

# 국내 중소기업의 현금흐름 환노출에 관한 연구

## 강 원<sup>1</sup>

본 연구에서는 국내 중소기업을 대상으로 1997년부터 2008년까지 달러화, 유로화, 엔화에 대한 연간 영업현금흐름 환노출 빈도, 환노출 계수의 부호, 환노출 수준의 결정요인 등을 분석하였다. 환노출 계수 측정 시 통계적 유의성을 높이기 위해 연구 대상 기업을 규모-산업 기준으로 묶어 관찰 수가 30개를 넘는 533개 분석단위를 만들고, 이를 연구 표본으로 사용하였다. 환노출의 빈도는, 현금흐름 접근법을 사용하여 측정된 미국 기업의 환노출 빈도보다 전반적으로 높았으나, 엔화에 대한 환노출 빈도는 달러화나 유로화에 비해 현저히 낮았다. 이는 거래소 기업에서는 발견되지 않은 특이한 현상이다. 한편 자본시장 접근법을 사용한 기존의 연구와는 달리, 유로화와 엔화에 대한 영업현금흐름의 환노출은 유의미한 양의 값을 가져, 외국통화의 가치가 상승할 때 국내 중소기업의 영업성과가 향상되는 것으로 나타났다. 환노출의 수준에 영향을 주는 요인으로는 자산의 규모(+)와 성장기회(-)가 유의미하였다. 이는 기업내 환관리 시스템에 규모의 효과가 작용하며, 국내 중소기업이 성장하려 할 때는 더욱 적극적으로 환관리 시스템을 도입하고 환관리 전략을 구사해야 함을 시사한다.

---

<sup>1</sup> 세종대학교 경영학과 조교수

## I. 서론

최근 국내기업의 환노출에 대한 연구가 활발해지고 있다. 그러나 대부분 증권시장에 상장된 비금융기업이 연구대상이었기 때문에 이 보다 규모가 작은 중소기업에 대해서는 연구가 보고되지 않았다. 이들은 규모가 작을 뿐만 아니라 거래소 기업에 비해 업력도 낮기 때문에 환 위험관리에 대한 경영노하우가 적고 전략적 대응이 능숙하지 않을 수 있다. 창업자의 기업가 정신에 전적으로 의존하던 중소기업이 중견기업으로 성장하기 위해서는 경영시스템을 갖추는 것이 필요하다. 특히 무역이 경제에서 높은 비중을 차지하는 우리나라에서는 환관리 시스템도 경영시스템의 중요한 부분을 차지한다.

그럼에도 불구하고 중소기업에 대한 환노출 연구가 국내에서 활발하지 못했던 이유 중 하나는 환노출의 측정이 대부분 주가자료를 사용하여 이루어졌기 때문이다. Dumas (1978)와 Adler and Dumas (1984)가 환율변동에 대한 주가수익률의 민감도 분석을 통해 환노출을 측정할 수 있다고 제안한 이후, 주가에 반영된 환노출을 분석하려는 많은 연구가 이어졌고, 국내에서도 환노출 관련 연구는 모두 이러한 자본시장 접근법을 사용하여 실행되었다.

그러나 소수의 연구에서는 주가 대신에 현금흐름을 사용하는 현금흐름 접근법이 사용되기도 하였다. Martin and Mauer (2003)는 미국 은행에 대해 그리고 Bartram (2007)은 미국 일반기업에 대해 현금흐름에 반영된 환노출을 측정하는 바 있다. 이러한 현금흐름 접근법은 자본시장 접근법에 비해 환율변화가 가져오는 단기 영향을 더욱 손쉽게 측정할 수 있다는 점에서 유용하며, 또한 환율 변동이 기업의 현금흐름 관리에 주는 영향을 좀더 직접적으로 살펴볼 수 있다는 장점이 있다. 이러한 특징 이외에도 자본시장 접근법에 비해 현금흐름 접근법이 갖는 가장 큰 장점은 비상장사에 대해서도 환노출을 측정할 수 있다는 점일 것이다.

현금흐름 접근법이 갖는 이러한 특성에 기초하여 본 연구에서는 현금흐름 접근법을 연구방법으로 선정하고 국내 중소기업에 대해 영업현금흐름에 반영된 환노출을 분석하여 보았다. 영업현금흐름은 투자자들에게 이자와 배당을 지급하기 전의 현금흐름이자, 소유자산의 외화환산 손익 및 환헷지 상품의 손익이 반영되기 이전의 현금흐름이기 때문에 환율변화가 영업에 미치는 영향을 직접적으로 측정할 수 있다. 또한 본 연구에서는 1년간의 현금흐름을 측정변수로 사용했기 때문에 연구의 주안점은 장기 현금흐름에 노출된 경제적 환위험 보다는 단기영업 결과에 노출된 거래적 환위험에 국한되었다. 이를 통해 먼저 국내 중소기업은 환위험에 얼마나 노출되어 있는가, 즉 국내 중소기업의 환관리 수준은 어느 정도인지를 살펴보고, 외화의 가치 상승이 국내 중소기업의 단기 영업에 어떤 방향으로 영향을 주는지를 조사한 뒤, 환노출 방향에 상관없이 환노출의 절대 수준에 영향을 주는 결정요인들을 분석하여 보았다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 다음 장에서는 환노출 관련 기존 연구를 살펴보고, 3 장에서는 연구방법 및 자료에 대해 설명을 한다. 4 장에서는 실증분석 결과를 보고하고, 5장에서 결론을 논하기로 한다.

## II. 문헌 연구와 환노출 측정방법

### 1. 개별기업의 환노출

미국 기업의 시장가치 또는 주가수익률에 반영된 개별기업의 환노출을 조사한 초기의 많은 실증분석은 기업의 환노출 빈도가 비교적 낮다는 결과를 보고하였다 (Jorion, 1990; Bartov and Bodnar, 1994). 가령 Jorion (1990)은 1971년에서 1985년까지 미국의 287개 다국적 기업을 조사한 결과 환율변동에 주가가 유의미하게 반응한 기업은 5.2%에 지나지 않았다고 주장하였다. 최근에도 환노출의 정도는 미약하거나 결정적이지 못하다는 연구 결과가 보고되고 있다 (Griffin and Stulz, 2001). 한편 현금흐름 접근법을 사용한 연구에서도 비교적 낮은 수준의 환노출 빈도가 발견되었다. Bartram (2007)은 미국의 6971개 비금융 기업에 대해 1개월 예측기간에서 현금흐름 접근법을 적용하였을 때는 캐나다 달러화, 유로화, 엔화에 대해 각각 8.5%, 7.7%, 9.6%의 환노출 빈도를 발견하였고, 자본시장 접근법을 적용하였을 때는 각각 11.7%, 11.3%, 13.7%의 환노출 빈도를 발견하였다.

이러한 결과를 보완하고 환노출 측정의 효율성을 높이기 위해 환노출의 비대칭성을 고려하거나 (Knetter, 1994; Miller and Reuer, 1998; Koutmos and Martin, 2003; Muller and Verschoor, 2006), 수익률 기간을 늘리는 (Bodnar and Wong, 2003; Bartram, 2007) 등의 시도들이 이어졌다. 자본시장 접근법을 사용하여 1990~2001년 기간 동안 미국의 935개 다국적 기업을 조사한 Muller and Verschoor (2006)은 환노출의 비대칭성을 고려했을 때 표본 기업 중 29%가 환율변동에 민감한 반응을 보였다고 보고하여 비교적 높은 수준의 환노출 빈도를 발견하였다. 또한 Bartram (2007)은 예측기간을 9개월로 늘렸을 때 캐나다 달러화, 유로화, 엔화에 대한 환노출 빈도는 현금흐름 접근법 적용시 각각 24.7%, 18.8%, 18.2%로 상승하였고, 자본시장 접근법 적용시 각각 20.8%, 24.7%, 26.6%로 상승하였음을 보고하였다. 이렇게 현금흐름 접근법보다는 자본시장 접근법을 사용하였을 때 환노출 비중이 높게 측정된 것에 대해 Bartram (2007)은, 현금흐름 접근법에서 측정변수로 사용되는 단기현금은 헷지가 수월한 반면, 자본시장 접근법에서 측정변수로 사용되는 주가는 비교적 헷지가 어려운 미래의 장기현금흐름까지 포함하고 있기 때문이라고 해석하였다.

