

## 우리 나라 先物換市場의 效率性에 관한 實證的 研究\*

李 根 榮\*\*

### 논 문 초 록 :

본 논문에서는 1일 환율변동 허용폭이  $\pm 2.25\%$ 이었던 기간의 선물환율을 이용하여 1주일물 또는 1개월물 주별 선물환율이 미래 현물환율에 대한 不偏豫測值인가라는 假說을 豫測誤差, 回歸分析 그리고 共積分方法 및 誤差修正模型 등을 통하여 검정하여 보았다. 검정결과 1주일물 선물환율의 경우 미래 현물환율의 불편추정치라는 가설이 받아들여지나 1개월물 선물환율의 경우에는 기각된다. 또한 標本外 豫測成果分析을 통해 선물환율의 불편성 가설 모형이 다른 모형에 비해 미래 현물환율을 예측하는 데 우수한가를 살펴보았다. 분석결과 선물환율의 불편성 가설모형은 1개월물 선물환율은 물론 불편성 가설이 성립하는 1주일물 선물환율의 경우에도 다른 모형들에 비해 미래예측능력이 상대적으로 우수하지 않은 것으로 나타났다.

핵심주제어 : 불편예측치 가설, 공적분검정, 표본 외 성과분석  
경제학문헌목록 주제분류 : F3

### I. 序 論

IMF시대를 맞이하여 금융 및 자본시장이 원래 개방일정보다 훨씬 대폭적·급진적으로 이루어지고 있다. 특히 외환시장의 경우 원-달러환율의 1일 변동허용폭이 지난 1997년 11월 19일  $\pm 2.25\%$ 에서  $\pm 10\%$ 로 확대되었다가 한 달도 채 못된 12월 16일에는 1일 환율변동 허용폭이 완전히 철폐되었다. 이와 같은 自由變動換率制로의 이행은 전형적인 개도국 외환위기의 한 수순이기는 하나 우리 나라 외환시장이 개설된 이후 33년만에 처음 있는 일이다.

완전변동환율제도하에서는 원-달러환율이 전적으로 외환에 대한 수요와 공급

\* 본 논문은 1997년도 한국경제학회 정기학술대회에서 발표된 논문으로서, 유익한 논평을 해주신 두 분의 심사위원 및 동국대의 허형도 교수께 감사를 드립니다.

\*\* 한국해양대학교 국제통상학과 전임강사

의 시장원리에 따라 자율적으로 결정되나 급격한 환율변동이 가능해짐에 따라 이에 따른 환위험이 급격히 증대할 수 있다. 이와 같이 환율변동에 따른 불확실성의 증대는 거시경제운영에 어려움을 가중시킬 뿐만 아니라 장래의 환율예측을 어렵게 함으로써 換差損을 초래할 가능성이 커지며, 또한 換投機를 조장할 우려가 있다. 국제포트폴리오 투자는 증권으로부터 오는 위험과 환율변동으로부터 오는 환위험을 모두 내포하고 있기 때문에 금융 및 자본시장이 개방된 자유변동환율제도하에서는 환율변동에 따라 급격하게 국내외자본이 이동할 가능성이 커진다. 한편, 환위험의 증대는 무역업자의 이익에 불확실성을 높여 수출입의 수요와 공급을 감소시킴으로써 가격을 전가시키며, 기업은 해외시장보다 내수에 치중함으로써 자원의 비효율적 배분을 확대시킨다.

이미 선진국의 경우 자유변동환율제도하에서 급격한 환율변동에 따른 환위험을 줄이기 위해 선물, 스왑, 옵션 등과 같은 정치한 換危險管理技法들이 도입되어 사용되고 있다. 우리 나라의 경우도 과거 市場平均換率制 시행 이래 1일 환율변동 허용폭이 점차 확대됨에 따라 선물환과 금융선물거래 등으로 구성된 派生外換商品의 거래규모가 최근 증가하고 있으며, 또한 원화선물상품에 대한 국내 선물거래소가 조만간 개설될 예정이다.

1995년도 중 우리 나라 파생금융상품 총거래규모는 2,885억 달러에서 1996년도에는 3,477억 달러로 증가하였으며 1997년 상반기에는 2,570억 달러를 기록하였다. 특히 파생외환상품 거래 중 先物換去來 비중이 1996년도 중 73.4%를 차지하고 있는데, 선물환거래 규모는 1995년중에 2,402억 달러에서 1996년중에는 2,551억 달러로, 그리고 1997년 상반기에는 1,819억 달러를 나타내고 있다.<sup>1)</sup>

그러나 선물환거래 실적의 증가에도 불구하고 원화와 외국통화 간의 선물환거래는 외국통화 간 거래에 비해 그 비중이 오히려 줄어들고 있다. 거래기간별로도 만기 1개월 이내의 선물환거래 비중이 만기 1개월 초과의 선물환거래보다 높은 것으로 나타났으며, 특히 7일 이내의 단기거래가 주종을 이루고 있는 실정이다. 이는 이미 주지하는 바와 같이 1일 환율변동 허용폭 확대와 더불어 외환 및 금융시장이 개방됨에 따라 환율변동폭이 커지고 있으나, 외국환은행들이 아직 미래 환율예측에 대한 경험이 일천하기 때문에 환위험을 줄이기 위해 선물환거래를 줄이고 계약기간을 단기화함에 따른 것이다.

1) 이 금액은 1996년 1월까지 선물환거래에 포함되어 있던 익익일 결제거래를 현물환거래에 포함시켜 조정한 후의 수치이다.

본 논문에서는 1일 환율변동 허용폭이 가장 컸던 최근의 선물환자료를 이용하여 1주일물 또는 1개월물 선물환율이 미래 현물환율을 잘 예측할 수 있는가 하는 문제, 즉 선물환율이 미래 현물환율에 대한 不偏豫測值인가 하는 가설을 傳統的 回歸分析과 共積分方法 등을 이용하여 검정하여 본다. 또한 선물환율의 不偏性 假說을 바탕으로 Bilson(1981, 1984)과 Meese and Rogoff(1983)에서와 같이 標本外(out-of-sample) 豫測成果分析을 통해 선물환율이 미래 현물환율을 예측하는 데 다른 모형보다 뛰어난가를 검토해 본다. 선물환시장이 효율적인 경우, 즉 시장참가자들이 모든 가능한 정보를 이용하여 미래 현물환율에 대한 기대를 합리적으로 형성할 경우 선물환율의 미래 예측능력은 다른 모형보다 뛰어날 것이다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ절에서는 국내외 선물환시장의 효율성에 관한 기존 연구들을 살펴본다. 제Ⅲ절에서는 본 논문에서 사용되는 자료의 특성과 標本統計量을 살펴보고, 선물환율이 미래 현물환율에 대한 불편예측치인가 하는 가설을 傳統的 回歸分析과 共積分方法 및 誤差修正模型 등을 통해 검정해 본다. 제Ⅳ절에서는 표본 외 성과분석을 통해 실제 미래 현물환율을 예측하는 데 선물환율이 우수한가 하는 문제를 기존의 우수한 예측력을 가진 다른 모형과 비교해 검토해 보기로 한다. 제Ⅴ절에서는 본 논문내용을 要約하고 結論을 맺는다.

## Ⅱ. 先物換市場의 效率性에 관한 既存 研究

선물환시장의 효율성에 관한 연구는 선물환율이 미래 현물환율에 대한 불편예측치인가라는 가설에 대한 검정을 다루고 있다. 일반적으로 선물환율의 불편예측치 가설은 시장참가자들이 危險中立의이라고 가정하는 경우와 危險回避的이라고 가정하는 경우로 크게 나누어 볼 수 있다. 전자의 경우를 單純效率性 假說이라고 하고 후자의 경우를 投機的 效率性 假說 또는 一般效率性 假說이라고 한다(Bilson, 1981, Levich, 1985). 시장참가자들이 위험회피적이라고 가정하는 경우 선물환율은 미래 현물환율에 대한 기대치와 위험 프리미엄의 합과 같다.

