

# 한국주식시장에서 조건부 환위험프리미엄

유 일 성\*

## 〈요 약〉

본 연구에서는 국내 자본시장의 개방이 광범위하게 진전된 1997년 외환위기 이후 기간을 대상으로 하여 한국주식시장에서 달러환위험에 대한 노출과 그 가격화 여부를 실증분석한다. 본 연구에서는 투자자들이 국내 주식시장 및 채권시장의 동향에 추가하여 미국시장의 움직임을 중요한 조건부 정보에 포함시켜 투자의사결정을 한다고 전제하고, 이에 상응하는 조건부 다중 베타위험 가격결정모형을 검정하였다.

GMM추정의 초과식별조건을 이용하여 국내시장위험과 달러환위험 두 위험 요인을 포함한 가격결정모형의 모형설정오류를 검정한 결과 가격결정모형이 실제 주식수익률 자료와 배치되지 않는 것으로 나타났다. 조건부 달러환을 베타위험과 조건부 달러환위험 프리미엄은 모형에서 사전적으로 설정한 정보대용변수인 상수항과 한 시점 앞의 다우존스 주가지수 수익률, 국내 시장 주가수익률 및 회사채 유통수익률에 의하여 설명이 이루어질 수 있고, 둘 다 시간가변적임이 검정되었다. 주식이가격결정에 참여하고 있는 두 요인, 국내시장위험요인과 달러환위험요인의 상대적 중요성을 개략적으로 검정한 결과, 모든 포트폴리오에 걸쳐 국내시장위험요인이 더 큰 비중을 차지하고 있지만, 달러환위험요인도 무시할 수 없는 중요성을 가진 것으로 나타났다.

## I. 서 론

본 연구에서는 1997년 IMF 구제금융 지원이후 개방이 가속화된 우리 자본시장에서 환위험요인이 얼마나 우리 주식시장의 움직임을 설명할 수 있는가에 대한 의문에 대하여 실증적인 분석을 시도하고자 한다. 환위험에 프리미엄이 존재하는가하는 문제는 투자자들의 포트폴리오 구성 및 기업의 재무해지활동을 포함한 재무의사결정에 중대한 영향을 미치게 된다. 본 연구에서는 일별 주가자료를 사용하여 우리 주식시장의 매일 매일의 움직임이 환위험을 포함한 다중베타가격결정모형에 의하여 얼마나 설명될 수 있으며, 그러한 환위험이 가격보상되고 있는가를 확인하고자 한다. 우리 주식시장에서 외환

\* 부경대학교 경영학부 교수

\*\* 본 연구에 대해서 깊이있고 성의있는 지적을 해 주신 익명의 두 분 심사위원에게 감사합니다.

위기 이후 쉽게 관찰할 수 있는 중요한 변화중의 하나는 다우존스 및 나스닥지수로 대표되는 미국 주식시장의 매일 매일 움직임이 국내시장 투자자들의 다음 날 투자의사결정에 핵심적인 정보로서 포함되고 있다는 점이다. 따라서 본 연구에서 다루는 가격결정 모형도 이러한 투자현실 및 관행이 적절히 반영될 수 있도록 설정되는 것이 바람직할 것이다.

환위험의 보상여부는 국가별 검정기간별로 아직 확정적인 결론이 내려지지 않은 상황이다. 1970년대 초부터 1980년 중반에 걸쳐 미국주식시장을 대상으로 환위험이 평균적으로 보상받는가를 검정한 Jorion(1991)의 연구에서 환위험은 일부 하위기간을 제외하고 일반적으로 개별적으로는 보상받지 못하는 위험으로 나타났다. 일본주식시장을 대상으로 환위험에 평균적으로 가격이 부여되었는가를 연구한 Hamao(1988)의 경우에서도 환위험은 분산가능위험으로서 보상받지 못한 것으로 검정되었다. 1980년대를 대상으로 미국, 독일, 일본, 영국 주식시장을 연구한 Prasad & Rajan(1995)의 경우 미국에서는 환위험이 보상받는데 다른 국가에서는 보상되지 않는 것으로 검정되었다. 국제금융시장에서 자본시장의 통합화와 환위험의 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 환위험 프리미엄을 발견하였다.

우리나라의 경우 환위험 프리미엄에 대한 연구가 시계열자료의 제약으로 그리 많지 않은데, 권택호 & 박종원(1999)의 경우 국내시장위험과 달러환위험을 포함한 다중베타 가격결정모형을 사용하여 검정한 결과, 1983년부터 1996년까지의 표본 전기간을 대상으로 할 때 환위험에는 보상이 이루어지지 않는 것으로 나타났다. 그러나 1990년부터 1996년까지의 하위기간을 분석대상으로 한 경우에는 유의한 달러환위험 프리미엄을 발견하였다. 유일성(2000)의 논문에서는 다중베타가격결정모형에 국내시장위험 뿐만 아니라 일반적으로 가장 심층에 위치한다고 인정되는 세 가지 기본적 경제위험변수인 산업실질 생산위험, 인플레이션 위험, 부도위험을 함께 고려하여 실효환위험의 프리미엄을 검정하였다. 그 결과, 1990년 이후기간에 통계적으로 유의한 수준의 환위험에 우리 시장이 폭넓게 노출되어 있음을 확인할 수 있었으나, 그 위험은 시장에서 가격이 지불되지 아니하는 위험으로 검정되었다.

상기의 모든 기존연구가 월별 시계열 자료에 입각하여 환위험에 대한 연구를 진행한 데 반해서 본 연구에서는 조건부 다중베타가격결정모형(multi-beta asset pricing model)을 일별주가자료에 적용함으로써 우리 주식시장을 분석하고자 한다. 본 연구의 다중베타가격결정모형은 가격결정위험요인을 사전에 이론적으로 규정하지 아니한

Ross(1976)의 APT 모형, Merton(1973)의 동태적 가격결정모형 (intertemporal CAPM) 등과 이론적인 일관성을 가지고 있다. 무조건부 가격결정모형에서 환위험프리미엄이 존재한다면 그에 상응하는 적절한 조건부 가격결정모형에서도 위험프리미엄은 존재하는 것으로 판단할 수 있다 (Hansen & Richard, 1997). 그러나 무조건부 가격결정모형에서 가격화되지 못한 위험이었다고 하더라도, 조건부 가격결정모형에서는 가격화될 수 있다. 따라서 무조건부 모형에 입각하여 국내주식시장을 연구한 기존의 실증적 연구에서 설사 위험프리미엄이 존재하지 않는다는 검정결과가 일관성있게 제시되었다고 하더라도, 조건부 모형에 입각한 연구의 필요성은 손상되지 않는다. 본 연구에서 사용되는 조건부 가격결정모형은 수익률(예측오차)의 2차 적률의 조건부 기대값을 명시적으로 제약하고 있는 ARCH나 GARCH 조건부 모형과는 달리 수익률의 1차 적률의 조건부 기대값을 명시적으로 제약하고 있으며 위험프리미엄의 행태를 도구변수들의 선형적 결합으로 가정하고 있다. 이러한 조건부 모형은 ARCH나 GARCH 모형과 비교해서 보다 탄력적인 적용을 가능하게 하며, 특히 실무적으로 유용성이 있다고 본다.

본 연구와 유사한 조건부 가격결정모형을 이용하여 해외위험 프리미엄을 검정한 선행 연구로서 Dumas & Solnik (1995)을 들 수 있는데, 그들은 미국, 일본, 독일, 영국을 포함시킨 시계열자료에서 환위험이 가격화되고 있으며, 그 위험프리미엄은 시간가변적임을 검정하였다. Ferson & Harvey (1993)는 18개 국가를 포함시킨 자료를 대상으로 다양한 조건부 베타위험모형을 적용하여 세계시장 위험프리미엄과 환위험 프리미엄의 행태를 연구하였다.

조건부 가격결정모형에서 일반적으로 발생하는 결합은 현실의 가격결정과정에서 투자자가 활용하는 정보와 연구자가 검정모형에 투입하는 정보가 동일하지 않을 수 있다는 점이다. 이러한 불일치로 인하여 조건부 가격결정모형은 무조건부 가격결정모형에 비하여 자의적이며 인위적인 모형으로서 인식될 수 있다. 하지만 명백히 존재하는 정보의 투입과정을 아예 생략하는 무조건부 가격결정모형 역시 적지 않은 취약성을 연구의 유효성과 신뢰성에 줄 수 있다. 따라서 본 연구에서는 조건부적 가격결정모형이 무조건부 가격결정모형에 비하여 상대적으로 현실을 덜 왜곡할 수 있다는 가능성을 출발점으로 하고 있다.

무조건부 가격결정모형이든지 조건부 가격결정모형이든지 상기에 언급된 기존연구를 포함하여 해외위험프리미엄에 관련된 대부분 연구들이 월별시계열자료를 이용하고 있다. 거시경제정보를 가격결정모형에 포함하고자 하는 경우에는 그 통계의 편집과 발표 기간과 일치시켜야 하고, 선진국의 경우 이들 통계발간이 일반적으로 1개월이라는 시차

를 두게 되기 때문이다. 그 결과 주식가격결정에 투입되는 정보의 내용과 이에 대한 주가의 반응을 적시에 가격결정모형에 반영하기가 어렵게 된다. 이러한 제약을 완화하기 위하여 본 연구에서는 월별 시계열자료가 아닌 일별 시계열 자료를 조건부 가격결정모형에 사용하여 우리나라 주식시장에서의 환위험프리미엄의 존재를 확인하고자 한다.

