

## 先渡換市場에서의 危險프리미엄存在假說에 관한 實證的 研究\*

俞 承 勳\*\*

### 〈요 약〉

이 論文에서는 先渡換市場에서의 危險프리미엄의 存在假說을 實證分析하기 위해 分析時間帶, 分析通貨, 時系列 資料들을 블럭處理 하고 時系列分析, 制限 cointegration 분석, 回歸模型分析 등의 3가지 큰 範疇하의 12 가지 分析技法의 反復測定分析을 하였다. 檢證結果 각 通貨마다 分析技法에 대한 危險프리미엄의 敏感度는 상당한 差異가 發見되었다. 危險프리미엄의 分析方法에 따른 結果值의 變動理由는 크게 計量推定의 變動에 基因한 部分과 危險프리미엄 測定의 理論的 模型의 相異에 의한 部分, 分析技法의 危險프리미엄 條件의 差異에 의한 變動부분으로 나누어 짐을 알 수 있었다. 이상의 發見點이 示唆하는 바는 危險프리미엄의 研究에 있어서 上記 세가지 方向으로 더욱 깊은 研究가 行하여 질 수 있음을 알 수 있다. 각 研究 方法의 比較 評價에서는 구체적인 實證分析 후 각 研究 方法들의 長短點들이 論議되어진 바, 이들 方法이 서로 相互對替的이 아니고 相互補完的임을 알 수 있었다.

### I. 序 論

外換市場의 效率性 問題는 先渡換率이 未來現物換率의 不便推定值(unbiased estimator)가 되는가의 問題로서 다루고 있다. 그 근거는 外換市場이 효율적이라면 市場의 參與자들이 과거의 정보나 公표된 정보를 利用해서 平均이상의 수익률을 얻을 수 없을 것이다. 따라서 先渡換율이 미래現物換율의 不便推定值가 아니라면 投機者들은 裁定去來의 이익이 생기게 되는 것이다. Hansen과 Hordric(1980) 등은 先渡換市場이 미래現物 換율의 예측치로서는 상당히 미약하다는데는 일치한다. 여기서 先渡換율이 미래現物換율의 불편추정치의 의미는 위험에 대한 無補償의 가정과 合理的期待假說이라는 두 가설의 結合假說이 내제되어 있으므로 이를 각각 검증하는 것이 더 명료

\* 論文을 자세하게 읽고 有益한 助言을 해주신 匿名의 審査委員에게 感謝드립니다.

\*\* 釜山大學校 貿易學科 助教授

한 것으로 생각되나 시장의 기대치를 실제로 구한다는 것이 쉽지 않기 때문에 결합가설의 형태로 검증되는 것이 일반적이다. 여기서 검증이 성공적이면, 즉 불편추정의 가설이 거부되지 않으면 위의 두 가설 역시 거부되지 않는 것으로 본다. 그러나 상기의 결합가설의 실증검증시 가설을 기각 할 경우는 실제로 합리적기대가설의 기각 때문인지 위험에 대한 가설의 기각인지를 구분하는 것이 自意的이라는 문제점을 내포하고 있는 것이다. Bilson (1981)과 Longworth (1981) 등의 학자는 불편추정치검증시 가설의 기각은 합리적기대가설의 실패때문이라고 주장한다. 그러나 Fama(1984), Hsieh(1984), Huang(1984) 등의 학자들은 오히려 합리적기대가설은 사전적으로 받아들이고 불편 추정치로 부터의 괴리는 위험프리미엄의 존재때문으로 해석한다. 그 이유로는 합리적기대가 성립되지 않는다면 투기자들이 超過利益을 올릴 기회가 쉽게 捕捉할 수 있다는 말이 되어서 그러한 기회는 이미 價格에 反影될 것이기 때문이다. 따라서 외환시장에서의 위험프리미엄의 존재는 선도환율이 미래현물환율의 불편추정치라는 가설에 대한 대립 가설을 외환시장의 효율성의 개념과 별개로 제시한다고 볼 수 있다.

## II. 問題의 提起

Frenkel(1982), Hsieh(1982), Korajczyk(1983), Hansen와 Hordrick(1983) 등의 연구에서는 시간에 따라 변화하는 위험프리미엄의 존재에 대하여 각기 다른 結果들을 제시하고 있다. 즉 既存의 研究들은 다른 통화들과 다양한 시간대에서 각기 다른 분석방법으로 여러가지 종류의 時系列자료(예를 들어 月別, 分期別, 半期別資料 등)들을 이용하여 위험프리미엄의 存在에 관한 개별적 實證분석들이 행하여 졌는 바 그러한 연구결과들은 연구자들의 개별적 설정하에서 위험프리미엄의 존재에 관한 해석을 각각 하고 있는 것이다. 이에 본 연구에서는 기존의 연구와는 달리 첫째, 통화와 시간대, 시계열 자료를 블러킹變數로 사용하고 각각의 연구 방법들을 處理(treatment) 변수로 하되 처리변수의 水準은 理論的 分析技法과 同一 理論技法하에서 適用可能한 計量技法의 2차원으로 구성된 反復測定分析의 模型을 構成한다. 이러한 모형을 통하여 각 통화의 위험프리미엄의 존재에 대한 연구방법들에 대한 敏感度분석(sensitivity)의 視覺을 提示하는 것이다. 둘째, 각각의 연구방법들을 相互 어떠한 關聯을 맺고 있는가와, 위험프리미엄의 분석시 제 분석기법들의 獨自의인 論点を 比較評價하게 된다. 본 연구에서 사용되어지는 연구방법들은 제각기 理論的인 根據를 갖고 있는 모형

이므로 이들을 동일하게 비중을 두고 각 통화에 대한 위험프리미엄의 존재를 처리 변수의 차이로서 검증하는 分散分析형태로 분석해서는 안된다고 본다. 따라서 반복 측정 위험프리미엄의 분석결과를 質的 解釋을 하였다. 연구시간대는 1974년 1사분기부터 1990 4사분기까지를 택하였으며, 시계열자료는 각각 3개월 선도환율과 현물환율을 구하였다. 대상통화는 마르크화, 프랑스 프랑화, 엔화의 3개국 통화를 사용하였다.<sup>1)</sup> 각각의 선물환율과 현물환율은 로그변환치를 사용하였다. Hansen과 Hordrick(1980), Siegel(1972)의 연구에 의하면, Jensen의 非等價의 논리에 의해서 邦貨표시 환율의 最適豫測値는 외화표시환율의 최적예측치와는 일반적으로 다르다는 것이다. 로그변환값들은 상기의 비등가의 문제를 해결해 주는 것으로 알려져있다. 본 논문의 구성은 III장에서 시계열 모형에 의한 분석을 하고 V장에서 제한 cointegration분석을 한뒤 V장에서 회귀모형을 검증하고 VI장에서 結論을 제시한다.

### III. 時計列 模型에 의한 危險프리미엄의 實證分析

#### 1. 實證分析

Gracer, Litzenberger와 Stehle(1976)과 Wolff(1987)는 위험프리미엄이 선도환율에 의해 補償이 됨을 다음의 식으로 나타냈다.

$$F_t = E_t(S_{t+1}) + RP_t$$

$E_t(S_{t+1})$ 는 觀察可能變數가 아니므로 관찰가능변수로 置換하기 위해 합리적기대가 설을 도입하면,

$$F_t - S_{t+1} = \text{危險프리미엄} + \text{誤差項}$$

---

1) 상기 환율의 자료들은 International Monetary Fund에서 발간되는 Internatinal Financial Statistics에서 정리 되어졌다. 연구대상 환율에서 파운드화를 포함하지 않은 이유는 데이터에 특이치가 있어 信賴度측면에서 고려하지 않았고, 스위스 프랑화의 경우는 분석의 대상을 세 통화로 제약하면서 任意로 제외하였다. 현물환율과 선물환율의 시간의 일치는 각 자료들이 분기별 자료이므로 2사분기말 현물환율과 1사분기말 선도환율로 1분기 시차를 두고 매치하였다.

으로 表現할 수 있다. 위의 식을 통해서 위험프리미엄을 실증검증하기 위해서 먼저  $F_t - S_{t+1}$  값이 통계적 有意性을 가진채 0과 같은지를 검증하고 나아가서  $F_t - S_{t+1}$  값들로 Box and Jenkins 기법과 런검증에 의해 적절한 시계열모형을 究明함으로써 시간에 따라 변화하는 위험프리미엄의 존재를 실증분석 한다.