선물환시장의 효율성에 관한 연구 즉, 선물환율의 불편예측치 가설검정은 크게 세 가지로 나누어 볼 수 있다(Hakkio and Rush, 1989, Tronzano, 1992, 하홍운, 1996 참고).<sup>2)</sup> 첫번째 방법은 미래 현물환율과 선물환율의 예측오차를 구하여 예

측오차가 0의 平均과 自己相關關係를 갖고 있지 않은가를 검정하는 방법이다. Aliber(1973), Cornell(1977), Levich(1979, 1989), Tronzano(1992) 등의 연구결과에 따르면 미래 현물환율과 선물환율의 예측오차는 대부분의 경우 통계적인 유의수준하에서 0보다 크지 않으며 자기상관관계도 갖지 않은 것으로 나타나 선물환율이 미래 현물환율의 불편추정치라는 가설을 지지하고 있다. 그러나 우리 나라 선물환시장의 경우 1992년 1월부터 1996년 9월까지의 선물환자료를 이용한 하홍운(1996)의 연구결과에 따르면 월별 및 분기별 미래 현물환율과 선물환율 간의 예측오차, 또는 미래 현물환율 변화율과 선물환 프리미엄 간의 예측오차가 자기상관관계를 갖고 있는 것으로 나타나 선물환율의 불편성 가설을 기각한다.

두 번째 방법은 전통적인 회귀분석을 통한 검정으로 미래 현물환율에 대해 선물환율을 회귀시켜 상수항이 0이고 선물환율계수가 1인가의 여부를 살펴보는 것이다. Cornell(1977), Levich(1979), Edwards(1983) 등에 따르면 선물환율의 불편성 가설을 지지하는 것으로 나타났다.

그러나 최근의 연구들은 환율을 포함한 거시경제변수가 불안정적인 시계열을 갖고 있기 때문에 이에 따른 假性回歸問題를 회피하기 위해 환율 등의 수준변수들을 1차차분하여 분석에 이용하고 있다. 즉, 미래 현물환율과 선물환율 등의 수준변수 대신 선물환 프리미엄(forward premium)을 미래 현물환율의 변화율에 대해 회귀시켜 선물환율의 불편성 가설을 검정하고 있다. Hansen and Hodrick(1980), Bilson(1981), Fama(1984), Hodrick and Sivastava(1984, 1986) 등의 연구결과에 따르면 선물환율이 미래 현물환율의 불편예측치라는 가설은 기각되는 것으로 나타났다.

우리 나라 선물환시장의 경우 김병윤·장익환(1995)이 1990년 3월부터 1991년 12월까지의 1개월물 선물환율의 표본수를 늘리기 위해 예측기간을 1주 단위로 중첩시켜 선물환율이 미래 현물환율에 대한 불편예측치인가를 처음으로 검정하였다. 그들의 연구결과에 따르면 분석기간을 동·서독 통합과 중동전쟁을 기준으로 두개의 기간으로 나누어 추정하는 경우 선물환율의 불편성 가설을 기각하지

2) 통상 선물환시장에 관한 연구들은 앞에서 언급한 것처럼 불편성 가설이 기각되는 원인에 대해 두 가지 측면에서 분석하고 있다. 즉, 선물편의(forward bias)는 시장의 기대가 비합리적임에 따라 발생할 수도 있고, 위험 프리미엄이 존재하기 때문에 발생할 수도 있다. 그러나 우리 나라 선물환시장의 경우 GARCH-M이나 GMM방법 등을 통해 관련모형을 추정해 보았으나 위험 프리미엄의 존재를 발견할 수 없었다. 따라서 선물환시장의 위험 프리미엄에 관한 문헌연구는 생략하였다.

못하는 것으로 나타났다. 반면 하홍윤(1996)은 1992년 1월부터 1996년 9월까지 월별 선물환자료와 1995년 11월 23일부터 1996년 9월 25일까지의 주별 선물환 자료를 이용하여 1개월물과 3개월물 선물환 프리미엄의 추정계수값이 1이라는 귀무가설을 기각하였다. 그러나 외환 및 자본자유화를 고려할 경우 1개월물 선물환 프리미엄이 미래 현물환율 변화율의 불편예측치라는 가설은 받아들여진다.

세 번째 방법은 共積分檢定을 이용한 방법이다. 선물환율과 미래 현물환율이 각각 單位根(unit root)을 가지고 있더라도 이 변수들이 공통적인 확률적 추세를 가지고 있다면 이들 변수 간에 장기적으로 안정적인 관계가 존재한다고 볼 수 있다. 따라서 공적분방법을 통하여 선물환율이 미래 현물환율의 불편예측치인가를 검정해 볼 수 있다.

Hakkio and Rush(1989)의 연구결과에 따르면 선물환율과 미래 현물환율 간의 공적분관계가 존재하지 않는 반면, Tronzano(1992)는 이들 변수 간의 공적분 관계가 존재하는 것을 발견하였다. 우리 나라의 경우 하홍윤(1996)에 따르면 1개월물 및 3개월물 선물환율과 미래 현물환율 간에 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다.<sup>3)</sup>

### III. 先物換率의 不偏性 假說檢定

본 논문에서는 1일 환율변동 허용폭이 컸던 최근 1995년 11월 22일부터 1997년 10월 1일까지의 원-달러 주별 선물환율자료가 사용된다. 주별 선물환자료가 사용되나 만기는 각각 1주일물과 1개월물인 두 개의 선물환율자료가 이용된다. 여기서 사용되는 선물환율은 한일은행이 제공하여 매일경제신문에 발표되는 만기가 각각 1주일과 1개월인 선물환 매입 및 매도율의 평균값이다. 이미 1개월물의 주별 선물환자료는 김병윤·장익환(1995)과 하홍윤(1996) 등에서 사용되었으나, 김병윤·장익환(1995)의 경우에는 1일 환율변동 허용폭이 크게 제한되었던 市場平均換率制의 시행 초기인 1990년 3월부터 1991년 12월까지의 선물환율을 이용하였으며, 하홍윤(1996)의 경우 주별 선물환자료는 본 논문에서 보다 짧은 기간인 1995년 11월부터 1996년 9월까지의 선물환율을 사용하였다. 이미 序論에서 언급한 바와 같이 우리 나라 선물환거래의 경우 환율예측능력의 한계 때문에

3) 우리 나라의 경우 1968년에 선물환거래가 도입되었음에도 불구하고 실증적인 연구가 빈약한 실정이다.

7일 이내의 단기거래에 치중되어 있음에도 불구하고 이에 대한 분석이 전무하기 때문에 만기가 1주일인 주별 선물환율 또한 살펴보기로 한다.

여기서는 통상 수요일 선물환율을 채택하였으나 수요일이 공휴일인 경우에는 목요일 선물환율이 사용되었다. 현재 및 1주일 또는 1개월 후의 현물환율로는 원-달러 매매기준율이 사용된다. 1개월물 주별 선물환율의 경우 김병윤·장익환(1995)과 하홍운(1996)에서와 마찬가지로 분석기간이 짧아 표본수를 늘리기 위해 예측기간이 중복되도록 자료를 재구성하였기 때문에 미래 현물환율과 선물환율 또는 미래 현물환율 변화율과 선물환 프리미엄 간의 예측오차항이 높은 자기상관관계를 가지고 있다.

## 1. 標本統計量

〈표 1〉과 〈표 2〉는 각각 총 98개 표본으로 구성된 만기가 1주일과 1개월인 주별 선물환율과 현물환율의 標本統計量을 보여 주고 있다. 〈표 1〉과 〈표 2〉에서  $e_{t+n}$ ,  $f_{t,n}$ ,  $s_{t+n}$ 은 각각 다음과 같이 구한다.

$$e_{t+n} = 100 \times (\ln S_{t+n} - \ln F_{t,n}) \quad (1)$$

$$f_{t,n} = 100 \times (\ln F_{t,n} - \ln S_t) \quad (2)$$

$$s_{t+n} = 100 \times (\ln S_{t+n} - \ln S_t) \quad (3)$$

위 식에서  $S_{t+n}$ 과  $F_{t,n}$ 은 각각  $t+n$ 기에서의 현물환율과 만기가  $n$ 기인  $t$ 기에서의 선물환율을 나타낸다. 식 (1)의  $e_{t+n}$ 은 미래 현물환율과 현재 선물환율의 예측오차 변화율(%)을 나타내는데, 시장참가자들이 위험회피적이라고 가정하는 경우 이는 위험 프리미엄(risk premium)을 의미한다.  $f_{t,n}$ 은 현재 선물환율과 현재 현물환율의 오차변화율(%)로 선물환 프리미엄(forward premium)을 나타낸다.  $s_{t+n}$ 은 미래 및 현재 현물환율 간의 변화율(%)을 나타낸다. 1주일물 선물환율의 경우  $n=1$ 이다.