본 연구에서는 GMM추정방법을 이용하여 우리나라의 17개 산업포트폴리오를 동시에 추정하게 되는데, 다음 본론 II장에서는 추정하고자 하는 조건부 가격결정모형과 추정방법에 대하여 설명한다. GMM 추정은 최우도추정(maximum likelihood estimation)방법과는 달리 시계열 자료들의 정규확률분포를 전제하지 않으며, 이분산성이나 시계열상관 등의 자료분포특성에 대하여서도 크게 영향을 받지 않는 강건함(robustness)이 있다. II장 2절에서는 본 연구에서 사용하는 시계열자료의 수집방법과 구성을 밝히고, 그 시계열자료들의 기본적 통계 특성에 관하여 기술한다. III장에서는 GMM 추정결과를 토대로 환위험프리미엄의 존재와 시간가변성 행태 등에 관련된 여러 가설을 검정하고, 마지막으로 IV장에서는 본 연구에서 발견된 내용의 요약과 결론을 담고 있다.

## II. GMM 추정시스템과 기초 통계자료 특성

### 1. 조건부 가격결정모형의 GMM 추정시스템

여러 형태의 조건부 가격결정모형이 실증분석에 활용될 수 있으나, 본 연구에서는 아래(1)과 같이 다중베타위험 가격결정모형(multi-beta asset pricing model)을 기본틀로 설정한다. 이러한 다중베타위험 가격결정모형은 Ross(1976)의 APT(Arbitrage Pricing Theory)나 Merton(1976)의 ICAPM(Intertemporal Capital Asset Pricing Model)등으로부터 도출될 수 있으며, 본 연구에서는 가격을 결정하는 위험요인들을 사전에 설정하는 접근방식(prespecified risk factors)에 입각하여 계량분석모형을 설정하고 그 검정결과를 해석한다.

$$E(R_{it}|\Omega_{t-1}) = \sum_{k=1}^K \lambda_k(\Omega_{t-1}) \beta_{ik}(\Omega_{t-1}), \quad i = 1, 2, \dots, N \quad (1)$$

여기서  $R_{it}$ 는 개별 주식(포트폴리오)  $i$ 의  $t$ 기 주식수익률에서 무위험이자율을 차감한 초과수익률을 나타내며,  $E(R_{it}|\Omega_{t-1})$ 는  $t-1$ 기의 정보집합  $\Omega_{t-1}$ 에 입각한 초과수익률의 조건부 기대치를 나타낸다.  $\beta_{ik}(\Omega_{t-1})$ 는 개별주식(포트폴리오)  $i$ 의 조건부 베타위험을,  $\lambda_k(\Omega_{t-1})$ 는 위험요인  $k$ 의 조건부 프리미엄을 의미한다.  $K$ 는 사전에 설정되는 베타위험요인의 총

수를 나타낸다. 본 연구의 기본모형은 K=2로써 국내시장위험과 환위험을 포함하고 있으며, 본 연구의 목적은 이요인 가격결정모형을 이용하여 한국주식시장에서 환위험에 조건부로 가격화가 이루어지고 있는지를 확인하는 데 있다.

이러한 환위험을 위험요인으로 사전적으로 설정한 가격결정모형은 기존의 국내외 실증연구에서 활발하게 연구되어 왔다. Jorion (1991)은 무조건부 가격결정모형을 이용하여 본 연구에서와 마찬가지로 국내시장위험과 환위험 두 요인을 포함시켜 실증분석하였는데, 그 결과 환위험은 미국주식시장에서 가격화되지 않은 것으로 나타났다. Fang & Loo(1996) 및 Choi & Rajan(1997)의 연구에서는 국내시장위험요인, 세계시장위험요인, 환위험요인 등 세가지 위험요인을 사전적으로 설정하고 영국, 일본, 캐나다 등 여러 선진국을 대상으로 실증분석하였는데, 환위험의 경우 가격화 여부에 대한 검정결과가 국가별로 달리 나타나고 있다. Choi, Hiraki & Takezawa(1998)는 조건부 다중베타가격결정모형을 이용하여 일본주식시장을 실증분석하였다. 국내주식시장위험, 이자율위험, 환위험 등 세가지 위험요인을 사전적으로 위험요인으로 설정한 그들의 기본모형에서 환위험은 조건부로 가격화가 이루어지고 있음을 확인하였다.

상기 모형 (1)에 GMM추정방법을 적용하기 위하여 아래와 같은 오차항  $\{u_t, v_{it}, w_{it}, i = 1, 2, \dots, N\}$ 들을 방정식 (2a), (2b), (2c)에서 정의한다. 본 연구에서 활용하는 GMM 추정시스템은 조건부 다중베타위험 가격결정모형에 관련된 Ferson & Harvey(1993)의 GMM 추정시스템을 기초로 하고 있으며, 환위험의 가격화 여부를 검정하고자 하는 본 연구의 연구목적에 맞추어 재구성한 것이다. 이해의 편의를 위하여 아래 GMM 추정시스템은 개별 포트폴리오  $i$ 를 대상으로 표기하였다.

$$u_t = F_t - Z'_{t-1} v \tag{2a}$$

$$v_{it} = [F_t - Z'_{t-1} v][F_t - Z'_{t-1} v]' - \{ Z'_{t-1} k_i \} - R_{it} [F_t - Z'_{t-1} v] \tag{2b}$$

$$w_{it} = R_{it} - \{ Z'_{t-1} v \} \{ Z'_{t-1} k_i \}' \tag{2c}$$

여기서  $Z_{t-1}$ 은 조건부 정보  $\Omega_{t-1}$ 를 대응할 수 있는 도구변수의 집합을 의미하며, 총 도구변수의 수를 L개로 구성한다면,  $Z_{t-1}$ 은  $L \times 1$ 의 벡터이다. 본 연구에서는 모든 자산의 베타위험과 그 위험의 프리미엄이 도구변수들의 선형적 결합으로 설명된다고 가정하였다.

(2a)에서  $u_t$ 는 위험요인의 초과수익률  $F_t$ 와 투자자들이 조건부 정보가 주어졌을 때 기대하는 예측치  $Z_{t-1} v$ 와의 차이를 나타내고 있다.  $u_t$ 는  $1 \times K$  벡터이며,  $F_t$ 는  $1 \times K$  벡터,  $v$ 는  $L \times K$  행렬에 속한다. (2b)에서는 오차항  $v_{it}$ 를 이용하여 조건부 베타위험  $Z_{t-1} k_i$ 을 정의하고 있으며,  $k_i$  역시  $v$ 와 마찬가지로  $L \times K$  행렬에 속한다. 마지막으로 (2c)에서  $w_{it}$

는  $i$ 주식의  $t$ 기 실제 초과수익률  $R_{it}$ 와 조건부 자산가격결정모형에서 예측하는 수익률인  $\{Z'_{t-1} \gamma\} - \{Z'_{t-1} \kappa_i\}$ 과의 차이를 나타낸다.

세 오차방정식 모두에 대하여 도구변수집합 전체가 적용되며, 합리적 기대가설하에서 다음과 같은 직교조건(orthogonal condition) 방정식이 설정된다.

$$[u'_{it} Z_{t-1}, v'_{it} Z_{t-1}, w'_{it} Z_{t-1}] = 0. \quad (3)$$

환위험의 조건부 가격화를 검정하는 본 연구와 Dumas & Solnik(1995)의 연구 및 Choi, Hiraki & Takezawa(1998)의 연구는 그 연구목적과 연구방법에 있어서 공통적인 부분이 적지 않은데, GMM 추정시스템의 경우 본 연구와는 달리 두 연구 모두 동태적 가격결정모형의 확률적 할인요소(stochastic discount factor) 혹은 가격결정 동인(pricing kernel)에 입각한 GMM 추정시스템을 구성하였다. 본 연구의 GMM 추정시스템은 다중 베타위험가격결정 모형을 직접적으로 추정하고 있기 때문에 추정시스템이 보다 직관적이며 분석 적용범위가 탄력적이며, 검정결과의 해석이 용이하다는 장점이 있다. 그러나 본 연구의 GMM 추정시스템은 확률적 할인요소에 입각한 GMM 추정시스템과는 달리 각 포트폴리오 별로 베타위험노출 정도를 모두 함께 추정해야 하므로 추정 파라미터의 수가 증가한다는 부담을 안게 된다.