먼저  $F_t - S_{t+1}$ 의 값이 통계적 有意性을 가진채 0과 같은지를 검증하기 위해 각 값들의 분포가 正規分布性을 檢證하여 보았다. 여기서 정규분포하지 않는다면 관측값  $F_t - S_{t+1}$ 에 대한 모평균이 0 인지를 검정하기 위해서 일반적인 t 검정을 사용할 수 없고 비모수검증법인 윌콕슨의 符號順位 檢證(Wilcoxon Signed Rank Test)을 사용해야 할 것이다. 아래 <표 1> 에서 正規分布性을 검증하기 위해 歪度(Skewness)와 尖度(Kurtosis)값들을 나타내었다. 정규분포의 왜도값과 첨도값은 각각 0과 3이나 본연구에서 사용되어진 SAS 프로그램에서는 첨도값은 계산치에서 3을 마이너스 한 값을 나타내므로 아래표에서 왜도와 첨도값들이 얼마나 0에서 乖離되었는가 하는 정도를 보면 정규성과의 괴리를 짐작 할 수 있겠다. 엔화의 경우 왜도값이 적은 음의 값을 가지므로 약간 왼쪽으로 기울었다고 볼 수 있으나 그 정도가 심하지 않음을 알 수 있다. 한편 첨도값이 음수로 나타나 분포의 중심이 정규분포보다는 상대적으로 낮음을 알 수 있으나 그 값이 작으므로 정규분포에서 크게 벗어나지 않음을 알 수 있다. 여기서 정규성을 통계적으로 검증하기 위해 Shapiro-Wilk 검증을 하였다. 위의 검증의 귀무가설은 관찰값들이 정규분포를 따른다는 것인데 엔화의 경우 정규성을 棄却할 수 없음을 보여준다. 그러므로 t 검증통계량을 사용하여 귀무가설인 모평균이 0이다 라는 것을 검증해본 결과 모평균이 0이라는 것을 기각할 수 없음을 보여준다. 프랑화와 마르크화 역시 엔화의 경우에서 처럼 모평균이 0이라는 귀무가설을 기각할 수 없음을 보여 주고 있다.

<표 1> 誤差項의 統計的 有意 檢證

	MEAN	SKEWNESS		KURTOSIS
Yen	-0.00254	-0.23549		-0.65464
Franc	-0.00023	+0.295246		-0.37347
Mark	+0.001929	+0.181409		-0.49285
FF.PRM	S-W VALUE*	P VALUE	T VALUE**	P VALUE
Yen	+0.971124	+0.2861	-0.31739	+0.7519
Franc	+0.975502	+0.4444	-0.03142	+0.9750
Mark	+0.970868	+0.2783	+0.25064	+0.8028

\* S-W (Shapiro-Wilk 검증)

\*\* T 값 (H0 : 모집단의 평균=0)

위에서 세 통화 모두 관측치  $F_t - S_{t+1}$ 의 값의 모평균이 0과 다르다고 할 수 없음을 확인할 수 있었으나 그의 값들이 백색잡음과정을 따르지 않고 어떤 특정한 과정을 따른다면 위험프리미엄이 존재한다고 본다.

먼저 비모수 방법인 런검증에 의한 관측치들의 獨立性を 조사한 결과는 다음과 같다. 마르크화의 경우는 관측치들이 독립적으로 분포하지 않는 것으로 나타났고(Z 값이 1.96 보다 큼) 프랑스 프랑화와 엔화의 경우는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 즉 비모수통계에 의한 방법으로는 마르크화만 위험프리미엄의 존재를 確認할 수 있었다.

〈표 2〉 런檢證

	Franc	Mark	Yen
Z STATISTIC	-0.83475	+7.88670	-1.57523

주)  $H_0 : F_t - S_{t+1}$ 의 값 들이 독립적으로 분포한다.

두번째로는 Box and Jenkins 방법을 사용하기 위해 먼저 관측치  $F_t - S_{t+1}$ 의 값들이 白色雜音過程처럼 分布하는 지를 검증하기 위해 포트만토(Portmanteau) 검증을 하였다. 여기서 수정된 Box-Pierce 통계량은 다음과 같다.

$$Q^* = n(n+2) \sum_{j=1}^k \frac{\hat{\rho}_a^2(j)}{n-j}$$

$n$ 은  $a_t$  추정에 사용한 관측치 수,  $K$ 는 계산한 표본자기상관의 수,

$\hat{\rho}_a^2(j)$ 는 시차  $j$ 에서의 계열  $a_t$ 의 표본자기상관함수이다.

통계량  $Q$ 는 자유도  $k-p-q$  를 갖는  $\chi^2$  분포를 한다.

마르크 통화의 경우 래그6에서 백색잡음의 가설을 기각하게 된다. 이에 따라 Box-Jenkins기법을 적용시켜 본 결과 MA과정과 계절조정MA과정의 합인

$$a_t = (1 + 0.37541B) (1 + 0.261298B^4 + 0.38333B^{15}) \times C_t, \text{ (} B \text{는 후방연산자임)}$$

의 과정을 따르게 됨을 보여준다. 〈표 4〉에서 위의 과정이 통계적 유의성을 가짐을  $t$  값으로 확인할 수 있다. 한편 위의 과정뒤에는 잔차들이 백색잡음과정을 따름을 Portmanteau  $\chi^2$  검증을 통해서 확인한 것이 〈표 3〉의 ZT에 나타나 있다.

〈표 3〉 Q 統計量

Mark	AT*		ZT**	
	CHISQ	P	CHISQ	P
LAG 6	13.53	0.035	2.51	0.473
LAG 12	15.87	0.197	5.02	0.833
LAG 18	24.74	0.132	9.89	0.827
LAG 24	35.74	0.039	16.37	0.749
Franc	CHISQ	P	CHISQ	P
LAG 6	15.39	0.017	1.94	0.746
LAG 12	19.20	0.084	3.91	0.951
LAG 18	20.53	0.304	8.42	0.936
LAG 24	26.25	0.341	11.69	0.963
Yen	CHISQ	P	CHISQ	P
LAG 6	12.01	0.062	3.26	0.353
LAG 12	13.29	0.349	5.14	0.822
LAG 18	24.72	0.134	10.33	0.799
LAG 24	25.04	0.403	12.85	0.904

\*  $AT = F_t - S_{t+1}$ ,

\*\* ZT = 모델 확인후의 residual,  $H_0$ : 백색잡음 과정을 따른다.

〈표 4〉 TEST(LAG VARIABLE)

Mark	LAG	T RATIO
MA 1.1	1	-3.24
MA 2.1	4	-2.26
MA 2.2	15	-2.96
Franc	LAG	T RATIO
AR 1.1	1	-3.49
AR 2.1	6	-1.83
Yen	LAG	T RATIO
MA 1.1	5	2.78
MA 1.2	16	1.61
AR 1,1	1	1.43

프랑스 프랑통화의 경우 래그 6 과 래그 12 가 각각 유의도 5%, 10% 수준에서 백색잡음과정이 기각됨을 보여준다. 프랑화의 경우 AR과정과 계절조정AR과정의 합인

$$a_t = \frac{1}{(1+0.398358B)(1+0.261298B^6)} e_t$$

엔화의 경우 5%유의수준에서는 백색잡음의 과정을 기각하는데 실패하였다. 그러므로 유일하게 엔화의 경우만 위험프리미엄이 존재한다는 가정을 기각할 수 있고 마르크화와 프랑화의 경우는 시간에 따라 變化하는 위험프리미엄이 존재하는 것으로 나타났다. 여기서 유의수준을 10%로 넓혀 잡는다면 래그6에서 기각하게 되어 ARIMA과정을 적용하여본 결과 AR모형과 季節調整MA모형의 합으로 다음과 같이 나타난다.

$$a_t = \frac{(1-0.32436B^5-0.21153B^{16})}{(1-0.1773913B)} e_t$$

<표 3>에서는 각 통화들의 모델 확인후의 잔차들의 분포(ZT)가 모두 백색잡음과정을 따르는 것으로 나타나고 있다.

## 2. 討議

이상의 시계열분석을 종합하면 런검증의 경우 마르크 통화만 위험프리미엄이 존재하나 Box-Jenkins모형에 의하면 마르크, 프랑화가 위험프리미엄이 있고 엔화도 10% 유의수준에서는 위험프리미엄의 존재를 부정할 수 없었다. 이와 같이 다른 결과가 나온 이유는 시계열의 獨立性を 검증함에 있어서 Box-Jenkins분석방법이 비모수 검증법인 런검증보다 더욱 精巧한 방법인 것에 緣由한다고 볼 수 있다. 따라서 시계열분석모형에서는 Box-Jenkins 방법이 위험프리미엄 분석시 바람직하다고 생각된다. 본 연구에서 적용되지는 않았지만 Fisher의 Kappa검증을 해보는 것도 좋을 것이다.

## IV. 制限 Cointegration分析

### 1. 實證 分析

Engle과 Granger(1987)의 코인테그레이션에 관한 논문은 지난 10여년간 計量經濟學에 있어서의 중요한 發展으로 評價받고 있으며 國際金融분야에서도 많은 應用이 이루어지고 있다.<sup>2)</sup> 이제 上記의 分析을 선도환시장에서의 위험프리미엄 분석에 적용하기 위하여 Liu와 Maddala(1992)가 제시한 제한 코인테그레이션 기법을 응용하고자 한다.

