90年代 國內 金融機關의 換率危險 分析

- 株價의 換率彈力性을 中心으로 -

咸 駿 浩 (本院 研究委員)
劉 載 均 (本院 主任研究員)

* 본고의 집필에 많은 도움을 주신 KDI 및 한국금융연구원 세미나 참석자 여러분과 특히 바쁘신 중에도 유용하고 건설적인 논평을 해주신 본원의 조동철 박사, 이화여대의 김진호 교수, 본 연구에 사용된 주가자료를 제공하여 주신 증권경제연구원의 우영호 부원장께 깊이 감사드린다. 또한 원고정리에 도움을 준 이수경 주임연구조원에게도 사의를 표한다.

◇ 要　約 ◇

본 연구의 목적은 외환위기의 주요 파급경로 중 하나인 금융부문의 환율위험 노출현상을 90년대 우리나라의 실제 데이터를 통하여 실증분석함에 있다. 동 연구를 수행함에 있어 장부상 나타나는 회계적 환율위험 대신 간접적인 경제적 위험을 포함하는 포괄적 환율위험을 분석의 대상으로 정의하고, 시장에서 평가되는 금융기관의 기업가치가 환율변동에 얼마나 민감하게 노출되어 있는가를 동 위험의 측정수단으로 채택하였다. 또한 랜덤워크모형과 더불어 일종의 자본자산가격결정모형(CAPM)에 환율위험요인을 추가하여 모형을 구성함으로써 실증분석의 이론적 적합성을 제고하였다.

시장평균환율제도가 채택된 90년 3월부터 최근까지를 표본기간으로 한 실증분석 결과는 다음과 같이 요약가능하다. 첫째, 산업별로는 은행 및 보험산업이 비교적 환율위험에 노출되지 않았던 반면, 종금 및 증권산업은 환율위험에 상대적으로 크게 노출되어 있었으며, 동 노출의 방향은 원화가치의 절하가 금융기관의 시장가치에 부정적인 영향을 미치는 방향으로 노출되어 있었다. 둘째, 종금 및 증권산업의 경우 95년 이전보다는 이후의 시기에 환율위험에 대한 노출도가 유의하게 나타나 90년대 후반기에 가속화된 자본거래 자유화가 이들 금융기관의 환율위험 노출정도를 증가시켰을 가능성을 시사하고 있다. 셋째, 은행 및 종금부문을 대상으로 개별 금융기관 주가의 패널자료를 이용하여 실증분석한 결과, 은행산업 또한 90년대에 걸쳐 환율위험에 유의하게 노출되어 있었던 것으로 분석되었다. 그러나 은행부문보다는 종금부문이 노출도의 크기나 통계적 유의도면에서 환율위험에 더욱 노출된 것으로 분석되었다. 넷째, 개별 금융기관의 환율위험 노출도를 추정한 결과 은행부문은 약 19%(상장은행 26사 중 5개), 종금부문은 약 52%(상장종금사 29사 중 15개)가 환율위험에 유의하게 노출되고 있었으며 이들 은행의 절반 이상 그리고 종금사의 대부분이 원화절하가 금융기관 시장가치에 부정적인 영향을 미치는 방향으로 노출되어 있었던 것으로 분석되었다. 동 실증분석 결과는 97년말 급격한 원화가치의 하락이 이들 금융기관, 특히 종금부문의 재무건전성 악화에 치명적인 영향을 끼침으로써 금융위기를 더욱 촉발시키는 한 메커니즘으로 작용하였음을 시사하고 있다.

Ⅰ. 序　　論

1997년에 발생한 아시아 지역의 금융위기가 최근 예상보다 빠르게 회복국면에 들어서면서 동 위기의 본질과 원인에 대한 시각 또한 다양하게 변화하고 있다. 금융위기의 본질 및 파급과정을 설명함에 있어 최근 활발히 논의되고 있는 이론 중 하나는 금융위기를 일련의 情報의 非對稱性 심화과정으로 파악하는 견해이다. 예를 들어, Mishkin(1996, 1997)은 금융위기를 신용시장에 본질적으로 내재하는 정보의 비대칭성, 즉 逆選擇(adverse selection)과 道德的 解弛(moral hazard) 문제가 심각한 수준으로 악화됨으로써 시장 자율적인 신용배분기능이 저하되고 실물경제와 금융시장간 부정적 상호파급효과가 확대·재생산되는 현상으로 정의하고 있다.

이와 같이 정보 비대칭성의 동태적 변화과정을 중요시하는 최근의 금융위기이론에 있어 가장 중요한 금융위기의 파급경로는 금융기관 및 기업부문의 재무건전성 악화이다. 주지하다시피 금융부문의 자본건전성 악화는 자금중개기능을 저하시킴으로써 신용경색을 야기할 뿐만 아니라 금융기관 경영진의 도덕적 해이를 심화시켜 자산의 건전성을 더욱 악화시키는 악순환을 초래한다. 기업 또한 자기자본의 가치가 하락함으로써 상대적으로 위험한 투자를 실행하게 될 유인이 커지게 되며, 사전적으로 기업투자의 건전성을 파악하기 어려운 대출금융기관 및 채권자로서는 신용의 가격보다는 공여규모 자체를 통제하게 됨으로써 정상적인 신용배분경로가 마비되게 된다.

한국의 금융위기는 그 본질상 기업 수익성 및 재무구조의 악화가 금융부문에 轉移됨으로써 금융기관의 수익성 및 자본건전성이 저하되고, 금융기관간 정보 비대칭성의 심화에 따라 외국 채권은행의 대출채권 회수현상이 발생함으로써 촉발된 측면이 크다.[1] 본 연구는 이처럼 금융부문의 재무건전성 악화를 초래하였던 제반 금융구조적 취약성 가운데 금융기관의 환율위험을 주 분석대상으로 한다. 本稿가 금융기관의 환율위험에 분석의 초점을 두는 이유는 다음의 두 가지이다.

첫째, 지금까지 도덕적 해이에 의한 여신심사기능의 부재, 교역조건 악화에 따른 기업부문 수익성 하락 등 다양한 요인이 외환위기 이전 금융기관 자본건전성 악화의 배경으로 지적되어 왔으나, 금융기관의 환율위험 노출정도에 대한 실증분석은 필자들이 인식하는 바로는 거의 전무하였다. 이는 외환위기 이전 외국환은행부문의 환율위험 노출을 통제하는 금융감독기준, 즉 외국환포지션관리제도가 비교적 엄격하게 유지되어 왔음에 근거하는 듯하다. 따라서 한국의 외환위기에 대한 대부분의 연구는 금융기관의 신용위험과 유동성위험 두 부문에 집중되어 왔다. 본고는 이러한 여타 위험의 상대적 중요성을 부인하는 데 목적이 있기보다는 이제껏 미흡하게 다루어졌던 우리나라 금융부문의 환율위험을 실증분석하여 봄으로써 한국의 금융위기를 초래한 제반 구조적 취약성 가운데 한 측면을 조명하여 보고자 한다.

둘째, 본고는 97년말 원화가치가 대폭 하락한 이후 국내 외국환은행에 대한 외국 채권은행의 대출회수가 보다 본격화되었음에 주목한다. 이의 원인으로서는 IMF 지원요청 이후 새로이 드러나기 시작한 금융부실의 심각성, 기업부문의 차입금 의존도가 비정상적으로 높은 상황에서 긴축적 통화정책이 기업신용위험의

1) 辛仁錫(1999) 참조.

증대를 통하여 금융기관의 자본건전성에 추가적으로 미치게 될 부정적 효과 등 다양한 설명이 가능하다. 그러나 이와 같은 가설과 함께 또 하나의 중요한 파급 메커니즘은 통화가치 하락이 금융기관 재무구조에 미치는 직·간접적 영향이다. 즉, 통화가치의 하락은 환율위험에 노출되어 있는 금융기관의 재무구조에 직접적인 영향을 미치게 되며, 비록 금융기관이 환율위험에 직접적으로 노출되어 있지 않더라도 거래기업의 환율위험 노출에 의한 자산부실화 가능성 등 통화가치 하락의 간접적인 영향을 받게 된다. 본 연구는 외환위기를 전후한 우리나라 금융기관의 직·간접적 환율위험 노출정도를 은행·종금부문을 중심으로 추정하여 봄으로써 97년 말의 통화위기가 98년 초의 본격적인 금융위기로 파급되게 된 현상을 환율위험의 측면에서 접근하여 보고자 한다.

本稿의 구성은 다음과 같다. 먼저 Ⅱ장에서는 우리나라의 환율위험 감독제도, 부외거래 실태 등과 더불어 외환거래를 수행하는 금융기관이 직면할 수 있는 직·간접적 환율위험에 대하여 개괄적으로 살펴보고, 본고에서 실증분석의 대상으로 삼는 환율위험의 개념을 정의한다. 또한 동 환율위험의 정의 및 위험의 측정에 사용된 실증분석모형과 관련하여 기존 연구문헌을 간략히 살펴본다.

Ⅲ장에서는 환율위험의 추정에 사용된 구체적 분석모형과 함께 다양한 실증분석 결과를 제시한다. 첫째, 90년대 우리나라 금융부문의 환율위험 노출정도를 각 금융산업별로 추정 비교하고 자본자유화가 환율위험 노출정도에 미친 영향을 분석한다. 둘째, 우리나라의 외환위기 파급과정에서 상대적으로 중요한 파급영향을 미친 은행산업과 종금산업을 중심으로 패널자료를 이용하여 양대 산업의 환율위험 노출도를 보다 엄밀히 추정하고 동 분석결과를 제시한다. 셋째, 산업 전반적인 환율위험 추정결과를 보

완하기 위하여 은행 및 종금사의 환율위험을 개별 금융기관별로 추정하고 그 차이점을 분석한다. 넷째, 실증분석의 표본기간 의존성을 검증하고 추정결과의 객관성을 제고하는 차원에서 표본기간을 달리하여 개별 종금사의 환율위험을 추정하고 그 결과를 제시한다. 마지막으로 Ⅳ장에서는 Ⅲ장의 실증분석 결과를 요약정리하고 향후 연구방향 및 정책시사점을 논의한다.

Ⅱ. 外國換銀行의 換率危險

최근 세계 금융시장의 통합화가 진전되면서 금리위험, 증권가격위험 등 여타 시장위험과 함께 환율위험 관리의 중요성이 더욱 부각되고 있으며, 이에 따라 금융기관이 직면하는 환율위험을 여하히 체계적으로 관리할 것인가에 대한 국제적 논의가 BIS 등을 중심으로 활발히 이루어지고 있다.[2] 우리나라도 90년대에 걸쳐 진행된 자본시장 개방으로 금융기관의 대외거래가 증가하고 금융산업 개방이 진전되면서 금융기관 환율위험 관리의 중요성이 점차 증대되고 있다. 그러나 우리나라의 외국환은행부문이 환율위험에 얼마나 노출되어 왔으며 이에 대한 효율적인 관리방안은 무엇인지에 대한 실증적 논의는 상대적으로 미흡하였다.

환율의 변동이 외국환은행의 수익성 및 재무 건전성에 미치는 영향은 외국환은행의 외환거래 참여에 따른 직접적 환율위험과, 기업부문 재무구조 및 수익성의 변화 등 은행 경영환경의 변화

2) BIS Basle 위원회는 은행부문의 건전성 감독기준 중 하나인 위험가중자기자본 규제에 금리, 환율, 주가 등 시장위험에 대한 노출도가 반영되도록 하는 개정안을 1995년에 채택한 바 있다.

를 통한 간접적 환율위험으로 대별하여 볼 수 있다. 주지하다시피 금융감독을 통해 일정 수준의 환율위험 통제가 이루어지더라도 감독대상에 포함되지 않는 각종 부외거래가 활발히 이루어지는 경우 외국환은행은 직접적 환율위험에 노출될 수 있으며, 감독제도가 확충되어 다양한 파생금융상품거래를 포괄하는 환율위험 관리체제가 유지된다 하더라도 외국환은행은 기업부문을 통해 간접적 환율위험에 노출될 수 있다. 이하에서는 이러한 외국환은행의 직·간접적 환율위험에 대하여 개략적으로 논의한다.

1. 外國換銀行의 直·間接的 換率危險

우리나라 및 일본에서는 외국환포지션관리제도를 통하여 외국환은행의 직접적인 환율위험 노출수준을 통제하여 왔다. 외국환포지션은 각종 외국환업무를 운용하는 은행, 종금사, 개발기관 등 외국환은행의 외화표시자산과 부채의 차액으로 정의되며, 외국환은행이 장부상 환율위험에 노출된 정도를 나타내는 지표이다. 우리나라의 경우 외국환은행의 과도한 환율위험 노출을 방지하고, 외자 유출입이 국내 유동성에 미치는 영향을 조절하기 위한 목적으로 외국환포지션관리제도가 도입 운영되어 왔다. 외국환포지션 한도는 종래 외국환관리법 및 동 시행령, 규정에 따라 매 영업일 잔액을 기준으로 한국은행 총재가 관리하여 왔으며, 99년 4월 1일 새로 제정된 외국환거래법에서 외국환 감독업무가 금융감독원에 위탁됨에 따라 현재는 금융감독원장이 관리하고 있다.

