

연구	06-04
----	-------

한국기업의 환노출 특성에 관한 연구

안순권

한국기업의 환노출 특성에 관한 연구

1판1쇄 인쇄/ 2006년 3월 13일

1판1쇄 발행/ 2006년 3월 17일

발행처/ 한국경제연구원

발행인/ 노성태

편집인/ 노성태

등록번호/ 제318-1982-000003호

(150-756) 서울특별시 영등포구 여의도동 28-1 전경련회관
전화 3771-0001(대표), 3771-0057(직통) / 팩스 785-0270~1

<http://www.keri.org>

© 한국경제연구원, 2006

한국경제연구원에서 발간한 간행물은
전국 대형서점에서 구입하실 수 있습니다.
(구입문의) 3771-0057

ISBN 89-8031-394-2

6,000원

* 제작대행: (주)FK1미디어

발간사

환율은 한국경제의 주요한 화두다. 무역의존도가 높은 나라로서 환율이 수출 및 수입 상품의 가격경쟁력을 좌우하고 있기 때문이다. 환율 이외에도 해외경제의 경기, 원자재가격 등이 수출 및 수입에 영향을 미치지만 다른 나라의 기업에도 유사한 영향을 미치므로 환율만큼 직접적이지는 않다. 환율의 변화는 기업의 수출입에 직접적인 영향을 미치며 해당 기업의 매출과 수익도 영향을 받으므로 결국 기업의 주가변화 요인으로 작용하게 된다. 환율이 상승하면 수출기업의 경우 수익이 증가하는 반면 수입기업은 수익이 감소한다. 해외차입, 해외투자 등에 의해 순외화자산이 있는 기업은 환율이 상승하면 평가익을, 하락하면 평가손을 본다. 반면 순부채가 있는 기업은 환율이 상승할 경우 부채상환부담이 늘어나고 하락하면 부채상환부담이 줄어들게 된다. 기업 경영환경의 급격한 국제화로 환율의 영향을 받지 않는 기업은 거의 없게 되었다. 국제거래를 하지 않는 기업들도 환율이 수입품의 상대가격에 영향을 미치므로 국내시장의 경쟁력 결정에 주요 변수로 작용한다.

환율이 이처럼 우리 경제에 큰 영향을 미치지만 경제현상 중에서 환율은 가장 불가해한 분야 중 하나다. 외환위기 이후 자유변동환율제가 도입되면서 더욱 그렇다. 수많은 경제연구소와 전문가들이 환율을 예측하나 적중하는 경우는 매우 드물다. 기업의

경영인들이 환율 불안정을 경영계획 수립의 주요 걸림돌로 여기는 경향이 강한 것도 그런 연유일 것이다.

환율이 급변하게 되면 무역의존도가 높은 우리나라 기업들의 수출경쟁력에 큰 영향을 미치는 데다 엄청난 환차손을 발생시킬 가능성이 높다. 환율이 크게 변하거나 일정 수준을 넘을 경우 중앙은행이 외환시장에 개입하는 것도 이 같은 기업들의 애로를 덜어 주는 데 주요 이유가 있다. 그러나 환율변동의 영향을 크게 받고 있는데도 우리나라 기업들의 상당수는 환위험에 대한 인식부족과 환위험 회피기법의 미숙을 드러내고 있다. 따라서 환율변화가 우리나라 기업의 수익에 미치는 영향인 환노출을 실증적으로 연구하는 것은 당국의 외환정책 수립과 기업의 경영 측면에서 의미 있는 작업일 것이다.

본 연구는 1992년부터 2004년 기간중 우리나라 기업의 환노출을 다양한 기법을 사용하여 분석하였다. 기존의 연구는 환율변동과 기업의 가치 사이의 관계를 선형으로 가정하여 환노출을 측정하였으나 본 연구는 환율변동과 기업의 가치는 비선형관계일 가능성이 높다는 재무이론을 수용, 비선형 환노출 회귀방정식을 사용한 것이 기존의 연구와 차별된다. 환노출을 효과적으로 관리하기 위해서는 기업의 경영활동과 재무적 특성이 환노출에 미치는 영향을 파악할 필요가 있다. 본 연구에서는 재벌기업 여부, 미래성장성 및 통화별 특성 등 기존 연구가 소홀히 다룬 기업의 특성을 충분히 고려하여 환노출의 결정요인을 분석했다. 보고서는 우리나라 기업의 환노출 특성으로부터 기업의 경영전략 수립과 당국의 정책 수립에 도움이 되는 의미 있는 시사점을 제시하고 있다.

이 연구의 제안세미나에 참석하여 연구방향과 관련하여 중요한 논평을 해 주신 금융연구원의 정찬우 연구위원, 모델 설정과 관련해 자문에 응해 주신 이병기 연구위원과 건국대의 오세경 교수,

통계자료 입수에 도움을 주신 무역협회 무역연구소의 신승관 연구위원, 통계패키지 프로그램의 운영과 관련해 자문에 응해 주신 박승록 선임연구위원과 김창배 선임연구원, 미주리대의 전경성 박사에게 감사의 말씀을 드린다. 또한 서면논평을 통해 이 보고서의 내용을 개선하는 데 많은 도움을 주신 익명의 두 분 논평자에게 감사의 말씀을 드린다. 마지막으로 힘든 통계자료 수집과 정리작업을 맡아준 윤지애 연구원, 이영주 연구원 및 김광호 연구원과 통계작업에 협조해 준 김민정 연구원, 김소현 연구원에게 감사를 드린다. 끝으로 본 보고서의 연구내용은 저자의 개인적 견해이며 본원의 공식견해와는 무관함을 밝혀 두는 바이다.

2006년 3월
한국경제연구원
원장 노성태

목 차

요 약	11
제1장 서 론	17
제2장 선행연구에 대한 검토	25
1. 환노출의 정의 및 측정	27
2. 비선형 환노출에 대한 연구	30
(1) 환노출 측정에 대한 선형적 접근	30
(2) 환노출 측정에 대한 비선형적 접근	32
3. 환노출에 대한 실증연구	39
(1) 외국의 실증연구	39
(2) 우리나라의 실증연구	45
제3장 환노출 추정을 위한 모형	49
1. 모형 설정	51
(1) 선형 환노출 모형	51
(2) 비선형 환노출 모형	53
2. 환노출 분석 방법	55
3. 환노출의 비선형 검정	58
6 한국기업의 환노출 특성에 관한 연구	

제4장 환노출 결정요인 분석	61
1. 환노출 결정요인과 가설	63
(1) 대외거래활동	63
(2) 헤지활동	65
2. 모델 설정	69
3. 자 료	72
제5장 실증분석 결과	75
1. 개별기업의 환노출 추정	77
(1) 선형 환노출	77
(2) 비선형 환노출	79
2. 분석의 확장	86
(1) 원/달러 환율과 원/엔 환율에 대한 환노출 분석	88
(2) 외환위기 전후의 비교	98
(3) 산업별 환노출	102
3. 환노출의 비선형 검정	108
4. 환노출 결정요인 분석	110
(1) 특성변수의 통계량	110
(2) 환노출 결정요인 분석 결과	112
제6장 결론 및 정책시사점	133
참고문헌	141
영문초록	148

표 목차

<표 1> 원/달러 환율 일일 변동폭 추이(일평균 기준)	21
<표 2> 선형 환노출	78
<표 3> 비선형 환노출: 불록형	83
<표 4> 비선형 환노출: 오목형	84
<표 5> 선형 및 비선형 환노출 기업의 비율	85
<표 6> 원/달러 및 원/엔 환율에 대한 선형 환노출 추정계수 ..	90
<표 7> 원/달러 및 원/엔 환율에 대한 비선형 환노출 추정계수 ..	92
<표 8> 환율 및 주가 변화율 추이	101
<표 9> 국내기업 파생금융상품 투자규모	101
<표 10> 원/달러 환율에 대한 비선형 환노출 추정계수의 산업별 분포	104
<표 11> 원/엔 환율에 대한 비선형 환노출 추정계수의 산업별 분포	106
<표 12> 부호 및 크기 편이 검정	109
<표 13> 특성변수의 통계량	111
<표 14> 원/달러 환율에 대한 환노출 결정요인: 선형 환노출 ..	114
<표 15> 원/달러 환율에 대한 환노출 결정요인 : 비선형 환노출	116
<표 16> 원/엔 환율에 대한 환노출 결정요인: 선형 환노출 ..	118
<표 17> 원/엔 환율에 대한 환노출 결정요인: 비선형 환노출 ..	120

<표 18> 원/달러 환율에 대한 환노출 절대값 결정요인	
: 선형 환노출	124
<표 19> 원/달러 환율에 대한 환노출 절대값 결정요인	
: 비선형 환노출	126
<표 20> 원/엔 환율에 대한 환노출 절대값 결정요인	
: 선형 환노출	128
<표 21> 원/엔 환율에 대한 환노출 절대값 결정요인	
: 비선형 환노출	130

그림 목차

<그림 1> 원/달러 환율 추이	22
<그림 2> 원/엔 환율 추이	22
<그림 3> 불록형 환노출	34
<그림 4> 오목형 환노출	37

요 약

환율변화가 기업의 가치에 미치는 영향을 측정하는 환노출(Exchange Rate Exposure) 추정은 그동안 미국, 일본 등의 선진국 기업은 물론 우리나라의 기업을 대상으로 다양한 방법과 표본을 사용하여 이루어져 왔다. 그러나 대다수의 선행연구에서 환노출 계수가 유의적으로 나타나는 비율이 그리 높지 않았다.

이처럼 환노출이 낮게 나타난 것은 기업들이 국제 분산투자와 파생금융상품을 통해 환위험을 헤지하는 데다 환노출 효과를 상쇄시키는 표본추출상의 오류가 발생할 수 있고 환율지수를 사용할 경우 여러 나라 환율의 움직임이 서로 상쇄되어 환노출을 정확히 측정할 수 없는 점 등이 주요 요인으로 거론되어 왔다. 이 같은 문제점을 해결하기 위해 환율지수를 사용하지 않고 개별통화별 환율을 사용하거나 환율변화에 시차변수를 도입하는 등 다양한 방안이 도입되어 환노출을 추정했으나 유의성이 별로 개선되지 못했다.

환노출 연구가 기존의 추정방법에서 벗어나지 못한 채 정체 현상을 보이고 있는 가운데 Bartram(2004)은 기존의 환노출 측정방법에 의문을 제기하고 해결책을 제시했다. 기업의 주가와 환율변동간의 선형회귀방정식을 사용하여 선형 환노출을 추정한 기존의 방식이 환노출이 유의적인 기업의 비중을 낮게 한 주요 이유 중 하나라는 것이다.

본 연구는 우선, Bartram(2004)처럼 기업의 수출가격 및 옵션 전략 등을 고려할 때 환율변동과 기업의 주가간의 관계는 비선형일 가능성이 더 높다고 보고 1992년부터 2004년 기간중 우리나라 645개 비금융기업의 환노출을 추정하고자 한다.

둘째, 분석대상 기간을 3년 단위로 4개 기간으로 나누어 환노출의 변화추이를 비교한다. 환율절하와 주가폭락이 동시에 진행된 1997년 11월부터 1998년 12월까지의 외환위기 기간은 외환시장과 주식시장간의 정상적인 파급경로가 가동하지 않은 점을 고려, 환노출 추정대상에서 제외한다.

셋째, 환노출 형태로 선형과 비선형 모두를 가정, 기업의 환노출 실태를 비교 분석한다. 비선형 환노출을 측정하기 위한 환노출 추정 회귀식은 Bartram(2004)의 방식을 사용한다.

넷째, 외환위기 이후 자유변동환율제하에서 과연 우리나라의 기업의 환노출이 증가했는지 여부를 검증하고자 한다.

마지막으로, 기업의 경영활동과 재무적 특성 중 환노출을 결정하는 주요 요인을 분석함으로써 기업의 환노출 관리 전략 수립과 투자자의 의사결정, 당국의 정책 수립에 기여하고자 한다.

유의적인 환노출 기업을 식별하는 데 선형 환노출과 비선형 환노출의 상대적 우위성을 파악하기 위해 선형 환노출 회귀식과 비선형 환노출 회귀식에 실질실효환율과 원/달러 및 원/엔 환율을 각각 독립변수로 하나씩 포함시켜 추정했다. 추정한 결과 볼록형 환노출 계수가 전 기간에 걸쳐 선형 및 오목형 환노출 계수의 추정 결과보다 유의적인 환노출 기업수가 더 많았다.

이에 선형 환노출과 함께 비선형 환노출의 형태를 볼록형 환노출로 채택, 우리나라 기업의 환노출 특성을 분석했다. 우리나라 기업의 환노출 특성 분석을 위한 환노출 추정에는 실효환율이 개별기업의 환노출을 왜곡시킬 가능성이 있는 등의 문제점을 감안

해서 개별 국가 통화에 대한 원화 환율 중 우리나라 기업에 가장 큰 영향을 미치는 원/달러 환율 및 원/엔 환율을 환노출 추정 방정식에 포함시켜 환노출을 측정했다.

추정된 선형 환노출 계수와 비선형 환노출 계수가 유의적인 기업이 전체 기업에서 차지하는 비중은 모두 원/달러 환율과 원/엔 환율에 대해 1기(1992~1994년)부터 자본자유화가 진전된 2기(1995~1997년 10월)와 자유변동환율제가 도입된 외환위기 이후인 3기(1999~2001년)까지 계속 상승하다 4기(2002~2004년)에 하락하는 추세를 보이고 있다. 그러나 환노출이 유의적인 기업의 비중은 비선형 환노출의 경우가 훨씬 높다.

비선형 환노출을 중심으로 볼 때 환율의 상승효과는 통화별 및 기간별로 다르게 나타나고 있다. 원/달러 환율이 오를 경우 1기와 4기에는 혜택을 받은 기업이 더 많았으나 나머지 기간은 손실을 입은 기업이 더 많았다. 원/엔 환율이 오를 경우는 전 기간에 걸쳐 손실을 입는 기업이 더 많았다. 환노출이 유의적인 기업만을 대상으로 보면 원/달러 환율이 오를 경우 1기를 제외한 전 기간에서 손실을 보는 기업이 더 많았으며 원/엔 환율이 오를 경우 3기에만 이익을 보는 기업이 더 많았고 다른 기간에는 손실을 보는 기업이 더 많았다.

유의적인 환노출 계수를 가진 기업의 비중이 원/달러 환율과 원/엔 환율에 대해 1기부터 외환위기 이후인 3기까지 계속 상승하다 4기에 하락하는 추세를 보이고 있는 것은 4기중 환율과 주가의 변동률이 감소한 데다 파생금융상품 투자가 급증하는 등 기업의 환리스크 관리에 대한 관심이 증가한 점이 주요 요인인 것으로 분석된다.

유의적인 환노출을 나타내는 기업의 비중이 1기에서 3기까지 늘어났다 4기에 줄어드는 추세는 산업별 유의적인 환노출 기업수

의 추이에서도 비슷하게 나타나고 있다. 환노출이 유의적인 기업의 비중이 10%를 넘는 산업의 수에서는 외환위기 전후에 걸쳐 원/엔 환율에 대한 환노출을 나타내는 산업의 수가 원/달러 환율에 대한 환노출의 나타내는 산업의 수보다 훨씬 많다. 이는 환율 변동이 기업가치에 미치는 효과가 더 많은 업종에서 나타나고 있는 것을 의미한다. 외환위기 이후에는 섬유·의복, 의약, 음식료품, 의료·정밀, 종이·목재 등 해외원자재 수입이 많은 업종과 환위험 회피에 대한 관심과 노력이 적은 업종이 환위험에 더 많이 노출되고 있는 점이 두드러지고 있다.

우리나라 기업의 환노출을 결정하는 데는 수출비율, 외화부채 비율 등 대외거래변수와 함께 기업의 규모, 재벌기업 여부, 현금흐름 비율, 토빈q 및 장기부채 비율 등의 헤지활동 대응변수들이 유의적인 변수로 작용하는 것으로 보인다. 우리나라 기업은 수출비율이 클수록 환위험에 더 많이 노출되며 환율이 오를수록 수출비율이 높은 기업은 이익을 보는 것으로 나타났다. 외화부채 비율이 클수록 역시 환노출에 더 많이 노출되며 외화부채 비율이 높은 기업은 달러화 및 엔화 대출 모두 외환위기 이후 환노출로 손실을 보는 것으로 나타났다. 기업의 규모가 환노출에 미치는 영향은 통화별로 엇갈리고 있다. 재벌계열사는 독립기업보다 환위험에 적게 노출되는 것으로 나타났다. 수익성이 높은 기업은 환위험에 더 노출되는 것으로 나타났다. 성장기회와 부채비율이 높은 기업이 환위험에 적게 노출되지는 않는 것으로 나타났다.

이상의 분석 결과는 다음과 같은 정책상의 유의점을 시사한다. 우선, 환율상승으로 이익을 보는 기업보다 환율하락으로 이익을 보는 기업이 더 많은 경우가 많은 점은 막대한 방어비용이 드는 무리한 환율방어의 필요성이 적은 것을 의미한다고 볼 수 있다. 다만, 경쟁국 통화와 비교할 때 원화 환율만 하락하거나 상대적

으로 더 많이 하락할 경우에는 환율의 하락 속도와 폭을 조정하기 위한 시장개입은 필요할 것으로 보인다.

둘째, 환노출을 줄이기 위해서는 급격한 환율변동을 막아야 한다. 당국의 적정 환율 방어능력에 대한 시장의 신뢰확보와 함께 국내 외환시장의 규모 확대와 지나친 달러화 거래 편중 시정이 필요하다. 결제수단의 다변화와 자본 거래 활성화를 위한 규제완화 등 적극적인 외환시장 확대 정책이 요구된다. 국내 외환시장에서 단기간 내 외화매도가 집중하여 환율이 급락하는 현상을 완화하기 위해 외부충격에 대한 거시경제의 안정성을 확보하는 범위 내에서 해외투자(자본의 수출)의 점진적이고 탄력적인 확대를 추진할 필요가 있다.

셋째, 환율이 상승하면 기업의 가치에 미치는 부정적인 영향이 달러화보다 엔화에 대해 크게 나타나는데 이는 일본산 시설재 및 중간재 수입을 다른 국가로 다변화하기가 쉽지 않기 때문으로 분석된다. 따라서 만성적인 대일무역적자 축소 및 일본산 핵심부품의 국산화를 위한 중소기업 육성정책이 요청된다.

넷째, 기업들의 환위험 회피를 위한 관심과 투자와 함께 환율변동의 충격을 흡수할 수 있는 비가격 경쟁력 제고를 위한 체질 개선에 적극 나서야 한다. 대기업보다 환위험에 대한 노출이 큰 중소기업에 대한 환위험 관리 컨설팅 강화와 내부 전문인력 양성이 요청된다.

마지막으로, 우리나라 기업의 환노출 결정에는 수출비율, 외화부채 비율과 함께 기업의 규모, 수익성, 성장성, 부채비율 등의 특성들이 영향을 미치고 있다. 기업들이 환리스크를 관리할 때 이 같은 특성을 적극 고려할 필요가 있다.

본 연구는 선형 환노출 회귀식과 함께 비선형 환노출 회귀식을 사용, 우리나라 기업의 통화별 환노출 계수를 측정하고 환노출

결정요인 분석을 시도했다는 점에서 기존 연구와는 차별성을 갖는다. 또 외환위기 이후 자유변동환율제 실시 이후 예상대로 환노출이 급증했으나 최근 수년간에는 다소 하락하는 추세를 보인 것을 밝힌 것도 처음으로 얻은 결과이다.

그러나 비선형 환노출을 측정하는 데 사용될 다양한 비선형 함수형태를 기업별 특성에 맞게 기업별로 적용하지 못하고 비선형 환노출을 추정하면서 환노출의 시차를 고려하지 못한 아쉬움이 있다. 또 환노출 결정요인을 분석하면서 환헤지 활동과 관련, 기업의 파생금융상품 거래 현황을 분석하면 더 의미 있는 결과가 나올 것으로 기대한다.

제1장

서론

환율변동은 기업들에게 불확실성의 주요 요인 중 하나로 인식되고 있다. Dixit(1989), Gagnon(1993) 등은 환율변동이 기업의 수익에 대한 불확실성을 높여 거래량을 줄인다고 밝혔다. 환율의 변화는 기업의 현재 및 미래 현금흐름과 수익에 영향을 미치게 되며 기업가치도 환율변동의 영향을 받게 된다.

환율변화가 기업의 가치에 영향을 미칠 경우 기업은 환노출(Exchange Rate Exposure)에 직면하게 된다. 기업의 가치는 미래 현금흐름의 현재가치로 추정할 수 있는데 미래의 현금흐름을 측정하는 것이 쉽지 않아 대부분의 선행연구에서는 기업의 시장가치인 주가의 변화와 환율변화 사이에 존재하는 민감도(Sensitivity)로 환노출을 측정하고 있다.

환노출 추정은 그동안 미국, 일본 등의 기업과 산업을 대상으로 다양한 방법과 표본을 사용하여 이루어져 왔다. 그러나 선진국 기업에 대한 대다수의 연구에서 환노출 계수가 유의적으로 나타나는 비율은 높지 않았다.¹⁾ 이처럼 환노출이 낮게 나타난 것은 우선 기업들이 세계 각지에 영업활동을 분산하고 다양한 금융기법을 활용함으로써 환위험을 줄이는 리스크관리를 하고 있기 때문이다. 이와 함께 투자자가 정확한 정보를 얻지 못해 환율움직임과 기업가치에 미치는 영향을 잘못 추정해서 체계적 오류가 일어날 가능성²⁾과 실효환율과 같은 환율지수(Foreign Exchange Rate Indices)를 사용할 경우 여러 나라 환율의 움직임이 서로 상쇄되어 환노출을 정확히 측정할 수 없는 문제점이 있다.³⁾

이 같은 문제점을 해결하기 위해 환율지수를 사용치 않고 개별

1) Jorion(1990), Bodnar and Gentry(1993), Bartov and Bodnar(1994), Griffin and Stulz(2001) 참조.

2) Bartov and Bodnar(1994) 참조.

3) Dominguez and Tesar(2001) 참조.

통화별 환율을 사용하거나 환율변화에 시차변수를 도입하는 등 다양한 방안이 도입되어 환노출을 추정했으나 유의적인 환노출 비중이 별로 개선되지 못했다.

환노출 연구가 다소 정체된 양상을 보이고 있는 가운데 최근 기존 연구의 환노출 측정방법에 근본적인 의문을 제기하고 대안을 제시한 연구가 나와 주목을 받고 있다. Bartram(2004)의 연구가 그것이다. 환노출을 측정하기 위해 Adler and Dumas(1984)가 최초로 기업의 주가를 환율변동에 회귀시키는 선형방정식을 사용, 선형 환노출 계수를 추정한 이래 기존의 연구는 거의 대부분 이 같은 선형 환노출 가정에서 벗어나지 않았다. 기존의 연구에서 환노출이 유의적인 기업의 비중이 낮은 보다 근본적인 원인과 관련, Bartram(2004)의 연구는 기존 연구의 모델들이 환노출의 형태를 선형(Linear)으로 가정하고 있기 때문이라고 지적했다. 이 연구는 환노출에는 선형보다는 비선형적인 요소가 더 많은 점을 주목하고 있다. 재무이론에 따르면 기업의 재무위험이 현금흐름과 환노출간의 비선형관계로 인해 비선형적인 요소를 가질 수 있다는 것이다(Giddy and Dufey, 1995; Stulz, 2003; Ware and Winter, 1988). 이에 따라 비선형 환노출의 측정은 기업의 위험관리에 중대한 의미를 가진다는 것이다. Bartram(2004)의 연구는 기업의 주가와 환율변동간의 관계에 대해 비선형 환노출 모형을 설정하고 447개 독일 비금융기업을 대상으로 실증분석한 결과 선형 환노출 모형일 경우보다 유의적인 환노출을 나타내는 기업의 수가 크게 늘어나는 것을 밝혔다.

환율변화에 대한 기업가치의 민감도를 나타내는 환노출은 해외 의존도가 높은 우리나라 기업에서 예민하게 나타날 것으로 예상된다. 그러나 우리나라 기업을 대상으로 한 환노출 연구 결과는 미국이나 일본 기업에 비해 환노출 비중이 더 적은 것으로 나타

나고 있다.⁴⁾ 이는 무역의존도가 미국이나 일본보다 높은 우리나라의 특성상 미국·일본 기업에 비해 환위험에 노출되는 기업이 더 많을 것이란 예상과는 다른 결과이다.

우리나라 기업을 대상으로 한 기존의 연구에서 환노출이 상대적으로 적게 나온 것은 무엇보다도 1997년 외환위기로 인해 자유변동환율제도로 전환되기 전에 주요국 통화에 대한 환율변동폭이 미미했던 점과 관련이 있다.

<표 1> 원/달러 환율 일일 변동폭¹⁾ 추이(일평균 기준)

(단위: 원)

1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
1.2	12.7	14.5	3.5	3.3	4.8	3.8	2.65	2.63

주: 1) 전일대비 일일변동폭 평균

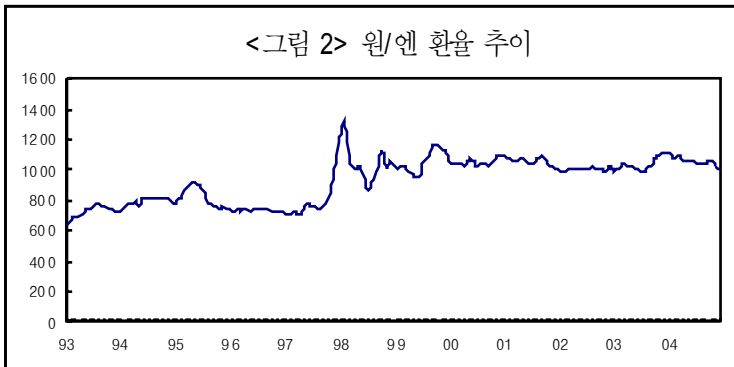
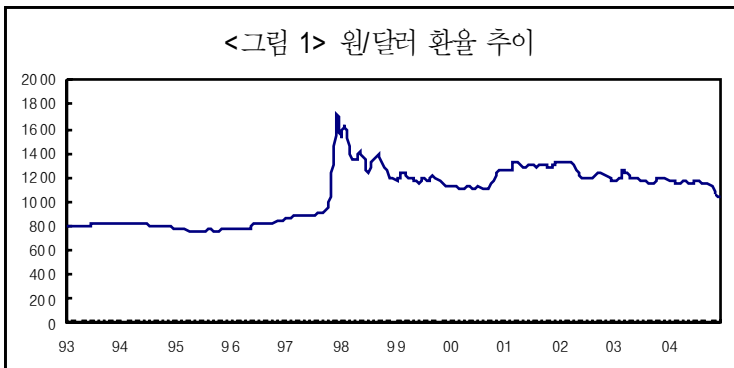
자료: 한국은행

원/달러 환율의 일평균 변동폭은 외환위기 이전인 1996년까지는 1원 내외에 불과했으나 외환위기를 전후한 1997~98년에는 10원 이상으로 크게 증가했으며 1999년 이후 2002년까지는 3~4원, 그리고 2003년과 2004년에는 2원대를 기록하고 있다(<표 1>참조). 환노출 추정은 예상치 못한 환율변동이 주가수익률로 표시된 기업가치에 미치는 영향을 분석하는 것인데 외환위기 이전에 시장평균환율제도가 시행되었던 시기⁵⁾에는 환율변동이 예측이 가능

4) 권택호·박종원(1999), 이현석(1999), 정찬우(2003) 참조.

5) 우리나라의 환율제도는 1990년 3월 복수통화 바스켓제도에서 시장평균환율제도로 이행되었고 1992년 1월에는 주식시장이 외국인에게 개방되었으며 개방폭이 점차 확대되었다. 1995년부터는 자본자유화를 단계적으로 실시하는 내용의 외환제도 개혁안이 시행되었다. 1997년 12월 외환위기의 충격 속에 자유변동환율제도가 도입되었으며 1998년에는 금융시장이 외국인에게 전면 개방

할 정도)로 완만했다면 환노출에 유의적인 기업이 적게 나오는 것은 당연한 이치인지 모른다(<그림 1>, <그림 2> 참조). 따라서 자유변동환율제가 도입된 외환위기 이후 우리나라 기업의 환노출은 크게 늘어날 것으로 예상되어 왔다. 실증분석에서 정찬우(2003)와 Yoon(2003)은 외환위기 이후 우리나라 기업의 환노출이 증가한 것으로 밝혔다.



