

# 확률적 할인요소를 이용한 해외위험의 조건부 가격화 검정 - 국내 주식시장을 중심으로 -

유 일 성\*

## 요 약

본 연구는 우리나라가 1996년 외환자유화와 자본자유화로 특징지워지는 국가들의 국제조직원 OECD에 가입한 이후 국내주식시장에서 환위험과 세계시장위험에 조건부로 가격보상이 이루어지고 있는가를 가격결정모형의 가장 일반적 형태인 확률적 할인요소를 이용하여 검정하였다. 무조건부 가격결정모형을 이용하여 국내주식시장에서 환위험프리미엄과 세계시장위험 프리미엄의 존재를 검정하고자 하는 연구들의 결론들이 일치되지 않고 있는 상황에서 조건부 가격결정모형을 이용한 검정노력은 자연스러운 접근순서로 볼 수 있다. 무조건부 가격결정모형에서 위험프리미엄이 존재하지 않는 것으로 검정되는 경우에도 조건부 프리미엄은 존재할 수 있다.

확률적 할인요소는 국내시장위험, 환위험, 세계시장위험 등 세 가지 위험요인이 포함되도록 정의하였으며, 조건부 정보를 구성하는 도구변수는 기존의 선행연구를 참조하여 6개를 선정하였다. 여기에는 상수, 전기의 국내시장수익률, 현재기의 무위험이자율, 전기의 세계시장수익률, 전기의 부도위험스프레드, 전기의 유로달러이자율이 포함된다. 월별 시계열 자료를 이용하여 가설을 검정한 결과 환위험 프리미엄과 세계시장프리미엄이 모두 존재하는 것으로 나타났다. 이 결과는 외환위기 기간이었던 1997년을 제외하더라도 차이가 없었다. 따라서 기업의 재무결정에서 환위험해징활동 등이 기업가치창조와 무관하지 않음을 의미하고 있다. 국내시장위험과 세계시장위험이 모두 프리미엄을 요구하고 있음은 우리 국내시장이 세계시장과 완전 통합된 상태는 아님을 보여준다고도 해석될 수 있다.

---

\* 부경대학교 경영대학 부교수

# I. 서 론

본 연구에서는 대한민국이 외환자유화와 자본자유화로 특징되는 국가들의 국제조적인 OECD에 가입된 1996년부터 2000년까지 5년간의 월간 시계열자료를 이용하여 해외위험이 국내주식시장에서 가격화되고 있는가를 검정하고자 한다. OECD가입이전에 이미 1990년대 초부터 정부는 지속적으로 금융시장과 외환시장의 자유화와 개방화를 추진하여 왔다. 1996년 OECD 가입 직전에는 상당수준의 금리자유화와 자본시장 및 외환시장의 개방이 이루어졌는데, OECD 가입이후에 이러한 정책기조는 보다 확고히 유지되었다. 1997년 12월 외환위기로 인하여 외환시장에서 일일 환율변동폭 제한이 완전히 제거되고, 국내 기업의 주식에 대한 외국인 소유한도가 대폭 완화되었다. 국내주식시장의 모든 투자자들이 미국시장의 가격동향에 촉각을 곤두세우고 있으며, 매일매일 외국인 투자자의 투자방향에 대한 정보가 대단히 중요한 정보로서 인식되는 현 상황에서 국내시장의 주가가 환율위험과 세계시장위험을 어떻게 반영하고 있는가를 측정하고자 하는 노력은 이론적·실무적 의의를 부여할 수 있으리라 생각한다.

환율위험과 세계시장위험의 가격화 여부, 다시 말해서 환율위험프리미엄과 세계시장위험프리미엄의 존재 여부 검정을 위하여서는 적절한 가격결정모형이 전제되어야 한다. 본 연구에서 이용하는 가격결정모형은 균형상태에서 차익거래이익을 배제하는 모든 가격결정모형을 포괄할 수 있는 확률적 할인요소(stochastic discount factor) 혹은 가격부여동인(pricing kernel)에 관련된 일반적인 제약조건으로부터 출발하고자 한다. 이러한 확률적 할인요소가 내재하는 위험요인에 대하여 사전적으로 이론적인 제한을 부여하는 가격결정모형으로서 Sharpe (1964), Lintner(1965)의 CAPM이나 Breeden(1979)의 CCAPM, Solnik(1974)의 IAPM(International Asset Pricing Model)등을 들 수 있다. 확률적 할인요소에 영향을 미치는 위험요인을 사전에 이론적으로 식별하기 어려운 가격결정모형으로서 Ross(1976)의 APT나 Merton(1973)의 동태적 자본자산가격결정모형(intertemporal CAPM) 등을 대표적으로 들 수 있다. 본 연구에서는 확률적 할인요소가 내재하는 위험요인이 이론적으로 사전에 제약받지 아니하는 후자의 입장에서 출발한다.

본 연구에서는 확률적 할인요소에 국내시장 위험요인, 달러환율 위험요인, 세계시장위험요인을 포함한 경우 이들 두 해외위험이 가격보상되고 있는지에 초점을 맞춘다. 이러한 다요인 모형은 기존의 국내외 연구에서 이미 많이 활용되었으므로 그 타당성에 대하여 큰 논란을 제기할 필요는 없으리라 생각한다(Choi, Hiraki & Takezawa, 1998). 세계시장 위험요인과 환율위험요인 만이 가격결정 모형에 포함되는 경우라면 이는 Solnik의 IAPM모형으로 이해할 수 있다. Solnik의 IAPM의 경우 세계자본시장이 완전히 통합된다 하더라도 구매력평가가설이 현실적으로 성립되지 않는다면 세계시장위험 프리미엄만으로는 자산의 가격을 설명하는데 충분하지 아니하며, 이에 추가하여 환율위험 프리미엄이 가격결정 모형에 포함되어야 한다. 본 연구에서는 국내시장위험 요인, 환율위험 요인, 세계시장 위험요인 셋을 모두 가격모형에 포함시킴으로써 국내주식시장의 세계시장에의 통합정도를 살펴볼 수 있다. 만일 국내시장위험프리미엄은 유의적이지 아니하고, 세계시장 위험프리미엄만이 유의적인 것으로 검정결과가 나타난다면 국내주식시장은 세계시장에 완전히 통합된 것으로 해석할 수 있다.

