

한국주식시장에서 환율위험노출과 환율위험 프리미엄 측정

유 일 성*

〈요 약〉

주식시장에서 환율위험프리미엄의 존재유무는 기업의 투자 및 자본조달, 외환헤징재무활동, 개인의 투자전략 등에 중요한 영향을 미치게 된다. 본연구에서는 차익거래모형을 이용하여 우리나라 주식시장에서 환율위험노출을 측정하고, 그 환율위험이 시장에서 보상되는 위험인가를 검증한다. 전체 표본기간은 1980년부터 1998년까지이며, 외환자유화와 자본시장 개방이 본격적으로 이루어진 1992년 이전과 이후를 하위기간으로 구분하여 분석하였다. 표본하위기간의 설정, 다각적인 환율위험요인 측정, 다양한 모형설정과 복수의 통계추정방법의 적용 등을 통하여 환율위험 프리미엄의 유무에 관련된 신뢰성있는 결론을 도출하고자 하였다.

1980년대 표본전기 하위기간에는 주식시장에서 통계적으로 유의한 환율위험노출을 확인하기 어려웠으나, 외환자유화와 자본시장개방이 본격화된 표본 후기 하위기간에는 뚜렷한 환율위험의 존재를 확인할 수 있었다. 후기 하위기간을 대상으로 시장위험과 실효환율위험만을 포함한 차익거래모형을 적용하였을 때에 통계적으로 유의한 환율위험 프리미엄이 확인되었다. 그러나 달러환율과 엔화환율위험을 별개의 환율위험으로 설정한 경우 각 환율위험에 개별적으로나 결합적으로 통계적으로 유의한 위험프리미엄을 발견하지 못하였다. 더구나, 실효환율위험에 추가하여 산업생산위험, 인플레이션위험, 기업부도위험 등의 기본적 경제요인 위험을 함께 통제변수로서 포함하여 차익거래모형을 적용하였을 때에도 환율위험 프리미엄은 존재하지 않았다.

I. 서 론

1997년 환란으로 인한 IMF구제금융을 지원받으면서, 기업의 환율위험 및 금리위험이 기업 고유의 활동성과를 어렵지 않게 역전시킬 수 있음을 많은 기업이 경험하였다. 최근 외환 선물환거래가 보다 활성화되고, 1999년 한국선물거래소가 설립되어 달러선물이 도입되었고, 중소기업을 위한 환율변동보험상품이 개발되는 등 기업의 해외활동에 따르는 환율위험에 효율적으로 헤징할 수 있는 제도와 장치를 확대해 나가고 있다.

* 부경대학교 경영대학 부교수

본 연구에서는 우리나라 기업이 환율위험에 노출되어 있는 정도가 어느 수준인가를 확인하고, 기업이 환율위험을 감소시키는 헤징활동을 하는 경우 우리나라 시장에서 이러한 기업의 노력을 얼마나 긍정적으로 평가하고 있는가를 확인하고자 한다. 다시 말해서 환율위험이 주식시장에서 보상이 되고 있는지, 또 보상이 된다면 환율위험프리미엄의 수준이 얼마나 되는지를 통계적으로 검정하고자 한다. 이러한 통계적 검정을 위하여 다요인모형과 차익거래 가격결정이론(APT)을 이용한다.

만일 환율위험을 시장에서 보상하고 있다면, 기업이 환율변동으로 인한 손실을 제거하고자 하는 헤징활동은 기업의 자본비용을 낮추고, 기업가치를 증가시킬 수 있는 가능성이 크다고 추론할 수 있다. 물론 MM이론의 논증에 입각하여 기업이 할 수 있는 모든 재무활동을 선물환시장과 주식시장에서 개인투자자도 할 수 있는 완전시장 조건하에서는 기업의 헤징활동이 기업가치의 증가로 연결되지는 못하겠으나, 거래비용이 없고 정보의 비대칭도 배제되는 완전시장 조건이 실제로 충족되기를 기대하기는 어렵다(Adler, 1983).

환율위험의 보상여부는 국가별 검정기간별로 아직 확정적인 결론이 내려지지 않은 상황이다. 1970년대 초부터 1980년 중반에 걸쳐 미국주식시장을 대상으로 환율위험이 평균적으로 보상받는가를 검정한 Jorion(1991)의 연구에서 환율위험은 일부 하위기간을 제외하고 일반적으로 개별적으로는 보상받지 못하는 위험으로 나타났다. 일본주식시장을 대상으로 환율위험에 평균적으로 가격이 부여되었는가를 연구한 Hamao(1988)의 경우에서도 환율위험은 분산가능위험으로서 보상받지 못한 것으로 검정되었다. 1980년대를 대상으로 미국, 독일, 일본, 영국 주식시장을 연구한 Prasad(1995)의 경우 미국에서는 환율위험이 보상받는데 다른 국가에서는 보상되지 않는 것으로 검정되었다. 국제금융시장에서 자본시장의 통합화와 환율위험의 존재를 결합적으로 검정한 Choi (1997)의 연구에서는 조사연구대상 국가 7개 - 캐나다, 프랑스, 독일, 이태리, 일본, 스위스, 영국 - 중에서 5개국-프랑스, 독일, 이태리, 스위스, 영국-에서 유의한 환율위험 프리미엄을 발견하였다.

우리나라의 경우 환율변동위험 프리미엄에 대한 연구가 시계열자료의 제약으로 그리 많지 않은데, 1983년부터 1996년 기간을 표본기간으로 연구한 권택호(1999)의 논문에서 전기간을 대상으로 할 때 환율위험에는 보상이 이루어지지 않는 것으로 검정결과가 제시되었다. 그러나 1990년부터 1996년까지의 하위기간을 분석대상으로 한 경우 유의한 환율위험 프리미엄을 발견하였다. 이 연구에서는 환율변수 측정치로서 달러실질환율을 이용하였으며, 단순히 달러 환율과 주식수익률간의 두 변수만을 분석대상으로 포함시

키는 데서 올 수 있는 모형설정오류를 충분히 고려하지 않았다.

본 연구에서는 그러한 모형설정오류를 완화하기 위해서 우선 교역가중치를 적용하여 산출한 명목실효환율(nominal effective exchange rate)을 환율변수로서 설정하였다. 그리고 기본적 경제위험변수들을 통제변수로 도입하여, 환율변동과 주식이격간에 형성될 수 있는 관계를 보다 신뢰성있게 검정하였다. 동시에 표본하위기간을 설정함에 있어서 무조건적으로 5년 혹은 10년을 기준으로 구분하지 아니하고, 외환자유화와 자본개방이 본격적으로 진행된 1992년 이후와 그 이전기간을 비교하여 주식시장에서 환율위험노출과 환율위험 프리미엄의 변화가 발생하였는지를 검토하였다.

이에 추가하여 모형의 추정을 일반적으로 이용되는 SUR(seemingly unrelated regressions)에 의한 추정방법에 그치지 아니하고 일반적률법(GMM, generalized method of moments)에 의한 추정을 병행함으로써 검정 결론의 신뢰성을 제고하고자 노력하였다. SUR추정에서는 조건부 주식수익률 분포 혹은 가격결정모형에서 주식수익률 오차항의 분포에서 자기상관은 허용하지 아니하고, 자산간 동시 상관(contemporaneous correlation)만 허용하게 되나 GMM추정에서는 오차항의 자기상관까지 허용하여 모형을 추정하게 된다.

본 연구에서는 Solnik(1974)에 의해서 제시된 국제자산가격결정이론(ICAPM, International Capital Asset Pricing Model)이 국내자본시장에서 어느 정도의 적용가능성이 있는가도 함께 고려하고자 한다. 세계화와 국제자본시장의 통합화 추세에 따라서 국제자산가격결정이론의 타당성에 대한 관심이 제고되어 왔으며, 이러한 자산가격을 설명하고자 하는 대부분의 이론이 세계시장포트폴리오와 이를 구성하는 국가들의 환율을 가격결정의 중요 변수로서 포함하고 있다(Stultz, 1981). 본 연구에서도 이러한 두 가지 중요 해외변수를 동시에 포함하여, 국내주식이격이 이들 해외변수에 반응하는 민감도의 수준과 이들 위험이 국내주식시장에서 보상받고 있는지를 확인하고자 한다. 다음 본론 2장에서는 본 연구의 검정목적에 사용되는 시계열 통계자료들의 특성을 간략히 정리한다. 제3장에서는 국내 주식포트폴리오들이 어느 정도로 환율위험에 노출되어 있는지를 검정한다. 우선 가장 단순한 모형으로서 주식수익률과 명목실효환율 두 변수만의 관계를 고려하여 검정하였고, 그 다음에는 명목실효환율 대신 우리 경제에 가장 큰 영향력을 미치는 통화인 달러와 엔화의 환율을 동시에 사용하여 국내주식포트폴리오가 이들 환율변동 각각에 얼마나 민감하게 반응하는가를 검토하였다. 이어서 환율 이외에 주식이격에 영향을 미칠 수 있는 기본적 거시경제위험요인들을 통제변수로 함께 고려하였을 때 명목실효환율위험에 대한 노출이 앞서의 추정결과와 차이가 있는지를 측정

한다. 마지막으로 세계시장포트폴리오를 분석에 포함함으로써 환율과 함께 해외경제위험요인이 국내주식시장에 미치는 영향력의 범위를 측정하고 ICAPM의 적용가능성을 진단한다. 제4장에서는 3장의 분석단계와 동일한 순서를 따라서 국내주식시장에서 환율위험 프리미엄이 존재하고 있는지 여부를 차익거래모형을 이용하여 검정하고 GMM추정을 통해서 검정결과의 신뢰도를 점검한다. 결론과 요약부분에서는 국내주식시장에서의 환율위험보상에 관하여 본 논문에서 재확인되거나 새로이 발견된 내용을 정리한다.

II. 시계열 자료의 설정과 특성

환율변동으로 인하여 기업의 실질적 가치 혹은 기업의 미래 현금흐름이 영향을 받을 수 있는 경로는 크게 두 가지가 있다. 우선 외화를 결제단위로 계약이 체결되고 이의 이행이 완결되지 않은 경우, 기존의 계약관계로 말미암아 환율변동이 기업의 채권 채무의 가치에 영향을 주고 미래의 현금흐름을 변화시키게 된다. 다른 하나는 환율변동이 기존의 계약과는 무관하게 앞으로 생산되는 제품가격 및 투입되는 요소비용을 변화시킴으로써 기업의 경쟁력과 기업의 미래 현금흐름에 영향을 주게 된다. 환율위험에 관련된 기업의 가치변동에서 전자를 기업의 계약위험노출(contractual exposure)이라고 하고 후자를 활동위험노출(operating exposure)이라고 부른다. 전자가 주로 중·단기적인 효과를 가지는 반면 후자는 보다 장기적인 효과를 수반하기 때문에, 외환선물이나 스왑 등을 포함하는 파생금융상품을 이용한 위험감소 노력은 계약위험노출에 제한되는 경우가 일반적이다. 활동위험노출의 경우 현재 해외활동을 하든 하지 않은 상관없이 모든 기업이 환율위험에 직간접적으로 노출되어 있으리라 생각할 수 있다.