먼저 〈표 1〉을 살펴보면 1995년 11월 22일부터 1997년 10월 1일까지의 1주일물 주별 선물환율  $F_{t,1}$ 과 1995년 11월 29일부터 1997년 10월 8일까지의 주별 현물환율  $S_{t+1}$ 의 標本統計量이 나타나 있다. 평균, 표준편차, 왜도, 첨도, 최고치,

〈표 1〉 1주일물 주간 선물환율 및 현물환율의 표본통계량

	$S_{t+1}$	$F_{t, 1}$	$e_{t+1}$	$f_{t, 1}$	$s_{t+1}$
평 균	836.80 (4.776)**	836.24 (4.750)**	0.066 (0.051)	0.110 (0.016)**	0.176 (0.052)**
표준편차	47.279	47.026	0.504	0.162	0.514
왜 도	1.000	1.000	-0.190	3.689	0.904
첨 도	1.002	1.002	6.511	17.357	5.251
최 고 치	914.60	915.20	1.434	1.059	1.723
최 저 치	768.80	769.55	-2.213	-0.148	-1.872
Q(5)	484.159 [0.000]	484.12 [0.000]	1.188 [0.946]	36.152 [0.000]	4.547 [0.474]

주: 1) ( ) 안의 값은 점근적(asymptotic)인 방법에 의해 추정된 표준오차.

2) \*\*은 1%에서 유의적임을 표시.

3) Q(5)는 5계차 자기상관에 대한 Ljung-Box검정통계량.

4) [ ] 안의 값은 확률값(p-value).

〈표 2〉 1개월물 주간 선물환율 및 현물환율의 표본통계량

	$S_{t+n}$	$F_{t, n}$	$e_{t+n}$	$f_{t, n}$	$s_{t+n}$
평 균	842.04 (4.877)**	838.24 (4.744)**	0.445 (0.117)**	0.354 (0.026)**	0.799 (0.118)**
표준편차	48.275	46.961	1.157	0.261	1.170
왜 도	1.000	1.000	1.913	2.126	1.964
첨 도	1.003	1.002	5.689	7.748	5.060
최 고 치	964.60	917.20	5.039	2.216	5.345
최 저 치	772.60	771.40	-2.007	-0.411	-1.680
Q(5)	483.459 [0.000]	484.13 [0.000]	66.096 [0.000]	205.07 [0.000]	115.88 [0.000]

주: 1) ( ) 안의 값은 점근적(asymptotic)인 방법에 의해 추정된 표준오차.

2) \*\*은 1%에서 유의적임을 표시.

3) Q(5)는 5계차 자기상관에 대한 Ljung-Box검정통계량.

4) [ ] 안의 값은 확률값(p-value).

최저치가 모두 유사한 것으로 나타나  $S_{t+1}$  과  $F_{t,1}$  이 같이 움직이고 있음을 알 수 있다. Q(5)는 각 변수의 5계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량을 보여 주고 있는데, 전기간에 걸쳐 현물 및 선물환율이 自己相關關係를 갖고 있지 않을 확률은 둘 다 동일하게 0과 같다.

$e_{t+1}$ 의 경우 평균이 0.066으로 예측오차가 0이라는 귀무가설이 표준적인 수준하에서 기각되지 않고, Q(5)가 보여 주는 바와 같이 Ljung-Box 검정결과는  $e_{t+1}$ 이 자기상관관계를 갖고 있지 않은 것으로 나타났다. 따라서 1주일물 선물환율은 미래 현물환율의 不偏豫測値가 될 수 있음을 알 수 있다. 왜도와 최고치 및 최저치가 보여 주는 바와 같이 전반적으로  $F_{t,1}$ 이  $S_{t+1}$ 보다 크다. 선물환 프리미엄  $f_{t,1}$ 의 평균은 0.110으로 1% 수준하에서 통계적으로 유의적이다. 원화가 달러화에 대해 절하되리라 예상되었기 때문에  $F_{t,1}$ 이  $S_t$ 보다 큰 것으로 나타났다. 이는 왜도나 최고치 및 최저치를 통해서도 알 수 있다.  $s_{t+1}$ 의 평균은 0.176으로 1% 수준하에서 통계적으로 유의적이며  $e_{t+1}$ 과  $f_{t,1}$ 의 합이 된다. Q(5)가 보여 주는 바와 같이 환율변화율은 자기상관관계를 갖고 있지 않은 것으로 나타났다. <그림 1>-<그림 4>는 각각  $S_{t+1}$ 과  $F_{t,1}$ ,  $e_{t+1}$ ,  $f_{t,1}$ ,  $s_{t+1}$ 의 움직임을 보여 주고 있다. 현물환율이 상승할 때는 선물환율이 현물환율 아래에 있는 반면, 현물환율이 하락할 때는 선물환율이 현물환율 위에 있다.

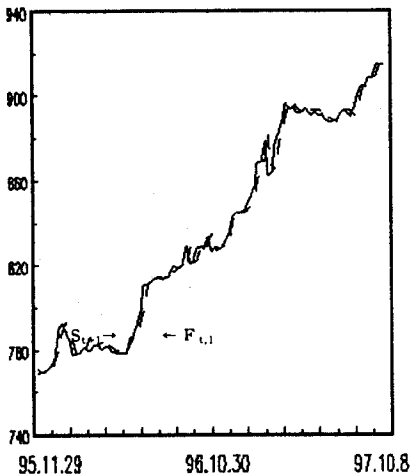
<표 2>는 1995년 11월 23일부터 1997년 10월 1일까지의 1개월물 주별 선물환율  $F_{t,n}$ 과 선물환율의 만기에 따른 1995년 12월 23일부터 1997년 11월 1일까지의 월별 현물환율  $S_{t+n}$ 의 標本統計量을 보여 주고 있다.  $S_{t+1}$ 과  $F_{t,n}$ 은 평균, 표준편차, 최고치 등에서 <표 1>의  $S_{t+1}$ 과  $F_{t,1}$ 에 비해 차이가 더 큼을 알 수 있다. 이는 <표 1>의 경우 1주일 후의 현물환율과 현재 선물환율을 비교하고 있는 반면, 여기서는 1개월 후의 현물환율과 현재 선물환율을 비교하기 때문이다.

$e_{t+n}$ 의 경우 평균이 0.445로 예측오차가 0이라는 귀무가설이 1% 유의수준하에서 기각되며, 5계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정결과는  $e_{t+n}$ 이 높은 자기상관관계를 갖고 있는 것으로 나타났다. 따라서 1주일물 선물환율과 달리 1개월물 선물환율은 미래 현물환율의 불변예측치가 될 수 없을 가능성이 크다.<sup>4)</sup> 왜

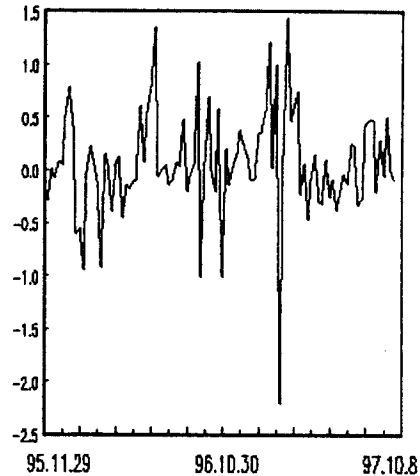
4) 1개월물 선물환율의 경우 중복자료가 사용되기 때문에 중복기간에 대한 고려가 필요하다. 그러나 이 경우에는 계차수의 크기에 관계없이  $e_{t+n}$ 이 높은 자기상관관계를 가지고 있다.