자본자산의 기대수익률을 설명하는 이러한 가격결정모형을 무조건부로 해석할 수도 있으며 조건부로도 해석할 수 있는데, 본 연구에서는 투자자들이 현재 어떠한 경제상황에서 어떠한 정보를 이용하여 투자 의사결정을 형성하는가를 구체적으로 규정한 조건부 가격결정모형을 환위험의 검정에 이용하고자 한다. 가격결정모형을 검정함에 있어서 무조건부 모형과 조건부 모형은 각각의 장단점이 있는데, 우선 무조건부 모형은 투자자들이 미래상황을 예측하기 위하여 투자 의사 결정시에 실제로 이용하는 다양한 정보들을 고려하지 않고 모형을 검정하게 되는 반면에, 조건부 모형은 이러한 현실을 적절히 감안해 줄 수 있는 폭을 허용한다. 하지만, 조건부 모형에서는 실제로 투자자들이 미래 상황을 예측하기 위하여 이용하는 정보가 구체적으로 무엇인가를 규정하는 과정에서 불가피하게 가설 검정자의 임의적인 자의성이 개입하게 되는 결함을 안게 된다. 본 연구에서 조건부 모형을 이용하여 환위험의 프리미엄 여부를 검정하고자 하는 가장 중요한 이유 중의 하나는 무조건부 가격결정모형을 이용하여 주식시장의 환위험의 가격화 여부를 다룬 기존의 국내외 연구들이 어떤 한 방향으로 결론을 형성하지 못하였기 때문이다. 예컨대, 권택호(1999)의 경우 1983년부터 1996년 기

간을 표본기간으로 할 때 국내주식시장에서 환위험에 보상이 이루어지지 않는 것으로 검정결과가 제시되었으나, 1990년부터 1996년까지의 하위기간을 분석대상으로 한 경우 유의한 환위험 프리미엄을 발견하였다. 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 & Rajan(1995)의 경우 미국에서는 환율위험이 보상받는데 다른 국가에서는 보상되지 않는 것으로 검정되었다. 국제금융시장에서 자본시장의 통합화와 환율위험의 존재를 결합적으로 검정한 Choi & Rajan(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.

무조건부 가격결정모형 검정에서 그 이론이 기각되지 아니하는 경우, 조건부 모형도 수용됨을 함의하고 있다(Hansen & Richard, 1987). 하지만 조건부 가격결정모형의 검정에서 그 모형이 수용된다 하더라도, 이것이 무조건부 모형의 수용을 의미하지는 않는다. 다시 말해서 무조건부 가격결정모형을 이용하여 얻은 국내시장의 환위험프리미엄에 관련된 결론이 부정적이라고 하더라도, 조건부 모형을 이용하여 이를 검정하는 경우 반대의 결론에 도달할 수 있는 가능성이 있기 때문에 이러한 접근방식은 의의가 부여될 수 있을 것이다.

조건부 가격결정모형은 여러 형태가 있을 수 있는데, 본 연구에서는 표본기간 중의 위험프리미엄을 일정하게 가정하는 ARCH나 GARCH류의 조건부 모형과는 달리, 위험프리미엄을 조건부 정보를 대용하는 도구변수들의 선형적 결합으로 나타낼 수 있다고 가정한다(Dumas & Solnik, 1995). 이러한 도구변수들의 선형적 결합으로 위험프리미엄의 변동을 설명하는 조건부 모형에도 여러 형태가 있을 수 있는데, 이미 상기에 설명한 바와 같이 확률적 할인요소를 이용한 가장 일반적인 형태의 가격결정모형을 가설검정에 투입하고자 한다. 이러한 모형은 이미 Dumas & Solnik(1995)이나 Choi, Hiraki & Takezawa(1998) 등에서

유사한 주제를 다루기 위하여 활용되었다. Dumas & Solnik은 Solnik(1974)의 IAPM에 입각하여 미국 일본 독일 영국 네 국가를 대상으로 이들의 환율위험이 세계시장위험과 함께 가격이 부여되고 있는가를 검정하였다. Choi, Hiraki & Takezawa(1998)의 경우 Dumas & Solnik과 방법론은 동일하지만 그들과는 달리 일본만을 대상으로 하여 엔-달러환율위험이 일본국내시장위험 및 금리 위험과 함께 일본주식시장에서 프리미엄이 부여되고 있는지를 검정하였다. 검정결과 두 연구에서 모두 환율위험에 조건부 프리미엄이 존재하는 것으로 나타났다.