1997년 IMF구제금융을 경험한 이후 환율위험의 심각성을 많은 기업이 인지하고 이러한 위험을 완화하기 위하여 선물시장이나 선물환시장을 적극적으로 활용하는 기업이 예전에 비하여 증가하였으며, 최근에는 중소기업을 대상으로 한 환위험보험상품까지 개발되어 있다. 만약에 환율위험이 금융시장에서 보상되는 위험이라면 기업의 헤지활동은 그 기업의 자본비용에 영향을 미치게 될 것이며, 그 기업의 헤지활동으로 인하여 그 기업의 가치가 변화하게 될 것이다. 따라서 환율위험이 시장에서 여하히 평가되는 가하는 문제는 기업의 자본조달 및 투자, 헤지활동에 관련된 재무의사결정에 밀접하게 연결되어 있다.

다음 제3장에서 기업의 환율위험 노출정도를 다양한 형태의 다요인모형(multi-factor model)을 이용하여 측정한다. 이에 사용되는 시계열자료의 설정 방법과 특성을 설

명하기 위해서 아래와 같이 가장 일반적 형태의 다요인모형을 가정한다.

$$R_{it} = \beta_{0,i} + \sum_{k=1}^{K} \beta_{k,i} F_{k,t} + u_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N. \quad (1)$$

R_{it} 는 t 기에 기업 i 의 주식수익률을 의미하며, $F_{k,t}$ 는 t 기의 경제위험요인의 값을 의미한다.

본 연구에서 설명하고자 하는 추가수익률(R_{it})은 국내 산업별 추가수익률과 기업규모별 추가수익률을 포함한다. 한국증권거래소에서 분류한 산업별 분류와 기업규모별 분류에 따라서 한국증권연구원에서 산출한 1980년 2월부터 1998년 12월까지의 월별 추가수익률을 회귀방정식의 종속변수로 사용하였다. 한국증권연구원 추가자료 데이터에서 수익률 월별자료는 1980년 2월부터 시작되기 때문에, 이에 맞추어 설명변수로 투입되는 모든 경제위험요인들의 시계열 자료도 1980년 2월부터 설정되었다.

기업규모별 분류의 경우 대기업, 중기업, 소기업 세 가지 분류를 모두 포함하였지만, 산업별 분류의 경우 모든 산업의 수익률을 모두 포함하지는 아니하고 해당산업분류에 포함된 개별기업주식의 수가 전체 표본기간동안 지속적으로 적어도 10개는 초과하는 산업을 선택하였다. 이는 그 산업에 포함된 주식의 수가 두세 개에 불과한 경우 표본기간동안 발생하는 생존기업 오차(survival bias)가 매우 크게 나타날 가능성을 배제하기 위한 것이다. 그 결과 14개의 주식포트폴리오가 구성되었으며 아래 <표 1>에 이들 주식수익률 분포의 기본적인 특징을 요약하였다.

전체 표본기간을 두 하위기간으로 나누어서, 전기는 1980년부터 1991년까지, 후기는 1992년부터 1998년까지로 구분하였는데, 이는 하위기간 설정을 5년단위 혹은 10년단위로 구분하는 관례를 따르지 않았다. 그 이유는 우리나라에서 외국환 관리법 등의 개정을 통하여 외국환거래가 열거주의(positive system)에서 포괄주의(negative system)로 전환되고 외국환거래와 자본자유화가 본격적으로 추진되는 1992년부터 시작하여 세계화를 국정목표로 제시한 김영삼 문민정부를 거치면서 주식시장 및 외환시장, 여타의 경제구조에 그 이전기간과는 이질적인 성격을 갖는 구조적 변화가 이루어졌으리라는 가정에서 출발하였다. 아래 <표 1>에서 하위기간간의 특징변화를 뚜렷하게 확인할 수 있는데, 전기와 비교한 후기의 모든 산업포트폴리오와 기업규모포트폴리오의 평균수익률이 저하되었으며, 반면에 예외없이 수익률의 표준편차는 증가하였음을 알 수 있다.

<표 1>을 포함하여 이후 본연구의 여러 통계표에서 통계배열의 편의를 위해 주식포트폴리오 수익률은 R_1, R_2, \dots, R_{14} 로 나타내고, 경제위험요인은 F_1, F_2, \dots, F_8 로써 표기한다. 본연구에서 이용되는 경제위험요인은 국내시장수익률(F_1), 명목실효환율 변동

율(F2), 달러환율 변동율(F3), 엔화환율 변동율(F4), 산업생산지수 변동율(F5), 미예측 인플레이션(F6), 어음부도율 변동율(F7), 세계시장수익률(F8) 등 모두 8개가 활용된다. 다음3장과 4장에서 이들 요인들이 여러 다른 방법으로 조합되어 특정 모형을 구성하고, 그로부터 추정된 환율위험의 노출 및 환율위험 프리미엄 검정결과가 얼마나 민감하게 모형설정에 의존하는가(robustness)를 검토한다.

<표 1> 표본기간별 주식 월별수익률 분포 요약

	1980~1998		1980~1991		1992~1998	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
R1	0.0125	0.0815	0.0131	0.0665	0.0114	0.103
R2	0.0088	0.0897	0.0131	0.0780	0.00169	0.107
R3	0.0105	0.0907	0.0164	0.0787	0.00062	0.108
R4	0.0111	0.0858	0.0141	0.0692	0.00608	0.109
R5	0.0121	0.101	0.0169	0.0773	0.00393	0.132
R6	0.0153	0.105	0.0171	0.0989	0.0122	0.115
R7	0.0144	0.0996	0.0185	0.0772	0.00739	0.129
R8	0.0067	0.108	0.0108	0.0915	-0.00022	0.132
R9	0.0076	0.101	0.0146	0.0921	-0.00434	0.114
R10	0.0129	0.101	0.0170	0.0789	0.00596	0.131
R11	0.0105	0.108	0.0197	0.0968	-0.00522	0.123
R12	0.0103	0.0866	0.0135	0.0693	0.00485	0.110
R13	0.0117	0.0901	0.0157	0.0720	0.00498	0.115
R14	0.0144	0.0855	0.0162	0.0686	0.0113	0.109

- R1 = 음식료품 산업 R2 = 섬유, 의복, 가죽제품 산업 R3 = 종이 및 종이제품 산업
- R4 = 화학, 석유, 석탄, 고무산업 R5 = 비금속광물 산업 R6 = 1차금속 산업
- R7 = 조립금속기계장비 산업 R8 = 종합건설업 R9 = 도매업
- R10 = 운수창고업 R11 = 금융업 R12 = 대규모기업
- R13 = 중규모기업 R14 = 소규모기업

우선 시장포트폴리오수익률(F1)은 한국증권거래소에서 편집하는 종합주가수익률로써 측정하며, 설정되는 모든 모형에 가장 중요한 공통요인으로 포함된다. 명목실효환율 변동율(F2)은 원화의 교역가중 환율을 계산하였다. 원화의 명목실효환율을 결정하는 통화바스켓은 1980년부터 1998년사이 본연구의 표본기간동안에 우리나라와 지속적으로 교역이 이루어지고 상대적 교역량이 큰 국가 중에서 시장에서 환율이 자유로이 결정되는 미달러, 일본 엔, 영국 파운드, 독일 마르크, 프랑스 프랑화로 구성하였다. 명목실효환율 변동율의 구체적인 계산방법은 연간 수출입 교역량을 가중치로 해서 5개 통화 환율변동의 기하평균을 다음과 같이 산출하였다. 월별실효환율변동율 = $\prod_{k=1}^{k=5}$ (k

국통화의 원화표시 환율 월별변동율)^k국의 해당년도 교역가중치 - 1.

단순산출평균에 입각하여 산출되는 실효환율에 비교해서 기하평균방식의 장점은 자국통화표시 환율이든 타국통화표시환율이든 동일한 실효환율 수치를 얻게 되며, 실효환율산출의 기준시점에 영향을 받지 않는 특징이 있다. 따라서 이러한 실효환율계산방식은 1976년 모건. 개런티. 트러스트 투자은행에서 채택된 이후 많은 선진국과 국제기구에서 이 방식을 응용하여 적용해 왔다.

환율을 효과적으로 예측할 수 있는 모형이나 신뢰성있는 환율예측 통계자료는 아직 존재하지 않으므로, 명목실효환율 변동율(F2), 달러환율 변동율(F3), 엔화환율변동율(F4) 모든 환율변동율은 변동부분 전체가 예측될 수 없는 부분이라고 가정한다 (Jorion, 91).

인플레이션 위험요인(F6)은 매기 실현되는 인플레이션 중에서 예상하지 못했던 인플레이션 부분만을 위험요인으로 간주한다. 주식 및 여타 금융자산의 현재가격은 이미 다음 기에 실현되리라 예측되는 인플레이션 부분은 반영되어 있다. 따라서 주식가격의 변동은 이미 가격에 반영되지 아니한 새로운 정보만이 영향력을 갖게 된다. 구체적으로 투자자들이 다음 기의 인플레이션을 예상하는 방법은 과거 3년전부터 오늘까지 물가상승시계열에 입각하여 ARMA(1,1) 모형을 적용하는 것으로 가정한다. 다시 말해서 투자자들은 3년간의 시계열 창을 이동시키면서 미래의 기대 인플레이션을 구하고, 이를 현재 자산가격의 결정에 반영하게 된다.

실질수익률위험을 측정하는 요인으로서 매월의 산업생산 변동율(F5)을 사용한다. 계절적 요소가 감안되어 공표되는 산업생산지수로부터 얻어지는 전월대비 산업생산 변동율은 그 자체로서 예측이 어려운 예측오차(innovation)의 성격을 가지고 있다.

부도위험요인의 변화를 측정할 수 있는 위험요소로서 어음부도율을 활용한다. 해외연구의 경우 부도위험을 측정하는 경제위험변수로서 일반적으로 장기국채 수익률과 장기기업채권수익률의 차이(spread)를 활용하게 되는데, 우리나라의 경우 장기채권시장의 깊이와 폭이 아직까지 다양하지 않은데다, 과거 대부분의 기업채권들이 은행보증채였던 관계로 과거 20년의 국채와 민간기업채권의 스프레드 시계열이 부도위험프리미엄의 변동을 측정하는데 적절하지 못하다고 판단한다. 이런 이유로 부도위험을 전월대비 당월 어음부도율의 변동율(F7)을 이용하여 직접적으로 측정하는 접근을 시도하였다. 이 변동을 역시 그 자체로서 예측이 어려운 오차의 성격을 지니고 있다.