되었다.

- 6) 정찬우(1998)의 연구는 여러 차례 일일변동폭 확대에도 불구하고 환율의 움직임이 시장수급상황을 반영했다고 볼 수 없으며, 일일변동폭 내에서만 진행되었던 환율의 움직임은 어느 정도 예측이 가능하다고 밝혔다.

본 연구의 목적은 우선, 1992년부터 2004년 기간중 우리나라 645개 비금융기업의 환노출을 추정하고자 한다. 이 연구는 아울러 분석대상 기간을 3년 단위로 4개 기간으로 나누어 환노출의 변화추이를 비교한다. 외환위기 기간은 환율절하와 주가폭락이 동시에 진행된 1997년 11월부터 1998년 12월까지로 설정하고 이 기간중에는 외환시장과 주식시장간의 정상적인 파급경로가 가동되지 않은 점을 고려, 환노출 추정대상에서 제외한다.⁷⁾

둘째, 환노출 형태에 대해 선형과 비선형 모두를 가정, 기업의 환노출 실태를 비교 분석한다. 비선형 환노출을 측정하기 위한 환노출 추정 회귀식은 Bartram(2004)의 방식을 사용한다. 이는 선행연구에서 우리 기업의 유의적인 환노출 비율이 낮게 나온 데는 선형 환노출을 전제로 한 것이 큰 영향을 미친 것으로 보고 환율변동과 기업의 가치 사이의 관계는 비선형일 가능성이 높다는 재무이론을 수용한 접근이다.

셋째, 외환위기 이후 자유변동환율제하에서 과연 우리나라 기업의 환노출이 증가했는지 여부를 검증하고자 한다. 선행연구에서 외환위기 이후 환노출이 증가 추세인 것으로 밝혔으나 이를 일반화하기는 어려운 측면이 있다. 자유변동환율제도 도입 이후 환노출이 커질 가능성이 높아졌지만 이와 함께 환위험 헤지를 증가시킬 유인도 커졌기 때문이다. 1999년 4월 파생금융상품거래에 대한 실수요자 원칙이 폐지된 데 이어 2001년 10월 외화대출 용도제한이 폐지되어 기업의 다양한 통화의 외화운용 및 차입이 가능해짐으로써 외환시장에서 기업의 환헤지가 용이해졌기 때문이다. 환위험 헤지를 확대하면 환노출도 그만큼 감소할 가능성이 높다.

마지막으로, 환노출을 효과적으로 관리하기 위해서는 기업의

7) 정찬우(2003)의 방식을 따름.

경영활동과 재무적 특성이 환노출에 미치는 영향을 파악할 필요가 있다. 본 연구에서는 재벌기업 여부, 미래성장성 및 통화별 특성 등 기존 연구가 소홀히 다룬 기업의 특성을 충분히 고려하여 환노출의 결정요인을 체계적으로 분석함으로써 기업의 환노출 관리 전략 수립과 투자자의 의사결정, 당국의 정책 수립에 기여하고자 한다.

본 연구는 2장에서 선행연구와 비선형 환노출 개념의 도입 배경을 살펴보고 3장에서 환노출 추정을 위한 모형을 제시하며 4장에서는 환노출 결정요인 분석을 위한 모델과 가설을 설정한다. 5장에서는 실증연구 결과를 제시하며 6장에서는 주요 연구결과를 요약하고 정책적 시사점과 향후과제를 제시한다.

제2장

선행연구에 대한 검토

1. 환노출의 정의 및 측정

환율변동에 기업의 가치가 영향을 받아 발생하는 환노출은 일상적 거래로부터 발생하는 거래적 환노출(Transaction Exposure)과 대차대조표상의 자산과 부채의 가치를 환산하는 과정에서 발생하는 회계적 환노출(Accounting Exposure)이 있다. 거래적 환노출에서 미래의 불확실한 거래로부터 발생하는 현금흐름에 대한 환노출을 경제적 환노출(Economic Exposure Risk)로 다시 분류한다. 경제적 환노출은 기존의 계약에 대한 영향을 나타내는 계약 환노출(Contractual Exposure Risk)과 미래의 영업활동이 낳을 현금흐름에 대한 영향을 나타내는 영업 환노출(Operating Exposure)로 나뉜다.⁸⁾

환율변화가 기업의 경영에 영향을 미치는 경로는 다양하다. 수출기업은 외국 소비자들이 제품을 더 많이 구입할 수 있게 되면 국내통화 평가절하의 이익을 얻게 된다. 반면에 중간재를 수입하는 기업은 국내통화 평가절하로 생산비가 늘어나 이익이 줄어들 수 있다. 대외무역을 하지 않는 기업들도 국내시장이 개방되어 있으면 외국제품과의 경쟁에 따라 환율변동의 간접적인 영향을 받게 된다. 따라서 회계학적인 방법은 이 같은 기업경영상의 효과를 측정할 수 없으며 이에 따라 환율변동이 기업의 이익과 현금흐름에 미치는 영향인 경제적 환노출에 대한 연구가 이루어져 왔다.

환율변화가 기업에 미치는 영향에 관해 경제학적 방법으로 연구를 시도한 것은 Shapiro(1975)이다. 이 연구는 환율 혹은 물가의 변화가 기업의 가치에 미치는 영향을 부분균형모델로 분석한 결과,

8) Sercu and Uppal(1995), p.469.

국내통화의 평가절하로 수출기업의 이익을 증가한다고 밝혔다.

Hodder(1982) 등 환노출의 초기 연구는 환율변화가 기업의 현금흐름에 미치는 영향을 측정하는 것이었다. 이 같은 현금흐름모델은 기업의 위험관리 측면에서 적합한 방법이다. 이 모델은 소수의 기업을 대상으로 환노출을 분석하는 데는 유용하나 다수의 기업을 분석하는 경우에는 적합하지 않다.⁹⁾ 현금흐름 방식을 사용해서 환노출을 측정하려면 기업의 매출과 비용 및 여러 변수들을 모형에 포함시켜야 되고 정확한 현금흐름을 예측하려면 기업의 내부정보까지 이용해야 할 경우도 많기 때문이다. 게다가 미래의 현금흐름을 예측하는 것도 쉽지 않다.

현금흐름모델의 이 같은 문제점을 해결하기 위해 Adler and Dumas(1984)는 미래 현금흐름의 현재가치가 시장가치인 점을 착안, 기업의 관찰할 수 있는 시장가치로 모형을 설정하는 시장가치모형을 제시했다. 이 연구는 환노출을 예상하지 못한 환율변동이 주식수익률로 표시된 기업가치에 미치는 영향으로 정의하고 있다. 예상한 환율변동으로는 환위험이 발생치 않으나 예상하지 못한 환율변화는 기업의 수익에 영향을 미쳐 기업의 가치(주가)가 변화하게 되어 환위험에 노출된다는 것이다. 이들은 경제적 환노출은 기업가치를 종속변수, 환율변동을 독립변수로 하는 다음과 같은 단순 선형회귀식의 추정계수로 측정할 수 있다고 밝혔다.

$$R_j = \alpha_j + \delta_j XR + \varepsilon_j \quad (1)$$

R_j 는 기업 j 의 주식수익률, XR 은 환율의 백분율 변화율, δ_j 는 환율변동에 대한 기업가치의 탄력성으로 기업 j 의 환율변동

9) 이현석(2003), p.308.

에 대한 총노출을 나타내는 탄력성계수이다.

Bodnar and Wong(2001)은 기업의 환율변동에 대한 총노출은 환율 변화에 관련된 부분과 관련되지 않은 부분으로 나누고 있다. 환율이 변화할 경우 현금흐름의 현재가치 변화를 통해 기업가치에 직접 영향을 미치는 부분과 무위험자산의 수익률, 시장위험프리미엄, 투자자의 심리 등 환율과 연계해서 움직이는 거시경제의 변수들이 기업가치에 미치는 부분으로 나누어진다는 것이다. 따라서 정확한 환노출 추정을 위해서는 거시경제효과와 관련된 부분을 제거해야 한다. 기업의 총환노출에 미치는 거시경제변수의 영향을 통제하기 위해 대부분의 실증연구는 시장포트폴리오의 수익률을 모형에 포함시키고 있다. 시장포트폴리오의 수익률은 거시경제변수의 영향을 통제할 뿐 아니라 총주가 수익률 변동에 대한 설명력을 대폭 높인다. 시장포트폴리오의 수익률이 없는 경우보다 회귀식의 잔차분산을 크게 줄여 환노출 추정의 정확성을 높여 주는 것이다. 회귀식 (1)에 시장포트폴리오의 수익률이 포함된 회귀식은 다음과 같다.

$$R_j = \alpha_j + \gamma_j XR + \beta_j R_M + \varepsilon_j \quad (2)$$

R_M 은 시장포트폴리오 수익률, β_j 는 시장포트폴리오에 대한 기업의 베타, γ_j 는 환노출을 나타내는 탄력성계수를 나타내며 기업의 총환노출 중에서 시장포트폴리오에 대한 기업의 베타를 통제하고 남는 것이다.

Jorion(1990), Bodnar and Gentry(1993), Allayannis(1995), Williamson(2001) 등 대부분의 연구는 시장포트폴리오의 수익률이 포함된 회귀식을 사용하고 있다.

2. 비선형 환노출에 대한 연구

(1) 환노출 측정에 대한 선형적 접근

기존의 환노출 연구는 대부분 선형 환노출을 가정한 것이다. 환노출을 환율변화가 기업의 미래 현금흐름에 미치는 영향으로 정의한다면 환노출은 다음과 같은 선형회귀방정식으로 나타낼 수 있다.

$$V_T(i) = a_{i,T} + b_{i,T}S_T(i) + e_T(i) \quad (3)$$

$V_T(i)$ 는 환율이 $S_T(i)$ 일 때 기업의 미래 현금흐름의 원화 가치이며 $S_T(i)$ 는 T 기의 외국통화에 대한 원화 환율을 나타낸다. $e_T(i)$ 는 오차항이며 $S_T(i)$ 와 상관관계가 없는 것으로 가정한다.

이 회귀식에서 회귀계수 $b_{i,T}$ 는 환율이 한 단위 변화할 때의 현금흐름의 변화를 측정하며 환노출을 나타낸다. $V_T(i)$ 가 원화로 표시되므로 $a_{i,T}$ 와 $e_T(i)$ 도 원화로 표시된다. 절편은 미래의 환율과 독립적이며 회귀식의 기울기는 오차항이 미래의 환율변화와 상관관계가 없게 결정된다. $a_{i,T} + e_T$ 는 환율변화에 노출되지 않은 현금흐름 부분이다. 따라서 회귀식 (3)은 기업의 가치를 환율에 선형적으로 노출된 부분($b_{i,T}$)과 환율과 무관한 부분($a_{i,T} + e_T$)으로 나눌 수 있다.

Sercu and Uppal(1995)은 기업이 환노출 $b_{i,T}$ 를 식별하게 되면 파생금융상품으로 헤지할 수 있다며 환노출 헤지에 따른 기업의 가치 변화를 다음과 같이 설명하고 있다.

예를 들어 기업은 $b_{i,T}$ 만큼 선물환을 매도해서 환노출을 헤지할 수 있다. 선물환 매도의 손익은 만기일의 현물환 환율에서 선물환 환율을 뺀 $S_T(i) - F_{i,T}$ 가 되며 $b_{i,T}$ 만큼 선물환을 매도했으므로 선물환의 손익은 $-b_{i,T}[S_T(i) - F_{i,T}]$ 가 된다. 환노출 헤지 이후 기업의 가치는 원래의 기업의 가치와 선물환의 손익을 합한 것으로 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$V_{T,hedged}(i) = V_i(i) - b_{i,T}[S_T(i) - F_{i,T}] \quad (4)$$

회귀식 (3)으로부터 원래의 기업가치 $V_i(i)$ 를 대입하면

$$V_{T,hedged}(i) = [a_{i,T} + b_{i,T}S_T(i) + e_T(i)] - b_{i,T}\{S_T(i) - F_{i,T}\} \quad (5)$$

가 되며 이를 다시 정리하면

$$V_{T,hedged}(i) = a_{i,T} + b_{i,T}F_{i,T} + e_T(i) \quad (6)$$

가 된다.

방정식 (6)을 살펴보면 환노출 헤지의 결과로 기업의 가치는 미지의 미래 현물환율이 아니라 알려진 선물환율에 의해 결정되는 것을 알 수 있다. 그러나 헤지된 기업의 가치가 위험이 완전히 없는 것은 아니다. 오차리스크 $e_T(i)$ 가 여전히 남아 있기 때문이다. 이 위험은 환율과 무관하므로 선형 혹은 직선적 환노출 헤지 방식인 선물환, 통화선물, 통화스왑 등으로 헤지할 수 없다.(pp.495-496)

환노출을 헤지한 이후 기업의 가치가 이미 알려진 선물환율에 의해 결정된다는 것을 예를 들어 설명하자. 삼성전자는 6개월 후에 미국에 100만 달러어치의 LCD TV를 수출하기로 계약을 맺었고,

현재 원/달러 환율이 1,000원이라고 하자. 이 회사가 수출대금을 지금 받는다면 10억원을 받을 수 있다. 그런데 이 회사는 수출대금을 6개월 후에 받게 되며, 이 대금의 원화가치는 6개월 후 원/달러 환율에 의해 결정된다. 현재 원화에 대한 6개월 만기 선물환율이 1,100원이라고 하자. 이 회사는 수출계약 체결과 함께 선물환 시장에서 100만 달러를 달러당 선물환율 1,100원에 매도하는 선물환 거래를 한다. 6개월 후 이 회사가 미국의 수입업자로부터 100만 달러를 받으면 선물환 거래에 따라 달러당 1,100원에 팔 수 있으므로 11억원을 받게 된다. 선물환율은 현재 시점에 이미 결정되어 있으므로 삼성전자가 6개월 후 받게 될 금액은 미래의 현물환율의 변동과 관계없이 항상 11억원으로 고정되게 된다.

환율변동에 따른 환위험을 회피하기 위해 사용되는 선물환, 통화선물 등은 환율변동과 기업의 가치간의 관계인 환노출 측면에서 볼 때 직선적, 대칭적 성격을 가진 것이다. 선물환의 매도자는 만기일의 선물환율이 현물환율보다 클수록 더 많은 이익을 얻게 되고 반대의 경우 더 큰 손실을 입게 되기 때문이다. 이 같은 헤지수단은 앞으로 결제될 외환거래의 환율을 현재 시점에서 확정시켜 환위험을 제거한다. 환율의 확정은 불리한 환율변동에 따른 손실을 없애지만 유리한 환율변동으로 인한 이익까지 없애는 양면성이 있다.

(2) 환노출 측정에 대한 비선형적 접근

환노출을 측정할 때 선형 형태의 회귀방정식을 최초로 제안한 연구는 Adler and Dumas(1984)였다. 이 연구는 환율변동에 의한 기업의 현금흐름이 불확실할 경우 선형 형태의 회귀방정식은 선형

형태의 환리스크 관리 상품으로 제거할 수 있는 환노출 부분만을 대상으로 하는 것을 보였다. 선형 환노출 헤지 방식인 선물환 등이 선형 환노출을 헤지하는 것은 앞에서 살펴본 바와 같다.

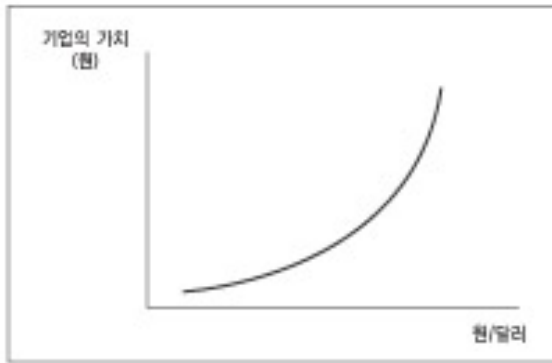
Bartram(2004)은 Adler and Dumas(1984)의 선형 형태의 환노출 회귀방정식이 비선형 형태의 환노출을 제외함으로써 모든 형태의 환노출을 다루지 않은 문제점을 지적했다. 기업들은 거래적 혹은 회계적 환노출을 관리하는 데 치중하고 있으며 여기에는 선물환, 통화선물, 통화스왑 등 직선적, 대칭적(Symmetric) 성격을 가진 헤징 수단을 주로 사용한다. 그 결과 선형 환노출은 대부분 제거할 수 있으나 위에서 언급한 것처럼 오차리스크 $e_r(i)$ 가 여전히 남아 있기 때문에 모두 제거할 수는 없다. 더구나 기업들이 헤징전략을 수립할 때 비선형 환노출에 대한 대응은 취약한 실정이다.

그런데 환율변동과 기업의 가치의 관계는 비선형일 개연성이 훨씬 높다. 다시 말해 기업가치의 환율변동에 대한 민감도인 환노출의 형태는 선형이기보다는 비선형인 것이 보다 현실적이라 할 수 있다. Sercu and Uppal(1995)은 그 이유로 미래의 영업활동이 낳을 현금흐름에 대한 영향을 나타내는 영업 환노출의 동태적 요소를 지적하고 있다.¹⁰⁾ 기업은 불리한 환율변동에 의한 손실을 줄이는 대응을 함으로써 기업의 현금흐름에 대한 부정적 영향을 최소화하는 반면 유리한 환율변동이 주는 기회를 활용함으로써 현금흐름에 대한 긍정적 영향을 극대화하려는 경향이 있다는 것이다. 미국에 자동차를 수출하는 현대자동차의 예를 들어보자. 현재의 원/달러 환율이 1,000원이며 현대자동차는 승용차 한 대를 20,000달러에 미국에 수출한다고 하자. 그런데 원/달러 환율은 900원 혹은 1,100원으로 변화할 수 있다고 가정하자. 환율변화에 대한 현대자동차의

10) Sercu and Uppal(1995), pp.504-505.

대응전략은 우선 환율변화를 수용해서 새로운 환율에도 한대 당 20,000달러에 수출하는 것이다. 현대자동차가 이 전략을 채택하면 환율변화가 기업의 가치에 미치는 영향은 직선적 혹은 선형적이다. 원/달러 환율 변화분에 비례해서 원화로 환산한 수출대금이 달라지기 때문이다. 그러나 현대자동차는 더 적극적인 전략을 세울 수도 있다. 원/달러 환율이 1,100원으로 오를 경우 수출가격을 인하하여 미국시장 내 판매대수를 늘려 원화로 환산한 영업이익을 더 늘릴 수 있는 것이다. 반대로 원/달러 환율이 내려갈 경우 수출가격을 인상하여 원화로 환산한 영업이익 감소를 줄일 수 있다.

<그림 3> 볼록형 환노출



환율변동의 방향과 관계없이 이 같은 적극적인 대응전략은 수동적인 전략보다 더 많이 구사될 것이다. 이는 현대자동차의 영업환노출이 <그림 3>처럼 볼록형(Convex)일 가능성을 시사한다.¹¹⁾ 기업의 수출전략은 불리한 환율변동이 현금흐름에 미치는 나쁜

11) Sercu and Uppal(1995), p.505.

영향을 최대한 억제하려는 반면 유리한 환율변동이 현금흐름에 미치는 좋은 영향은 가속화하려 할 것이기 때문이다. 이는 블록형 곡선에서 영업이익이 증가세를 나타낼 때는 증가율이 늘어나는 반면 감소세를 나타낼 때는 감소율이 줄어드는 형태에서 잘 나타나고 있다.¹²⁾

현대자동차뿐 아니라 기업들은 환율변동에 다양한 방법으로 대응하고 있다. 다국적 기업들은 환율변동에 맞서 생산, 부품 및 원자재 조달 등을 다수 국가에 분산하여 특정국가의 통화화에 대한 환위험을 줄일 수 있다. Ware and Winter(1988)는 이처럼 기업의 생산 및 수출입 등이 환율변동에 능동적으로 대응하고 현지화, 국제화되면 기업의 가치와 이익은 환율의 비선형함수가 된다고 밝혔다.

Bartram(2004)은 도산위험도 환율 위험과 관련이 있으며 환노출이 비선형성인 또 다른 원인이 된다고 밝혔다. 수입업자가 자국 통화의 절하로 수입대금을 지불치 못할 수 있고 국내 수요자나 공급자도 거래가 환율에 직간접적으로 영향을 받을 경우 지급불능위험이 환율과 관련이 있을 수 있다. 환율의 절상 또는 절하는 기업의 실적에 악영향을 미쳐 지급불능사태의 원인이 될 수 있으며 이는 환노출이 비선형 형태가 되게 한다는 것이다.

통화선물과 선물환 등의 손익은 만기일의 현물환율에 대해 선형인 것을 앞서 설명한 바 있다. 이들 파생금융상품의 매입자는 만기일의 현물환율이 선물계약시의 선물환율보다 클수록 더 많은 이익을 얻을 수 있고 반대의 경우 더 큰 손실을 입게 된다. 이들 상품의 수익구조는 대칭적인데 이는 현물환율의 한 단위 상승할 경우 선물환계약에 따른 현금흐름에 미치는 효과는 현물환율의

12) 이는 블록형 함수의 2차 미분이 양(Positive)인 것을 의미한다.

한 단위 하락할 때의 효과와 그 크기는 같으나 방향은 정반대이기 때문이다.

그러나 환율변화가 현금흐름에 미치는 영향이 비대칭적인 경우도 있다. 파생금융상품의 가격이 상승할 때는 이익을 얻으나 가격이 하락할 때는 손실을 입지 않는 경우가 있는 것이다. 통화옵션은 이처럼 비대칭적 혹은 비선형적인 수익구조를 가진 파생상품이다. 통화옵션은 특정통화를 미래 일정시점 또는 일정시점 이내에 사고 팔 수 있는 권리이다. 옵션매입자는 통화선물이나 선물환 같은 계약 이행을 위한 의무가 따르지 않으며 자기에게 유리할 경우에만 권리를 행사할 수 있다. 따라서 불리한 환율변동에 의한 손실위험을 없애면서 유리한 환율변동에 의한 이익기회를 유지할 수 있는 장점이 있다.

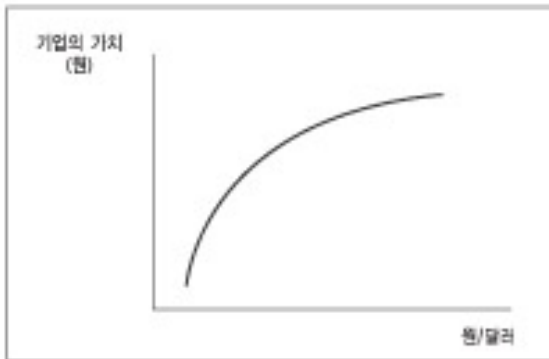
통화옵션¹³⁾을 사용하여 환위험을 헤지할 경우 기업의 수익구조를 예를 들어 살펴보자. 앞에서 예를 든 삼성전자의 경우 100만 달러의 수출대금을 받게 되는 6개월 후 원/달러 환율이 급락하여 원화로 환산한 수출대금이 줄어드는 손실을 피하기 위해 선물환을 매도하는 것 외에 풋옵션을 사용하는 방법이 있다. 6개월 후 선물환율이 현재의 원/달러 현물환율인 1,000원과 같다고 하자. 삼성전자는 6개월 후 현물환율이 달러당 1,000원보다 떨어질 경우 100만 달러를 선물환율인 1,000원에 팔 수 있는 풋옵션을 매입했다고 하자. 옵션을 사려면 일정액을 지불해야 하는데 이를 옵션가격 혹은 옵션프리미엄(Option Premium)이라고 한다. 삼성전자는 수출대금 100만 달러에 대해 달러당 50원의 옵션프리미엄을 지불하기로 하고 이를 위해 6개월 후에 갚기로 하고 5,000만원을 대출 받았다고 하자. 연율 금리를 5%로 가정하면 조달비용으로

13) 통화옵션은 특정통화를 살 수 있는 권리인 콜옵션(Call Option)과 팔 수 있는 권리인 풋옵션(Put Option)으로 나뉜다.

125만원이 들게 된다. 따라서 6개월 후에는 풋옵션 매입자금과 조달비용을 합쳐 5,125만원을 상환해야 한다.

만일 6개월 후 현물환율이 달러당 1,000원보다 떨어지면 삼성전자는 풋옵션을 행사, 선물환율인 1,000원에 수출대금을 판 10억 원에서 풋옵션 매입자금 및 조달비용인 5,125만원을 뺀 9억4,875만원을 갖게 된다. 반면 6개월 후 환율이 달러당 1,100원으로 오르면 풋옵션을 행사하지 않고 그때의 환율로 팔아 11억원에서 5,125만원을 뺀 10억4,875만원을 갖게 된다. 삼성전자는 선물환을 사용해서 헤지를 할 경우 항상 10억원을 얻게 되나 옵션을 사용할 경우 6개월 후 환율이 아무리 떨어져도 최소한 9억4,875만원은 확보하게 되며 환율이 오를수록 이익은 더 늘어나게 된다.

<그림 4> 오목형 환노출



옵션은 이처럼 비대칭적 혹은 비선형적인 수익구조를 가진 파생상품이다. 풋옵션이건 콜옵션이건 매입자의 손실은 옵션프리미엄에 국한되지만 잠재적인 이익은 무제한이기 때문이다. 따라서 통화옵션으로 환위험을 헤지할 경우 환노출은 비선형 형태이다. Giddy and Dufey(1995)는 기업이 통화선물을 기존의 비선형 환노

출 포지션을 헤지하는 데 사용치 않을 경우 통화선물은 환율변동과 기업가치간의 관계를 비선형으로 유도한다고 밝혔다. 옵션에 의한 환노출 헤지는 환노출 함수형태 중 <그림 4>와 같은 오목형(Concave)에 가깝다고 할 수 있다.¹⁴⁾ 큰 폭의 환율변동에 따른 가치하락을 옵션을 사용해서 줄일 수 있기 때문이다.

마지막으로 Bartram(2004)은 환율의 변동폭에 따른 기업가치의 변동 크기가 달라질 수 있는 점도 환노출이 비선형일 수 있는 이유가 된다고 지적했다. 소폭의 환율변동은 다른 가격변수들에 압도되어 기업의 주가에 큰 영향을 미칠 수 없으나 큰 폭의 환율변동은 기업가치에 큰 영향을 미칠 수 있다는 것이다.

오목형 환노출은 옵션의 개념과는 부합되는 점이 많으나 소폭의 환율변동이 기업의 가치에 큰 영향을 미치는 점에서 비현실적인 측면이 있다. 반면 블록형 환노출은 앞에서 언급한 현대자동차의 사례처럼 환율변동에 따른 기업의 수출가격 조정이 주로 이 같은 방식으로 이루어지는 데다 소폭의 환율변동은 다른 가격변수들에 압도되어 기업의 주가에 큰 영향을 미칠 없는 점을 적절히 반영한다고 볼 수 있다.¹⁵⁾

14) Bartram(2004) p.679 참조.

15) Bartram(2004) p.679 참조.

3. 환노출에 대한 실증연구

(1) 외국의 실증연구

기존의 대다수 연구에서 유의적인 환노출을 보인 기업의 비중이 예상외로 적은 것으로 나타났다. Jorion(1990)은 교역규모를 가중치로 한 명목실효환율을 사용하여 1971~1987년 기간중 총영업 규모에 대한 해외영업 비율이 10% 이상인 미국 다국적 기업을 대상으로 환노출을 측정하고 287개 기업 중 불과 15개 기업(5.2%)만이 환노출에 직면한 것으로 나타났다. 표본기간을 1972~1975년, 1976~1980년, 1981~1987년 3개 기간으로 나누어 기간별로 환노출 추정계수의 부호가 양인 기업의 수가 매우 다르게 나타나 분석 결과가 안정적이지 못한 것으로 나타났다. 또 해외영업 비율이 가장 높은 40개 기업과 가장 낮은 40개 기업을 분류해서 두 그룹에서 환노출의 크기와 유의성의 편차가 있는 것으로 나타났다. 특히 해외영업 비중이 큰 기업들도 환노출 추정계수가 유의적인 경우가 많지 않았다.