먼저 Engle과 Granger의 코인테그레이션의 定義는 다음과 같다. 두개의 시계열,  $X_t, Y_t$ 를 생각해 보자. 두 시계열 모두 같은 次數의 非正常性(same order of nonstationary)<sup>3)</sup>을 갖으며  $Z_t = Y_t - AX_t$ 가 정상성을 갖는 시계열을 만족하는 常數 A(cointegrating parameter)가 존재하면 상기의 두 시계열  $X_t, Y_t$ 는 코인테그레이션 되었다고 한다. 특히 두 시계열  $X_t, Y_t$ 가 상호 코인테그레이션 할 때는,  $Y_t = AX_t$ 는 장기 균형식을 의미하므로 시계열  $Z_t$ 는 균형으로 부터의 離脫정도를 나타내 주게 되어 오차조정모형을 필요로 한다는 것이다.

제한 코인테그레이션 기법이 선도환시장에서의 위험프리미엄의 분석에 적용되는 과정은 다음과 같다.

$$S_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 F_t + v_t \quad (1)$$

Frenkel(1977)과 Longworth(1981) 등의 연구에서 나타난 바와 같이 상기의 회귀식은 위험프리미엄의 비존재 가정하에서의 일반적인 外換市場의 效率性을 테스트 하는 대표적인 식이다. 그러나 위의 식의 각 변수들이 비정상성을 갖는 시계열일 경우는 위의 식의 最小自乘回歸 추정치는 Meese과 Singleton(1982)등의 주장과 같이 모델 設定의 誤謬가 발생하여 상당히 축소되어 나타난다. 그러므로 비정상 시계열을 갖는 경우는 cointegration 분석이 더 適切하다고 할 것이다. 따라서 이제 위의 식에서 먼저  $S_{t+1}, F_t$ 가 각각 같은 차수의 비정상성을 갖는지(Cointegration의 첫번째 조건)를 확인하기 위하여 Dickey와 Fuller(1981)가 제시한 尤度比검증 (Likelihood Ratio Statistics)의 單位根 테스트 기법에 의해 다음과 같은 식으로 정상성의 검증을 한다. 검

2) Journal of Money and International Finance 에서만도 1989부터 1992년 사이에 8편정도의 논문이 Cointegration과 관련한 것들이다.

3) 여기서 같은 차수의 비정상성이란 다음을 의미한다. 만약  $Y_t$ 가 랜덤워크 모형을 따른다면  $Y_t = Y_{t-1} + e_t$ 로 표현된다. 연속적인 내삽으로 상기의 식을 에러텀으로 표시하면

$$Y_t = \sum_{j=0}^{t-1} e_{t-j}$$

으로 에러텀의 합으로 나타낼수 있다. 이 경우 시계열  $Y_t$ 는 1계차 Cointegration 한다고 표현한다.



증하고자 하는 시계열을  $Y_t$ <sup>4)</sup> 로 표시한다.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 T + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 (Y_{t-1} - Y_{t-2}) + \varepsilon_t$$

상기식의  $\beta_1=0$  and  $\alpha_1=1$  을 검증하는 것이 된다.  
F 값을 구하기 위한 식은 다음의 식에서 구한다.

$$Y_t - Y_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 T + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 (Y_{t-1} - Y_{t-2}) \quad (2)$$

$$Y_t - Y_{t-1} = \beta_2 + \alpha_3 (Y_{t-1} - Y_{t-2}) \quad (3)$$

(2)와 (3)의 오차 제곱합을 각각  $Rss_1, Rss_2$ 라고 두자.

$$F = \frac{(Rss_1 - Rss_2)/2}{Rss_1/D.F1}$$

〈표 5〉 Dickey-Fuller 尤度比 單位根 檢證

F ratio	$S_{t+1}$	$F_t$	
Yen	2.410268	2.193840	* 5% 유의 수준에서 F-ratio = 6.73 (Dickey fuller Table) (Sample size = 50)
Mark	1.646837	1.816379	
Franc	1.101050	1.554514	

위의 결과 세 통화 모두 2차 自己回歸模型에서 단위근을 갖는 것으로 나타나 비정상시계열임이 확인되어서 코인테그레이션의 첫번째 조건을 만족하는 것으로 나타났다.

두번째로는 코인테그레이션의 두번째 조건인  $Z_t = Y_t - AX_t \dots (4)$ 가 정상성을 갖는 시계열을 만족하는 상수 A(cointegrating parameter)의 존재에서 A가 1이라는 제약 하에서 정상성을 갖는지의 검증은 식 (1)의 검증과 같은 형식이 된다. 왜냐하면 식 (1)에서 위험의 無補償가정하에서는  $\beta_0=0, \beta_1=1$ 이 성립되어야 하므로  $u_t = S_{t+1} - F_t \dots (5)$ 로 나타나는바, 식 (4)의  $Y_t, X_t$ 를 각각  $S_{t+1}, F_t$ 로 두고 검증하면서 A=1이라는 제약을 두면 식 (5)와 같은 식이 되기 때문이다. 따라서  $u_t$ 가 정상성을 갖으며 백색잡음 과정을

4)  $Y_t$ 는 Yen, 마르크, 프랑화 각각의 선도환율과 현물환율이다

따르는 지를 검증하게 된다.<sup>5)</sup> Dickey-Fuller 우도비에 의한  $u_t$  정상성 검증 결과는 <표 6>과 같다.

<표 6> Cointegration 검증

	Yen	Mark	Franc
$F_t - S_{t-1}$ 의 F value	12.56297	15.059723	11.26727

\* 5% 유의 수준에서 F-ratio 의 임계치 6.73

위의 결과 세 통화 모두 2차 자기회귀모형에서 단위근을 갖지 않는 것으로 나타나 정상시계열임이 확인되었다. 그러므로 코인테그레이션이 존재하지 않는다는 가정은 세 통화 모두 기각된 것으로 나타난다.

$u_t$ 의 白色雜音과정 검증에서는 상기 <표 3> 에서 AT 값들이 Box-Pierce Q 검증( $H_0$ : 백색잡음과정을 따른다)의 결과치를 사용할 수 있다. 백색잡음과정 가정은 세 통화 모두 제시된 바와 같이 기각되었다. 따라서 이상의 분석의 결과를 종합하면 제한 코인테그레이션분석의 결과 세 통화 모두 위험프리미엄이 존재한다고 볼수 있다.

## 2. 討議

결국 제한 코인테그레이션 기법이 Box-Jenkins기법과 다른 점은 식 (5)의  $u_t$ 의 정상성의 조건과 각각의 선도환율과 현물환율이 같은 차수의 비정상성을 갖는다는 조건이 더 필요하다는 점에서 더욱 엄격한 모형으로 볼 수 있다. 즉 Box-Jenkins 분석기법에 의한 위험프리미엄의 존재는 제한회귀모형에서도 같은 결과가 유도되나, 역으로 제한 코인테그레이션 기법에 의한 위험프리미엄의 존재는 Box-Jenkins분석에 의하면 비존재로 나타날 수도 있다. 여기서 제한 코인테그레이션의 평가를 위하여 Maddala(1992)의 회귀모형과 제한 코인테그레이션 모형에 관한 논평에 대해 본 연구자의 시각을 제시하고자 한다. Maddala는 제한 코인테그레이션 분석의 관점에서 보면 식 (6)의 회귀모형은 위험프리미엄의 분석이라는 관점에서 동일하다고 하였으나 이 들 회귀식의 추정시 다양한 計量方法을 적용함에 따라 最少自乘回歸模型도 다른 결과를 줄 수 있음을 본 연구자는 아래의 분석에서 보이고 있다. 먼저 Maddala의

5) Engle과 Granger의 Cointegration 검증과는 달리 선도환시장의 위험프리미엄의 분석에서는 Cointegration 계수를 1로 제약한다는 의미에서 제한 Cointegration이라고 칭한다.

論議는 다음과 같다.

$$S_{t+1} - S_t = \beta_0 + \beta_1(F_t - S_t) + u_t \quad (6)$$

$$(H_0 : \beta_0 = 0 \text{ and } \beta_1 = 1)$$

위의 시계열 자료의 비정상성 검증에서 본 바와 같이 세 통화 모두 단위근을 갖는 경우  $S_{t+1} - S_t$ 는 정상시계열을 갖으나,  $F_t - S_t$ 은 정상시계열을 갖는다는 보장이 없다. 여기서  $F_t - S_t$ 는  $(F_t - F_{t-1})$ ,  $(F_{t-1} - S_t)$ 로 나누어 볼 수 있다.  $F_t - F_{t-1}$ 는 정상시계열을 따르므로  $F_{t-1} - S_t$ 가 정상적인지 아닌지의 문제로 귀착된다. 여기서  $F_{t-1} - S_t$ 가 정상성을 갖는다면 이는 상기의 제한 코인테그레이션분석에 의해 위험프리미엄의 존재 가설을 기각하게 되므로 식 (6)의 회귀검증은 의미가 없다고 Maddala(1992)는 그의 논문에서 논거하였다. 이에 따라 본 연구자가  $F_t - S_t$ 의 단위근 존재 여부를 조사한 결과는 다음의 <표 7>에서와 같이 모두 정상시계열을 갖는 것으로 나타났다. 즉 위험프리미엄의 비존재를 기각 할 수 없다는 것이다.