상기 GMM 추정시스템에서 개별주식  $i$ 는 본 연구에서 개별 산업포트폴리오에 해당하며, 한국증권연구원 주식수익률자료에서 국내 산업은 17개로 분류되어 있다. 환위험을 포함한 조건부 다중베타가격결정모형이 함의하는 횡단면 제약조건을 검정하기 위하여서는 17개의 모든 산업별 포트폴리오를 GMM시스템에서 동시에 추정하는 것이 필요하다. 본 연구에서 표준으로 설정한  $K=2, L=4$ 의 조건부 가격결정모형의 경우 17개 산업 포트폴리오를 동시에 추정하는 경우 추정되는 파라미터의 수가 144개이다. 이렇게 많은 파라메타를 추정하고자 하는 경우, GMM추정에 필요한 공분산행렬을 구하는 수치연산 과정이 최적해를 찾지 못하는 경우가 쉽게 발생하고, 컴퓨터연산시간을 많이 소요하는 불편이 있다. 직교화 조건의 공분산 행렬계산과 관련하여 특이점(singularity)이나 비수렴(nonconvergence) 등의 문제가 발생하는 것을 피하기 위하여 각 개별 산업포트폴리오 별로 GMM추정을 적용함으로써 추정되는 파라미터의 수를 감소시키는 대안을 고려할 수 있다 (Harvey 1989, Ferson & Harvey 1993). 본 연구에서는 그렇게 각 개별 산업포트폴리오별로 GMM추정을 적용하고 그 결과들을 이용하여 환위험 프리미엄의 존재를 간접적으로 검정하는 접근방식을 취하는 대신에, 수치연산에서 최적해에 접근할 수 있는 한계 내에서 17개 전체산업 포트폴리오에 동시에 GMM 추정을 적용함으로써 가격결

정모형의 횡단면 제약조건이 모형에서 제시하는 형태 그대로 추정된 직접적인 가설검정이 이루어진다.

## 2. 기초 통계의 구성과 특성

본 연구의 다중베타 가격결정모형은 국내시장위험요인과 달러환위험요인 두 위험요인을 포함한다. 환위험요인으로는 세계경제와 우리 경제에 가장 큰 영향력을 갖는 달러환위험이 우선적으로 고려되는 것이 당연할 것이다. 그러나, 우리 경제와 아시아 경제의 경우 달러화뿐만 아니라 엔화의 영향력이 심대함을 감안하여 엔화환위험을 달러환위험에 추가하여 총 2개의 환위험을 모형에 포함하는 경우에 달러환위험만을 포함시킨 경우와 어떠한 차이가 발생하는지를 III장 2절에서 간략히 비교한다.

달러환위험을 측정하기 위하여 활용하는 시계열 자료는 한국은행에서 발표하는 달러환율증가를 활용하였다. 달러환율증가보다는 한국은행의 달러 기준환율이 일반적으로 외환가격의 대표치로 인식되고, 외환거래의 회계적 처리에 있어서도 달러기준환율이 적용되는 경우가 많다. 그러나 일별 주식수익률 통계와 관련하여 달러 환율의 증가나 특정 은행의 실제 외환 매매율이 한국은행의 기준환율보다 오히려 비동시거래(nonsynchronous trading)에 따르는 검정상의 오류를 완화하는데 보다 적합하리라 생각한다. 엔화환율은 호주 시드니시장에서 이루어지는 엔-달러환율을 근거로 한국은행에서 매일 매일 발표하는 재정환율 수치를 그대로 이용하였다.

조건부 자산가격결정모형을 실증분석에 사용하려면, 투자자들이 베타위험과 위험프리미엄을 예측하기 위하여 활용하는 정보가 구체적으로 무엇이며, 이들 정보들이 어떻게 활용되는가 하는 복잡한 문제가 제기된다. 어떠한 부분균형 조건부 자산가격결정모형도 그러한 정보구성을 사전적으로 제시하지는 못한다. 본 연구에서는 조건부 모형을 이용한 기존의 해외연구결과(Ferson & Harvey, 1993 ; Ferson & Harvey, 1999)를 참조하여 수개의 도구변수(instruments)를 선정하고 투자자들은 이들 도구변수의 선형적 결합을 통하여 요인위험과 위험프리미엄을 예측한다고 가정한다. 이러한 도구변수의 선정방법은 결과적으로 연구결과 훔쳐보기(data snooping)에서 완전히 벗어나지 못하지만, 국내 주식시장을 이해하기 위한 시도적 타협안으로 받아들일 수 있으리라 생각한다.

이미 설명한 바와 같이 본 연구에서는 17개 산업포트폴리오를 동시에 GMM추정하는 방식을 취하였기 때문에 이미 추정해야 하는 파라미터의 수가 상당히 많은 상태이다. 여기에다 도구변수가 수가 많으면 많을수록 추정해야 하는 파라미터의 수는 더욱 증가하

는 부담을 안게 된다. 따라서 도구변수를 선정함에 있어서 우리나라 주식시장에서 이론적으로나 실무적으로 모두가 쉽게 공감할 수 있는 정보변수에 그 범위를 국한시키고자 한다. 본 연구에서 선정한 도구변수는 모두 네 개인데, 투자 의사 결정시점에서 이미 공개된 가장 최근시점의 국내주식시장 수익률, 금리수준, 해외시장 수익률 및 상수항을 포함한다. 국내주식시장 수익률은 시장가치 가중치인 한국증권거래소 종합주가지수 수익률을 사용하였다.

금리수준으로는 회사채 유통수익률을 도구변수로 선정하였는데, 이것은 회사채 유통수익률이 우리 금융시장의 실제자금상황을 콜금리를 포함한 여타의 금리지표보다 민감하게 반영한다고 생각하였기 때문이다. 게다가 회사채 수익률의 시계열자료가 충분한데 반해서 본연구가 대상으로 하는 1998년에서 2000년까지의 표본기간중 국채수익률의 일별통계자료 시계열은 충분하지 못하였기 때문이다. 초과수익률 계산에서 사용된 콜금리는 이론적으로 무위험자산수익율을 대응해야 하는 반면, 도구변수로 사용되는 금리수준은 반드시 무위험자산수익율일 필요가 전혀 없다. 내일의 주식가격 움직임을 예측하는데 가장 적절한 오늘의 금리변수가 무엇인가에 대해서는 별도의 실증적인 연구가 필요하겠지만 본 연구에서는 회사채 유통수익률만을 도구변수로 포함시켜 간결한(parsimonious) 접근을 하고자 한다.

기존 해외연구의 경우 수익률 스프레드나 기간구조 프리미엄이 중요한 도구변수로 포함되는 경우가 많은데, 본 연구에서는 이들을 제외하였다. 우선 우리 금융상품의 폭과 깊이에서 정확한 수익률 스프레드나 기간구조 프리미엄을 산출하는 데 제약이 있기 때문이다. 게다가 우리 경제에서 기간구조 프리미엄을 미국에서와 같이 미래의 경제상황을 예측하는 중요 지표로서의 역할을 인정하는 예를 찾기 어렵다.

한편 국내주식시장의 경우 많은 국내외 투자자들이 다우존스 산업지수와 나스닥 지수를 세계시장의 향방을 가름하는 중요한 지표로 인식하고 있고, 실제로 미국시장이 세계시장의 흐름을 선도하고 있는 영향력을 감안하여 다우존스지수 수익률을 해외시장 수익률의 대용치로서 도구변수에 포함시켰다. 보다 넓은 대표성이 있는 S&P 500 주가지수를 사용할 수도 있는데, 이 경우에도 본 연구의 결론이 그다지 차이를 보이지 않았다.

본 연구의 가설검정을 위하여 투입하고자 하는 주식초과수익률( $R_{it}$ )은 일별 주식수익률에서 일별 콜금리를 차감한 수치이며, 일별 주식수익률은 한국증권연구원에서 분류한 17개 산업별 분류에 따라서 1998년 1월부터 2000년 12월까지의 3년간 일별 산업별 주가지수 수익률을 사용하였다. 국내시장과 미국시장간에 각각의 주식시장이 거래를 하지 아니하는 공휴일의 불일치 문제는 각자의 공휴일에 상응하는 시장의 일별수익률 자료를



아예 함께 제외시키고 나머지 시계열자료만을 표본으로 활용하였다. 아래 <표 1>에 이들 17개의 주식포트폴리오에 대한 주식초과수익률의 기본적인 분포특징을 요약하였다. 여러 산업별 수익률의 변동성은 큰 차이를 보이지 않고 있으며, 수익률 평균에서 전기 전 자업종과 통신업종이 표본기간중 상대적으로 높은 수익률을 보이고 있음을 알 수 있다.

<표 1>을 포함하여 이후 본 연구의 여러 통계표에서 통계배열의 편의를 위해 주식 초과수익률은 R1, R2, ..., R17로 표기하며, 이는 모든 검정모형에서 동일한 의미를 보유 한다. 위험요인의 초과수익률은 표에서 제시할 때 일반적으로 F1, F2, F3으로 나타내고, 도구변수의 경우에는 Z0, Z1, Z2, Z3으로 표기한다. 한편 소수점 이하 많은 자릿수 0을 가지고 있는 통계치의 경우에는 그 공간을 절약하고 유효수치를 부각하기 위하여 10의 승수형태로서 이들을 표기한다. 예컨대, 0.0000005는 5.0D-7로 나타낸다.