Amihud(1993)는 1982~1989년 기간중 수출비중이 높은 32개 미국기업을 대상으로 환노출을 추정하였으나 유의적이지 않았으며 수출비중이 가장 높은 8개 기업을 선정, 분석한 결과도 유의성이 크지 않았다. 409개 미국기업을 대상으로 한 Choi and Prasad(1995)의 연구에 따르면 유의적인 환노출을 나타낸 기업은 14.9%에 불과하다.

개별기업을 대상으로 한 연구뿐 아니라 산업별 자료를 이용한

연구에서도 유의적인 환노출을 나타내는 산업은 많지 않은 것으로 나타났다. Jorion(1991)은 미국의 2단위(Two-digit) 표준산업분류(SIC) 방식에 의해 해외영업 비중의 크기에 따라 산업별로 환노출을 측정한 결과, 화학과 기계산업 등 수출비중이 높은 산업은 유의적인 양의 환노출을 기록하고 섬유와 유통 등 수입비중이 높은 산업은 유의적인 음의 환노출을 보였다. 그러나 환노출의 추정계수가 유의적인 산업은 적은 수에 불과했다. Bodnar and Gentry (1993)는 1979~1988년 기간중 미국, 일본, 캐나다의 산업별 자료를 이용하여 환노출을 측정한 결과 소수의 산업만이 유의적인 환노출을 기록한 것으로 나타났다. 구체적으로 미국의 경우 39개 산업 중 9개 산업만이, 일본의 경우 20개 산업 중 5개 산업만이, 그리고 캐나다의 경우 19개 산업 중 4개 산업만이 환노출 추정치가 유의적이었다. 기존의 연구에서 해외영업 비중이 큰 기업 또는 산업에서도 환노출이 유의적인 기업의 비중이 낮은 것은 상당한 의문을 불러일으켰다. 환율은 교역당사국 통화의 상대가격이므로 환율이 변화할 경우 해외영업 비중이 높은 기업이거나 외국통화 표시 자산이나 부채가 많은 기업일수록 더 큰 영향을 받을 것이기 때문이다.

Bartov and Bodnar(1994)는 기존 연구에서 환노출이 유의적인 경우가 적은 데 대해 두 가지 문제점을 지적하고 있다. 우선 표본 추출상의 오류로 환율변동에 노출된 정도가 미미한 기업이나 환노출 추정계수의 부호가 상충되는 표본을 선정해 환노출 효과를 상쇄시켰다는 것이다. 또 다른 문제점은 투자자가 환율움직임과 기업가치에 미치는 영향에 대해 정확한 정보를 얻지 못해 잘못 추정해서 체계적 오류가 일어날 가능성이다. 투자자들은 현재의 환율변화로부터 미래의 기업가치 변화를 예측하기 위해 필요한 모든 정보를 얻지 못하며 이로 인한 추정오류는 미래의 현금흐름

에 대한 미래의 환율변동이 미치는 효과에 대한 정보를 알 때 추정될 수 있다는 것이다.

이 연구는 기존 연구의 표본추출상의 오류와 투자자들의 체계적 오류의 가능성을 고려하여 해외영업 비중이 큰 기업을 표본으로 추정하고 1기 전의 환율변화율(Lagged Exchange Rate Change)을 추가하여 회귀분석을 하였다. 추정 결과 현재의 환율변화율(Contemporaneous Exchange Rate Change)은 주가수익률과 상관관계가 없는 것으로 나타났으나 1기 전의 환율변화율은 주가수익률에 유의적인 영향을 주는 것으로 나타났다.

Chow, Lee and Solt(1997)는 기존 연구에서 환노출의 유의성이 약한 이유로 기업들이 단기에는 선물환, 통화선물, 옵션 등 다양한 헤지수단을 통해 예상치 못한 환율변화에 따른 환위험을 줄일 수 있기 때문에 현재의 환율변화는 동기의 주가수익률에 큰 영향을 미치지 않을 수 있는 점을 지적했다. 그러나 현재의 환율변화가 미래의 현금흐름에 미치는 영향은 투자자들이 정확히 파악하기 어렵기 때문에 시차를 두고 주가에 반영된다는 것이다. 이들은 같은 기간 내 환율변동률과 주가수익률에는 상관관계가 없으나 1기 전의 환율변화율은 주가수익률에 유의적인 영향을 미치는 추정 결과를 보였다.

Allayannis(1997)는 Jorion(1991)이 미국의 2단위 SIC 방식에 의해 해외영업 비중의 크기에 따라 산업별로 환노출을 측정할 결과, 환노출의 추정계수가 유의적인 산업이 적은 것에 대해 2단위 SIC는 그룹 내 기업들의 환노출을 상쇄시켜 정확한 환노출을 측정할 수 없다고 지적하고 4단위 SIC에 따라 측정할 결과 매우 유의적인 환노출을 기록한 것을 밝혔다.

미국기업을 대상으로 한 환노출 실증연구가 일관성 있는 결론을 얻지 못하고 유의적인 환노출을 얻은 경우가 적은 것처럼 다

른 국가들을 대상으로 한 실증연구도 엇갈리는 결과를 보였다.

He and Ng(1998)가 1987~1993년 기간중 171개 일본기업을 대상으로 환노출을 추정한 결과 유의적인 환노출을 보인 기업이 26.3%에 이르렀다. 그러나 과거 환율의 변화율이 현재의 주가수익률에 미치는 영향은 171개 기업 중 6개에 불과할 정도로 미미한 것으로 나타났다. Nydahl(1999)이 1992~1997년 기간중 47개 스웨덴 기업의 환노출을 측정한 결과 26%의 기업이 유의적인 환노출을 보였다. 그러나 1기 전의 환율변화율이 현재의 주가수익률에 미치는 영향은 47개 기업 중 3개에 불과해 He and Ng(1998)의 결과와 마찬가지로 미미한 것으로 나타났다. Chiao and Hung(2000)이 1981~1997년 기간중 257개 타이완 기업을 대상으로 환노출을 추정했으나 유의적인 환노출을 보인 기업은 매우 드물었다.

기존의 연구에서 환노출이 유의적인 기업의 비중이 낮은 보다 근본적인 원인과 관련, Bartram(2004)은 기존 연구의 모델들이 선형 환노출을 가정하고 있기 때문이라고 지적했다. 환율에 대한 추정계수로 환노출을 측정하기 위해 Adler and Dumas(1984)는 최초로 선형 환율변수에 대한 회귀분석을 시도했으나 비선형 환노출은 고려치 않았다는 것이다. 이 연구는 비선형 환노출 모형을 설정하고 447개 독일 비금융기업을 대상으로 분석한 결과 선형 환노출 모형일 경우보다 유의적인 환노출을 나타내는 기업의 수가 크게 늘어나는 것을 보였다.

환노출 결정요인에 관한 연구도 많이 이루어졌다.¹⁶⁾ 기대하지 않은 환율변동은 기업의 현재 및 미래의 현금흐름에 영향을 미친다. 그러나 환율변동이 기업의 가치에 영향을 미치는 경로는 다양하다. 환노출의 크기에 영향을 미치는 요인을 해외영업 비중,

16) Yoon(2003), pp.22-30 참조.

기업의 크기, 헤지활동 등으로 나눌 수 있다.

대부분의 실증연구 결과 해외영업 수준이 높을수록 환노출이 커지는 것으로 나타났다. Jorion(1990)은 미국의 다국적 기업들의 경우 총매출에서 해외매출이 차지하는 비중이 환노출에 유의적인 영향을 미친다고 밝혔으며 Choi and Prasad(1995)는 미국기업의 경우 환노출이 해외부문의 영업이익, 매출 및 자산과 관련이 있다는 것을 보였다. He and Ng(1998)는 일본 다국적 기업의 경우 해외매출과 환노출의 관계가 깊은 것을 보였다. 반면에 Chow, Lee and Solt(1997b)는 미국 개별기업들의 환노출 크기의 횡단면 차이가 해외매출 비율과 관련이 없다는 것을 보였다.

기업의 규모는 기업의 해외영업과 헤지인센티브의 수준과 관련이 있다. Bodnar and Wong(2000)은 대기업이 국제거래가 많은 다국적 기업이거나 수출실적이 많을 가능성이 높으므로 환위험에 노출될 가능성이 높은 반면 소기업은 비교역재를 생산하거나 수입업자일 가능성이 높으므로 환위험에 노출될 가능성이 낮다는 가설을 제시했다. 반면에 Dominguez and Tesar(2001c)는 무역거래가 많은 대기업은 환위험에 매우 민감하므로 환노출 헤지에 매우 적극적이며 따라서 환위험에 적게 노출된다는 가설을 제시했다.

따라서 기업의 규모와 헤지인센티브의 관계는 실증연구를 통해 밝혀져야 하는데 실증연구 역시 상반된 결과가 나오고 있다. Bodnar and Wong(2000), He and Ng(1998)는 각각 미국과 일본의 기업자료 분석을 통해 대기업이 소기업보다 더 환위험에 노출되어 있다는 것을 보였다. 재무부실비용이 상대적으로 낮은 대기업이 헤지에 소극적이어서 소기업보다 환율변동에 보다 노출되어 있다는 가설과 부합하는 것이다. 반면에 Chow, Lee and Solt(1997b)는 미국기업의 환노출이 소기업보다 대기업에서 낮게 나타난다고 보았다. 이는 대기업일수록 헤지활동이 규모의 경제를 누리므로 활발

한 헤지를 함으로써 환노출이 적다는 가설과 일치하는 것이다.

대다수의 선행연구에서 환노출이 낮게 나타난 데는 기업들의 환노출 헤지행위가 주요 요인 중 하나로 작용한 것으로 지적된다. 따라서 헤지상품의 사용 여하는 환노출의 주요 결정요인이 될 수 있다. 그러나 이 같은 헤지이론을 실증적으로 분석하는 것은 헤지활동에 대한 통계자료 확보상의 어려움으로 거의 불가능했다.¹⁷⁾ 따라서 기업의 헤지와 환노출의 관계를 밝히는 방법으로 기업의 환노출 인센티브에 대한 대용변수를 많이 사용하였다.

환노출 헤지는 기업의 도산확률을 줄임으로써 재무부실비용을 감소시킬 수 있는데¹⁸⁾ 상당수 실증연구가 재무부실비용과 밀접한 관련이 있는 유동성, 수익성, 성장성, 부채비율 등을 헤지인센티브의 대용변수로 사용하고 있다. He and Ng(1998)는 헤지인센티브가 일본 다국적 기업의 환노출 결정요인이 되는지 여부를 분석한 결과 부채비율이 높고 유동성이 적은 기업이 재무부실의 기대비용이 높아 헤지를 더 적극적으로 하게 됨으로써 환위험에 적게 노출된다고 밝혔다. 그러나 이 연구는 기업의 성장기회가 환노출에 유의적인 영향을 미치는지에 대해서는 확실한 증거를 제시하지 못했다. 반면에 Chow and Chen(1998)은 일본기업을 대상으로 환노출 수준은 기업의 성장기회와 정비례한다는 결론을 얻었다. 이 연구는 일본기업의 경우 부채비율이 높고 유동성이 낮으며 현금배당률이 높을수록 높은 환노출을 가진다고 밝혔는데 이는 He and Ng(1998)의 연구결과와 다른 내용이다.

헤지인센티브의 대용변수로 외화부채를 사용한 연구도 있다. Nguyen(2003)은 통화의 미래 현금 유입과 유출을 같게 하는 자연

17) 파생금융상품에 대한 정보의 공시가 의무화된 것은 미국의 경우 1999년대초이며 한국의 경우 2001년부터이다.

18) Smith and Stultz(1985) 참조.

적 헤지(Natural Hedge)가 가장 비용 효율적인 환위험 관리방안이라며 외국통화 표시 채무(Foreign Currency Denominated Debt)가 자연적 헤지의 주요 수단이라고 밝혔다. 이 연구는 호주 기업에 대한 실증연구에서 외화부채 사용이 환위험을 줄인다는 결과를 얻었다. Kedia and Mozumdar(2003)는 미국기업에 대한 실증연구에서 외화부채가 환위험을 헤지함을 보였다.

(2) 우리나라의 실증연구

우리나라 기업을 대상으로 한 연구 결과에서는 미국이나 일본 기업에 비해 환노출이 더 약한 것으로 나타나는 사례가 많다. 권택호·박종원(1999)이 1990년 1월~1996년 12월중 월별 자료를 이용하여 460개 기업을 대상으로 분석한 결과 우리나라 기업 중 환노출이 유의적인 기업의 비중은 4.8%에 불과했다.

권택호·황희곤(1999)은 1990년 1월~1996년 12월중 460개 기업 중 10% 유의수준에서 원/달러 명목환율에 대해 10.8%, 원/엔 실질환율에 대해 5.6%의 기업의 환노출이 유의적인 것을 보였다. 환율과 기업특성변수의 관련성 분석 결과 일반적으로 환노출과 관련이 있는 것으로 인식되고 있는 외화부채 비율, 수출비율, 수입비율, 해외직접투자 비율, 연구개발비 비율 등이 환노출에 결정적 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

원/달러 환율과 원/엔 환율을 동시에 회귀분석에 이용한 이현석(1999)의 연구에서는 1987년 1월~1997년 6월중 조사대상 269개 기업의 약 25%가 원/달러 환율에 대해 유의적인 환노출을 나타냈다. 그러나 이 연구에서도 분석기간을 나누어 환노출을 측정한

경우 1990년대의 환노출은 매우 낮은 수준을 보였다.

이현석(2003)은 분석기간을 전제기간(1987년 1월~2001년 12월), 외환위기 이전(1987년 1월~1997년 11월) 및 외환위기 이후(1997년 12월~2001년 12월)로 나누어 환노출 계수를 추정한 결과, 5% 유의수준에서 260개 한국기업 중 원/달러 환율에 대해서는 전체 기간에 13.1%, 외환위기 전 3.8%, 외환위기 후 5.0%의 기업이, 원/엔 환율에 대해서는 전체 기간에 8.5%, 외환위기 전 4.2%, 외환위기 후 6.9%의 기업의 유의적인 환노출을 드러낸 것을 밝혔다.

정찬우(2003)는 환노출 추정 분석기간을 외환위기 전인 1990년 3월~1994년 12월, 1995년 1월~1997년 10월, 그리고 외환위기 후인 1999년 1월~2002년 12월 등 3개 기간으로 나누고 명목 및 실질 실효환율과 우리나라 기업에 가장 큰 영향을 미치는 명목 및 실질 원/달러 환율과 원/엔 환율에 대한 환노출을 각각 추정했다. 이 연구는 외환위기 기간을 1997년 11월부터 1998년 12월까지로 설정하고 이 기간중 환율폭등 및 주가폭락의 돌발사태로 환율변동과 기업의 추가수익률 사이의 연결고리가 단절되었다고 보아 분석대상에서 제외했다. 추정 결과 447개 한국기업 중 5% 유의수준에서 명목 원/달러 환율에 대해 1990년 3월~1994년 12월에 1.1%, 1995년 1월~1997년 10월에 8.1%, 1999년 1월~2002년 12월에 5.2%의 기업이, 그리고 명목 원/엔 환율에 대해서는 1990년 3월~1994년 12월에 3.4%, 1995년 1월~1997년 10월에 7.8%, 1999년 1월~2002년 12월에 13.0%의 기업이 유의적인 환노출을 보인 것으로 나타났다. 또 원/달러 환율 및 원/엔 환율의 시차변수를 이용하여 환노출 추정계수를 구한 결과 유의적인 기업의 비중이 시간이 지나가면서 증가하는 것을 보였다.

곽태운·정창영·신성휘·최세형(2003)은 1995년~2001년까지 상장된 제조업체 중 전체 매출에서 차지하는 수출비중이 10% 이상이

며 경제위기 중 극도의 재무적 어려움을 겪지 않았던 92개 기업에 대해 환노출 추정계수를 구한 결과 원/달러 환율에 대해 38.0%, 원/엔 환율에 대해 19.5%의 기업이 유의적인 환노출을 나타내는 것을 보였다. 또 수출비중, 환차손익변화, 환산손익변화 등이 환노출 계수에 미치는 영향을 분석한 결과 수출비중이 높은 기업이 달러 및 엔화 환율에 대한 환노출이 더욱 커졌으며 재무적 요인을 포함했을 때 환노출에 대한 수출비중의 설명력이 더욱 높아졌다.

Yoon(2003)은 전체 기간(1991년 1월~1998년 12월), 외환위기 이전(1992년 1월~1997년 6월), 외환위기 이후(1997년 7월~2001년 12월) 등 3개 기간으로 구분하고 원/달러 환율만 회귀식에 포함시켜 환노출 추정계수를 구한 결과 471개 한국기업 중 전체 기간(5% 유의수준)에 32%, 외환위기 이전 7%(10% 유의수준), 외환위기 이후 32%(5% 유의수준)의 기업이 유의적인 환노출을 나타내는 것을 보였다. 또 해외영업 비중 외에 기업의 크기, 재벌기업 여부, 자본구조, 유동성, 수익성, 대외부채 등 재무적 요인을 포함시켜 환노출 계수에 미치는 영향을 분석한 결과 해외영업 비중, 자본구조, 수익성 및 대외부채 등이 환노출 계수에 유의적인 영향을 미친다고 밝혔다. 그러나 이 연구에서는 투자기회를 반영하는 성장성은 재무요인에 포함되지 않았다.

대다수 연구들이 선형 환노출을 가정하고 있으며 외환위기 전후를 연구대상으로 한 대다수 연구들은 정찬우(2003)를 제외하고는 외환위기 기간을 분석대상 기간으로 포함하고 있다. 반면에 1994년 외환위기를 겪은 터키의 외환위기 전후 환노출의 변화추이를 분석한 Kiyamaz(2003)의 연구는 외환위기 기간을 환노출 분석대상에서 제외하고 있어 시사하는 바가 크다.¹⁹⁾

19) 터키가 외환위기를 겪은 1994년 4월~5월중의 기간이 분석대상에서 제외되었다.

제3장

환노출 추정을 위한 모형

1. 모형 설정

(1) 선형 환노출 모형

환노출을 환율변동에 대한 기업가치 변화의 민감도로 정의하고 Amihud(1994), He and Ng(1998)의 방법을 사용하여 환노출을 추정한다. 대부분의 선행연구에서 사용되는 환노출 추정모형은 환율변동이 주식수익률로 표시된 기업가치에 미치는 영향으로 분석하는 부분균형모형이다. 환노출 추정모형은 환율변화와 기업가치 변화간의 인과관계를 규명하는 것은 아니다. 주가와 환율은 내생 변수이며 상호 동시에 결정되기 때문이다.²⁰⁾ 선행연구는 분석의 편의를 위해 환율을 기업가치의 외생변수로 보는 부분균형을 가정하고 있다.

본 연구에서도 부분균형모델인 다음과 같은 선형회귀모델을 사용한다.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \chi_i R_{St} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

R_{it} 는 t 기의 기업 i 의 월별 주식수익률, R_{Mt} 는 시장수익률의 대리변수로서 종합주가지수의 t 기 수익률, R_{St} 는 t 기의 통화 S 의 환율변동률, χ_i 는 기업 i 의 환노출 계수로 예상치 못한 환율변동에 대한 주식수익률의 민감도를 나타낸다. ε_{it} 는 오차항이고

20) Adler and Dumas(1984) 참조.

평균이 0이며 이분산과 시계열상관이 없는 정규분포를 가정한다.

λ_i 의 부호가 양(+)이면 한국기업은 해당 외국통화에 대한 환율이 상승(하락)하면 가치가 상승(하락)하는 반면 λ_i 의 부호가 음(-)이면 한국기업은 해당 외국통화에 대한 환율이 상승(하락)하면 한국기업의 가치가 하락(상승)하게 된다.

원화의 평가절상(환율하락)은 외국통화로 표시한 수출제품의 가격을 상승시켜 해외시장의 수요나 매출이 감소, 수출기업의 가치가 하락하게 된다. 반면에 수입기업은 원화로 표시한 수입가격이 하락하여 원화의 평가절상의 혜택을 받게 된다. 따라서 환노출 계수 λ_i 는 수출기업에 대해서는 양의 관계, 수입기업에 대해서는 음의 관계를 각각 보이게 된다. 그러나 수출과 수입을 동시에 하는 기업의 λ_i 의 부호는 명확치 않으며 이 기업의 제품(수출품)에 대한 해외시장의 수요탄력성과 외국제품(수입품)에 대한 이 기업의 수요탄력성의 크기에 따라 달라질 수 있다. 기업의 수출 및 수입의존 비율을 모르는 상황에서 λ_i 의 부호는 환노출 모델을 추정, 계량적으로 결정된다.

환노출 추정모형 방정식 (7)에 시장포트폴리오 수익률이 포함된 것은 환율과 관련되어 기업의 가치에 영향을 미치는 거시경제 요인을 통제하고 회귀방정식의 오차를 줄이기 위한 것이다. 다시 말해 시장수익률을 포함시킴으로써 시장포트폴리오 그 자체의 환노출을 통제하는 것이다.²¹⁾ 따라서 λ_i 는 기업의 환노출 중에서 시장포트폴리오의 베타로 시장 환노출 부분을 통제하고 남는 것에 해당한다. 따라서 환노출 계수가 0이라는 것은 기업의 가치가 환율의 영향을 받지 않는다는 것이 아니라 시장포트폴리오와 동

21) Bodnar and Wong(2000), p.9.

일한 환노출을 받고 있다는 것을 의미한다.²²⁾

(2) 비선형 환노출 모형

선형 환노출을 전제로 한 기존의 연구는 환노출을 정확하게 측정하는 데 한계를 드러내고 있다. 본 연구에서는 이 같은 한계를 극복하기 위해 Bartram(2004)의 다음과 같은 비선형 환노출 회귀 모델을 사용한다.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \chi_i f(R_{St}) + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

R_{it} 는 t 기의 기업 i 의 월별 주식수익률, R_{Mt} 는 t 기의 시장수익률, R_{St} 는 t 기의 통화 S 의 환율변동률 그리고 $f(\cdot)$ 는 환율변동률의 비선형함수, χ_i 는 환노출 계수를 나타낸다.

환율의 비선형함수는 Bartram(2004)이 사용한 일반적인 형태의 비선형함수인 3차함수(Cubical Function), 세제곱근함수(Cubical Root Function) 형태를 사용해서 환노출 계수를 측정한다.²³⁾ 3차함수 $f(R_{St}) = R_{St}^3$ 은 볼록형(Convex) 환노출, 세제곱근함수 $f(R_{St}) = R_{St}^{\frac{1}{3}}$ 은 오목형(Concave) 환노출을 추정하는 데 각각 사용된다. 특정 형태의 환노출이 모든 기업에 적용되는 것으로 볼 수는 없다. 기업 가치와 환율간의 선형관계 가정을 완화한 비선형 환노출에서는 개

22) 이현석(2003), p.313.

23) Bartram(2004)이 사용한 또 다른 함수형태인 쌍곡선함수(Sinus Hyperbolicus)와 역사인함수(Inverse Sinus Hyperbolicus)도 사용하여 환노출을 추정했으나 선형 환노출과 거의 비슷한 결과가 나와 제시치 않았다

별기업은 수출입규모, 경쟁행태, 리스크관리전략, 실물옵션의 존재 여부 및 가격정책 등에 따라 각기 다른 환노출 형태를 가진 것으로 보는 것이 현실적이다. 환노출은 모든 기업에 동일한 것이 아니라 기업별로 다른 것이다. 환노출은 또 일반적 함수형태가 가정하고 있는 것처럼 대칭적이 아닐 수 있다. Miller and Reuer(1998)는 기업은 환율변화에 따라 투입요소나 생산시설, 마케팅 활동 등을 외국으로 이전할 수 있는 실물옵션을 가질 경우 환노출 계수가 외환의 평가절상이나 절하에 따라 다르게 나타날 수 있음을 실증적으로 분석했다.

개별기업의 환노출 함수형태가 모두 다르다고 해서 환노출 회귀방정식을 추정하기 위해 개별기업에 대해 각기 다른 함수를 적용하는 것은 현실적으로 매우 어렵다. 개별기업의 수출입규모, 경쟁행태, 리스크관리전략, 실물옵션의 존재 여부 및 가격정책 등이 환노출 형태에 미치는 영향을 체계적으로 분석해서 상응하는 함수를 도출하기는 거의 불가능하기 때문이다. 회귀분석을 위해서는 특정 형태의 비선형함수를 선택할 필요가 있다.

그러나 특정형태의 환노출 함수를 선형적으로 정하기는 어렵다. Bartram(2004)은 따라서 다양한 형태의 비선형함수를 환노출 회귀방정식에 도입, 환노출 계수를 추정하는 차선택을 사용하고 있다. 그 연구는 일반적인 형태의 비선형함수인 3차함수, 사인함수, 세계급근함수 및 역사인함수 형태 모두를 환노출 회귀방정식에 도입해 환노출 계수를 측정했다. 이 방식은 선형 환노출의 가정을 완화해서 보다 현실성 있는 환노출을 측정할 수는 있으나 모든 기업에 대해 동일하고 대칭적인 환노출 함수를 전제로 하는 문제점이 있다. 따라서 모든 기업에 대해 이질적이고 비대칭적인 환노출 함수를 개별적으로 적용해 환노출을 측정할 때는 환노출 계수의 유의성이 떨어질 것이다.

2. 환노출 분석 방법

먼저 선형 환노출 회귀방정식 (7)과 비선형 환노출 회귀방정식 (8)을 사용, 선형 및 비선형 환노출 계수를 각각 추정한 후 비선형 환노출이 선형 환노출보다 유의적인 환노출 계수를 가지는 기업을 파악하는 데 보다 효과적인지 살펴본다. 선형 및 비선형 환노출을 비교 분석한 후 우리나라 기업의 통화별 환노출 추이를 기간별로 조사한다. 특히 외환위기 전후로 우리나라 기업의 환노출 실태에 구조적 변화가 있는지 살펴본다. 선형 환노출 방식과 비선형 환노출 방식의 환노출 추정 효율성을 비교 분석하는 데는 회귀식 (7), (8)에 실질실효환율과 원/달러 및 원/엔 환율의 변동률을 각각 독립변수로 하나씩 포함시켜 추정한다

분석대상 기간은 1992년 1월부터 2004년 12월까지인데 이 기간 중 외환위기 기간으로 환율변동폭을 10%로 확대한 1997년 11월부터 환율과 증시의 불안정한 움직임이 지속된 1998년 12월까지를 제외한다. 분석 제외 대상 기간은 견해가 엇갈릴 수 있다.²⁴⁾ 이 기간을 제외하는 것은 외환위기로 인해 환율폭등과 주가폭락이 동시에 진행되어 환율변화가 기업의 수익을 영향을 주고 이것이 주식가격에 미치는 시장구조가 성립이 된다고 볼 수 없기 때

24) 외환위기는 1997년 후반으로 보는 것에는 의견이 일치하나 외환위기로 인해 주식시장, 환율, 투자, 소비 등 주요 경제변수의 움직임이 비정상적인 기간을 정하는 데는 이견이 있을 수 있기 때문이다. 원/달러 환율이 1200원 선으로 하락하고 증시의 종합주가지수의 하락세가 멈추고 반등이 시작된 1998년 6월 말까지를 분석에서 제외하는 견해도 있을 수 있다(정찬우(2003), p.27 인용).

문이다.