이어지는 II장에서는 확률적 할인요소의 제약조건식과 이에서 도출되는 조건부 가격결정모형을 추정하기 위하여 이용되는 GMM 추정방법에 대하여 간략히 설명한다. 그 다음에는 본 연구에 투입되는 월별 시계열 자료들의 구성과 그들의 기본적 통계특성을 요약한다. III장에서는 환율위험과 세계시장위험이 조건부로 프리미엄이 부여되고 있는지의 여부와 이들이 시간경과에 따라서 변동하고 있는지를 GMM의 초과확인조건 검정과 도구변수 추정계수의 결합적 검정을 통하여 확인한다. 검정을 위한 전체 표본기간은 우리나라가 OECD에 가입한 1996년부터 2000년까지의 5년을 대상으로 한다. 그러나 1997년 하반기에 발생한 이례적인 외환위기가 가설검정결과에 미칠 수 있는 영향을 고려하여 외환위기가 진행된 기간을 제외시킨 1998년 이후 기간만을 하부 표본기간으로 별도로 설정하여 동일한 가설검정을 시도한다. 마지막으로 IV장 결론부분에서는 본 연구의 내용을 요약하고 연구의 한계점을 제시하고자 한다.

## II. 조건부 가격결정모형의 GMM 추정방법과 시계열 자료의 기본적 통계특성

### 1. 조건부 가격결정모형의 GMM 추정시스템

자본거래에 마찰적 요소가 제거된 자본시장(perfect capital market)에서 차익거래이익이 존재하지 않는 경우 모든 자본자산의 균형가격은 다음의 조건을 충족시키게 된다(Ingersoll, 1987).

$$E(M_t(1 + R_t) | F_{t-1}) = 1. \quad (1)$$

여기서  $R_t$ 은  $t$ 시점의 자산 수익률,  $F_{t-1}$ 은 현재  $t-1$ 시점에서 미래  $t$ 시점의 예측을 위하여 이용할 수 있는 정보의 집합을 의미한다.  $M_t$ 은 Hansen & Jagannathan (1991)의 표현에 따르면 가격부여동인(pricing kernel)인데, 이는 만일 완전시장(complete market)을 가정한다면 상황가격(state price) 혹은 애로-드부르(Arrow-Debreu)가격을 해당 상황의 발생확률로 나눈 값에 해당된다. 한편 자본자산의 가격결정을 투자자의 효용 극대화 행위의 결과로서 해석하는 경우, 방정식 (1)은 투자자가 동태적 포트폴리오를 형성하는 과정에서 부여되는 1차 최적화 필요조건(Euler equation)으로도 도출될 수 있다. 이 경우  $M_t$ 은 투자자의 현재소비와 미래소비에 있어서 한계효용의 비율을 포함하게 된다.

조건부 무위험이자율  $\rho_{t-1}$ 이 존재하고, 모든 자산의 수익률  $R_t$ 를 무위험이자율  $\rho_{t-1}$ 과 비교한 초과 수익률  $r_t$ 로 표현하는 경우 상기 방정식 (1)은 다음의 조건방정식 (2)와 식 (3)으로 나타낼 수 있다.

$$E(M_t(1 + \rho_{t-1}) | F_{t-1}) = 1. \quad (2)$$

$$E(M_t r_t | F_{t-1}) = 0, i = 1, 2, \dots, N. \quad (3)$$

모든 가격결정모형은 구체적으로  $M_t$ 을 여하히 구성하는가의 차이로서 이해될 수 있는데, 본 연구에서는  $M_t$ 가 아래 식 (4)와 같이 정의된다.

$$M_t = [1 - \lambda_{0,t-1} - \lambda_m r_{m,t-1} - \lambda_x r_{x,t-1} - \lambda_w r_{w,t-1}] / (1 + \rho_{t-1}) \quad (4)$$

여기서  $r_m$ 은 국내시장 포트폴리오의 초과수익률을 나타내며,  $r_x$ 는 달러외환자산에 투자한 포트폴리오의 초과수익률,  $r_w$ 는 세계시장 포트폴리오의 초과수익률을 의미한다. 이들 초과수익률들의 상관관계에 기인하는 통계적 해석상의 모호함을 완화하기 위하여 이들을 직교화시켜서 투입할 수도 있겠지만, 본 연구에서는 원래의 시계열 자료를 그대로 이용한다.  $\lambda_m$ ,  $\lambda_x$ ,  $\lambda_w$ 는 각각 국내시장위험, 환위험, 세계시장위험에 부여되는 프리미엄을 나타낸다.  $\lambda_0$ 는 다른 여타의  $\lambda$ 변수들과는 달리 시장에서 형성되는 프리미엄을 의미하지는 않고, 다만 조건부 무위험이자율을 기준으로 모든 자산수익률을 표현하는 과정에서 기술적으로 만들어진 변수이며, 이는 조건부 무위험이자율  $\rho_{t-1}$ 과 여타의 조건부 위험프리미엄

과의 차이에 의해 영향을 받게 된다.

가격부여동인 M이 상기 방정식 (4)의 제약을 따른다면 가격결정모형은 다음과 같이 다중공분산 가격결정모형의 형태로서 도출될 수 있다.

$$E[r_{it} | F_{t-1}] = \lambda_{m,t-1} \text{cov}(r_{it}, r_{mt} | F_{t-1}) + \lambda_{x,t-1} \text{cov}(r_{it}, r_{xt} | F_{t-1}) + \lambda_{w,t-1} \text{cov}(r_{it}, r_{wt} | F_{t-1}) \quad (5)$$

본 연구의 조건부 가격결정모형 식 (4) 혹은 식 (5)를 실증적으로 검정하기 위하여 조건부 정보집합  $F_{t-1}$ 을 적절한 수의 도구변수로서 대응시킨다. 그리고 아래 식 (6)~식 (9)에서와 같이 이러한 도구변수들의 선형적 결합으로 가격결정모형식 (4)와 (5)에서  $\lambda$ 로 표기된 조건부 위험프리미엄이 결정되고 결과적으로 자산의 가격과 기대수익률이 결정된다고 가정한다.

$$\lambda_{0,t-1} = Z_{t-1} \Phi_0' \quad (6)$$

$$\lambda_{m,t-1} = Z_{t-1} \Phi_m' \quad (7)$$

$$\lambda_{x,t-1} = Z_{t-1} \Phi_x' \quad (8)$$

$$\lambda_{w,t-1} = Z_{t-1} \Phi_w' \quad (9)$$

여기서  $Z_{t-1}$ 은 투자의사결정시점에서 공개적으로 정보의 입수가 가능한 도구변수의 집합이며  $\Phi$ 는 그 변수들에 부여되는 회귀계수를 의미한다.