이자율 부도위험뿐만 아니라 이자율 기간구조위험도 주식수익률에 영향을 미칠 수 있는 중요 위험요인이 될 수 있으며 적지 않은 해외연구가 이를 위험요인으로 포함하

고 있으나, 우리 채권시장의 미성숙과 관련한 시계열 자료의 제약으로 이자율 기간구조위험은 본 연구에서 감안하지 않는다.

마지막 위험요인으로 세계시장포트폴리오 수익률(F8)을 국내 개별주식수익률을 설명할 수 있는 위험요인으로 고려한다. Solnik(1974)과 Adler & Dumas (1983)의 국제자산 결정모형(International Capital Asset Pricing Model, ICAPM)에 따르면 세계적으로 통합된 자본시장에서 주가가격은 각 국가의 환율들과 세계시장포트폴리오 수익률만으로 써 설명될 수 있어야 한다. ICAPM 모델은 세계자본시장의 효율성과 통합화에 관련해서 적지 않게 실증적 검증에 이용되고 있는 모형이다(Dumas, 1995). 따라서 본 연구에서도 세계시장포트폴리오 수익률 변동을 여타 위험요인들과 함께 감안하여 환율변동의 주가변동 설명력과 환율위험 프리미엄 존재여부를 검토한다. 세계시장포트폴리오의 수익률의 대용수치로서는 모건스탠리에서 발간하는 여러 투자성과지수들 중에서 배당을 감안한 모건스탠리 세계시장지수 (MSCI World Index)를 활용한다.

명목실효환율을 포함한 여러 경제위험변수들의 표본기간별 분포특성과 상관관계를 <표 2>와 <표 3>에 요약하였다. <표 2>에서 보면 국내시장포트폴리오의 변동성은 세계시장포트폴리오에 비하여 모든 표본기간에 걸쳐 높은 수준이며, 국내시장의 변동성은 전기에 비하여 후기에 증가하였으나, 세계시장의 변동성은 그 반대로 후기에 감소하였다. 환율변동율, 산업생산지수변동율, 어음부도율 변동율의 변동성도 전기에 비하여 후기에 증가하였다.

표본전체기간 동안을 대상으로 경제위험변수들간의 상관관계를 요약한 <표 3>에서 살펴보면, 우선 명목실효환율과 달러환율 사이에는 0.840의 상관계수를, 달러환율과 엔화환율간에는 0.53정도의 상관관계를 보이고 있다. 국내시장포트폴리오 수익률과 세계시장포트폴리오 수익률간에도 0.28정도의 상관성을 보이고 있는데, 이는 표에 별도로 제시되지 않았지만 1980~1991의 전기 하위표본기간과 1992~1998의 후기 하위표본기간이 모두 비슷한 수준이어서 전기보다 후기에 국내경제의 세계화 추진과 국내주식시장의 개방화로 국내시장포트폴리오가 세계시장포트폴리오와 함께 움직이는 동조화 현상이 현저히 증가하였을 것으로 보는 추측을 뒷받침하지 못하고 있다. 국내시장수익률과 달러환율 혹은 국내시장수익률과 명목유효환율 간에는 음의 상관관계를 보이는데 반하여, 국내시장수익률과 엔화환율간에는 양의 상관관계를 보이고 있다. 이는 원화가 달러에 비해서는 강세가 되고 엔화에 비해서는 약세가 되는 상태, 즉 엔화가 달러에 강세를 보이는 상태가 국내경기에 상승여건을 조성한다는 일반적 인식과 어느 정도 일관성이 있다.

<표 2> 표본기간별 경제위험요인 분포특성 요약

	1980~1998		1980~1991		1992~1998	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
F1	0.0107	0.0838	0.0146	0.0686	0.00408	0.105
F2	0.00484	0.0302	0.00377	0.0174	0.00666	0.0443
F3	0.00360	0.0278	0.00194	0.00858	0.00644	0.0443
F4	0.00738	0.0423	0.00704	0.0350	0.00796	0.0528
F5	0.00974	0.0594	0.0112	0.0579	0.00729	0.0623
F6	-0.00037	0.0089	-0.00046	0.0102	-0.00021	0.00636
F7	0.0307	0.311	0.0187	0.232	0.0513	0.412
F8	0.0120	0.0417	0.0126	0.0451	0.0111	0.0353

<표 3> 표본전체기간(1980~1998) 경제위험요인 상관관계

	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8
F1	1.000							
F2	-0.0495	1.000						
F3	-0.141	0.840	1.000					
F4	0.0959	0.893	0.533	1.000				
F5	0.0160	-0.102	-0.0921	-0.0963	1.000			
F6	0.0547	0.174	0.145	0.177	-0.0111	1.000		
F7	-0.165	0.324	0.367	0.209	0.106	0.123	1.000	
F8	0.280	0.0690	-0.122	0.205	-0.106	0.0207	-0.00688	1.00

Ⅲ. 주식포트폴리오의 환율위험노출 추정

1. 이요인모형에 입각한 환율위험노출 추정

주식시장에서 환율위험 프리미엄을 추정하기 이전에 우선 우리는 국내 여러 주식들이 환율위험에 얼마나 노출되어 있는가를 통계적으로 검정한다. 주식포트폴리오의 환율위험노출정도를 아래의 이요인모형 (2)을 이용하여 추정하고자 한다.

$$R_{it} = \beta_{0i} + \beta_{M,i} R_{Mt} + \beta_{X,i} R_{X,t} + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, 14. \quad (2)$$

R_{it} 는 t 기에 기업 i 의 주식수익률을 의미하며, $R_{Mt}(=F1)$ 는 주식시장전체의 수익률, $R_{X,t}(=F2)$ 실효환율변동율을 의미하며, 실효환율변동율을 이용한 상기 이요인모형은 환율위험노출추정을 위해서 널리 활용되는 모형이다.

모형 (2)에서는 환율위험노출만이 측정될 수 있고, 환율위험프리미엄은 4장에서 APT와 결합된 별도의 모형을 이용하여 측정된다. 4장의 모형에서는 환율위험프리미엄과 환율위험노출을 동시에 추정할 수 있기 때문에 이곳 3장에서 모형 (2)를 추정하는 것이 중복된 작업을 하고 있는 것처럼 보일 수 있다. 그러나, 4장의 모형들에서는 정확한 환율위험프리미엄의 측정을 위하여 모든 환율위험요인들이 여타의 기본적인 경제위험요인들에 대해서 직교화된(orthogonalized) 수치로 모형에 투입되기 때문에 직교화되는 변수들의 경제적 해석이 영향을 받게 된다. 본 장에서는 위험요인 변수에 대한 경제적 해석을 용이하게 하기 위해서 직교화시키지 아니한 원래의 변수들으로써 모형을 추정하고, 다음 4장에서는 환율위험 프리미엄 검정에만 치중하고자 한다.

주가수익률이 명목실효환율 위험요인의 변동에 대하여 얼마나 민감하게 영향을 받는가를 알기 위해서 SUR 추정이 이요인모형 (2)에 적용되었다. 그 결과 14개 산업별 기업규모별 주식포트폴리오 수익률의 환율위험노출이 모두 동시에 추정되었으며, 그 결과가 아래 <표 4>에 제시되었다.

<표 4>에 제시되지는 않았지만, 주식수익률의 변동에 대한 이요인모형의 설명력은 상당히 높은 편이어서, 회귀추정식의 R^2 가 주식포트폴리오별로 낮게는 40%에서 높게는 90%를 초과하는 수준이다. 역시 표에는 기재되지 않았지만 모든 산업별 및 기업규모별 주식포트폴리오가 국내시장포트폴리오의 변동에 양의 방향으로 유의적으로 반응하고 있다.

<표 4>에서 전체표본기간 동안에 명목실효환율의 움직임에 대한 주식수익률의 반응을 살펴볼 때, 총 14개 주식포트폴리오 중 그 대부분인 11개 포트폴리오가 통계적으로 유의적인 반응을 보이고 있다. 환율위험요인에 반응하는 방향은 조립금속기계장비산업과 대규모기업 등 2개 포트폴리오를 제외한 나머지 9개 포트폴리오가 모두 음의 방향을 가지고 있으므로, 예측되지 못한 원화의 가치 하락이 해당 주식포트폴리오의 수익률을 하락시키는 경향이 있는 것으로 나타났다. 원화의 가치하락이 주식수익률을 하락시키는 산업의 경우 수입원자재의 투입이 크고 수출시장보다 내수시장이 상대적으로 중요한 비중을 가지고 있는 산업이라고 볼 수 있는데, 이와 관련된 보다 면밀한 분석은 후속 연구로 미루고자 한다.

하위기간별로 나누어 살펴보면, 1980~1991년 전기의 하위기간 동안 유의한 환율위험베타를 가진 포트폴리오가 전혀 없었다. 이 기간동안 '모든 포트폴리오의 환율위험노출이 없다'라는 귀무가설과 '모든 포트폴리오의 환율위험노출이 동일한 수준이다.'라는 귀무가설도 <표 4>의 왈드검정에서 알 수 있듯이 기각되지 않았다. 1992~1998년 후

기 하위기간동안에는 11개의 포트폴리오가 통계적으로 유의한 환율위험노출을 보인 것으로 나타났는데, 역시 대부분이 음의 방향으로 반응하고 있다. 후기 하위기간에는 '모든 포트폴리오의 환율위험노출이 없다'라는 귀무가설과 '모든 포트폴리오의 환율위험노출이 동일한 수준이다'라는 귀무가설이 둘 다 당연히 기각된다. 이 두 귀무가설이 기각되어야 다음 4장의 과제인 환율위험프리미엄 추정이 통계적으로나 경제적으로 의미가 있다고 볼 수 있다.