<표 7> 正常成 檢證

	Yen	Mark	Franc
$F_t - S_{t+1}$ 의 F value	10.11881	14.68728	14.02477

\* 5% 유의 수준에서 F-ratio 의 임계치 6.73

그러나 위의 제한 cointegration 검증결과와 식 (6) 회귀추정 결과는 다를 수 있으므로 본 연구자는 상기 식 (6)을 최소자승회귀추정과 表面無關回歸推定(seemingly unrelated regression estimation : SURE)도 하였다. 이는 다수의 대상에 동일한 모형을 적용할 때 오차항의 상관관계를 고려함으로써 추정계수의 오차를 줄여 줄 수 있기 때문이다. 한편, 프랑화의 경우 1차自己相關이 유의하게 나타나 1차자기회귀모형(Paris-Winsten Estimation)기법을 이용하여서도 검증하였다. 아래 <표 8>의 회귀식간의

<표 8> 交叉 相關係數

	Yen	Mark	Franc
Yen	1	0.6552238171	0.5618110317
Mark		1	0.8678682789
Franc			1

〈丑 9〉 回歸 係數 推定表

	$\beta_0$ [S.E.( $\beta_0$ )]	$\beta_1$ [S.E.( $\beta_1$ )]	F TEST FOR $H_0: \beta_0=0$ and $\beta_1=1$
{Yen Currency}			
OLS	0.012270 [0.00773957]	-0.301470 [0.32054376]	8.3040**
SUR	0.011600 [0.007589]	-0.211412 [0.246788]	12.1357**
LIML	0.015633 [0.008054]	-0.477867 [0.352611]	8.857**
FIML	0.014249 [0.00708]	-0.317245 [0.267315]	9.38487**
3SLS	0.014249 [0.007812]	-0.318068 [0.270356]	12.0272
{Mark Currency}			
OLS	0.005566 [0.0083409]	-0.086995 [0.52487635]	2.1774
SUR	0.005354 [0.007739]	-0.056259 [0.267860]	7.8247**
LIML	0.006812 [0.008827]	-0.127883 [0.581968]	1.8975
FIML	0.005528 [0.007880]	0.045946 [0.282841]	2.368903
3SLS	0.005604 [0.008002]	0.035579 [0.290283]	5.5711**
{Franc Currency}			
OLS	-0.002804 [0.193659]	0.193659 [0.32948110]	2.9952*
SUR	-0.002436 [0.00705]	0.291516 [0.181203]	7.6606**
LIML	-0.003883 [0.007292]	0.288664 [0.341732]	2.6860*
FIML	-0.002570 [0.007145]	0.380015 [0.177599]	2.868066*
3SLS	-0.002582 [0.007240]	0.375995 [0.182498]	5.8850**
ALS	-0.001905 [0.00925]	0.514389 [0.32566]	6.2897**
<p># OLS의 DW통계량 : Yen(1.659) Mark(1.675) Franc(1.55)  * = 10% 유의수준, ** = 1% 유의수준  SUR = seemingly unrelated regression  LIML = Limited Information Maximum Likelihood Estimation  FIML = Full Information Maximum Likelihood Estimation  3SLS = 3 stage least square estimation  ALS = autoregressive least square regression(Paris-Winston estimation 적용)  # 상기의 모든 회귀계수는 10% 유의수준에서 유의하지 않음</p>			

상관관계계수가 상당히 높은것으로 나타나 표면무관회귀추정이 의미가 있음을 보여주고 있다. 이것은 아래 추정 <표 9>에서 최소자승회귀의 표준오차보다 표면무관회귀의 標準誤差가 상당히 줄어들고 있음도 확인이 되고 있다. 한편 道具變數技法을 이용한 LIML, FIML, 3SLS 추정도 행하였다. 道具變數를 이용한 회귀계수의 추정식에서는 시간제곱변수, 회귀식의 독립변수와 종속변수의 래그 변수, 그리고 파운드화와 스위스 프랑화의 프리미엄을 도구변수로 사용하였다.

엔화의 경우 4가지 추정방식 모두 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하였으며 마르크 통화의 경우 OLS와 LIML 추정에선 귀무가설을 기각하지 못 하였다. 한편 프랑화의 경우에는 OLS와 LIML 추정에선 10% 유의수준에서 기각하고 SURE와 3SLS 추정에선 1% 유의수준에서 기각하는 것으로 나타난다. 상기의 5가지 회귀추정의 결과는 제한 cointegration 검증결과와 비교하여 보면 FIML에 의한 식 (6)의 추정만 결과가 같게 나오고 나머지 4가지 방법은 다르게 나왔다. 따라서 위험프리미엄의 분석시 회귀추정식과 제한 cointegration 검증은 相互排他的이라기 보다는 相互補完的의 觀點에서 검증되어야 할 것이다.

## V. 回歸分析 모델

### 1. 實證分析

앞 절에서의 논의에서 회귀모형이 제한 코인테그레이션 분석과 더불어 위험프리미엄의 추정에서 補完的인 意味가 있음을 보인바, Fama 와 French(1987)의 회귀식 모형에 의한 위험프리미엄의 추정식을 검증한다.

$$F_t = E_t(S_{t+1}) + RP_t \text{로 나타나므로}$$

선도환율과 현물환율의 차이는 위험프리미엄과 期待換率의 차이로 나타나는 것으로 다음과 같이 나타낸다.

$$F_t - S_t = RP_t + E(S_{t+1} - S_t)$$

위의 식은 선도환율이 위험프리미엄을 포함한다는 定意式에 불과하므로 실제로 위험프리미엄의 실증검증을 위한 식이 요구된다. 여기서 위험프리미엄을 측정하기 위해 다음의 회귀식을 추정하게 된다.

$$(F_{t-k} - S_{t-k}) = \alpha + \beta(F_{t-k} - S_{t-k}) + \varepsilon_{t-k}$$

$$H_0 : \alpha = \beta = E(\varepsilon_{t-k} | X_t) = 0$$

$X_t = t$ 기에 이용가능한 정보의 집합

$k=3$ 개월,  $j=1, 2, 3$ , (3개국 통화) 여기서  $j=1$ ,  $k=3$ 개월인 경우

$$F_t - S_{t-1} = a + b(F_t - S_t) + e_t \quad (7)$$

즉,  $F_t - S_{t-1}$ 가 순수한 예측오차만 포함하고 있다면, 이것은  $t$ 기에 이용가능한 정보와는 상관관계가 없어야 한다. 그러므로  $b$ 계수가 통계적으로 0과 다르다고 할 수 없고 잔차항의 평균이 0인 정규분포를 하면서 어떤 시계열정보도 내포하지 않는다면 선도환율은 위험프리미엄을 내포하지 않는다고 할 수 있다.

한편 파마(1984)는 위의 식에서  $b$ 계수가 위험프리미엄을 나타내 줄 수 있음을 미래의 기대환율은 효율적이라는 합리적기대가설의 가정하에서 이론적으로 다음과 같이 제시하였다.

$$b = \frac{\text{COV}(F_t - S_{t+1}, F_t - S_t) / \sigma^2(F_t - S_t)}{\sigma^2(RP_t) + \text{COV}(RP_t, E(S_{t+1} - S_t))} \\ = \frac{\sigma^2(RP_t) + \text{COV}(RP_t, E(S_{t+1} - S_t))}{\sigma^2(RP_t) + \sigma^2(E(S_{t+1} - S_t)) + 2\text{COV}(RP_t, E(S_{t+1} - S_t))}$$

위의 식에서  $\text{COV}(RP_t, E(S_{t+1} - S_t))$ 가 0인 특별한 경우를 상정해 보면  $b$ 계수는 위험프리미엄의 분산의 존재를 나타내 줄 수 있음을 보여준다.

위의 식의 실증 검증 결과를 나타낸 <표 10>에서 베타계수만 보면 세 통화 모두 귀무가설을 기각하는 것으로 나타나나 결합검증의 결과 프랑화와 엔화의 경우 1% 유의성을 가진 채 위험프리미엄의 존재를 확인할 수 있었고 독일의 마르크화는 위험프리미엄의 비존재를 기각할 수 없었다. 위 식을 검증함에 있어서 최소자승회귀방법 외에 자기회귀모형이나 표면무관회귀모형을 고려하지 않은 것은 최소자승모형의  $b$ 계수가 위험프리미엄을 나타내 줄 수 있다는 파마의 이론적 주장에 근거한 것이다.