<표 1> 일별 주식 초과수익률 분포

	평 균	표준편차	
R 1	7.63D-05	0.0260	
R 2	-3.9D-04	0.0258	
R 3	-0.00141	0.0309	
R 4	-9.3D-05	0.0270	
R 5	4.12D-04	0.0346	
R 6	1.54D-05	0.0293	
R 7	7.36D-05	0.0302	
R 8	-0.00157	0.0329	
R 9	5.21D-04	0.0365	
R10	-6.8D-04	0.0363	
R11	-7.5D-04	0.0319	
R12	-8.5D-04	0.0345	
R13	2.52D-04	0.0358	
R14	-0.00147	0.0394	
R15	-6.8D-04	0.0367	
R16	7.09D-04	0.0382	
R17	-0.00137	0.0374	
R1 = 음식료품	R2 = 섬유 의복	R3 = 종이 목재	R4 = 화학
R5 = 의약품	R6 = 비금속광물제품	R7 = 철강 금속	R8 = 기계
R9 = 전기 전자	R10 = 의료정밀	R11 = 운수장비	R12 = 유통업
R13 = 전기 및 가스	R14 = 건설	R15 = 운수 창고	R16 = 통신 R17 = 금융

아래의 <표 2>에서는 위험요인들의 초과수익률에 대한 분포특성을 요약하였다. 달러 환위험요인의 시계열자료는 원/달러 기준환율의 일별 변동율에 하루에 해당하는 1개월 율러달러화 이자율을 보탠 다음 콜금리를 차감한 수치로서 구하였고, 엔화환위험요인의 시계열자료는 일별변동율에 1개월 유로엔화 이자율을 보태고 콜금리를 차감한 수치이다. 외환 모조포트폴리오(foreign exchange mimicking portfolio)의 초과수익률을 구하기 위하여 여러 방식을 활용할 수 있다. 가장 대표적으로는 Fama-Macbeth(1976)의 이 단계 접근을 시도할 수 있고, 그 외 환율움직임과 최대의 상관성을 가지는 포트폴리오를 별도로 구성해서 초과수익률을 구할 수도 있다 (Ferson & Harvey, 1993). 본 연구에서는 그러한 번거로운 접근을 우회하기 위하여 환율의 변동율에 유로 이자율을 보태고 무위험수익율을 차감해 주는 방식을 취하였다. 이러한 접근방식은 환율의 변동을 주식과 같은 일반 금융자산의 가격변동과 동일한 가격결정 논리에 입각하여 설명하게 되므로, 본 연구의 자산가격결정 방정식 (1)이 환율변동에도 그대로 적용된다. 이는 환율의 변동을 국가간 이자율 차이와 같은 일부 금융변수에 국한시켜 설명하고자 하는 국제피셔효과(International Fisher Effect) 가설 등에 비하여 좀 더 포괄적인 입장으로 이해될 수 있을 것이다. 환율을 시장거래자산으로 간주하고 환위험요인의 초과수익률을 구하고자 하는 이러한 방법은 이미 Dumas & Solnik(1995)이나 Harvey(1995)등의 실증연구에서 활용되었다. 이미 상기에 언급하였듯이 환위험 모조포트폴리오(mimicking portfolio)의 초과수익률을 구하는 여러 다른 방식이 존재하고 있으며, 유로이자율과 국내 콜금리는 제외하고 순수히 환율변동 만으로써 환위험요인을 측정하는 방식도 많은 연구(Jorion, 1991)에서 활용된 상황이다. 이들 여러 방식을 함께 시도하여 그 결과를 비교하는 것이

&lt;표 2&gt; 위험요인 분포특성

	평균	표준편차	상관계수						
			F1	F2	F3	MSCI	DJIA	NASDAQ	S&P500
F1	-3.1D-04	0.0277	1.000						
F2	-7.5D-04	0.00940	-0.305	1.000					
F3	-4.2D-04	0.0126	0.0481	-0.0236	1.000				
MSCI	-7.9D-05	0.00963	0.253	-0.167	-0.0454	1.00			
DJIA	8.68D-05	0.0125	0.0582	-0.0813	-0.0464	0.787	1.000		
NASDAQ	1.57D-04	0.0227	0.123	-0.112	-0.0624	0.729	0.601	1.000	
S&P500	7.54D-05	0.0132	0.0762	-0.0933	-0.0700	0.856	0.911	0.817	1.000

F1 = 국내주식초과수익률, F2 = 달러화 포트폴리오 초과수익률, F3 = 엔화포트폴리오 초과수익률

바람직하나 이는 다음 연구과제로 남기고자 한다.<sup>1)</sup>

<표 2>에서 1998년부터 2000년까지 3년간의 표본기간동안 국내시장 일별주식수익률의 변동성은 0.0277로 나타났다. 참고를 위해서 MSCI 전세계시장포트폴리오 지수(MSCI), 다우존스지수(DJIA), 나스닥(NASDAQ), S&P 500 지수도 포함시켰는데, 이들 역시 F1, F2, F3와 마찬가지로 초과수익률로 계산하였다. 하지만, 이들 모두를 초과수익률이 아니라 지수수익률 자체로 투입한 경우에도 상관계수행렬에 그다지 차이가 없었다. 표본기간동안 우리 주식시장의 변동성은 MSCI나 DJIA, NASDAQ, S&P 500지수로 대표되는 미국시장 포트폴리오들에 비하여 높은 수준에 있다. 분산의 정도가 가장 높은 MSCI는 예상대로 가장 낮은 변동성을 보이고 있다.

위험요인들간의 상관관계를 살펴보면, 국내주식수익률과 달러포트폴리오 수익률간에는 상당한 음의 상관관계를 보이고 있고, 국내주식수익률과 엔화포트폴리오 수익률간에는 약간의 양의 상관관계를 보이고 있다. 이는 우선 국내경제에 대한 확신이 떨어지는 경우 일반적으로 주가가 하락하고, 달러가 강세를 보인다는 인식과 일치한다고 볼 수 있다. 그리고 원화가 달러에 비해서는 강세가 되고 엔화에 비해서는 약세가 되는 상태, 즉 엔화가 달러에 강세를 보이는 상태가 국내경제에 상승여건을 조성한다는 일반적 인식과도 어느 정도 일관성이 있다.

국내기업의 주식 초과수익률과 MSCI 지수 수익률간에는 0.253의 상당히 높은 상관성을 보이고 있다. 미국증권시장의 세 가지 대표적 주가지수인 DJIA, NASDAQ, S&P500을 살펴보면, 다우존스와 S&P500은 0.9이상의 높은 상관관계를 가지고 있으나, 다우존스와 나스닥의 상관관계는 0.6에 그치고 있다. 1998년부터 2000년 사이의 표본기간중 이들 세 지수 중에서 국내시장 초과수익률과 가장 밀접한 움직임을 보인 지수는 나스닥 지수로, 상관계수가 0.123으로 나타났다. 그러나, 일별수익률의 경우 같은 달력일의 미국시장과 한국시장은 시차로부터 발생하는 비동시거래 상태에 놓여있다. 별도로 표에 제시하지는 않았지만, 만약 달력일에 하루의 시차를 두고 오늘의 한국시장과 어제의 미국시장의 상관관계를 보면 미국의 세가지 주가지수가 모두 한국시장과 0.3정도의 상관관계를 가지고 움직이고 있다.

아래 <표 3>에서는 본 연구에서 설정한 도구변수 집합이 개별 산업포트폴리오의 초과수익률을 예측하는데 얼마나 유용한지를 개략적으로 파악하기 위하여 각각의 포트폴리오에 단순회귀분석(OLS)을 적용한 결과를 제시하였다. 단순회귀계수의 t값에서 볼 수

1) 유로이자율과 국내 콜금리는 제외하고 순수히 환율변동 만으로써 환위험요인을 측정하는 방식을 사용한 경우에는 본 연구의 검정결과들에 근본적인 변화가 발견되지 아니하였다.

있듯이 어제의 국내시장수익률과 어제의 다우존스지수 수익률은 오늘의 주식초과수익률을 예측하는데 유의적이며, 특히 다우존스 지수수익률의 경우 17개 모든 개별포트폴리오의 초과수익률 예측에 도움을 주는 것으로 나타났다. 단순회귀방정식의 R2는 2.7%에서 6.5%사이에서 상당히 균등하게 분포되어 있으며, 기존의 다른 연구(Ferson & Harvey 1993)들에 비해서 낮지 않은 수준이다. 따라서, 주식초과수익률에 대한 도구변수들의 설명력이 존재할 것으로 짐작할 수 있으며, 이어지는 본론에서 도구변수를 포함시킨 GMM 다변량추정에 대한 지속적인 연구의 추진을 지지하고 있다.