<표 4> 이요인모형 $R_{it} = \beta_{0i} + \beta_{Mj} R_{Mt} + \beta_{Xij} R_{Xjt} + u_{it}$ 에서 β_{Xij} 추정결과

	1980~1998		1980~1991		1992~1998	
	추정치	P값	추정치	P값	추정치	P값
$\beta_{X,1}$	-0.138	0.270	0.218	0.376	-0.230	0.150
$\beta_{X,2}$	-0.324*	0.0120	0.184	0.489	-0.457*	0.00338
$\beta_{X,3}$	-0.415*	0.00184	-0.184	0.529	-0.465*	0.00165
$\beta_{X,4}$	-0.164*	0.0480	-0.170	0.355	-0.156	0.0784
$\beta_{X,5}$	-0.450*	0.00041	-0.0180	0.945	-0.545*	0.00022
$\beta_{X,6}$	0.0544	0.696	-0.146	0.660	0.0987	0.450
$\beta_{X,7}$	0.273*	0.0228	-0.103	0.699	0.394*	0.00054
$\beta_{X,8}$	-0.877*	0.0000	-0.274	0.376	-1.040*	0.0000
$\beta_{X,9}$	-0.295*	0.0183	-0.274	0.366	-0.294*	0.00774
$\beta_{X,10}$	-0.399*	0.00016	-0.207	0.328	-0.442*	0.00084
$\beta_{X,11}$	-0.264	0.0733	0.235	0.418	-0.394*	0.0322
$\beta_{X,12}$	0.139*	0.00353	-0.0222	0.849	0.186*	0.0000
$\beta_{X,13}$	-0.437*	0.0004	-0.0274	0.916	-0.531*	0.00014
$\beta_{X,14}$	-0.248*	0.0475	0.0700	0.777	-0.326*	0.0397
귀무가설 ' $\beta_{x,i} = 0, \forall i$ '와 ' $\beta_{x,i} = \beta_{x,j}, \forall i,j$ '의 Wald (x^2) 검정결과						
	1980~1998		1980~1991		1992~1998	
모든 $\beta = 0$	81.939*(0.0000)		8.633(0.854)		126.239*(0.0000)	
모든 β 동일	81.876*(0.0000)		8.626(0.801)		88.026*(0.0000)	

주) 5% 수준에서 유의적임. ()안의 수치는 P값

2. 달러환율과 엔화환율에 입각한 환율위험 추정

환율변동과 관련하여 우리 경제는 달러뿐만 아니라 엔화의 움직임에도 상당히 민감하게 반응하고 있음을 알고 있다. 우리가 수입하는 자본재의 상당부분이 일본에 의존하고 있고, 이로 인한 대일 무역수지 적자규모가 완화되지 못하고 있다. 이에 더하여 우리나라가 수출하는 상당수의 제품이 일본과 경쟁적인 관계에 놓여 있기 때문에 달러

화에 대한 엔화의 상대적인 강세는 철강, 조선, 자동차, 반도체, 가전 등의 국내산업의 가격경쟁력을 강화하고 국내기업의 수익성을 증가하는 중요한 요인으로 설명되고 있다. 따라서 환율변동위험을 상기와 같이 단일명목실효환율지표 하나 혹은 달러화 하나만의 변동으로 집약(aggregation)시킨다는 것은 우리나라 경제 혹은 자본시장이 환율 위험에 노출되어 있는 특징을 정확히 반영하지 못할 가능성이 있다. 따라서 본 연구에서는 우리 주식시장에서 이러한 엔화의 변동위험을 별개의 주가가격결정 위험요소로서 평가하고 있는지를 검정한다. 따라서 개별 주식수익률에 영향을 주는 공통요인은 국내 시장 전체의 움직임, 달러의 변동과 엔화의 변동을 합하여 모두 세 가지 위험요인을 포함하게 된다. ICAPM에서는 세계포트폴리오를 구성하는 모든 국가의 통화환율이 별개의 위험요인으로서 모형에 포함된다.

달러환율변동($R_X = F3$)과 엔화환율변동($R_Y = F4$)을 별개의 위험요인으로 포함시킨 다요인모형

$$R_{it} = \beta_{0,i} + \beta_{M,i} R_{M,t} + \beta_{X,i} R_{X,t} + \beta_{Y,i} R_{Y,t} + u_{it} \quad (3)$$

를 추정한 결과가 아래의 <표 5>에 정리되었다. 지면의 제약 때문에 개별회귀계수의 추정결과는 열거하지 않았다. 표본전체기간을 대상으로 할 때, 5% 수준에서 유의한 달러환율위험노출을 갖는 포트폴리오는 8개로 나타났다. 엔화환율요인에 대해서는 어떤 포트폴리오 수익률도 유의한 반응을 보이지 않았다. 이는 달러환율요인과 엔화환율요인이 함께 모형에 포함된다면 엔화환율요인의 설명력이 크지 않음을 시사하고 있다. 귀무가설 '모든 포트폴리오의 엔화환율위험노출이 없다'와 귀무가설 '모든 포트폴리오의 엔화환율위험노출은 동일한 수준이다' 어느 것도 기각되지 않고 있다.

<표 5> 다요인모형 $R_{it} = \beta_{0,i} + \beta_{M,i} R_{M,t} + \beta_{X,i} R_{X,t} + \beta_{Y,i} R_{Y,t} + u_{it}$ 에서 $\beta_{X,i}$ 과 $\beta_{Y,i}$ 추정결과($R_{X,t}(=F3)$ 는 달러환율, $R_{Y,t}(=F4)$ 는 엔화환율)

귀무가설 ' $\beta_{X,i} = 0, \forall i$ '와 ' $\beta_{X,i} = \beta_{X,j}, \forall i,j$ '의 Wald (χ^2) 검정결과	1980~1998		
	1980~1998	1980~1991	1992~1998
모든 $\beta_X = 0$	64.720*(0.0000)	11.336(0.659)	46.536*(0.0000)
모든 β_X 동일	63.217*(0.0000)	10.603(0.644)	44.233*(0.0000)
모든 $\beta_Y = 0$	15.999(0.313)	11.192(0.671)	19.908(0.133)
모든 β_Y 동일	15.613(0.271)	11.172(0.596)	11.594(0.561)

주) 5% 수준에서 유의적임. ()안의 수치는 P값

1980~1991년까지의 전기 하위기간동안 어떤 주식포트폴리오도 통계적으로 유의한 수준에서 달러환율위험이나 엔화환율위험에 노출되지 않았다. 1992~1998년까지 후기 하위기간에는 2개의 포트폴리오가 5%수준에서 유의한 달러환율위험노출을 보이고, 1개의 포트폴리오가 엔화환율위험노출을 가진 것으로 나타났다. 결국 개별통화별로 환율위험을 측정하는 경우 통계적으로 유의한 환율위험 노출을 보이는 포트폴리오는 크게 감소한 것으로 나타났다.

3. 산업생산변동율, 미예측인플레이션을, 어음부도변동율을 포함한 다요인모형 추정

시장위험에 달러환율위험만을 추가한 이요인모형 (2)에서는 주식가격에 영향을 미치는 여러 다른 중요한 위험요인이 적절히 고려되지 못한 모형설정오류(model misspecification)가 발생할 가능성이 있다. 적절한 설명변수 혹은 통제변수가 생략된 설정오류의 경우 모형(2)에서 이루어진 환율위험 추정은 잘못된 편차(bias)를 가지게 됨으로써 환율변동에 대한 주가의 변동방향이 사실과 다른 방향으로 나타날 수 있다. 실제로 존재하는 환율의 주가영향력이 존재하지 않는 것으로 통계적으로 검정될 수도 있고, 그 반대의 경우도 발생할 수 있다. 이러한 회귀방정식 설정오류를 회피하기 위하여 적절한 통제변수를 모형 (2)에 추가로 규정하는 경우 어떠한 변수가 적절한가에 대해서 APT는 사전적으로 아무런 방향을 제시하지 못하고 있음은 이미 APT모형의 한계점으로 잘 인식되어 있다.

본 연구에서는 기존의 국내외 실증적 연구(Chen, 1986)에서 이루어진 여러 설명변수들 중에서 우리나라 실정과 조화되고 시계열자료의 활용이 가능한 산업생산위험, 부도위험, 인플레이션위험 등의 세 가지 위험요인을 회귀방정식 (2)의 설정오류를 제거하는 통제변수로 사용한다. 이들 세 가지 위험요인이 이미 모형에 포함되어 있는 시장포트폴리오와 실효환율 등 두 가지 위험요인과 함께 금리를 포함한 많은 금융자산의 가격에 영향을 미치는 기본요인으로 가정하였다. 이들 세 가지 위험요인이 모두 통제변수로 포함된 모형이 이들이 포함되지 아니한 모형과 비교하여 모형설정오류가 완화된 상태라고 주장할 수 없지만, 만일 두 모형에서 같은 통계적 결론을 도출할 수 있다면 그 통계적 검정결과의 타당성에 보다 큰 신뢰를 부여할 수 있을 것이다.

아래 <표 6>에 인플레이션, 산업생산, 기업부도 등의 국내경제위험변수를 포함한 다

요인모형

$$R_{it} = \beta_{0,i} + \beta_{M,i} R_{M,t} + \beta_{X,i} R_{X,t} + \beta_{F5,i} F5_t + \beta_{F6,i} F6_t + \beta_{F7,i} F7_t + u_{it} \quad (4)$$

에서 추정된 명목실효환을 위험노출을 정리하였다.

<표 6> 다요인모형 $R_{it} = \beta_{0,i} + \beta_{M,i} R_{M,t} + \beta_{X,i} R_{X,t} + \beta_{F5,i} F5_t + \beta_{F6,i} F6_t + \beta_{F7,i} F7_t + u_{it}$ 에서 $\beta_{X,i}$ 추정결과 ($R_{X,t}$ 는 명목실효환을)

	1980~1998		1980~1991		1992~1998	
	추정치	P값	추정치	P값	추정치	P값
$\beta_{X,1}$	-0.0414	0.757	0.289	0.247	-0.132	0.464
$\beta_{X,2}$	-0.239	0.0835	0.164	0.546	-0.306	0.0737
$\beta_{X,3}$	-0.373*	0.0090	-0.178	0.548	-0.417*	0.0126
$\beta_{X,4}$	-0.0812	0.356	-0.154	0.409	-0.0237	0.805
$\beta_{X,5}$	-0.322*	0.0174	0.0536	0.840	-0.330*	0.0393
$\beta_{X,6}$	0.0543	0.717	-0.168	0.618	0.105	0.481
$\beta_{X,7}$	0.309*	0.0155	-0.174	0.520	0.455*	0.000
$\beta_{X,8}$	-0.925*	0.0000	-0.290	0.355	-0.946*	0.0000
$\beta_{X,9}$	-0.301*	0.0248	-0.319	0.295	-0.260*	0.0388
$\beta_{X,10}$	-0.403*	0.0004	-0.142	0.505	-0.476*	0.00131
$\beta_{X,11}$	-0.430*	0.0051	0.176	0.551	-0.549*	0.00328
$\beta_{X,12}$	0.111*	0.0293	-0.0217	0.854	0.131*	0.0008
$\beta_{X,13}$	-0.398*	0.0027	-0.0388	0.884	-0.433*	0.00567
$\beta_{X,14}$	-0.198	0.140	0.0603	0.811	-0.246	0.169
귀무가설 ' $\beta_{X,i} = 0, \forall i$ '와 ' $\beta_{X,i} = \beta_{X,j}, \forall i, j$ '의 Wald (x^2) 검정결과						
	1980~1998		1980~1991		1992~1998	
모든 $\beta_X = 0$	73.001*(0.0000)		8.963(0.833)		103.447*(0.0000)	
모든 β_X 동일	72.633*(0.0000)		8.962(0.776)		84.155*(0.0000)	

주) 5% 수준에서 유의적임, ()안의 수치는 P값

표본전체기간을 두고 볼 때, 9개의 포트폴리오가 5% 수준에서 유의한 환율위험노출을 보이고 있다. 이는 전체숫자나 그 구성에서 앞서 1절에서 시장포트폴리오와 환율위험요인만을 포함한 이요인모형의 결과와 큰 차이가 없다. 전기 하위기간 동안에는 통계적으로 유의하게 환율위험에 노출된 주식포트폴리오를 발견할 수 없었고, 후기에 전체표본기간과 동일한 구성을 가진 포트폴리오 9개가 유의한 환율위험 노출을 보이고 있다. 그리고 조립금속기계장비 산업과 대규모기업 2개를 제외한 나머지 7개 포트폴리오는 음의 방향으로 환율위험요인에 반응하고 있다.