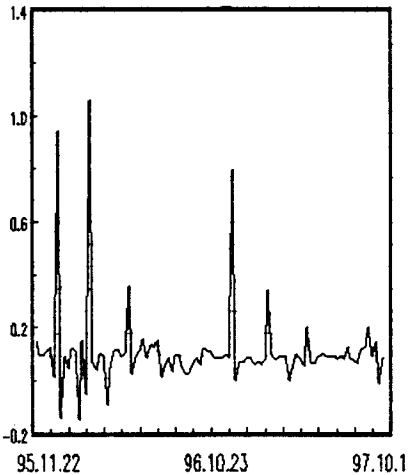
〈그림 1〉  $S_{t+1}$ 과  $F_{t,1}$



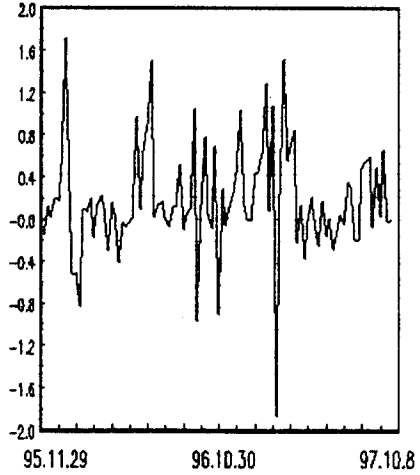
〈그림 2〉  $e_{t+1}$



〈그림 3〉  $f_{t,1}$

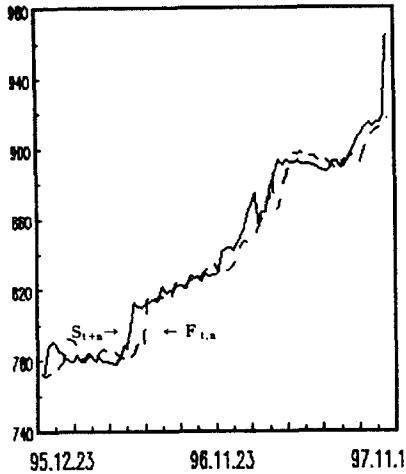
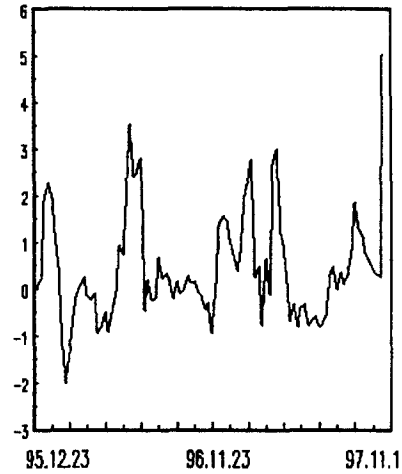
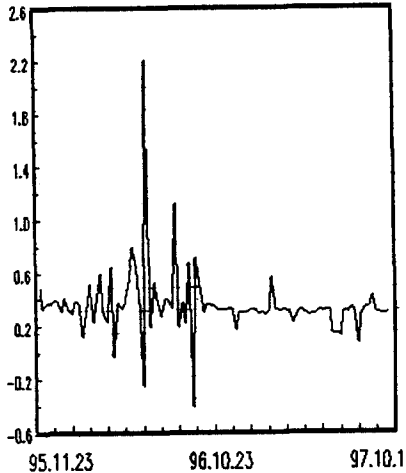
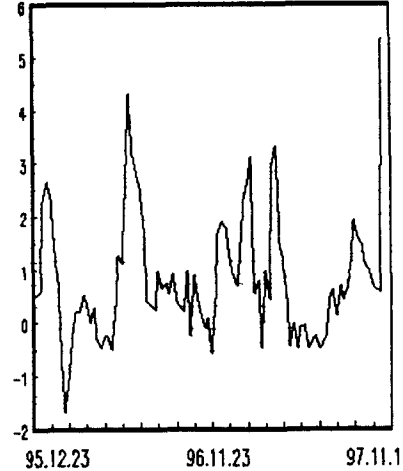


〈그림 4〉  $s_{t+1}$



도나 최고치 및 최저치에서 알 수 있는 바와 같이 1개월물 선물환율은 실제 미래 현물환율보다 작은 것으로 나타났다.

선물환 프리미엄  $f_{t,n}$ 의 평균은 0.354로 1% 수준하에서 유의적이다.  $e_{t+n}$ 과  $f_{t,n}$ 의 합계인  $s_{t+n}$ 의 경우 평균이 0.799로 원화가 달러화에 대해 분석기간 동안 지속적으로 절하되었음을 보여 주고 있다. 〈표 1〉의 경우와 달리 환율변화율은 높은 자기상관관계를 갖고 있는 것으로 나타났다.  $e_{t+n}$ 과  $s_{t+n}$ 이  $e_{t+1}$ 이나  $s_{t+1}$ 과 달리 높은 자기상관관계를 갖고 있는 이유는 부분적으로 본 논문에서 표본수를 늘리기 위해 중복자료가 사용됨에 따른 것이다. 〈그림 5〉-〈그림 8〉은 각각  $S_{t+n}$ 과  $F_{t,n}$ ,  $e_{t+n}$ ,  $f_{t,n}$ ,  $s_{t+n}$ 의 변화를 보여 주고 있다.

〈그림 5〉  $S_{t+n}$ 과  $F_{t,n}$ 〈그림 6〉  $e_{t+n}$ 〈그림 7〉  $f_{t,n}$ 〈그림 8〉  $S_{t+n}$ 

## 2. 傳統的 回歸分析을 통한 檢定

커버되지 않은 利率平衡(uncovered interest parity)條件과 커버된 利率平衡(covered interest parity)條件으로부터 다음과 같은 先物換平衡(forward parity)條件을 구할 수 있다.

$$F_{t,n} = E(S_{t+n} | I_t) \quad (4)$$

식 (4)는 선물환율  $F_{t,n}$  이  $t$ 기에서 이용가능한 모든 정보  $I_t$ 에 의거 형성한  $t+n$ 기에서의 현물환율에 대한 기대치와 같다는 것을 의미한다. 이와 같은 선

물환율의 불편성 가설에 대한 실증적 검정은 다음과 같은 回歸方程式을 이용하여 분석된다.

$$\ln S_{t+n} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln F_{t,n} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$s_{t+n} = \beta_0 + \beta_1 f_{t,n} + \eta_t \quad (6)$$

식 (5)에서  $S_{t+n}$  과  $F_{t,n}$  은 각각  $t+n$ 기에서의 현물환율과 만기가  $n$ 기인  $t$ 기에서의 선물환율을 나타낸다. 식 (6)에서  $S_{t+n}$  과  $f_{t,n}$  은 각각  $t+n$ 기에서의 현물환율의 변화율(%)과  $t$ 기에서의 선물환 프리미엄(%)을 의미한다. 식 (5)에서는 수준변수가 사용되나 주지하는 바와 같이 수준변수는 일반적으로 單位根을 가지고 있으며, 단위근이 존재하는 경우 假性回歸問題가 발생하기 때문에 식 (6)에서와 같은 차분변수가 최근에는 일반적으로 사용된다. 식 (5)에서는  $\alpha_0 = 0$ ,  $\alpha_1 = 1$ 인 경우 선물환율은 미래 현물환율의 불편추정치가 된다. 식 (6)에서는  $\beta_0 = 0$ ,  $\beta_1 = 1$ 인 경우 동일한 결론을 유도해 낼 수 있다.

〈표 3〉은 식 (5)에 대한 추정결과를 보여 주고 있다.  $\alpha_0 = 0$ ,  $\alpha_1 = 1$ 이라는 선물환율의 불편성 가설은 두 경우 모두 받아들여진다. 1주일물 선물환율의 경우 표준오차가 OLS에 의해 추정된 반면, 1개월물 선물환율의 경우에는 중복자료가 쓰이기 때문에 오차항에 계열상관관계가 존재하며, 따라서 이 경우 표준오차는 Newey and West(1987, 1992)방법에 의해 추정되었다. Newey and West(1987, 1992)방법에 의한 추정결과 오차항의 후행(lag)차수는 이 경우 5로 결정되었다.

〈표 3〉 수준변수의 추정결과 : 식 (5),  $\ln S_{t+n} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln F_{t,n} + \varepsilon_t$

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$R^2$
1주일물	-0.008 (0.062)	1.001 (0.009)**	0.992
1개월물	-0.004 (0.244)	1.001 (0.036)**	0.959

주: 1) 1주일물의 경우 ( ) 안의 값은 OLS에 의해 추정된 표준오차.

2) 1개월물의 경우 ( ) 안의 값은 Newey-West 방법에 의해 추정된 표준오차.

3) \*\*은 1%에서 유의적임을 표시.

〈표 4〉 차분변수의 추정결과 : 식 (6),  $s_{t+n} = \beta_0 + \beta_1 f_{t,n} + \eta_t$ 

	$\beta_0$	$\beta_1$	$R^2$
1주일물	0.101 (0.062)**	0.684 (0.315)*	0.047
1개월물	0.544 (0.222)**	0.720 (0.379)*	0.026

주: 1) 1주일물의 경우 ( ) 안의 값은 OLS에 의해 추정된 표준오차.