<표 3> 도구변수를 이용한 주식초과수익률 단순회귀분석

	상수항(Z0)		Z1		Z2		Z3		R <sup>2</sup>
	계수	t값	계수	t값	계수	t값	계수	t값	
R 1	-2.1D-05	-0.00690	0.111	3.191	-0.183	-0.0195	0.416	5.323	0.0560
R 2	-6.9D-04	-0.230	0.121	3.499	0.570	0.0611	0.335	4.312	0.0456
R 3	-0.00131	-0.369	0.184	4.455	-0.886	-0.0797	0.414	4.481	0.0583
R 4	-3.5D-05	-0.0113	0.0836	2.318	-0.783	-0.0807	0.510	6.310	0.0644
R 5	0.00208	0.515	0.154	3.290	-5.978	-0.474	0.369	3.515	0.0351
R 6	8.25D-04	0.244	0.147	3.747	-3.189	-0.302	0.409	4.646	0.0525
R 7	-5.2D-04	-0.146	0.00628	0.153	1.503	0.136	0.412	4.480	0.0289
R 8	-0.00432	-1.137	0.155	3.522	8.457	0.712	0.499	5.051	0.0557
R 9	-7.0D-04	-0.166	0.0193	0.394	3.310	0.251	0.670	6.106	0.0526
R10	-0.00464	-1.107	0.170	3.497	12.453	0.949	0.505	4.628	0.0503
R11	-2.6D-04	-0.0707	0.0704	1.628	-2.145	-0.184	0.455	4.702	0.0364
R12	0.00168	0.422	0.121	2.606	-9.016	-0.724	0.558	5.380	0.0529
R13	-2.7D-04	-0.0653	-0.0804	-1.680	1.014	0.0788	0.697	6.508	0.0609
R14	0.00190	0.411	0.149	2.769	-11.585	-0.803	0.366	3.042	0.0267
R15	-0.00197	-0.460	0.120	2.400	3.712	0.277	0.457	4.099	0.0336
R16	0.00252	0.575	0.0723	1.422	-6.816	-0.498	0.752	6.594	0.0645
R17	0.00328	0.756	0.0635	1.258	-16.017	-1.180	0.589	5.217	0.0437

Z1 = 국내시장수익률, Z2 = 회사채 금리, Z3 = 다우존스산업지수 수익률

### Ⅲ. 달러환위험 프리미엄 검정

#### 1. 기본모형 검정

본 장에서 검정하고자 하는 여러 가설들 중 가장 중심적인 가설은 달러환위험이 가격화되는가하는 문제이다. 이 가설의 수용여부는 우선 달러환위험을 포함한 조건부 다중 베타 가격결정모형에 대한 GMM 초과식별조건 J검정(overidentification J test)을 통하여 가격결정모형에 설정오류(misspecification)가 없는지를 확인하고, 추가적으로 환위험요인의 초과수익률을 도구변수들이 집단적으로 설명 혹은 예측할 수 있는지를 검정함으로써 판단하게 된다.

국내시장위험과 달러위험 2개의 위험요인을 포함한 가격결정모형을 본 연구의 기본모형으로 정의한다. II장에서 이미 언급하였듯이 조건부 정보를 대응하는 도구변수가 상수를 포함하여 4개가 구성되었으며, 17개의 산업포트폴리오 전체를 포함한 기본모형에 대하여 GMM추정방식을 적용하는 경우 144개의 파라미터를 동시에 추정해야 한다. 본 연구의 기본모형이 현실의 시계열자료와 관련해서 얼마나 타당성을 가지는지, 다시 말해서 기본모형이 모형설정오류로부터 자유로운 상태인지를 GMM추정의 초과식별조건을 이용하여 검정하였다. 그 결과, 68의 자유도에서  $\chi^2$ 값은 65.025이며 0.580의 P값을 가지는 것으로 나타났다. 따라서 달러환위험을 포함시킨 본 연구의 기본모형은 귀무가설인 '모형설정오류가 없음'을 기각하지 않으며, 유효한 모형으로 수용될 수 있다.

모형설정오류와 관련된 귀무가설이 기각되지 않았음은 달러환위험이 가격결정모형에 포함되는 것이 정당화될 수 있으며, 달러환위험이 조건부 프리미엄을 부여받을 수 있음을 시사하고 있다. 달러환위험이 조건부 프리미엄을 부여받고 있음을 검정하기 위해서는 상기의 초과식별조건 검정에 추가하여 조건부 달러환을 베타위험과 조건부 달러환위험 프리미엄이 존재하는지의 여부, 다시 말해서 이들이 조건부 정보로써 설명이 가능한가하는 여부가 함께 검정되어야 한다. 상수항을 포함한 도구변수들이 달러환위험 노출 자체와 프리미엄의 행태를 설명하는데 아무런 소용이 없다면 조건부 달러환위험 프리미엄의 존재는 기각되어야 한다. 본 연구에서 위험프리미엄이라는 표현은 특별히 별도의 설명이 없는 한 베타위험 한 단위당 프리미엄 혹은 위험단위당 가격을 의미한다.

우선 개별 산업포트폴리오가 과연 조건부 달러환위험에 실제로 노출되어있는가 여부를 확인하기 위하여 아래 <표 4>의 왼쪽 구획에 '각 위험요인과 관련하여 도구변수에 부여된 k계수 4개 모두가 집단적으로 0이다'라는 귀무가설에 대한 검정결과를 제시하였

다. 이미 II장 식 (2b)에서 보았듯이 우리는 각 포트폴리오의 베타위험이 상수항을 포함한 도구변수들의 선형적 결합임을 가정하고 있다. 아래 <표 4>에서는 각 산업포트폴리오의 위험노출에 관련된 귀무가설을 검정하는 반면에, <표 5>에서는 이와는 달리 베타 위험 프리미엄에 관련된 귀무가설을 검정하고 있다. 다시 말해서 <표 4>는 II장에서 제시된 GMM추정시스템 (2a), (2b), (2c)에 입각하여 ‘산업포트폴리오가 베타위험에 노출되어 있지 아니하다’와 ‘산업포트폴리오가 노출된 베타위험은 시간가변적이지 아니하다’를 검정한 결과를 나타내고 있다. <표 5>의 왼쪽 구획에서는 ‘위험 프리미엄이 존재하지 아니하다’를, <표 5>의 오른쪽 구획에서는 ‘위험 프리미엄이 시간가변적이지 아니하다’를 역시 GMM추정시스템 (2a), (2b), (2c)에 입각하여 시장위험 프리미엄과 환위험 프리미엄 각각에 대하여 검정하고 있다.

<표 4> 위험요인별 베타위험 노출 여부와 베타위험 시간불변성 Wald 검정

	귀무가설 ‘위험노출 없음’ <sup>1)</sup>				귀무가설 ‘위험노출 시간불변성’ <sup>2)</sup>			
	국내시장위험		달러환위험		국내시장위험		달러환위험	
	$\chi^2$ 값	P값	$\chi^2$ 값	P값	$\chi^2$ 값	P값	$\chi^2$ 값	P값
R1	611.641	0.000	26.880	2.10D-05	11.937	0.00760	23.238	3.60D-05
R2	517.301	0.000	32.496	1.51D-06	22.130	6.13D-05	32.158	4.85D-07
R3	277.361	8.26D-59	46.460	1.98D-09	25.990	9.58D-06	42.887	2.60D-09
R4	1958.848	0.000	15.045	0.00461	13.265	0.00410	9.710	0.0212
R5	396.923	1.29D-84	39.427	5.69D-08	29.333	1.91D-06	39.308	1.49D-08
R6	588.844	0.000	36.796	1.98D-07	40.157	9.87D-09	35.440	9.83D-08
R7	627.366	0.000	8.670	0.0699	10.740	0.0132	4.036	0.258
R8	573.745	0.000	30.117	4.63D-06	41.837	4.34D-09	27.618	4.37D-06
R9	1753.654	0.000	13.847	0.00780	11.002	0.0117	13.625	0.00346
R10	405.136	2.16D-86	32.134	1.80D-06	2.410	0.492	25.552	1.18D-05
R11	885.573	0.000	12.355	0.0149	2.400	0.494	11.068	0.0114
R12	957.932	0.000	27.932	1.29D-05	11.371	0.00988	23.535	3.12D-05
R13	509.826	0.000	33.659	8.76D-07	12.945	0.00476	32.936	3.32D-07
R14	255.370	4.54D-54	32.403	1.58D-06	6.993	0.0721	23.724	2.85D-05
R15	580.004	0.000	36.363	2.44D-07	6.000	0.112	27.672	4.26D-06
R16	857.085	0.000	9.951	0.0413	10.432	0.0152	9.921	0.0192
R17	754.580	0.000	9.444	0.0509	2.771	0.428	9.047	0.0287

주 : 1) 귀무가설 ‘위험노출 없음’은 GMM추정시스템 (2a), (2b), (2c)에서 각 포트폴리오 별로  $\kappa_0 = \kappa_1 = \kappa_2 = \kappa_3 = 0$ 을 Wald 검정한 것임

2) 귀무가설 ‘위험노출 시간불변성’은 GMM추정시스템 (2a), (2b), (2c)에서 각 포트폴리오 별로  $\kappa_1 = \kappa_2 = \kappa_3 = 0$ 을 Wald 검정한 것임

Wald 검정에 따른  $x^2$ 값과 P값에서 모든 산업포트폴리오가 국내시장위험에 노출되어 있음을 쉽게 확인할 수 있다. 10%의 유의수준을 적용하였을 때 달러환위험에는 모든 포트폴리오가 노출되어 있으며, 5%의 유의수준을 적용하였을 때 R7과 R17 두 포트폴리오를 제외한 모든 포트폴리오가 달러환위험에 노출되어 있다. 따라서 거의 모든 포트폴리오가 두 가지 위험 모두에 노출된 상황으로 판단할 수 있다.

한편 위험노출이 시간의 흐름에 따라 변화하는가 혹은 일정한 상태로 머물러 있는가 하는 의문에 대하여서 ‘상수를 제외한 다른 도구변수들의 k계수가 집단적으로 0이다’라는 결합귀무가설을 이용하여 검정한 결과가 <표 4>의 오른쪽 구획에 제시되었다. 5%의 유의수준을 설정하였을 때 국내시장위험의 경우에는 5개의 산업포트폴리오가, 달러환위험의 경우에는 1개의 산업포트폴리오만이 기각되지 않았으므로, 대부분의 포트폴리오에 있어서 이들 두 위험에 대한 노출수준이 도구변수의 움직임에 따라 시간가변성을 보이고 있음을 알 수 있다. 시간가변성에 대한 이러한 검정결과는 위험노출수준을 불변으로 전제하는 무조건부 가격결정모형을 이용하여 환위험의 가격화를 검정하고자 할 때, 시간가변성을 무시하는데서 발생하는 검정오류가 있을 수 있음을 암시하고 있다.