4. 세계시장위험요인을 포함한 다요인모형 추정

국제자본가격결정모형(ICAPM)에서는 개별자산의 수익률 결정요인으로서 세계시장 포트폴리오와 각 국가의 환율변동을 이론적으로 제시하고 있다. 1990년대에 지속적으로 추진된 외환자유화와 자본자유화에 따라서 국내자본시장이 세계자본시장에 지속적으로 편입이 이루어지고 이는 1997년말 IMF구제금융 이후 그 통합화 정도가 상당히 높아졌음을 느끼고 있다. 미국 뉴욕증권시장의 움직임 및 나스닥 시장의 등락에 따른 국내시장의 동조현상이 증대되었고, 외국인 투자자의 자금흐름이 국내주식시장을 선도하는 것으로 평가되고 있다. 본절에서는 앞서 3절에서 포함시킨 모든 경제위험요인에 다 세계시장위험요인을 함께 모형에 포함시켜 국내주식가격이 환율변동과 세계시장변동에 얼마나 민감하게 반응하는가를 측정하였다. 세계시장위험은 모건스탠리 투자은행에서 편집하여 발표하는 배당감안 MSCI세계지수를 이용하였다.

<표 7>에 세계시장위험요인과 환율위험요인 이들 둘 해외위험요인이 국내주식수익률에 미치는 영향력을 추정한 결과를 요약하였다. 지면의 제약 때문에 개별회귀계수의 추정결과는 열거하지 않았다. 전체표본기간을 대상으로 할 때, 모형에 국내시장포트폴리오가 포함된 상태에서 세계시장포트폴리오의 움직임으로부터 유의한 영향력이 행사되었다고 볼 수 있는 주식포트폴리오는 전혀 없다. 통계적으로 유의한 환율위험노출을 보이는 포트폴리오는 3절과 동일하게 여전히 9개로 남아있으며, 그 반응방향도 변함이 없다.

<표 7> 다요인모형 $R_{it} = \beta_{0i} + \beta_{M,i} R_{Mt} + \beta_{X,i} R_{Xt} + \beta_{F5,i} F5_t + \beta_{F6,i} F6_t + \beta_{F7,i} F7_t + \beta_{W,i} R_{Wt} + u_{it}$ 에서 $\beta_{X,i}$ 와 $\beta_{W,i}$ 추정결과 ($R_{X,t}(=F2)$ 는 명목실효환율, $R_{W,t}(=F8)$ 는 세계시장수익률)

귀무가설 ' $\beta_{x,i} = 0, \forall i$ '와 ' $\beta_{x,i} = \beta_{x,j}, \forall i,j$ '의 Wald (χ^2) 검정결과			
	1980~1998	1980~1991	1992~1998
모든 $\beta_x = 0$	75.423*(0.0000)	11.509(0.646)	102.821*(0.0000)
모든 β_x 동일	75.172*(0.0000)	11.489(0.570)	82.219*(0.0000)
귀무가설 ' $\beta_{w,i} = 0, \forall i$ '와 ' $\beta_{w,i} = \beta_{w,j}, \forall i,j$ '의 Wald (χ^2) 검정결과			
	1980~1998	1980~1991	1992~1998
모든 $\beta_w = 0$	15.772(0.327)	19.837(0.135)	7.817(0.899)
모든 β_w 동일	15.058(0.304)	19.586(0.106)	6.723(0.916)

주) 5% 수준에서 유의적임. ()안의 수치는 P값

하위기간별로 살펴보면 전기와 후기 모두 세계시장위험에 통계적으로 유의하게 노출

된 포트폴리오는 하나 씩에 불과하여 <표 7>에서 보듯이 ‘어느 포트폴리오도 세계시장 위험에 노출되어 있지 아니하다’와 ‘모든 포트폴리오가 세계시장위험에 동일한 수준으로 노출되어 있다’라는 귀무가설을 기각하지 못한다. 환율위험의 경우 전기에는 위험노출을 발견하지 못하고 후기에 9개의 주식 포트폴리오가 유의적으로 노출되어 있다. 결국 국내시장위험요인과 여타의 국내경제위험요인이 포함된 모형에서 세계시장위험요인의 설명력은 지극히 제한적임을 알 수 있다.

IV. 차익거래 가격결정 모형을 이용한 환율위험 프리미엄 검정

본 장에서는 환율위험이 시장에서 보상되는가 혹은 가격이 매겨지는가를 검정한다. 환율위험프리미엄의 추정을 위하여 여러 접근방식이 있지만 Gibbons(1982)에 따르면 APT모형은 선형 다요인모형에 APT의 제약조건을 추가한 형태로서 추정될 수 있다. 따라서 이는 환율위험노출과 환율위험프리미엄을 비선형 최우추정방법(maximum likelihood estimation)등을 이용하여 동시에 추정하게 되며, 이단계추정방법(two pass estimation, Chen 1986)에 비교해서 설명변수추정오차(errors in variables) 문제에서 벗어날 수 있고, 시계열 통계자료를 보다 효율적으로 이용할 수 있다는 측면에서 널리 활용되는 방식이다. 이 추정방식은 조건부 수익률의 자산간 동시 상관관계(contemporaneous correlation)는 허용하고 있지만, 수익률의 자기상관성 혹은 자산간 비동시 상관성은 무시한다. Campbell (1997)에 따르면 이러한 자기상관성에 대한 제약은 왜곡된 검정결과를 가지고 올 수 있다. 따라서 본 연구에서는 이러한 부분을 보완하기 위하여 동일한 모형에 조건부 수익률의 자기상관성을 고려한 GMM 추정방법을 적용함으로써 검정결과의 신뢰성을 점검한다.

본 연구에서 이용되는 검정모형들의 도출과정을 간략히 정리하면 다음과 같다. 우선 가장 기본적인 요인모형으로서 시장위험요인과 환율위험요인만이 고려되는 아래의 이요인모형을 가정하자.

$$R_{it} = E(R_i) + \beta_{M,i} (R_{M,t} - E(R_M)) + \beta_{x,i} (R_{x,t} - E(R_x)) + u_{it} \quad (5)$$

R_{it} 는 월별 주식수익률, $R_{M,t}$ 는 시장포트폴리오 수익률, $R_{x,t}$ 는 환율변동율, $\beta_{M,i}$ 는 시장 위험노출정도, $\beta_{x,i}$ 환율위험노출정도, u_{it} 는 오차항을 나타낸다.

상기의 이요인모형식에 APT모형, $E(R_i) = \lambda_0 + \lambda_M \beta_{M,i} + \lambda_x \beta_{x,i}$ 을 결합하면 아래와 같은 비선형회귀방정식 (6)을 얻는다. 여기서 λ_0 는 제로베타 포트폴리오 수익률이며, λ_M 은

시장위험프리미엄, λ_x 는 환율위험프리미엄을 의미한다.

$$R_{it} = \{\lambda_0 + (\lambda_M - E(R_M))\beta_{M,i} + (\lambda_x - E(R_x))\beta_{x,i}\} + \beta_{M,i} R_{M,t} + \beta_{x,i} R_{x,t} + u_{it} \quad (6)$$

비선형회귀방정식 (6)에서 $R_{M,t}$ 와 $R_{x,t}$ 가 상관관계를 가지는 경우 시장위험이 보상을 받게 되면, 환율위험도 그 영향을 받아 실제로는 보상이 되지 않는다고 하더라도 통계적으로 보상되는 것으로 왜곡된 추정이 이루어 질 수 있다(Sweeney, 1986). 따라서 이를 회피하기 위하여 환율위험요인을 시장위험요인에 직교화(orthogonalization)시킨 시계열자료를 이용한다. 다시 말해서 상기식의 $R_{x,t}$ 를 회귀방정식 $R_{x,t} = \beta_0 + \beta_1 R_{M,t} + u_{x,t}$ 을 통하여 직교화시킨 값 $u_{x,t}$ 로 대체한다. 이같이 직교화된 $R_{x,t}$, 즉 $u_{x,t}$ 를 $R_{x,t}^*$ 로 표현하고, 지금부터 λ_x 의 의미도 직교화된 환율위험요인에 맞추어 해석한다. 직교화된 $R_{x,t}^*$ 는 시장수익률을 조건부 정보로 이용하여 환율변동율을 예측하는 경우에 예상하지 못했던 환율변동율을 의미한다고 볼 수 있다. $R_{x,t}^*$ 의 무조건부 기대값은 직교화에 의하여 0으로 설정되어 있으므로 상기 식 (6)은 다음과 같이 축소된다.

$$R_{it} = \{\lambda_0 + (\lambda_M - E(R_M))\beta_{M,i} + \lambda_x \beta_{x,i}\} + \beta_{M,i} R_{M,t} + \beta_{x,i} R_{x,t}^* + u_{it} \quad (7)$$

회귀방정식 (7)에서 추정해야 할 파라메타로서 $E(R_M)$ 이 포함되어 있는데, 이를 제거하기 위하여 시장포트폴리오 역시 상기의 APT모형 $E(R_i) = \lambda_0 + \lambda_M \beta_{M,i} + \lambda_x \beta_{x,i}$ 을 만족시켜야 하는 점을 이용한다. 다시 말해서, $E(R_M) = \lambda_0 + \lambda_M$ 의 관계식을 이용하여 λ_M 을 제거한 아래의 비선형회귀방정식 (8)을 얻게 된다.

$$R_{it} = \{\lambda_0 - \lambda_0 \beta_{M,i} + \lambda_x \beta_{x,i}\} + \beta_{M,i} R_{M,t} + \beta_{x,i} R_{x,t}^* + u_{it} \quad (8)$$

APT 모형의 제약이 부여된 상기 비선형회귀방정식 (8)을 추정하고 이러한 제약이 부여되지 아니한 아래 선형다요인모형의 방정식 (9)를 추정한 다음 이들의 우도비율(likelihood ratio)를 산출하여 APT모형이 실제 시계열자료와 얼마나 부합되고 있는지, 다시 말해서 모형설정이 잘 이루어졌는지를 판단할 수 있다(Burmeister, 1988).

$$R_{it} = \beta_{0,i} + \beta_{M,i} R_{M,t} + \beta_{x,i} R_{x,t}^* + u_{it} \quad (9)$$

상기 기본모형 (8)에 엔화환율위험요인이나 여타의 기본경제위험요인들이 모형에 추가되는 경우에도 동일한 절차를 거쳐 검정모형이 만들어진다. 우선 달러환율과 엔화환율위험이 포함된 검정모형은 아래식 (10)과 같다.

$$R_{it} = \{\lambda_0 - \lambda_0 \beta_{M,i} + \lambda_x \beta_{x,i} + \lambda_Y \beta_{Y,i}\} + \beta_{M,i} R_{M,t} + \beta_{x,i} R_{x,t}^* + \beta_{Y,i} R_{Y,t}^* + u_{it} \quad (10)$$

$R_{Y,t}^*$ 는 회귀방정식 $R_{Y,t} = \beta_0 + \beta_1 R_{M,t} + \beta_2 R_{x,t} + u_{Y,t}$ 을 통하여 시장위험요인과 달리환을 위험요인에 직교화시킨 엔화 환율위험요인, $u_{Y,t}$,를 나타낸다.