이제 조건부 정보집합  $F_{t-1}$ 을 대응하는 도구변수  $Z_{t-1}$ 에 구체적으로 무엇을 포함시키려는가하는 쉽지 않은 문제가 제기되는데, 우선 기존의 연구결과들을 참조하고자 한다. Dumas & Solnik(1995)의 경우에는 도구변수의 수를 상수를 포함하여 6개로 설정하였는데, 전기 세계시장지수의 초과수익률, 미국 장기채권 수익률, 유로달러 단기 수익률, 미국 배당수익률, 일월효과를 나타내는 더미변수가 포함되어 있다. Choi, Hiraki & Takezawa(1998)의 경우에도 도구변수의 수를 상수를 포함하여 6개로 설정하였는데, 동일가중치 일본주가지수의 전기 초과수익률, 일본 장기채권의 초과수익률, 일본 단기금리, 일본 배당수익률, 일월효과를 나타내는 더미변수가 포함되어 있다.

도구변수의 수가 너무 작으면 조건부 정보를 이용한 미래 가격의 예측능력에 지나친 한계를 부여하게 되며, 반대로 수가 너무 많으면 GMM 추정 통계치의

신뢰성에 결함을 가져오게 된다(Ferson & Foerster, 1994). 기존 연구에서와 같이 본 연구에서도 도구변수의 수를 6개로 국한하고, 이들을 상수, 전기의 국내 시장포트폴리오 수익률, 당해기의 무위험 수익률, 전기의 세계시장 포트폴리오 수익률, 전기의 부도위험스프레드, 전기의 3개월 유로달러이자율로 구성하였다. 국내시장포트폴리오 수익률은 시장가치 가중치 주가지수 수익률을 이용할 수도 있고 동일가중치 주가지수 수익률 등을 이용할 수도 있을 것이나, 본 연구에서는 한국증권거래소에서 편제하는 종합주가지수에 입각한 수익률을 그대로 활용한다. 당해기의 무위험 수익률의 측정치로서는 월초에 만기 1개월의 단기 무위험증권 수익률이 적합하지만, 그러한 단기증권시장 수익률 시계열자료가 여의치 않은 관계로 전월말의 콜금리로 대체하였다. 세계시장 포트폴리오 수익률은 MSCI에서 편제하는 전세계가격지수(ac World Price Index)에 기초하여 산출하였다. 부도위험 스프레드는 3년만기 회사채 유통수익률에서 3년 만기 국채 유통수익률을 차감하여 산출하였다.

상기 방정식 (2)와 (3)을 약간 변형시킨 다음, M에 식 (4)를 대입하고 가정 식 (6)~(9)를 이용하면 아래 식 (10)과 식 (11)로 정의되는 오차  $u_t$ 와  $v_{it}$ 에 입각한 GMM 추정시스템을 얻게 된다(Dumas & Solnik, 1995).

$$u_t = -Z_{t-1} \Phi_0' + Z_{t-1} \Phi_m' r_{mt} + Z_{t-1} \Phi_x' r_{xt} + Z_{t-1} \Phi_w' r_{wt} \quad (10)$$

$$v_{it} = r_{it} - r_{it} u_t, \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (11)$$

## 2. 시계열 자료의 기본적 통계특성

국내주식시장의 개별주식  $i$ 의 가격 시계열자료는 한국증권거래소에서 분류한 17개 산업별 분류에 기초하여 한국증권연구원에서 편집한 월별 수익률 자료를 그대로 활용한다. 그런데 산업분류기준이 최근에 개정되었기 때문에 17개 산업 중 1996년부터의 수익률 자료를 구하지 못하는 산업이 있는데, 의료정밀기기 산업, 전기 및 가스업, 통신업이 이에 해당한다. 본 연구에서는 이들 세 산업은 제외하고, 대신 대형주, 중형주, 소형주 등으로 기업규모별로 분류된 수익률 시계열 자료를 포함시킴으로써 전체 개별 포트폴리오를 총 17개로 구성하였다.

각 개별 포트폴리오의 전체 표본기간 중 월별 초과수익률 평균과 표준편차는



<표 1>과 같다. 앞으로 표 작성 및 표기의 간결성을 유지하기 위하여 개별 포트폴리오의 초과수익률은 R1, R2, ..., R17로 표시하고, 가격위험요인으로서  $r_{mt}$ 는 F1,  $r_{xt}$ 는 F2,  $r_{wt}$ 는 F3로써, 도구변수로서 상수는 Z0, 국내시장수익률은 Z1, 무위험이자율은 Z2, 세계시장수익률은 Z3, 이자율 위험스프레드는 Z4, 유로달러 이자율은 Z5로써 나타낸다. 한편 소수점 이하 많은 자릿수 0을 가지고 있는 통계치의 경우에는 그 공간을 절약하고 유효수치를 부각하기 위하여 10의 승수형태로서 이들을 표기한다. 예컨대, 0.000068은 6.8D-05로 나타낸다.