한편 국내 기업을 대상으로 한 연구에서는 환노출의 빈도가 연구마다 차이를 보이고 있다. 국내 460개 기업에 대해 1990~1996년 기간의 월별자료를 분석한 권택호, 박종원 (1999)은 표본 기업의 4.8%만이 유의적인 환노출을 나타낸다고 보고하여 미국 시장과 비슷한 결과가 발견되었다. 그러나 1987~2001년 기간 동안 253개 국내 기업에 대해 연구한 이현석 (2004)은 미국 기업에 비해 비교적 높은 환노출 빈도를 발견하였다. 1개월 수익률기간에서 달러화와 엔화에 대한 환노출 빈도는 각각 26.9%, 22.2%이었고, 3개월 수익률기간에서는 각각 47.3%, 34.8%이었음을 보고하였다. 그러나 1994년에서 2002년 기간에 315개 국내 제조기업에 대해 연구한 변애련, 박경인, 조진완 (2006)은 표본기업 중 19개 (6.0%)만이 유의적인 환노출을 보인다고 보고하였다.

## 2. 환노출의 결정요인

환노출에 영향을 주는 기업의 특성에 대해서도 여러 실증분석 결과가 보고되었다. 유의적인 영향을 주는 변수로는 기업의 수출비중, 기업의 규모, 부채비율, 성장기회 등이 주로 언급되었다.

Jorion(1990)이 달러의 평가절하와 연관된 미국 기업의 환노출은 해외영업 비중과 유의적인 양의 관계를 가진다고 주장 한 뒤, 미국기업을 대상으로 한 분석들은 일반적으로 수출비중과 환노출 간에 양의 관계가 있는 것으로 보고하고 있다 (Allayannis, 1995; He and Ng, 1998; Bartram, 2007). 그러나 국내 연구에서는 수출과 환노출 간에 유의적인 관계나 일정한 관계가 발견되지 않았다 (이현석, 2004; 권택호, 황희곤, 1999).

기업의 규모는 기업내 환관리 시스템에 대한 규모의 효과를 나타내는 대용변수로 많이 사용되었다 (Allayannis and Ofek, 2001). 그러나 기업규모가 환노출에 미치는 효과에 대해서는 일정한 결과를 보이지 않는다. Block와 Gallagher(1998), Bodnar and Wong (2003), Nance et al.(1993) 등은 규모가 큰 기업이 작은 기업에 비해 환관리에 필요한 노하우나 정보를 많이 가지고 있고 환관리 시스템의 운영에도 규모의 경제가 작용하기 때문에, 기업의 규모와 환노출 간에는 음의 관계가 있다고 주장하였다. 이와는 반대로 규모가 작은 기업이 과산비용을 최소화하기 위해 (Warner, 1977; He and Ng, 1998) 혹은 높은 자본조달 비용으로 인해 (Froot et al., 1993) 더욱 적극적으로 헷지 전략을 실행할 것이기 때문에 헷지와 기업의 규모 간에는 반비례의 관계가 있고, 따라서 규모가 작은 기업이 환노출이 적을 것이라는 주장도 제기되었다. 한편 Bartram (2007)은 캐나다 달러화와 유로화에 대해서는 시장가치가 큰 기업이 높은 노출을 보이는 반면, 엔화에 대해서는 시장가치가 작은 기업이 높은 노출을 보임을 보고하면서, 규모가 환노출에 미치는 영향은 미확정적이라고 하였다. 또한 Chow와 Chen(1998)도 기업의 규모와 환노출 간의 관계는 수익률 기간에 따라 상이한 결과가 나타난다고 하여 일정한 방향성을 제시하지 못하였다. 국내에서도 권택호, 황희곤 (1999)은 기업규모가 환노출에 유의한 영향을 미치는 것으로 보고하였으나 이현석 (1999)은 일별수익률을 사용하였을 때 기업규모가 유의적인 설명력이 없다고 보고하였고, 이현석 (2004)는 수익률기간이 3개월 이하일 때만 설명력이 있다고 보고하여, 기업의 규모와 환노출 간의 관계가 일정하지 못하였다.

기업이 처한 재무적 곤경을 나타내는 대용변수로 부채비율이 흔히 사용되었다. 그러나 부채비율이 환노출에 미치는 영향에 대해서도 실증분석은 일정한 결과를 보이고 있지 않다. 일본 다국적 기업을 실증분석한 He and Ng(1998)은 부채비율과 환노출 간에 음의 관계가 있음을 보이면서 재무적 곤경에 빠져있는 기업일수록 헷지 전략에 더욱 적극적임을 보였다. 그러나 Froot et al. (1993)은 반대의 실증결과를 보고하였으며, 국내 기업을 대상으로 분석한 이현석 (2004)도 장기 부채비율이 환노출에 미치는 영향은 일부 분석기간과 수익률에서만 유의적인 결과를 보여준다고 주장하면서 부채비율의 영향은 일정하지 않음을 보고하였다.

성장기회는 주로 총자산의 장부가 대 자본 및 부채의 시장가치 비율 (book to market ratio)이 사용되었다. Froot et al. (1993)과 He, Ng (1998)은 장부가/시장가치 비율과 환노출 간에는 양의 관계가 있음을 보이면서, 결국 기업의 성장성이 높을수록 환노출이 작아짐을 보고하였다. 한편 국

내 연구에서는 반대의 결과가 발견되었다. 이현석 (2004)은 수익율기간에 상관없이 성장기회가 높은 기업이 높은 환노출을 나타내고 있음(장부가/시장가치 비율과 환노출 간에 음의 관계)을 보고하였다.

그 밖에 환노출을 약화시키는 중요한 요인으로 금융헛지 및 영업헛지(Allayannis, Ihrig and Weston, 2001; Kim, Mathur and Nam, 2006), 그리고 유동성(Froot et al., 1993) 등이 연구되었다. Kim, Mathur and Nam (2006)은 해외영업이 있는 212개 미국 기업과 그렇지 않은 미국 기업의 매칭표본을 이용하여 조사한 결과 해외영업을 통해 자연스럽게 영업헛지를 하는 기업이 그렇지 않은 기업에 비해 파생상품을 이용한 금융헛지에 대한 의존도가 낮음을 발견하였다. 한편 Froot et al.(1993)은 유동성이 높을수록 헛지의 필요성이 적어져 환노출이 높아진다고 주장하였다.