2) 1개월물의 경우 ( ) 안의 값은 Newey-West 방법에 의해 추정된 표준오차.

3) +, \*, \*\*은 각각 10%, 5%, 1%에서 유의적임을 표시.

〈표 4〉는 식 (6)에 대한 추정결과를 보여 주고 있다. 식 (5)와 달리 1개월물 주별 선물환율의 경우  $\beta_0 = 0$ ,  $\beta_1 = 1$ 이라는 선물환율의 불편성 가설이 기각되고 있다. 이 경우 식 (5)와 마찬가지로 표준오차는 Newey and West(1987, 1992)방법에 의해 추정되었으며 오차항의 후행(lag)차수는 4로 나타났다.

위와 같이 식 (5)의 추정결과는 선물환율의 불편성 가설을 두 경우 모두 받아들이는 반면, 식 (6)의 결과는 1개월물 선물환율의 경우 불편성 가설을 기각하고 있다. 그러나 이미 언급한 바와 같이 식 (5)에서처럼 미래 현물환율과 선물환율의 수준변수를 사용하는 경우 현물 및 선물환율에 단위근이 존재하기 때문에 가성회귀문제가 발생한다. 그러나 단위근이 존재하는 경우에도 두 변수가 장기적으로 안정적인 관계, 즉 共積分關係를 갖고 있다면 선물환율은 미래 현물환율의 불편추정치가 될 수 있다. 한편 1개월물 선물환율의 경우처럼 예측오차가 백색잡음(white noise)이 아닌 경우 시장참가자들은 과거 예측오차에 포함된 정보를 이용하여 미래 현물환율을 보다 정확하게 예측할 수 있기 때문에 이에 대한 검토가 필요하다.

### 3. 共積分方法 및 誤差修正模型을 통한 檢定

앞에서 살펴본 바와 같이 식 (5)를 이용한 선물환율의 불편성 검정결과 선물환율이 미래 현물환율의 불편추정치인 것으로 나타났다. 그러나 각 변수들이 불안정한 시계열인 경우 假性回歸問題가 발생하기 때문에 먼저 각 변수들에 대한

〈표 5〉 1주일물 선물환율 및 현물환율의 단위근검정: ADF검정

변 수	상 수	추 세
$\ln S_{t+1}$	-0.251	-2.301
$\ln F_{t, 1}$	-0.169	-2.255
$e_{t+1}$	-2.966*	-3.134
$f_{t, 1}$	-5.195**	-5.425**
$s_{t+1}$	-4.914**	-4.891**

주: 1) 시차가 4인 경우.

2) \*와 \*\*은 각각 5%와 1%에서 유의적임을 표시.

〈표 6〉 1개월물 선물환율 및 현물환율의 단위근검정: ADF검정

변 수	상 수	추 세
$\ln S_{t+n}$	1.279	-2.423
$\ln F_{t, n}$	-0.180	-2.313
$e_{t+n}$	-3.920**	-4.139**
$f_{t, n}$	-3.380*	-3.857*
$s_{t+n}$	-3.152*	-3.213*

주: 1) 시차가 4인 경우.

2) +, \*, \*\*은 각각 10%, 5%, 1%에서 유의적임을 표시.

單位根 檢定을 실시한다. 4개의 시차를 이용한 ADF(augmented Dickey-Fuller) 검정(Dickey and Fuller, 1979) 결과가 〈표 5〉와 〈표 6〉에 나타나 있다. 로그를 취한 1주일물과 1개월물 선물환율, 그리고 현물환율 모두가 추세선 포함 여부에 관계없이 모두 표준적인 유의수준하에서 단위근을 갖고 있다. 반면 1차차분된 변수들은 전반적으로 단위근을 갖고 있지 않은 것으로 나타났다. 추세선을 포함한  $e_{t+1}$  과  $s_{t+n}$  의 경우에도 시차를 4에서 3으로 줄일 경우 단위근이 존재한다는 귀무가설은 5% 유의수준에서 기각된다. 그러나 개별 선물 및 현물환율의 수준변수가 단위근을 가지고 있더라도 이들 변수 간의 확률적 추세가 공통적이면 이 수준변수들 간의 선형결합이 안정적이다. 즉, 선물환시장이 효율적인 경우 선물환율은 미래 현물환율의 불편추정치가 되므로 두 변수 사이에 장기적으로 안정적인 관계 즉, 共積分關係가 존재하게 된다. 따라서 공적분방법을 통해 선물환율의 불편성 가설을 검정할 수 있다.

〈표 7〉 1주일물 선물환율 및 현물환율의 공적분검정: Johansen검정

시 차	귀무가설	$\lambda$ max 통계량	$\lambda$ max임계치 (95%)	trace 통계량	trace임계치 (95%)
2	$r=0$	86.716	14.839	86.835	17.652
	$r \leq 1$	0.119	8.106	0.119	8.106
4	$r=0$	40.170	14.839	40.237	17.652
	$r \leq 1$	0.067	8.106	0.067	8.106

주:  $r=0$ 의 경우는 공적분벡터가 없다는 귀무가설을 나타냄.

〈표 8〉 1개월물 선물환율 및 현물환율의 공적분검정: Johansen검정

시 차	귀무가설	$\lambda$ max 통계량	$\lambda$ max임계치 (95%)	trace 통계량	trace임계치 (95%)
2	$r=0$	24.121	14.839	25.965	17.652
	$r \leq 1$	1.844	8.106	1.844	8.106
4	$r=0$	97.031	14.839	98.718	17.652
	$r \leq 1$	1.687	8.106	1.687	8.106

주:  $r=0$ 의 경우는 공적분 벡터가 없다는 귀무가설을 나타냄.

〈표 7〉과 〈표 8〉은 Johansen방법(Johansen, 1988)을 이용하여 선물환율과 미래 현물환율 등 2개의 수준변수가 상수항과 더불어 2개와 4개의 시차를 가진 경우 공적분관계를 가지고 있는가를 보여 주고 있다.  $\lambda$  max통계량과 trace통계량을 이용하여 공적분벡터를 검정할 경우 1% 유의수준하에서도 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각한다. 추세항이 있는 경우에도 결과는 마찬가지이다. 따라서 선물환율과 미래 현물환율 사이에서는 장기적으로 안정적인 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 두 변수 간의 이러한 공적분관계가 존재한다는 사실은 선물환율의 불평형 가설이 성립하기 위한 必要條件일 뿐 充分條件은 아니다(Hakkio and Rush, 1989). 선물환시장이 효율적이기 위해서는 선물환율과 미래 현물환율간에 공적분관계가 존재할 뿐만 아니라, 예측오차가 系列相關關係를 가지고 있지 말아야 한다. 만약 자기상관관계가 존재하는 경우 이를 통해 미래 현물환율을 보다 더 잘 예측할 수 있다. 이미 Ljung-Box검정을 통해 예측오차의

자기상관관계를 살펴본 결과 1주일물 선물환율의 경우에는 예측오차에 자기상관관계가 존재하지 않으나, 1개월물 선물환율의 경우에는 중복자료의 사용 등과 같은 이유로 예측오차에 자기상관관계가 존재한다.

여기서는 다음과 같은 오차수정모형을 통해 1주일물 선물환율의 불편성 가설을 좀 더 심도 있게 검토해 보기로 한다.

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

$$+ \sum_{p=1}^k c_p(S_{t+1-p} - S_{t-p}) + \sum_{p=1}^k g_p(F_{t-p} - F_{t-1-p}) + \mu_t$$

식 (7)에서  $a$ 와  $d$ 는 각각 오차수정모수와 공적분인자(cointegrating factor)를 나타낸다. 이미 언급한 바와 같이  $S_{t+1}$ 과  $F_t$ 의 공적분관계는 시장효율성 가설의 필요조건이나 충분조건은 아니다. 선물환율의 불편성 가설이 성립하기 위해서는  $-a = b = d = 1$ ,  $c_p = g_p = 0$ 의 조건이 만족되어야만 한다. 그러나 현물 및 선물환율이 안정적이지 못하기 때문에  $d = 1$ 의 조건을 검정하는 데는 어려움이 있다. 따라서 Hakkio and Rush(1989)와 Tronzano(1992)에서 처럼  $d = 1$ 이라는 가정하에 위 모형을 추정하고 검정한다.