〈표 1〉 주식포트폴리오 월별 초과수익률 분포 요약

주식포트폴리오	평 균	표 준 편 차	
R1	-0.00710	0.131	
R2	-0.0268	0.123	
R3	-0.0290	0.133	
R4	-0.00857	0.138	
R5	-0.00819	0.134	
R6	-0.0153	0.155	
R7	-0.00316	0.136	
R8	-0.0286	0.141	
R9	0.00498	0.195	
R10	-0.0202	0.150	
R11	-0.0207	0.167	
R12	-0.0346	0.167	
R13	-0.0217	0.163	
R14	-0.0233	0.158	
R15	-0.00992	0.140	
R16	-0.00735	0.150	
R17	-0.0107	0.124	
R1 = 음식료품	R2 = 섬유 의복	R3 = 종이 목재	R4 = 화학
R5 = 의약품	R6 = 비금속광물제품	R7 = 철강 금속	R8 = 기계
R9 = 전기전자	R10 = 운수장비	R11 = 유통업	R12 = 건설
R13 = 운수차고	R14 = 금융	R15 = 대형주	R16 = 중형주
		R17 = 소형주	

$r_{mt}$ 는 국내시장 초과수익률이며 한국종합주가지수에 입각한 월별 수익률에서

무위험 이자율을 차감하여 구하였다.  $r_{xt}$ 는 환율위험요인을 의미하는데, 이는 원-달러환율의 월별 변동율에 유로달러예금이자율을 보태고 국내 무위험이자율을 차감하여 산출하였다. 계산에 투입되는 모든 수익률이 1개월에 해당되는 수치로서 조정되었으며, 달러화로 이루어진 가상의 외화자산포트폴리오가 벌어들이게 되는 초과수익률의 개념이다(Dumas & Solnik, 1995). 환율위험요인을 본 연구에서와 같이 원-달러 환율로 하나로 측정할 수도 있겠지만, 아예 중요한 국가의 환율을 수 개의 위험요인들로서 따로 따로 설정할 수도 있을 것이다. 또 다른 방법으로는 우리나라의 대외교역에 따른 여러 국가 환율들을 대상으로 적절한 가중치를 적용한 실질환율을 구하여 투입할 수도 있을 것이나, 본 연구에서는 원-달러 환율만이 우리 국내 외환시장에서 가격형성이 이루어지고 있고, 달러가 우리나라 대외교역에서 차지하는 비중을 감안하여 원-달러 환율 하나로써 환율위험요인을 측정하고자 한다.

세계시장위험요인  $r_{wt}$ 는 MSCI에서 편제하는 여러 세계시장지수 중에서 모든 국가를 포함하고 있는 가격지수인 ac WORLD 가격지수를 이용하여 초과수익률을 계산하였다. <표 2>에 이들 세 위험요인들의 기본적인 통계특성이 요약되어 있다.

<표 2> 위험요인 분포특성

	평균	표준편차	상관계수		
			F1	F2	F3
F1	-0.0101	0.132	1.000		
F2	0.00665	0.0758	-0.342	1.000	
F3	-6.8D-05	0.0418	0.482	-0.227	1.000
F1 = 국내시장위험요인, F2 = 환위험요인, F3 = 세계시장위험요인					

도구변수의 유용성 정도는 이들이 집합적으로 다음 달의 주식 초과수익률을 얼마나 효과적으로 예측할 수 있는가에 달려 있는데, 이들의 예측능력을 GMM 추정을 통하여 검증하기 이전에 단순회귀분석을 통하여 이들의 유용성을 예비적으로 살펴보았다. 17개 개별 주식포트폴리오 각각에 대하여 6개의 도구변수  $-Z_0, Z_1, \dots, Z_5$ -를 설명변수로 하여 단순회귀분석한 결과로 얻은 상관계수가

<표 3>에 요약되었다. 주식포트폴리오의 초과수익률에 대하여 평균 결정계수  $R^2$ 는 16.1%로 나타났으며, 최저  $R^2$ 는 8%를, 최대  $R^2$ 는 20%를 상회하고 있다. 이는 Dumas & Solnik(1995)이나 Choi, Hiraki & Takezawa(1998)의 연구결과에 비하여 매우 높은 수준이며, 도구변수가 결합적으로 미래를 예측하는 데 있어서 상당한 유용성을 가지리라 추측할 수 있다.

<표 3> 도구변수 Z0, ..., Z5를 설명변수로 이용한 단순회귀분석 결정계수

주식포트폴리오	R1	R2	R3	R4	R5	R6
$R^2$	0.189	0.180	0.0923	0.190	0.0870	0.144
주식포트폴리오	R7	R8	R9	R10	R11	R12
$R^2$	0.199	0.166	0.215	0.131	0.181	0.148
주식포트폴리오	R13	R14	R15	R16	R17	평 균
$R^2$	0.134	0.120	0.185	0.168	0.207	0.161

### Ⅲ. 해외위험 프리미엄 검증

본 장에서는 국내시장위험, 달러환율위험, 세계시장위험을 포함시킨 조건부 가격결정모형을 검증한다. 이는 독자적인 가격결정모형으로서 뿐만 아니라, 일반적인 모형에서 특수모형(*general to specific*)을 찾아나가는 계량경제학적인 접근방식으로서 여러 경쟁적인 가격결정이론들을 모두 포함한 형태(*encompassing model*)로서도 이해될 수 있다. 다시 말해서, 그 세 가지 위험 중 국내시장위험만이 유일한 가격결정 위험이라면 완전히 고립된 국내경제에서 단일 위험요인이 작동하는 CAPM형태의 가격결정모형이 여기에 해당할 것이며, 세계시장위험만이 유일한 가격결정 위험이라면 세계 자본시장이 완전히 통합되고 구매력평가가설이 완전히 성립되는 세계경제에서의 가격결정이론이 여기에 해당한다(Grauer, Litzenberger & Stehle, 1976). 세계시장위험요인과 달러환율 위험요인이 가격결정요인이라면 세계자본시장이 완전히 통합되고 구매력평가 가설이 성립되지 않는 세계경제에서의 가격결정이론을 지지하게 된다(Adler &

Dumas, 1983).