99년 4월 이전의 외국환관리규정에 따르면 외국환포지션은 현물포지션, 선물포지션, 그리고 현물과 선물을 모두 포함하는 종합포지션으로 구분되며, 외국환포지션 한도는 당해 외국환은행의

자기자본을 기준으로 산정된다. 최근까지 종합 매입초과포지션 한도는 전월말 자기자본의 15%, 종합 매각초과포지션 한도는 전월말 자기자본의 10%, 현물 매각초과포지션 한도는 전월말 자기자본의 5% 또는 미화 8백만달러 중 큰 금액으로 설정되어 운용되어 왔다. 그러나 99년 4월 1일부터 시행된 외국환거래법에서는 동 관리제도를 종합포지션 한도로 일원화하여 건전성 감독체제에 포함시켜 운용토록 하고 있다. 이에 따라 금융감독원이 외국환거래 관련 각종 위험관리를 위한 예시기준을 설정하고 은행 및 종금사는 동 기준을 충족시키는 범위에서 자체관리 기준을 설정하여 위험수준을 관리한다. 외국환포지션 한도를 포함하여 국가별 위험, 거액신용위험, 파생금융상품거래위험, 시장위험 등 외국환거래에 따르는 각종 위험별 금융감독원의 예시기준은 〈표 1〉에 정리된 바와 같다. 동 예시기준에 따르면 외국환포지션 관리의 경우 각 외국통화별 종합매입초과포지션 합계액의 美달러 환산액과 종합매각초과포지션 합계액의 美달러 환산액 중 큰 금액을 전월말 현재 자기자본의 20% 이내에서 관리하도록 하고 있다.

주지하다시피 90년대에 들어 본격 추진되어 온 자본거래 자유화는 본점 및 해외지점을 통한 금융기관의 외환거래규모를 꾸준히 증대시켜 왔다. 최근까지 장부상 거래는 외환감독규정에 의해 비교적 엄격히 관리되어 왔으나 다양한 파생금융상품거래, 해외지점을 통하여 기업 현지법인에 제공한 다양한 형태의 지급보증 등 각종 부외거래는 당시 감독당국의 모니터링 범위를 벗어나 이루어졌을 가능성이 크다. 따라서 장부상 외국환포지션이 스퀘어포지션에 있다 하더라도 실질적인 은행의 외화표시 순현금 흐름은 환율변동위험에 노출되어 왔을 가능성이 있다. 〈표 1〉에 나타난 바와 같이 현재 외국환은행의 건전성 감독기준은 상당수준 강화된 것이 사실이나 이는 어디까지나 최근의 조치이며, 외환위

〈표 1〉 金融監督院의 外國換危險 種類別 危險管理 例示基準

구 분	내 용
국가별 위험	(1) 국가별 신용공여금액을 전월말 현재 자기자본의 10% 이내로 관리함. 다만, 신용등급이 투자등급 미만(신용등급이 없는 경우 포함)인 국가의 경우 5% 이내로 하고, 이들 국가 전체에 대해서는 30% 이내로 하며, 우리나라 및 신용등급이 우량한 국가에 대해서는 한도를 적용하지 아니함 (2) 국가별 신용공여는 외국소재 차주에 대한 신용공여로서 차주본인, 본사 또는 모기업의 국적이 외국으로 되어 있는 경우를 대상으로 함
거액신용 위험	(1) 거래처별 신용공여금액을 전월말 현재 자기자본의 10% 이내로 관리함. 다만, 신용등급이 투자등급 미만(신용등급이 없는 경우 포함)인 거래처에 대해서는 5% 이내로 관리 (2) 거래처라 함은 동일기업의 본지점과 그 해외지점 및 현지법인을 포함
파생금융 상품 거래위험	(1) 거래시점에서 위험회피거래(헤지거래)와 여타거래(트레이딩거래)로 구분하고 헤지거래에 대하여는 거래장표 등에 기초자산(통화, 금리, 주식, 기타) 거래의 내용을 기록하고 기초자산별로 구분관리 (2) 거래업무담당과 계리업무담당을 분리하여 상호견제체제 유지 (3) 트레이딩거래 전체에 대하여는 기초자산별 최대가격변동 위험치(통화 및 금리의 경우 10%, 주식·기타의 경우 20% 등)를 적용한 손실허용한도를 전월말 현재 자기자본의 일정비율 이내로 관리 (4) 트레이딩거래에 대하여는 취급점포별 및 딜러별로 거래한도 및 손실허용한도를 설정·관리 (5) 전월말 현재 자기자본의 5%를 초과하는 거액거래, 신용파생금융거래 및 비정형거래는 자체 위험관리기구의 결의를 거쳐 취급 (6) 기체결된 파생금융거래를 변경·취소 또는 종료하면서 기체결한 거래에서 발생한 손익을 새로운 파생금융거래의 가격에 반영하는 거래(historical-rate roll over)는 금지
시장위험	(1) 국내외 신용평가기관에서 투자등급미만으로 분류된 외화유가증권에 대한 투자합계액을 총외화유가증권 투자액의 30% 이내로 관리 (2) 시가평가대상 외화유가증권의 평가손실금이 투자원금의 20%를 초과할 경우에는 손절매를 실시
환율위험	(1) 각 외국통화별 종합매입초과포지션(가) 합계액의 미달러환산액과 종합매각초과포지션(나) 합계액의 미달러환산액 중 큰 금액을 전월말 현재 자기자본의 100분의 20 이내에서 관리 (가) 종합매입초과포지션: 현물 및 선물외화자산잔액의 합계액이 현물 및 선물외화부채잔액의 합계액을 초과하는 금액 (나) 종합매각초과포지션: 현물 및 선물외화부채잔액의 합계액이 현물 및 선물외화자산잔액의 합계액을 초과하는 금액 (2) 외국환포지션 한도산정시 적용되는 대미달러환율은 전년도 외국환포지션 한도산정시 적용환율과 전년도 평균기준환율을 평균한 환율로 하며, 기타 외국통화의 대미달러환율은 매 영업일 금융결제원이 고시하는 대미달러환율을 기준으로 함

자료 : 금융감독원, 「외국환업무 감독규정 시행세칙」, 1999. 4. 1.

기 이전에 부외거래에 대한 감독기준이 미비하였음은 물론 이에 대한 정보파악조차 제대로 이루어지지 못하고 있었음을 고려하면 우리나라 외국환은행의 환율위험에 대한 직접적인 노출정도가 감독기준의 엄격한 적용에 의하여 미미한 수준에 그쳤다는 주장은 성급한 결론일 가능성이 있다.

금융기관의 簿外去來 또는 각주거래(off-balance sheet transaction)란 거래의 특성상 대차대조표의 欄內(on-balance account)에 기재되기 어려운 거래를 총칭하는 개념으로서, 미확정 우발채무인 각종 지급보증, 외화대출약정(commitments), 파생금융상품(derivatives) 거래 등을 포함한다. 외환위기 이전 외국환은행의 부외거래 실태에 대하여 공식적으로 발표된 자료는 없으나 98년 1월 11개 은행 및 2개 종금사를 대상으로 실시된 금융감독당국의 예비 실태조사에 따르면 국내 외국환은행 본점 및 해외지점의 총자산 대비 부외거래비중은 96년말 29.2%, 97년말 42% 등 빠른 속도로 확대되고 있는 것으로 추정된다.[3] 은행부문의 경우 외화지급보증 규모가 상대적으로 큰 것으로 파악되고 있으나 이중 약 80% 정도는 무역관련 지급보증이며 파생금융상품 거래규모는 선진국에 비해서는 아직 크지 않은 규모이다. 또한 시중은행의 경우 파생금융상품거래의 대부분이 트레이딩거래보다는 장부상(on-balance) 자산의 금리 또는 환율변동위험을 통제하기 위한 헤지거래로 구성되어 있는 것으로 나타났다. 외화표시 지급보증의 경우에는 대부분이 금융기관 자회사보다는 기업부문에 대한 지급보증이며

3) 외환위기 이전에 한국은행은 '은행경영통계'를 통하여 일반은행의 각주거래규모를 매년 발표하여 왔으나 이는 기본적으로 보고된 자료만을 기초로 작성한 통계이며 보다 세세한 각주거래 실태는 본격적으로 조사되지 못하였다. 그러나 본 통계에만 의거하더라도 일반은행의 각주거래규모는 96년의 77조원에서 97년에는 122조원으로 증가한 바 있으며 이중 통화관련 파생금융상품 거래규모는 96년 21조원, 97년 46조원으로 매우 빠른 증가추세를 보였다.

크레디트디폴트스왑(credit default swap), 토털리턴스왑(total rate of return swap) 등 신용파생금융상품도 27억달러 가까이 취급되고 있는 것으로 나타났다.

파생금융상품거래는 대부분 외화표시 금융상품을 기초자산으로 하기 때문에 이로 인한 손익은 환율변동에 의해 영향받게 된다. 디폴트스왑 등의 신용파생상품 또한 외화표시 잠재우발 채무의 성격을 갖기 때문에 동 부채의 시장가치는 환율변동에 영향을 받는다. 따라서 각종 부외거래에 의한 환율위험도 적정수준에서 통제될 필요가 있다. 그러나 외환위기 이전에는 일부 선물환거래만이 종합포지션에 포함되어 관리되었을 뿐 감독당국에 의한 관련거래의 파악조차 제대로 이루어지지 못하였으며 부외거래에 대한 보고체계 및 관련 회계기준 또한 매우 미흡한 실정이었다.

이와 같은 직접적 환율위험 외에도 수출중심의 산업구조, 금융기관 여신 포트폴리오의 대기업 편중, 기업부문의 환율위험 노출 등 대외부문의 비중이 상대적으로 큰 우리나라의 경우, 환율변동이 기업부문의 수익성 및 재무건전성 변화를 통하여 금융기관의 재무건전성에 적지 않은 간접적 영향을 미치고 있을 가능성이 크다. 예를 들어, 외화자산과 외화부채규모가 상이하여 환율위험에 노출되어 있는 기업의 경우 환율의 변동은 환차손익을 통하여 기업 수익성에 영향을 미치며, 이는 외국환은행이 동 기업에 외화대출금, 매입외환, 무역신용 등의 형태로 제공한 각종 외화신용은 물론 원화대출금의 회수가능성에까지 영향을 미치게 된다.[4] 즉, 환율변동은 직접적으로 환율위험에 노출되지 않은 금융

4) 증권거래소에 따르면 97년말 국내 상장제조업체의 외화순부채는 총 54.7조원에 달하는 것으로 나타나 직접적 위험만 고려하더라도 국내 기업부문이 심각한 환율변동위험에 노출되어 있음을 알 수 있다.

기관의 자산에 대한 신용위험의 변화를 유발함으로써 금융기관의 수익성에 간접적 영향을 미칠 수 있다. 또한 전반적인 원화가치의 상승은 수출경쟁력의 약화를 통하여 금융기관 자산 포트폴리오의 수익성 저하를 야기할 수 있다. 이 경우에도 은행부문은 광의의 환율변동위험에 노출되어 있다 할 것이다.[5)]

2. 包括的 換率危險의 推定技法

상기한 바와 같이 외국환은행이 다양한 경로를 통하여 환율위험에 직·간접적으로 노출될 가능성이 있다면 동 노출정도는 어떻게 계량화할 수 있는가? 외국환은행부문의 환율위험 노출도를 추정하는 방법에는 기본적으로 은행 장부상의 회계정보를 이용하여 각 통화별 오픈포지션과 같은 좁은 의미의 직접적 노출도를 추정하는 방법과, 보다 넓은 의미에서의 환율위험 노출도, 즉 환율변동에 대한 금융기관 기업가치의 민감성을 추정하는 방식이 있을 수 있다.

본고에서는, 이미 논의한 바와 같이, 외국환은행의 직·간접적 환율위험 노출을 포괄적으로 고려하는 보다 넓은 의미에서의 환율위험 노출도 추정방식, 즉 두번째 접근법을 사용한다. 두번째 접근법에 의하면 환율변동은 금융기관의 주식가격에 다음의 두 경로를 통하여 영향을 준다. 첫째, 개별 금융기관 자산·부채포지션의 특성에 따른 주식가격 변동이다. 즉, 환율변동은 개별 금융기관의 자산·부채 특성에 따라 예상수익에 상이한 변화를 야

5) 환율위험은 전통적으로 환산(translation) 위험을 주요소로 하는 회계적 환위험과 거래(transaction) 또는 영업(operating) 위험을 주요소로 하는 경제적 환위험으로 구분하여 관리하는 것이 일반적이다. 본 논문에서 정의하는 포괄적 환위험이란 전통적 의미에서의 회계적 환위험은 물론 경제적 환위험을 포함하는 광의의 개념이다.

기하며, 이를 통하여 미래수익의 현재가치인 주식가격이 변화하게 된다. 둘째, 환율변동이 시장에서 체계적으로 價格化(pricing)되는 주요 위험요인의 하나일 경우 동 위험수준에 대한 시장균형 수익률(market equilibrium return)을 변화시킴으로써 개별 금융기관의 주가수익률에 영향을 주게 된다.

환율위험의 측정에 있어 기업 시장가치의 환율변동에 대한 민감도를 이용하는 시장접근법은 최근의 자산가격이론(asset pricing theory) 실증분석 문헌에서 다양하게 활용되고 있다. Adler and Dumas(1983)는 환율위험 노출도가 기업의 주식가치를 종속변수로 하는 회귀분석모형에서 환율변수의 계수로 측정될 수 있음을 제안한 바 있으며, Eun and Resnick(1988)은 실증분석을 통하여 환율위험이 시장가격에 반영되는 주요한 체계적 위험요인 중 하나임을 보였다. 또한 Jorion(1990)은 미국의 다국적기업들이 이러한 환율위험에 다양하게 노출되어 있으며 개별 노출정도와 해외매출규모간에는 유의한 양(+)의 상관관계가 존재함을 발견하였다. 반면 Bartov and Bodnar(1994)는 환율변동이 기업부문 주가의 시장초과 수익률에 즉각적으로 반영되지는 않지만 일정 시차를 두고 반영되고 있음을 검증하였다.