기본모형 (8)에 3개의 기본경제위험요인(F5, F6, F7)이 추가된 모형이 아래 (11)이며, 여기에 세계시장위험요인(F8 = $R_{w,t}$)이 추가된 모형은 아래 (12)와 같다.

$$R_{it} = \{\lambda_0 - \lambda_0 \beta_{M,i} + \sum_{k=5}^{k=7} \lambda_k^* \beta_{k,i} + \lambda_x \beta_{x,i}\} + \beta_{M,i} R_{M,t} + \sum_{k=5}^{k=7} \beta_{k,i} F_{k,t} + \beta_{x,i} R_{x,t}^* + u_{it} \quad (11)$$

$$R_{it} = \{\lambda_0 - \lambda_0 \beta_{M,i} + \sum_{k=5}^7 \lambda_k^* \beta_{k,i} + \lambda_x \beta_{x,i} + \lambda_w \beta_{w,i}\} + \beta_{M,i} R_{M,t} + \sum_{k=5}^7 \beta_{k,i} F_{k,t} + \beta_{x,i} R_{x,t}^* + \beta_{w,i} R_{w,t}^* + u_{it} \quad (12)$$

모형 (11)과 (12)에서 $\sum_{k=5}^{k=7} \beta_{k,i} F_{k,t}$ 와 $\sum_{k=5}^{k=7} \lambda_k^* \beta_{k,i}$ 은 산업생산위험, 인플레이션위험, 부도위험요인과 관련된 항들이며, λ_k^* 은 해당요인의 위험 프리미엄에서 그 기대값을 차감한 값이다. 모형 (12)에서 $\beta_{w,i} R_{w,t}^*$ 과 $\lambda_w \beta_{w,i}$ 은 세계시장위험요인과 관련된 항이며 $R_{w,t}^*$ 는 세계시장위험요인을 나머지 모든 경제위험요인에 대해서 직교화한 값이다.

1. 이요인모형과 결합된 APT에 입각한 환율위험 프리미엄 검정

<표 8>에 상기모형 (8)을 최우추정방법을 이용하여 환율위험 프리미엄을 추정된 결과를 제시하였다. 본 장의 통계표에서는 함께 추정된 환율위험노출계수는 기재하지 아니하고 본 장의 주된 관심사인 위험프리미엄에 관련된 추정결과만 정리하였다. 하지만, 본 장에서 추정된 위험노출계수가 앞서 3장에서 추정된 위험노출 추정결과와 큰 차이를 보이지는 않았다.

우선 표본전제기간을 대상으로 살펴보았을 때 모형설정오류에 대한 우도비(likelihood ratio, LR)검정결과는 <표 8>에서 보듯이 χ^2 값이 7.626이며, P값이 0.814로서 APT모형의 제약조건이 실제 자료와 크게 벗어나지 않은 것으로 나타났다. 그러나 환율위험프리미엄 λ_x 의 값은 0.00089로 추정되었으며, 이는 5%수준에서 통계적으로 유의하지 않기 때문에 환율위험에 개별적으로는 가격이 부여되지 않은 것으로 나타났다.

하위기간별로 살펴보면, 우선 아래 <표 8>의 LR 검정에서 확인할 수 있듯이 전기 하위기간이든 후기 하위기간이든 APT모형의 제약이 가해진 식 (8)이 제약이 가해지지 않은 선형요인모형 (9)와 비교해서 실제 시계열자료를 설명하는데 상대적으로 부적절하지 않은 것으로 나타났다. 이미 앞서 3장의 <표 4>에서 전기 하위기간에는 어떤 주식포트폴리오도 유의한 환율위험노출을 보이지 않고 있으므로, 당연히 환율위험프리미엄도 존재하지 않으리라는 것을 예상할 수 있었고 아래 <표 8>에서 다시 확인이 되고 있다. 그러나 후기 하위기간의 경우는 전기 하위기간과는 다른 양상을 보이고 있다. 대부분의 주식포트폴리오가 유의한 환율위험에 노출되어 있으며, 그 환율위험은 시장에

서 보상되는 것으로 나타났다. 환율위험 프리미엄의 규모는 +0.00794이므로 환율위험노출이 양의 값을 가지는 포트폴리오인 경우에는 그 절대값이 클수록 환율위험노출과 기대수익률이 커지는 것을 의미하며, 그 반대로 환율위험베타가 음의 값을 가지는 포트폴리오는 그 절대값이 클수록 위험과 기대수익률이 작아지는 것을 의미한다.

<표 8> 이요인모형과 결합된 APT 추정

	1980~1998		1980~1991		1992~1998	
	추정치	P값	추정치	P값	추정치	P값
λ_x	0.00089	0.787	-0.0230	0.133	0.00794*	0.0463
APT 제약조건 ' $\beta_{0,i} = \lambda_0 + \lambda_0 \beta_{M,i} + \lambda_x \beta_{x,i}$ '의 LR (x^2) 검정결과						
	1980~1998		1980~1991		1992~1998	
	7.626(0.814)		7.664(0.811)		14.083(0.295)	

주) 5% 수준에서 유의적임. ()안의 수치는 P값

본 연구의 환율위험 프리미엄의 측정을 위한 표본기간에 외환위기 기간이 포함되어 있으므로 그로 인한 시계열 자료의 오염을 우려할 수 있다. 본 연구에서는 이러한 우려를 감안하여 1997년 9월까지의 시계열 자료만을 이용하여 <표 8>을 추정하였다. 어느 시점부터 언제까지를 외환위기 기간으로 간주하는가 하는 문제가 단순하지 않지만, 1997년 10월에는 주가의 급격한 하락이 있었고, 1997년 11월에는 환율의 급격한 변동이 발생하였으므로 이 두 변수가 급변하기 시작한 기간 이전만을 고려하고 그 이후 1998년 12월까지의 모두 제외하는 편법을 채택하였다. 전체 표본기간을 대상으로 하여 추정된 프리미엄은 -0.00845인데 유의적이지 못하고, 전기 하위기간은 <표 8>에서와 동일하며, 후기 하위기간의 경우 -0.0119로서 5%수준에서 유의적으로 나타났다. 후기 하위기간의 환율위험 프리미엄이 음의 유의적인 값을 가지게 된 것은 상당히 큰 변화로 해석할 수도 있다. 그러나 다음 2절에서 모형설정을 달리 하여 추정하는 경우에는 프리미엄 추정치가 외환위기 기간을 포함하든 제외하든 유의성을 상실하기 때문에 본 연구에서 이에 관련된 보다 구체적인 분석은 다루지 않는다.

2. 다요인모형과 결합된 APT에 입각한 환율위험 프리미엄 검정

본 절에서는 명목실효환율 이외의 경제위험요인이 포함된 다요인모형에 입각하여 APT모형이 설정된 경우, 앞서 1절에서 확인된 환율위험 프리미엄이 여전히 유효한가를 검정하고자 한다. 우선 달러환율과 엔화환율을 별개의 환율위험으로 분리시켜 모형

을 설정한 경우를 살펴본다. 이어서, 명목실효환율에 산업생산위험, 인플레이션위험, 기업부도위험 등을 추가한 모형을 검정하고, 마지막으로 세계시장위험을 추가한 모형에 대한 추정결과를 제시하였다.

아래 <표 9>에 명목실효환율 대신 달러환율과 엔화환율을 별개의 위험요인으로 설정한 경우 환율위험에 대한 가격보상이 이루어지는지를 검정한 결과를 요약하였다. 우선 모든 표본기간에 있어서 차익거래모형의 타당성은 기각되지 않음을 알 수 있다. 그러나 앞서 1절의 명목실효환율만을 이용한 검정결과와는 다른 결과를 얻었는데, 표본 전체기간과 하위기간 모두에 걸쳐서 달러화든 엔화이든 유의적으로 보상받은 환율위험은 없다. 각 통화의 환율위험이 개별적으로 보상받지 못할 뿐만 아니라, 두 환율위험이 결합적으로도 유의적인 보상을 받지 못하는 것으로 나타났다.

앞서 1절에서와 같이 1997년 10월 이후의 외환위기 기간을 표본에서 제외시키고 추정할 경우에도 이 기간을 포함시킨 경우와 마찬가지로의 추정결과를 얻었다. 어떤 표본기간에서도 달러환율위험 프리미엄과 엔화 환율위험 프리미엄은 개별적이든 결합적이든 5% 수준에서 유의적이지 못하였다.

<표 9> 달러환율 위험프리미엄(λ_x)과 엔화환율 위험프리미엄(λ_Y) 검정

	1980~1998		1980~1991		1992~1998	
	추정치	P값	추정치	P값	추정치	P값
λ_x	0.00268	0.376	0.0156	0.242	-0.0362	0.534
λ_Y	-0.0117	0.239	0.0392	0.421	0.165	0.429
APT제약조건 LR (x^2) 검정						
	1980~1998		1980~1991		1992~1998	
	6.638(0.828)		4.280(0.961)		11.716(0.385)	
$\lambda_x = \lambda_Y = 0$ Wald(x^2) 검정						
	1980~1998		1980~1991		1992~1998	
	1.699(0.428)		1.473(0.479)		0.771(0.680)	

주) 5% 수준에서 유의적임, ()안의 수치는 P값

아래 <표 10>은 명목실효환율위험요인에 세 가지 기본적 경제위험요인(F5, F6, F7)을 통제변수로 추가한 다요인 APT모형의 검정결과이다. APT실증연구와 관련하여 정당한 위험요인을 찾는 과정이 논란의 여지를 벗어나기란 대단히 어렵다. 하지만, 본 연구자가 선정한 세가지 경제위험요인들은 자의적인 것이 아니고, 기본적으로 이 분야의 대표적 연구로 볼 수 있는 Chen, Roll & Ross의 연구(1986)와 그 이후의 많은 실증적 연구결과에 그 근거를 두고 있다. Chen, Roll & Ross의 연구(1986)에서 월별산업생산,

미예측인플레이션, 부도위험에 부여된 위험프리미엄은 표본기간에 따라서 통계적인 유의성을 보이지 못하는 경우도 적지 않게 있지만, 유의성의 기준에서 다른 경제위험변수들보다는 상대적으로 양호한 결과를 보였다. 실무적인 투자응용을 목적으로 하는 APT모형을 구축할 때 여러 경제위험요인을 동시에 포함하는 다요인모형이 일반적이며, Berry, Burmeister, McElroy(1988) 등을 위시해서 그러한 목적의 많은 연구에서 기본적으로 상기 세 변수에 해당하는 의미를 갖는 경제변수는 제외되지 않고 항상 포함된다.