### 3. 환노출 측정방법

기존의 실증분석은 대부분 기업의 가치와 환율간의 관계분석을 통해 환노출을 측정하는 자본시장 접근법(capital march approach)을 이용하여 실행되었다. 그러나 Martin and Mauer (2003)은 미국의 은행을 대상으로 감가상각 차감 전 미예상 분기 현금흐름과 양국 간 장기금리 차이 및 GDP 비율로 조정한 직교 환율을 사용하여 환노출을 측정하고, 이를 현금흐름 접근법 (Marting and Mauer, 2005)이라고 명명하였다. 이 방법과 맥을 같이하여 Bartram (2007)은 명목환율과 미국 비금융기업을 대상으로 애널리스트의 순이익 예상치를 이용하는 좀더 단순화된 현금흐름 접근법을 통하여 환노출을 측정하였다. Bartram (2007)이 사용한 모델은 다음과 같다.

$$R_{CFit} = \alpha_j + \delta_j R_{St} + \varepsilon_{jt} \quad (1)$$

여기서  $R_{CFit}$ 은 j 기업의 t 기간의 현금흐름 변화율이고  $R_{St}$ 는 외화 S 명목환율의 t 기간 변화율이다. 특히 현금흐름의 변화율을 위해 Bartram (2007)은 추가로 정규화된 애널리스트의 주당 순이익 추정치의 중앙값을 사용하였다. 이러한 방법을 통해 그는, 비록 자본시장 접근법을 사용했을 때 환노출의 빈도가 약간 높기는 하지만, 자본시장 접근법과 현금흐름 접근법은 예측기간이 단기(1 개월)일 때에는 전반적으로 같은 결과를 보이고, 예측기간이 늘어날수록 자본시장 접근법과 다른 결과를 나타냄을 보였다.

환율 측정에서도 여러 방법이 시도되었다. 앞서 언급된 양국 간의 장기금리 차이와 GDP 비율로 조정한 직교 환율은 Martin and Mauer (2003) 이외에도 Miller and Reuter (1998)가 사용하였으며, 이현석(2004)은 양 국가의 소비자물가지수로 조정한 실질환율을 사용하였다. Bartram (2007), 이현석(2003) 등은 명목환율을 사용하였다.

본 연구에서는 Bartram (2007)의 모델을 다음과 같이 약간 변형시켜 현금흐름의 변화율과 같이 측정하였다.

$$R_{CFit} = \frac{CF_{it} - CF_{it-1}}{(Asset_{it} - Asset_{it-1})/2} \quad (2)$$

여기서  $CF_{it}$  는  $i$  기업이  $t$  기에 창출한 현금흐름이고  $Asset$  은  $i$ 기업의  $t$  시점에서의 총자산 규모이다. 그리고 이 변화를 다음 식에 대입하여 환노출을 측정하였다.

$$R_{CFit} = \alpha_i + \delta_i R_{St} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

여기서  $R_{CFit}$ 은  $i$  기업의  $t$  기 현금흐름 변화율이고  $R_{St}$ 는 외화  $S$  명목환율의  $t$  기간 변화율이다. 위의 식에서는 현금흐름이 기업의 자산규모에 대해 수익불변(constant return to scale)의 관계를 갖는다고 가정하고 있다. 그리고 현금흐름의 변화는 작년 동기 대비 현금흐름의 차분을 동기의 자산규모로 나눈 비율로 구하였다. 본 연구는 단기 환노출을 측정하기 때문에 (3) 식에 시차(lag) 정보를 넣지 않았다. 한편 환율은 명목환율을 사용하였다. 환율변화가 주주 부의 경제적 가치에 주는 영향을 측정할 때는 실질환율을 상용하는 것이 보다 정확한 결과를 얻을 수 있다. 그러나 본 연구에서는 환율이 기업의 영업성과에 미치는 영향을 측정하고 있기 때문에 Bartram (2007), 이현석(2003)과 같이 명목환율을 사용하였다. 현금흐름으로 Martin and Mauer (2003)가 사용한 감가상각 차감 전 영업이익을 사용하였다.

### III. 연구방법과 표본

본 논문에서는 정부가 지정한 중소 제조기업의 정의에 따라 자본금이 80억원 이하인 제조사를 연구 대상으로 삼았다. 그리고 규모가 너무 작은 기업은 자료를 왜곡시킬 수 있기 때문에 자산이 10억 이하인 기업은 제외시켰다. 비상장 외감기업의 경우 현금흐름에 대한 자료는 회계연도 말에 작성되는 감사보고서를 통해서만 얻을 수 있다. 따라서 실증분석을 위해 현금흐름과 환율은 모두 연간 자료를 사용하였다. 변동환율제가 시작된 1997년부터 2008년까지의 연간 자산 대비 영업현금흐름 변화율을 2장의 (2) 식에 따라 구하였고, 이를 (3) 식에 대입하여 동 기간 달러화, 엔화, 유로화의 명목환율 변화율에 대한 환노출을 측정하였다. 여기서 측정된 노출계수가 10% 유의수준에서 0과 다른 표본의 비중과 이들 노출계수의 부호와 크기로 국내 중소기업의 환노출을 판단하였다.

그러나 본문의 분석기간에 각 기업 당 얻을 수 있는 현금흐름 변화분의 관찰 수는 최대 10개에 지나지 않기 때문에 (3) 식으로 측정된 환노출 계수는 통계적인 의미가 높지 않다. 이를 해결하기 위해, 관찰 수가 30개 이상이 되도록 규모-산업 기준으로 표본기업을 묶어 새롭게 분석단위를 만들고 실증분석에서 이들 분석단위를 개별기업의 대용으로 사용하였다. 먼저 1997년부터 2008년까지 현금흐름의 관찰 수가 5개 이하인 기업은 제외시키고, 관찰 수가 5개 이상인 기업에 대해 각 기업을 규모에 따라 10개 등급으로 나누고 이들을 다시 한국표준산업분류의 세분류에 따라 나누었다. 이렇게 규모-산업의 기준으로 만들어진 하위표본 중 (3) 식에서 관찰 수가

적어도 30개 이상인 것들만 취하여 최종적으로 533개의 하위표본이 채택되었다. 본 연구는 이렇게 얻은 533개 하위표본을 개별 기업을 대신하는 분석단위로 사용하여 환노출 계수의 측정 시 통계적 유의성을 재고시켰다.

한편 본 논문에서는 환노출에 영향을 주는 설명변수 및 통제변수로서 분석기간의 각 연도별 자산규모, 자산 대비 자본투자 비율, 자산 대비 R&D 비율, 매출 대비 수출 비중, 부채비율, 매출 성장률, 유동성을 분석하였다. 이들 변수들도 개별기업의 변수 값 대신 분석단위의 변수 값을 사용하였다. 먼저 각 기업에 대해 변수 값을 연도별로 측정된 뒤, 각 분석단위 내에서 소속 기업의 변수 값을 평균하여 분석단위의 변수 값을 구하였다.

## IV. 실증분석 결과

### 1. 환노출의 빈도

<표 1>은 달러화, 유로화, 엔화에 대해 533개 분석단위로 구성된 표본의 영업현금흐름 환노출 빈도와 비중을 보고하고 있다. Panel A는 전체 표본의 분석결과를 나타내고, Panel B는 자산 규모에 따라 분류된 4개 분위별 분석결과를 보여준다. 한편 Panel C는 세분류 산업별 분석결과를 보고하고 있다. 해당 분석단위가 15개 이하인 산업에 대해서는 분석결과를 보고하지 않았다. 달러화, 유로화, 엔화 등 각 환율을 나타내는 열은 (3) 식으로 측정된 단기 영업현금흐름의 노출 계수가 10% 수준에서 유의적인 분석단위의 수와 유의적인 노출 계수를 가진 분석단위의 수를 전체 분석단위 수로 나눈 비중을 보고하고 있다. 오른쪽 마지막 열에 보고된 임의노출은 세 개의 환율 중 적어도 하나의 환율에 대해 노출 계수가 유의적인 분석단위의 수와 비중을 나타낸다. 각 기업의 주요 무역대상 지역과 주요 해외생산 및 영업활동 거점에 대한 정보가 빈약하다는 자료상의 한계를 감안한다면, 각 환율에 대한 노출 빈도를 개별적으로 측정하는 것 외에 모든 환율을 대상으로 노출 빈도를 측정하는 것도 기업의 전반적인 환위험 정도를 살펴보는 데 도움을 줄 수 있다.