II장에서 이미 언급하였듯이 조건부 정보를 대용하는 도구변수가 상수를 포함하여 6개가 구성되었는데, 가격위험요인이 3개가 설정된 이러한 가격결정모형을 17개의 산업포트폴리오 전체 자산에 대하여 GMM추정방식을 적용하고자 하는 경우 직교조건방정식은 총  $108(=6*18)$ 개이며, 추정되어야 하는 파라미터 수는  $24(=4*6)$ 개이다. 따라서 본 연구의 GMM추정시스템은 초과확인상태이므로, 초과확인 J검정을 통하여 본 연구에서 설정한 조건부 가격결정모형이 얼마나 심각한 모형설정오류를 포함하고 있는지의 검정할 수 있다. GMM 추정에 투입되는 총 데이터의 수는 5년 60개월에 17개의 산업포트폴리오와 6개의 도구변수를 고려했을 때 모두  $1380(=60*(17+6))$ 개 이다. 만일 오차항  $u_t$ 와  $v_{it}$ 의 조건부 이분산성을 허용하려 한다면 파라미터와 분산행렬을 추정하기 위하여 모두  $5910(=24+(108*109)/2)$ 개의 추정치가 요구된다. 따라서 본 연구에서의 GMM 추정은 조건부 동분산성을 가정하고 이루어지며, 이는 완전정보 도구변수추정(FIVE)방법을 적용한 경우와 동일한 결과를 얻게 된다.

<표 5>에서는 24개의 파라미터에 대한 추정치와 세 가지 위험을 포함하는 가격결정모형이 얼마나 타당성을 가지는지를 검정한 결과를 보여주고 있다. 본 연구에서 설정한 3 위험요인 가격결정모형에 대한 J검정 P값은 0.942로서 모형이 실제 시계열자료를 체계적 오류 없이 설명하고 있음을 시사하고 있으며, 수익률의 횡단면적 차이를 설명하고자 하는 가격결정모형으로서 기각될 수 없음을 알 수 있다. 추정된 파라미터의 P값을 위험요인별로 살펴보면 국내시장위험요인과 세계시장위험요인의 경우 유의적인 P값을 가진 파라미터가 다수 존재하는데 반하여 환율위험요인의 경우 10%의 유의수준에서 두개의 도구변수가 유의적인 값을 가지고 있다. 이는 두 시장위험의 프리미엄에 비하여 환율위험 프리미엄의 통계적 예측이 상대적으로 쉽지 않음을 시사하고 있다.

만일 특정위험프리미엄을 설명하는 도구변수들의 추정계수들이 모두 결합적으로 0과 다르지 않다면, 이는 해당 위험의  $\lambda$ 가 0과 다르지 않으므로 이 경우에는 해당 위험의 조건부 프리미엄이 존재하지 않는다고 결론지을 수 있다. 아래 <표 6>에서는 각각의 위험에 대하여 국내주식시장에서 프리미엄이 부여되고 있는가를 Wald 통계치를 이용하여 검정하고 있다. 각각의 프리미엄에 대하여

귀무가설은 '모든 회귀계수 파라미터가 결합적으로 0이다( $\phi_0 = \phi_1 = \dots = \phi_5 = 0$ )'이며, 5%의 유의수준에서 어떤 프리미엄에 대해서도 가설이 기각되고 있다. 따라서 OECD가입이후 국내주식시장에서 환율위험에는 조건부 가격이 부여되었다고 결론지을 수 있다.

〈표 5〉 조건부 가격결정모형의 GMM 추정과 초과확인조건 검정

	$\lambda_0$		$\lambda_m$		$\lambda_x$		$\lambda_w$	
	추정치	t 값	추정치	t 값	추정치	t 값	추정치	t 값
$\phi_0$	-1.209	-1.143	47.11**	3.143	7.216	.2016	-134.2**	-2.313
$\phi_1$	-.6434	-.7832	-35.40**	-2.701	4.616	.1582	113.6**	3.243
$\phi_2$	59.17**	2.373	-896.1**	-3.006	2145.*	1.746	2944.**	2.618
$\phi_3$	1.007	.3922	44.14	1.303	-1.332	-.0222	-162.9	-1.632
$\phi_4$	-312.1**	-2.954	1405.	1.233	-9427.*	-1.711	-.1828E+05**	-3.723
$\phi_5$	139.0	.6732	-8882.**	-3.105	-2638.	-.3632	.2590E+05**	2.354
GMM초과확인 제약조건 검정결과					$\chi^2$ 값		P 값	
					64.6771		.942	

주) \*\*: 유의수준 5%에서 유의적 추정치, \*: 유의수준 10%에서 유의적 추정치

국내시장위험과 세계시장위험의 경우에도 아래 <표 6>의 Wald 검정에서 보듯이 '위험프리미엄이 존재하지 않는다'는 귀무가설이 기각되었다. 환율위험요인과 세계시장위험요인이 가격결정모형에 추가된 상태에서 국내시장위험이 여전히 별도로 가격화 되고 있음은 국내주식시장이 세계시장과 완전히 통합된 상태는 아님을 시사하고 있다.

