

# 유로커런시시장과 외환시장에서의 초과수익률의 모형화\*

김응규\*\*

## 요 약

본 연구에서는 유로커런시와 외환시장의 초과수익률을 설명하는 여러 가지 모형을 검증하였다. 비록 Campbell-Clarida(1987)와 Lewis(1990,1991)는 이 시장에서 3개월물의 초과수익률에 대한 단일잠재변수모형을 기각할 수 없었지만 본 연구에서는 이 모형이 여러 포트폴리오에 대하여 기각되고 있음을 보여준다.

그러나 이 모형의 검증은 결합가정을 필요로 하기 때문에 모형의 기각원인을 찾는다는 것은 어려운 일이다. 기각의 가능성으로 세계 경제에 하나 이상의 위험요인이 존재할 수 있다는 것이 될 수도 있고 불안정한 상수가 원인일 수가 있다.

상수의 안정성검증에서 1979년 12월을 전후한 기간에 상수가 변하지 않는다는 귀무가설이 모든 포트폴리오에서 기각되었다. 따라서 양기간에 단일잠재변수모형과 두잠재변수모형을 검증하였다. 모든 포트폴리오에 대하여 1979년 12월 이전에는 단일변수모형이 기각되지 않았지만, 1979년 이후에는 체계적으로 기각되었다. 한편 두잠재변수모형은 양기간 모두에서 기각되지 않았다. 따라서 위험요인에 변화를 주는 연방준비은행의 운영절차의 변화가 단일변수모형의 기각의 원인일 수 있다고 유추할 수 있다.

마지막으로 시간 가변적인 베타가 단일변수모형의 기각의 원인이 될 수 있는지를 검증하기 위하여 Harvey(1989,1991)에 의해서 개발된 모형을 적용해 보았지만 모형이 기각되었다. 따라서 유로커런시와 외화자산의 3개월물의 초과수익률에 두잠재변수모형이 자료를 비교적 잘 설명한다고 볼 수 있다. 그러나 잠재변수모형의 검증은 자산가격결정의 일반균형이론의 검증도 아니고 검증력도 강하지 않기 때문에, 위험프리미엄을 설명해주는 단순한 실증분석으로 보아야 한다.

\* 이 연구는 1999년도 대전산업대학교 학술연구 지원에 의한 결과임.

\*\* 대전산업대학교 경영학과 조교수

## I. 서 론

최근에 다양한 자산에 대한 초과수익률이 예측가능하다는 주장은 널리 알려져 있다. 예를 들어 외환시장에서는 선도프리미엄이나 과거의 초과수익률이 초과수익률을 예측하는데 이용되고 있다.<sup>1)</sup>

Campbell-Clarida(1987) 그리고 Lewis(1990)는 외환시장과 유로커런시금리의 기간구조에서 초과수익률의 예측가능성과 공동변동성에 대한 설명으로 단일잠재변수모형이 유용한지를 연구했다. 그들의 연구의 특징은 일개월물의 유로커런시에 대한 3개월물 금리의 수익률과 외환수익률을 통합시켰다는 점이다. 따라서 외환시장에서의 선도프리미엄이 무위험자산에 대한 위험자산의 투자에 대한 초과수익률을 예측하는데 유용하고, 한편으로는 유로커런시의 기간구조로부터의 이자율차이가 선도외환시장에서의 예측력에 유용하다는 사실을 보여주고 있다. Campbell-Clarida는 오픈포지션의 3개월물 유로 마르크와 유로스텔링 예금의 기대 달러수익률과 이러한 유로 통화의 일개월물 예금을 롤오버했을때와 3개월물을 보유했을 때의 수익률의 차이가 1976년 1월부터 1982년 1월까지의 주간 자료를 이용하여 단일잠재변수에 비례해서 움직인다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. Lewis(1990) 또한 1976년 2월부터 1986년 5월까지의 자료를 이용하여 Campbell-Clarida의 결과를 확인시켜주었다. 그러나 그녀의 연구의 주목적은 Campbell-Clarida의 것과는 조금 다르다. 그녀에 의하면 만기기간이 길어짐에 따라 단일잠재변수모형의 적합성이 커진다고 한다. 즉 3개월물의 초과수익률은 단일잠재변수모형에 의해서 지지되지만, 1개월물의 초과수익률은 이 모형에 의해서 설명이 되지 않는다는 것이다. Lewis는 시간 가변적인 베타, 시장에 유입되는 정보의 타이밍, 독립된 관찰 치의 수에서의 차이 등에서 그 원인을 찾고 있다.

본 연구의 목적은 동일한 변수를 이용하여 단일잠재변수모형을 재평가하고

---

1) 외환시장에서는 Hansen-Hodrick(1983), Hodrick(1987), Giovannini-Jorion(1987), Cumby(1988), Mark(1988), Froot-Thaler(1990), Hopper(1992) 참조. 증권시장에서는 Fama-Schwert(1977), Gibbons-Ferson(1985), Ferson(1989), Keim-Stambaugh(1986), Campbell(1987,1991), Harvey-Solnik-Zhou(1994), Harvey(1989,1991) 참조.

데이터를 잘 설명해줄 수 있는 대체 모형이 있는지를 밝히는데 있다. 왜냐하면 단일잠재변수모형으로 리스크 프리미엄을 모형화하는데 상반된 연구 결과들이 존재하기 때문이다. 예를 들어 선도외환시장에서 보면, 추정기간에 따라, 도구 변수에 따라, 자료의 인터벌(주간, 월간)에 따라 결과가 다르게 나타난다.

비록 Campbell-Clarida(1987) 그리고 Lewis(1990)는 이 시장에서 단일잠재변수모형의 적합성을 기각할 수 없었으나, 자료를 1992년 12월까지 연장한 결과 위의 모형의 적합성을 기각할 수 있었다.

그러나 단일잠재변수모형의 적합성의 검증은 조건부 CAPM의 정확성, 조건부 적률(conditional moments)의 특정한 모수화(parameterization), 합리적 기대라는 가정, 자료와 추정방법의 적절함 등의 결합가정(joint hypotheses)에 바탕을 두고 있기 때문에 모형의 적합성의 기각 원인을 찾는다는 것은 불가능한 일이다. 게다가 일반적률법(GMM)의 과도식별제한검증(overidentifying restrictions test)은 불특정 대안에 대한 검증이다.

일단의 연구에서는 다변량잠재변수모형(the multiple latent variables model)에 초점을 맞춘다. 단일잠재변수모형에서는 세계경제에서 고려되는 위험요인이 하나이고 모든 자산에의 기대수익률이 시간 불변적인 베타와 함께 이 위험요인에 선형적으로 의존하고 있다고 가정한다. 따라서 세계경제에서 하나 이상의 위험요인이 있다고 가정하는 것도 가능하기 때문에 단일잠재변수모형에 대안으로서 복수잠재변수모형을 쓸 수 있다.

또다른 연구는 잠재변수모형에서 시간 불변적인 베타의 가정에 초점을 맞춘다. 비록 기준포트폴리오에 대한 사전적인 초과수익에 있어서 시간 가변성을 가정함으로써 어떤 자산에 대해 시간 가변적인 리스크 프리미엄 모형이 가능하지만, 베타의 시간가변성을 전제로도 가능하다. 즉 단일잠재변수모형에서 시간 불변적인 베타 모형이 시간 가변적인 리스크 프리미엄과 일관되지만, 리스크 프리미엄의 시간가변성의 원인을 기준포트폴리오에 대한 기대초과수익의 시간 가변성에서만 찾는다면 모형을 지나치게 좁게 제한시키게 된다. 예를 들어 Hodrick-Srivastava(1984), Cumby(1988), 그리고 Giovannini-Jorion(1987)은 단일잠재변수모형의 기각의 원인을 이러한 시간 불변적인 베타에서 찾고 있다.