방정식 (7), (8)에 의해 환노출 계수를 추정하는 데는 환율변동이 기업가치에 미치는 영향이 일정하다는 것을 전제로 한다. 그러나 기업의 환노출은 시간이 경과함에 따라 변화할 수 있다. 개별기업의 환노출은 외화자산 및 부채, 헤지전략, 해외영업 비중 등의 영향을 받는데 이 같은 요인들이 가변적이기 때문이다. 따라서 환노출은 매년 바뀌는 것이 타당하다고 볼 수 있다. 하지만 12개월만의 관측치로 정확한 추정치를 구하는 것은 어렵다. 주별 자료(Weekly Return Horizon Data)를 대신 사용할 수 있으나 주별 자료로는 정확한 환노출을 측정하기에 시간이 너무 짧다. 따라서 환노출의 시간가변성을 고려하기 위해 가장 널리 사용하는 방안은 전체 표본을 다수의 기간(Subperiods)으로 나누어 환노출의 기간별 변화를 분석하는 것이다.²⁵⁾ 여기에서는 1992년 1월부터 2004년 12월까지를 외환위기 기간(1997년 11월~1998년 12월)을 제외하고 3년 단위로 나누어 1992년 1월~1994년 12월과 1995년 1월~1997년 10월, 1999년 1월~2001년 12월, 2002년 1월~2004년 12월의 4기로 구분한다.

3년 단위로 나눈 것은 기업이 환노출을 장기적으로는 영업전략으로 헤지하고 단기적으로는 재무전략으로 헤지한다는 점을 전제로 한 것이다.²⁶⁾ 영업전략으로 환노출을 헤지하는 데는 3~5년이 걸리지만 환노출 추정에 너무 긴 기간은 적절치 않다. 환노출이 시간이 경과함에 따라 바뀌므로 영업전략상의 헤지와 재무전략상의 헤지를 조화를 감안해서 3년 단위로 구분했다.

본 연구에서 선형 환노출 방식과 비선형 환노출 방식의 환노출 추정 효율성을 비교 분석하는 데는 실질실효환율과 원/달러 및

25) Yoon(2003), pp.43-44.

26) Bartram(2004), p.681.

원/엔 환율을 모두 사용한다. 원/달러 및 원/엔 환율에서 인플레이션 차이를 조정한 실질환율을 이용하는 경우 일관성을 고려할 때 다른 변수들도 조정된 값을 사용할 필요가 있다. 그러나 이 경우 측정오차가 분석 결과에 큰 영향을 줄 수 있다. Jorion(1991), Bartov and Bodnar(1994), Khoo(1994) 등은 환노출 분석에서 명목 환율을 그대로 사용하였다.²⁷⁾

27) 권택호·황희근(1999), p.36.

3. 환노출의 비선형 검정

환율변동과 기업의 추가수익률 사이의 관계에 대한 함수형태가 과연 비선형 형태인지 여부를 검정할 필요가 있다. 함수형태를 특정치 않고 비선형관계인지를 파악하기 위해 일반적인 검정을 한다. Bartram(2004)이 한 부호편향검정(Sign Bias Test), 음부호크기 편향검정(Negative Size Bias Test), 양부호크기 편향검정(Positive Size Bias Test)을 한다.²⁸⁾ 이는 선형회귀방정식의 오차항에 대한 진단검정(Diagnostic Test)이며 선형 환노출 회귀방정식이 정식화하지 못하는 부분을 알아내는 것이다.

부호편향검정(Sign Bias Test)에서 부호 Z_{sr}^- 는 환율변화 R_{sr} 가 음(Negative)일 때 1이며 다른 경우는 0이다. 이는 선형회귀모형이 예측치 못하는 양과 음의 환율변화가 기업의 추가수익률에 미치는 영향을 나타낸다. 음부호크기 편향검정(Negative Size Bias Test)에서 변수는 $Z_{sr}^- R_{sr}$ 이며 크고 작은 음의 환율변화가 추가수익률에 미치는 효과의 차이를 조사한다. 양부호크기 편향검정(Positive Size Bias Test)에서 변수는 $Z_{sr}^+ R_{sr}$ 이며 $Z_{sr}^+ = 1 - Z_{sr}^-$ 이다. 이는 선형회귀모형이 예측치 못하는 크고 작은 양의 환율변화가 추가수익률에 미치는 효과의 차이를 파악한다. 음과 양의 환율변화를 구분하는 것은 환노출의 비대칭성을 감안한 것이다. 각 검정은 다음의 모델을 추정하여 해당 변수의 계수가 유의적인지를 조사하는 것이다.

28) Bartram(2004), pp.679-680.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \chi_i R_{St} + \varepsilon_{it}$$

$$\frac{\varepsilon_{it}}{\sigma_{\varepsilon_{it}}} = \delta_i + \phi_i Z_{St}^- + \lambda_i Z_{St}^- R_{St} + \omega_i Z_{St}^+ R_{St} + \vartheta_{it} \quad (9)$$

Z_{St}^- 는 R_{St} 가 0보다 작을 때는 1, 다른 경우는 0이며 $Z_{St}^+ = 1 - Z_{St}^-$.

선형회귀함수 오차항에 대한 진단테스트인 부호편향검정과 부호크기 편향검정(Size Bias Test)으로 선형회귀모형이 예측치 못하는 의미 있는 부분이 많다는 것이 밝혀질 경우 환노출의 비선형성이 입증될 수 있다. 부호편향변수, 양부호크기편향변수, 음부호크기편향변수의 계수인 ϕ_i , λ_i , ω_i 가 유의적인 기업의 비율을 조사한다.

제4장

환노출 결정요인 분석

선행연구에 따르면 기업의 영업 및 재무 변수들이 기업의 환노출에 대한 잠재적 결정요인으로 정의되고 있다. 본 연구에서는 환노출 결정요인들을 대외거래와 헤지활동으로 나누어 다음과 같은 가설을 설정하고 분석한다.²⁹⁾

1. 환노출 결정요인과 가설

(1) 대외거래활동

대외거래가 환노출에 미치는 영향에 대해서는 두 개의 상반된 가설과 실증연구 결과가 있다.³⁰⁾ 하나는 다국적 기업은 국제영업에 따라 환위험에 노출되며 해외영업 비중이 높은 기업일수록 환위험에 더 노출된다는 가설이다. 다른 가설은 대외거래가 많은 기업은 환위험에 덜 노출될 것이라는 것이다. 대외거래가 많은 기업은 환노출을 직시, 환위험을 분산시키거나 헤지수단을 많이 활용한다는 것이다.

한국기업의 대외거래는 수출 및 수입과 해외투자, 외화부채에 의한 해외자금조달 등으로 이루어질 수 있다. 본 연구에서는 자료입수의 제약상 개별기업의 대외거래 수준을 총매출에 대한 수출의 비중과 총자산에 대한 외화부채의 비율로 나타낸다. 수출비중이 높은 기업은 환율이 상승할 경우 일반적으로 수익이 개선되

29) Chow and Chen(1998), Yoon(2003) 참조.

30) p.43 참조할 것.

며 이는 양의 환노출은 커지는 반면 음의 환노출은 줄어드는 것을 의미한다.³¹⁾ 수출과 환노출의 관계를 분석하기 위해 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 1: 수출비중이 높은 기업은 양의 환노출은 커지는 반면 음의 환노출은 줄어든다.

외화부채는 미국, 호주 기업 등에 대한 기존 연구³²⁾에서는 환노출의 주요한 헤지수단으로 사용되었으나 본 연구에서는 한국기업의 특성상 대외거래활동의 주요 지표로 사용하기로 한다. 우리나라의 경우 기업들이 외화자금을 차입한 주요 이유는 환위험을 헤지하려는 것보다는 국내의 만성적인 자금수요 초과³³⁾로 국내 금융기관에서 자금조달이 쉽지 않고 해외자금의 조달금리³⁴⁾가 상대적으로 낮은 데 따른 것으로 볼 수 있기 때문이다.³⁵⁾ 환위험에 대한 헤지를 제대로 하지 않으면서 외화부채가 많으면 환율상승 시기에 원화로 표시된 외채상환부담이 증가하게 되어 환위험에 더 노출될 위험성이 크다. 외화부채와 환노출의 관계를 분석하기 위해 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 2: 외화부채 비율이 높은 기업은 음의 환노출은 커지는 반면 양의 환노출은 줄어든다.

31) Yoon(2003), p.86 참조.

32) p.45 참조할 것.

33) 외환위기 이전 한국기업은 투자수익성을 충분히 고려치 않는 방만한 경영과 과잉투자과 정책금융의 저렴한 금리 등으로 인해 은행 대출에 대한 수요초과현상이 심했다.

34) 엔화가 가지는 저금리의 매력으로 국내은행의 엔화대출금이 2001년말 762억 엔에서 2003년말 1조377억 엔으로 급증했다(김성화(2003), p.3).

35) Yoon(2003), p.56.

(2) 헤지활동

대외거래가 많은 기업은 환노출에 직면해 있는 것을 알고 환위험을 헤지하게 된다. 한국의 경우 기업이 재무보고서에 파행금융상품을 주식으로 보고하는 것이 의무화된 것은 2001년이였다. 따라서 기업의 헤지활동이 환노출 계수에 미치는 영향은 헤지인센티브에 대한 다음의 다양한 대리변수를 사용해서 분석하기로 한다.

1) 기업의 규모

기업의 규모가 환노출에 미치는 영향에 대해서도 두 개의 상반된 가설이 있다. 하나는 대기업일수록 환위험에 적게 노출된다는 가설이다. Nance, Smith and Smithson(1993)은 대기업이 리스크관리 및 헤지 기법을 더 쉽게 이용할 수 있으므로 헤지 비용에서 규모의 경제를 누리게 되며 따라서 헤지에 더 의욕적이어서 환위험에 덜 노출된다고 밝혔다. Chow, Lee and Solt(1997b)의 실증연구 결과가 이를 뒷받침한다. 다른 가설은 대기업이 환위험에 더 많이 노출된다는 것이다. Warner(1977)는 소기업의 잠재적 부도비용이 대기업보다 크므로 소기업의 헤지인센티브가 대기업보다 더 큰 만큼 환위험에 적게 노출된다고 밝혔다. He and Ng(1998)는 일본의 기업자료 분석을 통해 대기업이 소기업보다 더 환위험에 노출되어 있다는 것을 보였다. 한국기업의 규모와 환노출의 상관관계를 분석하기 위해 다음과 같은 가설을 설정한다. 기업의 규모는 총자산의 로그로 측정한다.

가설 3: 대기업이 중소기업보다 환위험에 더 노출된다.

기업의 규모와 함께 재벌계열사 여부가 환노출에 미치는 영향

도 분석한다. He and Ng(1998)는 일본의 계열기업군에 속한 기업은 유동성이 높고 부도가능성이 낮아 독립기업에 비해 환위험에 대한 헤지를 적게 하는 경향이 있다고 밝혔다. 재벌계열사 여부와 환노출의 상관관계를 분석하기 위해 다음과 같은 가설을 설정한다. 재벌기업을 구분하기 위해 더미변수가 사용된다. 더미변수의 값은 재벌기업이면 1, 비재벌기업은 0이다.

가설 4: 재벌계열사가 비재벌기업보다 환위험에 더 노출된다.

2) 유동성

Nance, Smith and Smithson(1993)은 기업은 단기유동성을 더 보유함으로써 자금경색의 기대비용 및 대리인비용을 줄일 수 있다고 밝혔다. Froot, Scharfstein and Stein(1993)도 유동성이 높은 기업은 헤지를 적게 할 가능성이 높아 환위험에 더 많이 노출될 수 있다고 지적했다. 반면에 Bartram(2004)은 기업의 자금 유동성은 환율변화의 충격에 완충역할을 할 수 있어 도산에 대한 기대비용을 줄임으로써 효과적인 헤지수단이 될 수 있다면서 유동성과 환노출은 음의 관계라고 밝혔다. 유동성과 헤지의 관계에 대한 가설을 검정키 위해 유동성의 대용변수로 유동비율(CR)을 사용한다. 유동비율이 높을수록 기업의 유동성이 높다.

가설 5: 유동성이 풍부한 기업은 환위험에 더 많이 노출된다.

3) 수익성

수익성이 높은 기업은 자금제약을 덜 받게 되므로 헤지인센티브가 적게 되며 따라서 환위험에 더 노출된다고 볼 수 있다. 반면

에 수익성이 높은 기업은 자금력이 환율변화의 완충역할을 할 수 있어 환위험에 적게 노출될 수도 있다. 기업의 수익성은 총자산 대비 현금흐름 비율(CF)로 나타낸다. 현금흐름은 영업이익과 감가상각비의 합으로 나타낸다.

가설 6: 수익성이 높은 기업은 환위험에 더 노출된다.

4) 성장성

주주들은 신규투자안의 순현재가치가 충분히 크지 않을 경우 비록 투자안의 순현재가치가 0보다 크다고 하더라도 투자를 더 하는 것을 회피하게 되며, 그 결과 사회 전체적으로 볼 때 적정 수준보다 낮은 과소투자(Underinvestment)가 이루어진다. 과소투자가 되면 채권자는 부채를 상환 받을 가능성이 줄어든다. 헤지는 기업의 순현재가치를 높여 채권자들이 이 같은 손해를 보지 않도록 함으로써 과소투자문제를 완화시킬 수 있다. 헤지의 이익은 과소투자비용이 클수록 증가한다. 따라서 성장가능성이 높은 기업일수록 환위험 헤지에 더 적극적일 수 있다. 과소투자문제는 부채가 많은 기업에서 더 많이 나타나므로 부채비율이 높은 기업은 헤지를 더 많이 하려 할 것이다.³⁶⁾ 성장가능성은 토빈q의 대리변수로서 시장가/장부가를 사용했으며 이는 연말 주식의 시가를 액면가로 나누어 계산한다.

가설 7: 성장기회가 많은 기업은 환위험에 적게 노출된다.

36) Meyers(1977), p.270, Chow and Chen(1998), p.165.

5) 부채비율

He and Ng(1998)는 부채비율이 재무부실의 지표 중 하나이며 부채비율이 높은 기업이 재무부실의 기대비용이 높아 해지를 더 적극적으로 한다고 밝혔다. Chow and Chen(1998)은 부채비율이 높은 기업이 기업가치의 변동을 줄여 차입비용을 절감하기 위해 환위험 해지를 더 하게 된다고 밝혔다. 따라서 부채비율은 기업 해지인센티브의 주요 지표 중 하나가 된다. 부채비율은 총자산 대비 장기부채 비율(DE)로 나타낸다.

가설 8: 부채비율이 높은 기업은 환위험에 적게 노출된다.

2. 모델 설정

환노출 추정 방정식 (7), (8)을 사용, 환노출 계수(χ_i)를 추정된 후 χ_i 가 기업의 대외거래 및 재무요인들에 의해 영향을 받는지 여부를 분석하기 위해 횡단면(Cross-sectional) 회귀방정식 (10), (11)을 추정한다.

우선, 환노출 계수의 결정요인 중 대외거래를 나타내는 수출비율과 외화부채 비율은 환노출의 크기뿐만 아니라 부호에도 영향을 미치므로 이들 변수들과 유동비율 등 다른 설명변수들이 통제된 다음의 회귀식 (10)을 추정 한 결과에서 수출비율과 외화부채 비율 추정계수의 부호를 조사한다. <가설 1>이 타당하다면 수출비율이 높은 기업은 양의 환노출이 더 커지고 음의 환노출은 줄어들 것이다. 수출비율이 높은 기업일수록 원/달러 및 원/엔 환율이 오르면 더 많은 이익을 올릴 수 있기 때문이다. 따라서 추정 결과 수출비율 추정계수의 부호는 양을 나타낼 것이다. 반면 <가설 2>가 타당하다면 외화부채 비율이 높은 기업은 음의 환노출이 더 커지고 양의 환노출은 줄어들 것이다. 외화부채가 많으면 환율상승 시기에 원화로 표시된 외채상환부담이 증가하게 되기 때문이다. 따라서 추정 결과 외화부채 추정계수의 부호는 음을 나타낼 것이다.

$$\hat{\chi}_{ix} = a_0 + a_1 EXPR_i + a_2 FD_i + a_3 SIZE_i + a_4 C_i + a_5 CR_i + a_6 CF_i + a_7 Q_i + a_8 DE_i + v_i \quad (10)$$

χ 는 방정식 (7), (8)에 의해 추정된 환노출 계수, $EXPR$ 은 수출 비율, FD 는 외화부채 비율, $SIZE$ 는 기업의 규모, C 는 재벌 가변수로 30대 재벌기업이면 1이고 30대 재벌기업이 아니면 0의 값을 가진다. CR 은 유동비율, CF 는 현금흐름 비율, Q 는 토빈q의 대응치로 주식의 장부가 대비 시가비율, DE 는 장기부채 비율을 나타낸다.

반면 기업의 크기, 유동성, 수익성, 성장성 및 부채비율 등 헤지활동의 대응변수들은 환노출의 부호보다는 크기에 영향을 미치는 변수들이다. 헤지활동은 환노출이 양이든 음이든 그것을 줄이는데 목적이 있기 때문이다. 따라서 다음의 회귀식 (11)에서는 환노출 계수의 절대값을 이들 헤지활동 대응변수들에 회귀시켜 그 관계를 살펴본다. 대기업이 중소기업보다 환위험에 더 노출되면 기업규모의 추정계수는 양이고 유동성과 수익성이 높은 기업이 환위험에 더 많이 노출된다면 유동비율과 현금흐름 비율의 추정계수는 양이 될 것이다. 성장기회가 많은 기업과 부채비율이 높은 기업이 환위험에 적게 노출된다면 토빈q 대응변수와 부채비율의 추정계수는 음이 될 것이다.

$$\left| \hat{\chi}_{ix} \right| = b_0 + b_1 SIZE_i + b_2 C_i + b_3 CR_i + b_4 CF_i + b_5 Q_i + b_6 DE_i + u_i \quad (11)$$

$\left| \hat{\chi} \right|$ 은 χ 의 절대값을 나타낸다. 회귀식 (10), (11)을 1기부터 4기까지 기간별로 추정하여 환노출 계수의 절대값에 유의적인 영향을 미치는 헤지활동 대응변수들을 파악하고 환노출 결정요인과 환노출 계수간의 관계가 기간별로 변했는지 여부를 조사하기로 한다. 환노출 계수에 영향을 미치는 기업의 해외영업 비중 및 재

무적 변수인 수출비율, 외화부채 비율, 유동비율, 현금흐름 비율, 부채비율 등은 연도별 자료이므로 횡단면 분석을 위해 연도별 자료의 평균치를 사용했다.

3. 자료

본 연구에서는 미국 달러화와 일본 엔화에 대한 원화 환율 변화율 및 실질실효환율 변화율과 종합주가지수 수익률 및 비금융 개별기업의 주식수익률의 월별 자료를 사용한다. 일별³⁷⁾ 및 주별 자료의 변동폭이 너무 적어 이를 사용할 경우 정확한 환노출을 측정하기 어려운 점을 감안했다.³⁸⁾ 월별 환율변화율과 월별 종합주가지수 수익률 및 월별 주식수익률은 매월 말일의 가격을 기준으로 변화율을 계산한다.

환율변화율과 종합주가지수 수익률 및 개별기업 주식수익률은 백분율로 계산한다. 종합주가지수 수익률은 증권선물거래소 주식통계, 개별기업 주식수익률은 한국신용평가정보(주)의 KIS-LINE 데이터베이스 중 기업재무자료를 통해 얻었으며 원/달러 환율과 원/엔 환율은 한국은행의 기준환율을 사용한다. 실질실효환율은

37) 일별 자료의 경우 잡음(Noise)이 많이 포함되어 있다.

38) 상당수 연구는 환율변동률과 주가수익률 등의 기간이 길면 환노출을 더 잘 설명할 수 있다고 밝혔다. Bartov and Bodnar(1994)는 환율변동이 개별기업의 주가에 미치는 영향에는 시차(Time Lags)가 있을 수 있으며 이는 환율변동이 기업의 현금흐름에 미치는 경로가 길고 복잡하므로 환율변동이 주가가 즉각 영향을 미칠 수 없기 때문이라고 했다. Chow, Lee and Solt(1997a)는 실증분석을 통해 이를 밝혔다. 그러나 He and Ng(1998)은 환율의 시차변수의 변동이 일본기업의 주가수익률 변동에 거의 영향을 미치지 못하는 것을 밝혔다. Dominguez and Tesar(2001a)는 주별 자료를 사용해서 8개국 기업의 환노출이 더 늘어나는 것을 밝혔다(Yoon(2003) p.42 인용). 이현석(2003)은 한국기업의 환노출 분석에서 일별 자료가 월별 자료보다 환노출을 발견하는데 보다 탁월하다는 것을 보였다.

무역협회 무역연구소가 미국, 일본, 중국, 홍콩, 독일, 싱가포르, 대만, 영국, 말레이시아, 인도네시아 등 교역비중이 높은 10개국의 통화와 소비자물가지수를 대상으로 무역액을 가중치로 사용해서 측정한 실질실효환율을 사용한다.³⁹⁾ 월별 환율변화율과 월별 주가지수 수익률 및 월별 주식수익률은 매월 말일의 가격을 기준으로 변화율을 계산한다.

분석대상 기업은 1992년부터 2004년까지 4개의 기간중 증권거래소에 상장된 총 645개 비금융기업이다. 다만, 환노출 결정요인 분석에는 총 645개 기업 중 수출 및 외화대출실적이 있는 640개 기업을 대상으로 했다. 상장이 폐지되거나 합병된 기업과 개별 기간중 새로이 상장된 기업은 제외되었다. 기간별 상장기업은 해당기간 내 계속 상장된 기업을 선택했다. 따라서 기간별로 선택된 기업의 수는 다르다. 환노출 분석의 대상을 해외에 진출한 기업이나 무역거래 비중이 높은 기업으로 제한⁴⁰⁾하지 않은 것은 대외거래에 의한 외화수익이 없는 기업도 외국제품의 수입 등 시장의 경쟁구조에 따라 환율변동의 영향을 받을 수 있기 때문이다. 따라서 금융관련 기업을 제외하고 대외거래가 있는 기업과 없는 기업이 모두 분석대상에 포함됐다. 금융회사들이 제외된 것은 재무위험과 관련된 영업목표와 자산의 특성이 다른 업종의 기업과는 다르기 때문이다.

수출비율은 매출액 대비 수출비율이고 기업의 규모는 총자산의 로그값으로 나타낸다. 현금흐름 비율은 당기순이익에 감가상각비를 더해 매출액으로 나눈 값이다. 장기부채 비율은 장기부채를

39) 자료를 제공한 무역협회 무역연구소에 감사를 드린다.

40) Jorion(1990)과 He and Ng(1998), 곽태운·정창영·신성휘·최세형(2003)은 수출 비율이 10% 이상인 미국, 일본 및 한국 기업을 대상으로 각각 환노출을 분석했다.

총자산으로 나눈 값이며 외화부채 비율은 다음과 같이 계산한다.
외화부채 비율=(외화단기차입금+외화유동성장기부채+외화장기차입금+해외차입금)/총자산.

총매출, 수출액, 주식의 시가총액, 유동비율, 현금배당률, 당좌비율, 주식의 연말 장부가 및 시가, 총부채, 장기부채, 외화부채, 부채비율 등은 한국신용평가정보(주)의 KIS-LINE 데이터베이스 중 기업재무자료를 통해 얻었다.

제5장

실증분석 결과

1. 개별기업의 환노출 추정

(1) 선형 환노출

방정식 (7)을 사용해서 원/달러 환율과 원/엔 환율, 실질실효환율을 대상으로 OLS를 이용하여 645개 우리나라 비금융기업의 환노출을 추정한 결과가 <표 2>에 정리되어 있다. <표 2>는 5% 유의수준에서 유의적인 양과 음의 환노출 계수를 가진 기업의 수와 두 수를 합친 기업의 수가 전체 기업수에서 차지하는 비율을 보이고 있다.

패널자료에서 발생할 수 있는 자기상관과 이분산을 해결하기 위해 뉴이-웨스트(Newey-West)방법을 사용해서 표준오차를 수정하였다. 회귀식 (7)에서 개별 통화의 환노출 분석을 위해 종합주가 지수 변동률과 각 통화의 환율변동률이 독립변수로 사용된다. 이 경우에 문제가 되는 것은 종합주가지수 변동률과 각 통화의 변동률간에 상관관계에 높아 다중공선성의 문제가 발생할 수 있는 점이다. 그러나 원/달러 환율과 원/엔 환율, 실질실효환율과 종합주가지수 변동률간의 상관계수는 대부분 0.15 미만이어서 높지 않은 것으로 나타났다.

5% 유의수준에서 유의적인 환노출 계수를 가진 기업의 비율은 전 기간에 걸쳐 나타나고 있다. 원/달러 환율의 경우 1기(1992~1994년)에 474개 기업 중 7개(1.47%)가 유의적인 환노출 계수를 가졌으며 그중에서 유의적인 양의 환노출 계수를 가진 기업은 3개이고 유의적인 음의 환노출 계수를 가진 기업은 4개이다. 유의적인

<표 2> 신형 환노출

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{i,MI} + \chi_i R_{i,SI} + \varepsilon_{it}$$

(단위: %)

기간	1기(1992~1994)			2기(1995~1997. 10)			3기(1999~2001)			4기(2002~2004)		
	양	음	합계	양	음	합계	양	음	합계	양	음	합계
원/달러	3(0.63)	4(0.84)	7(1.18)	8(1.54)	15(2.89)	23(4.43)	5(0.85)	22(3.75)	27(4.61)	10(1.79)	23(4.11)	33(5.89)
원/엔	2(0.42)	9(1.90)	11(2.32)	6(1.16)	16(3.08)	22(4.24)	5(0.85)	24(4.10)	29(4.95)	7(1.25)	9(1.61)	16(2.86)
실질효환율	-	-	-	8(1.54)	25(4.82)	33(6.36)	35(5.97)	38(6.48)	73(12.46)	56(10.00)	26(4.64)	82(14.64)
기업수	474			519			586			560		

주: 환노출 추정계수 χ_i 가 양인 기업과 음인 기업 중 5% 유의수준 내에 포함된 기업의 수이며 괄호 안은 표본기업수에서 차지하는 백분율을 나타낸다.

환노출 계수를 가진 기업의 비율은 2기(1995년 1월~1997년 10월)에는 4.43%이고 외환위기 이후인 3기(1999~2001년)에는 4.61% 그리고 4기(2002~2004년)에는 5.89%로 기록, 계속 상승하고 있다.

원/엔 환율의 경우 1기에 11개(2.32%)가 유의적인 환노출 계수를 가졌으며 그중에서 유의적인 양의 환노출 계수를 가진 기업은 2개이고 유의적인 음의 환노출 계수를 가진 기업은 9개이다. 유의적인 환노출 계수를 가진 기업의 비율은 2기에는 4.24%이고 외환위기 이후인 3기에는 4.95% 그리고 4기에는 2.86%이다.

한편 실질실효환율의 경우 자료가 1993년부터 시작되므로 1기에는 환노출 계수를 추정할 수 없었다. 유의적인 환노출 계수를 가진 기업의 비율은 2기에 6.36%이고 외환위기 이후인 3기에는 12.46% 그리고 4기에는 14.64%이다.

선형 환노출 방식으로 환노출을 추정한 결과로 볼 때 우리나라 기업은 원/엔 환율의 경우를 제외하고 1기부터 4기까지 환노출이 지속적인 상승세를 나타나고 있다. 원/엔 환율에 대해서는 외환위기 이후인 3기까지 계속 환노출이 증가세를 보이다 4기에 하락세를 보이고 있다.

(2) 비선형 환노출

비선형 환노출 추정 회귀식 (8)을 사용해서 원/달러 환율과 원/엔 환율, 실질실효환율을 대상으로 OLS를 이용하여 환노출을 추정한 결과가 <표 3>과 <표 4>에 정리되어 있다. <표 3>은 볼록형 환노출인 3차함수 형태의 R_{sr}^3 을 독립변수로 한 회귀식을 추정

한 결과이고 <표 4>는 오목형 환노출인 세계공급근함수 형태의 R_{33}^1 을 독립변수로 한 회귀식을 추정한 결과이다.

비선형인 블록형 환노출 추정 결과는 전 구간에 걸쳐 선형 환노출 추정 결과보다 훨씬 유의적인 환노출 기업의 수가 많다. 반면 오목형 환노출 추정 결과는 일부 구간을 제외하고 선형 환노출 추정 결과보다 유의적인 환노출 기업의 수가 적다. <표 5>는 <표 2>에 나타난 유의적인 선형 환노출 계수를 가진 기업의 수에 대하여 <표 3>에 나타난 블록형 환노출 계수를 가진 기업의 수의 비율과 <표 4>에 나타난 오목형 환노출 계수를 가진 기업의 수의 비율을 각각 표시한 것이다. 유의적인 블록형 환노출 계수를 가진 기업의 비율이 유의적인 오목형 환노출 계수를 가진 기업의 비율보다 큰 것을 알 수 있다. 이 같은 결과는 독일기업을 대상으로 한 Bartram(2004)의 결과와 비슷하다. 따라서 본 연구는 비선형 환노출에 대한 추정을 블록형 중심으로 전개하였다.