이러한 방법론은 일반 기업부문뿐만 아니라 은행부문의 환위험 노출도 추정에도 최근 다양하게 적용되기 시작하였다. Grammatikos et al.(1986)은 미국의 은행부문이 환율위험에 유의하게 노출되어 있고 따라서 환율변동이 은행주가수익률의 주요 결정요인임을 보인 바 있으며, Choi et al.(1992)은 48개 미국 대형은행의 자료를 이용하여 환율변동이 일반적 시장요인과 이자율 변동에 더하여 추가적으로 은행 주가수익률을 결정하는 요인임을 보였다. 또한 Chamberlain et al.(1997)은 미국과 일본 은행의 일별 주가 패널자료를 이용하여 1986~93년 기간중 미국의 경우 대형은행의 약

30% 정도가 환율위험에 통계적으로 유의하게 노출되어 있는 반면 일본의 경우 10% 정도만이 환율위험에 노출되어 있음을 보이고, 이러한 분석결과의 차이가 규제환경의 차이, 즉 일본의 상업은행에 대한 엄격한 외국환포지션 규제에 기인하고 있을 가능성이 큰 것으로 해석하였다.

이미 언급한 바와 같이 본고에서는 환율위험을 간접적 시장위험을 포함하는 포괄적 개념으로 정의하며 따라서 이후 실증분석에서는 이러한 包括的 換率危險에 대한 우리나라 외국환은행의 노출정도를 측정함에 있어 이상의 문헌에서 공통적으로 사용하고 있는 방법, 즉 시장에서의 주가수익률이 환율변동에 얼마나 민감하게 반응하는가를 추정하는 접근방식을 채택한다.

Ⅲ. 實證分析模型 및 分析結果

1. 分析期間 및 資料

본 연구에서는 회귀분석모형으로 Jorion(1990), Bartov and Bodnar(1994), Chamberlain et al.(1997) 등과 같이 전통적 資本資産價格決定模型(CAPM)에 환율변수가 추가된 일종의 수정된 시장가격결정모형을 이용한다. 동 모형의 추정에는 환율변화율 및 개별 외국환은행 또는 금융산업별 주가수익률 자료가 필요한데, 이를 계산하기 위하여 매월 최종영업일 종가기준 美달러화 대비 원화환율 및 종합주가지수, 금융산업별 주가지수, 그리고 26개 상장 은행 및 29개 상장 종금사의 개별 주식가격 자료를 이용하였다.[6), 7)] 분석기간은 우리나라의 환율제도가 복수통화바스켓제도

〈표 2〉 金融産業別 月間 株價上昇率 및 원/달러換率의 月間 切下率

(단위: %)

		90:3~99:4	90:3~94:12	95:1~99:4
종합주가지수 상승률	평 균	0.3763	0.5908	0.1370
	표준편차	10.3616	7.7081	12.7650
은행주가지수 상승률	평 균	-0.3396	-0.0128	-0.7041
	표준편차	12.8679	8.8032	16.3408
종금주가지수 상승률	평 균	-0.4950	0.9796	-2.1400
	표준편차	13.1254	10.9189	15.1564
보험주가지수 상승률	평 균	1.7891	1.4938	2.1185
	표준편차	15.2170	13.0247	17.4667
증권주가지수 상승률	평 균	1.6095	0.1549	3.2320
	표준편차	19.5852	10.6605	26.2240
원/달러환율 절하율	평 균	0.5537	0.2237	0.9219
	표준편차	3.9205	0.4424	5.6894

에서 시장평균환율제도로 이행된 90년 3월부터 최근까지로 설정하였다.

〈표 2〉는 90년 3월부터 99년 4월까지의 금융산업별 월간 주가상승률 및 원/달러환율 월간 절하율의 평균 및 표준편차를 보여준다.[8] 전체 표본기간중 주가상승률 측면에서 은행 및 종금산업

6) 포괄적 환율위험을 분석대상으로 하는 본 연구의 취지상 보다 적정한 환율로는 美달러화 대비 원화환율 외에 교역량을 가중치로 한 명목실효환율, 엔화 대비 원화환율 등을 생각해 볼 수 있다. 그러나 금융기관의 자산과 부채가 대부분 美달러화표시 자산 및 부채에 편중되어 있으며 여타 자산 및 부채도 통화스왑 등을 통하여 대부분 美달러화로 유지됨을 고려하여 본고에서는 美달러환율을 주분석대상으로 하였다. 참고로 서영경 · 김원익(1999)에 따르면 98년말 국내 금융기관의 美달러표시 대외자산 비중은 82.6%, 美달러표시 대외부채 비중은 88.7%에 달하였다.

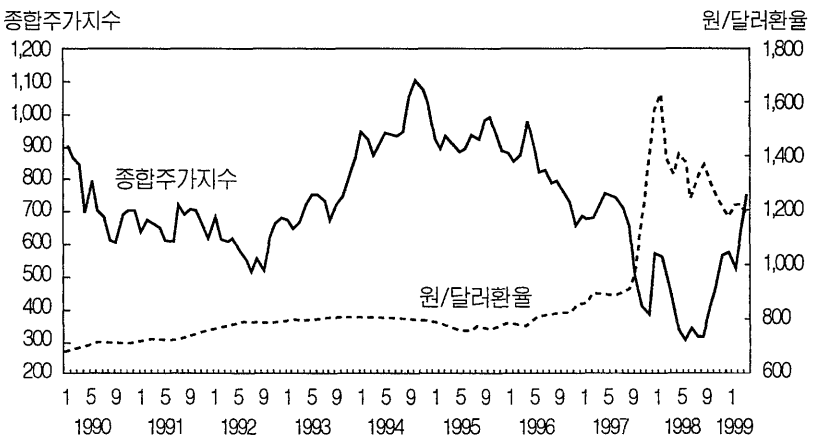
7) 본 연구에 사용된 주식가격 자료는 한국증권경제연구원의 상장주식가격 데이터베이스를 이용하였다.

8) 엄밀한 의미에서 배당을 포함한 주가수익률이 더 적정할 수 있으나 본고에서는 배당을 고려치 않은 주가상승률을 이용하여 기업가치의 환율 민감도를 추정한다.

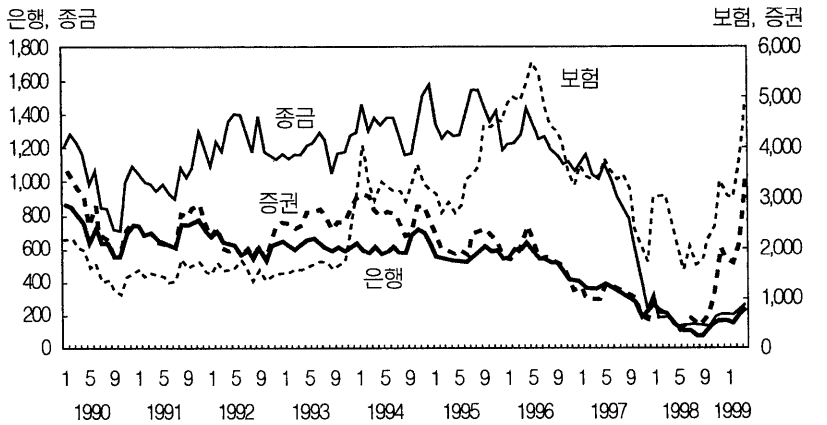
은 시장 포트폴리오에 비하여 평균 월간 주가상승률이 낮았으며 보험 및 증권산업의 평균 월간 주가상승률은 시장 포트폴리오의 월간 주가상승률을 상회하였다. 94년 12월에 외환제도개혁안이 발표되고 OECD 가입과 관련하여 자본자유화가 본격적으로 추진되기 시작한 95년 초를 기점으로 볼 때 은행 및 종금산업의 평균 월간 주가상승률은 전기간에 대비하여 더욱 하락한 반면 보험 및 증권산업의 평균 월간 주가상승률은 94년말 이후 증가하였음을 알 수 있다. 한편 원/달러환율 절하율 및 각 주가상승률의 표준편차는 95년 이후 예외없이 큰 폭으로 증가함으로써 94년말 이후 진전된 자본 및 금융자유화에 따라 자산가격의 시장변동성이 크게 증대되었음을 알 수 있다. [그림 1] 및 [그림 2]는 동 표본기간중의 원/달러환율과 종합주가지수 및 금융산업별 주가지수의 추이를 보여준다.

〈표 3〉은 시장 종합주가지수 및 금융산업별 주가지수의 월간 상승률과 월간 원/달러환율 절하율간의 교차상관관계를 보여주고 있다. 금융산업의 주가상승률은 서로 양(+)의 교차상관관계

[그림 1] 綜合株價指數와 원/달러換率 推移



[그림 2] 金融産業別 株價指數 推移



를 보이고 있으며, 각 주가상승률과 원화절하율은 음(−)의 교차상관관계를 보임으로써 원화가치 변동과 금융산업의 주가상승률 간에 유의한 관계가 존재할 가능성을 시사하고 있다.

〈표 3〉 月間 變化率間 交差相關關係 매트릭스

a. 1990. 3~1999. 4

	종합주가	은 행	종 금	보 험	증 권
은 행	0.6722				
종 금	0.6344	0.4224			
보 험	0.8394	0.5179	0.6212		
증 권	0.8243	0.6550	0.6218	0.7444	
원/달러	-0.1462	-0.1611	-0.3501	-0.1525	-0.2731

b. 1990. 3~1994. 12

	종합주가	은 행	종 금	보 험	증 권
은 행	0.8199				
종 금	0.6473	0.6643			
보 험	0.7634	0.5728	0.6999		
증 권	0.8814	0.8492	0.7057	0.7128	
원/달러	-0.2093	-0.1714	-0.0589	-0.1327	-0.1323

c. 1995. 1～1999. 4

	종합주가	은 행	증 금	보 험	증 권
은 행	0.6194				
종 금	0.6344	0.3229			
보 험	0.8850	0.5030	0.5855		
증 권	0.8284	0.6181	0.6414	0.7914	
원/달러	-0.1615	-0.1760	-0.4293	-0.1895	-0.3035

2. 金融產業別 換率危險 分析

本節에서는 금융산업별 주가지수를 이용하여 환율변동이 개별 금융산업에 미치는 영향을 분석하여 보기로 한다. 이를 위하여 다음과 같이 두 가지 형태의 시계열 회귀분석모형을 설정하였다.

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot SDEP_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot RMKT_t + \beta_2 \cdot SDEP_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

식 (1), (2)에서 R_t는 t-1월 말부터 t월 말까지의 개별 금융산업의 주가지수 상승률을 나타내며, $RMKT_t$는 동 기간중의 종합주가지수 상승률, $SDEP_t$는 동 기간중의 원/달러환율 절하율, ε_t는 조건부기대치가 零(0)인 순수 오차항을 나타낸다. 식 (1)에서와 같이 만약 시장에서 형성되는 주가 및 환율의 월별 시계열이 상수항을 포함한 랜덤워크 확률과정(random walk with drift stochastic process)을 따른다면 t-1시점에 있어서의 R_t에 대한 조건부기대치는 β_0가 되며 따라서 β_1은 예측치 못한 환율변동이 금융기관의 시장가치에 미치는 영향, 즉 환율위험에의 노출정도를 나타내게 된다. 만약 資本資産價格決定模型(CAPM)에서와 같이 시장에서 기대하는 개별 금융산업의 적정 주가수익률이 시장평균수익률에 선형적(linear)으로 비례한다면 개별 금융기관의 환율변동에 대한

노출정도는 식 (2)에서와 같이 시장초과수익률(excess return over market)의 환율변동 민감도로서 추정될 수 있다.

한편 식 (1)과 식 (2)에서의 원화 절하율의 계수는 각각 다른 의미에서의 금융산업의 환율위험에 대한 노출도로 해석이 가능하다. 즉, 식 (1)에서의 β_1은 거시적 의미에서 환율변동이 경제 전반적인 주가지수의 변화를 초래함으로써 특정 금융산업에 미치는 간접적 영향과 경제 전반적인 주가지수의 변화를 통한 효과에 더하여 특정 산업에 직접적으로 미치는 영향을 모두 포괄한다. 반면 식 (2)의 β_2는 환율변동이 경제 전반적인 주가지수의 변화를 통하여 미치는 영향을 제외하고 난 후의 특정 금융산업 주가에 대한 영향만을 나타내며, 따라서 식 (1)의 β_1이 보다 광의의 환율위험에의 노출정도를 나타내는 지표라 해석할 수 있다.[9] 그러나 본 논문에서 정의하는 포괄적 환율위험의 정의에 어떠한 모형이 더욱 부합되는지를 판단하기는 쉽지 않다. 이는 식 (1)에서의 β_1이 경제 전반적으로 모든 산업에 영향을 미치는 위험회피가 불가능한 위험까지도 모두 포괄하기 때문이며, 또한 식 (2)의 β_2 역시 기업부문의 환율위험 노출에 의한 특정 금융산업에의 간접적 영향을 포함하고 있기 때문이다. 다만, 위험회피가 가능한 환율변동위험에의 노출정도에 보다 관심이 있는 독자라면 식 (2)의 β_2가 더욱 적절한 환율위험에의 노출지표가 될 것이다.

이러한 해석상의 차이에도 불구하고 개별 금융산업에 미치는 직·간접적 환율변동위험이 효율적으로 헤지되어 있다면 식 (1)과 (2)에서 환율절하율의 계수는 零(0)으로 나타나게 된다. 따라서 환율변화의 대부분이 예측 불가능하다는 가정하에 우리나라

9) 동 논점을 지적하고 명료하게 분석하여 주신 본원의 조동철 박사께 감사드리며, 보다 자세한 논의는 같이 수록되어 있는 본고에 대한 논평을 참조하기 바란다.