먼저 전체 표본을 분석한 Panel A의 결과를 보면, 달러화, 유로화, 엔화 각각에 대한 노출비중은 22.5%, 20.3%, 5.6%를 기록하여 달러화 및 유로화와 비교했을 때 엔화에 대한 노출비중이 매우 낮음을 알 수 있다. 환노출의 빈도에는 수익률기간이 중요한 결정요인으로 작용한다 (Bodnar and Wong, 2003; 이현석, 2004). 이를 고려한다면 본 논문의 결과는 12개월 수익률기간을 사용한 기존의 연구결과와 비교를 해야 한다. 국내 거래소 기업의 월별자료를 대상으로 자본시장 접근법을 사용한 이현석 (2003)도 주식수익률 기간이 12개월일 때 달러화와 엔화에 대한 노출비중이 각각 30.4%, 32.8%라고 보고하였다. 따라서 국내 거래소 기업에 비해 본문에서 보고한 중소기업의 환노출 빈도를 높지 않으나, 미국 기업에 대해 현금흐름 접근법을 사용한 Bartram (2007)의 결과에 비해서는 상당히 높음을 알 수 있다.

반면 임의 노출비중은 37.1%으로 개별 외화에 대한 환노출 비중보다 훨씬 높았다. 글로벌화의 진척으로 국내 기업의 거래 대상국도 다변화되고 있기 때문에 주요 외화를 모두 고려할 때 발견되는 임의 환노출도 중요성을 갖는다. 더우기 헷지가 비교적 쉬운 단기 현금흐름의 임의노출 비

중이 30%를 넘는다는 사실은 국내 중소기업이 미국기업에 비해 환위험 관리를 위한 헷지 전략이 취약함을 말해주고 있다.

<표-1> 국내 중소 제조기업의 단기 영업현금흐름 환노출 빈도

	표본수	달러화		유로화		엔화		임의노출	
		노출수	(%)	노출수	(%)	노출수	(%)	노출수	(%)
Panel A. 전체 표본									
	533	120	22.5%	108	20.3%	30	5.6%	198	37.1%
Panel B. 규모 별									
최하	133	29	21.8%	37	27.8%	4	3.0%	51	38.3%
하	133	32	24.1%	20	15.0%	6	4.5%	48	36.1%
상	133	34	25.6%	23	17.3%	6	4.5%	50	37.6%
최상	134	25	18.7%	28	20.9%	14	10.4%	49	36.6%
Panel C. 산업 별									
의복	19	8	42.1%	6	31.6%	1	5.3%	11	57.9%
유리	21	8	38.1%	7	33.3%	2	9.5%	10	47.6%
반도체	37	13	35.1%	6	16.2%	0	0.0%	17	45.9%
철강	43	9	20.9%	11	25.6%	5	11.6%	18	41.9%
출판	17	3	17.6%	5	29.4%	0	0.0%	7	41.2%
고무	43	14	32.6%	7	16.3%	1	2.3%	17	39.5%
조립금속	47	8	17.0%	11	23.4%	2	4.3%	17	36.2%
섬유	32	6	18.8%	8	25.0%	4	12.5%	11	34.4%
기계	76	13	17.1%	11	14.5%	8	10.5%	26	34.2%
의료정밀	16	4	25.0%	2	12.5%	2	12.5%	5	31.3%
화학	55	8	14.5%	9	16.4%	3	5.5%	17	30.9%
식품	34	8	23.5%	3	8.8%	0	0.0%	9	26.5%
전기제품	36	6	16.7%	3	8.3%	1	2.8%	8	22.2%

주) Panel C는 산업별로 관찰 수가 15개 이상인 산업에 대해 임의노출의 내림차순

거래소 기업의 환노출 분석 결과와 비교했을 때 중소기업 환노출이 갖는 한가지 특징은 엔화에 대한 환노출 빈도가 매우 낮다는 점이다. 엔화에 대한 환노출 빈도는 달러화와 유로화에 대한 환노출 빈도의 1/4 수준에 불과하다. 이를 설명하기 위해서는 좀더 자세한 분석이 필요하겠으나, 두 가지 가설을 생각할 수 있다. 첫 번째 가설은 국내 중소기업은 일본과의 거래가 미미하다는 것이고, 두 번째는 국내 중소기업이 일본과 무역을 할 때는 다른 지역과는 다른 형태의 거래를 하고 있다는 가설이다. 미국이나 유럽 지역에 비해 일본 지역이 문화적으로나 상거래 방식에서 한국과 가깝기 때문에 국내 중소기업과 일본 기업간의 거래형태는 서구 지역과의 거래형태와 상이할 수 있을 것이다.

자산 규모의 분위별 결과를 보고한 Panel B를 보면, 자산 규모와 환노출의 빈도 사이에는 일정한 방향의 관계를 발견하기 어려움을 알 수 있다. 또한 각 환율마다 다른 결과를 보이고 있어, 자산 규모와 환노출 빈도와는 유의한 관계가 없어 보인다. 이는, 다음 절에서 보고된 바와 같이, 자산 규모가 환노출의 수준에 대해서는 유의적인 영향을 미치고 있다는 사실과 대비되는 점이다.

마지막으로 산업별 분석결과를 보고한 Panel C를 보면, 의복, 유리, 반도체, 철강, 출판 등 산

업에서 임의 노출 비중이 40%가 넘는 높은 빈도가 발견되었다. 이현석 (1999)은 1987년에서 1997년까지 일별 주가수익률로 분석한 결과 산업효과가 있었다고 지적하면서, 섬유, 펄프·종이, 자동차판매 및 도매, 숙박운송 등에서 유의한 환노출을 보였다고 주장하였다. 또한 소속기업이 15개 이상인 제조산업에 대해 소속기업의 달러화에 대한 환노출 비중은 식품 33.3%, 섬유 27.6%, 화학 31.3%, 1차금속 33.3%, 조립기계 13.9%에 달한다고 보고하였다. 이 결과에 비하면 현금흐름 접근법을 사용한 본 연구의 결과는 각 산업별로 환노출 빈도가 하향 추정되었다고 할 수 있다. 한편 산업별 분석에서도 엔화에 대한 환노출 비중은 섬유, 기계, 의료정밀 등에서 높은 값을 기록하고 있어 기타 통화와 상이한 결과를 보였다.

## 2. 환노출의 부호

환노출의 빈도에 이어 환노출 계수의 부호를 분석하여 보았다. <표-2>는 <표-1>에서 환노출 계수가 유의적으로 0과 차이가 나는 분석단위에 대해 이들이 기록한 노출계수에 대한 정보를 나타내고 있다. 따라서 달러화, 유로화, 엔화에 대해서 표본 수는 각각 120, 108, 30 개이다. Panel A는 각각의 통화에 대해 노출이 유의적인 표본 전체의 노출계수 평균, 중앙값 그리고 부호검정 통계량의 p-값을 보여주고, Panel B는 자산 규모에 따라 분류된 4개의 분위별로 평균, 중앙값, 부호검정 통계량의 p-값을 보여준다. 한편 환노출이 유의미한 표본만을 가지고 다시 산업별로 나누면 표본의 수가 15 개 이상이 되는 산업이 하나도 없었기 때문에 산업별 분석결과는 보고하지 않았다.