Domowitz-Hakkio(1985), Mark(1988), 그리고 Baillie-Bollerslev(1990)는 시간

가변적인 베타의 조건부 CAPM을 모형화하는데 ARCH-class 모델을 사용하고 있다. Mark(1988)는 2차적률을 ARCH(1)으로서 외면적으로 모수화함으로써 CAPM관계식을 통한 조건부 1차적률을 내면적으로 정의한다. 그러나 Pagan-Hong(1991)이 주장하는것처럼, 조건부 2차적률에 대한 ARCH형의 설계는 몇 가지 문제를 내포하고 있다. Harvey(1989, 1991)는 ARCH 모형화 전략이 2차적률에 대한 함수형태의 가정이 너무 경직되어 있다고 주장한다. 또한 ARCH 과정은 집적적(aggregate)이지 않다. 따라서 Harvey(1989,1991)는 시간 가변적인 베타를 가정한 조건부 일차적률을 모형화하는데 초점을 두고 있다.

따라서 시간 가변적인 베타 모형이 단일잠재변수모형의 또다른 대안이 될 수 있으며 본 연구에서도 이 모형의 적합성을 검증하고자 한다.

요약하면 유로커런시와 외환시장에서 3개월물의 초과수익률의 단일잠재변수 모형의 기각으로 다른 대체 모형을 모색하고자 한다. 2장에서는 Breeden(1979)과 Lucas(1982)에 의해서 개발된 자산가격결정모형을 기반으로 한 잠재변수모형과 시간 가변적 베타 CAPM모형을 간단히 살펴본다. 3장에서는 사용되는 자료와 변수의 구성에 대해서 설명을 하고, 4장에서는 실증분석결과를, 그리고 5장에서는 결론을 제시한다.

## II. 실증 모형

잠재변수모형과 시간 가변적 베타 CAPM모형은 동태적인 자산가격결정모형에 기반을 두고 있다(ICAPM).<sup>2)</sup> 동태적인 자산가격결정모형은 시간 분리가 가능한 효용함수에서 도출이 되는데 최종적인 모델은 아래와 같다.

$$E_t(h_{i,t+k}) = \beta_t^i E_t(R_{b,t+k} - R_{f,t+k}) \quad (2-1)$$

where  $\beta_t^i = \text{Cov}_t(h_{i,t+k}, R_{b,t+k}) / \text{Var}_t(R_{b,t+k})$

여기서  $E_t(\cdot)$ 는 시간 t에 얻을 수 있는 정보에 근거한 수학적 기대값을 의

2) Merton(1973), Lucas(1978, 1982), Breeden(1979), 그리고 Hansen-Hodrick(1983) 참조.

미하며,  $h$ 는 자산  $i$ 에 대한 사후 초과수익이며,  $R_b$ ,  $R_f$ 는 각각 기준포트폴리오와 무위험자산에 대한 수익을 나타낸다. 따라서 베타계수는 기준포트폴리오의 조건부 분산과, 자산  $i$ 의 초과수익과 기준포트폴리오에 대한 수익과의 조건부 공분산의 비율이 된다.

## 1. 잠재변수모형

위의 모형에서 기준자산에 대한 기대수익률이 관찰되지는 않지만, 현재의 정보에 대한 수익의 선형함수에 의존한다. 따라서 Hansen-Hodrick(1983), Gibbons-Ferson(1985), 그리고 Campbell(1987)에 의하면, 투자자의 정보집합  $X_t$ 에 있는 변수들의 부분집합에 근거하여 기준포트폴리오의 초과기대수익률은 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$E_t(h_{b,t+k}) = \alpha_j' X_t + U_{t+k} \quad (2-2)$$

여기서  $U_{t+k}$ 는 시점  $t$ 에서  $k$ 까지 기준포트폴리오에 대한 초과기대수익률을 측정하는데 시점  $t$ 에서의 에러를 나타내고,  $\alpha_j$ 는 벡터  $X_t$  ( $J \times 1$ )에 있는 정보변수에 대한 기준포트폴리오의 초과수익률(무위험자산에 대해서)의 선형계수를 나타낸다. 식 (2-1)과 (2-2), 그리고 합리적 기대이론을 가정하여 사후적인 자산  $i$ 의 초과수익률을 이용하면 다음과 같은 함수를 얻게 된다.

$$h_{i,t+k} = \beta_i(\alpha_j' X_t + U_{t+k}) + V_{i,t+k} = \beta_i \alpha_j' X_t + \varepsilon_{i,t+k} \quad (2-3)$$

여기서  $V_{i,t+k}$ 는 자산  $i$ 에 대한 사후적인 예측에러이고,  $\varepsilon_{i,t+k}$ 는 측정 및 예측에러의 합성에러를 말한다. 식 (2-3)을 보면 자산에 대한 초과수익률의 움직임에 어떤 제한을 두고 있다는 특이한 사실을 발견할 수 있다. 다시말해서 정보변수에 대한 자산의 수익률의 회귀분석에서 계수들이 각 함수들에서 비례한다는 것이다.

식 (2-3)에서  $\beta_i$ 와  $\alpha_j$  상수가 선형회귀분석에서 따로 도출될 수 없기 때문에 베타의 행태에 대한 추가적인 가정이 필요하다. 각 자산끼리 베타의 비율이 시간 불변적이라고 하는 가정이 자주 이용된다. 이를 위해 Hansen - Hodrick

(1983)과 Campbell(1987a, 1987b)은  $\beta_1 = 1$ 이라고 가정한다.

식 (2-3)의 동태적인 CAPM 모형을 고려해 볼 때, 어떤 정보집합에 대해서 초과수익률의 회귀분석을 추정하고 계수가 각 자산에 비례한다는 제한을 검증하므로써 똑같은 보유기간(k)을 지닌 어떤 자산의 초과수익에 대해서 이러한 제한을 검증할 수 있다. 비록 식 (2-3)의 방정식 시스템은 OLS에 의해서도 추정이 가능하지만, 두 가지 이유 때문에 추정치의 분산-공분산 행렬의 조정이 필요하다. 첫째, Hansen-Hodrick(1980)이 주장했던 오버랩핑 자료의 사용과 관련된 문제점이다. 본 연구에서도 자료의 빈도는 주 단위이지만 어떤 자산의 수익률은 한달 이상의 보유기간을 지니고 있다. 따라서 예측 에러는 오버랩핑 한다는 것이다. 예를 들어 1개월물의 유로달러예금을 롤오버한것과 기준수익(3개월물)의 초과수익률을 계산할 때 그리고 월별 자료를 사용한다고 가정하면, 우리는 시점 t에서  $RU_{1,t+1}$  그리고  $RU_{1,t+2}$ 을 알 수가 없다. 따라서 예측에러는 관찰이 불가능한 것이다.  $\varepsilon_{t+1}$ 과  $\varepsilon_{t+2}$ 은 관찰자에게 취득 가능한 정보가 아니기 때문에 이러한 에러는 시간적으로 상관관계가 있을 가능성을 배제할 수 없다.