의 금융부문이 환율위험에 노출되어 있는지 여부는 식 (1)과 (2)에서 환율절하율의 추정계수가 영(0)이라는 귀무가설을 검증함으로써 분석가능하며 귀무가설 기각시 환율절하율의 추정계수는 환율위험에의 노출도로 해석가능하다.

〈표 4〉는 우리나라 개별 금융산업의 월간 주가지수 상승률의 월별 시계열자료를 이용하여 식 (1), (2)를 추정한 결과를 요약하고 있다. 동 추정결과에 따르면 종금부문과 증권부문이 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 환율위험에 노출되어 있음을 알 수 있다. 은행부문은 랜덤워크모형에서만 10% 유의수준에서 환율위험에 노출된 것으로 나타났다. 한편 환율절하율의 계수는 모두 음(−)으로 나타나 원화절하가 주가상승률을 하락시키는 것으로 추정되었다. 이는, 첫째 개별 금융부문이 순대외부채 포지션

〈표 4〉 金融產業別 換率危險 露出度 推定結果 : 基本模型
(1990. 3～1999. 4)

모형 a : $R_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot SDEP_t + \varepsilon_t$

	은 행	종 금	보 험	증 권
β_1 추정치	-0.5288*	-1.1722***	-0.5920	-1.3643***
(t값)	(-1.6965)	(-3.8845)	(-1.6039)	(-2.9503)
$\bar{R}^2$ / D.W.	0.0169/1.7824	0.1145/2.3498	0.0142/1.9432	0.0660/1.5772

모형 b : $R_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot RMKT_t + \beta_2 \cdot SDEP_t + \varepsilon_t$

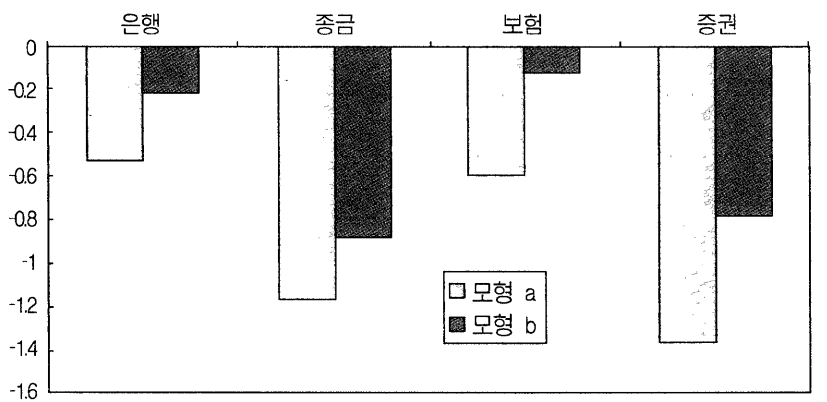
	은 행	종 금	보 험	증 권
β_1 추정치	0.8231***	0.7549***	1.2262***	1.5149***
(t값)	(9.1949)	(8.3772)	(15.7423)	(15.0539)
β_2 추정치	-0.2107	-0.8805***	-0.1182	-0.7789***
(t값)	(-0.8907)	(-3.6971)	(-0.5742)	(-2.9286)
$\bar{R}^2$ / D.W.	0.4457/2.3399	0.4602/2.3902	0.6999/2.0966	0.6976/1.9489

주 : * : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의
** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의
*** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의

을 취하고 있어 원화가치 하락에 의한 외화부채부담의 증가가 원화가치 하락에 의한 외화자산가치의 상승을 초과함으로써 개별 금융산업에 직접적으로 부정적 효과를 미치고 있거나, 둘째 원화가치 하락에 의한 기업부문의 수출경쟁력 향상보다는 기업부문 환차손이 증가하여 간접적으로 금융부문에 부정적 효과를 유발하는 것으로 해석가능하다. [그림 3]은 上記한 기본모형하에서 추정된 금융산업별 환율위험 노출도의 추정치를 비교한 것이다. 통계적 유의성 여부와는 관계없이 추정계수의 산업별 평균을 비교하는 것은 다소 무리가 있을 수 있으나 종금 및 증권부문의 환율위험 노출도가 통계적으로 유의하게 나타남은 물론 노출정도 또한 은행 및 보험부문에 비하여 상대적으로 크게 나타나고 있음을 알 수 있다.

한편 이미 지적한 바와 같이 1995년부터 자본거래 자유화가 가속화되었음을 고려하면 95년 초를 기점으로 우리나라 금융산업의 환율위험 노출도가 더욱 증가하였을 가능성이 있다. 이러한 가설은 식 (3), (4)와 같이 94년말 이후를 나타내는 더미변수와 환율절하율간의 교차관계 변수를 추가함으로써 검증가능하다. 식

[그림 3] 金融産業別 換率危險 露出度(基本模型 : 1990. 3～1999. 4)



(3), (4)에서 94년말 이후 환율위험에 대한 노출정도가 이전에 비하여 통계적으로 유의하게 다른지 여부는 식 (3)의 β_2와 식 (4)의 β_3가 零(0)이라는 귀무가설을 검증함으로써 추론하여 볼 수 있다. 여기서 95년 이전의 환위험 노출정도는 β_1(식 (4)에서는 β_2), 95년 1월부터 최근까지의 환율위험 노출정도는 $\beta_1+\beta_2$(식 (4)에서는 $\beta_2+\beta_3$)로 나타남에 유의할 필요가 있다.

$$R_t=\beta_0+\beta_1\cdot SDEP_t+\beta_2\cdot DUMMY_t\cdot SDEP_t+\varepsilon_t \quad (3)$$

$$R_t=\beta_0+\beta_1\cdot RMKT_t+\beta_2\cdot SDEP_t+\beta_3\cdot DUMMY_t\cdot SDEP_t+\varepsilon_t \quad (4)$$

$$(DUMMY_t=1,\ \text{if}\ t\geq 1995{:}1)$$

〈표 5〉는 회귀식 (3), (4)의 추정결과를 요약하고 있다. 동 추정결과에 따르면 95년초 이전과 이후간 환율위험 노출정도에 유의한 차이가 있다는 가설은 엄밀한 의미에서 지지되지 않는다. 다만, 95년 이전에는 모든 금융산업의 경우에 있어 환율위험 노출정도가 통계적으로 유의하지 않은 반면, F 검정결과에서 나타난 바와 같이 94년말 이후에는 종금 및 증권부문의 노출도가 유의하게 나타나고 있어 90년대 하반기에 우리나라의 금융부문이 종금과 증권부문을 중심으로 환율위험에 노출되기 시작하였음을 알 수 있다.

이상에서는 개별 금융산업을 하나의 단위로 하여 산업별로 환율위험 노출도를 추정하였다. 그러나 동 분석결과를 해석함에 있어 금융산업 전체의 평균주가지수를 이용한 분석은 다음과 같은 한계를 지님을 인식할 필요가 있다. 즉, 개별 금융산업내 각 금융기관은 순포지션이 매각초과인지 매입초과인지 여부에 따라 환율변동에 음(−) 또는 양(+)으로 노출되어 있을 수 있다. 이 경우 노출도의 분포여부에 따라 금융기관이 개별적으로는 모두 환율위험에 유의하게 노출되어 있다 하더라도 산업전체로는 환

〈표 5〉 金融產業別 換率危險 露出度 推定結果 : 期間더미 模型

모형 a : $R_t=\beta_0+\beta_1 \cdot SDEP_t+\beta_2 \cdot DUMMY_t \cdot SDEP_t+\varepsilon_t$
$DUMMY_t=1$, if $t \geq 1995:1$

	은 행	종 금	보 험	증 권
β_1 추정치	-2.9326	-0.2971	-4.0461	-4.9532
(t값)	(-0.8109)	(-0.0847)	(-0.9457)	(-0.9233)
β_2 추정치	2.4137	-0.8787	3.4683	3.6037
(t값)	(0.6672)	(-0.2505)	(0.8104)	(0.6715)
$\beta_1+\beta_2$ 추정치	-0.5189*	-1.1758***	-0.5778	-1.3495***
(F값)	(2.7509)	(15.0170)	(2.4369)	(8.4542)
($H_0:\beta_1+\beta_2=0$)				
$\overline{R^2}$ / $D.W.$	0.0119/1.7849	0.1067/2.3543	0.0111/1.9493	0.0612/1.5826

모형 b : $R_t=\beta_0+\beta_1 \cdot RMKT_t+\beta_2 \cdot SDEP_t+\beta_3 \cdot DUMMY_t \cdot SDEP_t+\varepsilon_t$
$DUMMY_t=1$, if $t \geq 1995:1$

	은 행	종 금	보 험	증 권
β_1 추정치	0.8229***	0.7642***	1.2261***	1.5170***
(t값)	(9.1089)	(8.4530)	(15.6000)	(14.9420)
β_2 추정치	-0.3040	2.1442	-0.1292	-0.1072
(t값)	(-0.1111)	(0.7829)	(-0.0543)	(-0.0349)
β_3 추정치	0.0935	-3.0335	0.0110	-0.6736
(t값)	(0.0342)	(-1.1086)	(0.0046)	(-0.2192)
$\beta_2+\beta_3$ 추정치	-0.2105	-0.8893***	-0.1402	-0.7808***
(F값)	(0.7830)	(13.9589)	(0.3261)	(8.5337)
($H_0:\beta_2+\beta_3=0$)				
$\overline{R^2}$ / $D.W.$	0.4405/2.3397	0.4614/2.4222	0.6971/2.0967	0.6949/1.9482

주 : * : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의
** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의
*** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의

율위험이 없는 것으로 나타날 가능성이 있다. 따라서 보다 엄밀한 의미에서 개별 금융기관의 주가자료를 이용하여 환율위험에의 노출정도를 분석하여 볼 필요성이 있다.

3. 패널資料를 利用한 銀行 및 綜金産業의 換率危險 分析

이미 지적한 바와 같이 시계열자료를 이용한 금융산업별 환율위험 분석은 개별은행의 환율위험이 서로 상쇄된 후 나타나는 산업전반의 환율위험만을 추정할 수 있다는 면에서 한계성을 지닌다. 이러한 한계를 극복하려면 다음 節에서 분석할 바와 같이 개별 금융기관의 환율위험을 추정할 필요가 있다. 그러나 이러한 각 금융기관별 환율위험 분석에 앞서 산업전체의 환율위험 추정에 있어서도 개별 금융기관 주가상승률의 패널자료를 이용하여 상기한 분석을 보완할 필요가 있다. 이는 각 금융산업내 개별 금융기관 주가의 가중평균인 산업별 주가지수를 이용하여 종속변수를 구성하는 경우 개별 금융기관의 주가 상승률을 모두 이용하는 경우에 비하여 상당량의 정보가 손실될 가능성이 있기 때문이다. 따라서 본 논문의 취지가 외환위기의 주요 파급과정으로서 우리나라 금융부문의 환율위험 노출문제를 실증분석함에 있음을 고려하여 본절에서는 외환위기 파급과정에서 상대적으로 주요한 위치를 점하고 있던 은행산업과 종금산업을 대상으로 패널자료를 이용하여 양대 산업의 환율위험 노출도를 재추정한다.

$$R_{i,t}=\beta_0+\beta_1 \cdot SDEP_t+\varepsilon_{i,t} \tag{5}$$

$$R_{i,t}=\beta_0+\beta_1 \cdot RMKT_t+\beta_2 \cdot SDEP_t+\varepsilon_{i,t} \tag{6}$$

本節에서 추정하는 패널분석모형은 식 (5) 및 (6)과 같이 표현가능하다. 26개 상장은행 및 29개 상장종금사의 패널자료를 이용하여 전체 표본기간, 95년초 이전 및 이후로 구분하여 회귀식 (5)와 (6)을 추정한 결과는 〈표 6〉에 정리되어 있다. 〈표 6〉에서 前節의 산업별 주가지수를 이용한 경우와 비교하여 볼 때 주목할 만한 결과는 전체 표본기간중 모형 (a), (b) 공히 은행산업의

〈표 6〉 銀行 및 綜金産業의 換率危險 露出度 分析(패널 分析)

모형 a : $R_{i,t}=\beta_0+\beta_1 \cdot SDEP_t+\varepsilon_{i,t}$

		90:3~99:4	90:3~94:12	95:1~99:4
은 행	β_1 추정치	-0.5296***	-3.2725***	-0.5156***
	(t값)	(-3.9929)	(-4.8367)	(-2.8719)
	$\overline{R^2}$ / D.W.	0.0061/1.8575	0.0188/2.4307	0.0058/1.8076
종 금	β_1 추정치	-0.6086***	-1.2488	-0.5429***
	(t값)	(-5.5521)	(-1.6130)	(-3.7485)
	$\overline{R^2}$ / D.W.	0.0104/1.9885	0.0011/2.2330	0.0093/1.9571

모형 b : $R_{i,t}=\beta_0+\beta_1 \cdot RMKT_t+\beta_2 \cdot SDEP_t+\varepsilon_{i,t}$

		90:3~99:4	90:3~94:12	95:1~99:4
은 행	β_1 추정치	0.7666***	0.9139***	0.7182***
	(t값)	(15.0780)	(30.8055)	(8.9589)
	β_2 추정치	-0.2677**	0.0038	-0.2864
	(t값)	(-2.0909)	(0.0073)	(-1.6276)
	$\overline{R^2}$ / D.W.	0.0911/2.0397	0.4582/2.1903	0.0650/2.0073
종 금	β_1 추정치	0.9397***	0.9528***	0.9312***
	(t값)	(23.2693)	(24.8604)	(14.5178)
	β_2 추정치	-0.3653***	2.1535***	-0.3353**
	(t값)	(-3.6150)	(3.2453)	(-2.4704)
	$\overline{R^2}$ / D.W.	0.1681/1.9400	0.2974/2.0100	0.1396/1.9664

주 : * : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의
** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의
*** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의

환율위험 노출도가 통계적으로 유의하게 나타나고 있다는 점이다. 은행산업의 추정계수는 앞의 시계열모형과 크게 차이가 나지 않으나 통계적 유의성이 다르게 나타나는 이유는 패널자료 이용시 자유도가 증가하여 통계적 검증력이 향상됨에 근거하는 것으로 판단된다. 따라서 우리나라의 은행산업 또한 90년대에 걸쳐 환율위험에 통계적으로 유의하게 노출되어 왔음을 알 수 있다. 다만, 모형 (b)에서 부분 표본기간에 대한 추정시 통계적 유의성

이 상실됨은 역시 자유도의 감소에 따른 검증력의 저하현상이 아닌가 판단된다.