<표 10>의 APT제약조건 검정결과에 나타났듯이 모든 표본기간에 걸쳐서 다요인 모형설정(model specification)이 실제 데이터를 설명하는데 큰 무리가 없는 것으로 나타났다.²⁾ 그러나 중요한 발견은 앞서 1절의 검정에서 유의적으로 가격보상이 이루어졌던 환율위험이 통제변수가 추가된 지금 통계적인 유의성이 상실되었다는 점이다. 이 검정결론에 따르면 결국 우리 주식시장에 환율위험은 존재하지만, 이러한 위험의 인수나 회피노력에 특별한 보상이 주어지지 않고 있음을 의미한다.

이 결론은 외환위기 기간을 제외하고 추정한 경우에도 그대로 적용되고 있다. 전체 표본기간을 대상으로 한 경우 환율위험 프리미엄은 -0.0179로 추정되었으며, 전기 하위기간은 아래 <표 10>과 동일하며, 후기 하위기간의 경우 0.220으로 추정되었는데 어느 것도 유의적인 수준에서 멀리 떨어져 있다. 외환위기 기간을 제외하여 추정한 경우에도 환율위험 프리미엄의 유의성에 관련하여 동일한 결론을 얻었다는 것은 환율위험이 보상받지 못한다는 본 연구의 결론을 보강해 주는 결과로서 해석될 수 있다.

<표 10> 다요인 APT에서 실효환율위험 프리미엄 검정

	1980~1998		1980~1991		1992~1998	
	추정치	P값	추정치	P값	추정치	P값
λ_x	-0.00881	0.220	-0.00612	0.402	0.0117	0.531
APT 제약조건 LR (x^2) 검정						
	1980~1998		1980~1991		1992~1998	
	3.519(0.940)		4.831(0.849)		5.228(0.814)	

주) 5% 수준에서 유의적임, ()안의 수치는 P값

본 절의 <표 9>와 <표 10>에서뿐만 아니라, 아래 제시된 본 절의 <표 11> 및

1) 전체적으로 모형의 타당성이 기각되지는 않았지만, 산업생산위험, 미예측인플레이션위험, 부도위험 등 세가지 경제위험에 대한 개별적 위험프리미엄은 모두 통계적으로 5%수준에서 유의적으로 나타나지 않았다.

GMM추정을 적용한 다음 3장의 <표 12>, <표 13>과 관련해서도 환율위험 프리미엄의 유의적 보상여부에 관한 한 외환위기 기간의 포함여부와 상관없이 동일한 추정결과를 얻었다. 따라서 지면의 제약 등을 고려해서 외환위기 기간을 제외한 경우의 추정결과에 대하여 더 이상의 추가적인 언급을 생략하고자 한다.

마지막으로 <표 11>에서 해외위험요인인 세계시장포트폴리오를 포함한 모형 (12)를 추정한 경우, 환율위험과 세계시장위험의 프리미엄 존재여부를 확인한다. 세계시장위험의 경우 이미 3장에서 통계적으로 유의한 세계시장 위험노출이 존재하지 않음을 확인하였으므로 프리미엄 검정결과를 예상할 수 있는 상황이지만, 환율위험과 세계시장위험 두 해외요인 위험이 결합적으로 보상될 수 있는가를 확인하고자 한다.

<표 11>에서 세계시장위험과 환율위험에 개별적으로 프리미엄이 부여되지 않는다는 것을 쉽게 확인할 수 있으며, 이 두 해외위험의 프리미엄이 결합적으로도 통계적인 유의성을 가지고 있지 못함을 알 수 있다.

<표 11> 다요인 APT에서 세계시장위험과 실효환율위험 프리미엄 검정

	1980-98		1980-91		1992-98	
	추정치	P값	추정치	P값	추정치	P값
λ_x	-0.00888	0.199	-0.00426	0.547	0.0184	0.537
λ_w	-0.0125	0.434	0.00678	0.569	-0.135	0.430
APT제약조건 LR (x^2) 검정						
	<u>1980~1998</u>		<u>1980~1991</u>		<u>1992~1998</u>	
	3.145(0.925)		4.659(0.793)		2.424(0.965)	
$\lambda_x = \lambda_w = 0$ (Wald(x^2) 검정)						
	<u>1980~1998</u>		<u>1980~1991</u>		<u>1992~1998</u>	
	1.824(0.402)		0.825(0.662)		0.727(0.695)	

주) 5% 수준에서 유의적임, ()안의 수치는 P값

3. GMM추정에 의한 환율위험 프리미엄의 검정

다양한 모형설정에 입각한 일련의 검정결과를 거치면서 우리 주식시장에서 환율위험 프리미엄이 존재하지 않는다는 가설은 상당한 지지근거를 가지고 있음을 알 수 있다.

3장에서의 SUR 추정방식은 주식수익률의 동시상관관계만 허용하고 시계열 자기상관은 허용하지 않은 추정방식이었고, 4장의 최우추정방식에서는 오차항의 정규분포특성을 추가적으로 제약하였다. Campbell(1997)은 가격결정모형을 검정하는 경우 주식수

익률의 비정규분포성, 이분산성, 시계열 상관성을 모두 고려한 GMM추정방식이 바람직함을 제시하고 있다. GMM의 특징은 주식 포트폴리오 오차항들간에 형성되는 분산-공분산 행렬구조에 대한 제약조건이 최우추정법에서보다 자유롭다는 데에 있다. 물론 요인정보가 조건부 정보로 주어진 상태에서의 주식수익률, 즉 조건부 주식수익률이 자기상관을 보이는 것 자체가 CAPM이나 APT와 같은 단일기간 가격결정이론을 기각하는 것이 된다. 하지만, 조건부 주식수익률, 혹은 실증적 가격결정이론모형에서의 수익률 오차항이 실제로 자기상관의 행태를 보이는 경우에 오차의 자기상관을 감안해 그 모형을 추정하는 것은 그 이론이 얼마나 현실적 설명력을 가지는가를 알기 위해서 의미가 있다고 할 수 있다.

GMM추정에 필요한 오차 분산-공분산 구조를 구하기 위하여 조건부 수익률의 자기상관을 어느 정도의 시차(lag truncation parameter)까지 허용해야 하는가에 대한 문제가 제기된다. 다시 말해서, 자기상관과 일관성을 가지는 Newey & West(1987)의 분산-공분산 구조 추정식에 투입시킬 시차한계 q 를 결정해야 한다. 검정되는 이론 자체에서 그 시차한계를 쉽게 제공받을 수 있는 경우가 있지만, 여기서는 해당되지 아니하고 실증적으로 오차항의 행태를 분석해서 적절하게 결정해야 한다. 본연구에서는 SUR에서 구해진 각 주식별 잔차항을 그 자신의 시차들을 설명변수로 하여 OLS를 적용하고, 추정된 시차 회귀계수의 통계적 유의성을 근거로 오차 분산-공분산 구조에 투입되는 자기상관 시차를 판단하였다. 그러한 시계열 검정결과에 입각하여 시차한계 q 를 2로 결정하였으며, 이를 반영한 오차항 분산-공분산 행렬을 토대로 GMM 추정을 시도하였다.

시차범위를 2차로 결정한 또 하나의 현실적인 이유는 본 연구의 시계열이 월별자료인데다가 하위기간이 10년 정도로 자료의 관찰수가 그다지 충분하지 않기 때문이다. 더 높은 시차한계를 설정하는 경우 추정해야할 파라메타가 많은 비선형모형을 다룰 때 추정반복계산과정에서 수렴이 쉽게 이루어지지 않는 문제가 발생한다.

<표 12>는 이요인모형과 결합된 APT모형 (8) $R_{it} = \{\lambda_0 + \lambda_0\beta_{M,i} + \lambda_x\beta_{x,i}\} + \beta_{M,i} R_{M,t} + \beta_{x,i} R_{x,t}^* + u_{it}$ 을 GMM을 이용하여 추정한 결과를 나타내고 있다. 그 추정결과는 1절의 결과와 대동소이함을 확인할 수 있다. 우선 이요인모형과 결합된 APT모형이 실제 시계열자료를 적절하게 설명한 것으로 평가된다. 이는 <표 12>에서 GMM초과제약조건(overidentification)의 검정에서 모형설정오류를 기각하지 못하는 데에서 알 수 있다. 다음, 환율위험은 여전히 전기 하위기간에는 보상되지 아니하나, 후기 하위기간에는 유의적인 보상이 이루어지고 있다.

이요인모형에 입각하여 GMM추정한 경우에 통계적으로 유의한 환율위험 프리미엄

을 발견하였지만, 여러 기본적 경제위험(F5, F6, F7)을 포함한 다요인모형에 GMM추정이 적용되면 아래 <표 13>에서 보듯이 환율위험이 유의적인 보상을 받지 못한다는 검정결과를 얻게 된다. 결론적으로 “적절한 경제위험요인이 통제변수로 포함되는 경우에 환율위험 프리미엄은 표본전체기간과 어떤 표본하위기간에도 존재하지 않는다”라는 검정결과는 모형설정 및 추정방법에 민감하게 의존하지 않는 신뢰성(robustness)을 보여 주고 있다.

<표 12> 이요인모형과 결합된 APT의 GMM추정결과

	1980~1998		1980~1991		1992~1998	
	추정치	P값	추정치	P값	추정치	P값
λ_x	0.00106	0.740	-0.0338	0.196	0.00793*	0.0223
GMM 초과제약조건 검정						
	1980~1998		1980~1991		1992~1998	
	9.263(0.680)		7.797(0.801)		11.673(0.472)	

주) 5% 수준에서 유의적임, ()안의 수치는 P값

<표 13> 다요인모형과 결합된 APT의 GMM추정결과

	1980~1998		1980~1991		1992~1998	
	추정치	P값	추정치	P값	추정치	P값
λ_x	-0.00956	0.205	-0.00851	0.296	0.0118	0.523
GMM 초과제약조건 검정						
	1980~1998		1980~1991		1992~1998	
	3.656(0.933)		5.184 (0.818)		5.040 (0.831)	

주) 5% 수준에서 유의적임, ()안의 수치는 P값

V. 요약과 결론

본 연구에서는 우리나라 주식시장에 어느 정도의 환율위험이 존재하고, 만일 환율위험이 존재한다면 위험프리미엄이 존재하는지, 다시 말해서 그 위험보유에 대하여 보상이 주어지고 있는지에 대하여 다양한 차익거래모형, 복수의 시계열자료 및 환율의 다각적 측정, 복수의 통계추정방법을 동원하여 검정하였다. 이에 추가하여 우리나라 국내주식시장에 해외위험요인들, 특히 세계시장포트폴리오위험의 영향력도 함께 검정하였다.