반면에 3이상인 경우에  $\varepsilon_{t+3-s}$ 는 관찰이 가능하고 합리적 기대의 가정으로 이러한 에러는 시간적인 상관관계가 없다. 따라서 결과는 2차 moving average 형태를 띤다.(일반적으로 k-1 MA).

또다른 문제는 잔차가 조건부 이분산성을 보여줄 수 있다는 것이다. 따라서 이분산성과 MA 프로세스를 감안하여 분산-공분산 행렬을 수정하여 모형을 추정하여야만 한다. 이러한 문제를 극복하여 모형을 추정할 수 있는 통계기법으로는 (1982)<sup>3)</sup>에 의해 제시된 일반화적률법(the generalized method of moments : GMM)이 있다.

## 2. 시간 가변적 Beta CAPM 모형

시간 가변적 리스크 프리미엄을 모형화하기 위한 또다른 연구는 시간 가변적 베타 CAPM에 초점을 둔다. 베타는 조건부공분산과 조건부분산의 비율이기 때

---

3) Hansen(1982), Gallant(1987), Gallant-White(1988), Newey-McFadden(1994)은 GMM의 이론을 제시하고, Hall(1992) 그리고 Ogaki(1992)가 알기 쉬운 서베이를 제공한다.

문에 많은 학자들은 ARCH류의 모형을 사용한다. 그러나 Pagan-Hong(1991), Harvey(1989, 1991) 그리고 Hopper(1992)가 지적하듯이 조건부 분산에 대한 ARCH 모형화에는 문제점이 있다. Harvey는 분산의 함수형태에 대해 ARCH 모형은 너무 엄격한 가정을 하고 있다고 주장한다. 또한 ARCH 프로세스는 집계(aggregate)이 가능하지 않을 수도 있다. 다시말해서 어떤 자산이 특정한 ARCH 프로세스를 보여준다고 해서 자산의 포트폴리오가 그와 똑같은 ARCH 프로세스를 따른다는 보장은 없다.

또한 Hansen(1982)의 모형의 적합성에 대한 과도식별제한검증(overidentifying restrictions test)에서, Newey(1985)는 모형의 구조에 문제가 있을 경우에는 표본의 크기가 증가해도 GMM의 과도식별제한 검증력에 효력이 없음을 보여주고 있다. Ferson-Forster(1991)도 유사한 결론을 내리고 있다.

이러한 문제점을 극복하기 위하여 Harvey(1989, 1991)와 Hopper(1992)는 자산의 초과수익률의 조건부 기대값에 초점을 둔다. 그리고 조건부 공분산은 자산수익률과 CAPM관계를 통한 정보집합과의 선형회귀분석으로부터 나오는 에러의 곱으로 추정된다.

식 (2-1)로부터,  $Z_t$ 를 도구변수로하고, 개별자산의 초과수익률  $h_{t+k}$ 는  $1 \times n$  벡터라고 하자. 그러면 선형회귀분석에의해 예측에러의 벡터는 다음과 같다.<sup>4)</sup>

$$u_{t+k} = h_{t+k} - Z_t \delta \quad (2-4)$$

똑같은 논리가 기준포트폴리오의 초과수익률에도 적용된다. 기준포트폴리오의 예측에러는 다음과 같다.

$$\varepsilon_{b,t+k} = R_{e,t+k} - Z_t \gamma \quad (2-5)$$

이제 위 2식으로부터 조건부공분산을 예측에러의 형태로 쓸 수가 있다.

$$\begin{aligned} \text{Cov}(h_{t+k}, R_{e,t+k} | Z_t) &= E[(h_{t+k} - E(h_{t+k} | Z_t))(R_{e,t+k} - E(R_{e,t+k} | Z_t)) | Z_t] \\ &= E(u_{t+k} \varepsilon_{b,t+k} | Z_t) \end{aligned} \quad (2-6)$$

기준포트폴리오의 초과수익률의 조건부분산도 같은 방식으로 도출이 가능하다.

4) Harvey(1989), 291-295 참조.

$$\begin{aligned} \text{Var}(R_{e,t+k} | Z_t) &= E[(R_{e,t+k} - E(R_{e,t+k} | Z_t))^2 | Z_t] \\ &= E[(\varepsilon_{b,t+k})^2 | Z_t] \end{aligned} \quad (2-7)$$

위의 식 4개를 식 (2-1)에 대입하면

$$Z_t \delta = \{E[u_{t+k} \varepsilon_{b,t+k} | Z_t] / E[(\varepsilon_{b,t+k})^2 | Z_t]\} * Z_t \gamma \quad (2-8)$$

그리고 식 (2-8)의 양변을 조건부분산으로 곱하면

$$E[(\varepsilon_{b,t+k})^2 | Z_t \delta | Z_t] = E(u_{t+k} \varepsilon_{b,t+k} Z_t \gamma | Z_t) \quad (2-9)$$

따라서 CAPM관계로부터 아래와 같은 예측에러를 얻게된다.

$$v_{t+k} = (\varepsilon_{b,t+k})^2 Z_t \delta - u_{t+k} \varepsilon_{b,t+k} Z_t \gamma \quad (2-10)$$

자산가격결정제한에 대한 검증을 위한 계량경제모형은 위의 식 (2-4), (2-5), 그리고 (2-10)을 결합하면 된다.

$$e_{t+k} = (u_{t+k} \varepsilon_{b,t+k} v_{t+k}) \quad (2-11)$$

여기서  $u_{t+k}$ 는 개별자산에 대한 초과수익률의 조건부 기대치의  $1 \times n$  에러행렬이고  $\varepsilon_{b,t+k}$ 는 기준포트폴리오에 대한 조건부 기대초과수익률의 에러이고,  $v_{t+k}$ 는 CAPM의  $1 \times n$  예측에러벡터이다. 따라서  $e_{t+k}$ 는  $1 \times (2n + 1)$ 행렬이다.

위 모형은  $E(e_{t+k} | Z_t) = 0$ 을 의미하기 때문에, 위의 식 (2-11)에 있는 상수를 추정하기 위하여 Hansen(1982)의 GMM을 이용할 수 있다. 또한 방정식이  $2n+1$ 개이고  $Z_t$ 에 도구변수가  $k$ 개이기 때문에  $k \times (2n+1)$ 개의 orthogonality 조건이 있다. 그러나 추정해야할 상수가  $k \times (n+1)$ 개이기 때문에  $k \times n$ 개의 과도식별제한식이 존재한다.

### Ⅲ. 자료설명 및 변수구성

본 연구에서 사용되는 자료는 1974년 1월1일부터 1992년 12월 31일까지 환율

과 유로커런시 예금금리의 주별 데이터다. 현물과 1개월물 선도환율과, 1개월물과 3개월물 유로커런시 예금금리의 일별데이터를 Data Resources Incorporated에서 구입했다. 환율은 독일의 마르크화(DM), 일본의 엔화(JY), 영국의 파운드화(BP) 그리고 스위스의 프랑화(SF)가 미국의 달러를 기준으로 구성되어 있다. 유로커런시는 유로달러, 유로마르크, 유로스털링, 유로엔이 이용되었다. 시간가변적인 베타 CAPM모형을 검증하기 위하여 미국의 주가수익률지수(NYSE)가 기준포트폴리오로 채택되었다.