<표-2> 중소 제조기업의 단기 영업현금흐름 환노출 계수

	달러화 (관찰 수: 120)			유로화 (관찰 수: 108)			엔화 (관찰 수: 30)		
	평균	중앙값	p-값	평균	중앙값	p-값	평균	중앙값	p-값
Panel A. 전체 표본									
	-0.273	-0.023	1.00	0.432	0.273	0.00	0.038	0.166	0.04
Panel B. 규모 별									
최하	-0.531	0.473	0.71	0.661	0.558	<.0001	-	-	-
하	-0.267	-0.217	0.60	0.835	0.388	0.00	-	-	-
상	-0.297	-0.209	0.86	0.198	0.103	1.00	-	-	-
최상	0.050	0.156	0.69	0.033	-0.126	0.57	-	-	-

주) p-값은 부호검정 통계량의 해당 수치

먼저 Panel A에서 달러화에 대한 노출계수는 평균(-0.273)과 중앙값(-0.023) 모두 음수를 기록하고 있으나, 부호는 통계적으로 유의미하지 않았다. 그러나 유로화와 엔화에 대한 노출계수는 평균(0.432, 0.038)과 중앙값(0.273, 0.166) 모두가 양수를 기록하였고 부호검정에서도 통계적 유의성이 지지되었다. 이는 국내 기업은 미국을 제외한 주요 무역상대국의 통화가 평가절상될 때 단기적인 영업성고가 향상된다는 뜻이다. 따라서 위의 결과는 수출에 많이 의존하며 일본이나 중국 등 경쟁국과 글로벌 시장에서 종종 가격경쟁을 해야 하는 우리나라 기업의 상황을 반영하고

있다고 할 수 있다. 위의 결과는 자본시장 접근법을 사용하여 국내기업을 분석했던 기존의 연구 결과는 상이하다. 이현석 (2004)은 수익률기간이 12개월일 때 달러화에 대한 국내 거래소 기업의 환노출 계수는 평균이 양수, 중앙값이 음수였고, 엔화에 대해서는 평균과 중앙값이 모두 음수였다고 보고하였다. 한편 권택호와 황희곤(1999)은 자본시장 접근법을 사용한 실증분석에서 국내 제조기업의 달러화에 대한 동시적 환노출은 음의 부호를 갖는다고 보고하였다. 즉, 이들 기존연구 결과는 달러화나 엔화의 가치가 상승하면 국내 기업의 주주 가치는 하락함을 뜻한다.

이렇게 특히 엔화에서 환노출 계수에서 기존 연구와 본 연구의 결과가 반대로 나온 것은, 주주의 장기현금흐름의 현재가치에 초점을 둔 자본시장 접근법과 기업의 단기 영업현금흐름에 초점을 둔 현금흐름 접근법 간의 차이에서 비롯된 결과라고 할 수 있다.

한편, Panel B에서는 달러화와 유로화에 대해서만 자산 규모의 분위별 결과를 보고하였다. 엔화의 경우는 유의미한 환노출을 기록한 표본의 수가 작기 때문에 이를 다시 자산의 규모별 하위 집단으로 나눌 경우 각 규모 당 관찰 수가 15개 이하로 떨어지기 때문에 엔화에 대한 분석 결과는 보고하지 않았다. 먼저 달러화의 경우, 전체 표본과 같이, 각 규모별 표본에서도 환노출 계수의 부호가 통계적으로 유의적이지 않았다. 한편 유로화에 대해서는 규모가 적은 표본에서 환노출 계수의 부호가 유의적인 양의 값을 보였고, 규모가 큰 표본에서는 유의적이지 못하였다. 결국 유로화에 대한 전체 표본의 환노출 계수가 유의적인 양의 값을 가졌던 것은 주로 규모가 작은 표본의 영향에 기인한 것이라고 볼 수 있다. 즉, 국내 중소기업 중에서는 규모가 작은 기업이 유로화의 가치가 상승할 때 영업현금이 호전되는 경험을 한다는 것이다.

### 3. 환노출 수준의 결정요인: 차이분석

현금흐름으로 측정된 환노출 계수의 크기 (수준)에 영향을 주는 요인에 대해서도 분석을 해 보았다. 여기서도 <표-2>에서와 같이 연구 대상 표본으로 환노출 계수가 유의적으로 0과 차이가 나는 분석단위만 선택하였다. 환노출의 결정요인으로는 수출비중, 규모, 부채비율, 성장기회 등 여러 변수들이 기존 연구에서 사용되었다. 수출비중은 총매출 대비 수출의 비율이 주로 사용되었고, 기업의 규모에 대한 대용변수로는 자기자본의 시가총액 (He and Ng, 1998; Bartram, 2007), 부채의 장부가와 자기자본 시장가치의 합 (Chow and Chen, 1998) 등 여러 변수가 사용되었다. 본 논문에서는 환노출계수가 기업의 시장가치보다는 경영성과에 미치는 영향을 측정하였기 때문에, 이에 맞춰 장부상 총자산에 로그를 취한 값을 규모의 대용변수로 사용하였다. 같은 이유로 부채비율도 총자산의 장부가 대비 총부채의 장부가 비율을 사용하였다. 유동성에 대한 대용변수도 유동부채 대비 유동자산 비율이 사용되기도 하고 (He and Ng, 1998), 배당액을 자기자본의 시가총액으로 나눈 비율을 사용하기도 한다 (Chow and Chen, 1998). 본 논문에서는 현금 및 현금 등가물을 총자산의 장부가로 나눈 비율을 유동성에 대한 대용변수로 사용하였다. 성장기회는 주로 Tobin's Q를 대리할 수 있는 변수가 사용되었다. 그러나 본 논문에서는 시가총액을 사용하지 않기 때문에 성장기회에 대한 대용변수로 매출성장률, 총자산 장부가 대비 자본투자, 그리고 자산 대비 R&D 비율 등 세 가지 변수를 사용하였다. 여기서 자본투자는 현금흐름표에 나타난 무형 및

유형자산 취득 금액으로 측정하였다.

먼저 <표-3>은 각 변수의 크기에 따라 표본을 상하위로 나누고 해당 변수 값이 작은 하위 표본의 영업현금흐름 환노출계수 절대값과 해당 변수 값이 큰 상위 표본의 영업현금흐름 환노출계수 절대값을 비교분석한 결과를 나타내고 있다. 세 번째와 네 번째 열은 각 변수별 하위 표본의 환노출계수 절대값의 평균과 중앙값이고, 다섯 번째와 여섯 번째 열은 상위 표본의 환노출계수 절대값의 평균과 중앙값을 나타낸다. 각 관찰치는 절대값을 취한 환노출계수이기 때문에 평균과 중앙값은 노출의 방향성에 관계없이 노출의 수준을 나타낸다. 일곱 번째 열은 하위 표본과 상위 표본 간 차이에 대해 Wilcoxon rank sum 검정을 한 결과를 나타내며, 여덟 번째 열은 하위 표본과 상위 표본의 중앙값 차이 검정을 한 결과이다.