종금산업의 경우에는 전절의 분석결과와 마찬가지로 전체 표본기간중 원화절하가 통계적으로 유의한 부(−)의 효과를 갖는 것으로 나타나고 있다. 다만, 모형 (b)에서 95년 이전의 기간중 원화절하가 종금산업의 평균적 시장가치에 양(+)의 효과를 갖는 것으로 나타나는 점은 특이할 만하다. 이에 대한 보다 엄밀한 해석은 95년을 전후하여 개별 종금사의 자산 및 부채구성, 소유·지배구조면에서의 기업과의 연계성 등이 어떻게 변화하였는지를 보다 체계적으로 분석하여야만 가능할 것이다.

4. 個別 銀行 및 綜金社의 換率危險 分析

본절에서는 90년대 전반에 걸쳐 우리나라 개별 은행 및 종금사들이 얼마나 환율위험에 노출되어 왔는지를 금융기관별로 분석하기 위하여 개별 금융기관의 주가자료를 이용하여 다음의 식 (7)과 같이 환율위험 노출도를 추정한다.

$$R_{i,t}=\beta_{0i}+\beta_{1i}\cdot RMKT_t+\beta_{2i}\cdot SDEP_t+\varepsilon_{i,t} \qquad (7)$$

여기에서 시장 전반적인 포괄적 환율변동위험을 포함하는 랜덤워크모형(모형 (a))보다는 개별 금융기관의 특수성(idiosyncratic)에 기인한 환율변동위험에 초점을 두는 일종의 資本資産價格決定模型(CAPM)인 모형 (b)에 분석의 초점을 두는 이유는 다음과 같다. 첫째, 앞의 분석에서 대부분의 경우 시장포트폴리오 수익률이 통계적으로 유의하게 나타나고 있어 모형 (b)가 보다 보수적인 분석모형으로 판단되며, 따라서 보수적 모형의 채택을 통하여 환율위험 노출도가 과대 추정될 가능성을 최소화하기 위함이

다. 둘째, 환율변동이 초래하는 경제 전반적인 영향을 제외함으로써 개별 금융기관의 자산운용 특성에 기인한 직·간접적 환율위험 노출정도와 이와 관련한 금융기관별 특성을 분석하여 보기 위함이다. 26개 상장은행에 대한 추정결과는 〈표 7〉에, 29개 상장종금사에 대한 추정결과는 〈표 8〉에 각각 정리되어 있다.

먼저 은행부문을 살펴보면 전체 표본기간을 대상으로 하는 경우 총 26개 상장은행 중 외환, 하나, 장기신용, 제주, 강원은행 등 5개 은행의 경우만 환율위험에 통계적으로 유의하게 노출되었던 것으로 나타났다. 추정계수에 의거하여 볼 때, 하나은행과 장기신용은행의 경우에는 원화절하가 양(+)의 효과를, 기타 3개 은행의 경우에는 음(−)의 효과를 가지는 것으로 분석되었으며, 은행전체적으로는 전절에서 분석된 바와 같이 원화절하가 음(−)의 효과를 갖는 것으로 추정되었다.

반면 95년 이전과 이후로 구분하여 은행의 환율위험 노출도를 분석한 결과 통계적으로 유의하게 환율위험에 노출된 은행은 외환, 하나, 장기신용 등 3개 은행으로 나타나며 3개 은행 모두 95년 이전에는 환율위험에 유의하게 노출되지 않았던 것으로 분석되었다. 부분 표본기간의 경우 전체기간에 비하여 환율위험에 유의하게 노출된 은행의 수가 감소하는 현상은 표본수의 감소에 따른 검증력의 저하에 기인하는 것이 아닌가 추측된다. 동 결과에 기초하여 볼 때 전절에서 논의한 은행산업의 환율위험 노출은 자본자유화가 가속화된 95년 이후에 일부 은행에 한정되어 발생한 현상인 것으로 판단된다.[10]

10) 은행부문의 환율위험 노출이 95년 1월부터의 부분 표본기간에서만 통계적으로 유의하게 나타나는 이유가 엄밀한 의미에서의 환율위험보다는 금융위기시 제3의 요인에 의한 원화가치의 전반적 하락과 은행부문의 건전성 하락이라는 동시적 현상에 기인하는 것이 아닌가 하는 지적이 있을 수 있다. 이하 종금사의 경우에서 보다 자세히 논의하겠지만 98년 6월에 결국 P&A방식으

〈표 7〉 個別 銀行의 換危險 露出度 分析

$R_{i,t} = \beta_{0i} + \beta_{1i} \cdot RMKT_t + \beta_{2i} \cdot SDEP_t + \varepsilon_{i,t}$

	90:3~99:4		90:3~94:12		95:1~99:4	
	β_{1i}	β_{2i}	β_{1i}	β_{2i}	β_{1i}	β_{2i}
5대시중은행						
조 흥	0.6294** (2.4690)	0.1584 (0.2352)	0.9263*** (6.7905)	-0.7347 (-0.3091)	0.5034 (1.1524)	0.0960 (0.0980)
한 일	0.6054*** (5.4665)	-0.2683 (-1.0011)	0.8747*** (7.5473)	-0.3810 (-0.1887)	0.4009** (2.1667)	-0.2040 (-0.5746)
상 업	0.6795*** (6.3218)	-0.1562 (-0.6005)	1.0191*** (8.4584)	0.2580 (0.1229)	0.4463** (2.5624)	-0.1125 (-0.3366)
제 일	0.6768 (1.4909)	-0.1869 (-0.1558)	1.0067*** (9.3031)	0.2311 (0.1226)	0.5458 (0.6892)	-0.3060 (-0.1722)
서 울	0.6455 (1.4616)	-0.4258 (-0.3648)	0.8895*** (6.8067)	0.1866 (0.0820)	0.5522 (0.7191)	-0.5526 (-0.3207)
평 균	0.6473	-0.1758	0.9433	-0.088	0.4897	-0.2158
기타시중은행						
외 환	0.7789*** (4.2018)	-0.8271** (-1.9886)	n.a.	n.a.	0.7789*** (4.2018)	-0.8271** (-1.9886)
국 민	1.0963*** (5.7059)	0.0910 (0.2106)	n.a.	n.a.	1.0430*** (6.6100)	0.1079 (0.3049)
주 택	1.1095*** (4.8838)	0.0147 (0.0291)	n.a.	n.a.	1.1095*** (4.8838)	0.0147 (0.0291)
신 한	0.8286*** (8.1206)	0.0960 (0.3560)	0.8827*** (6.6977)	-2.2495 (-0.9797)	0.7955*** (5.1210)	0.0985 (0.2826)
한 미	0.7781*** (5.7885)	0.0540 (0.1520)	0.6961*** (6.3537)	0.5709 (0.2991)	0.8166*** (3.6602)	0.0293 (0.0585)
하 나	0.8635*** (6.8381)	1.0832*** (3.2456)	0.8900*** (6.4467)	1.4634 (0.6084)	0.8551*** (4.2441)	1.0635** (2.3527)
보 람	0.8050*** (6.5277)	0.1966 (0.6198)	0.9460*** (4.8943)	3.1648 (0.9399)	0.7550*** (4.3436)	0.1651 (0.4426)
장기신용	0.8945*** (8.2218)	0.8560*** (3.0581)	1.0995*** (8.1909)	2.6375 (1.1278)	0.7967*** (4.7444)	0.8701** (2.4141)
동 화	0.2934 (1.0831)	0.2068 (0.3660)	n.a.	n.a.	0.2934 (1.0831)	0.2068 (0.3660)
대 동	0.3850 (1.2468)	-0.3234 (-0.5022)	n.a.	n.a.	0.3850 (1.2468)	-0.3234 (-0.5022)
동 남	0.2972 (0.8419)	0.2302 (0.3127)	n.a.	n.a.	0.2972 (0.8419)	0.2302 (0.3127)
평 균	0.7391	0.1525	0.9029	1.1174	0.7205	0.1487

〈표 7〉의 계속

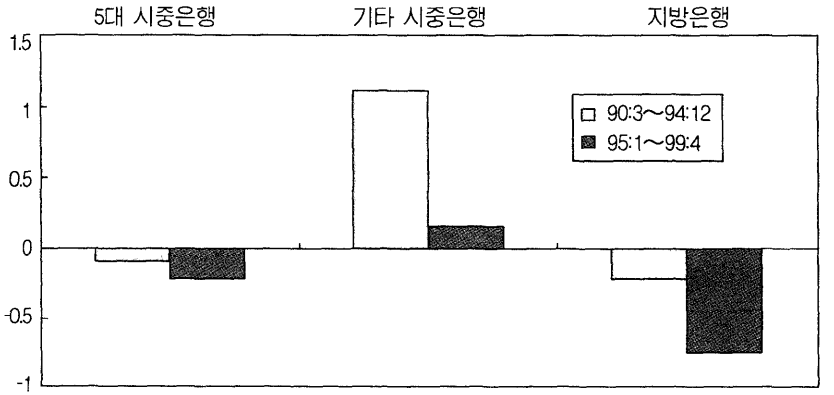
	90:3~99:4		90:3~94:12		95:1~99:4	
	β_{1i}	β_{2i}	β_{1i}	β_{2i}	β_{1i}	β_{2i}
지방은행						
대 구	0.8898*** (7.8306)	-0.3899 (-1.2982)	0.9345*** (8.7778)	-0.4512 (-0.2433)	0.8721*** (4.6909)	-0.4153 (-0.9958)
부 산	0.9509*** (5.1815)	-0.4541 (-0.9363)	0.9161*** (7.0765)	-0.5389 (-0.2389)	0.9677*** (3.1323)	-0.4940 (-0.7127)
충 청	0.5634*** (3.9209)	0.1712 (0.4645)	0.9385*** (8.2710)	0.4254 (0.2152)	0.3688 (1.5631)	0.2043 (0.4042)
광 주	0.9349*** (6.0443)	-0.2208 (-0.5400)	0.8587*** (6.8157)	-1.4366 (-0.6546)	0.9633*** (3.7495)	-0.2409 (-0.4180)
제 주	1.3562*** (3.8223)	-1.8820** (-2.0070)	0.8460*** (6.7308)	2.0547 (0.9383)	1.5912** (2.6008)	-1.9160 (-1.3957)
경 기	0.5799*** (3.9712)	-0.0829 (-0.2213)	0.9801*** (8.5388)	0.2286 (0.1143)	0.3751 (1.5612)	-0.0566 (-0.1100)
전 북	0.7709*** (6.5163)	-0.0366 (-0.1171)	0.9022*** (7.0921)	-0.6701 (-0.3024)	0.7148*** (3.7969)	-0.0735 (-0.1741)
강 원	0.8012** (2.3528)	-1.8637** (-2.0708)	0.8176*** (5.3205)	-0.6104 (-0.2280)	0.8030 (1.3644)	-1.9209 (-1.4548)
경 남	1.0493*** (6.1492)	-0.3428 (-0.7600)	0.8833*** (8.1073)	-0.0208 (-0.0110)	1.1228*** (3.8948)	-0.3702 (-0.5724)
충 북	1.0426** (2.1404)	-2.0685 (-1.6556)	0.8751*** (6.7480)	-1.1059 (-0.4895)	1.1586 (1.3219)	-2.1736 (-1.1600)
평 균	0.8939	-0.7070	0.8952	-0.2125	0.8937	-0.7457
전체평균	0.7810	-0.2450	0.9091	0.1511	0.7428	-0.2654
통계적으로 유의한 은행수	21	5	20	0	16	3

주 : 부분 표본기간중 비상장 은행이거나 상장 은행이더라도 표본수가 적어 자유도가 20 미만인 경우는 n.a.로 처리하였음.
* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의
** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의
*** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의

한편 [그림 4]에 나타난 바와 같이 통계적 유의성을 무시하고

로 정리된 5개 은행(동화, 대동, 동남, 충청, 경기)의 경우 모두가 환율위험에 유의하게 노출되지 않았음을 고려할 때, 본 분석에서 추정한 환율위험 노출도의 통계적 유의성이 단순히 제3의 요인이 고려되지 못함에 기인하는 가성적인 결과로 보기에는 무리가 있는 것으로 판단된다.

[그림 4] 銀行部門의 平均的 換率危險 露出度



평균적인 환위험 노출도만을 비교하여 볼 경우, 5대 시중은행과 지방은행의 경우에는 평균적으로 원화절하가 음(−)의 효과를, 기타 시중은행의 경우에는 양(+)의 효과를 미친 것으로 나타났다. 환율위험 노출도의 절대치를 비교하여 볼 때 95년 이전에는 기타 시중은행의 노출도가 상대적으로 컸으며, 95년 1월부터의 기간에는 지방은행의 환율위험 노출도가 상대적으로 크게 나타나고 있다. 또한 기간별로 보면 5대 시중은행과 지방은행의 환율위험 노출도는 95년초 이후 증가한 것으로 나타나지만 기타 시중은행의 경우에는 환율위험 노출도가 오히려 감소한 것으로 나타나고 있다. 따라서 전체 은행부문의 평균으로 볼 때 전반적인 환율위험 노출정도는 95년초 이후 증가한 것으로 나타나지만 그룹별로는 다소 상이성이 존재함을 알 수 있다. 결론적으로 은행부문의 경우 모든 은행이 90년대 하반기에 자본자유화의 영향으로 환율위험에의 노출정도가 증가하였다는 주장에는 다소 무리가 있는 것으로 판단된다.