이러한 자료와 Campbell-Clarida(1987), 그리고 Lewis(1990, 1991)의 연구에 의하여, 3개월물 유로달러의 예금금리에의 기준투자에 근거한 두 가지 다른 투자전략에 대한 초과수익률을 구성하였다. 편의상 3개월물 유로달러금리를 무위험자산에 대한 투자로서 기준투자에 대한 수익률이라고 정의하고,  $RU_{3,t}$ 를  $t$ 시점의 3개월물의 유로달러의 연률로 표시된 수익률이라고 하자. 그러면 기준투자에 대한 3개월물의 유로달러의 수익률의  $\log$ 는  $\log(1+RU_{3,t}/400)$ 와 같이 정의할 수 있다. 기준투자로부터 대체투자에 대한  $\log$  수익률을 차감하고,  $\log(1+x)=x$ 를 이용하고, 연률의 퍼센트로 표시하기 위하여 400을 곱하면 두 가지 다른 투자전략에 따른 초과수익률을 계산할 수 있다.

초과수익률의 첫 번째 형태인 “기간구조 수익률(term structure return)”은 기준금리에 대한 1개월물의 유로달러금리의 실현 이익을 말한다. 이를 위해 3회 연속 1개월물 유로달러예금을 롤-오버한 것에 대한  $\log$ 수익률을  $\log[(1+RU_{1,t}/1200)*(1+RU_{1,t+1}/1200)*(1+RU_{1,t+2}/1200)]$ 이라고 정의하면 기준수익률에 대한 롤-오버 투자전략의 초과수익률은 연률로 아래와 같이 표시될 수 있다.

$$\begin{aligned} TUU &= \log[(1+RU_{1,t}/1200)*(1+RU_{1,t+1}/1200) *(1+RU_{1,t+2}/1200)]*400 \\ &\quad - 400*\{\log(1+RU_{3,t}/400)\} \\ &= 1/3(RU_{1,t} + RU_{1,t+1} + RU_{1,t+2}) - RU_{3,t} \end{aligned}$$

두 번째 초과수익률인 “외환수익률(foreign exchange returns)”은 기준금리에 대한 외화예금의 오픈포지션에 대한 초과수익률이다. 예를 들어,  $t$ 시점에 투자자가 달러를 가지고 DM을 구입하여 3개월물 유로마르크에 투자하여 3개월뒤  $t+3$ 시점에 DM의 투자원금과 수익을 현물시장에서 달러로 교환한다.  $SDM_t$ 을  $t$

시점의 달러가격이라고 하고,  $RDM_{3,t}$ 를 3개월물 유로마르크의 금리라고 하면 이 전략으로 나오는 수익률은 아래와 같다.

$$\log[(1+RDM_{3,t}/400)*(SDM_{t+3}/SDM_t)]$$

따라서 기준투자에 대한 3개월물의 유로마르크에 투자의 초과수익률은 아래와 같다.

$$\begin{aligned} FUG &= 400*\{\log[(1+RDM_{3,t}/400)*(SDM_{t+3}/SDM_t)] \\ &\quad - \log(1+RU_{3,t}/400)\} \\ &= 400*(\log SDM_{t+3} - \log SDM_t) - (RU_{3,t} - RDM_{3,t}) \end{aligned}$$

위의 전략을 근거로 아래와 같은 초과수익률의 자료와 변수들을 구성하였다.

TUU : 유로달러에 대한 기간구조 수익률(전략 1)

TGG : 유로마르크에 대한 기간구조 수익률(전략 1)

TKK : 유로스털링에 대한 기간구조 수익률(전략 1)

FUG : DM과의 외환수익률(전략 2)

FUK : Pound화와 외환수익률(전략 2)

FUS : Swiss Franc화와의 외환수익률(전략 2)

FUJ : Yen화와의 외환수익률(전략 2)

DUU : 3개월물과 1개월물과의 유로달러의 이자율 차이

DUG : 3개월물 유로달러와 3개월물 유로마르크의 이자율 차이

DUK : 3개월물 유로달러와 3개월물 유로스털링의 이자율 차이

DUS : 3개월물 유로달러와 3개월물 유로프랑의 이자율 차이

DUJ : 3개월물 유로달러와 3개월물 유로엔의 이자율 차이

DGG : 3개월물과 1개월물의 유로마르크의 이자율 차이

DKK : 3개월물과 1개월물의 유로스털링의 이자율 차이

DSS : 3개월물과 1개월물의 유로프랑의 이자율 차이

DJJ : 3개월물과 1개월물의 유로엔의 이자율 차이

RPSTOCK : 3개월물의 유로달러에 대한 뉴욕증권시장의 지수의 초과수익률

위의 변수로부터 몇 가지의 포트폴리오를 구성하였다. 먼저 기간구조 및 외환수익률로 구성된 혼합포트폴리오에는 유로달러의 기간구조 수익률과 독일 마르크화와 영국의 파운드화에 대한 외환수익률등 3가지 수익률(TUU, FUG, FUK)로 구성되어있다. 또한 미국주식시장에 대한 투자로부터의 초과수익률을 포함하는 포트폴리오(RPSTOCK, TUU, FUG, FUK)도 구성하였다. 마지막으로 독일의 마르크화, 일본의 엔화 스위스 프랑화에 대한 오픈포지션으로부터의 포트폴리오도 구성된다.

#### IV. 연구결과

<표 1>과 <표 2>에서는 유로커런시 기간구조와 3개월물 유로마르크, 유로 스텔링, 유로프랑, 유로엔의 오픈포지션에 대한 초과수익률의 예측가능성을 보여주고 있다. 표본기간은 1974년 1월1일 부터 1992년 12월 31일 까지이고, Hansen (1982)의 GMM 방법이 사용되었다. <표 1>에서는 도구변수로서 과거의 종속 변수를 사용하였는데 대부분의 경우에 이러한 도구변수의 설명력이 크지 않다는 것을 볼 수가 있다.

그러나 <표 2>에서는 3개월물과 1개월물의 유로커런시의 이자율 차이가 (DUU, DGG, DKK, DSS, and DJJ) 유로커런시의 기간구조에 대한 실현초과수익률(TUU, TGG, TKK, TSS, TJJ)을 예측하는데 큰 설명력을 보여주고 있으며 3개월물 유로달러와 3개월물 기타유로커런시의 이자율 차이(DUG, DUK, DUS, and DUJ)도 오픈포지션의 3개월물의 유로커런시에 대한 실현 초과수익률(FUG, FUK, FUS, FUJ)을 예측하는데 큰 설명력을 보여주고 있다. Campbell-Clarida(1987)도 유사한 결과를 보여주고 있다.

<표 3-a>에서는 Campbell-Clarida(1987)와 Lewis(1990)에서 사용했던 자산의 수익률과 도구변수를 이용한 비제한적 회귀분석의 결과를 보여주고 있다. 도구변수로는 상수, 각국 통화의 선도 프리미엄, 3개월물과 1개월물의 유로달러의 이자율 차이가 이용되었다. 3개월물과 1개월물 유로달러의 이자율 차이(DUU)에 담긴 정보를 감안한 후, 3개월물 유로달러와 3개월물 유로마르크 및

〈표 1〉 3개월물 자산의 초과수익률에 대한 점 추정치

(과거의 종속변수를 도구변수로 이용)

Excess Returns	$b_0$	$b_1$	$R^2$
TUU	-0.134 (0.079)	-0.034 (0.111)	0.0012
FUG	1.535 (2.552)	0.044 (0.044)	0.0019
FUK	0.820 (2.378)	0.110 (0.0861)	0.0120
FUS	5.9996 (4.121)	1.154 (0.771)	0.0098
FUJ	2.914 (3.225)	0.041 (0.995)	0.0017
TGG	-0.134*** (0.031)	0.122* (0.065)	0.0233
TKK	-0.123** (0.062)	0.084 (0.080)	0.0074
TSS	-0.212*** (0.049)	0.0258** (0.075)	0.0780
TJJ	-0.086*** (0.031)	-0.052 (0.092)	0.0030