아래 <표 5>의 왼쪽 구획에서는 조건부 위험프리미엄 각각의 행태를 상수항을 포함한 도구변수들이 집단적으로 설명할 수 있는지를 검정하고 있다. 국내시장위험과 달러환위험 두 위험의 조건부 프리미엄 어느 것이든 도구변수가 설명력이 없다는 가설은 명백히 기각되고 있다. <표 5>의 오른쪽 구획에서는 위험프리미엄의 시간가변성에 관련된 가설과 관련된 검정결과를 제시하고 있는데, 두 위험프리미엄 모두가 시간불변성을 명확히 거부하고 있음을 알 수 있다. 따라서 무조건부 가격결정모형에서 위험프리미엄의 존재를 기각하는 검정결과가 나온다 하더라도 조건부 위험프리미엄은 존재할 수 있음을 시사하고 있다.

<표 5> 위험프리미엄 행태의 설명가능성과 시간불변성 Wald 검정

귀무가설 '위험프리미엄 없음' <sup>1)</sup>				귀무가설 '위험프리미엄 시간불변성' <sup>2)</sup>			
국내시장위험		달러환위험		국내시장위험		달러환위험	
$x^2$ 값	P값	$x^2$ 값	P값	$x^2$ 값	P값	$x^2$ 값	P값
79.350	2.39D-16	37.328	1.54D-07	79.131	4.71D-17	36.615	1.54D-07

주 : 1) 귀무가설 '위험프리미엄 없음'은 GMM추정시스템 (2a), (2b), (2c)에서 ' $v_0=v_1=v_2=v_3=0$ '을 Wald 검정한 것임

2) 귀무가설 '위험프리미엄 시간불변성'은 GMM추정시스템 (2a), (2b), (2c)에서 ' $\gamma_1=\gamma_2=\gamma_3=0$ '을 Wald 검정한 것임

결국 이미 제시된 모형오류에 대한 초과식별조건의 검정결과와 결합하여 <표 4>와 <표 5>에서의 검정결과는 우리주식시장에서 달러환위험에 조건부 프리미엄이 부여됨을 의미하고 있다. 국내 주식시장에는 조건부 환율베타위험이 존재하고 있으며 상수항을 포함한 도구변수들이 달러환위험 프리미엄의 행태를 설명하고 있다. 그러한 상황에서 달러환위험을 포함한 가격결정모형은 실제의 주식수익률 시계열 자료와 모순된 입장에 있지 않음이 검정되었다.

개별 위험프리미엄별로 이를 설명하는 도구변수 각각의 개별적 유의성을 아래 <표 6>의 윗쪽 구획에서 살펴보면, 국내시장위험 프리미엄의 경우 어제의 국내시장 주가수익률과 어제의 다우존스지수 수익률이 유의하게 나타났고, 어제의 회사채 수익률은 유의적이지 아닌 것으로 나타났다. 반면, 달러환위험 프리미엄의 경우에는 어제의 국내시장 주가수익률과 회사채 수익률이 유의적으로 나타나고, 어제의 다우존스지수 수익률은 유의적이지 못한 것으로 검정되었다.

<표 6> 위험프리미엄 변동과 관련한 도구변수의 유의성 검정과 도구변수의 유용성 검정

위험프리미엄 변동과 관련한 도구변수 각각의 유의성 검정					
		계수	표준오차	t값	P값
F1	상수항(Z0)	-.6178D-04	.2821D-02	-.0219	.983
	Z1	.0918	.0326	2.812	.005
	Z2	-1.337	8.466	-.1579	.875
	Z3	.6139	.0743	8.260	.000
F2	상수항(Z0)	.5560D-02	.1612D-02	3.449	.001
	Z1	-.0540	.9969D-02	-5.420	.000
	Z2	-21.47	6.101	-3.519	.000
	Z3	-.0182	.0165	-1.106	.269
위험프리미엄 변동과 관련한 도구변수의 유용성에 대한 Wald 검정					
결합가설 ZA		결합가설 ZB		결합가설 ZC	
x <sup>2</sup> 값	P값	x <sup>2</sup> 값	P값	x <sup>2</sup> 값	P값
29.675	3.60D-07	15.683	3.93D-04	75.095	4.94D-17

한편 <표 6>의 아래 구획에서는 도구변수 별로 이들이 2개의 위험프리미엄의 변동을 설명함에 있어서 얼마나 유효한가를 검정하고 있다. 결합가설 ZA는 도구변수인 어제의 국내주식시장 수익률의 유용성에 대한 귀무가설인데, '어제의 국내시장수익률에 대한 정



보가 오늘의 국내시장위험프리미엄과 오늘의 달러환위험프리미엄의 예측에 전혀 도움을 주지 아니한다 (결합가설 ZA)'이다. 결합가설 ZB는 도구변수인 어제의 회사채 수익률의 유용성에 대한 귀무가설인데, '어제의 회사채 수익률에 대한 정보가 오늘의 국내시장위험프리미엄과 오늘의 달러환위험프리미엄의 예측에 전혀 도움을 주지 아니한다 (결합가설 ZB)'이다. 결합가설 ZC는 도구변수인 어제의 다우존스지수 수익률의 유용성에 대한 귀무가설인데, '어제의 다우존스지수 수익률에 대한 정보가 오늘의 국내시장위험프리미엄과 오늘의 달러환위험프리미엄의 예측에 전혀 도움을 주지 아니한다 (결합가설 ZC)'이다. 검정결과 세 도구변수 모두가 오늘의 위험프리미엄의 예측에 실질적인 도움을 줄 수 있으며, 이들이 도구변수에 정당히 포함될 수 있음을 보여주고 있다.

## 2. 기본모형과 1 요인 모형 및 3 요인 모형과의 비교

본 절에서는 다중베타가격결정모형에 포함하는 위험요인을 기본모형과는 달리 설정함으로써 모형의 가격설명력 내지는 모형의 유효성에 어느 정도의 변화가 초래되는지를 알아보려고 한다. 그 첫번째 대체모형은 환위험이 배제되고 국내시장위험만이 가격결정에 참여하는 1 요인 모형이며, 다른 대체모형은 달러환위험 뿐만 아니라 엔화환위험도 함께 포함시킨 3 요인모형이다. 이 세 모형의 유효성을 공정한 출발점에서 비교하기 위하여 각 모형마다 독자적으로 구한 직교화 조건 공분산 행렬을 이용하여 파라미터 추정을 한다. 대체 모형들에 대해서도 기본모형과 마찬가지로 전체 17개 포트폴리오를 동시에 추정하였다. 각 모형에 대한 GMM 초과식별조건 검정결과는 1 위험요인 모형의 경우  $\chi^2$ 값이 67.688이며, 그 P값은 0.488로 나타났으며, 3 위험요인 모형의 경우  $\chi^2$ 값이 65.613, 그 P값은 0.560으로 나타났다.

따라서 본 연구의 가격결정모형과 GMM추정방식에서는 1 요인 대체모형과 3 요인 대체모형 어느 것도 기각되지 않고 있다. 다시 말해서 국내시장위험만을 포함시킨 CAPM 류의 가격결정모형도 실제 주가시계열자료와 배치되지 않으며, 달러와 엔화환위험 둘 다를 포함시킨 3 요인모형에서도 모형설정오류가 없는 것으로 나타났다. 결국 이는 본 연구에서 설정한 조건부 가격결정모형과 이에 입각한 GMM추정방식의 검정능력(power of test)에 어느 정도의 한계가 있음을 시사하고 있다고도 볼 수 있다. 이러한 검정능력의 제약은 많은 파라미터를 추정하는 통계적 검정연구에 있어서 드문 현상이 아니며, 특히 조건부 가격결정모형에 있어서는 더욱 더 그러하다.