<표-3> 각 설명변수의 분위별 영업현금흐름 환노출 계수 차이

		하위		상위		Wilcoxon	중앙값 차이
		평균	중앙값	평균	중앙값	Z approx.	Chi2
달러화 (관찰수: 59(상), 59(하))	규모	1.238	0.628	0.655	0.378	3.316 ***	9.714 ***
	자본투자	0.610	0.370	1.283	0.537	3.073 ***	9.714 ***
	R&D	0.817	0.426	1.076	0.479	-0.721	1.647 *
	수출비중	1.079	0.509	0.815	0.379	-2.282 **	2.723 **
	부채비율	0.677	0.416	1.216	0.575	1.728 **	1.647 *
	성장성	0.740	0.361	1.153	0.628	3.875 ***	12.134 ***
	유동성	0.854	0.377	1.039	0.489	2.234 **	1.647 *
유로화 (관찰수: 53(상), 53(하))	규모	0.746	0.488	0.515	0.194	4.764 ***	19.774 ***
	자본투자	0.550	0.267	0.710	0.417	2.490 ***	4.523 **
	R&D	0.663	0.316	0.598	0.336	-0.145	0.037
	수출비중	0.748	0.355	0.513	0.274	2.281 **	6.317 ***
	부채비율	0.532	0.267	0.729	0.347	1.946 **	3.028 **
	성장성	0.448	0.241	0.812	0.488	3.456 ***	13.494 ***
	유동성	0.609	0.316	0.652	0.342	0.979	0.336
엔화 (관찰수: 15(상), 15(하))	규모	0.404	0.357	0.202	0.192	2.613 ***	6.316 ***
	자본투자	0.239	0.192	0.368	0.310	1.659 **	3.222 **
	R&D	0.267	0.220	0.340	0.240	0.456	0.129
	수출비중	0.335	0.220	0.272	0.240	-0.207	0.129
	부채비율	0.253	0.220	0.354	0.244	0.996	1.160
	성장성	0.245	0.220	0.362	0.252	1.120	0.129
	유동성	0.265	0.222	0.342	0.240	-0.083	0.129

주) \*\*\*: 1% 수준에서 유의적, \*\*: 5% 수준에서 유의적, \*: 10% 수준에서 유의적  
매출성장률이 2000% 이상인 관찰치 제외

모든 외국통화에 대해 규모가 작은 하위 표본이 규모가 큰 상위 표본에 비해 유의적으로 매우 높은 환노출 수준을 보이고 있다. 가령 달러화의 경우 상위 표본의 환노출 계수 평균과 중앙값은 각각 0.655, 0.378인데 하위 표본은 각각 1.238, 0.628을 기록하였고, 두 표본 간에 중앙값 차이 검증의 통계치인 카이제곱 값은 9.714이고 Wilcoxon rank sum 검증의 z 근사값은 3.316을 기록하였다. 이는 환관리에 규모의 경제가 작용한다는 주장을 지지하는 결과이다<sup>2</sup>. (Bodnar and

<sup>2</sup> 상하위 표본간 비교를 통해 환노출 결정요인의 유의성을 판단하는 위의 방법은 Bartram (2007)도 사용하였다. Bartram (2007)은 수출비중과 규모로 각각 분류된 4분위 표본과 1분위 표본 간 차이가 유의적임을 보이면서 수출비중과 규모가 환노출의 결정요인이라고 해석하였다.

Wong, 2003). 반면 성장기회의 대용변수로 사용된 자본투자, 매출성장률 (성장성)은 모든 통화에 대해 변수 값이 높은 상위 표본이 하위 표본에 비해 환노출 계수의 절대값이 높은 것으로 나와, 기존의 국내외 연구 결과를 지지하고 있다. 그러나 자본투자는 상하위 표본 간의 차이가 모든 통화에서 유의성을 갖는데 반해, 매출성장률은 엔화에서 유의성을 잃었다. 또한 성장기회의 또 다른 대용변수로 사용된 R&D는 일관된 결과를 보이지 못하였다.

한편 수출비중은 달러화와 유로화에서 수출비중이 낮은 하위 표본의 계수가 비중이 높은 상위 표본의 계수보다 평균과 중앙값에서 모두 유의적으로 높은 값을 기록하였다. 이 결과는 국내 중소기업은 수출비중이 높을수록 환위험 관리에 더욱 적극적이라는 해석을 가능케 한다. 기존의 국내 연구와는 많은 차이를 보이는 결과이다. 그러나 엔화에서는 수출비중이 일관된 결과를 보이지 못하였으며 두 표본간의 차이도 유의적이지 않았다. 부채비율도 달러화와 유로화에서 하위 표본의 계수가 상위 표본보다 평균과 중앙값에서 모두 유의적으로 높은 값을 기록하였고, 엔화에 대해서는 유의성이 없었다. 유동성은 달러화에 대해서만 상하위 표본 간의 차이가 유의성을 보였다.

환노출 결정변수에 대한 단순분석에서 달러화, 유로화, 엔화에 대해 모두 유의미한 영향력을 보이는 변수는 자산규모와 자본투자이다. 따라서 전반적으로 국내 중소기업에게도 환관리와 관련된 규모의 경제가 존재하며, 자본투자가 많을수록 환노출 수준이 높아지는 특성이 있다고 할 수 있겠다.

#### 4. 환노출 수준의 결정요인: 다변량분석

<표-3>은 개별 변수와 환노출의 수준과의 단순관계를 나타낸다. 비록 규모와 환노출 수준 간에 단순비교에서 관계가 성립한다고 하여도, 이러한 관계는 규모가 큰 기업과 작은 기업간의 또 다른 특성 차이에서 발생했을 수도 있다. 따라서 이들 변수들을 각기 통제한 다음 각 변수가 환노출의 수준에 미치는 영향을 살펴볼 필요가 있다. 이를 위해 이들 변수를 독립변수로 사용한 다변량 회귀분석을 실행하여 보았다. 아래 식 (4)은 다변량 회귀모형을 나타낸다.

$$|\beta_{Si}| = \alpha_i + B'V_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

여기서  $|\beta_{Si}|$ 는  $i$  기업의  $S$  명목환율에 대한 유의적인 환노출 계수이고,  $B$ 는 측정해야 할 회귀 계수들이고,  $V_i$ 는  $i$  기업의 독립변수들이다.

분석을 위해 달러화, 유로화, 엔화 각각에 대해 유의적으로 노출되어 있는 분석단위를 모두 모으고 이들 중 매출성장률의 상위 극단치를 가지고 있는 분석단위를 제거하여 총 254개의 분석단위-환율 관찰치로 구성된 연구표본을 만들었다. 이들의 노출계수 절대값이 (4) 식의 종속변수로 사용되었고 이들의 회계적 특성변수가 독립변수로 사용되었다.

<표-4>의 Panel A는 각 독립변수의 기초 통계치를, Panel B는 각 변수 간의 상관관계를 보여준다. 연구 표본은 분석단위-환율의 관찰치로 구성되어 있기 때문에 Panel A의 통계치가 환노출이 유의적인 분석단위에 대한 동일가중 (equally weighted) 값은 아니다. 세 개의 통화에 대한 노출 횟수로 가중한 통계치임에 유의할 필요가 있다. 이들의 자본투자 규모는 자산 대비 평균

9%에 달하나 R&D 규모는 2%에 불과하다. 그러나 연간 매출성장률은 중앙값이 31%에 달해 빠르게 성장하고 있으며, ROA도 11% 수준에 달한다. 총자산 대비 부채의 비율은 60% 대로 그렇게 높지 않다. 수출비중은 중앙값이 2%로 저조함을 알 수 있다. 따라서 영업현금흐름 환노출이 유의적인 국내 중소기업은 평균적으로 양호한 상태에 있음을 알 수 있다.

한편 Panel B를 보면 자본투자 비율과 규모가 매우 높은 상관관계(-0.534)를 가지고 있으며 유의적임을 알 수 있다. 따라서 기술적으로는 자본투자 비율이 자산 규모에 대한 대응변수로 사용될 수도 있다. 그 밖에 ROA와 R&D, 유동성과 부채비율 등이 0.40를 상회하는 높은 상관관계를 보이고, 또 자산 규모와 ROA, 자본투자와 R&D도 높은 상관관계를 기록하고 있다. 다중공선성 문제를 최소화하기 위하여 상관관계가 높은 변수들이 동시에 모델에 포함되는 것을 피하고 대신 상관관계가 낮은 대응변수로 대체해 가며 총 6개의 모델을 구축하였다.