우선 가장 널리 활용되어 왔던 모형으로서 시장포트폴리오와 실효환율 두 가지 경제위험요인을 사용한 경우, 1980년대에는 환율위험이 시장에서 보상되지 않았으며, 보상

여부 이전에 위험의 존재 자체를 확인할 수 없었다. 그러나 1992년 이후 경제개방화와 자본자유화 세계화가 국정목표로 제시된 시기에는 뚜렷한 환율위험이 측정되었고 또 시장에서 이를 보상하는 것으로 검정되었다. 환율위험 프리미엄은 양의 값을 가지고 있기 때문에 양의 방향으로 환율위험노출을 보이는 기업의 환율위험 회피노력은 당해 기업의 자본비용을 감소시키는 가치창조활동에 포함된다고 추론할 수 있다.

그러나 상기 결론은 단순히 모형설정오류에 기인했을 위험이 있음을 본 연구의 이어지는 분석에서 제시하고 있다. 우선 환율위험을 실효환율 하나로 집약하여 측정하지 아니하고, 우리 경제에 가장 심대한 비중을 갖는 달러화와 엔화로 구분하여 측정하는 경우, 두 통화 모두 개별적으로 그 위험이 보상되지 아니하였을 뿐만 아니라, 결합적으로도 모든 표본기간에서 보상되지 않았다. 더구나 일반적으로 인식되는 방향과는 달리, 국내 주식시장에서 엔화의 위험이 달러화 위험을 통제한 경우 별도의 통계적인 유의성을 갖고 존재하지 않는 것으로 나타났다.

시장포트폴리오와 환율만으로써만 구성되는 이요인모형과 이에 입각한 차익거래모형이 모형설정오류를 범할 가능성을 배제할 수 없다. 따라서, 국내시장위험에 추가하여서 일반적으로 가장 심층에 위치한다고 인정되는 세 가지 기본적 경제위험변수인 산업실질생산위험, 인플레이션 위험, 부도위험을 통제변수로서 함께 고려하여 실효환율위험을 검정하였다. 그 결과, 표본 후기 하위기간에 통계적으로 유의한 수준의 환율위험노출을 폭넓게 확인할 수 있었으나, 그 위험은 시장에서 가격이 지불되지 아니하는 위험으로 검정되었다.

세계자본시장의 통합추세에 따라 국내주식시장의 움직임이 세계포트폴리오와 각국의 환율들만으로써 설명될 수 있다는 국제자산가격결정이론의 적용가능성을 타진하기 위하여 세계시장포트폴리오를 위험변수로서 모형에 함께 포함시켜 두 해외요인의 영향력을 검정하였다. 그 결과 두 해외변수 모두 모형에 추가적인 설명력을 기여하지 못하였다.

외환위기 기간동안의 시계열 자료들이 추정 결론을 왜곡시킬 가능성에 대비하여 외환위기 기간을 표본에서 제외하고 상기와 동일한 순서를 따라 실증분석을 한 경우에도 환율위험 프리미엄에 관련된 결론에는 변함이 없었다. 상기의 여러 검정에서 사용된 모든 차익거래모형이 실제의 시계열자료를 설명하는데 부적절하다고는 볼 수 없는 것으로 검정되었으며, 회귀추정식의 R^2 로 측정된 모형의 설명력도 주식포트폴리오에 따라서 40%에서 90%를 넘어서는 수준에 이르기까지 전반적으로 상당히 높은 수준이다. 결국 APT의 관점에서 봤을 때 우리 주식시장에서 환율위험은 프리미엄이 부여되지

않은 분산가능위험으로 분류되었다고 볼 수 있다. 이는 개별기업의 환율위험 헤징활동들이 기업의 시장가치를 증가시키거나 자본비용을 낮추는 데 기여하지 못한다는 것을 의미한다. 기업의 재무관리자는 환율위험과 관련된 재무활동에 시간과 노력을 투입하는 대신 다른 가치창조활동에 관심을 기울여야 한다. 하지만 이러한 연구함의는 신중하게 현실에 적용될 필요가 있다.

그 이유는 첫째, 국내 자본시장의 세계시장 통합화가 급속히 진전되고 있고, 이러한 구조변혁의 시간적 경험이 아직 충분하지 않은 상황에서 제약된 시계열자료에 입각한 결론이 오류를 범할 가능성을 배제할 수 없다. 둘째, 기업의 재무경영자가 추구하는 목표가 기업가치의 극대화가 아니라 대리인 문제 등에 기인하여 다른 목표를 갖는다면, 주식가격의 변동과 재무경영자의 헤징결정에 직접적인 관련을 부여할 필요가 없다. 다시 말해서 주식가격이 환율변동에 얼마나 민감하게 반응하느냐가 재무경영자에게 위험노출의 개념으로서 지각되지 않을 수 있다.

셋째, 본 연구에서 시도한 모든 통계적 검정대상이 일반적 APT이론과 특정 APT모형 두 가지 가설이 함께 검정되는 결합가설이며, 본 연구에서는 그 결합가설을 기각하지 못하였다. 그럼에도 불구하고 분산가능한 위험(nonpervasive risk)은 주식의 가격결정과는 무관하고 분산불가능한 위험만이 보상된다는 일반적 APT이론 자체가 국내주식시장에 적용 가능한가에 대한 근본적 문제를 계속 제기할 수 있다. 다시 말해서 국내주식시장에서 체계적 위험은 동일하나 비체계적 위험이 매우 다른 두 주식포트폴리오를 같은 가치를 가진 포트폴리오로 평가하지 않을 가능성을 제기할 수 있다. 이 경우 재무경영자는 설사 환율위험이 시장에서 분산가능한 위험이라 할지라도 적극적인 헤징활동에 관심을 가질 수 있다.

마지막으로, 보다 생산적이고 추후 연구과제로서 생각되는 부분으로서, 본 연구에서 사용된 특정 APT모형의 유효성에 대한 의문이 제기될 수 있다. 본 연구에서는 이 분야의 많은 연구에서 상당한 효력을 발휘했던 거시경제변수들을 중심으로 APT모형을 설정하고 이에 입각하여 환율위험프리미엄을 측정하고자 하였다. 이러한 검정대상을 거시경제위험에 국한하지 아니하고, 본 연구에서 포함시키지 않았던 여러 기업특성(attribute)들을 포함하여 통계적 검정이 이루어진다면 환율위험 헤징활동의 가치와 관련하여 상당히 다른 현실적 함의가 제시될 수도 있을 것이다.

참 고 문 헌

- 강병호, 금융제도론, 박영사, 1997.
- 권택호, 박종원, “한국주식시장에서의 환위험 프리미엄과 기업특성”, 재무관리연구, 제 16권 제1호, (1999. 6), 245-260.
- 권택호, “환노출의 통화별 차이와 비대칭성”, 무역학회지, 제23권 제2호, 1998, 23-34.
- 지호준, 김영일, “환율과 주가의 관계 : 국제적 실증비교”, 재무관리연구, 제16권 제1호, (1999. 6), 261-281.
- Adler, M. and B. Dumas, “International portfolio choice and corporate finance,” *Journal of Finance*, 38, 1983, 925-984.
- Berry, M., E. Burmeister and M. McElroy, “Sorting out risks using known APT factors,” *Financial Analysts Journal*, 44, March/April 1999, 29-42.
- Burmeister, E. and M. McElroy, “Joint estimation of factor sensitivities and risk premia for arbitrage pricing theory,” *Journal of Finance*, 43, 1988, 721-735.
- Campbell, J. and Y. Hamao, “Predictable stock returns in the United States and Japan : A study of long-term capital market integration,” *Journal of Finance*, 47, 1992, 43-69.
- Campbell, J., A. Lo and A. MacKinlay, *The econometrics of financial markets*, 1997, Princeton.
- Chan, K., A. Karolyi and R. Stulz, “Global financial markets and the risk premium on U.S. equity,” *Journal of Financial Economics*, 32, 1990, 137-167.
- Chen, N., R. Roll and S. Ross, “Economic forces and the stock market,” *Journal of Business*, 59, 1986, 383-403.
- Choi, J. and A. Prasad, “Exchange risk sensitivity and its determinants : A firm and industry analysis of U.S. multinationals,” *Financial Management*, 24, 1995, 77-88.
- Choi, J. and M. Rajan, “A joint test of market segmentation and exchange risk factor in international capital markets,” *Journal of International Business Studies*, 28, 1997, 29-49.
- Dumas, B. and B. Solnik, “The world price of foreign exchange risk,” *Journal of Finance*, 50, 1995, 445-479.
- Dybvig, P. and S. Ross, “Yes, the APT is testable,” *Journal of Finance*, 45, 1985, 1173-1188.

- Gibbons, M., "Multivariate tests of financial models : A new approach," *Journal of Financial Economics*, 1982, 24, 3-27.
- Hamao, Y., "An empirical examination of the arbitrage pricing theory," *Japan and the World Economy*, 1, 1988, 45-62.
- Harvey, C., "The world price of covariance risk," *Journal of Finance*, 44, 1989, 111-157.
- Ikeda, S., "Arbitrage asset pricing under exchange risk," *Journal of Finance*, 44, 1989, 447-456.
- Jorion, P., "The exchange-rate exposure of U.S. multinationals," *Journal of Business*, 25, 1990, 331-345.
- Jorion, P., "The pricing of exchange risk in the stock market," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 26, 1989, 362-376.
- Newey, W. and K. West, "A simple positive semidefinite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix," *Econometrica*, 55, 1987, 703-708.
- Prasad, A. and M. Rajan, "The role of exchange and interest risk in equity valuation : a comparative study of international stock markets," *Journal of Economics and Business*, 47, 1995, 457-472.
- Solnik, B., "An equilibrium model of the international capital market," *Journal of Economic Theory*, 9, 1974, 500-524.
- Stultz, R., "A model of international asset pricing," *Journal of Financial Economics*, 36, 1981, 923-934.
- Sweeney, R. and A. Warga, "The pricing of interest-rate risk : evidence from the stock market," *Journal of Finance*, 41, 1986, 393-410.