모형의 유효성에 관련된 여러 대체모형들의 불명확한 순위를 좀 더 구체화하기 위하여 II 장의 (2a), (2b), (2c)로써 구성된 기존의 GMM추정시스템을 다음 (3a), (3b), (3c)로

변형하여, 개별 산업포트폴리오 별로 조건부 가격결정모형의 수익률 설명능력을 검증하고자 한다.

$$u_t = F_t - Z'_{t-1} \gamma \tag{3a}$$

$$v_{it} = [F_t - Z'_{t-1} \gamma][F_t - Z'_{t-1} \gamma]' \{ Z'_{t-1} \kappa_i \} - R_{it} [F_t - Z'_{t-1} \gamma] \tag{3b}$$

$$w_{it} = R_{it} - \{ Z'_{t-1} \gamma \} \{ Z'_{t-1} \kappa_i \}' - Z'_{t-1} a_i \tag{3c}$$

상기 모형은 원래의 모형에서 가격오차 방정식 (2c) [  $R_{it} - \{ Z'_{t-1} \gamma \} \{ Z'_{t-1} \kappa_i \}' - Z'_{t-1} a_i$  ]로 변형한 점을 제외하고는 모두 일치한다. 여기서  $a_i$  는 4\*1 파라미터 행렬을 나타내며, 조건부 가격결정모형이 설명하지 못하는 개별 산업포트폴리오의 수익률오차와 도구변수를 연결시키고 있다. 가격결정모형이 효과적이라면, 개별 포트폴리오의  $a_i$  가 0과 큰 차이를 보여서는 안 될 것이다. 상기 변형 GMM 모형은 파라미터의 수가 직교화 조건의 수와 일치하는 완전식별(exactly identified)상태이므로 초과제약조건의 검증절차는 더 이상 고려되지 않는다. 아래 <표 7>에  $a_i$ 에 대한 기본모형과 대체모형인 1

<표 7> 가격예측오차 Wald 검정 (  $a_0 = a_1 = a_2 = a_3 = 0$  )

	기본모형		1요인모형		3요인모형	
	$\chi^2$ 값	P값	$\chi^2$ 값	P값	$\chi^2$ 값	P값
R 1	9.331	0.0533	11.583	0.0207	8.585	0.0724
R 2	9.681	0.0462	10.542	0.0322	11.254	0.0239
R 3	18.185	0.00114	23.096	1.21D-04	19.102	7.51D-04
R 4	3.894	0.421	4.897	0.298	4.857	0.302
R 5	8.826	0.0656	11.122	0.0252	9.353	0.0529
R 6	11.320	0.0232	14.422	0.00606	13.679	0.00839
R 7	3.217	0.522	3.155	0.532	4.425	0.351
R 8	15.287	0.00414	17.930	0.00127	15.817	0.00327
R 9	7.624	0.106	6.745	0.150	6.656	0.155
R10	10.232	0.0367	12.175	0.0161	9.057	0.0597
R11	2.045	0.727	2.345	0.673	2.198	0.699
R12	7.043	0.134	7.276	0.122	7.952	0.0933
R13	16.487	0.00243	16.798	0.00212	18.499	9.85D-04
R14	15.657	0.00352	14.606	0.00559	18.333	0.00106
R15	5.626	0.229	7.176	0.127	6.004	0.199
R16	5.511	0.239	5.262	0.261	6.366	0.173
R17	6.948	0.139	6.168	0.187	8.940	0.0626

요인 모형 및 3 요인 모형의 GMM 추정결과를 요약하였다. 기본모형인 2 요인 모형의 경우 5%의 유의수준에서 10개의 개별산업포트폴리오가 결합 귀무가설 'a0=a1=a2=a3=0'을 기각하지 아니하였다. 3 요인 모형에서는 11개의 포트폴리오에 대하여 귀무가설이 기각되지 아니하였고, 1 요인 모형에서는 8개의 포트폴리오에 대해서 귀무가설이 기각되지 아니하였다. 다시 말해서, 가격결정오차가 체계적으로 발생할 수 있는 포트폴리오의 수가 1 요인모형에서는 9개, 2 요인 모형에서는 7개, 3 요인 모형에서는 6개로 나타났다. 그리고 3 요인 모형에서 설명이 어려운 포트폴리오 (R2, R3, R6, R8, R13, R14)는 어느 다른 모형에서도 설명이 어려운 것으로 나타났다. 이들 세 모형의 가격설명력이 현저한 차이를 보인다고 할 수는 없으나, 환위험을 포함하는 모형의 경우 국내시장위험만을 포함하는 모형보다 그 유효성이 향상되었음을 알 수 있다.

### 3. 국내시장위험요인과 달러환위험요인의 상대적 중요성 비교

본 절에서는 본 장의 기본모형인 2 요인 조건부 가격결정모형에서 두 요인이 실제 우리 시장에서의 가격결정에 동등한 비중을 가지고 참여하고 있는지, 그 비중이 같지 않다면 어느 요인이 더 중요하며 그 차이는 얼마나 되는지 등에 대하여 개략적인 추정을 하고자 한다. 2 요인 가격결정모형의 분산은 다음과 같이 분해할 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{Var}(E[R_i|Z]) &= \text{Var}(\{ Z'_{t-1} \nu \} \{ Z'_{t-1} \kappa_i \}') \\ &= \text{Var} [ Z'_{t-1} \nu_{1K}, Z'_{t-1} \nu_{2K} ] [ Z'_{t-1} \kappa_{i,1K}, Z'_{t-1} \kappa_{i,2K} \]' \\ &= \text{Var} [ (Z'_{t-1} \nu_{1K}) (Z'_{t-1} \kappa_{i,1K}) ] + \text{Var} [ (Z'_{t-1} \nu_{2K}) (Z'_{t-1} \kappa_{i,2K}) ] \\ &\quad + 2 \text{Cov} [ (Z'_{t-1} \nu_{1K}) (Z'_{t-1} \kappa_{i,1K}), (Z'_{t-1} \nu_{2K}) (Z'_{t-1} \kappa_{i,2K}) ] \end{aligned} \quad (4)$$

상기 식 (4)에서  $\text{Var}(E[R_i|Z])$ 는 조건부 가격결정모형에서 예측하는 주가초과수익률의 무조건부 분산을 의미하며,  $\nu_{1K}$ 는 국내시장위험 프리미엄과 관련하여 도구변수에 부여된 계수이며,  $\kappa_{i,1K}$ 는 국내시장 베타위험 혹은 국내시장 위험노출과 관련하여 도구변수에 부여된 계수로서, 모두 본 연구에서는 4\*1 벡터이다.  $\nu_{2K}$ 는 달러환위험 프리미엄과 관련하여 도구변수에 부여된 계수이며,  $\kappa_{i,2K}$ 는 달러환위험 노출과 관련하여 도구변수에 부여된 계수로서 역시 4\*1 벡터이다. 두 위험요인간의 공분산항을 무시하면 가격결정모형에서 조건부 기대가격(수익률)의 변동에 대하여 각 요인이 설명할 수 있는 비중을 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$VR1 = \text{Var} [ (Z'_{t-1} \nu_{1K}) (Z'_{t-1} \kappa_{i,1K}) ] / \text{Var}(\{ Z'_{t-1} \nu \} \{ Z'_{t-1} \kappa_i \}') \quad (5a)$$

$$VR2 = \text{Var} [ (Z'_{t-1} \nu_{2K}) (Z'_{t-1} \kappa_{i,2K}) ] / \text{Var}(\{ Z'_{t-1} \nu \} \{ Z'_{t-1} \kappa_i \}') \quad (5b)$$

VR1은 국내시장위험요인이 설명하는 조건부 기대가격의 변동부분이며, VR2는 달러 환위험요인과 관련된 조건부 기대가격의 변동부분이다. 물론 공분산을 제외한 상태에서 VR1과 VR2의 합이 1이 되지 못하며, 이 비율들은 어디까지나 위험요인들이 가격결정에 미치는 비중을 개략적으로 제공하는 정보로만 이해되어야 한다. 본 장 1절에서 이미 추정된 파라미터들을 이용하여 각 포트폴리오별로 VR1과 VR2를 계산한 결과가 아래 <표 8>에 제시되었으며, 참고목적으로 식 (4)에 포함된 공분산항이 전체분산에서 차지하는 상대적 비중도 함께 나열하였다.

예상한 대로 우리 주식시장에서 모든 산업포트폴리오에 걸쳐서 국내시장위험요인의 중요성은 달러환위험요인의 비중을 압도적으로 증가하고 있다. 17개 산업포트폴리오에 걸친 비중평균을 보면, 국내시장위험요인이 82.1%이고, 달러환위험요인이 11.0%를 점하고 있다. 그러나 비록 달러환위험의 요인이 상대적으로 국내시장위험요인에 미치지 못하지만, 작게는 8.7% 많게는 27.7%로서 무시할 수 없는 비중임을 알 수 있다.

<표 8> 국내시장위험요인과 달러환위험요인의 상대적 중요성 비교

	국내시장위험요인비중(VR1)	달러환위험요인비중(VR2)	2*공분산비중
R 1	0.778	0.0869	0.135
R 2	0.668	0.151	0.181
R 3	0.495	0.277	0.228
R 4	0.925	0.0146	0.0607
R 5	0.598	0.206	0.196
R 6	0.677	0.150	0.173
R 7	1.115	0.0202	-0.135
R 8	0.663	0.158	0.180
R 9	1.079	0.0152	-0.0944
R10	0.706	0.118	0.176
R11	0.943	0.0230	0.0345
R12	0.818	0.0483	0.134
R13	1.044	0.208	-0.252
R14	0.704	0.194	0.102
R15	0.838	0.114	0.0481
R16	0.975	0.0568	-0.0316
R17	0.927	0.0249	0.0482
평 균	0.821	0.110	0.0696

## IV. 결론과 요약

환위험요인이 국내주식시장에서 가격화가 이루어지는가 그렇지 못한가하는 문제는 개인과 기업을 포함한 경제주체들의 포트폴리오 형성, 환위험헷징 및 자본조달방법에 이르기까지 중요한 영향을 미치게 된다. 국내외에서 이 의문과 관련된 많은 연구가 이루어져 왔으며, 이에 대한 뚜렷한 결론이 아직 내려지지 않은 상황이다. 본 연구에서는 과거의 국내연구와는 다르게 조건부 가격결정 모형과 일별 시계열 자료를 활용하여 이에 대하여 실증적인 분석을 시도하였다.