이처럼 블록형 환노출이 비선형 환노출을 보다 잘 나타내는 것으로 보는 것은 이론적인 측면도 고려했다. 오목형 환노출은 환율변동에 따른 손실을 줄이는 옵션의 상품성을 반영하지만 소폭의 환율변동이 기업의 가치에 미치는 영향을 과대평가하는 문제점이 있다. 반면 블록형 환노출은 환율변동에 대응한 기업의 수출 가격 조정으로 환율변동이 기업가치에 미치는 효과를 완만하게 하는 경향이 있는 데다 소폭의 환율변동은 다른 가격변수들에 압도되어 기업의 주가에 큰 영향을 미치지 않는 점을 적절히 반영한다고 볼 수 있다. 우리나라 기업의 환위험 관리를 위한 옵션의 활용도는 선진국 기업들보다는 크게 낮고 소폭의 환율변동이 우리나라 기업의 기업가치에 현실적으로 큰 영향을 미치지 못한다. 따라서 우리나라 기업의 환노출은 오목형보다는 블록형일 가능성이 높다.

블록형 환노출 추정 결과인 <표 3>은 원/달러 환율의 경우 1기에 24개(5.06%)가 유의적인 환노출 계수를 가졌으며 그중에서 유의적인 양의 환노출 계수를 가진 기업은 18개이고 유의적인 음의 환노출 계수를 가진 기업은 6개이다. 유의적인 환노출 계수를 가진 기업의 비율은 2기에는 6.94%이고 외환위기 이후인 3기에는 8.87% 그리고 4기에는 11.61%로 계속 증가했다. 원/엔 환율의 경우 유의적인 환노출 계수를 가진 기업의 비율이 1기에 3.16%, 2기에는 6.36%이고 외환위기 이후인 3기에는 17.75%로 상승세를 보이다 4기에는 8.57%로 하락했다. 실질실효환율의 경우 유의적인 환노출 계수를 가진 기업의 비율은 2기에 31.02%이고 외환위기 이후인 3기에는 14.85%로 하락세를 보이다 4기에는 88.39%로 기록적인 증가세를 나타냈다.

선형 환노출과 블록형 환노출의 원/달러 및 원/엔 환율의 기간별 환노출 추이를 비교하면 비슷하다. 둘다 원/달러 환율의 경우 지속적인 상승세를 나타내고 있고 원/엔 환율의 경우 계속 상승하다 4기에 하락세를 나타냈다. 실질실효환율에 대한 4기의 유의적인 환노출 기업의 비율이 선형 환노출의 경우 14%대에서 비선형 환노출의 경우 88%대로 급등한 것은 의외의 결과로 볼 수 있다. 그러나 Bartram(2004)의 비선형 환노출 추정 결과에서 영국 파운드에 대한 독일 마르크화의 환율의 경우 1991~1995년 기간중 유의적인 환노출 기업의 비율이 선형 환노출로는 13.4%였으나 비선형 환노출로는 63.3%로 급등한 사례를 보면 이 같은 폭등세가 불가능하다고만은 할 수 없을 것이다. 중요한 것은 선형 환노출이나 블록형 환노출이나 외환위기 전후로 큰 구조적 변화를 나타냈으며 거의 모든 환율에서 외환위기 이후 환노출이 증가했다는 점이다. 이는 오목형 환노출 추정 결과에서도 동일하다.

한편 오목형 환노출 추정 결과인 <표 4>는 실질실효환율의 경

우 유의적인 환노출 계수를 가진 기업의 비율이 계속 상승한 것을 보여 주고 있다. 원/달러 환율의 경우 상승세를 나타내다가 3기에는 일시 하락세를 보인 후 4기에는 다시 상승했다. 원/엔 환율의 경우 외환위기 기간을 제외하고 3기까지 계속 상승하다가 4기에는 하락세를 보이고 있다. 모든 환율에서 환노출은 외환위기 전보다 외환위기 이후 상승한 것으로 나타나고 있다. 외환위기 이후 3기에 일시 하락세를 보인 경우 4기에는 다시 상승세를 보이고 있고 4기중 하락세를 보이더라도 3기에는 상승세를 보이고 있기 때문이다.

<표 3> 비선형 환노출: 블록형

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \chi_i R_{St}^3 + \varepsilon_{it}$$

(단위: %)

기간	1기(1992~1994)			2기(1995~1997.10)			3기(1999~2001)			4기(2002~2004)		
	양	음	합계	양	음	합계	양	음	합계	양	음	합계
원달러	18(3.80)	6(1.27)	24(5.06)	9(1.73)	27(5.20)	36(6.94)	22(3.75)	30(5.12)	52(8.87)	16(2.86)	49(8.75)	65(11.61)
원/엔	7(1.48)	8(1.69)	15(3.16)	12(2.31)	21(4.05)	33(6.36)	50(8.53)	54(9.22)	104(17.75)	9(1.61)	39(6.96)	48(8.57)
실질실패환율	-	-	-	66(12.72)	95(18.30)	161(31.02)	20(3.41)	67(11.43)	87(14.85)	260(46.43)	235(41.96)	495(88.39)
기업수	474			519			586			560		

주: 환노출 추정계수 χ_i 가 양인 기업과 음인 기업 중 5% 유의수준 내에 포함된 기업의 수이며 괄호 내의 포함된 기업의 수이며 괄호 밖의 수이며 괄호 안은 표본기업수에서 차지하는 백분율을 나타낸다.

<표 4> 비선형 환노출 오목형

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_1 R_{Mt} + \chi_i R_{St}^3 + \varepsilon_{it}$$

(단위: %)

기간	1기(1992-1994)			2기(1995-1997, 10)			3기(1999-2001)			4기(2002-2004)		
	양	음	합계	양	음	합계	양	음	합계	양	음	합계
원달러	1(0.21)	9(1.90)	10(2.11)	23(4.43)	5(0.96)	28(5.39)	3(0.51)	16(2.73)	19(3.24)	14(2.50)	18(3.21)	32(5.71)
원엔	0(0)	11(2.32)	11(2.32)	5(0.96)	14(2.70)	19(3.66)	9(1.54)	22(3.75)	31(5.29)	5(0.89)	8(1.43)	13(2.32)
실질실효환율	-	-	-	4(0.77)	2(0.385)	24(4.62)	37(6.31)	14(2.39)	51(8.70)	44(7.86)	24(4.29)	68(12.14)
기업수	474			519			586			560		

주: 환노출 추정계수 χ_i 가 양인 기업과 음인 기업 중 5% 유의수준 내에 포함된 기업의 수이며 괄호 안은 표본기업수에서 차지하는 백분율을 나타낸다.

<표 5> 선형 및 비선형 환노출 기업의 비율

	1기(1992-1994)		2기(1995-1997. 10)		3기(1999-2001)		4기(2002-2004)	
	χ^3	$\frac{1}{\chi^3}$	χ^3	$\frac{1}{\chi^3}$	χ^3	$\frac{1}{\chi^3}$	χ^3	$\frac{1}{\chi^3}$
원달러	3.4	1.4	1.5	1.2	1.9	0.7	1.9	0.9
원/엔	1.3	1	1.5	0.8	3.5	1.1	3	0.8
실질실회환율	-	-	4.8	0.7	1.1	0.6	6	0.8

주: 5% 유의수준에서 유의적인 선형 환노출 계수를 가진 기업수에 대한 유의적인 비선형 환노출 계수를 가진 기업수의 백분율이다.

χ^3 과 $\frac{1}{\chi^3}$ 은 비선형 환노출의 함수 형태를 나타낸다.

2. 분석의 확장

회귀식 (7), (8)을 사용, 선형 및 비선형 환노출 계수를 추정하는 데는 독립변수로 원/달러 환율과 원/엔 환율, 실질실효환율을 각기 하나씩 회귀식에 포함시켰다. 이는 비선형 환노출이 선형 환노출보다 유의적인 환노출을 가지는 기업을 파악하는 데 더 우월하다는 것을 개별 통화별로 비교 분석하기 위한 것이었다. 그러나 이 방식과 이 방식으로 추정된 환노출 계수는 두 개의 문제점을 드러내고 있다. 우선, 우리나라 기업은 원/달러 환율과 원/엔 환율 모두에 대해 환노출에 직면해 있다. 따라서 환노출 회귀식에 원/달러 환율과 원/엔 환율을 하나씩 포함시켜 해당 환율의 환노출 계수를 구하는 것은 설명변수를 충분히 통제했다고 보기 어렵다. 원/달러 환율과 원/엔 환율을 동시에 설명변수로 포함시켜 구한 환율별 환노출 계수를 보다 의미 있는 환노출 계수로 볼 수 있다.

둘째, 실질실효환율에 대한 환노출 계수가 원/달러 및 원/엔 환율에 대한 환노출 계수와 큰 차이를 보이고 있는 것은 다수 통화의 환율 가중치로 구한 실효환율로 환노출을 추정할 경우 기업의 환노출 정도가 왜곡될 가능성을 배제할 수 없음을 시사한다.

Williamson(2001)은 무역규모를 가중치로 한 실효환율⁴¹⁾을 사용할 경우 기업이 하나 혹은 두 개의 환율에 주로 노출될 경우 환노출 추정계수의 설명력이 약하다고 지적했다. Chamberlain, Howe

41) Jorion(1990), Bodnar and Gentry(1993), Bartov and Bodnar(1994), He and Ng(1998) 등은 무역규모를 가중치로 한 실효환율을, Chow, Lee and Solt(1997) 등은 실질실효환율을 사용했다.

and Popper(1997)는 양국간 통화를 사용한 결과가 무역규모를 가중치로 한 실효환율을 사용한 결과보다 더 좋다는 것을 보였다. Dominguez and Tesar(2001c)는 무역규모를 가중치로 한 실효환율을 사용할 경우 일부 국가에서 환노출이 적게 나타나는 것을 밝혔다.⁴²⁾ 권택호(1998)는 “개별기업은 기업의 경영 결과에 따라 각기 다른 통화에 대하여 각기 다른 방향과 정도의 환노출 상태에 있게 된다. 특정 기업이 특정 통화에 대해서만 환노출 상태에 있을 때 특정 통화를 다른 통화들과 가중평균한 실효환율로 환노출을 추정할 경우 환노출이 추정되지 않을 수 있으며, 기업의 환노출 정도가 왜곡되어 나타날 수 있다”(p2)고 지적했다.

우리나라 기업의 환노출 특성 분석을 위한 환노출 추정에는 실효환율이 개별기업의 환노출을 왜곡시킬 가능성이 있는 등의 문제점을 감안해서 개별 국가 통화에 대한 원화 환율 중 우리나라 기업에 가장 큰 영향을 미친다고 할 수 있는 원/달러 및 원/엔 환율을 환노출 추정 방정식에 포함시켜 환노출을 측정한다.⁴³⁾ 이를 위한 선형 환노출 회귀식은 방정식 (12)이고 비선형 환노출 회귀식은 방정식 (13)이다.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \chi_{i,usd} R_{usdt} + \chi_{i,jpy} R_{jpyt} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \chi_{i,usd} f(R_{usdt}) + \chi_{i,jpy} f(R_{jpyt}) + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

여기서 R_{usdt} , R_{jpyt} 는 원/달러 환율과 원/엔 환율의 변동률을

42) 이 연구에서 미국 달러를 사용할 경우 유의적인 환노출을 보인 일본기업의 18%, 이탈리아 기업의 61%가 무역가중치 환율을 사용할 경우 유의적인 환노출을 보이지 않는 것으로 나타났다.

43) 우리나라의 총수출입에서 차지하는 미국과 일본의 비중치는 2001년 현재 각각 24.4%, 19.6%이다.

각각 표시하며 다른 변수의 정의는 식 (7), (8)과 같다. 원/달러 환율과 원/엔 환율은 명목환율을 사용한다. $\chi_{i,usd}$ 는 기업 i 의 원/달러 환율에 대한 환노출 계수, $\chi_{i,jpy}$ 는 기업 i 의 원/엔 환율에 대한 환노출 계수를 나타낸다.

(1) 원/달러 환율과 원/엔 환율에 대한 환노출 분석

원/달러 및 원/엔 환율을 동시에 사용하여 환노출을 추정하면서 선형 환노출을 사용한 결과와 비선형 환노출을 사용한 결과를 모두 분석했다. <표 6>은 선형 환노출을 사용한 결과이고 <표 7>은 비선형 환노출을 사용한 결과이다.

<표 6>에서 알 수 있듯이 1기에는 환노출이 유의적인 기업의 비중이 원/달러 환율의 경우 1.48%, 원/엔 환율의 경우 2.95%에 불과했으나 자본자유화의 진전에 따라 2기에는 원/달러 환율의 경우 4.43%, 원/엔 환율의 경우 3.28% 그리고 자유변동환율제의 도입에 따라 3기에는 원/달러 환율의 경우 5.12%, 원/엔 환율의 경우 6.48%로 각각 증가하고 있다. 그러나 4기에는 원/달러 환율의 경우 3.93%, 원/엔 환율의 경우 2.14%로 3기보다 하락하는 추세를 보이고 있다. 선형 환노출을 사용했을 때 환노출이 유의적인 기업의 비중은 1~6%에 머물고 있다. 이는 같은 선형 환노출 회귀식을 이용, 5~26%를 보인 미국, 일본 등 선진국 기업을 대상으로 한 연구결과보다 낮은 수준으로 소규모 개방경제라는 우리나라의 특성상 미국이나 일본 기업에 비해 환위험에 노출되는 기업이 많을 것이라는 예상에는 못 미치는 수준이다. 1~31%를

보인 국내기업에 대한 선행연구 결과와 비교할 때도 비교적 낮은 환노출 수준으로 볼 수 있다.

선형 환노출의 기간별 추이는 <표 7>의 비선형 환노출을 사용한 결과에서도 비슷하게 나타나고 있다. 1기에는 환노출이 유의적인 기업의 비중이 원/달러 환율의 경우 4.22%, 원/엔 환율의 경우 3.16%에 불과했으나 2기에는 원/달러 환율의 경우 6.55%, 원/엔 환율의 경우 8.67% 그리고 3기에는 원/달러 환율의 경우 9.73%, 원/엔 환율의 경우 17.58%로 각각 증가하고 있다. 그러나 4기에는 원/달러 환율의 경우 6.25%, 원/엔 환율의 경우 7.68%로 3기보다 하락하는 추세를 보이고 있다.

원/달러 및 원/엔 환율에 대한 환노출 추이는 선형 환노출을 사용한 결과와 비선형 환노출을 사용한 결과가 비슷하나 환노출이 유의적인 기업의 비중은 비선형 환노출을 사용한 결과가 훨씬 높게 나타나고 있다. 비선형 환노출을 가정할 경우 환노출을 드러내는 기업을 더 쉽게 식별할 수 있는 것이다. 그러나 비선형 환노출을 사용한 환노출이 유의적인 기업의 비중은 독일기업을 대상으로 한 Bartram(2004)의 비선형 환노출 추정 결과보다 크게 낮은 것으로 나타나고 있다. Bartram(2004)의 결과에서는 1981~1995년 기간중 독일기업에서 환노출이 유의적인 기업의 비중이 선형 환노출의 경우 5.6~24.8%였으나 비선형 환노출의 경우 8.6~63.3%이다. 이는 독일 경제보다 대외의존율이 더 높은 우리나라 기업이 독일기업보다 환위험에 더 많이 노출될 것이라는 예상과는 다른 결과이다.

통화별 환노출 특성을 살펴보면 우선 환노출 추정계수의 부호가 양과 음인 기업의 수의 상대적 우위가 환노출이 선형인가 비선형인가에 따라 엇갈리고 있다. 선형 환노출 추정계수를 정리한 <표 6>에서는 환노출 추정계수의 부호가 음인 기업의 수가 양인 기업의

<표 6> 워달러 및 워엔 환율에 대한 선형 환노출 추정계수

$$R_{it} = \alpha_i + \beta R_{Mt} + \chi_{i,usdt} R_{usdt} + \chi_{i,jpy} R_{jpy} + \varepsilon_{it}$$

	17 (1992-1994)	27 (1995-1997. 10)	37 (1999-2001)	47 (2002-2004)
최대값	28.9088	19.8451	13.8518	8.615
75%	4.275	2.293	1.2885	1.4378
중간값	-3.4136	-3.0006	-0.5466	-0.0623
25%	-10.3421	-7.4295	-1.987	-1.5086
최소값	-60.4912	-30.3189	-10.1933	-16.0655
평균	-3.3245	-2.79	-0.307	-0.251
(+)	4(175)	6(173)	14(244)	11(273)
(-)	3(239)	17(346)	16(342)	11(287)
합계	7(474) (1.48%)	23(519) (4.43%)	30(586) (5.12%)	22(560) (3.93%)

워달러
환율
($\chi_{i,usdt}$)

<표 6> 계속

	1기(1992~1994)	2기(1995~1997.10)	3기(1999~2001)	4기(2002~2004)
최대값	5.5861	3.7036	10.5393	16.6399
75%	0.3288	-0.0175	0.7243	1.7066
중간값	-0.1589	-0.7245	-0.7862	-0.3882
25%	-0.6777	-1.4709	-2.0581	-2.3426
최소값	-5.2843	-4.8655	-6.4315	-9.8766
평균	-0.1963	-0.735	-0.574	-0.214
(+)	2(189)	4(126)	8(205)	4(254)
(-)	12(285)	13(393)	30(381)	8(306)
합계	14(474) (2.95%)	17(519) (3.28%)	38(586) (6.48%)	12(560) (2.14%)

주: (+)와 (-)는 $X_{i,usd}$, $X_{i,jpv}$ 에 대한 추정치가 양인 기업과 음인 기업 중 5% 유의수준 내에 포함되는 기업의 수를 각각 나타내며, 괄호 안의 수는 $X_{i,usd}$, $X_{i,jpv}$ 의 추정치가 양인 기업과 음인 기업의 수를 표시한다. 합계 행에서 괄호 안의 %는 환노출 계수의 추정치가 유의적인 기업이 전체 기업에서 차지하는 비중을 나타낸다.

<표 7> 원/달러 및 원/엔 환율에 대한 비선형 환노출 추정계수

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_1 R_{Mt} + \chi_{i,USD} R_{USDt}^3 + \chi_{i,JPY} R_{JPYt}^3 + \varepsilon_{it}$$

	1기(1992~1994)	2기(1995~1997.10)	3기(1999~2001)	4기(2002~2004)
최대값	1569774.5	1305.37	6917.92	3077.4801
75%	82255.5	1098.89	327.231	449.6092
중간값	22391.1	-1894.67	-156.684	2.1662
25%	-38173	-4528.11	-551.199	-476.3545
최소값	-1457319.2	-17692.96	-2599.4	-6570.2453
평균	22530.3224	-1849.054	-80.12	-64.909
(+)	15(289)	11(166)	25(287)	16(281)
(-)	5(185)	23(363)	32(349)	19(279)
합계	20(474) (4.22%)	34(519) (6.55%)	57(586) (9.73%)	36(550) (6.25%)

원/달러
환율
($\chi_{i,USD}$)

<표 7> 계속

	1기(1992~1994)	2기(1995~1997.10)	3기(1999~2001)	4기(2002~2004)
최대값	1209.8669	555.1025	1324.2427	19874.889
75%	199.2608	67.9776	139.2225	493.059
중간값	-10.2083	-16.2487	-49.4263	-448.929
25%	-212.4121	-100.3362	-191.495	-1465.17
최소값	-1846.4973	-667.8487	-763.782	-14616.645
평균	-2.264	-19.463	-13.005	-390.417
(+)	7(23.4)	21(23.5)	53(23.3)	7(2.00)
(-)	8(24.0)	24(28.4)	50(35.3)	36(36.0)
합계	15(47.4) (3.16%)	45(51.9) (8.67%)	103(586) (17.58%)	43(560) (7.68%)

주: (+)와 (-)는 $X_{i,usd}$, $X_{i,jpy}$ 에 대한 추정치가 양인 기업과 음인 기업 중 5% 유의수준 내에 포함되는 기업의 수를 각각 나타내며, 괄호 안의 수는 $X_{i,usd}$, $X_{i,jpy}$ 의 추정치가 양인 기업과 음인 기업의 수를 표시한다. 합계 행에서 괄호 안의 %는 환노출 계수의 추정치가 유의적인 기업이 전체 기업에서 차지하는 비중을 나타낸다.

수보다 훨씬 더 많다. 예를 들어 선형 환노출 추정계수를 정리한 <표 6>에서 원/달러 환율을 사용한 1기의 경우 환노출 추정계수가 양인 기업의 수는 175개인 반면 음인 기업의 수는 299개로 훨씬 많다. 반면 비선형 환노출 추정계수를 정리한 <표 7>에서는 같은 환율과 기간중 환노출 추정계수가 양인 기업의 수는 289개로 음인 기업의 수 185개보다 훨씬 많다.

게다가 유의적인 환노출 추정계수의 부호가 양과 음인 기업의 수의 상대적 우위도 환노출이 선형인가 비선형인가에 따라 엇갈리고 있다. 예를 들어 선형 환노출 추정계수를 정리한 <표 6>에서 원/엔 환율을 사용한 3기의 경우 유의적인 환노출 추정계수가 양인 기업의 수는 8개인 반면 음인 기업의 수는 30개로 훨씬 많다. 반면 비선형 환노출 추정계수를 정리한 <표 7>에서는 같은 환율과 기간중 유의적인 환노출 추정계수가 양인 기업의 수는 53개로 음인 기업의 수 50개보다 훨씬 많다.

같은 환율과 기간이더라도 유의적인 양과 음의 환노출 계수를 가진 기업의 수가 환노출의 선형 여부에 따라 큰 차이를 보이고 있는 것은 통화별 환노출 특성을 분석하는 데 있어서 일관성을 유지하는 데 적지 않은 어려움을 던지고 있다. 따라서 본 연구에서는 비선형 환노출이 이론상으로는 물론 앞서 실행한 실증분석을 통해 유의적인 환노출을 식별하는 데 더 효과적이라는 점을 감안, 비선형 환노출을 중심으로 통화별 환노출 특성을 설명한다.

비선형 환노출 추정계수를 정리한 <표 7>에서 먼저 원/달러 환율에 대한 기업의 환노출 실태를 살펴본다. 외환위기 기간을 제외한 기간중 1기와 4기는 환노출 계수가 양인 기업이 음인 기업보다 더 많은 반면 2기와 3기는 환노출 계수가 음인 기업이 양인 기업보다 더 많다. 이는 원/달러 환율이 오르면(떨어지면) 1기와 4기에는 이익(손실)을 보는 기업이 더 많은 반면 2기와 3기에는

손실(이익)을 보는 기업이 더 많은 것을 의미한다.

환노출이 유의적인 기업의 분포는 1기만 유의적인 양의 환노출 기업의 수(15개)가 음의 유의적인 환노출 기업의 수(5개)보다 많다. 4기의 경우 환노출 계수가 양인 기업의 수가 음인 기업의 수보다 더 많기는 하나 유의적인 음의 환노출 기업의 수(19개)가 양의 환노출 기업의 수(16개)보다 많다.

원/엔 환율에 대한 기업의 환노출에서는 전 기간에 걸쳐 환노출 계수가 음인 기업이 양인 기업보다 더 많다. 이는 원/엔 환율이 오르면(떨어지면) 전 기간에 걸쳐 손실(이익)을 보는 기업이 이익(손실)을 보는 기업보다 많은 것을 의미한다. 유의적인 환노출 계수를 가진 기업의 분포도 3기를 제외한 나머지 기간에는 유의적인 음의 환노출 기업의 수가 양의 환노출 기업의 수보다 많다.

<표 7>에서 1기를 제외하면 환노출이 유의적인 기업의 비중이 원/엔 환율에 대한 환노출이 원/달러 환율에 대한 환노출에 비해 높게 나오고 있다. 예를 들면 외환위기 후인 3기의 경우 환노출이 유의적인 기업의 비중이 원/엔 환율에 대해서는 17.5%인 데 비해 원/달러 환율에 대해서는 9.7%를 기록하고 있다. 이는 우리나라의 주요 수출품이 국제시장에서 일본 제품과 경쟁관계에 있고 우리나라가 주로 일본에서 시설재나 중간재를 수입하고 있는 무역 구조를 반영한 것으로 보인다.

요약하면 환율의 상승(하락) 효과는 통화별 및 기간별로 다르게 나타나고 있다. 원/달러 환율이 오를(떨어질) 경우 1기와 4기에는 이익(손실)을 보는 기업이 더 많았으나 나머지 기간은 손실(이익)을 보는 기업이 더 많았다. 환노출이 유의적인 기업만을 대상으로 하면 원/달러 환율이 오를(떨어질) 경우 1기를 제외한 전 기간에서 손실(이익)을 보는 기업이 더 많았다. 원/엔 환율이 오를(떨어질) 경우는 전 기간에 걸쳐 손실(이익)을 보는 기업이 더 많았다. 환노출

이 유의적인 기업만을 대상으로 하면 원/엔 환율이 오를(떨어질) 경우 3기에만 이익(손실)을 보는 기업이 더 많았고 다른 기간에는 손실(이익)을 보는 기업이 더 많았다.

따라서 환율상승(하락)은 전반적으로 우리나라 기업의 수익에 긍정적(부정적)인 영향보다는 부정적(긍정적)인 영향을 주는 시기가 더 많았다고 볼 수 있다. 다만 환노출 추정계수의 부호를 기준으로 할 때 원/달러 환율이 오를(떨어질) 경우 기업의 수익을 향상(악화)시키는 시기와 악화(향상)시키는 시기가 엇비슷하게 나타나고 있는 반면 원/엔 환율이 오를(떨어질) 경우 기업의 수익을 악화(향상)시키는 시기가 대부분인 점이 주목된다. 원/엔 환율의 상승은 해외시장에서 일본제품에 대한 우리나라 수출품의 경쟁력을 높이는 요인으로 작용하기보다는 수입중간재의 가격을 상승시켜 기업의 수익을 악화시키는 효과가 더 큰 것으로 보인다. 일본에 대한 수입이 수출보다 훨씬 많고 엔화부채가 많은 우리나라 기업에게 엔화 환율 상승은 큰 부담이 되고 있는 것으로 분석된다.

외환위기 이후만으로 기간을 좁혀 보면 원/달러 환율이 오를(떨어질) 경우 4기에는 이익(손실)을 보는 기업이 더 많았으나 3기에는 손실(이익)을 보는 기업이 더 많았다. 환노출이 유의적인 기업만을 대상으로 하면 두 기간중 원/달러 환율이 오를(떨어질) 경우 손실(이익)을 보는 기업이 더 많았다. 원/엔 환율이 오를(떨어질) 경우는 외환위기 이후 손실(이익)을 보는 기업이 더 많았다. 환노출이 유의적인 기업만을 대상으로 하면 원/엔 환율이 오를(떨어질) 경우 3기에는 이익(손실)을 보는 기업이 더 많았으나 4기에는 손실(이익)을 보는 기업이 더 많았다.

원/달러 환율의 상승은 우리나라 수출상품의 가격경쟁력을 높이는 효과와 원자재 등의 수입가격을 올리는 효과가 비슷하게 나타나고 있는 것으로 볼 수 있다. 반면 원/엔 환율의 상승은 일본

산 수입중간재의 가격을 높여 기업의 수익을 악화시키는 효과가 외국시장에서 일본제품에 대한 우리나라의 수출상품의 가격경쟁력을 높이는 효과보다 크다고 볼 수 있다.