〈표 6〉 조건부 위험 프리미엄의 유무의 Wald 검정

	$\lambda_0$	$\lambda_m$	$\lambda_x$	$\lambda_w$
$\chi^2$	35.976	25.405	13.040	15.302
P 값	2.79D-06	2.87D-04	0.0424	0.0180

<표 7>에서는 각각의 위험프리미엄의 시간가변성을 검정한 결과를 제시하고 있다. 각각의 위험별로 귀무가설은 위험프리미엄의 시간 불변성으로 설정되어

있으며, 구체적으로 '상수항을 제외한 파라미터들이 결합적으로 0과 다르지 않다( $\phi_1 = \dots = \phi_5 = 0$ )'는 가설을 검정한다. 귀무가설에 대한 P값에서 알 수 있듯이 국내시장위험프리미엄과 세계시장위험 프리미엄은 1% 유의수준에서, 환율위험 프리미엄은 10% 유의수준에서 시간불변성을 기각하고 있다. 시간가변성에 대한 이러한 검정결과는 위험노출수준을 불변으로 전제하는 무조건부 가격결정모형을 이용하여 위험들의 가격화를 검정하고자 할 때, 시간가변성을 무시하는데서 발생하는 검정오류가 있을 수 있음을 암시하고 있다.

〈표 7〉 조건부 위험 프리미엄의 시간불변성 Wald 검정

	$\lambda_0$	$\lambda_m$	$\lambda_x$	$\lambda_w$
$\chi^2$	13.626	17.191	10.342	15.294
P 값	0.0182	0.00415	0.0661	0.00918

해외위험의 조건부 가격화에 대한 상기의 검정결과가 1997년 하반기 외환위기로 인한 특수상황에 기인하는 것이 아닌가하는 의구심을 가질 수 있다. 따라서 이례적 표본인 외환위기 상황을 표본기간에서 제외한 경우 위험프리미엄에 대한 검정결과에 어떠한 차이가 발생하는가를 확인하고자 한다. 표본기간에서 제외시켜야 하는 외환위기 기간을 구분하는 것 역시 인위적인 자의성에서 완전히 벗어날 수는 없음을 인정하며, 본 연구에서는 1997년 이전을 완전히 제외하고 1998년 이후만을 하부표본기간으로 설정하였다.

〈표 8〉 1998년 이후 하부표본기간 위험프리미엄 검정

GMM 초과확인 제약조건 검정	$\chi^2$ 값		P 값		
	61.2389		.971		
조건부 위험 프리미엄 유무 검정		$\lambda_0$	$\lambda_m$	$\lambda_x$	$\lambda_w$
	$\chi^2$ 값	57.209	20.243	14.179	17.355
	P 값	1.66D-10	0.00251	0.0277	0.00806
조건부 위험 프리미엄 시간 불변성 검정		$\lambda_0$	$\lambda_m$	$\lambda_x$	$\lambda_w$
	$\chi^2$ 값	9.592	18.562	11.229	16.157
	P 값	0.0877	0.00232	0.0470	0.00641

<표 8>에서 보듯이 모형오류를 판단하기 위한 J검정에서 P값은 0.971로 높게 나타났으므로, 이는 세 요인 가격결정모형이 하부표본기간에서도 여전히 유효함을 시사하고 있다. 각 위험에 대하여 조건부 위험프리미엄이 존재하지 않는다는 가설과 위험프리미엄이 시간불변성을 보인다는 가설도 전부 5%의 유의수준에서 기각되고 있다. 결과적으로 1997년 외환위기 기간을 표본에 포함하든지 하지 않든지 OECD가입이후 국내주식시장에서 국내시장위험과 환율위험 세계시장위험은 조건부 프리미엄을 부여받고 있음을 알 수 있다.

#### IV. 요약과 결론

본 연구는 우리나라가 외환자유화와 자본자유화로 특징지어지는 OECD에 가입한 이후에 해외위험에 프리미엄이 형성되어 있는가하는 문제를 다루고 있다. 해외위험요인이 국내주식시장에서 가격화가 이루어지는가 그렇지 못한가하는 문제는 개인과 기업을 포함한 경제주체들의 포트폴리오 형성, 환율위험 헷징 및 자본조달방법에 이르기까지 중요한 영향을 미치게 되므로 이는 단순히 지적 호기심을 충족하는 영역에만 머무르지 않는다. 이 문제와 관련된 과거의 국내연구는 무조건부 가격결정모형을 활용하여 통일된 결론을 형성하지 못하였는데, 본 연구에서는 프리미엄의 시간 가변성을 허용하는 조건부 가격결정 모형에 입각하여 실증적인 분석을 시도하였다. 최근에 국내주식시장에서 미국을 포함한 세계시장의 가격 움직임이 가지는 정보의 중요성은 대단히 증대하였으며, 이러한 정보들을 주어진 조건으로 하는 자산가격결정에 관련된 가설을 검정하는 작업은 시사적 의미를 부여할 수 있다.

추정되는 파라미터의 수를 경제적으로 축소시키기 위하여 확률적 할인요소의 행태방정식을 이용하여 조건부 가격결정모형을 함의시켰으며, 확률적 할인요소에는 국내시장위험요인, 달러환율위험요인, 세계시장위험요인 등 세 가지 위험요인이 포함되는 것으로 가정하였다. 조건부 정보를 대용하는 도구변수집합에는 상수, 시차를 갖는 국내시장수익률, 국내 콜금리, 이자율 부도스프레드, 세계시장 수익률, 유로달러 이자율 등 6개를 포함시켰다. GMM추정을 통하여 검정

한 결과, 이러한 조건부 가격결정모형이 실제 시계열자료를 체계적 오류 없이 설명하고 있으며, 세 가지 위험에 모두 프리미엄이 부여되고 있는 것으로 나타났다. 이와 동시에 국내시장과 세계시장이 함께 위험프리미엄을 부여받음으로써 국내주식시장이 세계시장에 완전히 통합되어 있지 않음을 시사하고 있다. 위험프리미엄의 시간불변성에 관련된 귀무가설 역시 10% 유의수준에서 모두 기각됨으로써 세 가지 위험프리미엄이 시간이 흐름에 따라서 가변적인 것으로 나타났다. 이러한 검정결과가 1997년 하반기 외환위기에 영향을 받은 이례적인 우연일 수 있음을 염려하여, 1998년 이후 시계열 자료만을 이용하여 동일한 검정 절차를 반복하였지만, 전체표본기간과 하부표본기간간의 검정결과 차이를 발견할 수 없었다.