<표 9>는  $p = 1$ 인 오차수정모형에 대한 추정 및 검정결과를 보여 주고 있다.  $a$ 와  $b$ 의 추정치들은 모두 올바른 부호를 가지고 있으며 기대값에 가깝다. 후행차수의 계수는 통계적으로 0과 다르지 않은 것으로 나타났다. 후행차수를 늘려도 결과는 마찬가지이다. 불편성 가설을 보다 명확하게 살펴보기 위해  $-a = b = 1$ ,  $c_1 = g_1 = 0$ 이라는 제약에 대한  $F$ 검정을 실시하였다.  $F$ 검정결과  $F$ 값은 0.390으로 1주일물 선물환시장이 효율적이라는 가설이 받아들여진다.<sup>5)</sup> 또한 Q(5)가 보여주는 바와 같이 오차항  $\mu_t$ 는 자기상관관계를 갖고 있지 않은 것으로 나타났다.

5) 식 (5)에서 1개월물 주별 선물환율의 경우 3개월물 월별 선물환율의 경우( $n=3$ )와 달리  $n$ 이 정수로 결정되지 않기 때문에 식 (7)과 같은 오차수정모형을 정확하게 추정하는 것은 어렵다. 그러나  $n=4$  또는  $n=5$ 로 가정하고, 오차수정모형을 추정하여 불편성 가설을 검정한 결과 1주일물 선물환율의 경우와 달리 불편성 가설은 기각된다. 이는 이미 살펴본 바와 같이 1개월물 선물환율의 경우 높은 자기상관관계를 가지고 있다는 사실로부터 예상된 결과이기 때문에 본문에서는 1개월물 선물환율에 대해 더 이상 언급하지 않는다.

〈표 9〉 오차수정모형 추정 및 검정 : 식 (7),

$$S_{t+1} - S_t = C + a(S_t - dF_{t-1}) + b(F_t - F_{t-1}) \\ + \sum_{p=1}^k c_p(S_{t+1-p} - S_{t-p}) + \sum_{p=1}^k g_p(F_{t-p} - F_{t-1-p}) + \mu_t$$

C	a	b	c <sub>1</sub>	g <sub>1</sub>	R <sup>2</sup>	Q(5)	F값(-a=b=1, c <sub>1</sub> =g <sub>1</sub> =0)
0.651 (0.671)	-0.893 (0.567)	0.693 (0.349)	0.232 (0.372)	-0.002 (0.104)	0.043	1.560 [0.906]	0.390

주: 1) ( )안의 값은 표준오차.

2) Q(5)는 오차항의 5계차 자기상관에 대한 Ljung-Box검정통계량.

3) [ ] 안의 값은 확률값(p-value).

#### IV. 先物換率의 未來豫測 成果分析

선물환율이 미래 현물환율의 불편예측치라면 선물환율이 실제 미래 현물환율의 움직임을 잘 예측할 수 있어야 한다. 그러나 이미 전절에서 살펴본 바와 같이 예측오차에 자기상관관계가 존재한다면 이 관계를 이용하여 미래 현물환율의 변동을 보다 잘 설명할 수 있을 것이다. Hansen and Hodrick(1980)에 따르면 실현된 미래 현물환율과 선물환율의 예측오차가 미래 현물환율의 변화를 유의적으로 설명할 수 있다. 한편, Bilson(1981)은 標本外(out-of-sample) 豫測成果比較를 통해 미래 현물환율을 예측하는 데 선물환율 외에 현재 현물환율까지 같이 고려하는 경우가 선물환율만을 고려하는 경우보다 더 우월하다는 것을 보였다. 한편 Meese and Rogoff(1983)는 달러-마르크, 달러-엔, 달러-파운드환율을 이용한 표본 외 성과분석에서 선물환율이 미래 현물환율을 예측하는 데 미래의 현물환율이 오늘의 현물환율과 같다고 가정한 랜덤워크(random walk) 모형보다 우수하지 못함을 보여 주고 있다.

따라서 본 논문에서는 전절에서 살펴본 선물환율의 불편성 가설을 바탕으로 선물환율이 실제 미래 현물환율을 잘 예측하고 있는가를 다른 모형들과의 상대적 예측력을 비교함으로써 살펴보고자 한다.

##### 1. 豫測比較模型 및 豫測方法

先物換 豫測誤差, 傳統的 回歸分析 그리고 共積分方法 등을 통한 검정결과 수



준변수를 이용할 경우 1주일물 주별 선물환율이 1주일 후 현물환율의 불편예측치인 것으로 나타났기 때문에 여기서는 식 (5)를 이용하여 다른 비교모형과의 표본 외 예측성과를 비교해 보기로 한다. 비교모형으로는 Bilson(1981, 1984)과 Meese and Rogoff(1983) 등의 연구결과와 원-달러환율의 특성을 고려하여 추세를 갖지 않은 랜덤워크(random walk without drift: RW)모형, 추세를 가진 랜덤워크(random walk with drift: RWD)모형, 자기회귀(autoregressive: AR) 모형 등이 고려된다. 따라서 여기서 고려하고자 하는 예측모형을 다음과 같은 複合豫測模型으로 나타낼 수 있다.

$$\ln \hat{S}_{T+n/T} = \hat{a} + \hat{b} \ln F_{T,n} + \hat{c} \ln S_T \quad (8)$$

식 (8)에서 1주일물 선물환율의 경우에는  $n=1$ 이다. RW모형은 식 (8)에서  $a=0$ ,  $b=0$ ,  $c=1$ 인 경우 즉,  $\ln \hat{S}_{T+1/T} = \ln S_T$ 로 표현되며, RWD모형은  $b=0$ ,  $c=1$ 인 경우로 RW모형에 상수항이 추가된다. 선물환율의 불편성 가설(FR)모형은  $a=0$ ,  $b=0$ ,  $c=0$ 인 경우로  $\ln \hat{S}_{T+1/T} = \ln F_{T,n}$ 으로 나타낸다. AR(1) 모형은  $b=1$ 인 경우의 수준변수모형이다.

예측방법은 먼저 AR모형을 추정하기 위해 98개 표본 중 두 개의 표본을 뺀 후 총 96개의 표본을 동일하게 두 기간으로 나눈다. 먼저 48개의 표본으로 구성된 전반기를 모형에 따라 추정한 후 식 (8)의 예측모형을 이용하여 49번째 현물환율을 예측한다. 다음에는 49개의 표본을 추정한 후 50번째의 현물환율을 예측하는 절차를 반복한 후 48번째 마지막으로 95개의 표본을 이용하여 96번째 현물환율을 예측한다. 豫測成果를 비교하는 基準으로 RMSE(root mean square error)와 MAE(mean absolute error)가 사용된다(Meese and Rogoff, 1983).

## 2. 豫測結果

〈표 10〉은 1주일물 선물환율 등을 이용하여 1주일 후 현물환율을 예측한 결과를 보여 주고 있다. RMSE의 경우 추세를 가진 랜덤워크(RWD)모형, 선물환율의 불편성 가설(FR)모형, AR(1)모형, 추세를 갖지 않은 랜덤워크(RW)모형 순으로 미래예측능력이 뛰어난 것으로 나타났다. MAE의 경우에는 AR(1)모형과 RW모형의 순위가 바뀌었다. 전절에서 살펴본 바와 같이 선물환율이 미래 현물환율의 불

〈표 10〉 표본 외 예측성파비교 (1주일물): 식 (8),

$$\ln \hat{S}_{T+1/T} = \hat{a} + \hat{b} \ln F_{T,1} + \hat{c} \ln S_T$$

모 형	제약조건	RMSE	MAE
RW	$a=0 \ b=0 \ c=1$	0.539(4)	0.371(3)
RWD	$b=0 \ c=1$	0.505(1)	0.353(1)
FR	$a=0 \ b=1 \ c=0$	0.532(2)	0.353(2)
AR(1)	$b=0$	0.538(3)	0.381(4)

주: 1) RW: 추세를 갖지 않은 랜덤워크모형.

2) RWD: 추세를 가진 랜덤워크모형.

3) FR: 선물환율의 불편성 가설모형.

4) AR(1): 자기회귀모형.

5) ( ) 안의 숫자는 RMSE와 MAE의 순위표시.

편예측치라는 가설이 기각되지 않았음에도 불구하고 RWD모형이 선물환율의 불편성 가설(FR)모형보다 미래 환율예측능력이 뛰어난 것으로 나타났다. 이는 분석 기간에 원화가 달러화에 대해 지속적으로 절하된 데 기인한다. 이미 標本統計量에서 살펴본 바와 같이 현물환율은 전체 분석기간에 평균적으로 0.176%씩 절하된 것으로 나타났다. 그러나 FR모형이 현재 선물환율 대신 현재 현물환율을 대치한 RW모형보다는 우수한 예측능력을 가지고 있다.