은행부문에 대한 분석결과와는 달리 종금사의 경우에는 〈표 8〉에 정리된 바와 같이 전체 표본기간중 29개 종금사 가운데 상

〈표 8〉 個別 綜金社의 換危險 露出度 分析

$R_{i,t}=\beta_{0i}+\beta_{1i}\cdot RMKT_t+\beta_{2i}\cdot SDEP_t+\varepsilon_{i,t}$

	90:3～99:4		90:3～94:12		95:1～99:4	
	β_{1i}	β_{2i}	β_{1i}	β_{2i}	β_{1i}	β_{2i}
생존종금사						
동 양	0.7774*** (6.2916)	-0.6307* (-1.9314)	1.2053*** (6.4352)	3.4772 (1.0657)	0.6175*** (3.6129)	-0.7022** (-1.8313)
중 앙	1.7995*** (7.6067)	0.3568 (0.5707)	0.9886*** (5.3341)	0.7578 (0.2347)	2.1403*** (5.5413)	0.4363 (0.5035)
대 한	1.4604*** (5.8794)	-0.4084 (-0.6220)	0.8910*** (4.8441)	0.0208 (0.0065)	1.7005*** (4.1090)	-0.3558 (-0.3832)
금 호	1.5139*** (8.5221)	-0.5416 (-1.1535)	0.9890*** (5.4373)	5.5647* (1.7561)	1.7613*** (6.3394)	-0.5228 (-0.8386)
한 국	0.7865*** (6.2567)	-0.1908 (-0.6766)	n.a.	n.a.	0.7865*** (6.2567)	-0.1908 (-0.6766)
한 불	0.8176*** (6.3129)	-0.7550** (-2.5936)	n.a.	n.a.	0.8178*** (6.2100)	-0.7582** (-2.5659)
아세아	0.4956*** (2.8607)	-0.5849 (-1.5020)	n.a.	n.a.	0.5217*** (3.0429)	-0.5538 (-1.4397)
울 산	1.3875*** (7.6308)	-0.3653 (-0.7601)	0.9028*** (4.8805)	3.7030 (1.1490)	1.6094*** (5.6027)	-0.3512 (-0.5449)
경 수	1.3028*** (7.8222)	0.6290 (1.4289)	1.1333*** (5.5367)	4.3757 (1.2270)	1.3904*** (5.4140)	0.6295 (1.0925)
나 라	1.8754*** (8.4301)	0.1288 (0.2191)	0.8750*** (4.4846)	1.7996 (0.5294)	2.3020*** (6.5807)	0.2091 (0.2664)
영 남	1.7590*** (4.9608)	-0.0141 (-0.0179)	n.a.	n.a.	1.7590*** (4.9608)	-0.0141 (-0.0179)
엘 지	1.2105*** (7.0445)	0.7584* (1.6700)	1.0031*** (5.2668)	6.5849* (1.9845)	1.3213*** (4.9058)	0.7877 (1.3035)
평 균	1.2655	-0.1348	0.9985	3.2855	1.3940	-0.1155
폐쇄종금사						
한 솔	1.4855*** (5.7725)	0.3457 (0.5475)	0.8568*** (4.2599)	2.6648 (0.7605)	1.8514*** (3.9280)	0.3742 (0.4100)
현 대	0.9267*** (6.9974)	-0.6517* (-1.9185)	1.2651*** (5.1597)	2.7365 (0.6406)	0.7796*** (5.0399)	-0.6791** (-2.0536)
새 한	0.8821*** (4.7734)	0.0028 (0.0060)	1.2781*** (4.8031)	1.3162 (0.2839)	0.6674** (2.6792)	0.0872 (0.1637)
제 일	1.0320*** (6.1501)	0.5695 (1.4022)	0.7905*** (5.2135)	1.4059 (0.5322)	1.1251*** (3.7879)	0.6613 (1.1605)
한 외	0.7799*** (5.8910)	-0.6955** (-2.0417)	1.0980*** (5.7857)	2.8184 (0.8524)	0.6499*** (3.3507)	-0.7459* (-1.7919)

〈표 8〉의 계속

	90:3~99:4		90:3~94:12		95:1~99:4	
	β_{1i}	β_{2i}	β_{1i}	β_{2i}	β_{1i}	β_{2i}
폐쇄종금사						
대 구	1.8768*** (6.9466)	1.7189** (2.5930)	0.8904*** (5.1642)	0.4812 (0.16023)	2.4560*** (4.9489)	1.7399* (1.8104)
경 남	0.3411* (1.8986)	-2.2095*** (-4.8555)	0.7724*** (4.4084)	-0.9154 (-0.2999)	0.0087 (0.0272)	-2.0644*** (-3.2673)
한 길	0.7645*** (4.0920)	0.0318 (0.0664)	1.0118*** (5.7530)	4.2871 (1.3992)	0.6496** (2.1164)	0.0606 (0.0924)
삼 양	0.6487*** (3.6359)	-0.5941 (-1.3759)	0.8450*** (4.3926)	2.6843 (0.8010)	0.4750 (1.5878)	-0.4915 (-0.8565)
쌍 용	1.1481*** (6.0657)	-1.1460** (-2.3790)	0.7714*** (3.7859)	2.0006 (0.5636)	1.3913*** (4.2067)	-1.1649* (-1.7748)
항 도	0.3194* (1.6612)	-1.8296*** (-3.7565)	1.0161*** (4.5995)	0.8781 (0.2282)	-0.1778 (-0.5716)	-1.6618** (-2.6916)
청 솔	0.4510* (1.9827)	-2.3619*** (-4.0990)	0.7692*** (4.2274)	1.5611 (0.4924)	0.2424 (0.5624)	-2.3049** (-2.6949)
신 한	0.5753*** (3.1089)	-1.4766*** (-3.1501)	1.1281*** (5.0022)	2.4680 (0.6281)	0.2026 (0.6749)	-1.3732** (-2.3047)
한 화	1.0167*** (5.8697)	-1.5342*** (-3.4967)	0.8072*** (5.0624)	1.0602 (0.3817)	1.1950*** (3.7421)	-1.6189** (-2.5543)
삼 삼	0.3208* (1.7845)	-2.2812*** (-5.0097)	0.8852*** (4.7183)	0.2771 (0.0848)	-0.1118 (-0.3696)	-2.0916*** (-3.4832)
신세계	0.4321** (2.4086)	-2.0395*** (-4.4803)	0.7345*** (3.7356)	-0.6977 (-0.2037)	0.1502 (0.4921)	-1.8471*** (-3.0487)
고 려	0.3958** (2.2176)	-2.2236*** (-4.9190)	1.0621*** (6.2870)	4.5160 (1.5344)	-0.0639 (-0.2103)	-2.0716*** (-3.4345)
평 균	0.7880	-0.9629	0.9401	1.7378	0.6759	-0.8936
전체평균	0.9856	-0.6202	0.9588	2.2330	0.9730	-0.5717
통계적으로 유의한 종금사수	29	15	25	2	21	14

주 : 부분 표본기간중 비상장 종금사이거나 상장 종금사이더라도 표본수가 적어 자유도가 20 미만인 경우는 n.a.로 처리하였음.

* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의

** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의

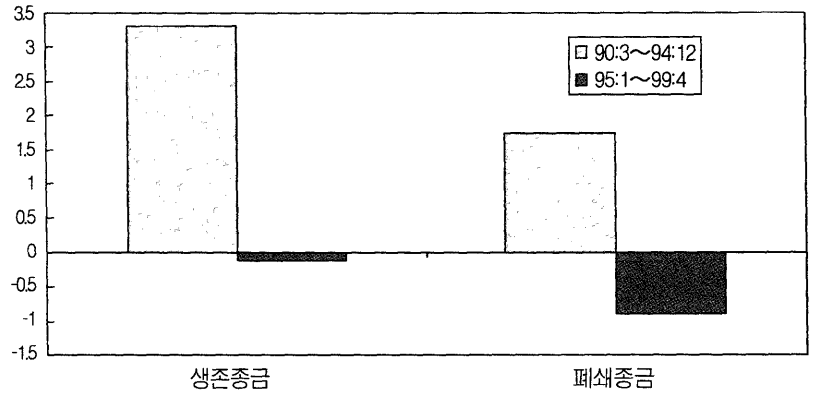
*** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의

당수(15개)의 종금사가 통계적으로 유의하게 환율위험에 노출되어 있었던 것으로 분석된다. 환율위험에 유의하게 노출되었던 종금사 중 동양, 한불, 엘지종금을 제외한 12개 종금사는 결국 금융위기 수습과정에서 폐쇄 또는 정리된 종금사로 나타났다. 또한 엘지종금과 대구종금을 제외하고는 모두 원화절하가 기업가치에 음(-)의 효과를 가지는 방향으로 환율위험에 노출되었던 것으로 분석되었다. 한편 94년말 이전과 이후로 구분하여 추정한 결과에 따르면 94년말 이전에는 2개 종금사만이, 이후에는 14개 종금사가 환율위험에 유의하게 노출되었던 것으로 분석되어 종금사의 환율위험 노출현상은 대부분 자본자유화 가속화 시기인 95년 1월부터의 기간에 발생한 현상임을 알 수 있다.

여기서 폐쇄종금사의 대부분이 90년대 후반기에 환율위험에 크게 노출되어 있었으며, 그것도 원화가치의 하락이 기업가치에 부정적인 효과를 미치는 방향으로 노출되어 있었음에 주목할 필요가 있다. 이는 이들 종금사가 외화 매각초과포지션(순외화부채) 상태에 있었거나 또는 원화절하에 부정적으로 영향받는 기업군을 대상으로 대거 금융자산을 운용하고 있었을 가능성을 지칭한다. 이는 외환위기 이전 이미 여타 다양한 요인에 의하여 부실화 가능성이 제기되고 있었던 이들 종금사들이 97년말 급격한 원화가치의 하락으로 재무건전성이 회복불능상태로 악화되었을 가능성을 시사하며, 따라서 종금부문의 환율위험 노출현상이 97년 말의 통화위기가 본격적인 금융위기로 파급되는 데 있어 중요한 메커니즘 중 하나로 작용하였다는 가설은 설득력이 있는 것으로 판단된다.

[그림 5]는 통계적 유의성 여부와 관계없이 종금부문의 평균적인 환율위험 노출도를 생존 및 폐쇄종금사 그리고 95년 이전과 이후로 구분하여 비교하고 있다. 95년 이전 원화가치 절하에

[그림 5] 綜金部門의 平均的 換率危險 露出度



평균적으로 양(+)의 영향을 받던 종금부문이 95년 1월부터의 기간에는 음(−)의 영향을 받는 방향으로 전환되었으며, 94년말 이후에는 폐쇄종금사의 환율위험 노출도가 생존종금사에 비하여 더욱 크게 나타남은 앞의 통계적 분석과 일관된 결론을 시사한다고 하겠다.

마지막으로 동 분석결과가 엄밀한 의미에서의 환율위험과는 관계없이 97년말 이후의 원화가치 하락현상과 금융부문의 전반적인 건전성 하락현상이 동시적으로 발생하였음에 기인하는 가성적(suprious) 결과인지를 다시 한번 검증하여 볼 필요성이 있다. 물론 모든 폐쇄종금사가 환율위험에 유의하게 노출된 것으로 나타나지는 않았으며, 오히려 외환위기 기간중 최종 폐쇄시까지 이들 종금사의 주가자료가 환율위험 측정에 있어 매우 유용한 정보일 수 있다는 점, 그리고 종금부문에 대한 시장 일반적인 체계적 위험이 반영되고 난 후의 초과수익률을 이용하여 동 분석이 이루어졌다는 측면에서 상기한 분석결과의 적합성은 충분히 확보된다고 판단된다. 그러나 은행부문에 비하여 절반 이상의 금융기관이 폐쇄된 종금부문의 경우 추정결과의 假性性 문제가 야기

될 소지가 없지 않으므로 이하에서는 앞서의 추정결과의 객관성을 제고하는 차원에서 표본기간을 달리하여 개별 종금사의 환율위험을 재추정한다.

주지하다시피 97년 12월 2일에 9개 종금사(청송, 경남, 경일, 고려, 삼삼, 신세계, 쌍용, 한솔, 항도)에 대하여 최초로 업무정지조치가 내려진 바 있으며, 이어 12월 10일에는 5개 종금사(대한, 나라, 신한, 중앙, 한화)가 추가적으로 업무정지조치되었다. 또한 이들 종금사와 더불어 추가적으로 3개 종금사가 98년중 결국 최종 인가취소되었다. 이들 부실종금사의 업무정지조치에 따른 주가하락이 야기할 수 있는 환율위험 추정치의 偏倚性을 제거하기 위하여 최초 업무정지조치가 내려지기 이전인 97년 11월까지를 분석기간으로 하여 개별 종금사의 환율위험 노출도를 재추정하였으며, 동 결과는 〈표 9〉에 정리되어 있다.

〈표 9〉에 따르면 90년 3월부터 97년 11월까지의 분석기간중 환율위험에 통계적으로 유의하게 노출된 종금사의 수는 총 14개사(생존 6개사, 폐쇄 8개사)로 나타났으며, 환율위험에 유의하게 노출된 모든 종금사가 외환위기 이전에 음(−)의 방향으로 노출되어 있었던 것으로 분석되었다. 동 분석결과는 외환위기가 본격적인 금융위기로 촉발되는 과정에서 종금사의 환율위험 노출이 유의한 하나의 메커니즘으로 작용하였다는 앞서의 분석결과를 지지하는 것으로 해석가능하다.