외환위기 이후 우리나라 수출입 결제의 대부분을 차지하고 있는 달러화에 대한 원화 환율이 떨어질 경우에도 수익이 개선되는 기업이 더 많은 시기가 있고 특히 환노출이 유의적인 기업만을 대상으로 할 경우 더욱 그런 것은 우리나라 기업의 수출경쟁력이 환율변동에 의한 가격경쟁력에 좌우되지 않고 품질경쟁력에 더 많은 영향을 받는 것으로 볼 수 있는 근거 중 하나로 분석된다.⁴⁴⁾ 환율하락으로 인한 가격경쟁력 악화에도 불구하고 기업의 주가수익률이 오히려 향상된 것은 세계시장에서 품질 우수성을 인정 받아 환율에 관계없이 수출이 늘어나거나 환율하락부담을 수출가격 인상으로 전가할 수 있는 기업이 늘어나고 있는 것을 의미할 수 있기 때문이다. 여기에서 환율하락은 기업들의 원자재, 중간재 및 시설재의 수입가격을 낮추어 수익개선에 도움이 되는 것으로 보인다.

그러나 기업의 주가수익률은 환율, 품질 외에 재무구조, 거시경제여건 및 증시상황 등 다양한 요인의 영향을 받으므로 환율변동이 우리나라 기업의 가치에 미치는 효과는 보다 체계적이고 심층적인 분석이 요망된다.

환율상승이 우리나라 기업의 수익에 악영향을 미친 시기가 더 많았다는 이 같은 결과는 기존 연구의 결과와 비슷한 측면이 있다. 이현석(1999)은 달러화와 엔화에 대해 10% 유의수준에서 전체 노출기업 가운데 60.3%와 63.2%가 음의 환노출을 나타내고 있고 이현석(2003)은 75% 이상의 기업이 미국 달러 및 일본 엔의 환율변화에

44) 평균환율 기준으로 2002년부터 2005년까지 원/달러 환율은 지속적으로 하락하였으나 같은 기간의 수출증가율은 2002년 8.0%, 2003년 19.3%, 2004년 31%, 2005년 12.2%였다.(이윤석(2006) 인용)

음의 환노출을 보이고 있는 것을 밝혔다. 달러 환율에 대한 환노출만 분석한 Yoon(2003)은 음의 환노출을 기록한 기업이 80% 이상이나 된다고 밝혔다. 다만 이 같은 연구결과는 모두 음의 환노출 계수를 보이고 있는 기업의 비율이 높게 나오고 있으나 본 연구 결과는 기간과 환율에 따라 양의 환노출 계수를 보이고 있는 기업의 비율이 높게 나오는 경우도 있다는 점에서 차이가 있다.

정찬우(2003)는 5% 유의수준에서 달러화에 대해 1990년부터 1994년까지의 기간에는 음의 유의적인 환노출 계수를 가진 기업이 더 많고 1995년 1월에서 1997년 10월까지의 기간과 1999년부터 2002년까지의 기간에는 양의 유의적인 환노출 계수를 가진 기업이 더 많은 반면 원/엔화 환율에 대해서는 전 기간에 걸쳐 음의 유의적인 환노출 계수를 가진 기업이 많다고 밝혔다. 이는 원/달러 환율에 대해서는 본 연구의 결과와 다르나 원/엔화 환율에 대해서는 3기만을 제외하고는 비슷한 결과다.

한편 기간별로 유의적인 환노출의 부호가 엇갈리고 있는 본 연구의 결과는 외국 기업에 대한 기존의 연구 결과와 부합되는 점이 없지 않다. He and Ng(1998)는 171개 일본기업 중 25%가 양의 유의적인 환노출을 기록한 반면 2%만이 음의 유의적인 환노출을 기록한 것을 밝혔다. Dominguez and Tesar(2001a)는 양과 음의 환노출 계수를 가진 기업수가 비슷하게 나오는 것을 보였다.

(2) 외환위기 전후의 비교

외환위기로 인해 1997년 자유변동환율제가 도입됨에 따라 우리나라 기업의 외환시장 환경은 급변했다. 우선 외환위기 전에는

정부가 외환시장에서 환율을 관리하는 시장평균환율제도하에서 환율변동폭이 크지 않아 기업은 환율변화에 대해 크게 우려하지 않아도 되었다. 그러나 외환위기 이후 환율변동폭이 10%로 확대됨에 따라 환율변화는 기업의 가치에 상당한 영향을 미칠 것으로 예상되어 왔다.

<표 6>의 선형 환노출 계수를 추정한 결과를 보면 외환위기 직후인 3기에 원/달러 환율에 대한 환노출에 유의적인 기업의 비중은 5.12%로 외환위기 직전인 2기의 4.43%보다 늘어났다. 원/엔 환율에 대한 3기의 유의적인 환노출 기업의 비중은 6.48%로 외환위기 직전인 2기의 3.28%보다 크게 늘어났다. 이 같은 추세는 <표 7>의 비선형 환노출 계수를 추정한 결과를 보아도 마찬가지다. 원/달러 환율에 대한 3기의 유의적인 환노출 기업의 비중은 9.73%로 외환위기 직전인 2기의 6.55%보다 증가했고 원/엔 환율에 대해서는 8.67%에서 17.58%로 두 배 이상 늘어났다. 외환위기로 환율변동폭이 확대됨에 따라 기업들의 환위험이 급증할 것이라는 예상이 적중한 셈이다.

그러나 외환위기 이후의 환노출의 증가세는 4기에는 지속되지 않았다. <표 6>의 선형 환노출 계수를 추정한 결과를 보면 원/달러 환율에 대한 4기의 유의적인 환노출 기업의 비중은 3.93%로 3기보다 감소했고 원/엔 환율에 대해서는 2.14%로 역시 3기보다 크게 줄어들었다. <표 7>의 비선형 환노출 계수를 추정한 결과를 보면 원/달러 환율에 대한 4기의 유의적인 환노출 기업의 비중은 6.25%로 3기보다 줄어들었고 원/엔 환율에 대해서는 7.68%로 3기보다 크게 줄어들었다.

우리나라 기업의 유의적인 환노출은 외환위기 이후 예상대로 3기에는 급증했으나 4기에는 하락세를 보인 이유는 우선, 환율과 주가의 변동률 감소를 들 수 있다. <표 8>에서 원/달러 환율의

월간변동률 절대값의 연도별 평균치를 기간별 평균치로 비교해 보면 1기(0.31%), 2기(1.03%), 3기(1.96%)로 계속 상승하다 4기에 1.73%로 떨어졌다. 원/엔 환율의 경우 기간별 평균치는 1기 2.26%에서 2기와 3기에 2.39%로 늘어났다가 4기에 1.80%로 떨어졌다. 4기에는 환율변동률뿐 아니라 종합주가지수 변동률도 3기의 9.23%에서 5.83%로 떨어졌다.⁴⁵⁾ 환율변동폭이 감소한 데다 월별 주가지수 변동폭도 낮으니 환노출도 적게 나타난 것으로 보인다.

환노출이 외환위기 이후로 증가하다가 4기 들어 하락한 또 다른 이유는 기업의 환리스크 관리에 대한 관심이 증가한 점과 관련이 있는 것으로 보인다. <표 9>를 보면 우리나라 기업의 파생금융상품 투자규모는 외환위기 이후 전반적으로 상승세를 나타내고 있으며 특히 2002년과 2004년의 경우 폭발적인 증가세를 기록한 것을 알 수 있다.

45) 이는 1994년 외환위기를 겪은 터키와 비슷한 결과여서 주목된다. Kiyamaz (2003)는 109개 터키기업 중 터키리라의 미달러화와 유로화로 구성된 통화바스켓 환율에 대해 5% 유의수준에서 전체 기간(1991년 1월~1998년 12월)에는 61%, 외환위기 이전(1991년 1월~1994년 2월)에는 55%, 외환위기 이후(1994년 5월~1998년 12월)에는 25%가 유의적인 환노출을 보인 것으로 밝혔다. 이 연구는 외환위기 전보다 외환위기 후에 환노출이 줄어든 두 가지 이유를 제시하고 있다. 첫째, 외환위기 이후 터키 환율의 변동률이 외환위기 전보다 줄어들었다는 것이다. 둘째, 터키기업들이 외환위기 후 환리스크 관리에 더 관심을 보이고 헤지수단을 사용하고 있다는 것이다.

<표 8> 환율 및 주가 변화율 추이

(단위: %)

연도	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
종합주가지수	5.02	7.46	5.58	4.29	4.38	5.13	6.57	15.78	9.47	9.23	9.59	7.42	5.83	3.89
원/달러 환율	0.54	0.45	0.31	0.22	0.74	0.86	1.50	6.90	2.28	1.96	1.82	1.55	1.73	1.8
원/엔 환율	243	2.11	2.16	2.05	2.94	1.32	2.91	8.61	2.88	2.39	1.92	1.25	1.80	1.75
실질실효환율	-	-	0.93	0.71	0.85	0.57	0.85	10.67	2.29	1.44	2.19	1.88	1.42	1.26

주: 종합주가지수, 달러 및 엔화 환율의 월간변화율 절대값(월말 기준)의 연간평균치이며 1997년은 10월까지 계산
 자료: 환율은 한국은행, 종합주가지수는 증권거래소

<표 9> 국내기업 파생금융상품 투자규모

(단위: 백만 달러)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
447.7	452.4	623.1	414.2	932.2	412.2	401.3	531.6	463.3	12,880	7,998	2,230.80	

자료: 한국은행

(3) 산업별 환노출

산업별 환노출 기업의 분포는 유의적인 환노출을 나타내는 기업을 선형 환노출 방식보다 식별하기 쉬운 비선형 환노출을 사용할 경우를 중심으로 분석한다. <표 10>과 <표 11>은 원/달러 및 원/엔 환율에 대한 비선형 환노출 계수를 추정된 결과를 산업별로 각각 정리한 것이다. 유의적인 환노출을 나타내는 기업의 비중이 1기에서 3기까지 늘어났다가 4기에 줄어드는 추세는 환노출을 추정된 산업별 수의 추이에서도 비슷하게 나타나고 있다. <표 10>을 보면 원/달러 환율에 대한 비선형 환노출의 경우 3기에서는 1기, 2기에 비해 환노출이 유의적인 기업의 비중이 10%를 넘는 산업의 수가 크게 증가하는 것을 알 수 있다. 18개 산업 중 10%를 넘는 산업이 1기와 2기에는 각각 2개에 불과했으나 3기에는 6개로 증가했다. <표 11>을 보면 원/엔 환율에 대한 비선형 환노출의 경우 환노출이 유의적인 기업의 비중이 10%를 넘는 산업의 수가 1기에는 1개, 2기에는 7개였으나 3기에는 15개로 급증한 것을 알 수 있다. 이는 자유변동환율제도 도입 이후 환노출이 증가할 것이라는 예상이 산업별 분포에서도 맞다는 것을 보여 주는 것이다.

그러나 4기에는 원/달러 환율에 대한 환노출의 경우 5개, 원/엔 환율에 대한 환노출의 경우 6개로 환노출을 나타내는 산업의 수가 줄어들어 역시 4기부터 유의적인 환노출 기업의 수가 줄어드는 추세를 반영하고 있다.

업종별 환노출 실태를 살펴보면 환노출이 유의적인 기업의 비중이 10%를 넘는 산업의 수에 있어 1기를 제외한 모든 기간에 걸쳐 원/달러 환율에 대한 환노출을 나타내는 산업의 수가 원/엔 환율에 대한 환노출의 나타내는 산업의 수보다 많다. 이는 환율 변동이 기업가치에 미치는 효과가 원/달러 환율보다 원/엔 환율

에 대해 훨씬 광범위한 업종에서 나타나고 있는 것을 의미한다. 외환위기 이후인 4기의 경우 원/달러 환율의 경우 섬유·의복, 의약, 음식료품, 운수창고업 및 서비스 등의 업종에서 그리고 원/엔 환율의 경우 의료 정밀, 통신, 종이목재, 섬유·의복, 의약, 음식료품 등의 업종에서 환노출이 두드러진 기업이 집중되어 있는데 이들 업종은 해외원자재 수입이 많은 업종이라는 특성이 있다. 이들 업종이 환노출에 직면하고 있는 것은 환위험 헤지에서 상대적으로 앞서고 있는 수출 주력업종의 기업들과는 달리 엔화부채가 많은 데도 파생금융상품 등을 활용, 환위험 헤지를 제대로 못하고 있는 것이 주요 요인으로 분석된다.

<표 10> 원/달러 환율에 대한 비선형 환노출 추정계수의 산업별 분포

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_1 R_{Mt} + \lambda_{i,usd} R_{usdt}^3 + \lambda_{i,jpy} R_{jpyt}^3 + \varepsilon_{it}$$

산업 (표본수)	1기(1992-1994)					2기(1995-1997.10)					3기(1999-2001)					4기(2002-2004)						
	평균	5% 유의수준		기업 수	비율 (%)	평균	5% 유의수준		기업 수	비율 (%)	평균	5% 유의수준		기업 수	비율 (%)	평균	5% 유의수준		기업 수	비율 (%)		
		(+)	(-)				합계	(+)				(-)	합계				(+)	(-)			합계	(+)
건설업	11457.43	3	3	35	8.5	2188.71	2	2	39	5.1	2544.98	2	2	44	4.5	67.388	1	1	37	2.7		
기계	14974.24		0	26	0.0	-1047.83	1	1	23	3.4	-119.33	2	1	3	8.8	42.214	2	2	39	5.1		
비금속광물	68888.42		0	19	0.0	-3496.58		0	20	0.0	463.408		1	1	22	4.5	15.988	1	1	22	4.5	
서비스업	97911.77		0	3	0.0	-678.194		0	3	0.0	-152.201		1	1	8	12.5	-68.706	2	1	3	15	20.0
운수장비	3618.66		1	1	26	3.8	-1215.03	1	1	31	3.2	-497.06	2	2	38	5.2	-23.842	2	2	42	4.7	
운수항공업	27993.33		0	14	0.0	-2263.81		0	15	0.0	4103.74		2	2	16	12.5	-403.82		2	2	16	12.5
의료장비	87573.93		0	5	0.0	1745.520	1	1	6	16.6	-56.781	1	2	3	9	33.3	424.056		0	5	0.0	
전자기스업	-39250.45		0	2	0.0	-5612.51		0	3	0.0	-550.937		0	0	9	0.0	330.469		0	11	0.0	
통신업	279918.000	1	1	1	100.0	-1127.29		0	2	0.0	-1005.09		0	0	3	0.0	414.263		0	3	0.0	

<표 10> 계속

산업 (표분수)	1기(1992-1994)						2기(1995-1997.10)						3기(1999-2001)						4기(2002-2004)					
	평균		5% 유의수준 (+) (-)		기업 수	비율 (%)	평균		5% 유의수준 (+) (-)		기업 수	비율 (%)	평균		5% 유의수준 (+) (-)		기업 수	비율 (%)	평균		5% 유의수준 (+) (-)		기업 수	비율 (%)
종아복제	8899.94		0	22	0.0	-2879.77	1	5	6	27	22.2	-180.789	1	2	3	33	9.0	-194.094		1	1	27	3.7	
섬유·의복	60028.6	4	4	40	10.0	-193.24	1	3	4	43	9.3	170.643	3	1	4	47	8.5	-196.810	1	3	4	39	10.2	
의약	-13465.18		0	32	0.0	-860.461		3	3	33	9.0	123.601	1	2	3	35	8.5	-151.050	1	3	4	36	11.1	
음식료품	29211.25	1	1	38	2.6	-2795.09		3	3	40	7.5	-146.814	1	3	4	41	9.7	35.959		4	4	37	10.8	
철강·금속	47613.92	2	2	36	5.5	-2255.040	2	1	3	40	7.5	2.192	2	1	3	42	7.1	-203.428	2		2	36	5.5	
전자·전자	-10802.63	4	1	5	7.6	-1441.14	1	4	5	71	7.0	-146.584	3	8	11	80	13.7	20.384		2	2	67	2.9	
유통업	15088.02	1	1	37	2.7	-487.336	1	1	2	40	5.0	-195.233	4	5	9	40	22.5	-310.653	2	1	3	42	7.1	
화학	45225.02	2	2	68	2.9	-183.55	1	2	3	72	4.1	-106.673	2	3	5	79	6.3	-21.794	2	2	4	80	5.0	
기타	4295.82		0	5	0.0	-576.23			0	5	0.0	230.058	1	1	1	6	16.6	239.687			0	6	0.0	
전체		15	5	20	4.2		11	23	34	519	6.5		25	32	57	566	9.7		16	19	35	560	6.2	

주: 증권거래소가 전 상장종목을 22개 산업으로 분류한 산업분류체계를 따른 것으로 기타는 어업, 광업, 기타제조업 분야를 포함한다. 평균은 업종 내 기업의 환노출 계수 평균치를 나타낸다. 5% 유의수준에서 (+)는 유의적인 환노출 계수가 양인 기업수이며 (-)는 유의적인 환노출 계수가 음인 기업수의 수이다. 비율은 업종 전체 기업수에 대한 유의적인 환노출 계수를 가진 기업의 비율을 나타낸다.

<표 11> 워렌 회월에 대한 비선형 환노출 추정계수의 산업별 분포

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_1 R_{Mt} + \lambda_{i,usd} R_{usdt}^3 + \lambda_{i,jpy} R_{jpyt}^3 + \varepsilon_{it}$$

산업 (표본수)	17(1992-1994)					27(1995-1997.10)					37(1999-2001)					47(2002-2004)						
	평균	5% 유의수준		기업 수	비율 (%)	평균	5% 유의수준		기업 수	비율 (%)	평균	5% 유의수준		기업 수	비율 (%)	평균	5% 유의수준		기업 수	비율 (%)		
		(+)	(-)				(+)	(-)				(+)	(-)				(+)	(-)				
건설업	40.994	1	1	35	2.8	-48731	5	5	39	12.8	21367	4	4	8	44	18.1	-520.637	2	2	37	5.4	
기계	-1524	0	0	26	0.0	-10987	3	3	29	10.3	42538	3	3	6	34	17.6	-621.06	1	1	39	2.5	
비금속광물	39.327	0	0	19	0.0	15002	1	2	20	15.0	-150029	3	3	3	22	13.6	-689.839	1	1	22	4.5	
서비스업	-166.462	0	0	3	0.0	-15006	0	0	3	0.0	-18177	1	1	2	8	25.0	-745.064	1	1	15	6.6	
운수장비	-203.363	1	1	26	3.8	-1452	3	4	31	12.9	87446	6	2	8	38	21.0	193.077	2	2	42	4.7	
운수항공업	38.416	0	0	14	0.0	-13265	1	1	15	6.6	-7416	1	1	2	16	12.5	380.411	2	1	3	16	18.7
의료장비	-27.995	0	0	5	0.0	-32432	0	0	6	0.0	99597	2	2	9	22.2	-512.150	0	0	5	0.0		
전자·가스업	35.429	0	0	2	0.0	49191	0	0	3	0.0	-194139	0	0	9	0.0	-912.478	0	0	11	0.0		
통신업	94.677	0	0	1	0.0	121168	0	0	2	0.0	-16763	0	0	3	0.0	-2846.44	1	1	3	33.3		

<표 11> 계속

산업 (표분수)	17기(1992-1994)						2기(1995-1997.10)						3기(1999-2001)						4기(2002-2004)					
	5% 유의수준		평균	비율 (%)	기업 수	비율 (%)	5% 유의수준		평균	비율 (%)	기업 수	비율 (%)	5% 유의수준		평균	비율 (%)	기업 수	비율 (%)	5% 유의수준		평균	비율 (%)	기업 수	비율 (%)
	(+)	(-)					(+)	(-)					(+)	(-)					(+)	(-)				
종아·복제		1	-3.33	4.5	22	11.1	2	-7964	11.1	27	15.1	2	-39228	15.1	33	15.1	33	15.1	3	-343153	15.1	27	11.1	
섬유·의복	2	1	36.33	7.5	40	6.9	3	-634	6.9	43	2.1	1	-6090	2.1	47	2.1	47	2.1	1	-587043	2.1	39	10.2	
의약	1	1	109.332	3.1	32	0.0	0	-6794	0.0	33	0.0	5	12292	25.7	35	25.7	35	25.7	8	-334674	25.7	36	22.2	
음식료품	1	1	104.615	2.6	38	5.0	2	3521	5.0	40	5.0	3	-128298	26.8	41	26.8	41	26.8	7	-858196	26.8	37	18.9	
철강·금속		1	67.092	2.7	36	2.5	1	-3058	2.5	40	2.5	3	-44421	21.4	42	21.4	42	21.4	0	-366464	21.4	36	0.0	
전자·전자	2	2	-3076	3.0	65	7.0	3	-10674	7.0	71	7.0	14	126345	22.5	80	22.5	80	22.5	1	-506521	22.5	67	4.4	
유통업	2	2	18.392	5.4	37	10.0	4	-2838	10.0	40	10.0	3	-54521	15.0	40	15.0	40	15.0	1	336155	15.0	42	2.3	
화학	1	1	34.931	1.4	68	15.2	9	0001	15.2	72	15.2	5	-76623	13.9	79	13.9	79	13.9	2	-444065	13.9	80	7.5	
기타	1	1	222.737	20.0	5	0.0	0	17297	0.0	5	0.0	2	-217204	33.3	6	33.3	6	33.3	0	422000	33.3	6	0.0	
전체	7	8		3.1	474	8.6	21		8.6	599	8.6	53		17.5	566	17.5	566	17.5	7		17.5	560	7.6	

주: 증권거래소가 전 상장종목을 22개 산업으로 분류한 산업분류체계를 따른 것으로 기타는 어업, 광업, 기타제조업 분야를 포함한다. 평균은 업종 내 기업의 환노출 계수 평균치를 나타낸다. 5% 유의수준에서 (+)는 유의적인 환노출 계수가 양인 기업수이며 (-)는 유의적인 환노출 계수가 음인 기업수의이다. 비율은 업종 전체 기업수에 대한 유의적인 환노출 계수를 가진 기업의 비율을 나타낸다.

3. 환노출의 비선형 검정

부호 편이 검정과 크기 편이 검정은 환노출이 비선형인 것을 지지하는 증거를 제시할 수 있다. <표 12>는 선형 환노출 회귀식의 오차항에 대한 부호 및 크기 편이 검정의 결과를 표시한 것이다. 예를 들어 부호 편이 변수, 양의 크기 편이 변수 및 음의 크기 편이 변수의 계수는 3기중 원/달러 환율에 대한 회귀 결과 전체 기업 중 3.58%, 13.48% 및 0.85%가 유의적인 계수를 가진 것을 보이고 있다. 그만큼 선형회귀식이 환율변동과 기업의 주기변동의 관계를 제대로 특정화(Specification)하지 못하고 있는 것을 의미한다. 따라서 비선형함수관계로 할 때 환노출을 더 잘 설명할 수 있는 것으로 볼 수 있다. 실질실효환율에 대해서는 검정 결과 유의적인 계수를 나타내는 기업의 비중은 더 크다. 예를 들어 4기의 경우 부호 편이 변수, 양의 크기 편이 변수 및 음의 크기 편이 변수의 계수는 전체 기업 중 45%, 57.32% 및 18.93%가 유의적인 계수를 가진 것을 보이고 있다.

<표 12> 부호 및 크기 편이 검증

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \lambda_i R_{St} + \varepsilon_{it}$$

$$\frac{\varepsilon_{it}}{\sigma_{\varepsilon_{it}}} = \delta_i + \phi Z_{St}^- + \lambda_i Z_{St}^- R_{St} + \omega_i Z_{St}^+ R_{St} + \theta_{it}$$

Z_{St}^- 는 R_{St} 가 0보다 작을 때는 1, 다른 경우는 0이며, $Z_{St}^+ = 1 - Z_{St}^-$

기간	1기(1992~1994)			2기(1995~1997.10)			3기(1999~2001)			4기(2002~2004)		
	ϕ	λ_i	ω_i	ϕ	λ_i	ω_i	ϕ	λ_i	ω_i	ϕ	λ_i	ω_i
원달러	1.05	0.42	0.63	1.93	0.39	0.39	3.58	13.48	0.85	20.89	0.36	9.64
원/엔	63.08	65.82	0.21	5.2	0.39	6.74	1.88	7.17	2.22	2.14	1.07	0.18
실질실효환율	-	-	-	0.58	0.58	0.19	2.22	3.75	0.17	45	57.32	18.93

주: 주요 통화에 대한 원화 환율과 기간에 대한 부호 및 크기 편이 검증의 회귀식에서 유의적인 계수(ϕ , λ_i , ω_i)를 가진 비금융기업의 비율을 나타낸다.

4. 환노출 결정요인 분석

횡단면(Cross-sectional) 회귀방정식 (10), (11)을 추정하여 개별 기업의 영업 및 재무적 특성변수가 환노출 계수에 미치는 영향을 살펴본다.

(1) 특성변수의 통계량

<표 13>은 640개 비금융기업의 특성변수들의 기간별 평균치와 표준오차를 나타낸 것이다. 통계량은 개별 가변수를 제외하고는 각 표본기간 내 연간 자료의 평균치이다.

기업의 환노출에 상당한 영향을 미칠 것으로 예상되는 해외매출을 반영하는 수출비율은 외환위기 이후 늘어났다. 이는 외환위기 이후 주요국 통화에 대한 환율이 대폭 상승한 데 힘입어 수출이 급증세를 지속한 것과 관련이 있는 것으로 보인다. 기업의 크기를 나타내는 총매출과 총자산은 기간이 경과함에 따라 증가한 것으로 나타나고 있다. 총매출과 총자산이 증가했을 뿐 아니라 우리나라 기업의 경영실적과 재무변수들은 외환위기 이후 추진된 구조조정의 영향으로 크게 개선된 것으로 나타나고 있다. 유동비율은 3기와 4기에 지속적인 상승세를 보이고 있고 현금흐름 비율도 4기에는 하락했으나 3기까지 급상승했다. 기업의 투자기회와 성장성을 나타내는 토빈q의 대응치는 외환위기 직후인 3기에 하락한 후 4기에는 상승했다. 이는 외환위기 이후 구조조정 과정을

< 표 13 > 특성변수의 통계량

변수	1기(1992-1994)		2기(1995-1997.10)		3기(1999-2001)		4기(2002-2004)	
	표본수	표본수	표본수	표본수	표본수	표본수	표본수	표본수
수출 비율	평균 표준편차	450 0.2304 (0.2336)	488 0.3205 (0.3199)	585 0.3631 (0.3623)	501 0.3723 (0.3470)			
외화부채 비율	평균 표준편차	450 0.0465 (0.0500)	488 0.0546 (0.0639)	586 0.0331 (0.0692)	502 0.0349 (0.05582)			
총매출(10억원)	평균 표준편차	450 405.374 (1290.768)	488 653.779 (2250.859)	586 798.718 (3078.535)	502 910.213 (3195.806)			
총자산(10억원)	평균 표준편차	450 436.0288 (1391.372)	488 707.746 (2311.086)	586 868.084 (3363.914)	502 991.918 (3775.373)			
기업의 규모	평균 표준편차	450 187130 (1.3358)	488 191048 (1.3711)	586 19.1758 (1.4115)	502 19.1599 (1.4988)			
재발기업비율	C	450 0.1466	488 0.1393	586 0.1484	502 0.1613			
유동 비율	평균 표준편차	450 1.3876 (0.6959)	488 1.3416 (0.7177)	586 1.5585 (1.0259)	502 1.7557 (1.3556)			
현금흐름 비율	평균 표준편차	386 0.0665 (0.053)	488 0.0753 (0.0699)	586 0.1602 (0.2174)	502 0.0420 (0.3155)			
토립	평균 표준편차	450 5.1914 (5.0546)	488 6.6752 (10.4049)	586 5.1816 (26.4030)	502 6.0129 (18.5822)			
장기부채 비율	평균 표준편차	450 0.2641 (0.1498)	487 0.2698 (0.1753)	585 0.3315 (0.7833)	502 0.1568 (0.1385)			
기업수		450	488	586	502			

거치면서 기업의 성장가능성이 개선된 것을 시사한다.

기업의 자본구조의 건전성을 반영하는 장기부채 비율은 외환위기 직후인 3기까지 증가했다가 4기에 급락하여 재무구조가 크게 개선된 것을 보여 주고 있다. 외화부채 비율도 외환위기 이후 크게 낮아진 것을 알 수 있다.