한편으로는 원화가 달러화에 대해 지속적으로 절하되어 왔기 때문에 외국환은행의 입장에서는 쉽게 미래 현물환율의 불편예측치에 가까운 선물환율을 결정할 수 있었다고 볼 수 있으나, 다른 한편으로는 선물환율이 미래 현물환율의 움직임에 이끌었다고도 볼 수 있다. 분석기간중 1일 환율변동폭이  $\pm 2.25\%$ 로 제한되어 있음에도 주간 환율변화율은 이미 〈표 3〉의 표본통계량이 보여 주고 있는 바와 같이 自己相關關係를 갖고 있지 않으며, 따라서 AR모형의 예측결과도 우수하지 못한 것으로 나타났다. 그러나 전반적으로 네가지 예측모형 간의 예측력 차이는 그리 크지 않다. 식 (8)의 복합예측모형을 동시에 추정한 모형의 예측결과는 다른 모형에 비해 우수하지 않은 것으로 나타났다.

〈표 11〉은 만기가 1개월인 선물환율 등을 이용하여 1개월 후 현물환율을 예측한 결과를 보여 주고 있다. 모형 간의 예측력순위는 RMSE나 MAE의 두 경우 모두 AR(1)모형, RWD모형, FR모형, RW모형 순으로 나타나 있다. 선물환율의 不偏性 假說檢定에서 알 수 있는 바와 같이 1개월 후의 현물환율과 선물환율은

〈표 11〉 표본 외 예측성과비교 (1개월물): 식 (8),

$$\ln \hat{S}_{T+n/T} = \hat{a} + \hat{b} \ln F_{T,n} + \hat{c} \ln S_T$$

모형	제약조건	RMSE	MAE
RW	$a=0 \ b=0 \ c=1$	1.496(4)	1.093(4)
RWD	$b=0 \ c=1$	1.191(2)	0.859(2)
FR	$a=0 \ b=1 \ c=0$	1.329(3)	0.948(3)
AR(1)	$b=0$	0.885(1)	0.465(1)

주: 1) RW: 추세를 갖지 않은 랜덤워크모형.

2) RWD: 추세를 가진 랜덤워크모형.

3) FR: 선물환율의 불편성 가설모형.

4) AR(1): 자기회귀모형.

5) ( ) 안의 숫자는 RMSE와 MAE의 순위표시.

共積分關係를 가지고 있으나, 중복자료의 사용 등과 같은 이유로 이들 변수 간의 예측오차는 높은 자기상관관계를 가지고 있다. 이를 반영하여 〈표 11〉에서는 수 준변수를 이용한 AR(1)모형이 가장 뛰어난 미래 현물환율 예측력을 가지고 있다. 원화가 달러화에 대해 지속적으로 절하됨에도 불구하고 〈표 10〉과 달리 AR(1)모형이 RWD모형보다 월등히 우수한 예측력을 가지고 있다. FR모형의 예측력은 AR(1) 모형에 비해 크게 뒤떨어지고 있는데, 특히 MAE의 경우 FR모형의 예측 오차는 AR(1)모형의 예측오차보다 배 이상 큰 것으로 나타났다. 1개월물 선물환율이 1개월 후 현물환율의 불편예측치가 될 수 없음을 알 수 있다.

〈표 10〉과 〈표 11〉의 예측결과는 序論에서 언급한 바와 같이 우리 나라 선물 환거래가 주로 1달 이내, 그 중에서도 1주일 내의 초단기 거래가 주종을 이루고 있다는 사실과 어느 정도 일맥상통하고 있음을 알 수 있다.

1주일물 선물환율의 경우 미래 현물환율의 불편추정치라는 가설이 기각되지 않았으나 1개월물 선물환율의 경우 이 불편성 가설이 기각된다. 標本外 豫測成果 또한 상대적으로 1주일물 선물환율을 이용하여 1주일 후 현물환율을 예측하는 것이 다른 모형과 비교해 볼 때 1개월물 선물환율을 이용하여 1개월 후 현물환율을 예측하는 것보다 우수하다. 그러나 1주일물 선물환율의 경우에도 다른 비교모형들에 비해 미래예측능력이 상대적으로 우수하지는 않은 것으로 나타났다.

한편, 이 예측결과는 분석기간에 1일 환율변동 허용폭이  $\pm 2.25\%$ 로 한정되어 있고 또한 <표 1>과 <그림 4>가 보여 주는 바와 같이 실제 주간 환율변화율이  $\pm 2\%$  이내에서 움직이고 있을 뿐만 아니라, 원화가 달러화에 대해 지속적으로 절하되었기 때문에 해석에 주의를 요한다. 환율변동이 제한되어 있는 경우 환율이 그 날의 시장사정을 즉시 반영할 수 없기 때문에 AR모형의 예측력이 상대적으로 우수하며, 원화가 지속적으로 절하되는 경우에는 RWD모형이나 AR모형이 우수한 예측력을 가질 가능성이 크다. 또한 두 경우 모두 환율변동의 불확실성이 그렇지 않은 경우보다 작기 때문에 선물환율 또한 미래 현물환율의 움직임을 잘 예측할 수 있다. 지금처럼 完全變動換率制度가 채택되어 변동허용폭 제한이 철폐되거나 환율이 어느 한 방향으로만 움직이지 않는 경우에는 상대적으로 이 모형들의 예측력이 떨어지는 반면, 향후 추세를 갖지 않은 랜덤워크(RW)모형이나 위험 프리미엄모형 등의 예측력이 상대적으로 높을 가능성이 크다.

본 논문에서의 분석기간에 환율이 한 방향으로만 움직이고 1일 변동허용폭이 제한되어 있음에도 불구하고 원-달러 1개월물 선물환율과 1개월 후 현물환율 간의 예측오차가 같은 기간의 선진국 선물 및 현물 간의 예측오차보다 매우 큰 것으로 나타났다. 自由變動換率制로 이행함에 따라 환율변동에 따른 換危險을 회피하기 위한 선물환수요는 더욱 증가하리라 예상되나 미래 환율예측의 어려움 때문에 국내 외국환은행의 先物換去來는 오히려 위축될 가능성이 있다.<sup>6)</sup>

## V. 要約 및 結論

본 논문에서는 1일 환율변동 허용폭이  $\pm 2.25\%$ 이었던 기간의 선물환율을 이용하여 1주일물 또는 1개월물 주별 선물환율이 미래 현물환율에 대한 不偏豫測値인가라는 假說을 豫測誤差, 回歸分析 그리고 共積分方法 및 誤差修正模型 등을 통하여 검증하여 보았다. 또한 標本外 豫測成果分析을 통해 선물환율의 불편성

6) 최근 우리 나라의 원화선물상품이 국내 선물거래소의 개설에 앞서 시카고상업거래소(CME)에 먼저 상장될 것으로 알려지고 있다. 이 경우 환위험을 회피하기 위한 선물거래가 활성화될 것으로 기대되나 다른 한편으로는 국내외환시장의 분석기법이나 전문인력이 CME에 비해 크게 뒤떨어지고 있다는 점에 비추어 볼 때 국내선물시장이 제대로 성장하기가 어려울 것으로 보인다.

가설모형이 다른 모형에 비해 미래 현물환율을 예측하는 데 우수한가를 살펴보았다.

선물환율과 미래 현물환율 간의 예측오차는 1주일물 선물환율의 경우 검정결과 예측오차의 평균이 0이며, 自己相關關係를 갖고 있지 않은 것으로 나타난 반면, 1개월물 선물환율의 경우는 예측오차가 0이라는 귀무가설과 자기상관관계론을 갖고 있지 않다는 귀무가설이 모두 기각된다. 따라서 예측오차에 따르면 1주일물 선물환율은 1주일 후 현물환율의 불편예측치가 되는 반면, 1개월물 선물환율은 1개월 후 현물환율의 불편예측치가 될 수 없다.