Ⅳ. 要約 및 結論

서론에서 이미 지적하였듯이 본 연구의 목적은 외환위기가 본격적인 금융위기로 촉발되는 주요 파급경로의 하나인 금융부문

〈표 9〉 個別 綜金社의 換危險 露出度 分析(業務停止措置 以前)

$R_{i,t}=\beta_{0i}+\beta_{1i}\cdot RMKT_t+\beta_{2i}\cdot SDEP_t+\varepsilon_{i,t}$

	90:3~97:11			90:3~97:11	
	β_{1i}	β_{2i}		β_{1i}	β_{2i}
생존종금사			폐쇄종금사		
동 양	0.8969*** (5.9432)	-1.3483*** (-2.7324)	한 솔	0.5458*** (3.2034)	-1.6494*** (-2.9602)
중 앙	0.8956*** (5.9088)	-1.1500** (-2.3202)	현 대	1.1458*** (6.2457)	-0.5623 (-0.9374)
대 한	0.8864*** (5.5332)	-1.3803*** (-2.6352)	새 한	1.2286*** (6.2151)	-0.2555 (-0.3953)
금 호	0.6421*** (3.5125)	-1.7047*** (-2.8519)	제 일	0.6859*** (5.4495)	-1.3139*** (-3.1924)
한 국	0.7721*** (3.3871)	0.2727 (0.5819)	한 외	0.9851*** (6.3328)	-0.7465 (-1.4675)
한 불	0.7682*** (3.4321)	-0.1098 (-0.2534)	대 구	0.8921*** (4.4561)	-0.3792 (-0.5793)
아세아	0.2135 (0.5479)	-1.0197 (-1.3520)	경 남	0.6736*** (4.0074)	-1.3751** (-2.5018)
울 산	0.7439*** (4.6796)	-1.0938** (-2.1042)	한 길	0.9630*** (6.5650)	-0.5054 (-1.0536)
경 수	0.9413*** (5.1457)	-0.7152 (-1.1955)	삼 양	0.7021*** (4.3055)	-0.3579 (-0.6712)
나 라	0.6548*** (4.0516)	-1.1182** (-2.1160)	쌍 용	0.5716*** (2.9537)	-1.6390** (-2.5901)
영 남	1.1367*** (2.8690)	-0.9428 (-1.2677)	항 도	0.8554*** (4.8060)	-0.0182 (-0.0312)
엘 지	0.8849*** (5.2214)	-0.8559 (-1.5445)	청 솔	1.0165*** (4.0868)	-1.0532 (-1.2948)
			신 한	0.9097*** (4.9857)	0.3077 (0.5158)
			한 화	0.7219*** (4.0624)	-1.5145** (-2.6063)
			삼 삼	0.7321*** (4.3962)	-1.3000** (-2.3873)
			신세계	0.6446*** (3.5280)	-1.2975** (-2.1716)
			고 려	0.8026*** (4.7924)	-1.2083** (-2.2063)
평 균	0.7864	-0.9305	평 균	0.8280	-0.8746
통계적으로 유의한 종금수	11	6	통계적으로 유의한 종금수	17	8
전체평균	β_{1i} : 0.8108		β_{2i} : -0.8977		

주 : * : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의
** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의
*** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의

의 환율위험 노출현상을 90년대 우리나라의 실제 자료를 통하여 실증분석함에 있다. 이를 위하여 本稿는, 첫째 외국환포지션한도 관리를 통하여 환율위험이 비교적 엄격히 감독되고 있었던 우리나라의 외국환은행들이 90년대를 통하여 과연 환율위험에 노출되어 있었는지 여부를 검증하고, 둘째 이들이 환율위험에 노출되어 있었다면 그 정도는 어떠하였는지를 금융권역별, 개별 금융기관별, 그리고 95년 이전과 본격적인 자본자유화 시기인 95년 1월부터의 기간으로 나누어 실증분석하였다.

동 연구를 수행함에 있어 장부상에 나타나는 직접적인 환율위험 대신 간접적인 경제적 위험까지를 포함하는 포괄적 환율위험을 분석의 대상으로 정의하고, 시장에서 평가되는 금융기관의 기업가치가 환율변동에 얼마나 민감하게 노출되어 있는가를 동 위험의 측정수단으로 채택하였다. 또한 전통적으로 널리 채택되고 있는 일종의 資本資産價格決定模型(CAPM)에 환율위험요인을 추가함으로써 동 위험요인이 시장위험에 더하여 추가적으로 價格化(pricing)되고 있는지 여부를 검증할 수 있도록 모형을 구성함으로써 실증분석의 이론적 적합성을 확보하였다.

환율제도가 市場平均換率制度로 전환된 90년 3월부터 최근까지를 표본기간으로 한 실증분석 결과는 다음과 같이 요약가능하다. 첫째, 산업별로는 은행 및 보험산업이 비교적 환율위험에 노출되지 않았던 반면, 종금 및 증권산업은 환율위험에 상대적으로 크게 노출되어 있었으며, 동 노출의 방향은 원화가치의 절하가 금융기관의 시장가치에 부정적인 영향을 미치는 방향으로 노출되어 있었다. 둘째, 종금 및 증권산업의 경우 95년 이전보다는 이후의 시기에 환율위험에 대한 노출도가 유의하게 나타나고 있어 90년대 후반기에 가속화된 자본거래 자유화가 이들 금융기관의 환율위험 노출정도를 증가시켰을 가능성을 시사하고 있다.

셋째, 우리나라 금융위기의 파급과정에서 주요한 파급경로 역할을 한 은행 및 종금부문을 대상으로 통계적 검증력을 높이기 위해 산업별 주가지수 대신 개별 금융기관 주가의 패널자료를 이용하여 실증분석한 결과, 은행부문 또한 90년대에 걸쳐 환율위험에 유의하게 노출되어 있었던 것으로 분석되었다. 그러나 은행부문보다는 종금부문이 노출도의 크기나 통계적 유의도면에서 환율위험에 더욱 노출된 것으로 나타나 은행부문의 경우 외화자산·부채가 종금사에 비하여 상대적으로 보수적으로 운용되었던 것으로 분석되었다. 이는 종금부문의 감독권한이 기본적으로는 재경부에 있었으나 감독업무가 실질적으로 은행감독원에 위임됨으로써 종금부문 금융감독의 책임소재가 불분명하였던 점에도 일부 기인하는 것으로 판단된다.

넷째, 90년대 전반에 걸친 개별 상장은행 및 상장종금사의 환율위험 노출도를 추정한 결과 은행부문은 약 19%(상장은행 26사 중 5개)가 환율위험에 통계적으로 유의하게 노출되어 있었으며, 종금부문은 약 52%(상장종금사 29사 중 15개)가 환율위험에 유의하게 노출되고 있었던 것으로 나타났다. 한편 환율위험에 노출된 은행의 절반 이상 그리고 종금사의 대부분이 원화절하가 금융기관 시장가치에 부정적인 영향을 미치는 방향으로 노출되어 있었던 것으로 분석되어, 97년말 급격한 원화가치의 하락이 이들 금융기관, 특히 종금부문의 재무건전성 악화에 치명적인 영향을 끼침으로써 금융위기를 더욱 촉발시키는 한 메커니즘으로 작용하였음을 알 수 있다. 마지막으로 90년대 후반 종금사의 환율위험 노출현상은 97년말~98년초 부실종금사의 정리에 기인한 가성적 현상이 아님을 보임으로써 분석결과의 객관성을 제고하였다.

지금까지 우리나라 금융기관의 환율위험에 대해서는 관련 연구가 매우 미흡하였던바 본고가 제시한 실증분석 결과 그 자체

로서 충분한 연구의 의의가 존재한다고 사료된다. 그러나 본 연구는 다음과 같은 점에서 다소 한계점을 지니고 있어 향후 보다 엄밀하고 보완적인 분석이 요구된다.

첫째, 본 실증분석모형에서 고려되지 못한 제3의 요인에 의하여 환율과 주가가 동시에 영향받는 경우 주식가격 변동에 대한 환율변동의 外生性이 저해되어 추정된 환율위험 민감도에 偏倚現象이 발생할 수 있다. 본고에서는 시장포트폴리오의 수익률을 설명변수에 포함시킴으로써 이러한 문제점을 극복하고자 하였다. 그러나 예컨대, 금융기관의 시장가치 변동에 있어 시장포트폴리오 수익률에 더하여 금리변동이 주요한 추가적 위험요인일 가능성이 있다. 외환위기 이전 우리 금융부문의 경우 자산·부채의 만기불일치 등으로 금리위험이 환율위험과 함께 금융기관 가치에 영향을 미치는 주요한 시장위험 중 하나였을 것으로 추측되며, 따라서 향후 연구에서는 금리위험에 대한 민감도를 독립적으로 또는 환율위험과 동시에 추정하여 볼 필요성이 있다. 이와 같은 우리나라 금융기관의 금리위험 노출에 대한 실증분석은 향후 별도의 연구로서 다룰 예정이다.

둘째, 본고에서는 기업부문의 환율위험 노출이 금융기관이 직면하는 신용위험으로 전이되는 간접적 환율위험 또한 중시하고 있는바, 이에 대한 보다 직접적인 실증분석이 요구된다. 즉, 본고의 실증분석모형은 기업부문에도 그대로 적용가능하며 따라서 우리나라 기업부문의 환율위험 및 금리위험 노출정도에 대한 실증분석 또한 산업별, 기업규모별로 보다 면밀히 이루어져야 할 필요성이 있다.

셋째, 본고에서는 주식시장이 매우 효율적이라는 가정하에 환율변동의 효과가 동 기간중 금융기관 주가에 대해 미치는 영향(contemporaneous effect)만을 분석하고 환율변화가 시차를 두고

금융기관 주가에 미치는 영향은 고려하지 아니하였다. 원화절하가 시차를 두고 금융기관 주가에 영향을 미친다면 환율위험 노출정도도 상이하게 나타날 가능성이 있는바, 이에 대한 분석 또한 보완될 필요성이 있을 것이다.

본 연구의 분석결과가 시사하듯이 향후 금융기관의 건전성 제고를 위해서는 면밀하고도 체계적인 환율위험의 관리가 매우 시급하고도 중요한 과제이다. 분석결과에 기초할 때 자유변동환율제도의 채택과 더불어 환율의 변동성이 크게 증대되고, 자본거래가 대폭 자유화된 현 시점에 있어 금융기관의 환율위험 관리는 단순히 장부상에 나타나는 외화자산·부채의 환율위험을 통제하는 데 그쳐서는 안되며, 환율의 변동이 기업부문을 통하여 금융기관의 자산건전성에 미치는 간접적 영향까지도 포괄적으로 관리되어야 할 것으로 보인다. 또한 각종 파생금융상품거래의 현금흐름이 내포하는 잠재적 환율위험까지도 관리될 수 있는 위험관리체계가 구축·운용되어야 할 것이다. 금융감독당국은 이처럼 환율위험이 개별 금융기관 차원에서 체계적으로 관리되고 있는지 여부를 면밀히 감독함으로써 환율위험에 크게 노출되었던 대부분의 종금사가 외환위기를 전후하여 결국 폐쇄·정리되었던 경험이 다시는 되풀이되지 않도록 건전성 감독을 강화하여야 할 것이다.

▷ 參 考 文 獻 ◁

서영경·김원익, 「유로貨 導入과 國際通貨秩序의 變化」, 『調査統計月報』, 韓國銀行, 1999. 6.

辛仁錫, 「韓國의 外換危機 : 發生메커니즘에 관한 一考」, 『KDI 政策硏究』, 1998. Ⅲ · Ⅳ, 韓國開發硏究院, 1999, pp. 3～55.

Adler, M. and B. Dumas, "International Portfolio Choice and Corporation Finance: A Synthesis," *Journal of Finance,* Vol. 38, 1983, pp. 925～984.

Bartov, E. and G. M. Bodnar, "Firm Valuation, Earnings Expectations, and the Exchange-Rate Exposure Effect," *Journal of Finance,* Vol. 44, 1994, pp. 1755～1785.

Chamberlain, S., J. S. Howe, and J. Popper, "The Exchange Rate Exposure of U.S. and Japanese Banking Institutions," *Journal of Banking and Finance,* Vol. 21, 1997, pp. 871～892.

Choi, J., E. Elyasiani, and K. Kopecky, "The Sensitivity of Bank Stock Returns to Market, Interest and Exchange Rate Risks," *Journal of Banking and Finance,* Vol. 16, 1992, pp. 983～1004.

Eun, C. S. and B. Resnick, "Exchange Rate Uncertainty, Forward Contracts, and International Portfolio Selection," *Journal of Finance,* Vol. 43, 1988, pp. 197～215.

Grammatikos, T., A. Saunders and I. Swary, "Returns and Risks of U. S. Bank Foreign Currency Activities," *Journal of Finance,* Vol. 41, 1986, pp. 671～682.

Jorion, P., "The Exchange Rate Exposures of U.S. Multinationals," *Journal of Business,* Vol. 63, 1990, pp. 331～345.

Mishkin, F. S., "Understanding Financial Crises: A Developing Country Perspective," in M. Bruno and B. Pleskovic(eds.), *Annual World Bank Conference on Development Economics,* World Bank, Washington D.C., 1996, pp. 29～62.

Mishkin, F. S., "The Causes and Propagation of Financial Instability: Lessons for Policymakers," in C. Hakkio(ed.), *Maintaining Financial Stability in a Global Economy,* Federal Reserve Bank of Kansas City, Kansas City, 1997, pp. 55～96.