〈표 10〉 最小自乘 回歸分析

	$\alpha$	$\beta$	DW
Yen	-0.012270	1.301470	1.659
T	-1.585	4.060	
P	0.1176	0.0001	
Franc	0.002804	0.806341	1.551
T	0.393	2.447	
P	0.6952	0.0170	
Mark	-0.005566	1.86995	1.675
T	-0.667	2.071	
P	0.5069	0.0422	
F test $H_0 : \alpha = \beta = 0$			
	Yen	Franc	Mark
F value	8.3049	2.9952	2.1774
P value	0.0006	0.00568	0.1213

2. 模型診斷

회귀방정식 형태의 위험프리미엄 분석은 推定の 容易成으로 인해 널리 적용되어 지고 있으나 회귀식의 바람직한 추정이 되기 위해서는 다양한 假定들의 만족이 특히 중요하다. 왜냐하면 위험프리미엄의 연구에서는 회귀계수의 가설검증이 중요한 내용이므로 회귀모형이 갖는 가정의 위반시, 회귀계수의 가설검증에 의한 위험프리미엄 존재의 결론은 信賴度가 떨어지게 된다. 따라서 본 연구에서는 일련의 회귀모형의 진단을 상세하게 한다.<sup>6)</sup>

(1) 잔차의 가정 분석

각 회귀식들의 잔차들도 정규분포하면서(Shapiro-Wilk Test) 그들의 평균값들도 통계적 유의성을 지닌채 0으로 나타났다. 또한 더빈왓슨 통계량에서도 위의 〈표 10〉과 같이 1차자기상관은 없는 것으로 나타나 잔차분석결과는 가정에 적합한 것으로 나타난다.

6) MaCurdy와 Gregory(1984)와 Johnson(1992) 연구 참조

〈표 11〉 殘差의 假設 檢證

E <sub>t</sub> (ε <sub>t+k, j</sub> )		T test	S-W 정규성 검증		White 이분산성 검증	
		P	S-W	P	CHISQ	P
Yen	-0.00615	0.9603	0.9591	0.0653	0.9440	0.3313
Franc	-0.00257	0.9834	0.9779	0.5456	2.3747	0.1233
Mark	-0.00323	0.9792	0.9815	0.9815	1.9556	0.1620

## (2) 異分散 檢證

異分散 檢證(White test)를 다음과 같이 실시한다.

$$\varepsilon_t^2 = \xi_0 + \xi_1\phi_1 + \xi_2\phi_2 + u_t$$

$$H_0 : \xi_1 = \xi_2 = 0 \quad (\phi_1 \text{와 } \phi_2 \text{는 각각 } (F_{t, t+k, j} - S_{t, j}), (F_{t, t+k, j} - S_{t, j})^2)$$

$$n \times R^2 \cdots (d. f. = 2, \text{ chisq}) \quad 5.991 \text{ critical value at } 5\% \text{ alpha level}$$

이 검증결과는 상기 〈표 11〉에 기재되어 있는 바 이분산의 문제는 없는 것으로 나타난다.

## (3) ARCH 效果 檢證

Engle(1982)의 ARCH Model(autoregressive conditionally heteroscdastic model)에 의하면 오차항의 분산이 정보를 제공해 줄 수 있음을 보여준 바, 비조건부 분산(E(ε<sup>2</sup>))은 일정하나 조건부분산(E(ε<sup>2</sup> | X<sub>t</sub>))은 일정하지 않다. 여기서 ε<sup>2</sup><sub>t-1</sub>가 독립변수와 종속변수의 누락치의 대응변수로서 작용할 경우를 고려하여, ε<sup>2</sup><sub>t-1</sub>의 추정 회귀식에 각각의 변수의 시차변수를 포함하여 추정 하였다.

$$\varepsilon_t^2 = \psi_0 + \psi_1\varepsilon_{t-1}^2 + \psi_2\varepsilon_{t-2}^2 + \psi_3\varepsilon_{t-3}^2 + \psi_4\varepsilon_{t-4}^2 + u_t$$

$$H_0 : \psi_1 = \psi_2 = \psi_3 = \psi_4 = 0$$

위의 추정을 위하여 카이스퀘어 분포를 이용한 LM(Lagrangian Multiplier) 테스트를



한다. 위의 검증결과 세 통화 모두 ARCH효과는 존재하지 않는 것으로 나타났다.

〈표 12〉 ARCH 分析

	ARCH(1)	ARCH(2)	ARCH(3)	ARCH(4)
Yen	0.16456	0.9514	1.4982	1.7095
Mark	0.5712	1.0519	0.8844	0.806
Franc	0.3876	0.6432	0.6996	2.912
임계치	3.841	5.991	7.815	9.488
(chisq) alpha=0.05, 자유도=1, 2, 3, 4 각각				

(4) 하우스맨 檢證

검증대상 회귀식은 다음과 같이 주어진다.

$$(F_{t,t+k_j} - S_{t+k_j}) = \alpha + \beta(F_{t,t+k_j} - S_{t_j}) + \varepsilon_{t+j_j}$$

위의 회귀식의 가정중의 하나는 誤差항과 獨立變數와의 獨立性的의 假定이다.

즉  $H_0 : (F_{t,t+k_j} - S_{t_j})$ 와  $\varepsilon_{t+k_j}$ 는 독립  
 $H_a : (F_{t,t+k_j} - S_{t_j})$ 와  $\varepsilon_{t+k_j}$ 는 독립이 아니다.

위의 가정을 검증하기 위하여 하우스맨 檢證(Houseman test)을 한다. 여기서  $\beta_0$ 는 위의 가정하에서 일치성과 효율성있는 추정치이다. 한편  $\beta_1$ 은 위의 歸無假說과 對立假說하에서는 효율성이 있으나 귀무가설하에서 효율적이지 못한 추정치이다.

$\hat{q} = \hat{\beta}_1 - \hat{\beta}_0$ 이고  $\text{var}(\hat{q}) = \text{var}(\hat{\beta}_1) - \text{var}(\hat{\beta}_0)$ 라고 하면  $\hat{V}(\hat{q})$ 를  $v(\hat{q})$ 의 일치추정치라고 하자. 테스트통계량 (chisq 값) M은 다음과 같다.

$$M = \hat{q}[\hat{V}(\hat{q})]^{-1}q$$

<u>Yen</u>	<u>Mark</u>	<u>Franc</u>
0.266219	0.00614	1.173210

5% 유의수준과 자유도 1의 카이스케어 임계치는 3.841이다.

위의 추정식에서 엔화의 경우 회귀식의 독립변수의 道具變數로서 파운드화를 사용하였으며 마르크화와 프랑화의 경우는 각각 스위스 프랑과 마르크화를 사용하였다. 결과는 세 통화 회귀식 모두 귀무가설을 기각하는데 실패하여 독립변수를 外生變수로 볼수있음을 확인하였다.

(5) 레인보우 모델 設定 檢證

Utts(1982)에 의해 제시된 레인보우검증기법(Rainbow test)으로 유의성이 있는 독립변수의 비포함으로 인한 회귀식의 설정오류 검증이다. 검증통계량 F는 다음과 같다.

$$F(n-m, m-k) = \frac{(SSE - SSE_d)/(n-m)}{SSE_d/(m-k)}$$

SSE는 회귀오차의 합이고 SSE<sub>d</sub>는 중간부분의 전체 샘플수의 절반에 대한 회귀식의 회귀오차의 합이다. 여기서 n=68, m=34, k=1이며 5% 유의수준 하에서 F의 임계치는 1.84 이다.

F값	Yen	Mark	Franc
	0.285249	0.710794	0.579248

3개 통화 모두 회귀방정식 설정 오류가 없는 것으로 나타난다.

(6) 램제이 設定 檢證

람제이 검증대상 회귀식은 다음과 같다.

$$(F_{t,t+k,j} - S_{t+k,j}) = \alpha + \beta(F_{t,t+k,j} - S_{t,j}) + \epsilon_{t+k,j}$$

위의 모델에서 적절한 모델이 다음과 같은 식이 아닌지를 검증하게 된다.

$$(F_{t,t+k,j} - S_{t+k,j}) = \alpha + \beta(F_{t,t+k,j} - S_{t,j}) + \rho Z_t + \epsilon_{t+k,j}$$

위의 식을 검증하기 위하여 Z<sub>t</sub>를 실제로 구하여야 하나 Ramsey는 대응 변수로서 회귀식의 예측치의 다항 파워어 식을 사용하였다.

$$(F_{t,t+k,j} - S_{t+k,j}) = \alpha + \beta(F_{t,t+k,j} - S_{t,j}) + \rho_1 \hat{Y}_t^2 + \rho_2 \hat{Y}_t^3 + \rho_3 \hat{Y}_t^4 + \rho_4 \hat{Y}_t^5 + \epsilon_{t+k,j}$$

여기서  $\hat{Y}_i$  = 회귀식의 예측치의 다항 파워

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \rho_4 = 0$$

F	P	Currency
1.1709	0.3322	Yen
1.5286	0.2047	Mark
1.9409	0.1146	Franc

람제이 검증(Ramsey's reset-regression specification error test)결과 모델설정의 오류는 없는 것으로 나타났다.