<표-4> 유의적 환노출 표본의 통제변수

Panel A: 통계치

	관찰 수	평균	표준편차	중앙값	최소값	최대값
규모	254	16.43	0.84	16.31	12.55	18.44
자본투자	254	0.09	0.05	0.09	0.02	0.27
유동성	254	0.06	0.03	0.05	0.01	0.19
부채비율	254	0.62	0.11	0.63	0.29	0.97
R&D	254	0.02	0.02	0.01	0.00	0.15
ROA	254	0.11	0.04	0.11	-0.15	0.22
성장률	254	0.79	1.81	0.34	0.01	18.79
수출비중	254	0.05	0.06	0.02	0.00	0.28

Panel B: 상관관계

	규모	자본투자	유동성	부채비율	R&D	ROA	성장률
자본투자	-0.534 <.0001						
유동성	-0.043 0.49	0.030 0.63					
부채비율	-0.255 <.0001	0.141 0.02	-0.476 <.0001				
R&D	-0.343 <.0001	0.355 <.0001	0.295 <.0001	-0.177 0.00			
ROA	0.388 <.0001	-0.131 0.04	0.010 0.87	-0.262 <.0001	-0.438 <.0001		
성장률	-0.104 0.10	0.109 0.08	0.095 0.13	0.031 0.62	0.149 0.02	-0.008 0.90	
수출비중	0.267 <.0001	-0.002 0.98	-0.112 0.07	-0.172 0.01	0.067 0.29	0.168 0.01	-0.001 0.99

주) \*\*\*: 1% 수준에서 유의적, \*\*: 5% 수준에서 유의적, \*: 10% 수준에서 유의적  
매출성장률이 2000% 이상인 관찰치 제외  
Panel B에서 이탤릭체는 p-value

<표-5>은 회귀분석 결과를 보여준다. 회귀분석을 위해서는 앞서 언급했던 독립변수 이외에 산

업을 통제해주기 위해 산업 더미변수를 모델에 포함시켰다. 환노출에 산업효과가 있다는 주장은 이미 본 논문에서도 앞서 밝힌 바 있다.

<표-5> 유의적 환노출 표본의 환노출 결정요인

	모델1		모델2		모델3	
	계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값
절편	10.601	5.98 ***	10.431	7.08 ***	1.324	2.17 **
규모	-0.571	-5.95 ***	-0.575	-6.32 ***		
자본투자					5.988	3.37 ***
부채비율	-0.123	-0.17			-0.025	-0.03
유동성			2.341	0.81		
ROA					-5.979	-3.51 ***
R&D						
성장률	0.121	3.09 ***	0.121	3.14 ***	0.127	3.20 ***
수출비중	1.193	0.91	1.437	1.07	0.093	0.07
산업	yes		yes		yes	
adj-R2	0.186		0.188		0.156	
no.	245		245		245	

  

	모델4		모델5		모델6	
	계수	t-값	계수	t-값	계수	t-값
절편	1.166	2.72 ***	0.335	0.65	0.662	1.71 *
규모						
자본투자	6.058	3.49 ***	4.366	2.39 **	4.781	2.68 ***
부채비율			0.621	0.85		
유동성	2.091	0.71			0.264	0.09
ROA	-6.083	-3.66 ***				
R&D			18.293	4.31 ***	18.252	4.28 ***
성장률	0.129	3.27 ***	0.126	3.21 ***	0.131	3.36 ***
수출비중	0.293	0.22	-0.334	-0.26	-0.435	-0.34
산업	yes		yes		yes	
adj-R2	0.158		0.178		0.175	
no.	245		245		245	

주) \*: 1% 수준에서 유의적, \*\*: 5% 수준에서 유의적, \*\*\*: 1% 수준에서 유의적  
관찰수는 각 통화에 대해 환노출이 유의적인 분석단위-환율 수

먼저 기업의 규모는 영업현금흐름의 환노출 수준을 결정하는데 매우 유의적인 요인으로 작용하고 있음을 알 수 있다. 모델1과 모델2에서 각각 1% 유의수준에서 유의미한 -0.571과 -0.575를 기록하고 있어 규모가 큰 기업일수록 환노출에 적게 노출됨을 보여준다. 이는 기업내 환관리 시스템에 규모의 효과가 작용한다는 뜻이며 (Allayannis and Ofek, 2001), 규모가 작은 기업이 헛지 전략에 더욱 적극적이라는 주장 (He and Ng, 1998)은 지지되지 않았다. 국내 기업을 대상으로 자본시장 접근법을 사용한 이현석 (2004)은 수익률기간이 12개월일 때 기업규모가 환노출에 유의한 영향을 주지 않음을 보고하고 있어 본문과는 다른 결과를 보였다.

성장기회를 나타내는 대용변수로서 자본투자는 물론 R&D 및 매출성장률(성장률)도 모두 1% 유의수준에서 환노출을 상승시키는 요인으로 확인되었다. 이는 특히 R&D가 환노출의 수준에 미

치는 영향이 강하게 지지되지 않았던 앞 절의 단순 차이분석 결과와 상이하다. 장부가 대 시장가 비율 (Book to market)로 성장기회를 측정 한 이현석 (2004)의 실증분석에서도 한국기업은 성장 기회가 많을수록 환노출이 높음을 보고하면서 해외 연구 결과(Froot et al. 1993; He, Ng, 1998)와 상이함을 보고하였다. 본 연구의 실증분석 결과도 이현석 (2004)의 결과를 지지하고 있어, 국내기업은 상장사뿐만 아니라 중소기업도 성장기회가 높을 때는 더욱 적극적인 환관리가 필요함을 시사한다.

한편, 부채비율은 모든 모델에서 계수값이 유의적이지 못해 재무적 곤경은 환노출에 유의적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 따라서 국내 중소기업에 대해서는 재무적 곤경에 빠져있는 기업일수록 헷지 전략에 더욱 적극적이라는 주장 (He and Ng, 1998)이 적용되기 어렵다. 오히려 본 연구는 부채비율이 환노출 수준에 양의 영향을 준다고 주장한 Chow and Chen (1998)의 결과를 지지한다. 수출비중 또한 모든 모델에서 유의성을 보이지 않았다. 미국기업을 대상으로 한 실험에서는 수출비중의 유의성이 지지되지만 (He and Ng, 1998), 국내 기업을 대상으로 한 기존 연구와 본 연구에서도 유의성을 발견하지 못했다. 수출비중이 환노출에 대해 설명력이 없거나 일정한 방향의 영향을 미치지 못하는 현상은 여러 연구기간에서 일정하게 나타나는(이현석, 2004; 권택호, 황희곤, 1999) 국내 기업의 특성이라 할 수 있다.

위의 실증분석 결과는, 영업현금흐름을 사용하여 국내 중소제조 기업의 단기 환노출을 측정했을 때, 환관리에 규모의 효과가 존재하며, 성장기회가 높을수록 환관리에 소홀함을 말해주고 있다. 이는 국내 중소제조 기업이 향후 활발한 투자와 경영활동을 통해 중견기업으로 커가기 위해서는 더욱 적극적인 환관리 시스템의 도입이 필요함을 시사한다.