傳統的 回歸分析을 통한 검정에 따르면 수준변수를 이용할 경우 1주일물 및 1개월물 선물환율이 모두 미래 현물환율의 불편예측치가 되는 반면, 차분변수인 현물환율 변화율과 선물환 프리미엄을 이용할 경우에는 1개월물 선물환율에 대해서만 선물환율의 불편성 가설이 기각된다. 그러나 수준변수를 사용할 경우 현물 및 선물환율에 單位根이 존재하기 때문에 假性回歸問題가 발생하며, 1개월물 선물환율의 경우 중복자료가 사용되기 때문에 예측오차가 계열상관관계를 갖게 되는 문제가 발생하게 된다. 예측오차가 自己相關關係를 갖는 경우 과거 예측오차를 이용하여 미래 현물환율을 보다 정확하게 예측할 수 있다.

각 현물 및 선물환율 등의 수준변수들이 단위근을 가지고 있더라도 이 수준변수들 간에 장기적으로 안정적인 관계가 존재할 수 있다. 따라서 두 변수 간에 共積分關係가 존재한다는 사실은 선물환율의 불편성 가설이 성립하기 위한 必要條件이 된다. ADF검정에 따르면 현물환율과 선물환율의 수준변수에 단위근이 존재하나 Johansen검정결과에 따르면 이들 변수 간에 공적분관계가 있는 것으로 나타났다. 그러나 1주일물 선물환율의 경우에는 예측오차에 자기상관관계가 존재하지 않으나, 1개월물 선물환율의 경우에는 중복자료의 사용 등으로 인해 자기상관관계가 존재한다. 본문에서 이러한 결과는 오차수정모형의 추정 및 검정을 통해 다시 한번 확인된다.  $F$ 검정결과 1주일물 선물환시장이 효율적이라는 가설은 받아들여진다. 이는 우리 나라 선물환거래가 7일 이내의 단기거래에 치중되어 있다는 사실과 어느 정도 일맥상통한다고 볼 수 있다.

끝으로 선물환율의 불편성 가설을 바탕으로 선물환율이 실제 미래 현물환율을 잘 예측할 수 있는가를 標本外(out-of-sample) 成果分析을 통해 다른 모형과 비교하였다. 불편성 가설검정결과에 따라 수준변수를 이용하며 추세를 갖지 않은 랜덤워크(RW) 모형, 추세를 가진 랜덤워크(RWD) 모형, 선물환율의 불편성 가설(FR)

모형, AR(1)모형 등을 살펴보았다.

1주일물 선물환율의 경우 선물환율의 불편성 가설이 기각되지 않음에도 불구하고 RWD모형이 FR모형보다 우수한 미래 현물환율 예측능력을 가진 것으로 나타났다는데, 이는 분석기간에 원-달러환율이 지속적으로 상승한 데 기인한다. 반면 FR모형은 RW모형이나 AR(1)모형보다는 우수한 예측능력을 가지고 있다. 그러나 전체적으로 이들 모형 간의 예측력 차이는 그리 크지 않은 것으로 보인다.

1개월물 선물환율의 경우 선물환율의 불편성 가설검정에서 살펴본 바와 같이 중복자료의 사용 등으로 1개월 후의 현물환율과 선물환율 간의 예측오차는 높은 自己相關關係를 가지고 있다. 따라서 미래 예측능력에도 수준변수를 이용한 AR(1)모형이 FR모형을 비롯한 다른 모형들보다 월등히 우수하다. 특히 MAE의 경우 FR모형이 AR(1)모형보다 배 이상 큰 것으로 나타났다. 1개월물 선물환율이 1개월 후 현물환율의 불편예측치가 될 수 없음을 알 수 있다.

간단히 말해 1주일물 선물환율의 경우 미래 현물환율의 불편추정치라는 가설이 기각되지 않으나, 1개월물 선물환율의 경우는 그렇지 못하다. 실제 미래 현물환율의 예측능력이라는 측면에서도 다른 모형과 비교해 볼 때 상대적으로 1주일물 선물환율을 이용하여 미래 현물환율을 예측하는 것이 1개월물 선물환율을 이용하여 미래 현물환율을 예측하는 것보다 뛰어나다. 그러나 1주일물 선물환율의 경우에도 다른 비교모형들에 비해 미래예측능력이 상대적으로 우수하지 못한 것으로 나타났다.

한편 분석기간에 1일 환율변동 허용폭이 제한되어 있고 원-달러환율이 지속적으로 상승하였기 때문에 이러한 예측결과는 完全變動換率制로 이행한 시기에도 타당하리라 여겨지지는 않는다. 완전자유변동환율제로 이행함에 따라 先物換去來를 통한 환위험회피의 필요성은 더욱 커지고 있으며 또한 예정보다 빨리 주식 및 채권시장 등 금융시장이 대폭 개방됨에 따라 派生金融商品 등을 통한 換投機 또한 발생할 가능성이 있다. 그러나 그렇지 않아도 선진국에 비해 상대적으로 취약한 미래 환율예측이 자유변동환율제로의 이행으로 더욱 어려워지기 때문에 국내 외국환은행의 선물환거래는 오히려 위축될 가능성이 크다. 특히 1998년부터는 선진금융기법으로 무장된 외국은행들과 본격적인 경쟁이 시작된다. 이 외국은행들과 경쟁에서 이기기 위해서는 정확한 미래 환율예측을 통한 換危險管理能力를 배양시키고 외환 관련 專門人力을 적극적으로 육성할 필요가 있다.

## 參 考 文 獻

1. 김병윤·장익환, “국내 선도환시장의 효율성에 관한 실증분석: 불편추정치 가설의 검정”, 『財務管理論叢』 제2권 제2호, 재무관리학회, 1995, pp.367-382.
2. 河洪潤, “韓國 外換市場의 效率性 分析,” 성균관대학교 박사학위논문, 1996.
3. Aliber, R. Z., “The Interest Rate Parity Theory: A Reinterpretation”, *Journal of Political Economy* 81, 1973, pp.1451-1459.
4. Bilson, J. F. O., “The Speculative Efficiency Hypothesis”, *Journal of Business* 54, 1981, pp.435-452.
5. \_\_\_\_\_, “Purchasing Power Parity as a Trading Strategy”, *Journal of Finance* 39, 1984, pp.715-725.
6. Cornell, B., “Spot Rates, Forward Rates and Exchange Market Efficiency”, *Journal of Financial Economics* 5, 1977, pp.55-65.
7. Dickey, D. A. and W. A. Fuller, “Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association* 74, 1979, pp.427-431.
8. Edwards, S., “Exchange Rates and News: Reply”, *Journal of International Money and Finance* 3, 1983, pp.1161-1176.
9. Fama, E.F., “Forward and Spot Exchange Rates”, *Journal of Monetary Economics* 13, 1984, pp.319-337.
10. Hakkio, C. and M. Rush, “Market Efficiency and Cointegration: An Application to the Sterling and Deutschmark Exchange Markets”, *Journal of International Money and Finance* 38, 1989, pp.75-88.
11. Hansen, L.P. and R. J. Hodrick, “Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis”, *Journal of Political Economy* 88, 1980, pp.829-953.
12. Hodrick, R. J. and S. Srivastava, “An Investigation of Risk and Return in Forward Foreign Exchange”, *Journal of International Money and Finance* 3, 1984, pp.5-30.
13. \_\_\_\_\_, “The Covariation of Risk Premiums and

- Expected Future Spot Rates", *Journal of International Money and Finance* 5, 1986, pp.5-22.
14. Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 1988, pp.231-254.
15. Levich, R., "On the Efficiency of Markets for Foreign Exchange", in R. Dornbusch and J. Frenkel, eds., *International Economic Policy, Theory and Evidence*, Johns Hopkins University Press, 1979, pp. 246-267.
16. \_\_\_\_\_, "Empirical Studies of Exchange Rates: Price Behavior, Rate Determination and Market Efficiency", in R.W. Jones and P.B. Kenen, eds., *Handbook of International Economics* 2, Elsevier Science Publishers, 1985, pp.979-1040.
17. \_\_\_\_\_, "Is the Foreign Exchange Market Efficiency?", *Oxford Review of Economic Policy* 5, 1989, pp.40-60.
18. Meese, R.A. and K. Rogoff, "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit out of Sample?", *Journal of International Economics* 14, 1983, pp.3-24.
19. Newey, W. K. and K. D. West, "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica* 55, 1987, pp.703-708.
20. \_\_\_\_\_, "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation", University of Wisconsin-Madison, 1992.
21. Tronzano, M., "Efficiency in German and Japanese Foreign Exchange Markets: Evidence from Cointegration Techniques", *Weltwirtschaftliches Archiv* 128, 1992, pp.376-391.