#### (7) 線形性 檢證

회귀식의 선형성(linearity)을 검증하기 위해서 가변수를 이용하여 다음과 같은 식을 구성하였다.

$$(F_{t+kj} - S_{t+kj}) = \alpha + \beta(F_{t+kj} - S_{tj}) + \rho_1\delta_1 + \rho_2\delta_2 + \rho_3\delta_1(F_{t+kj} - S_{tj}) \\ + \rho_4\delta_2(F_{t+kj} - S_{tj}) + \varepsilon_{t+kj}$$

$$\delta_1 = 1 \text{ (22번째 데이터까지)}$$

$$\delta_1 = 0 \text{ (23번째 데이터 후)}$$

$$\delta_2 = 1 \text{ (23번째 데이터부터 44번째 데이터까지)}$$

$$\delta_2 = 0 \text{ (22번째 데이터 이전과 45번째 데이터 후)}$$

이상의 결과를 보면 마르크 통화와 프랑 통화의 경우 10% 와 5% 유의 수준에서 선형성의 가정이 기각된다. 따라서 위의 두 통화 회귀식의 편회귀그림(Partial Regression Residual Plot)을 그려본 결과 마르크화와 엔화의 경우 특별한 형태의 비선형성은 확인할 수 없었으나 전기와 중기에 있어서 약간의 불연속성을 감지할 수 있었다. 한편 상기의 선형성의 검증은 Rainbow 검증과 Ramsey's reset 검증에서와 같은 모델설정 검증으로도 해석 할 수도 있다.

<u>F value</u>	<u>P value</u>	<u>Currency</u>
0.7854	0.5390	Yen
2.1001	0.0913	Mark
3.0128	0.0244	Franc

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \rho_4 = 0$$

### (8) 回歸係數 安定性檢證

회귀계수의 전 연구 시간대의 전기와 후기 사이의 구조적 변동이 있었는지의 여부를 차우 檢證(Chow test)하기 위한 F통계량은 다음과 같다.

$$(S_{t+k,j} - S_{t,j}) = \alpha_1 + \beta_1(F_{t,t+k,j} - S_{t,j}) + \varepsilon_{t+k,j} \quad (1)$$

$$(S_{t+k,j} - S_{t,j}) = \alpha_2 + \beta_2(F_{t,t+k,j} - S_{t,j}) + \varepsilon_{t+k,j} \quad (2)$$

$$F = \frac{(RRSS - URSS)/(k+1)}{URSS/(n_1 + n_2 - 2k - 2)}$$

$$URSS = RSS_1 + RSS_2$$

RRSS = 전체 데이터 집합의 회귀식의 오차항의 제곱합

RSS<sub>1</sub> = 회귀식 (1)의 오차항의 제곱합

RSS<sub>2</sub> = 회귀식 (2)의 오차항의 제곱합

$$k=1$$

$$n_1=31, \quad n_2=38$$

	<u>Yen</u>	<u>Mark</u>	<u>Franc</u>
F value	0.354996	0.239561	1.170074

F value의 5% 유의수준 임계치 = 3.15

따라서 전체 표본기간의 전반기와 후반기 사이의 구조적 변화는 없는것으로 보겠다.

### (9) 殘差의 白色雜音過程 檢證

Durbin-Watson test는 1차자기상관만을 검증하기에 보다 일반적인 백색잡음의 가정에 대한 테스트를 하기 위해 Box-Pierce의 Portmanteau검증을 한다.

$$Q^* = n(n+2) \sum_{k=1}^m \frac{\hat{R}_k^2}{n-k}, \quad \hat{R}_k = \frac{\sum_{i=k+1}^n \epsilon_i \epsilon_{i-1}}{\sum_{i=1}^m \epsilon_i^2}$$

〈표 13〉 Q 統計量

	Yen	Mark	Franc
Q(6)	6.45*	8.60	10.97*
Q(12)	10.31	10.82	12.24
Q(18)	22.58	20.82	15.48
Q(24)	26.03	30.55	24.93
# = chisquare value			
* = 10% 유의			

상기의 검증결과 엔화와 프랑화의 경우는 10% 유의수준에서 백색잡음과정을 기각한다.

(10) 高次 自己相關 檢證

Durbin-Watson의 1차 자기상관검증에 부가하여 회귀모형이 고차자기상관(LM Test)의 문제가 있는지를 다음과 같은 식에 대하여 검증한다.

$$(F_{t,t+k_j} - S_{t+k_j}) = \alpha + \beta(F_{t,t+k_j} - S_{t_j}) + \sum_{i=1}^4 \hat{\epsilon}_{t-1} \rho_i + \epsilon_{t+k_j}$$

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \rho_4 = 0$$

프랑화는 1차 자기상관이 존재하는 것으로 나타나고 세 통화 모두 고차자기상관은

〈표 14〉 카이스퀘어 값

	LM(1)	LM(2)	LM(3)	LM(4)
Yen	1.4564	1.1946	1.1445	1.9812
Mark	1.9355	3.2264	6.3504	7.7952
Franc	5.4574	5.4608	6.1761	6.6620
임계치	3.841	5.991	7.815	9.488
(alpha=0.05, 자유도=1,2,3,4각각)				

주) 자유도가 i인 카이스퀘어 값은 각각의 이자율과 각각의 F값의 곱으로 나타난다.

존재하지 않음을 확인하였다.

(11) 異狀點 探知(Outlier detect)

단순회귀분석의 불편추정치  $\hat{\sigma}^2$ 은  $\frac{1}{n-2} \sum_{i=1}^n (Y_i - \beta_0 - \beta_1 X_i)^2$ 로 표현된다.

標準化 除外 殘差(studentized deleted residual)는  $\hat{\sigma}^2$ 대신에  $i$ 번째 관측치( $X_i, Y_i$ )를 제외한  $(n-1)$ 개의 관측치로 회귀모형을 적합시켰을 때의 오차항의 분산의 추정치  $\hat{\sigma}^2(i)$ 를 사용하여 얻어진다. 즉 표준화 제외잔차는

$$T_{(-i)} = \frac{r_i}{\hat{\sigma}(i)\text{SQRT}(1-h_{ii})} \text{로 정의된다.}$$

$$\text{단 } h_{ii} = \frac{1}{n} + \frac{(X_i - \bar{X})^2}{\sum_{j=1}^n (X_j - \bar{X})^2} \quad (i=1,2,3,\dots,n)$$

상기의 표준화 제외 잔차가 3보다 크면 이상점으로 보는바 아래의 <표 15> 에서와 같이 이상점이 없는 것으로 나타났다.

	Yen	Mark	Franc
최대표준화 잔차	-2.7618	-2.3947	2.5307

影響力 分析을 위한 또 다른 Dffits 統計量은 다음과 같이 나타난다.

$$\text{Dffits} = \frac{\hat{Y}_i - \hat{Y}(i)}{\hat{\sigma}(i)\text{SQRT}(1-h_{ii})}$$

상기의 Dffits 絶對값이 크면 그 觀測점이 예측치에 미치는 영향력이 크다고 할 수 있다. Welsch(1980)는 상대적으로 영향력이 큰 변수는 제거되어서는 안된다고 하면서. 그러한 상대적인 영향력이 큰 변수의 영향력을 줄여주는 방법으로서 제한 영향 추정법(BLS : bounded influence least square estimation)을 제시하였는 바 Dffits 의 크기가 특정한 값이상의 값을 갖는 경우 加重回歸方式 (weighted least square method)을 도입하여 추정하는 것이다. 구체적인 모형은 다음과 같다.

$$\text{Minimize} \quad \sum \omega_i (Y_i - \beta X_i)^2$$

$$\omega_i = \begin{cases} 1 & \text{if } |Dffits| < 0.34 \\ \frac{0.34}{|Dffits|} & \text{if } |Dffits| > 0.34 \end{cases}$$

상기의 제한 영향 회귀추정법을 사용하여 본 결과는 다음과 같다.

〈표 15〉 推定係數

	$\alpha$	$\beta$	
Yen	-0.012270	1.301470**	OLS
	-0.013251	1.517509**	BLS
Franc	0.002804	0.806341*	OLS
	0.004632	1.009566*	BLS
Mark	-0.005566	1.086995*	OLS
	-0.007333	1.546708*	BLS

이상의 결과에서 제한영향 회귀추정의 베타 계수는 최소자승 회귀식에 의한 회귀계수보다 세 통화 모두 크게 나왔다. 본 연구의 경우 標準化 除外 잔차가 3보다 큰 점이 없었음에도 불구하고 制限影響 回歸推定의 경우 베타 계수가 상당히 달라짐은 이상점이 있는 경우의 影響力을 縮小시킨 BLS模型의 必要成을 보여준다고 하겠다.