〈표 2〉 3개월물 자산의 초과수익률의 점 추정치

(이자율차이를 도구변수로 이용)

Excess Returns	$b_0$	$b_1$	$R^2$
TUU	-0.069 (0.068)	-0.580*** (0.155)	0.0754
FUG	6.310* (3.618)	-1.881** (0.832)	0.0192
FUK	-6.734** (2.742)	-2.536*** (0.677)	0.1100
FUS	7.183* (3.985)	-1.474* (0.778)	0.0165
FUJ	14.040*** (3.909)	-3.6678** (0.733)	0.0560
TGG	-0.1158** (0.033)	-0.247*** (0.084)	0.0227
TKK	-0.097* (0.056)	-0.417*** (0.112)	0.0727
TSS	-0.200*** (0.056)	-0.294*** (0.102)	0.0428
TJJ	-0.063** (0.031)	-0.245* (0.140)	0.0355

유로스털링의 이자율 차이(DUG, DUK)는 유로달러 기간구조에서 초과수익률(TUU)을 예측하는데 큰 설명력을 지니고 있음을 보여주고 있다. 좀더 구체적으로 아래와 같은 가설에 대한 Lagrange 승수 검증이 시도되었다.

$$H_0: b_2=b_3=0$$

$H_1$ : 적어도 하나의 b는 영이 아니다.

Engle(1982)은 대표본인 경우에 비제한 모형에 있는 모든 변수에 대해서 제한된 모형의 잔차를 회귀분석한  $R^2$ 에다가 표본의 크기를 곱하면 귀무가설에 있는 제한의 수와 같은 자유도(위의 경우에는 2)를 지닌 chi-square분포를 한다는 것을 보여준다.

또한 3개월물 유로달러와 유로마르크의 이자율 차이(DUG)에 들어있는 정보를 감안한 후, 3개월물과 1개월물의 이자율차이(DUU)와 3개월물 유로달러와 유로스털링의 이자율 차이(DUK)가 오픈포지션의 유로마르크의 초과수익률(FUG)을 예측하는데 큰 설명력을 지니고 있다는 것을 보여주고 있다. 이 경우에 귀무가설은  $b_1=b_3=0$ .

<표 3-a> 기간구조 프리미엄과 외화자산의 수익률의 비제한적 회귀분석

(TUU, FUG, and FUK)

Excess Return	$b_0$	$b_1$	$b_2$	$b_3$	$\chi^2$	$R^2$
TUU	-0.160 (.141)	-0.600 (.142)***	-0.0004 (.030)	-0.031 (.029)	15.387***	.0898
FUG	-6.195 (5.919)	-1.611 (4.641)	-0.018 (1.040)	-2.646 (1.038)**	22.092***	.041
FUK	-17.40 (6.083)	-0.667 (3.405)	2.396 (1.175)**	-4.39 (.875)	54.517***	.159

$\chi^2(12) = 322.199(***)$  : 상수안정성검증

<표 3-a>의 마지막 줄에서는 3개월물 유로달러와 유로스털링의 이자율차이(DUK)에 담긴 정보를 감안한 후, 3개월물과 1개월물 유로달러의 이자율 차이(DUU)와 3개월물 유로달러와 유로마르크의 이자율차이(DUK)가 오픈포지션의

유로스털링의 초과수익률을 예측하는데 큰 설명력을 지니고 있음을 보여주고 있다. 이 경우에 귀무가설은  $b_1=b_2=0$ .

전체적으로 이러한 결과는 Campbell-Clarida(1987)의 연구결과와 큰 차이가 없다. 오픈포지션의 외화자산에 대한 위험 프리미엄을 예측하는 대응변수로 사용되었던 변수들이 유로달러의 기간구조에서 초과수익률을 예측하는데도 큰 설명력이 있음을 보여주고 있으며, 또한 기간구조의 위험프리미엄을 위한 대응변수로 사용된 변수도 오픈포지션의 외화자산의 초과수익률을 예측하는데 큰 설명력을 지니고 있다는 사실을 보여주고 있다.

위 결과로부터 유로달러 기간구조에서의 초과수익률과 오픈포지션의 외화자산의 초과수익률은 함께 움직인다는 사실을 유추할 수 있다. Campbell-Clarida (1987)는 단일잠재변수모형을 이용하여 이 사실을 검증한다. 식 (2-1)과 (2-2)를 이용하여 위의 내용에 맞게 다시 모형을 정리하면 아래와 같다.

$$TUU_{t+3} = \alpha'Z_t + \epsilon_{1,t+3}$$

$$FUG_{t+3} = \beta_2\alpha'Z_t + \epsilon_{2,t+3}$$

$$FUK_{t+3} = \beta_3\alpha'Z_t + \epsilon_{3,t+3}$$

여기서  $Z_t$ 는 위에서 설명한 도구변수의 벡터이며  $\beta_1$ 은 1로 정규화 되었다. 3개의 방정식과 4개의 도구변수가 있다. 따라서 3개의 초과수익률 방정식에는 6개의 자유로운 상수가 있으며 6개의 과도식별조건이 있다. 단일잠재변수모형이 4개의 도구변수의 설명력은 3개의 초과수익률에 비례하도록 제한하고 있다.

〈표 3-b〉 단일잠재변수모형 추정치

$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$
-0.065 (0.102)	-0.035 (0.054)	0.007 (0.011)	-0.019 (0.028)
$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\chi^2$
1	211.727 (310.869)	216.420 (330.557)	20.39.***

<표 3-b>는  $\alpha$ 와  $\beta$ 의 상수추정치와 단일잠재변수모형의 제한이 옳다는 가설에 대한 검증통계량을 보여주고 있다. 목적함수의 최소값에다가 표본의 크기를 곱한 값은 과도식별제한의 수와 같은 자유도를 가진 chi-square 분포를 한다. 단일잠재변수모형의 제한은 1%의 유의수준에서 기각되었다. 이는 Campbell-Clarida(1987)와 Lewis(1990)의 연구결과와 배치되는 것이다. 또한 <표 3-b>에 있는  $\alpha$  계수 값이 <표 3-a>의 TUU에 있는 비제한적인 회귀분석계수 b값과 크게 다르기 때문에 단일잠재변수모형의 제한이 유효하지 않다는 것을 암시하고 있다.

단일변수모형의 기각의 가능성은 그 원인이 너무 다양하기 때문에 특정한 원인을 추출해낸다는 것은 사실상 불가능한 일이다. 예를 들어 Campbell-Clarida(1987)은 보다 더 이질적인 자산의 포트폴리오나 표본시간이 길어질 때 이 모형이 더 자주 기각된다고 주장한다. 그 근거로 다양한 성격을 지닌 자산의 상대적인 베타의 점진적인 변화 때문에, 긴 표본시간을 가지고 검증할 때 고정베타모형에 배치되는 결과가 나올 수 있다는 것이다. 만약이 이 가설이 사실이라면 위 모형의 기각은 긴 표본기간 때문이라고 볼 수 있다.