(2) 환노출 결정요인 분석 결과

<표 14>와 <표 15>는 640개 기업⁴⁶⁾에 대해 기간별로 원/달러 환율에 대한 선형 및 비선형 환노출 결정요인을 방정식 (10)을 사용하여 횡단면 회귀분석한 결과를 정리한 것이다. 모델 (1)은 수출비율과 외화부채 비율을 설명변수로 한 회귀식이고 모델 (2)는 기업의 규모, 재벌 가변수, 유동비율, 현금흐름 비율, 토빈q 및 장기부채 비율 등을 통제한 회귀식이다. 종속변수인 환노출 계수는 양과 음의 환노출 계수가 모두 사용되므로 이 모델들에서는 환노출의 크기뿐 아니라 부호에 영향을 미치는 변수로서 기업의 대외 거래 정도를 나타내는 수출비율과 외화부채 비율의 추정계수를 중심으로 살펴본다. 유동비율 등 헤지활동 대응변수들이 모델 (2)에 포함된 것은 환노출 계수에 대한 설명변수로서 다양한 변수를 통제하기 위한 것이다.

결과는 먼저 <표 14>의 원/달러 환율에 대한 선형 환노출의 경우 수출비율이 2기에서 모델 (1)과 (2) 모두에서 유의적인 양의

46) 환노출 추정 시 기간별로 기업수가 다르듯이 여기에서도 각 기간 내 계속 상장한 기업을 표본으로 선정한 만큼 기간별로 기업의 수가 다르다.

관계를 나타낸 것을 보이고 있다. <표 15>의 비선형 환노출의 경우에도 수출비율은 같은 기간중 유의적인 양의 관계를 나타낸 것을 보이고 있다. 이는 수출비율이 높은 기업은 양의 환노출이 더 커지고 음의 환노출은 줄어드는 것을 의미해 원/달러 환율에 대한 환노출의 경우 <가설 1>이 타당한 것을 의미한다.

<표 16>과 <표 17>은 원/엔 환율에 대한 선형 및 비선형 환노출 결정요인을 회귀분석한 결과를 정리한 것이다. <표 16>의 선형 환노출의 경우 수출비율이 3기의 모델 (1)에서만 유의적인 음의 관계를 나타내고 있으나 2기에는 모델 (1)과 (2) 모두에서 양의 유의적인 양의 관계를 나타낸 것을 보이고 있다. <표 17>의 비선형 환노출의 경우 수출비율은 1기에 모델 (1)에서 유의적인 음의 관계를 나타내고 있다. 따라서 원/엔 환율에 대한 환노출의 경우 <가설 1>의 타당성 여부를 단정할 수 없다. 요약하면 수출비율은 원/달러 환율에 대한 환노출 계수에 대해서는 양의 관계를 나타내고 있다. 이는 우리나라 기업은 수출비율이 클수록 환위험에 더 많이 노출되며 환율이 오를수록 수출비율이 높은 기업은 이익을 보는 것을 의미한다. 이 같은 연구결과는 대다수 기존 연구의 결과와 일치하는 것이다. 그러나 원/엔 환율에 대한 환노출 계수에 대해서는 선형 환노출 여부와 기간에 따라 양과 음의 관계가 엇갈리고 있다. 수출비율이 환노출 계수에 미치는 영향이 통화별로 다르게 나타나고 있는 것은 환노출 계수 추정 결과 환율상승의 긍정적 효과가 원/달러 환율에서 더 많이 나타나고 부정적 효과는 원/엔 환율에서 더 많이 나타나고 있는 점과 관련이 있는 것으로 보인다.

외화부채 비율은 <표 14>의 선형 환노출의 경우 원/달러 환율에 대한 환노출 계수에 대해 2기와 3기에 유의적인 음의 관계를 보이고 있다. <표 15>의 비선형 환노출의 경우에도 1기, 2기 및 3기

<표 14> 워/달터 환율에 대한 환노출 결정요인 선형 환노출

$$\hat{X}_{it} = a_0 + a_1 EXPR_i + a_2 FD_i + a_3 SIZE_i + a_4 C_i + a_5 CR_i + a_6 CF_i + a_7 Q_i + a_8 DE_i + v_i$$

EXPR: 수출비용

CF: 현금흐름 비율

SIZE: 기업의 규모

C: 개별 가변수

Q: 토빈q 대응치

DE: 장기부채 비율

개별기업이면 1, 아니면 0

FD: 외화부채 비율

CR: 유동비율

변수	17 (1992~1994)		27 (1995~1997. 10)		37 (1999-2001)		47 (2002-2004)	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
절편 Intercept	-3.4280 (-4.08)***	-37.5984 (-3.78)***	-2.5057 (-4.77)***	18.0424 (3.06)***	-0.3432 (-1.93)*	5.0342 (2.50)***	-0.2330 (-1.25)	-8.0729 (-4.20)**
수출비용 (+) EXPR	-3.4464 (-1.41)	-2.6718 (-1.07)	2.9072 (2.57)***	2.5175 (2.33)**	-0.1025 (-0.30)	0.2229 (0.67)	-0.0863 (-0.25)	-0.0733 (-0.21)
외화부채 비율 (-) FD	16.0034 (1.41)	-1.9941 (-0.16)	-20.5711 (-3.64)***	-17.1865 (-3.12)***	2.4785 (1.41)	-4.6982 (-2.1)**	1.1605 (0.54)	2.3172 (1.07)
기업의 규모 SIZE		1.6991 (3.28)***		-1.1412 (-3.79)***		-0.2931 (-2.83)***		0.4188 (4.12)***

<표 14> 계속

변수	17 (1992~1994)		27 (1995~1997. 10)		37 (1999~2001)		47 (2002~2004)	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
재벌 가변수		1.7409 (1.01)		-0.6300 (-0.58)		0.3758 (0.96)		-0.4777 (-1.21)
유통비율		0.3965 (0.46)		0.8229 (1.71)*		0.0374 (0.31)		0.2125 (2.34)**
현금흐름 비율		16.1447 (1.43)		8.8876 (1.71)*		-0.2238 (-0.36)		-0.8350 (-2.09)**
토빈q		0.2652 (2.24)**		-0.1513 (-4.63)**		-0.008763 (-1.94)*		0.0124 (1.96)**
장기부채 비율		-1.6490 (-0.42)		1.9498 (0.97)		1.0037 (4.68)**		-3.5896 (-3.97)**
결정계수 R^2	0.006	0.0844	0.031	0.1430	0.003	0.0742	0.0006	0.0784
기업수	450		488		586		502	

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서의 t값이 유의적인 것을 의미한다. 변수열에서 괄호 안은 변수값과 환노출 계수간의 관계에서 예상되는 부호를 나타낸다.

< 표 15 > 워싱턴 환율에 대한 환노출 결정요인 비선형 환노출

$$\hat{X}_{it} = a_0 + a_1 EXPR_{it} + a_2 FD_{it} + a_3 SIZE_{it} + a_4 C_{it} + a_5 CR_{it} + a_6 CF_{it} + a_7 Q_{it} + a_8 DE_{it} + v_{it}$$

EXPR: 수출비용

CF: 현금흐름 비율

SIZE: 기업의 규모

C: 개별 가변수

Q: 토빈q 대응치

DE: 장기부채 비율

채별기업이면 1, 아니면 0

FD: 외화부채 비율

CR: 유동비용

변수	1기(1992-1994)		2기(1995-1997.10)		3기(1999-2001)		4기(2002-2004)	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
절편	266.00 (2.42)***	325.133 (2.42)***	-1644 (-5.50)***	6175 (1.82)*	-64.2850 (-1.27)	1705 (3.01)**	-84.2814 (-1.37)	-2708 (-4.24)***
수출비용 (+)	300.14 (0.94)	21794 (0.65)	1377 (2.14)**	1080 (1.73)*	-90.4041 (-0.94)	113724 (0.12)	41.8964 (0.36)	22.6866 (0.20)
외화부채 비율 (-)	-3568.55 (-2.40)***	-323908 (-1.95)*	-11219 (-3.48)***	-9970 (-3.14)***	577.1924 (1.15)	-1613 (-2.57)***	-10.0181 (-0.01)	366.3845 (0.51)
기업의 규모		-16550 (-2.37)**		-459.6215 (-2.65)***		-98.5984 (-3.38)***		137.1996 (4.06)***

<표 15> 계속

변수	1> (1992-1994)		2> (1995-1997.10)		3> (1999-2001)		4> (2002-2004)	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
재벌 가변수		-9040 (-0.39)		-318.9252 (-0.51)		205.2460 (1.86)*		-61.8026 (-0.47)
유동비율		-30249 (-2.60)**		402.5913 (1.45)		28.0960 (0.82)		66.4773 (2.21)**
현금흐름 비율		434450 (2.85)**		6413 (2.14)**		-37.8926 (-0.21)		-325.8674 (-2.46)**
토빈q		4393 (2.75)**		-82.2826 (-4.37)**		-2.5405 (-2.00)**		4.2917 (2.03)**
장기부채 비율		-2963 (-0.06)		2092 (1.81)*		309.0033 (5.12)**		-821.7467 (-2.73)**
결정계수	R^2	0.012	0.096	0.026	0.117	0.003	0.092	0.0003
기업수	N	450		488		586		502

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서의 t값이 유의적인 것을 의미한다. 변수열에서 괄호 안은 변수값과 환노출 계수간의 관계에서 예상되는 부호를 나타낸다.

<표 16> 윈/엔 환율에 대한 환노출 결정요인 선형 환노출

$$\Delta \ln X_{it} = a_0 + a_1 \text{EXPR}_{it} + a_2 \text{FD}_{it} + a_3 \text{SIZE}_{it} + a_4 C_{it} + a_5 \text{CR}_{it} + a_6 \text{CF}_{it} + a_7 Q_{it} + a_8 \text{DE}_{it} + v_{it}$$

EXPR: 수출비용

CF: 현금흐름 비율

SIZE: 기업의 규모

C: 개별 가변수

Q: 토빈q 대응치

DE: 장기부채 비율

개별기업이면 1, 아니면 0

FD: 외화부채 비율

CR: 유동비율

변수	17 (1992~1994)		27 (1995~1997. 10)		37 (1999~2001)		47 (2002~2004)	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
절편	-0.1934 (-2.88)**	-0.6791 (-0.82)	-0.7750 (-9.39)**	-0.1856 (-0.19)	-0.3274 (-2.29)**	3.2198 (2.02)**	-0.2814 (-1.18)	1.3853 (0.55)
수출비용 (+)	-0.2491 (-1.28)	-0.1922 (-0.93)	0.3881 (2.18)**	0.3335 (1.87)*	-0.6117 (-2.26)**	-0.3579 (-1.36)	0.6517 (1.46)	0.5003 (1.12)
외화부채 비율 (-)	1.6999 (1.87)*	1.7425 (1.70)*	-1.4028 (-1.58)	-1.3628 (-1.50)	-0.6129 (-0.43)	-6.0214 (-3.41)**	-4.8398 (-1.74)*	-6.2419 (-2.22)**
기업의 규모		0.0343 (0.80)		-0.0427 (-0.86)		-0.2061 (-2.51)**		-0.0742 (-0.56)

<표 16> 계속

변수	17 (1992~1994)		27 (1995~1997. 10)		37 (1999~2001)		47 (2002~2004)	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
재벌 가변수		0.0352 (0.24)		-0.0638 (-0.36)		0.0627 (0.20)		-0.1267 (-0.24)
유동비율		0.0245 (0.34)		0.0736 (0.92)		0.0835 (0.87)		-0.1734 (-1.46)
현금흐름 비율		-2.0321 (-2.16)**		1.8671 (2.18)**		1.2450 (2.50)**		0.2516 (0.48)
토빈q		-0.0272 (-2.76)***		-0.008334 (-1.54)		-0.0107 (-2.98)**		-0.0303 (-3.65)**
장기부채 비율		0.2916 (0.89)		0.2550 (0.77)		0.6298 (3.70)**		2.2708 (1.92)*
결정계수	0.008	0.067	0.011	0.036	0.009	0.109	0.009	0.051
기업수		450		488		586		502

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서의 t값이 유의적인 것을 의미한다. 변수열에서 괄호 안은 변수값과 환노출 계수간의 관계에서 예상되는 부호를 나타낸다.

<표 17> 윈/엔 환율에 대한 환노출 결정요인 비선형 환노출

$$\Delta Ix = a_0 + a_1 EXPR_i + a_2 FD_i + a_3 SIZE_i + a_4 C_i + a_5 CR_i + a_6 CF_i + a_7 Q_i + a_8 DE_i + v_i$$

EXPR: 수출비용

CF: 현금흐름 비율

SIZE: 기업의 규모

C: 개별 가변수

Q: 토빈q 대응치

DE: 장기부채 비율

개별기업이면 1, 아니면 0

FD: 외화부채 비율

CR: 유동비율

변수	17 (1992~1994)		27 (1995~1997.10)		37 (1999~2001)		47 (2002~2004)	
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
절편	22.9744 (0.96)	54.3263 (0.18)	-37.3166 (-3.80)**	-507.2128 (-4.55)**	-26.6991 (-1.48)	400.7005 (1.97)**	-394.3785 (-3.02)***	1133 (0.82)
수출비용 (+)	-137.0882 (-1.97)**	-117.7805 (-1.58)	-8.0212 (-0.38)	-4.3157 (-0.21)	16.3188 (0.48)	48.8850 (1.46)	182.9624 (0.75)	166.0503 (0.67)
외화부채 비율 (-)	204.9789 (0.63)	400.3750 (1.09)	400.4218 (3.78)**	326.8409 (3.14)**	251.1089 (1.40)	-400.3570 (-1.78)*	-1641 (-1.08)	-2505 (-1.61)
기업의 규모		0.4952 (0.03)		24.4802 (4.30)**		-25.2080 (-2.41)**		-73.1344 (-1.00)

<표 17> 계속

변수	17 (1992~1994)		27 (1995-1997. 10)		37 (1999-2001)		47 (2002-2004)		
	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)	
재벌 가변수		-76.3123 (-1.47)		30.8063 (1.50)		-1.0523 (-0.03)		-122.8618 (-0.43)	
유동비율		12.6071 (0.49)		1.2882 (0.14)		12.3170 (1.01)		-124.6107 (-1.90)*	
현금흐름 비율		-83.45111 (-2.47)**		-57.1207 (-0.58)		166.0041 (2.62)**		471.3300 (1.64)*	
토빈q		-3.5763 (-1.01)		1.8208 (2.94)**		-0.9300 (-2.04)**		-8.6539 (-1.88)*	
장기부채 비율		49.1568 (0.42)		-32.7163 (-0.86)		75.3743 (3.49)**		11.49 (1.76)*	
결정계수	R^2	0.008	0.043	0.030	0.123	0.004	0.095	0.003	0.029
기업수	N	450		488		586		502	

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서의 t값이 유의적인 것을 의미한다. 변수열에서 괄호 안은 변수값과 환노를 계수간의 관계에서 예상되는 부호를 나타낸다.

에 유의적인 음의 관계를 보이고 있다. <표 16>의 선형 환노출의 경우 원/엔 환율에 대한 환노출 계수에 대해 1기에는 양의 유의적 관계를 보이고 있으나 3기와 4기에 유의적인 강한 음의 관계를 보이고 있다. <표 17>의 비선형 환노출의 경우 원/엔 환율에 대한 환노출 계수에 대해 2기에는 양의 유의적 관계를 보이고 있으나 3기에는 유의적인 음의 관계를 보이고 있다. 정리하면 외화부채 비율은 원/달러 환율에 대한 환노출 계수에 대해서는 음의 관계이다. 이는 외화부채가 많으면 환율상승 시기에 원화로 표시된 외채상환부담이 증가하게 되어 외화부채 비율이 높은 기업은 음의 환노출이 더 커지고 양의 환노출은 줄어든다는 <가설 2>가 타당한 것을 보여 준다.

그러나 원/엔 환율에 대한 환노출 계수에 대해서는 기간별로 양과 음의 관계가 엇갈리고 있다. 주목할 것은 외환위기 이후인 3기와 4기에 원/엔 환율에 대한 환노출 계수에 대해 외화부채 비율은 모두 유의적인 음의 관계를 보이고 있는 점이다. 이는 외환위기 이후 저금리의 엔화대출이 급증하여 이자부담이 증가한 것과 관련이 있는 것으로 분석된다.

다음은 기업의 헤지활동이 환노출에 미치는 효과를 분석한다. 헤지활동은 환노출 계수가 양이든 음이든 그것을 줄이는 데 목적이 있다. 따라서 환노출 계수의 절대값과 헤지활동 대응변수들의 관계가 중요하다.

<표 18>과 <표 19>는 원/달러 환율에 대한 선형 및 비선형 환노출 절대값의 결정요인을 회귀분석한 결과를 정리한 것이다. 기업의 규모는 <표 18>의 선형 환노출의 경우 1기와 2기에 유의적인 음의 관계를 나타낸 것을 보이고 있으나 <표 19>의 비선형 환노출의 경우 2기에 유의적인 양의 관계를 보이고 있다. <표 20>과 <표 21>은 원/엔 환율에 대한 선형 및 비선형 환노출 절대값

의 결정요인을 추정한 결과이다. 기업의 규모는 <표 20>의 선형 환노출의 경우 유의적인 관계를 보이는 기간이 없으나 <표 21>의 비선형 환노출의 경우 1기에서 유의적인 음의 관계를 나타내고 있다. 기업의 규모는 원/엔 환율에 대해 대기업을일수록 환위험에 적게 노출된다는 Nance, Smith and Smithson(1993)의 이론이 타당하다고 볼 수 있으나 원/달러 환율에 대해서는 대기업을이 환위험에 더 많이 노출된다는 Warner(1977)의 이론이 타당할 수도 있고 대기업을일수록 환위험에 적게 노출된다는 Nance, Smith and Smithson(1993)의 이론이 타당할 수도 있다.

재벌계열사 여부가 환노출에 미치는 영향을 가늠하는 재벌 가변수는 원/엔 환율에 대해서는 유의적인 것이 없으나 원/달러 환율에 대해서는 <표 18>의 선형 환노출의 경우와 <표 19>의 비선형 환노출의 경우 모두 3기에 유의적인 음의 관계를 나타내고 있다. 따라서 재벌계열사가 비재벌기업보다 환위험에 더 노출된다는 <가설 4>는 기각된다. 우리나라의 경우 재벌계열사는 독립기업보다 환위험에 적게 노출되는 것으로 보인다.

이는 일본의 계열기업군에 속한 기업에 대한 He and Ng(1998)의 결과와는 상반된다. 한국의 재벌기업의 경우 대기업은 헤지비용에서 규모의 경제를 누리게 되므로 헤지에 더 의욕적이어서 환위험에 덜 노출된다는 Nance, Smith and Smithson(1993)의 이론이 더 적절한 것으로 분석된다.

유동성의 대용변수인 유동비율은 환율 및 선형 환노출 여부에 관계없이 유의적인 관계가 없다.⁴⁷⁾ 수익성을 반영하는 현금흐름 비율은 원/달러 환율에 대한 <표 18>의 선형 환노출의 경우 3기, <표 19>의 비선형 환노출의 경우 1기와 3기에 유의적인 양의 관

47) 유동성의 대용변수로 배당률을 사용했으나 역시 유의미한 결과는 없었다.

<표 18> 워/달러 환율에 대한 환노출 절대값 결정요인: 선형 환노출

$$\hat{X}_{it} = b_0 + b_1 SIZE_i + b_2 C_i + b_3 CR_i + b_4 CF_i + b_5 Q_i + b_6 DE_i + v_i$$

EXPR: 수출비용

CF: 현금흐름 비율

SIZE: 기업의 규모

C: 개별 가변수

Q: 토빈q 대응치

DE: 장기부채 비율

제별기업이면 1, 아니면 0

FD: 외화부채 비율

CR: 유동비율

	1기(1992-1994)	2기(1995-1997, 10)	3기(1999-2001)	4기(2002-2004)
절편	23.8851 (3.62)**	-3.2202 (-0.81)	2.3920 (1.81)*	3.2324 (2.36)**
기업의 규모 (+)	-0.7991 (-2.33)**	0.4608 (2.27)**	-0.0204 (-0.30)	-0.0761 (-1.05)
제별 가변수 (+)	-1.0969 (-0.95)	-0.6373 (-0.86)	-0.4295 (-1.66)*	-0.0315 (-0.11)
유동비율 (+)	-0.7188 (-1.24)	0.3533 (1.08)	-0.0656 (-0.83)	-0.0526 (-0.83)

<표 18> 계속

	1기(1992-1994)	2기(1995-1997. 10)	3기(1999-2001)	4기(2002-2004)
현금흐름 비율 (+)	11.2760 (1.51)	-0.8541 (-0.24)	1.3011 (3.16)**	0.3057 (1.08)
토빈q (-)	0.0204 (0.26)	0.0586 (2.64)**	0.009121 (3.06)**	0.009143 (2.01)**
장기부채 비율 (-)	2.4474 (0.93)	0.6568 (0.49)	0.3562 (3.16)**	1.2682 (1.96)**
결정계수 R^2	0.037	0.029	0.084	0.017
기업수 N	450	488	586	502

주: ***, **는 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서의 값이 유의적인 것을 의미한다. 변수열에서 괄호 안은 변수값과 환노출 계수 절댓값간의 관계에서 예상되는 부호를 나타낸다.

<표 19> 원달러 환율에 대한 환노출 절대값 결정요인: 비선형 환노출

$$\hat{X}_{it} = b_0 + b_1 SIZE_i + b_2 C_i + b_3 CR_i + b_4 CF_i + b_5 Q_i + b_6 DE_i + v_i$$

EXPR: 수출비용

CF: 현금흐름 비율

SIZE: 기업의 규모

C: 개별 가변수

Q: 토빈q 대응치

DE: 장기부채 비율

제별기업이면 1, 아니면 0

FD: 외화부채 비율

CR: 유동비용

	1기(1992-1994)	2기(1995-1997. 10)	3기(1999-2001)	4기(2002-2004)
절편	Intercept 20765 (0.19)	-1297 (-0.55)	740.8009 (1.92)*	1348 (2.83)**
기업의 규모 (+)	SIZE -980.9954 (-0.17)	240.3875 (1.99)**	-10.2151 (-0.52)	-40.0635 (-1.59)
제별 가변수 (+)	C 15301 (0.78)	-532.9105 (-1.21)	-140.9065 (-1.87)*	13.4021 (0.14)
유동비용 (+)	CR 9920 (1.02)	73.8369 (0.38)	-21.0929 (-0.92)	-15.9389 (-0.72)

<표 19> 계속

	1기(1992~1994)	2기(1995~1997. 10)	3기(1999~2001)	4기(2002~2004)
현금흐름 비율 (+)	243482 (1.94)**	6689914 (0.32)	3889780 (3.23)**	18911 (0.02)
토빈q (-)	1227 (0.92)	272116 (2.06)**	22343 (2.57)**	23619 (1.50)
장기부채 비율 (-)	175292 (3.97)**	5769717 (0.72)	1303131 (3.96)**	2754612 (1.22)
결정계수	0.061	0.021	0.100	0.012
기업수	450	488	586	502

주: ***, **는 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서의 값이 유의적인 것을 의미한다. 변수열에서 괄호 안은 변수값과 환노출 계수 절댓값간의 관계에서 예상되는 부호를 나타낸다.

<표 20> 워엔 환율에 대한 환노출 절대값 결정요인: 선형 환노출

$$\hat{X}_{it} = b_0 + b_1 SIZE_i + b_2 C_i + b_3 CR_i + b_4 CF_i + b_5 Q_i + b_6 DE_i + v_i$$

EXPR: 수출비용

CF: 현금흐름 비율

SIZE: 기업의 규모

C: 채널 가변수

Q: 토빈q 대응치

DE: 장기부채 비율

채널기업이면 1, 아니면 0

FD: 외화부채 비율

CR: 유동비율

	1기(1992-1994)	2기(1995-1997. 10)	3기(1999-2001)	4기(2002-2004)
절편	1.1197 (1.90)*	1.0074 (1.44)	1.6702 (1.60)	4.7774 (2.98)**
기업의 규모 (+)	-0.0258 (-0.85)	0.0113 (0.32)	-0.001491 (-0.03)	-0.1306 (-1.54)
채널 가변수 (+)	0.0156 (0.15)	-0.1266 (-0.98)	-0.2121 (-1.04)	0.3423 (1.03)
유동비율 (+)	-0.0535 (-1.04)	-0.0627 (-1.09)	0.0596 (0.96)	-0.0404 (-0.54)

<표 20> 계속

	1기(1992~1994)	2기(1995~1997. 10)	3기(1999~2001)	4기(2002~2004)
현금흐름 비율(+)	0.1403 (0.21)	-0.6048 (-0.99)	1.1632 (3.59)**	0.3765 (1.14)
토빈q (-)	0.0149 (2.12)**	0.003505 (0.90)	0.007217 (3.07)**	0.0154 (2.91)**
장기부채 비율 (-)	0.1095 (0.47)	0.0258 (0.11)	-0.0484 (-0.54)	2.0378 (2.69)**
결정계수	0.015	0.007	0.046	0.033
기업수	450	488	586	502

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서의 값이 유의적인 것을 의미한다. 변수열에서 괄호 안은 변수값과 환노출 계수 절대값간의 관계에서 예상되는 부호를 나타낸다.

<표 21> 워런 회월에 대한 환노출 절대값 결정요인 비선형 환노출

$$\hat{X}_{it} = b_0 + b_1 SIZE_i + b_2 C_i + b_3 CR_i + b_4 CF_i + b_5 Q_i + b_6 DE_i + v_i$$

EXPR: 수출비용

CF: 현금흐름 비율

SIZE: 기업의 규모

C: 개별 가변수

Q: 토빈q 대응치

DE: 장기부채 비율

제별기업이면 1, 아니면 0

FD: 외화부채 비율

CR: 유동비율

	1기(1992-1994)	2기(1995-1997. 10)	3기(1999-2001)	4기(2002-2004)
절편	Intercept 606.2074 (3.15)**	194.6431 (2.54)**	155.3994 (1.15)	2420 (2.39)**
기업의 규모 (+)	SIZE -20.4773 (-205)**	-5.5265 (-1.42)	1.7216 (0.25)	-64.6938 (-1.21)
제별 가변수 (+)	C 9.4530 (0.28)	-4.1456 (-0.29)	-31.2953 (-1.19)	176.7140 (0.84)
유동비율 (+)	CR 5.1122 (0.30)	-0.6786 (-0.11)	4.6063 (0.57)	-19.8147 (-0.42)

<표 21> 계속

	1기(1992~1994)	2기(1995~1997. 10)	3기(1999~2001)	4기(2002~2004)
현금흐름 비율 (+)	CF -131.1987 (-0.60)	227.194 (0.34)	144.4508 (3.44)**	164.2938 (0.78)
토빈q (-)	Q -1.1693 (-0.51)	0.7130 (1.67)*	0.6814 (2.25)**	52946 (1.58)
장기부채 비율 (-)	DE 134.7045 (1.76)*	58.4513 (2.25)**	23.8002 (2.07)**	915.4228 (1.91)*
결정계수	R ² 0.022	0.023	0.060	0.014
기업수	N 450	488	586	502

주: ***, **는 각각 1%, 5%, 10%의 수준에서의 값이 유의적인 것을 의미한다. 변수열에서 괄호 안은 변수 값과 환노출 계수 절댓값간의 관계에서 예상되는 부호를 나타낸다.

계를 보이고 있고 원/엔 환율에 대한 <표 20>의 선형 환노출의 경우와 <표 21>의 비선형 환노출의 경우 모두 3기에 유의적인 양의 관계를 보이고 있다. 따라서 수익성이 높은 기업은 환위험에 더 노출된다는 <가설 6>은 타당하다.

성장기회를 나타내는 토빈q의 대응변수는 원/달러 환율에 대한 <표 18>의 선형 환노출의 경우 2기, 3기 및 4기, <표 19>의 비선형 환노출의 경우 2기와 3기에 유의적인 양의 관계를 보이고 있고 원/엔 환율에 대한 <표 20>의 선형 환노출의 경우 1기, 3기 및 4기, <표 21>의 비선형 환노출의 경우 2기와 3기에 모두 유의적인 양의 관계를 보이고 있다. 따라서 성장기회가 많은 기업은 환위험에 적게 노출된다는 <가설 7>은 기각된다.