論 評

金 鎭 浩

(이화여대 경영학과 교수)

이 논문은 환율변동이 금융산업 또는 개별 금융기업 주가에 미치는 영향분석을 통해 금융업의 환율위험 노출정도를 측정하고자 한 논문이다. 환율위험의 측정과 효율적 관리방안에 관한 미시적이고 이론적 연구는 다소나마 이루어진 반면에 국내 금융업의 실제 환율위험 측정에 관한 구체적인 계량적 연구가 많지 않다는 점과, 외환위기 이후 국내 금융산업의 위험관리에 관한 연구가 많이 이루어지는 가운데서도 막상 환율위험에 관한 연구는 적었다는 점에서 이 논문은 시의적절하고 이론적이며 실제적 기여를 하는 좋은 논문으로 사료된다.

최근 제2금융권에 일부 외환업무가 허용됨에 따라 증권, 보험사도 외환업무를 담당하게 되면서, 기존에 외국환은행으로 간주되어 온 은행, 개발기관, 종합금융사를 포함하여 거의 모든 금융기관이 사실상 환율위험에 노출되게 되었다. 이 논문은 은행, 증권, 종합금융사 등 다양한 금융기관의 환율위험 문제를 다룸으로써 금융산업간 비교를 가능하게 했다는 점에서 또다른 기여를 했다고 볼 수 있다.

다만, 몇 가지 점에서 저자들과 생각이 다른 부분이 있어 지적을 하고 함께 생각해 보는 기회를 갖고자 한다. 우선 이 논문은 환율변화가 국내 금융기관들의 주가변화에 미치는 영향 분석이 주요내용을 차지하는데, 이를 '환율위험 분석'이라는 큰 제목을 붙이기는 다소 무리가 아닐까 하는 생각을 한다. 환율위험 측정

은 여러 가지 방법으로 가능하다. 통상적으로 환위험을 크게 회계적 환위험과 경제적 환위험으로 나누고, 이를 세부적으로 다시 분류할 때 회계적 환위험을 환산적 환위험과 거래적 환위험으로 나누며, 경제적 환위험은 일부 거래적 환위험과 영업적 환위험으로 나누어 다룬다. 이 논문에서도 물론 이러한 분류기준을 각주에서 밝히고 있으나, 기존 연구들과의 연계선상에서 환율위험을 보다 종합적으로 다루면서 이 논문의 위치를 명확하게 하였더라면 보다 뛰어난 논문이 만들어지지 않았을까 하는 생각이 든다. 물론 저자들은 '주가의 환율탄력성을 중심으로' 라는 부제목을 붙임으로써 나름대로 독자들의 이해를 돕고자 했음을 알 수 있다.

구체적으로 논문을 살펴보면, p. 59에서 저자들은 "통화위기가 ....금융위기로 파급되게 된 현상을.... 환율위험의 측면에서 접근하여 보고자 한다"고 연구목적으로서 지적하였다. 물론 통화위기가 금융위기로 파급되는 주요 메커니즘 중 하나로서 금융기관의 환율위험 노출에 따른 재무건전성 악화를 지적할 수 있으나, 이를 연구목적에 포함시키기 위해서는 파급경로에 대한 개략적인 분석이 있어야 할 것이다. 이 논문은 환율위험의 계량분석 중심으로 구성되어 있어 연구목적 제시 부분과는 달리 파급경로를 다룸이 다소 부족했던 것이 아닌가 하는 아쉬움이 있다.

p. 72에서 변수 *SDEP*가 식에서는 단순히 원/달러 환율 절하율로 설명되면서도, 해석은 예측치 못한 환율변동으로 되어 있다. 그 이유로서 환율변화의 대부분이 예측 불가능하다고 보완하고 있으나 이는 설득력이 부족하다. 간단한 자기회귀모형(AR모형)을 사용해서라도 예측 안된 부분을 구별해 내거나, 아니면 해석을 달리하는 것이 옳다. 예측가능 여부와 상관없이 전체 환율변동이 환율위험을 구성한다고 볼 때, 이 부분은 논문의 결론에는 영향을 줄 것으로 보이지 않으나 독자들의 정확한 이해를 돕기

위해 언급을 해둔다.

p. 72 식의 계량분석에서 단위근 검정을 생략함으로써 계수 유의성에 대한 판단이 유보적이다. 기존의 연구들은 주가변화율이 I(0)와 I(1) 중 어느것을 따르는지에 대해 서로 상반된 주장을 하고 있다. 만일 국내 주가변화율이 I(1)인 경우 추정된 계수들은 해석상의 문제를 나타낼 수 있다. 한편 p. 78 이전 쪽들의 분석에서는 증권업에서 환율위험에 더 크게 노출된 것으로 파악되었다고 하면서, p. 78의 3절에서는 은행 및 종금사에 대해서만 상세한 분석을 하고 있는데, 이에 대한 보완 설명이 필요할 것이다.

마지막으로 지적하고 싶은 내용은 이 논문의 향후 발전방향과 관련한 것이다. 위험관리는 통상 ① 노출위험의 측정, ② 노출위험을 적정위험과 비교, ③ 노출위험을 적정수준으로 조정하는 3단계 절차를 밟는다. 이 논문은 이중 국내 금융업의 환율위험 노출 측정이라는 첫 작업을 한 셈이다. 그렇다면 이 논문이 향후 연구를 위해 기여하기 위해서는 이렇게 측정한 위험이 비교될 수 있는 적정위험(benchmark)에 대한 최소한의 언급과 연구방향 제시가 필요할 것이다.

이러한 모든 지적에도 불구하고 이 논문은 상당한 노력하에 쓰여졌음을 논문 여러 군데에서 발견할 수 있으며, 많은 시사점을 갖는 좋은 논문이다. 논문 심사평에는 개선점을 지적할 뿐 좋은 점에 대한 칭찬에는 인색하다는 점과 함께, 누구든 논평을 하기는 쉽지만 직접 논문을 쓰기는 어렵다는 점을 마지막으로 저자들에 대한 격려로 언급하면서 맺음한다.

曺 東 徹
(본원 연구위원)

이 논문은 90년대에 우리나라 금융기관들의 주식가격이 환율이 변화함에 따라 어떻게 영향받았는가를 분석하고 있다. 이 연구결과에 따르면 90년대에 우리나라 외국환 금융기관들은 환율위험에 유의하게 노출되어 온 것으로 나타났으며, 그 방향은 원화가치의 하락이 해당 금융기관의 가치를 저하시키는 방향으로 진행되어 왔다. 금융기관별로는 은행 및 보험이 상대적으로 환율위험에 작게 노출되어 있었던 반면 종금 및 증권회사들은 환율위험에 크게 노출되어 있었던 것으로 나타나고 있다. 특히 외환위기 이후 폐쇄된 종금사들의 경우 환율위험에 지극히 크게 노출되어 있었음을 보임으로써, 외환위기를 촉발, 증폭시켰던 것으로 지적되어 온 종금사들의 상당 부분이 환율위험 관리에 실패하였음을 간접적으로 시사하고 있다.

저자들이 지적한 바와 같이 이 연구는 국내에서 거의 전무한 상태에 있었던 환율위험에 대한 분석을 시도하였다는 점에서 큰 의의를 갖고 있다. 아울러 개별 종금사에 대한 체계적이고 설득력 있는 결과를 제시함으로써 외환위기과정에서 환율폭등이 위기를 심화시켜 온 구체적 경로에 대한 하나의 가능성을 제시하였다는 의의도 크다고 하겠다. 특히 논문에서 사용된 방법론이 간명하여 불필요한 논쟁의 여지를 많이 남겨두지 않고 있을 뿐 아니라, 이 논문에서 제시된 방법론은 쉽게 비금융기관의 환율위험에 대한 분석방법으로 응용될 수 있다는 장점도 보유하고 있다.

아울러 이 논문의 초고에 대하여 논평자가 제시한 제안들 대부분이 이미 최종본에 수용되었으므로, 본 논평에서는 다음과 같

은 점들만 언급하고자 한다. 우선, 금융기관의 대차대조표에 나타난 외국환 거래에 대한 정보의 분석이 이루어질 수 있었다면 이 논문의 설득력이 한층 더 강화될 수 있었을 것이라는 아쉬움이 남는다. 물론, 금융기관들의 외국환 거래에 대한 구체적인 자료가 가용하지 않다는 명백한 한계가 있는 상황에서 이 논문의 접근방식은 불가피하였으나, 향후 그와 같은 자료가 가용해진다면 보다 직접적인 대차대조표의 분석이 이루어질 필요는 있는 것으로 보인다.

둘째, 이 논문의 주요 분석기법으로 제시되고 있는 두 모형 — 식 (1)과 (2) — 의 관계설정 및 그 회귀분석의 결과에 대하여 보다 명료하고 일관된 해석이 이루어질 수 있을 것으로 보인다. 즉, 이 두 식을

$$R_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i} \cdot SDEP_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$R_{i,t} = \gamma_{0,i} + \gamma_{1,i} \cdot RMKT_t + \gamma_{2,i} \cdot SDEP_t + \eta_t \quad (2)$$

으로 다시 쓰고, $b_{1,i}$, $c_{1,i}$, $c_{2,i}$가 $\beta_{1,i}$ $\gamma_{1,i}$ $\gamma_{2,i}$의 OLS추정치를 각각 나타낸다고 하자. 여기에 $RMKT_t$을 $SDEP_t$에 회귀분석하여 얻은 추정치를 d라고 할 경우 $b_{1,i} = c_{2,i} + d \cdot c_{1,i}$ 관계식이 성립한다. 즉, $b_{1,i}$는 환율이라는 거시경제 변수의 변화가 i라는 특정 산업의 수익률에 미치는 '총효과'에 대한 추정치이며, 이는 환율변화가 주가지수라는 총량변수의 변화를 초래하여 산업 i에 영향을 미치는 간접효과($=d \cdot c_{1,i}$)와 직접 그 산업에 미치는 영향($=c_{2,i}$)으로 분해된다.

이와 같은 두 추정치의 관계를 감안할 때, 이 논문의 후반부에서 $c_{2,i}$에 대한 분석에 주력하고 있는 것이 서론에서 강조한 '포괄적 환율위험'에 해당하는 것인지는 정확하지 않다. 즉, 특정 금융기관(혹은 산업)의 자산이 직접 환율위험에 노출되어 있지

않더라도 그 기관과 관련된 기업이 환율위험에 노출되어 있을 경우, 해당 기관은 적어도 간접적인 경로를 통하여 환율위험에 노출되어 있는 것이며, 이와 같은 간접적인 환율위험을 포함한 '포괄적 환율위험'이 분석의 주요대상이었다면 $c_{2,i}$보다 $b_{1,i}$가 보다 적합한 추정치일 가능성도 완전히 배제하기는 어려울 듯하다.

아울러 이 두 추정치를 비교함으로써 더욱 풍부한 해석도 가능하다. 논평자가 〈표 4〉에 보고된 추정치를 통하여 간접적으로 계산한 바에 따르면 d는 대략 –0.4 내외일 것으로 보인다. 즉, 환율의 1% 상승은 평균적으로 주가지수를 0.4% 하락시키고, 주가하락이라는 간접경로를 통하여 은행주가는 대체로 0.3%(=–0.4%×0.8) 내외 하락하는 데 반하여 증권회사의 주가는 0.6%(=–0.4%×1.5) 가량 하락한다. 이처럼 증권회사는 총량변수의 변화에 따른 간접경로를 통한 환율위험에 보다 크게 노출되어 있을 뿐 아니라, idiosyncratic한 환율위험도 보다 큰 것으로 나타나고 있다. 반면, 종금의 경우 은행에 비하여 환율위험에 크게 노출되어 있었던 이유가 간접경로(혹은 '포괄적 환율위험') 대신 직접적인 경로(예를 들어 그 산업 자체의 외화자산 구성에 따른 위험)에 의하여 주로 '설명'될 수 있다.

셋째, 〈표 5〉의 결과에 있어 마지막 열의 추정치(즉, 95년 이후의 자료에 대한 환율 탄력성)가 〈표 4〉의 추정치와 거의 유사한 값을 보이고 있음은 전표본기간을 대상으로 한 〈표 4〉의 결과가 거의 전적으로 95년 이후(특히 97년)의 급격한 환율변동에 의하여 설명되고 있음을 시사하는 것으로 보인다. 이와 같은 관점에서 볼때, Dummy 변수의 추정치가 통계적으로 유의하지 않음은 다소 의외의 결과인 듯하며, 이는 주로 자유도의 부족에 따른 검정력의 약화에 기인하는 것이 아닌가 추측된다. 이와 같은 논평자의 심증은 〈표 6〉의 결과에서 종금사의 경우 95년 이전과 이

후가 거의 틀림없이 통계적으로 유의하게 다르다는 점에 의하여 더욱 강화된다. 아울러 앞에서 설명한 $b_{1,i} = c_{2,i} + d \cdot c_{1,i}$ 이라는 관계식을 상기할 때, 주가지수의 환율탄력성 d는 오히려 95년을 전후로 –3 내외에서 –1 내외로 감소하였음에도 불구하고, 종금사의 경우 idiosyncratic한 환율탄력성은 2 내외에서 –0.34 수준으로 크게 변화하였음을 보여주고 있다. 이는 95년 이후 발생한 종금사의 환율위험이 간접경로에 의한 효과보다는 해당 금융기관 자체의 요인에 기인한 측면이 크다는 점을 시사하는 것으로 보인다.

이와 같은 지적에도 불구하고 이 논문은 그 문제의식이 신선하고 접근방식에 대한 설명이 명확할 뿐 아니라 독자들에게 많은 정보를 제공하고 있는 수준 있는 작품이라고 하지 않을 수 없다.