## V. 결론

본 연구에서는 국내 중소 제조기업의 1997년부터 2008년까지 연간 영업현금흐름을 가지고 달러화, 유로화, 엔화 등 주요 무역 대상국 통화에 대한 단기 환노출의 빈도, 환노출 계수의 부호, 환노출 수준의 결정요인 등을 분석하여 보았다. 주가로 측정된 환노출과는 달리 현금흐름에 반영된 환노출은 장단기 구분이 가능하다. 따라서 단기 현금흐름으로 국한할 경우 환위험 관리가 경영성과 및 현금관리에 미치는 영향을 기업의 입장에서 쉽게 평가할 수 있어 기업의 헷지전략에 유용한 정보를 제공한다.

연간 영업현금흐름을 사용하여 환노출 계수를 측정할 때는 각 기업 당 관찰 수가 작기 때문에 통계적 유의성이 떨어진다는 단점이 있다. 이를 보완하기 위해 본 연구에서는, 연구 대상 기업을 규모-산업 기준으로 묶어 관찰 수가 30개를 넘는 533개의 분석단위를 만들고, 이를 개별기업 대신 연구 표본으로 사용하였다.

먼저 전체 표본에 대해 환노출 빈도를 분석한 결과, 자본시장 접근법을 사용하여 측정된 국내 거래소 기업의 환노출에 비해 중소기업의 환노출 빈도는 높지 않으나, 현금흐름 접근법을 사용하여 측정한 미국 기업의 환노출 빈도에 비해서는 상당히 높음이 발견되었다. 또한 임의 노출비중

은 37.1%을 기록하였다. 단기 현금흐름은 헛지가 비교적 쉽다는 사실을 고려하면 위의 결과는 국내 중소기업이 미국기업에 비해 환위험 관리가 취약함을 말해주고 있다. 또한 중소기업의 환노출 빈도가 갖는 한가지 특징으로 달러화와 유로화에 비해 엔화에 대한 환노출 빈도가 매우 낮다는 사실이 발견되었다. 이를 설명하기 위한 향후 연구가 기대된다.

환노출이 유의한 표본에 대해 환노출 계수의 부호를 분석한 결과, 달러화에 대해서는 노출계수가 음수를 기록하고 있으나 부호의 통계적 유의성이 낮았고, 유로화와 엔화에 대해서는 노출계수가 모두가 통계적으로 유의미한 양수를 기록하였다. 이는 국내 기업은 유럽과 일본 지역의 통화가 평가절상될 때 단기적인 영업성과가 향상된다는 뜻으로 자본시장 접근법을 사용하여 국내기업을 분석했던 기존의 연구 결과와는 상이한 결과이다. 이러한 차이는, 주주의 장기현금흐름의 현재가치에 초점을 둔 자본시장 접근법과 기업의 단기 영업현금흐름에 초점을 둔 현금흐름 접근법 간의 차이에서 비롯됐다고 할 수 있다.

마지막으로 환노출이 유의한 표본에 대해 환노출의 수준에 영향을 주는 요인을 찾아본 결과, 다변량 회귀모델에서 자산의 규모와 성장기회가 중요한 요인으로 나타났다. 자산 규모는 환노출 수준에 음의 영향을 주고 있었는데, 이는 기업내 환관리 시스템에 규모의 효과가 작용한다는 뜻으로 해석될 수 있다. 성장기회를 대변하는 변수로는 자본투자 비율, 매출성장률, R&D 비율이 사용되었는데, 이들 모두 1% 유의수준에서 환노출의 수준을 상승시키는 요인으로 확인되었다. 한편, 수출비중은 환노출 수준을 결정하는데 영향을 미치지 못해, 기존의 국내 연구와는 동일한결과를 보였다.

성장기회가 높을수록 환노출 수준은 높아진다는 본 연구의 발견은, 국내 중소 제조기업이 성장하기 위해서는 더욱 적극적으로 환관리 시스템을 도입하고 적절한 환관리 전략을 구사해야 함을 시사한다.

## 참고문헌

- 권택호, 황희권, “한국제조기업의 환노출 특성 분석”, *국제경영연구*, 제9권 제2호, (1999), 35-63.
- 이현식, “우리나라 기업 및 산업의 환노출과 특성변수와의 관계”, *재무관리연구*, 제16권 제2호, (1999), 383-404.
- 이현식, “개별기업의 환노출과 결정요인에 관한 연구”, *재무관리연구*, 제21권 제2호, (2004), 65-98.
- Adler, M., Dumas, B., “Exposure to currency risk: definition and measurement”, *Financial Management*, 13, (1984), 41-50.
- Allayannis, G., J. Ihrig, and J. Weston, “Exchange-rate exposure hedging: Financial versus operational strategies,” *AER Papers and Proceedings*, 91, (2001), pp.391-395.
- Allayannis, G., E. Ofek, “Exchange rate exposure, hedging, and the use of foreign currency derivatives”, *Journal of International Money and Finance*, 20, (2001), 273-296.
- Bartram, S., Corporate cash flow and stock price exposures to foreign exchange rate risk, *Journal of Corporate Finance* 13 (2007) 981-994
- Bodnar, G., M. Wong, “Estimating exchange rate exposures: issues in model structure”, *Financial Management*, 32, (2003), 35-67.
- Bartov, E., G. Bodnar, “Firm valuation, earnings expectations, and the exchange rate exposure effect”. *Journal of Finance* 49, (1994), 1755-1785.
- Block, S. and T. Gallagher, "The use of interest rate futures and options by corporate financial managers," *Financial Management*, Autumn, (1998), 73-78
- Chow, E., H. Chen, “The determinants of foreign exchange rate exposure: Evidence on Japanese firms”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 6, (1998), 153-174.
- Dumas, B., “The theory of the trading firm revisited”, *Journal of Finance*, 33, (1978), 1019-1029.
- Froot, K., D. Scharfstein, and J. Stein, “Risk management: coordinating investment and financing policies,” *Journal of Finance*, 48, (1993), 1629-1658.
- Griffin, J., R. Stulz, “International competition and exchange rate shocks: a cross-country industry analysis of stock returns”, *Review of Financial Studies* 14, (2001), 215-241.
- He, J., L. Ng, “The foreign exchange exposure of Japanese multinational corporations”, *Journal of Finance*, 53, (1998), 733-753.
- Jorion, P., “The exchange rate exposure of U.S. multinationals”, *Journal of Business*, 63, (1990), 331-345.
- Kim, Y., I. Mathur, J. Nam, “Is operational hedging a substitute for or a complement to financial hedging?” *Journal of corporate finance*, vol. 12, (2006), 834-853.
- Knetter, M, “Is export price adjustment asymmetric? Evaluating the market share and marketing bottlenecks hypotheses”, *Journal of International Money and Finance*, 13, (1994), 55-70.
- Koutmos, G., A. Martin, “Asymmetric exchange rate exposure: theory and evidence”, *Journal*

- of International Money and Finance*, 22, (2003), 365–384.
- Martin, A., L. Mauer, “Exchange rate exposures of US banks: a cash-flow based methodology”, *Journal of Banking and Finance*, 27, (2003), 851–865.
- , “A note on common methods used to estimate foreign exchange exposure”, *Journal of International Financial Markets Institutions and Money*, 15 (2005), 125–140.
- Miller, K., J. Reuer, “Asymmetric corporate exposures to foreign exchange rate changes”, *Strategic Management Journal*, 19, (1998), 1183–1191.
- Muller, A., W. Verschoor, “Asymmetric foreign exchange risk exposure: Evidence from U.S. multinational firms”, *Journal of Empirical Finance*, 13, (2006), 495–518
- Nance, D., C. Smith, and C. Smithson, “On the determinants of corporate hedging,” *Journal of Finance*, 48, (1993), 391–405.