단일잠재변수모형의 기각의 다른 가능성은 세계경제에 하나 이상의 위험요인이 존재할 수 있다는 것이다. 이론 자체가 실증분석을 위하여 기준포트폴리오에 대한 분명한 지침을 제공하지 못하고 있기 때문에, 어떤 학자들은 모형을 두 가지 잠재변수를 포함하도록 확장시킨다. 그 형태는 아래와 같다.

$$TUU_{t+3} = \alpha'_1 Z_t + \varepsilon_{1,t+3}$$

$$FUK_{t+3} = \alpha'_2 Z_t + \varepsilon_{2,t+3}$$

$$FUG_{t+3} = (\beta_1 \alpha'_1 + \beta_2 \alpha'_2) Z_t + \varepsilon_{3,t+3}$$

여기에는 10개의 자유 상수와 12개의 orthogonality 조건이 있다. 만약에 모형이 데이터를 잘 설명해준다면 과도식별제한을 검증하는 chi-square 통계량이 작아야만 한다. <표 3-c>에 의하면 두잠재변수모형의 제한은 5%의 유의수준에서 기각되어지지 않는다.

또한 <표 3-c>에 있는  $\alpha$  계수도 <표 3-a>에 있는 TUU와 FUK의 비제한적인 회귀분석의 계수의 값과 큰 차이를 보여주지 못하고 있다. 양의  $\beta_1$ 과  $\beta_2$ 가

〈표 3-c〉 두잠재변수모형 추정치

$\alpha_{11}$	$\alpha_{12}$	$\alpha_{13}$	$\alpha_{14}$
-0.0853 (0.139)	-0.603*** (0.139)	-0.024 (0.028)	-0.024 (0.029)
$\alpha_{21}$	$\alpha_{22}$	$\alpha_{23}$	$\alpha_{24}$
-18.210*** (6.015)	-1.623 (3.271)	2.611** (1.171)	-4.226*** (0.862)
$\beta_1$	$\beta_2$	$\chi^2$	
7.885 (5.089)	0.609*** (0.213)	5.696*	

의미하는 바는 유로달러의 기간구조 프리미엄을 증가시키는 시장의 힘이 독일의 마르크화의 외환 수익률을 증가시키며, 파운드화의 외환 수익률을 증가시키는 시장의 힘은 독일 마르크화의 외환 수익률을 증가시킨다고 말할 수 있다.

위의 두 모형으로부터 두 잠재변수모형이 단일잠재변수모형 보다 더 데이터를 잘 설명해주며, 세계경제에서 하나 이상의 위험요인이 존재한다고 말할 수 있다.

많은 학자들은 불안정한 상수가 모형의 기각의 주범이라고 주장하기 때문에 상수의 안정성을 검증한다. 외환시장에서 수익률이 1979년의 미국연방준비은행의 운영시스템의 변화 전후를 기준으로 크게 달라지기 때문에 여기서도 그 시점을 기준으로 둔다.

보유기간이 보다 긴 미국의 달러 예금에 대한 수익률의 행태가 이 기간에 매우 민감하기 때문에, Hansen-Hodrick(1984)의 연구에서 보여준 검증과 유사한 결합방정식을 이용한 비제한적인 모형의 상수의 안정성을 검증한다. Hansen(1982)은  $T^{1/2}[\theta(T) - \theta] \sim N(0, \Omega)$ 을 보여준다. 여기서 T는 표본의 크기이고,  $\theta$ 는 상수 벡터이고,  $\Omega$ 는 분산-공분산 행렬이다. 따라서 상수 값이 변치 않는다는 귀무가설 하에서 중복되지 않는 두 표본기간의 상수의 추정치의 차이( $\theta(T_1) - \theta(T_2)$ )는 평균이 0이고 분산이  $\Omega = \Omega_1/T_1 + \Omega_2/T_2$ 인 정규분포를 이룬다. 따라서  $(\theta(T_1) - \theta(T_2))' \Omega^{-1} (\theta(T_1) - \theta(T_2))$ 은  $\theta$ 의 차원과 같은 자유도를 가지고 chi-square 분포를 한다. 이 통계량은 1979년 12월 전후의 표본기간에

대해서 계산된다. <표 3-a>에 의하면 위의 귀무가설은 1%의 유의수준에서 기각되었다.

Lewis(1990)는 미국연방준비은행이 운영절차를 변경할 때 초과수익률과 도구변수의 결합분포가 바뀌어진다면 위의 두 모형의 상수의 값 또한 변할 것이라고 주장한다. 그러나 연방준비은행의 운영절차의 변경이 예기치 않은 일이라면 각 기간 내에서 잠재변수모형은 여전히 유효한 것이다. 따라서 통화정책에 있어서의 변화를 설명하기 위하여 각 소기간에 대하여 단일잠재변수모형과 두 잠재변수모형을 검증하였다.

<표 5>에 의하면 단일변수모형은 1979년 이전에는 기각되지 않으나 1979년 이후의 기간에는 기각된다. 그러나 <표 6>을 보면 두잠재변수모형은 각 소표본기간에 대하여 기각되지 않는다. 이러한 결과는 시사하는바가 크다. 단일잠재변수모형의 기각이 미연방준비은행의 운영절차의 변경과 관련되어 있을지 모르며, 이러한 운영절차의 변경은 위험요인에 있어서의 변화를 초래했을 가능성이 있기 때문이다.

<표 4-a> 초과수익률(TUU, FUG, FUK)의 비제한적 회귀분석

(5개의 도구변수를 이용)

Excess Returns	TUU	FUG	FUK
b <sub>0</sub>	-.144 (.142)	-7.109 (5.689)	-17.343 (6.011)***
b <sub>1</sub>	-.567 (.150)***	-3.537 (4.812)	-.463 (3.362)
b <sub>2</sub>	.005 (.030)	-.279 (1.020)	2.436 (1.207)**
b <sub>3</sub>	-.031 (.030)	-2.809 (.977)***	-4.130 (.878)***
b <sub>4</sub>	-.219 (.252)	4.261 (13.019)	-1.902 (5.345)
b <sub>5</sub>	-.062 (.126)	8.119 (7.000)	-.047 (2.824)
$\chi^2$ (4)	21.285***	32.535***	54.845***
R <sup>2</sup>	.953	.0514	0.1593

$\chi^2(18) = 455.910(***)$  : 상수안정성검증

〈표 4-b〉 단일잠재변수모형 추정치

$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\alpha_4$
-.306** (.132)	-.193** (.096)	.042** (.019)	-.068** (.029)	-.142 (.088)
$\alpha_5$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\chi^2$ (10)
.039 (.047)	1	42.270* (23.220)	51.921* (27.357)	24.026***

〈표 4-c〉 두잠재변수모형 추정치

$\alpha_{11}$	$\alpha_{12}$	$\alpha_{13}$	$\alpha_{14}$	$\alpha_{15}$	$\alpha_{16}$
-.092 (.037)	-.582 (.145)***	-.017 (.028)	-.024 (.028)	-.323 (.239)	.050 (.103)
$\alpha_{21}$	$\alpha_{22}$	$\alpha_{23}$	$\alpha_{24}$	$\alpha_{25}$	$\alpha_{26}$
-19.253 (5.850)***	-1.625 (3.198)	2.888 (1.184)**	-4.317 (.861)***	-2.558 (5.312)	.804 (2.732)
$\beta_1$	$\beta_2$	$\chi^2$			
5.955 (3.923)	.512 (.205)**	7.6233			

〈표 4-a〉에서는 〈표 3-a〉에서 사용된 자산에 유로마르크와 유로스텔링의 기간구조 수익률을 포함하는 자산에 대한 회귀분석의 결과를 보여준다. 따라서 도구변수도 3개월물과 1개월물의 유로마르크와 유로스텔링의 이자율 차이(DGG, DKK)가 추가되었다.