재무부실비용과 밀접한 관련이 있는 헤지인센티브의 주요 대응변수 중 하나인 장기부채 비율은 원/달러 환율에 대한 <표 18>의 선형 환노출의 경우 3기와 4기, <표 19>의 비선형 환노출의 경우 1기와 3기에 유의적인 양의 관계를 보이고 있고 원/엔 환율에 대한 <표 20>의 선형 환노출의 경우 4기, <표 21>의 비선형 환노출의 경우 전기에 걸쳐 모두 유의적인 양의 관계를 보이고 있다. 따라서 부채비율이 많은 기업은 환위험에 적게 노출된다는 <가설 8>은 기각된다.

제6장

결론 및 정책시사점

본 연구는 1992년부터 2004년 기간중 우리나라 645개 비금융기업의 환노출을 추정하고 외환위기 전후 환노출의 변화 추이와 환노출 결정요인을 분석했다.

우리나라 기업의 환노출 추정에 관한 선행연구는 대부분 기업의 환노출을 나타내는 주가변화와 환율변화 사이의 관계를 선형 회귀식으로 추정하였으나 본 연구는 기존의 선형회귀식과 함께 Bartram(2004)의 방식을 따라 비선형 환노출 회귀식을 사용하였다. 환노출 추정 기간은 외환시장과 주식시장의 정상적인 파급경로가 가동되지 않은 외환위기 기간(1997년 11월~1998년 12월)을 제외하고 1992년 1월부터 2004년 12월까지를 3년 단위로 나누어 4개 기간을 대상으로 했다.

유의적인 환노출 기업을 식별하기 위한 선형 환노출과 비선형 환노출의 상대적 우위성을 파악하기 위해 선형 환노출 회귀식과 비선형 환노출 회귀식에 각각 실질실효환율과 원/달러 및 원/엔 환율을 각각 독립변수로 하나씩 포함시켜 추정했다. 추정한 결과 불록형 환노출 계수가 전 기간에 걸쳐 선형 및 오목형 환노출 계수의 추정 결과보다 유의적인 환노출 기업수가 더 많았다.

이에 선형 환노출과 함께 비선형 환노출의 형태로 오목형 환노출을 채택, 우리나라 기업의 환노출 특성을 분석했다. 우리나라 기업의 환노출 특성 분석을 위한 환노출 계수 추정에는 실효환율이 개별기업의 환노출을 왜곡시킬 가능성이 있는 등의 문제점을 감안해서 개별 국가 통화에 대한 원화 환율 중 우리나라 기업에 가장 큰 영향을 미치는 원/달러 환율 및 원/엔 환율을 환노출 추정 방정식에 포함시켜 환노출을 측정했다.

추정된 선형 환노출 계수와 비선형 환노출 계수를 가진 기업의 비중이 모두 원/달러 환율과 원/엔 환율에 대해 1기부터 자본자유화가 진전된 2기와 자유변동환율제가 도입된 외환위기 이후인 3기

까지 계속 상승하다 4기에 하락하는 추세를 보이고 있다. 또 환노출이 유의적인 기업의 비중은 비선형 환노출의 경우가 훨씬 높다.

비선형 환노출을 중심으로 볼 때 환율의 상승효과는 통화별 및 기간별로 다르게 나타나고 있다. 원/달러 환율이 오를(떨어질) 경우 1기와 4기에는 이익(손실)을 보는 기업이 더 많았으나 나머지 기간은 손실(이익)을 보는 기업이 더 많았다. 원/엔 환율이 오를(떨어질) 경우는 전 기간에 걸쳐 손실(이익)을 보는 기업이 더 많았다. 환노출이 유의적인 기업만을 대상으로 하면 원/달러 환율이 오를(떨어질) 경우 1기를 제외한 전 기간에서 손실(이익)을 보는 기업이 더 많았으며 원/엔 환율이 오를(떨어질) 경우 3기를 제외한 전 기간에서 손실(이익)을 보는 기업이 더 많았다.

따라서 환율상승(하락)은 전반적으로 우리나라 기업의 수익에 긍정적(부정적)인 영향보다는 부정적(긍정적)인 영향을 주는 시기가 더 많았다고 볼 수 있다. 다만 환노출 추정계수의 부호를 기준으로 할 때 환율상승(하락)의 긍정적(부정적)인 영향은 원/달러 환율에서 더 많이 나타나고 있고 부정적(긍정적)인 영향은 원/엔 환율에 대해 더 많이 나타나고 있다고 볼 수 있다.

외환위기 이후 환율이 떨어질 경우에도 수익이 개선되는 기업이 더 많은 시기가 있고 환노출이 유의적인 기업만을 대상으로 할 경우 그런 현상이 두드러진 것은 환율변동에 의한 가격경쟁력보다 품질경쟁력이 우리나라 기업의 수출경쟁력이 더 많은 영향을 미치는 것으로 볼 수 있는 근거 중 하나로 분석된다. 다만 이 연구의 분석대상이 주로 대기업인 상장기업인 만큼 중소기업에 대한 연구는 다른 결과가 나올 가능성이 높을 것으로 예상된다. 여건이 상대적으로 열악한 중소기업은 환율변동에 의한 가격경쟁력에 큰 영향을 받을 것이기 때문이다.

유의적인 환노출의 비율이 원/달러 환율과 원/엔 환율에 대해

1기부터 외환위기 이후인 3기까지 계속 상승하다 4기에 하락하는 추세를 보이고 있는 것은 4기 중 환율과 주가의 변동률이 감소한 데다 파생금융상품 투자가 급증하는 등 기업의 환리스크 관리에 대한 관심이 증가한 점이 주요 요인인 것으로 분석된다.

유의적인 환노출을 나타내는 기업의 비중이 1기에서 3기까지 늘어났다 4기에 줄어드는 추세는 산업별 환노출 분포에서도 비슷하게 나타나고 있다. 환노출이 유의적인 기업의 비중이 10%를 넘는 산업의 수는 외환위기 전후에 걸쳐 원/엔 환율에 대한 환노출을 나타내는 산업의 수가 원/달러 환율에 대한 환노출의 나타내는 산업의 수보다 훨씬 많다. 이는 원/달러 환율보다 원/엔 환율에서 환율변동이 기업가치에 미치는 효과가 더 많은 업종에서 나타나고 있는 것을 의미한다. 외환위기 이후에는 섬유·의복, 의약, 음식료품, 의료·정밀, 종이·목재 등 해외원자재 수입이 많은 업종과 환위험 헤지에 대한 관심과 노력이 적은 업종이 환위험에 더 많이 노출되고 있는 점이 두드러지고 있다.

우리나라 기업의 환노출을 결정하는 데는 수출비율, 외화부채 비율 등 대외거래변수와 함께 기업의 규모, 재벌기업 여부, 현금흐름 비율, 토빈q 및 장기부채 비율 등의 헤지활동 대응변수들이 유의적인 변수로 작용하는 것으로 보인다. 우리나라 기업은 수출비율이 클수록 환위험에 더 많이 노출되며 환율이 오를수록 수출비율이 높은 기업은 이익을 보는 것으로 나타났다. 외화부채 비율이 클수록 역시 환노출에 더 많이 노출되며 외화부채 비율이 높은 기업은 달러화 및 엔화 대출 모두에서 외환위기 이후 환노출로 손실을 보는 것으로 나타났다. 기업의 규모가 환노출에 미치는 영향은 통화별로 엇갈리고 있다. 재벌계열사는 독립기업보다 환위험에 적게 노출되는 것으로 나타났다. 수익성이 높은 기업은 환위험에 더 노출되는 것으로 나타났다. 성장기회와 부채비

율이 높은 기업이 환위험에 더 많이 노출되는 것으로 나타났다.

본 연구는 선형 환노출 회귀식과 함께 비선형 환노출 회귀식을 사용, 우리나라 기업의 통화별 환노출 계수를 측정하고 환노출 결정요인 분석을 시도했다. 그러나 몇 가지 측면에서 연구의 보완이 필요할 것이다. 우선, 비선형 환노출을 측정하는 데 사용될 다양한 비선형함수 형태를 개발하여 기업별 특성에 맞게 개별기업별로 적용할 필요가 있을 것이다. 둘째, 비선형 환노출을 하면서 동시에 환노출의 시차를 고려하는 후속 연구가 필요할 것이다. 셋째, 환노출 결정요인을 분석하면서 환헤지 활동과 관련, 기업의 파생금융상품 거래 현황을 분석하면 더 의미 있는 결과가 나올 것으로 기대된다.

이상의 분석 결과는 다음과 같은 정책상의 유의점을 시사한다. 우선, 환율변동이 기업의 가치에 미치는 영향이 시기 및 통화별로 엇갈리고 있는 점은 당국의 외환시장 개입정책에 시사하는 바가 크다. 대기업 중심인 상장기업에 대한 연구 결과 환율변동이 주식수익률에 미치는 영향이 긍정적인 경우가 적다는 것만으로 당국의 외환시장개입의 필요성이 적다고 단언하기는 어렵다. 당국으로서는 대기업뿐 아니라 여건이 불리한 중소기업의 수출경쟁력을 고려할 필요가 있는 데다 내수경기가 위축될 경우 수출경기 활성화를 도모하지 않을 수 없는 상황적 이유가 있기 때문이다.

그러나 환율상승으로 이익을 보는 기업보다 환율하락으로 이익을 보는 기업이 더 많은 경우가 많은 만큼 막대한 방어비용이 드는 무리한 환율방어의 필요성이 적은 것을 의미한다고 볼 수 있다. 다만, 경쟁국 통화와 비교할 때 원화 환율만 하락하거나 상대적으로 더 많이 하락할 경우에는 환율의 하락 속도와 폭을 조정하기 위한 시장개입은 필요할 것으로 보인다. 경쟁국 기업에 불리하지 않은 환율여건을 마련해 주어야 우리나라 기업들이 환율

의 급격한 변동에 적응하고 대응전략을 마련하며 실행할 수 있는 시간을 확보할 수 있기 때문이다.

둘째, 환노출을 줄이기 위해서는 급격한 환율변동을 막아야 한다. 외환시장 안정에는 당국의 적정 환율 방어능력에 대한 시장의 신뢰확보가 무엇보다 중요하다. 환율의 급격한 변동을 막기 위해서는 국내 외환시장의 규모 확대와 지나친 달러화 거래 편중 시정이 필요하다.⁴⁸⁾ 따라서 이종통화간 직거래 시장 활성화를 통한 결제수단의 다변화와 자본 거래 활성화를 위한 규제완화 등 적극적인 외환시장 확대 정책이 요구된다. 국내 외환시장에서 단기간 내 외화매도가 집중하여 환율이 급락하는 현상을 완화하기 위해 외부충격에 대한 거시경제의 안정성을 확보하는 범위 내에서 해외투자(자본의 수출)의 점진적이고 탄력적인 확대를 추진할 필요가 있다.

셋째, 환율이 상승하면 기업의 가치에 미치는 부정적인 영향이 달러화보다 엔화에 대해 큰 것은 일본에 대한 수입이 수출보다 훨씬 많은 데다 일본산 시설재 및 중간재 수입을 다른 국가로 다변화하기가 쉽지 않기 때문으로 분석된다. 따라서 만성적인 대일 무역적자 축소 및 일본산 핵심부품의 국산화를 위한 중소기업 육성정책이 요청된다.

넷째, 자유변동환율제도로 전환한 외환위기 이후 환노출이 증가세를 보이다 하락한 것은 장기적인 추세로 보기 어렵다. 기업

48) 2004년 기준 하루 평균 외환거래 규모는 200억 달러로 수출입 규모대비 53% 수준에 불과하다. 일본은 32%, 영국은 89.5%에 달한다. 외국인 시가총액 기준 주식보유액 대비 외환거래 규모는 7.6%로 영국의 79.4%, 미국의 26.2%에 비해 크게 낮은 수준이다. 2003년 현재 우리나라 수출 결제의 84.6%, 수입 결제의 78.3%가 달러로 이뤄지고 있는 반면, 2002년 현재 수출 결제 중 자국통화 사용 비중은 미국이 90%, 영국이 60%, 유로지역 50%, 일본이 40%에 이른다(황동원(2006) 인용).

들의 환위험 회피를 위한 파생금융상품 투자 증가가 어느 정도 기여한 것으로 추정되나 통화당국의 수출전선 보호를 위한 과도한 환율방어와 증시의 침체 등이 작용한 탓이 크다. 자유변동환율제하에서는 환노출이 심화될 가능성이 높다. 앞으로 외환시장에서 과도한 시장개입이 줄어들고 증시가 활성화되어 주가가 급변할 경우 우리나라 기업의 환노출은 증가할 가능성이 높다. 따라서 기업들의 환위험 회피를 위한 관심과 투자와 함께 환율변동의 충격을 흡수할 수 있는 비가격 경쟁력 제고를 위한 체질개선에 적극 나서야 한다. 특히 대기업보다 환위험에 대한 노출이 큰 중소기업에 대한 환위험 관리 컨설팅 강화와 내부전문인력 양성이 요청된다.

마지막으로, 우리나라 기업의 환노출 결정에는 수출비율, 외화부채 비율과 함께 기업의 규모, 수익성, 성장성, 부채비율 등의 특성들이 영향을 미치고 있다. 기업들이 환리스크를 관리할 때 이 같은 특성을 적극 고려할 필요가 있다.

참고문헌

- 곽태운·정창영·신성휘·최세형, 「환노출관리전략에 대한 연구: 한국 수출기업을 중심으로」, 『국제통상연구』 제8권 제2호, 국제통상학회, 2003, pp.135-153.
- 권택호, 「환노출의 통화별 차이와 비대칭성」, 『무역학회지』 제23권 제2호, 한국무역학회, 1998, pp.23-34.
- 권택호·박종원, 「한국주식시장에서의 환위험 프리미엄과 기업특성」, 『재무관리연구』 제16권 제1호, 한국재무관리학회, 1999, pp.245-260.
- 권택호·황희곤, 「한국 제조기업의 환노출 특성 분석」, 『국제경영연구』 제9권 제2호, 한국국제경영학회, 1999, pp.35-63.
- 김성화, 「기업 외환리스크 관리의 중요성」, 금융감독원, 2003.
- 이윤석, 「원/달러 환율 급락과 우리경제에의 시사점」, 주간금융브리프, 한국금융연구원, 2006. 1.
- 이재득, 「국제거래기업의 외환위험노출과 헷징을 위한 파생상품 결정요인」, 『국제경영연구』 제14권 제3호, 한국국제경영학회, 2003, pp.25-50.
- 이현석, 「우리나라 기업 및 산업의 환노출과 특성변수와의 관계」, 『재무관리연구』 제16권 제2호, 한국재무관리학회, 1999, pp.383-404.
- _____, 「개별기업의 환노출과 비대칭성에 관한 연구」, 『재무관리연구』 제20권 제1호, 한국재무관리학회, 2003, pp.305-329.
- 정찬우, 「일일변동폭과 원/달러 환율의 변동성」, 『국제경제연구』 제4권 제1호, 한국국제경제학회, 1998, pp.247-259.

- _____, 『우리나라 기업의 환노출 분석』, 금융조사보고서 2003-05, 한국금융연구원, 2003.
- 정창영, 「한국자동차회사들의 환노출에 관한 실증분석」, 『국제경영연구』 제12권 제1호, 한국국제경영학회, 2001, pp.113-136.
- 황동원, 「정부개입만으로는 환율안정 어렵다」, 현대경제연구원 금융분석팀, 2006. 1.
- Adler, M., Dumas, B., “Exposure to currency risk: definition and measurement,” *Financial Management* 13 (2), 1984, pp.41-50.
- Allayannis, G., “The time-variation of the exchange rate exposure: an industry analysis,” University of Virginia Working paper, 1997.
- Allayannis, G., Ihrig, J., “Exposure and markups,” *Review of Financial Studies* 14 (3), 2001, pp.805-835.
- Allayannis, G., Ofek, E., “Exchange rate exposure, hedging, and the use of foreign currency derivatives,” *Journal of International Money and Finance*, 2001, pp.273-296.
- Allayannis, G., and Weston, J., “The use of foreign currency derivatives and firm Market value,” *Review of Financial Studies* 14, 2001, pp.243-276.
- Amihud, Y., “Evidence on exchange rates and valuation of equity shares,” in Y. Amihud and R.M. Levich, eds., *Exchange Rates and Corporate Performance*, Irwin Professional Publishing, New York, 1994, pp.49-59.
- Bartov, E., Bodnar, G.M., “Firm valuation, earnings expectations, and the exchange rate exposure effect,” *Journal of Finance* 44 (5), 1994, pp.1755-1785.
- Bartram, S.M., *Corporate Risk Management*, Bad Soden/Ts, Uhlenbruch, 1999.

- _____, “Linear and nonlinear foreign exchange rate exposures of German nonfinancial corporations,” *Journal of International Money and Finance* 23, 2004, pp.673-699.
- Bodnar, G.M., Gebhardt, G., “Derivatives usage in risk management by U.S. and German non-financial firms,” *Journal of International Financial Management and Accounting* 30 (3), 1999, pp.153-187.
- Bodnar, G.M., Gentry, W.M., “Exchange rate exposure and industry characteristics: evidence from Canada, Japan, and the USA,” *Journal of International Money and Finance* 12 (1), 1993, pp.29-45.
- Bodnar, G.M., Hayt, G.S., Marston, R.C., “Wharton survey of financial risk management by US non-financial firms,” *Financial Management* 27 (4), 1998, pp.70-91.
- Bodnar, G.M., M.H. Wong, “Estimating Exchange Rate Exposures: Some “Weighty” Issues,” Working Paper 7497, NBER, 2000.
- Chiao, C., and Hung, K., “Exchange rate exposure of Taiwanese Exporting Firms,” *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies* 3(2), 2000, pp.201-233.
- Chamberlain, S., Howe, J., and Popper, “The exchange rate exposure of U.S. and Japanese banking institutions,” *Journal of Banking and Finance* 21, 1997, pp.871-892.
- Choi, J.J., Prasad, A.M., “Exchange risk sensitivity and its determinants: a firm and industry analysis of U.S. multinationals,” *Financial Management* 24 (3), 1995, pp.77-88.
- Chow, E., and Chen, H., “The determinants of foreign exchange rate exposure: Evidence from Japanese firms,” *Pacific-Basin Finance Journal*, 1998, pp.153-174.
- Chow, E.H., Lee, W.Y., Solt, M.E., “The exchange rate risk exposure of asset returns,” *Journal of Business* 70 (1), 1997a, pp.105-123.

- _____, “The economic of exposure of U.S. mutinational firms,” *The Journal of financial Research*, 1997b, pp.191-210.
- Dixit, A., Hysteresis, “Import Penetration and Exchange-rate-Pass-Through,” *The Quarterly Journal of Economics* 104, 1989, pp.205-228.
- Dominguez, K.M.E., Tesar, L.L., “Exchange-rate exposure,” NBER Working paper 8453, 2001a.
- _____, “Are-examination of exchange-rate exposure,” *American Economic Review Papers and Proceedings* 2001b, pp.369-399.
- _____, “Trade and exposure,” *American Economic Review* 91 (2), 2001c, pp.367-370.
- Doukas, J., Hall, P.H., Lang, L.H.P., “The pricing of currency risk in Japan,” *Journal of Banking and Finance* 23 (1), 1999, pp.1-20.
- Dufey, G., “Corporate Finance and exchange rate variations,” *Financial Management* 1 (2), 1972, pp.51-57.
- Elliott, W. B., Huffman, S.P., Makar, S.D., “Foreign-denominated debt and foreign currency derivatives: complements or substitutes in hedging foreign currency risk?,” *Journal of Multinational Financial Management* 13, pp.123-139.
- Froot, K., Scharfstein, D., and Stein, J., “Risk management: Coordinating corporate investment and financing policies,” *Journal of finance*, 1993, pp.1629-1658.
- Gagnon, J. E., “Exchange Rate Variability and the Level of International Trade,” *Journal of International Economics* 34, 1993, pp.269-287.
- Giddy, I.H., Dufey, G., “Uses and abuses of currency options,” *Journal of Applied Corporate Finance* 8 (3), 1995, pp.49-57.
- Goldberg, L.S., “Exchange Rates and Investment in United States Industry,” *The Review of Economics and Statistics* Vol.75, No.4 (Nov., 1993), 1993, pp.575-588.

- Griffin, J.M., Stulz, R.M., "International competition and exchange rate shocks: a cross-country industry analysis of stock returns," *Review of Financial Studies* 14 (1), 2001, pp.215-241.
- He, J., Ng, L.K., "The foreign exchange exposure of Japanese multinational corporations," *Journal of Finance* 53 (2), 1998, pp.733-753.
- Hodder, J.E., "Exposure to foreign exchange-rate movements," *Journal of International Economics* 13 (11), 1982, pp.375-386.
- Jorion, P., "The exchange-rate exposure of U.S. multinationals," *Journal of Business* 63 (3), 1990, pp.331-345.
- _____, "The pricing of exchange rate risk in the stock market," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 26 (3), 1991, pp.363-376.
- Kanas, A., "Exchange rate economic exposure when market share matters and hedging using currency options," *Management International Review* 36 (1), 1996a, pp.67-84.
- _____, "Exchange rate economic exposure, business exposure and hedging using currency options," *Journal of Multinational Financial Management* 6 (2/3), 1996b, pp.1-19.
- Kedia, S., and Mozumdar, "A Foreign currency denominated debt: An empirical examination," *Journal of Business* 76, 2003, pp.521-546.
- Khoo, A., "Estimation of foreign exchange rate exposure: an application to mining companies in Australia," *Journal of International Money and Finance* 13 (3), 1994, pp.342-363.
- Kiyamaz, H., "Estimation of foreign exchange exposure: an emerging market application," *Journal of Multinational Financial Management* 13, 2003, pp.71-84.

- Knetter, M.M., "Is export price adjustment asymmetric? Evaluating the market share and marketing bottlenecks hypothesis," *Journal of International Money and Finance* 13 (1), 1994, pp.55-70.
- Levi, M.D., "Exchange rates and the valuation of firms. In: Amihud, Y., Levich, R.M. (Eds.)," *Exchange Rates and Corporate Performance*, Irwin, Homewood, IL, 1994, pp.37-48.
- Meyers, S.C., "The determinants of corporate borrowing," *Journal of Financial Economics* 5, 1977, pp.147-175.
- Miller, K.D., Reuer, J.J., "Asymmetric corporate exposures to foreign exchange rate changes," *Strategic Management Journal* 19 (12), 1998, pp.1183-1191.
- Nydahl, S., "Exchange rate exposure, foreign involvement and currency hedging of firms: some Swedish evidence," *European Financial Management* 5(2), 1999, pp.241-257.
- Nguyen, H., Fuff, R., "Can the use of foreign currency derivatives explain variations in foreign exchange exposure? Evidence from Australian companies," *Journal of Multinational Financial Management* 13, 2003, pp.193-215.
- _____, "Foreign debt and financial hedging: Evidence from Australia," *International Review of Economics and Finance*, In Press, Uncorrected Proof, Available online 11 September 2004.
- Sercu, P., Uppal, R., *International Financial Markets and the Firm*, Chapman, London, 1995.
- Shapiro, Alan., "Exchange rate changes, inflation, and the value of the multinational corporation," *Journal of finance* 30, 1975, pp.485-502.
- Smith, C., and Stulz, R., "The determinants of firms' hedging policies," *Journal of financial and Quantitative Analysis*, 1985, pp.391-405.

- Stulz, R.M., *Derivatives, Risk Management, and Financial Engineering*, Southwestern Publishing Co., Cincinnati, 2003.
- Ware, R., Winter, R., “Forward markets, currency options and the hedging of foreign exchange risk,” *Journal of International Economics* 25 (3/4), 1988, pp.291-302.
- Williamson, R., “Exchange rate exposure and competition: evidence from the automotive industry,” *Journal of Financial Economics* 59 (3), 2001, pp.441-475.
- Yoon, S. W., “Foreign exchange exposure of Korean corporations before and after the Asian crisis,” A Phd. dissertation at University of Missouri-Columbia, 2003.

Abstract

The Characteristics of Exchange Rate Exposure in Korean Firms

Soon Kwon Ahn

This paper studies the effects of unexpected exchange rate movements on the stock returns of Korean firms. Existing studies investigate almost exclusively linear foreign exchange rate exposure since Adler and Dumas (1984) has suggested regression analysis with linear foreign exchange rate variables. However, financial theory predicts that the exposure of firms may have a nonlinear component due to nonlinear relationships between exchange rates and corporate cash flow. Motivated by these potential shortcomings in the empirical literatures, this paper examines the foreign exchange rate exposure using improved methodologies used by Bartram (2004), which adopted nonlinear exposure in addition to the existing linear exposure. One of the main purposes of this paper is that to examine whether the low significance of the effect of exchange rate changes on firm value reported in previous studies can be explained by the fact that only the linear exposure component has been estimated. The sample includes

645 nonfinancial firms listed on the Korea Stock Exchange from 1992 to 2004. In the second step, a cross-sectional regression analysis studies the determinants of foreign exchange rate exposure such as foreign operation, firm size, foreign debt and other financial variables.

The findings show that linear exposures have some significance for Korean corporations with regard to US dollar, Japanese Yen and real effective exchange rate. In addition, nonlinear exposures are more statistically significant for these foreign exchange rates. Nonlinear regression specification exercised by sign and size bias tests reveal some empirical evidence in support of a nonlinear feature of the exposures.

The result obtained by using nonlinear exposure shows that the effects of depreciation of Korean Won differ depending on the currencies and periods. When Won depreciates for US dollar, more corporations would benefit from it in the period 1 (1992~1994) and the period 4(2002~2004), while more corporations would suffer a loss in the other period. When Won depreciates for Japanese Yen, more corporations would suffer a loss in the whole periods. Confining to the firms that have significant exchange rate exposure, when Won depreciates for US dollar, more corporations would suffer a loss in the whole period but period 1, while when Won depreciates for Japanese Yen, more corporations would suffer a loss in the whole period but period 3.

Significant exchange rate exposures for both Won/USD and Won/Yen have increased from period 1 to period 3 (1999~2001) that covers after-financial crisis period in Korea, which is consistent with the expectation that the exchange rate exposure would rise due to the free-floating exchange rate system. However, significant exchange rate

exposures for both currencies dropped in the period 4, the reason for which is assumed to be accounted not only for the decrease of change rate for both exchange rate and stock return, but the rapid increase of investment for derivatives with higher concern for exchange rate risk management.

The ratio of export to total sales, foreign debt ratio, firm size, cash flow ratio, tobin q and long-term debt ratio constitute significant determinants of the foreign exchange rate exposure.

Those results suggest the following implications for economic policies and exchange rate risk management. First, the result that the effects of depreciation of Korean Won differ depending on the currencies and periods means the low need for excessive intervention in the foreign currency market to defend Won. Nonetheless, when Korean Won appreciates only or appreciates more than the currencies of other competing countries, it is necessary to intervene in currency market to adjust the speed and width of appreciation. Second, to reduce the exchange rate exposure, rapid change of exchange rate should be prevented. It is necessary to achieve the market credibility on the central bank ability of defending currency with the enlargement of domestic foreign currency market as well as the correction of too much transaction of US dollars. It is recommended to exercise an active enlargement policy for domestic foreign currency market, which includes diversifying payment currencies and easing the regulation for capital transaction. Third, the result that the negative effect of Won depreciation is stronger for Won/Yen might be due to the chronic trade deficit to Japan as well as the difficulty for diversifying the capital goods and components from Japan to other countries. Therefore, it is necessary to foster small and medium firms, which

could localize the capital goods and components. Finally, even though the foreign exchange rate exposure has decreased after having showed higher movement since the introduction of free-floating exchange rate system, such trend as lower exchange rate exposure has difficulty in continuing in the long run. Therefore, it is recommended for corporations to have interest in exchange rate risk management as well as to strengthen the non-price competitiveness in order to absorb the shock of exchange rate changes.

Keywords: Foreign exchange rate; exposure; hedging; Corporate finance

JEL classification: F3; G3