### 3. 討議

상기의 파마의 회귀모형은 모델의 회귀계수가 合理的 期待하의 가정하에서 위험프리미엄을 내포하고 있음을 理論的인 수식으로 제시한다는 점에서 논점의 전개가 구체적이고 또한 상대적으로 推定의 容易함이 앞서 논의한 시계열 모형이나 제한 cointegration 기법에 비해 장점으로 보인다. 그러나 이러한 회귀모형은 합리적 기대가설과 위험 무보상의 두가지 가설이 結合假說의 형태로 內在되어 있는바 합리적 기대를 가정하고 위험프리미엄의 검증으로 본 것은 自意的이라는 지적을 받을 수 있다. 또한 제가정의 滿足이라는 제약이 추정회귀계수의 安定性에 영향을 미치므로 제 가정에 대한 다양한 분석결과, 線形性의 검증에서 전기와 중기에 있어서 약간의 不連續性을 感知 할 수 있으나 크게 영향을 미치지 않는 것으로 보이며 본 연구에 있어서는 이상점의 문제가 없으나 있었다면은 制限影響回歸 推定式을 이용하는 것이 바람직하다는 것을 알 수 있었다. 그외의 제 검증은 만족스러운 결과를 보였다. 따라서 모델 검증결과 최소자승 회귀모형을 사용하는데 지장이 없음을 발견 하였으나, 이로써

회귀모형의 위험분석시 제가정의 문제는 중요하지 않다는 一般化논리는 오히려 위험하며, 회귀모형의 검증시에는 상기의 다양한 제모형의 진단과정을 가능한 고려하는 保守的인 자세가 필요하다고 하겠다.

## VI. 擴張된 利用可能 情報하의 回歸模型

### 1. 擴張情報 實證分析

한편 과마모델의 경우를(식 (1)) 일반식으로 나타내면  $F_t - S_{t+1} = \Phi X_t + E_{t+1}$ 로 표현할 수 있고 여기서  $X_t$ 는 현재 이용가능한 정보를 나타낸다. 그러므로 이 회귀식에서  $\Phi$ 가 통계적 유의성을 지닌채 0으로부터의 괴리는 위험프리미엄의 존재로 해석하게 된다. 그러나 위의 일반식은  $X_t$ 의 선정이 自意的 이라는 점이다. 즉 과마는  $X_t$ 로서  $F_t - S_t$ 를 택 하였으나 다른 변수들도 생각 할 수 있다는 점이다. 예를 들어 Hansen 과 Hodrick (1980)은 다음의 식을 제시하였다.

$$(F_{t+kj} - S_{t+kj}) = \alpha + \beta_1(F_{t+kj} - S_{tj}) + \beta_2(F_{t-kj} - S_{tj}) + \varepsilon_{t+kj}$$

$$H_0 : \alpha = \beta_1 = \beta_2 = E_t(\varepsilon_{t+kj} | X_t) = 0$$

$j=1, k=3$ 개월인 경우를  $F_t - S_{t+1} = a + b(F_t - S_t) + c(F_{t-1} - S_t) + E$ 로 표시 하자. 위의 식에서 위험프리미엄이 존재하지 않는다면 豫測誤差는 현재의 선도환율의 프리미엄과 전기의 예측오차와 무관해야 한다. 위의 식은 독립변수 항목(전기의 예측오차)이 종속변수(현재의 예측오차)의 전기로 구성된 모형이므로 일반적인 회귀식의 적용이 부적합하다. Johnston(1972)과 Fuller(1978) 등이 몇가지 대안을 제시하였는 바, 본 연구에서는 도구변수기법을 사용하여 선도환율의 프리미엄과 그의 時差變數를 獨立變數로 하고 豫測誤差를 從屬變數로 하는 回歸模型에서의 豫測值를 前期의 豫測誤差의 代位變數로 사용 하였다. 1차 自己回歸模型(Prais-Winsten estimation)을 代位變數로 취환된 각각의 方程式에 적용해 본 결과 1차自己相關에서는 마르크화와 엔통화의 경우 유의성이 없었고 프랑화의 경우는 5% 유의도가 나타났다. 프랑화의 경우는 상기방법에 1차 자기회귀모형을 사용하여 추정해 본 결과 결합가설의 검증 결과 마르크화의 경우는 위험프리미엄이 존재하지 않고 엔화의 경우와 프랑화의 경우는 위험프리미엄이 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 최종적으로 대위변수로



〈표 16〉 道具變數(IV)를 사용한 OLS 回歸分析推定

	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$
Yen	-0.016009	1.505012	0.0551
T	-1.954	4.128	0.001
P	0.0551	0.0001	0.7498
Franc**	0.002141212	0.4945512205	0.539297194
T	0.225	0.148	1.320
P	0.8229	0.1432	0.1918
Mark	-0.006437	1.165211	-0.0253249
T	-0.723	1.976	-0.519
P	0.4725	0.0525	0.6054
F test $H_0 : \alpha = \beta_1 = \beta_2 = 0$			
	Yen	Franc	Mark
F value	0.8568	2.4473	1.3407
P value	0.0013	0.00718	0.2690
Franc**=도구 변수 기법과 1차자기회귀모형 (1차자기상관의 T값 = -2.24)			

〈표 17〉 道具變數를 사용한 表面 無關回歸推定

	$\alpha$	$\beta_1$	$\beta_2$
Yen	-0.013968	1.290128	0.027493
T	-1.764	4.597	0.148
P	0.0825	0.0001	0.8825
Mark	0.002427	0.577218	0.193558
T	0.337	3.025	1.010
P	0.7370	0.0036	0.3164
Franc	-0.004977	0.968838	-0.256542
T	-0.617	3.209	-1.115
P	0.5395	0.0021	0.2691
F test $H_0 : \alpha = \beta_1 = \beta_2 = 0$			
	Yen	Franc	Mark
F value	7.8014	4.6225	3.7009
P value	0.0001	0.0061	0.0126

치환된 각각의 모델에 각 환율들과의 상관관계를 고려한 表面無關回歸를 적용하여 각 계수를 추정하였는데 여기서는 세 통화 모두 위험프리미엄의 존재를 부정할 수 없는 것으로 나타났다.

2. 多市場情報 實證分析

Geweke와 Feige(1979)는 현재의 자국통화의 선도환율의 프리미엄에 현재 가능한 정보의 범위를 더욱 확장하여 타국 통화의 프리미엄까지 고려한 다음과 같은 모형을 제시하였다.

$$(S_{t+k,j} - S_{t,j}) = \alpha + \beta(F_{t,t+k,j} - S_{t,j}) + \sum_{h=1}^n h\sigma_h(F_{t,t+k,h} - S_{t,h}) + \epsilon_{t+k,j}$$

본 연구에서는 k=3개월, h=2 (다른 두나라의 선도환율의 프리미엄)

j = 1, 2, 3(3개국 통화)

$$H_0 : \alpha = \sigma_1 = \sigma_2 = E_t(\epsilon_{t+k,j} | X_t) = 0 \text{ and } \beta = 1(\text{joint test})$$

여기서 j = 1, 2, 3 의 3개국 통화,  $X_t = t$ 기에 이용 가능한 정보의 집합

<표 18> 多市場 回歸 檢證

	$\alpha$	s.e.( $\alpha$ )	p( $\alpha$ )	$\beta$	s.e.( $\beta$ )	p( $\beta$ )	
Yen	0.008028	0.00907068	0.3794	-0.519504	0.35708922	0.1505	
Franc*	-0.000495	0.00875309	0.9550	0.283256	0.39432281	0.4751	
Mark	0.004749	0.00937820	0.6143	0.129405	0.66854646	0.8471	
	F <sup>a</sup>	P <sub>a</sub>	F <sup>b</sup>	P <sub>b</sub>	F <sup>c</sup>	P <sub>c</sub>	DW
Yen	3.2596	0.0169	18.1072	0.0001	1.0093	0.3701	1.612
Franc	1.5523	0.1977	3.3039	0.0737	0.1824	0.8337	1.455
Mark	2.9069	0.0282	1.6958	0.1974	0.1537	0.8578	1.644

F<sup>a</sup>=F test for H<sub>0</sub> :  $\alpha = \sigma_1 = \sigma_2 = 0$  and  $\beta = 1$

F<sup>b</sup>=F test for H<sub>0</sub> :  $\beta = 1$

F<sup>c</sup>=F test for H<sub>0</sub> :  $\sigma_1 = \sigma_2 = 0$

위의 다시장모형은 최소자승회귀추정과 표면무관회귀 추정치가 같다. 왜냐하면 표면회귀무관 추정식 3개의 회귀식의 독립변수 항이 모두 동일하기 때문이다. 한편

프랑화의 경우 1차 자기상관(-0.261709, t ratio=-2.196278)이 나타나 1차 자기회귀모형에 의해 추정해 보았으나 가설의 검증에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 프랑화의 경우만 결합가설을 기각하는데 실패하게 되어 위험프리미엄이 존재한다고 나타났다.