결과는 〈표 3-a〉와 매우 유사하다. 모든 초과수익률은 예측 가능하다. 단일잠재변수모형도 검증되었다. 여기서는 3개의 방정식과 6개의 도구변수가 있기 때문에 8개의 자유 계수가 있다. 따라서 10개의 과도식별조건이 있다.

〈표 4-b〉에  $\alpha$ 와  $\beta$ 의 상수추정치와 단일잠재변수모형의 유효성에 관한 통계량을 보여준다. 여기서도 위에서처럼 단일잠재변수모형의 제한은 1%의 유의수준에서 기각된다. 〈표 4-c〉에는 두잠재변수모형의 제한이 1%의 유의수준에서 기각되지 않음을 보여주고 있다. 〈표 4-a〉에서의 상수의 안정성 검증에서는 귀무가설이 1%의 유의수준에서 기각된다. 따라서 상이한 통화정책으로 인

한 초과수익률의 행태를 보기 위하여 각 소기간에 대하여 단일잠재변수모형과 두잠재변수모형을 적용하였다. <표 5>에 의하면 1979년 이전에는 단일잠재변수모형이 기각되고, 그 이후에는 기각되지 않고 있다. 또한 두잠재변수모형은 양기간 모두에서 기각되지 않고 있다. 이는 위의 결과와 아주 유사하다.

<표 5> 단일잠재변수모형에 대한 각 소표본기간에 대한 상수추정 및 모형의 검증

	74 - 79 (A)	80 -92 (A)	74 -79 (B)	80 -92 (B)
$\alpha_0$	.114 (.087)	-.001 (.004)	.056 (.094)	-.288* (.163)
$\alpha_1$	-.084 (.109)	-.0002 (.001)	-.020 (.042)	-.004 (.024)
$\alpha_2$	-.018 (.016)	-.002 (.009)	-.010 (.017)	.043* (.024)
$\alpha_3$	-.004 (.012)	-.003 (.011)	.001 (.004)	-.064* (.037)
$\alpha_4$			.042 (.099)	-.155 (.107)
$\alpha_5$			-.008 (.025)	.055 (.057)
$\beta_2$	152.55 (147.749)	187.37 (739.475)	335.078 (596.760)	69.053 (48.756)
$\beta_3$	68.747 (76.991)	201.07 (805.596)	76.048 (163.414)	108.213 (67.373)
$\chi^2$	10.747	45.753***	13.454	17.771*

주) (A)에는 도구변수가 DUU, DUG, DUK이고, (B)에는 DUU, DUK, DGG, DKK임.

시간 가변적 베타 CAPM 모형을 검증하기 위하여 위에서 사용한 자료를 똑같이 이용하였다. 여기에 추가된 자료는 세계시장포트폴리오의 대응변수다. Mark(1988)와 Hopper(1992)는 세계시장포트폴리오에 대한 대응변수로 뉴욕주 식시장지수를 이용하였기 때문에 여기서도 이 데이터를 사용하였다.

모형의 적합성을 검증하기 위하여 식 (2-11)의 방정식에 대하여 GMM을 적용하였다. 7개의 방정식과 4개의 도구변수가 있기 때문에 28개의 orthogonality 조건이 있다. 16개의 추정할 상수가 있기 때문에 12개의 과도식별조건이 있다.

〈표 6〉 두잠재변수모형에 대한 각 표본기간의 상수추정치 및 모형의 검증

	74 - 79 (A)	80 - 92 (A)	74 - 79 (B)	80 - 92 (B)
$\alpha_{11}$	0.151 (0.166)	-.172 (.216)	.232* (.125)	-.123 (.208)
$\alpha_{12}$	-.890*** (.155)	-.496*** (.156)	-.787*** (.148)	-.443*** (.148)
$\alpha_{13}$	-.002 (.039)	.027 (.040)	.004 (.035)	-.029 (.037)
$\alpha_{14}$	.008 (.020)	-.037 (.048)	.0411** (.016)	-.033 (.045)
$\alpha_{15}$			.113 (.182)	.568* (.327)
$\alpha_{16}$			-.171** (.086)	.311* (.169)
$\alpha_{21}$	5.161 (6.122)	-28.420*** (6.204)	-14.686* (7.517)	-29.547*** (6.185)
$\alpha_{22}$	-5.777 (5.169)	1.139 (3.342)	-7.709 (4.728)	2.629 (3.179)
$\alpha_{23}$	-.673 (.999)	4.522*** (1.316)	3.792*** (1.029)	4.646*** (1.377)
$\alpha_{24}$	-.964 (.470)	-6.649*** (1.310)	-1.410 (1.124)	-7.116*** (.956)
$\alpha_{25}$			2.575 (4.024)	-9.815 (8.182)
$\alpha_{26}$			-4.409** (1.955)	6.350 (5.339)
$\beta_1$	-17.223 (29.769)	12.986* (7.460)	4.172 (6.266)	9.151 (5.940)
$\beta_2$	4.048 (3.514)	.394* (.212)	-.005 (.396)	.488*** (.155)
$\chi^2$	4.0699	2.3760	4.8753	6.1699

주) (A)에는 도구변수가 DUU, DUG, DUK이고 (B)에서는 DUU, DUG, DUK, DGG, DKK임.

〈표 7〉에 의하면 이 모형은 1%의 유의수준에서 기각된다. 도구변수가 추가된 〈표 8〉에서도 같은 결과를 얻을 수 있다.

〈표 7〉 시간 가변적 베타 CAPM모형의 상수의 추정치  
(도구변수로 DUU, DUG, DUK를 이용)

Excess Returns	b <sub>0</sub>	b <sub>1</sub>	b <sub>2</sub>	b <sub>3</sub>
RPSTOCK	1.078 (5.220)	7.946 (5.521)	-.002 (.701)	-.811 (1.046)
TUU	.039 (.091)	-.050 (.036)	-.009 (.019)	.011 (.016)
FUG	-.005 (1.628)	-.489 (1.628)	.109 (.295)	.2117 (.263)
FUK	-2.317** (.810)	-.369 (.999)	.403** (.196)	-.226** (.018)

$\chi^2(12) = 32.6485(***)$

〈표 8〉 시간 가변적인 베타 CAPM모형의 상수의 추정치  
(도구변수로 DUU, DUG, DUK, DGG, DKK를 이용)

Excess Returns	b <sub>0</sub>	b <sub>1</sub>	b <sub>2</sub>	b <sub>3</sub>	b <sub>4</sub>	b <sub>5</sub>
RPSTOCK	.441 (4.704)	4.290 (5.428)	.157 (.669)	-.955 (.958)	-.855 (5.941)	-5.298 (5.25)
TUU	.042 (.086)	-.020 (.057)	-.010 (.018)	.014 (.016)	.017 (.082)	.040 (.041)
FUG	-.746 (1.541)	-.319 (1.117)	.0112 (.326)	.149 (.257)	-.712 (.774)	1.923 (.942)**
FUK	-1.858 (.911)**	.052 (1.020)	.271 (.185)	-.125 (.106)	-1.061 (.984)	1.394 (1.45)

$\chi^2(18) = 38.5743(***)$

## V. 결 론

본 연구에서는 유로커런시와 외환시장의 초과수익률을 설명하는 여러 가지 모형을 검증하였다. 첫째, 비록 Campbell-Clarida(1987)와 Lewis(1990, 1991)는 이 시장에서 3개월물의 초과수익률에 대한 단일잠재변수모형을 기각할 수 없었지만 본 연구에서는 이 모형이 여러 포트폴리오에 대하여 기각되고 있음을 보여

준다.