우선 가격결정모형은 다중베타위험모형을 설정하였으며, 그 위험요인을 국내시장위험과 달러환위험으로서 사전적으로 규정하였다. 위험요인을 설정한 것과 마찬가지로, 조건부 정보를 대응하는 도구변수의 선정에 있어서도 이들을 사전적으로 설정하였다. 일반균형 가격결정모형(general equilibrium pricing model)이 아닌 이상, 본 연구를 포함한 어떤 부분균형 가격결정모형에서도 그러한 도구변수의 설정에 인위성을 배제할 수는 없다. 본 연구에서는 상수항, 시차를 갖는 국내시장수익률, 회사채 유통수익률, 다우존스 주가지수 수익률 등 4개를 도구변수로서 조건부 정보집합을 형성한다고 가정하였다. 이러한 사전적 규정(prespecification)이 이론적으로 논란의 여지가 존재함을 충분히 인지하고 있지만, 우선 도구변수를 무리없이 수용될 수 있는 최소한의 변수들로서 구성하였으며, 그러한 사전적 설정이 기존의 연구결과를 존중하고 수용하는 타협적 시도로서 허용될 수 있으리라 본다.

본 연구에서는 GMM추정방식을 활용하여 17개 산업포트폴리오의 조건부 베타위험, 조건부 위험프리미엄, 조건부 가격결정오차 방정식을 동시에 추정하였다. 그 결과 GMM추정시스템에서 추정해야 하는 파라미터가 거대화되는 불편이 수반되지만, 설정된 가격결정 방정식에서 함의하는 횡단면적 제약조건들에 대한 직접적이고 충실한 검정이 가능하였다. 초과식별조건의 검정 결과 국내시장위험과 달러환위험을 포함한 조건부 가격결정모형은 모형설정오류에 대한 귀무가설이 기각되지 않는 것으로 나타났다. 이는 달러환위험이 가격결정모형에 포함되는 것이 정당화될 수 있음을 시사하고 있다. 이어지는 조건부 환율베타위험과 조건부 환위험 프리미엄에 관련된 결합검정에서 도구변수들이 환율베타위험과 환위험프리미엄을 유의적으로 설명하고 있는 것으로 검정되었다. 이러한 일련의 검정결과를 통하여 달러환위험에 조건부 프리미엄이 부여되고 있는 것으로 결론지을 수 있다. 달러환율 베타위험과 달러환위험 프리미엄에 대한 시간불변성 검정에서는 둘 다 모두 시간불변성을 기각하였다. 이러한 환위험 프리미엄의 시간가변성

은 무조건부 가격결정모형에서 환위험프리미엄이 표본기간 별로 다른 부호를 취하는 검정결과와 관련하여 특히 중요한 의미를 가질 수 있다.

본 연구에서 설정한 도구변수들은 결합적으로 국내시장위험 프리미엄과 달러환위험 프리미엄을 예측하는데 유용한 역할을 하고 있는 것으로 검정되었다. 개별 도구변수의 설명력을 보면 어제의 다우존스 지수수익률은 오늘의 국내시장위험 프리미엄에 양의 방향으로 매우 유의적인 영향을 미치고 있지만, 달러환위험 프리미엄에는 유의적이지 못하다. 반면 어제의 국내시장 수익률은 오늘의 국내시장위험 프리미엄과 달러환위험 프리미엄 둘 모두에게 유의적인 설명력을 가지고 있다.

일반적으로 조건부 가격결정모형들에 결여될 수 있는 검정력의 제약을 염려하여 국내시장위험만을 위험으로 포함한 1 요인 모형과 달러환위험 뿐만 아니라 엔화환위험을 함께 포함한 3 요인 모형을 기본 모형인 2 요인 모형과 비교하였다. GMM 초과식별조건을 검정한 결과 국내시장위험만을 위험으로 포함한 1 요인 모형과 엔화환위험을 포함한 3 요인 모형에서도 모형설정오류가 발견되지 않았다. 하지만 개별 포트폴리오별로 어느 정도의 조건부 가격결정오차가 발생하는가를 GMM추정한 경우 환위험프리미엄이 포함된 가격결정모형은 추가수익률을 설명하는데 있어서 환위험프리미엄이 배제된 가격결정모형보다 체계적인 오류를 범하는 경우가 적은 것으로 나타났다.

마지막으로 조건부 기대수익률의 변동에 대해서 국내시장위험요인과 달러환위험요인이 상대적으로 설명할 수 있는 비중을 개략적으로 산출하였다. 모든 개별 산업포트폴리오에 걸쳐서 달러환위험요인의 설명비중은 국내시장위험요인에 비교하여 상당히 작았으나, 달러환위험요인도 무시할 수 없는 설명비중을 가진 것으로 나타났다.

환위험의 조건부 가격화에 관련된 본 연구의 검정결과를 본 연구와 유사하게 조건부 가격결정모형에 입각한 Dumas & Solnik(1995)의 결과 및 Choi, Hiraki & Takezawa(1998)의 결과와 비교해 보면, 환위험이 조건부로 가격화되고 있다는 점에서 세 연구가 모두 공통점을 보이고 있다. 이는 세 연구에서 다루고 있는 다중베타 가격결정모형이 II장에서 이미 언급하였듯이 환위험을 포함하고 있는 점을 제외하고는 각기 다른 형태를 취하고 있고, 조건부 정보집합을 대응하는 도구변수가 유사하지만 동일하지는 않은 상태에서 도출된 공통점이라는 면에서 결론의 유효성(validity)을 뒷받침하고 있다. Dumas & Solnik(1995)이 활용한 가격결정모형은 세계시장위험과 환위험만을 포함하고 있으며 이는 PPP(Purchasing Power Parity)는 성립되지 않지만 세계자본시장이 완전히 통합된 상태를 전제하는 Solnik(1974) 및 Adler & Dumas(1983) 등의 순수한 국제자본가격결정모형으로서 이해될 수 있다. 반면 본 연구와 Choi, Hiraki & Takezawa

(1998)에서는 세계자본시장의 완전한 통합을 전제하지 아니하고 각각 한국과 일본의 국내시장을 대상으로 환위험요인을 연구하고 있다. 게다가 본 연구의 GMM 추정시스템은 확률적 할인요소를 이용하여 조건부 위험프리미엄을 추정한 다른 두 연구자와는 달리 다중베타가격결정모형 전체를 추정하였으며, 두 연구자가 월별 시계열자료를 활용한 데 반해서 본 연구는 일별 시계열자료를 투입하였음을 결론의 유효성과 관련하여 상기할 필요가 있다.

본 연구의 한계로서는 첫째 일별시계열 자료를 활용하였기 때문에 기존의 여러 연구에서 주가수익률 예측에 성공적으로 검정된 여러 거시경제변수들을 도구변수로 활용할 수 없었다. 그리고 시계열 자료의 비동시성 거래(nonsynchronous trading)문제 때문에 국내시장에 대한 세계시장의 영향력을 도구변수로써 반영시키고 위험변수로서는 포함시키지 못하였다. 이러한 제약은 월별 시계열 자료를 활용한다면 상당부분 완화될 수 있을 것으로 생각한다. 둘째 제약은 본 연구에서 설정한 조건부 가격결정모형을 기초로 한 GMM추정이 여러 대체적 모형들을 예리하게 분별할 정도로 검정력이 충분하지 못할 수 있다는 불안이다. 이는 기본적으로 설정된 조건부 가격결정모형에 수반되는 제약조건이 충분히 엄격하지 아니하고, 추정해야 하는 파라미터가 너무 많았기 때문에 그러한 결과가 발생한 것이 아닌가 의심할 수 있다. 이 부분에 대하여는 추후 보다 엄격한 제약조건을 모형에 추가하여 결합가설을 설정함으로써 검정력을 제고시킬 수 있는 연구가 필요할 것으로 생각한다.

## 참 고 문 헌

- 권택호 & 박종원, “한국주식시장에서의 환위험 프리미엄과 기업특성”, 재무관리연구, 제16권 제1호, 1999.6, 245-260.
- 권택호, “환노출의 통화별 차이와 비대칭성”, 무역학회지, 제23권 제2호, 1998, 23-34.
- 유일성, “한국주식시장에서 환율위험노출과 환율위험프리미엄 측정”, 재무관리연구, 제17권 제2호, 2000.12, 229-256.
- 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.
- 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.
- 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.
- Fama, E. & J. MacBeth, “Risk, return and equilibrium: empirical tests,” *Journal of Political Economy*, 81, 1973, 607-636.
- Fang, H. & C. Loo, “Foreign exchange risk and common stock returns : a note on international evidence,” *Journal of Business Finance & Accounting*, 23, 1996, 473-480.
- Ferson, W. & C. Harvey, “Conditioning variables and the cross section of stock returns,” *Journal of Finance*, 54, 1999, 1325-1360.



- Ferson, W. & C. Harvey, "The risk and predictability of international equity returns," *Review of Financial Studies*, 6, 1993, 527-566.
- Ghysels, E., "On stable factor structures in the pricing of risk: Do time-varying betas help or hurt?," *Journal of Finance*, 53, 1998, 549-574.
- Hamao, Y., "An empirical examination of the arbitrage pricing theory," *Japan and the World Economy*, 1, 1988, 45-62.
- 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.
- Harvey, C., "Predictable risk and returns in emerging markets," *Review of Financial Studies*, 8, 1995, 773-816.
- 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.
- 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.
- Solnik, B., "An equilibrium model of the international capital market," *Journal of Economic Theory*, 9, 1974, 500-524.