### 3. 討議

근본적으로 확장정보모형과 다시장정보모형은 파마의 회귀모형의 情報水準의 擴張이라는 점에서 論理的 전개의 延長線에 있다. 이러한 정보의 확장이 위험프리미엄 연구에 있어서의 含意를 吟味하여 보면, 정보 범위의 확장이 앞에서 논의한 시계열 분석, 제한 cointegration 분석과도 차이를 주는데, 이들 모형은 과거의 정보를 사용한 반면 확장정보모형과 다시장 정보모형은 현재의 이용가능한 정보를 포함하므로 이는 마치 증권시장의 效率性的 검증에서 弱型 假說의 검증에서 準強型 假說의 검증을 하게 되는 것으로 비유가 가능하다. 따라서 이러한 정보 범위의 확장에 따라 위험프리미엄의 존재에 대한 결과가 다르게 나타남을 다른 수준에서의 위험프리미엄을 검증하기 때문으로 볼 수 있다는 시각을 제시할 수 있다.

## VII. 結 論

본 연구에서는 先渡換 市場에서의 危險프리미엄의 存在를 實證 分析하기 위해 分析時間帶, 分析通貨, 時系列資料들을 블럭處理 하고 時系列分析, 制限 cointegration分析, 回歸模型分析 등의 3가지 큰 範疇하의 12가지 分析技法의 反復測定 分析을 하였다. 檢證結果 각 通貨마다 分析技法에 대한 危險프리미엄의 敏感度는 상당한 差異가 發見되었다. 엔화의 경우 危險프리미엄의 存在가 9번, 非存在가 3번으로 나온 반면, 프랑화의 경우 危險프리미엄의 存在는 8번, 非存在는 4번이며, 마르크화의 경우는 6번은 危險프리미엄의 존재와 나머지 6번은 危險프리미엄의 非存在로 나타났다. 그렇다면 각 通貨市場에서 危險프리미엄이 存在한다는 것인가 存在하지 않는다는 것인가? 上記 結果에 따라 엔화는 다수에 의한 존재로 본다는 加法式의 結論은 곤란하다. 왜냐하면 상기 분석기법들은 각각의 理論的 推定 根據하에서 구성되어 있기 때문에 각 분석 방법하에서 위험프리미엄의 존재유무를 獨立的으로 생각하여야 하기 때문이다. 그렇다면 자연스러운 論點은 위험프리미엄의 分析方法에 따른 結果值의

變動理由가 무엇인가 하는 점인 바, 본 연구자는 크게 計量推定의 變動에 基因한 부분과(표면무관회귀, 도구변수의 사용등), 危險프리미엄 理論 測定 모델의 차이에 의한 부분(시계열모형과 회귀모형등), 分析技法의 精巧性의 差異(예를 들어 위험프리미엄 존재의 전제 조건의 추가, 사용하는 정보범위의 확장 등)에 의한 변동부분으로 나누어 짐을 알 수 있었다. 상기의 세가지 變動理由에 따라 위험프리미엄이 각 통화마다 달라져야 할 事前的 理由는 없으므로, 實證分析後 危險프리미엄의 存在가 달라진다는 결론이 示唆하는 바는 위험프리미엄의 研究에 있어서 상기 세가지 방향으로 더욱 다양한 연구가 행하여 질 수 있음을 알 수 있다. 예를 들어 위험프리미엄 측정 방법으로 不完全 資産對替 換率決定 모형인 포트폴리오 밸런스 모델을 적용을 해본다든지 회귀모형의 경우 각 계수의 秋季的 不安定成 檢證(Stochastic coefficient approach) 등을 해보는 것이다. 다양한 計量 推定의 시도 역시 意味있는 연구가 되리라 본다. 각 연구 방법의 比較 評價에서는 具體的인 실증분석 적용후 논의를 전개하였다는 점에서 단순 비교 평가보다는 설득력이 있을 것으로 본다. 본 연구에서는 각 연구 방법들의 장단점들을 논의하였으며, 위험프리미엄의 연구에 있어서 이들 방법이 다른 연구 방법들과 相互連繫속에서 어떠한 의미를 갖는지에 대한 논의를 하였다. 이들 연구 방법들은 상호대체적이 아니고 상호보완적임을 알 수 있었다. 관련 변수들을 동일하게 설정한뒤 실증분석에 근거를 둔 각종기법들의 質的인 평가는 추후의 위험프리미엄연구에 있어서 계속적인 研究가 필요한 분야라고 하겠다.

## 參 考 文 獻

- Bilson, J. F. O., "The Speculative Efficiency Hypothesis," *Journal of Business*, vol.54 (1981), 435-452.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of American Statistical Association* (June 1979), 427-431.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica* 49 (July 1981), 1057-1072.
- Domowitz, Ian and Craig S., Hakkio, "Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market," *Journal of International Economics* 19 (1987), 47-66.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Co-integration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing," *Econometrica* (March 1987), 251-276.
- Fama, Eugene F., "Forward and Spot Exchange Rates," *Journal of Monetary Economics*, vol 14. (1984), 319-338.
- Fama, Eugene F., and K. R. French, "Commodity Futures Prices : Some Evidence on Forecast Power, Premiums, and The Theory of Storage," *Journal of business* 60 (1987), 56-73.
- Frankel, Jeffrey A., "In Search of the Exchange Risk Premium : A Six-Currency Test Assuming Mean-Variance Optimization," *Journal of International Money and Finance* 1 (1982), 255-274.
- Frankel, Jeffrey A. and Kenneth A., Froot, "Using Survey Data to Test standard Propositions Regarding Exchange Rate Expectations," *The American Economic Review* (1987 March), 133-153.
- Geweke, J. F. and E. L. Feige, "Some Joint Tests of the Efficiency of Markets for Forward Foreign Exchange," *The Review of Economics and Statistics* 61 (1979), 334-341.
- Grauer, F. Z. A., R. H. Litzenberger, and R. E. Stehle, "Sharing Rules and Equilibrium in an International Capital Market and Uncertainty," *Journal of Financial Economics* 3 (June 1976), 233-256.
- Gregory, Allan W. and Thomas H., McCurdy, "Testing the Unbiasedness Hypothesis

- in the Forward Foreign Exchange Market : A Specification Anlysis," *Journal of International Money and Finance* 3 (1984), 357-368.
- Hansen, Lars Peter and Hodrick, Robert J., "Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates : An Econometric Analysis," *Journal of Political Economy*, vol. 88. no.5 (1980), 829-851.
- Hsieh, D. A., "Tests of Rational Expectations and No Risk Premium in Forward Exchange Market," *Journal of International Economics* 17 (August 1984), 173-184.
- Huang, Roger D., "Some Alternative Tests of Forward Exchange Rates as Predictors of Future Spot Rates," *Journal of International Money and Finance*, vol. 3 (1984), 153-167.
- Johnson, David R., "International Interest Rate Linkages and the Exchange Rate Regime," *Journal of International Money and Fianance* 11 (1992), 340-365.
- Johnston, J., "Econometric Method," Second edtion, New York : McGraw Hill Book Co. 1972.
- Koraczyk, R., "The Pricinig of Forward Contracts for Foreign Exchange", *Journal of Political Economy* 93 (April 1985), 346-368.
- Liu, T. C. and G. S. Maddala, "Rationality of Survey Data and Tests for Market Efficiency in the Foreign Exchange Markets," *Journal of International Money and Finance* 11 (1992), 366-381.
- Longworth, David, "Testing the Efficiency of the Canadian-U.S. Exchange Market Under the Assumption of No Risk Premium," *Journal of Finance* 36 (1981), 43-49.
- MacDonald, Ronald, "Floating Exchange Rates : *Theories and Evidence*, London : Un-Win Hyman, 1988.
- Meese, Richard a. and Kenneth J., Singleton, "On the units and Empirical Modeling of Exchange Rates," *Journal of Finance*, vol.VXXXVII, no.4, (September 1982), 1029-1035.
- Siegel, Jeremy J., "Risk, Interest, and Forward Exchange," *Q. J. E.*, 86, (May 1972), 303-399.
- Stein, J. L., "Speculative Price : Economic Welfare and the Idiot of Chance," *Review of Economics and Statistics* 63 (1981), 565-583.

Wolff, Christian C. P., "Forward Foreign Exchange Rates, Expected Spot Rates, and Premia : A Signal-Extraction Approach," *Journal of Finance*, vol. XLII, no.2, (June 1987), 395-405.