그러나 이 모형의 검증은 결합가정을 필요로 하기 때문에 모형의 기각원인을 찾는다는 것은 어려운 일이다. 기각의 가능성으로 세계 경제에 하나 이상의 위험요인이 존재할 수 있다는 것이 될 수도 있고 불안정한 상수가 원인일 수가 있다.

둘째, 상수의 안정성검증에서 1979년 12월을 전후한 기간에 상수가 변하지 않는다는 귀무가설이 모든 포트폴리오에서 기각되었다. 따라서 양기간에 단일잠재변수모형과 두잠재변수모형을 검증하였다.

셋째, 모든 포트폴리오에 대하여 1979년 12월 이전에는 단일변수모형이 기각되지 않았지만, 1979년 이후에는 체계적으로 기각되었다. 한편 두잠재변수모형은 양기간 모두에서 기각되지 않았다. 따라서 위험요인에 변화를 주는 연방준비은행의 운영절차의 변화가 단일변수모형의 기각의 원인일 수 있다고 유추할 수 있다.

넷째, 시간가변적인 베타가 단일변수모형의 기각의 원인이 될 수 있는지를 검증하기 위하여 Harvey(1989,1991)에 의해서 개발된 모형을 적용해 보았지만 모형이 기각되었다.

따라서 유로커런스와 외화자산의 3개월물의 초과수익률에 두잠재변수모형이 자료를 비교적 잘 설명한다고 볼 수 있다. 그러나 잠재변수모형의 검증은 자산가격결정의 일반균형이론의 검증도 아니고 검증력도 강하지 않기 때문에, 위험프리미엄을 설명해주는 단순한 실증분석으로 보아야 한다.<sup>5)</sup>

---

5) 자산가격결정이론검증에 잠재변수모형의 적용의 한계에 대해서는 Bekaert-Hodrick (1992), Wheatly(1989) 참조.

## 참 고 문 헌

- Backus, D.K., A.W. Gregory and C.I. Telmer. "Accounting for Forward Rates in Markets for Foreign Currency." *Journal of Finance* 48 (December 1993): pp.1887-1908.
- Baillie, R.T. and T. Bollerslev. "A Multivariate Generalized ARCH Approach to Modeling Risk Premia in Forward Foreign Exchange Markets." *Journal of International Money and Finance* 9 (1990): pp.309-324.
- Bekaert, G. and R.J. Hodrick. "Characterizing Predictable Components in Excess Returns on Equity and Foreign Exchange Markets." *Journal of Finance* 47 (1992): pp.467-509.
- Bekaert, G., R.J. Hodrick and D.A. Marshall. "The Implications of First-Order Risk Aversion For Asset Market Risk Premiums." *Working Paper* No. 4624 (1994) National Bureau of Economic Research.
- Breeden, D. "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities." *Journal of Financial Economics* 7 (1979): pp.265-296.
- Campbell, J.Y. "Stock Returns and the Term Structure." *Journal of Financial Economics* 18 (1987): pp.373-400.
- Campbell, J.Y., and R.H. Clarida. "The Term Structure of Euromarket Interest Rates: An Empirical Investigation." *Journal of Monetary Economics* 19 (1987): pp.25-44.
- Cumby, R. "Is it Risk? Explaining Deviations from Uncovered Interest Parity." *Journal of Monetary Economics* 22 (1988): pp.279-300.
- Domowitz, I. and C.S. Hakkio. "Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market." *Journal of International Economics* 19 (August 1985): pp.47-66.
- Fama, E.F. "The Behavior of Stock Market Prices." *Journal of Business* 38 (1965): pp.34-105.
- Fama, E.F. "Forward and Spot Exchange Rates." *Journal of Monetary Economics* 13 (1984): pp.319-337.
- Gibbons, M. and W. Ferson. "Testing Asset Pricing Models with Changing

- Expectations and an Unobservable Market Portfolio." *Journal of Financial Economics* 14 (1985): pp.217-236.
- Giovannini, A. and P. Jorion. "Interest Rates and Risk Premia in the Stock Market and in the Foreign Exchange Market." *Journal of International Money and Finance* 6 (1987): pp.107-123.
- Hakkio, C.S. and A. Sibert. "The Foreign Exchange Risk Premium: Is it Real?" *Working Paper* (1993) Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Hall, A. "Some Aspects of Generalized Method of Moments Estimation." *Working Paper* (February 1992) North Carolina State University.
- Hansen, L. "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators." *Econometrica* 50 (1982): pp.1029-1054.
- Hansen, L. and R. Hodrick. "Forward Exchange rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis." *Journal of Political Economy* 88 (1980): pp.829-853.
- Hansen, L. and R. Hodrick. "Risk Averse Speculation in the Forward Foreign Exchange Market: An Econometric Analysis of Linear Models." In *Exchange Rates and International Macroeconomics*. Edited by J. Frenkel. Chicago: Chicago University Press. 1983.
- Harvey, C. "Time-Varying Conditional Covariances In Tests of Asset Pricing Models." *Journal of Financial Economics* 24 (1989): pp.289-317.
- Harvey, C. "The World Price of Covariance Risk." *Journal of Finance* 46 (1991): pp.111-157.
- Harvey, C., B. Solnik, and G. Zhou. "What Determines Expected International Asset Returns?" *Working Paper* No. 4660 (Feb.1994) National Bureau of Economic Research.
- Hodrick, R. *The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets*. New York. Harwood Academic Publishers. 1987.
- Hodrick, R. and S. Srivastava. "An Investigation of Risk and Return in Forward Foreign Exchange." *Journal of International Money and Finance* 3 (1984): pp.5-30.
- Hopper, G.P. "Can a Time-Varying Risk Premium Explain the Failure of Uncovered

- Interest Parity in the Market for Foreign Exchange?" *Working Papers* (December 1992) Federal Reserve Bank of Philadelphia.
- Huang, R.D. "An Analysis of Intertemporal Pricing for Forward Foreign Exchange Contracts." *Journal of Finance* 44 (1989): pp.183-194.
- Lewis, K.K. "The Behavior of Eurocurrency Returns Across Different Holding Periods and Monetary Regimes." *Journal of Finance* 45 (September 1990): pp.1211-1236.
- Lewis, K.K. "Should the Holding Period Matter for the Intertemporal Consumption-based CAPM?" *Journal of Monetary Economics* 28 (1991): pp.365-389.
- Lucas, R. "Asset Prices in an Exchange Economy." *Econometrica* 46(1978): pp.1429-1445.
- Lucas, R. "Interest Rates and Currency Prices in a Two-Country World." *Journal of Monetary Economics* 10 (1982): pp.335-360.
- Mark, N. "Time-Varying Betas and Risk Premia in the Pricing of Forward Foreign Exchange Contracts." *Journal of Financial Economics* 22 (1988): pp.335-354.
- Merton, R.C. "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model." *Econometrica* 41 (1973): pp.867-889.
- Ogaki, M. "An Introduction to the Generalized Method of Moments." *Working Paper* No. 314 (February 1992) University of Rochester.
- Smith, P.N. "Modelling Risk Premia in International Asset Markets." *European Economic Review* 37 (1993): pp.159-176.
- Wheatley, S.M. "A Critique of Latent Variable Tests of Asset Pricing Models." *Journal of Financial Economics* 23 (1989): pp.325-338.