본 연구의 한계로서 우선적으로 제시할 수 있는 부분은 OECD가입이후 충분한 월별 시계열 자료를 구성할 만한 기간이 부족하였기 때문에 본 연구의 결론들이 가질 수 있는 유효성과 신뢰성의 제약을 들 수 있다. 그러나 이러한 제약은 많은 실증적 분석이 공통적으로 겪게 되는 장애임을 이해할 필요가 있을 것이다. 둘째는 조건부 가격결정모형을 검정하기 위하여 도구변수를 선정하는 과정에서 개입된 자의성이다. 본 연구에서 투입되는 도구변수의 수와 그 구성은 기본적으로 기존 연구를 참조하여 결정하였다. 하지만 이 경우 좋게 표현한다 하더라도 연구결과 훔쳐보기(data snooping)에서 크게 벗어나지 못하고 있고, 비록 본 연구에서와 같은 조건부 모형에서 자의성이 불가피하다 하더라도 보다 효과적인 조건부 정보대용 도구변수 집합을 구성하고자 하는 시도가 추후 필요하리라 생각한다. 마지막으로 본 연구에서 해외위험 프리미엄의 존재 여부를 검정하기 위해서 활용된 조건부 가격결정모형에 관련된 문제이다. 본 연구의 모형은 확률적 할인요소를 제약시킴으로써 조건부 위험프리미엄의 행태를 규정하고 있으나, 조건부 공분산위험 혹은 조건부 베타위험의 행태에 대해서는 모형 내에서 다루지 않고 있다. 제외된 위험행태부분을 포함함으로써 보다 구체적인 해석이 가능한 조건부 가격결정모형에 기초한 연구가 보완되는 것이 바람직하리라 생각한다.



## 참 고 문 헌

- 권택호 & 박종원, “한국주식시장에서의 환위험 프리미엄과 기업특성”, 재무관리연구, 제16권 제1호, (1999. 6), 245-260.
- 지호준 & 김영일, “환율과 주가의 관계 : 국제적 실증비교”, 재무관리연구, 제16권 제1호, (1999. 6), 261-281.
- Adler, M. & B. Dumas, “International Portfolio Choice And Corporate Finance,” *Journal of Finance*, 38, 1983, 925-984.
- Bekaert, G. & C. Harvey, “Time-varying World Market Integration,” *Journal of Finance*, 50, 1995, 403-444.
- Breeden, D., “An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities,” *Journal of Financial Economics*, 7, 1979, 265-296.
- Campbell, J. & 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.
- Chan, K., A. Karolyi & 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 & S. Ross, “Economic Forces and the Stock Market,” *Journal of Business*, 59, 1986, 383-403.
- Choi, J., T. Hiraki & N. Takezawa, “Is Foreign Exchange Risk Priced in the Japanese Stock Market?,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 33, 1998, 361-382.
- Choi, J. & 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. & B. Solnik, “The World Price of Foreign Exchange Risk,” *Journal of Finance*, 50, 1995, 445-479.
- Ferson, W. & S. Foerster, “Finite Sample Properties of the Generalized Method of Moments in Tests of Conditional Asset Pricing Models,” *Journal of Financial Economics*, 36, 1994, 29-55.
- Grauer, F., R. Litzenberger & R. Stehle, “Sharing Rules and Equilibrium in an

- International Capital Market under Uncertainty," *Journal of Financial Economics*, 3, 1976, 233-256.
- Hamao, Y., "An Empirical Examination of the Arbitrage Pricing Theory," *Japan and the World Economy*, 1, 1988, 45-62.
- Hansen L. & R. Jagannathan, "Implications of Security Market Data for Models of Dynamic Economies," *Journal of Political Economy*, 99, 1991, 225-262.
- Hansen L. & S. Richard, "The Role of Conditioning Information in Deducing Testable Restrictions Implied by Dynamic Asset Pricing Models," *Econometrica*, 55, 1987, 587-613.
- Harvey, C., "The World price of Covariance Risk," *Journal of Finance*, 44, 1989, 111-157.
- Ingersoll, J., *Theory of Financial Decision Making*, Rowman & Littlefield, 1987.
- Jagannathan, R. & Z. Wang, "The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns," *Journal of Finance*, 51, 1996, 3-54.
- Jorion, P., "The Pricing of Exchange Risk in the Stock Market," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 26, 1991, 362-376.
- Lintner, J., "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets," *Review of Economics and Statistics*, 47, 1965, 13-37.
- Merton, R., "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model," *Econometrica*, 41, 1973, 867-887.
- Prasad, A. & 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.
- Ross, S., "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing," *Journal of Economic Theory*, 13, 1976, 341-360.
- Santis, G. & B. Berard, "International Asset Pricing and Portfolio Diversification with Time-varying Risk," *Journal of Finance*, 52, 1997, 1881-1912.
- Sharpe, W., "Capital Asset Prices : A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk," *Journal of Finance*, 19, 1964, 425-442.
- Solnik, B., "An Equilibrium Model of the International Capital Market," *Journal of Economic Theory*, 9, 1974, 500-524.