시계열 모형을 이용한 원화환율 예측

2000.2

이 창 선 、 오 영 균

LG경제연구원

본 보고서는 금융재무연구센터의 이창선 책임연구원,
오영균 연구원이 공동집필한 것입니다.
본 보고서의 내용은 필자들의 개인적인 견해이며
LG경제연구원의 공식견해가 아님을 밝혀드립니다.

<목 차>

< 표 、그림 목차 >

<요 약>

■ 본 연구는 대표적인 시계열 예측모형인 ARIMA와 VAR모형을 이용해 장단기 환율을 예측해 보고 이들 모형에서 추정된 예측치들이 랜덤워크 모형보다 우수한 예측력을 보유할 경우 미래환율의 예측치로 활용하고자 하는데 목적을 두었음.

○ ARIMA모형은 단일변수 시계열 모형임에도 불구하고 단기예측에 관한 한 전통적인 회귀방법보다도 높은 정확성을 갖는 것으로 알려져 있으며 근대적 시계열 분석의 주류를 이루고 있음.

○ VAR모형은 거시경제 변수에 영향을 미치는 다양한 충격들의 상대적 중요성과 동학적 효과, 그리고 미래 예측치를 추정하기 위한 도구로서 널리 사용되고 있으며, 경제구조에 관한 선험적 주관이나 사전적인 특정 경제이론을 배제한 분석이라는 점에서 많은 지지를 받고 있음.

■ 그 결과 원화환율에 대하여 일별 자료를 사용한 단기 예측의 경우 ARIMA(2,1,4) 모형이 랜덤워크 모형에 비하여 우수한 예측력을 보유한 것으로 확인되었고, 월별 자료를 사용한 중장기 예측의 경우는 ARIMA(2,1,5) 모형이 랜덤워크 모형에 비하여 더 우수한 예측력을 갖고 있는 것으로 나타났음.

○ 이는 ARIMA 모형에 의한 환율 예측치가 미래 환율예측의 참고 자료로 충분히 활용될 수 있음을 의미하는 것임.

■ 일별자료를 사용한 ARIMA(2,1,4)모형에 의한 단기 예측의 경우 원화환율은 향후 1달간 달러당 1120원대에서 균형을 이룰 것으로 예측되었으며,

■ 월별자료를 사용한 ARIMA(2,1,5)모형에 의한 중장기 예측의 경우 원화환율은 향후 1년간 달러당 1130원대 주변에서 소폭 등락할 것으로 나타남.

■ 반면 VAR 모형은 랜덤워크 모형에 비하여 환율 예측력이 떨어지는 것으로 나타남.

○ 일별 로그 원/달러 차분, 한미간 이자율 차이 차분, 한국 주가지수 차분을 내생변수로 구성한 단기 VAR 모형의 경우 랜덤워크 모형에 비해 예측력이 떨어지는 것으로 나타났으며,

○ 월별 로그 원/달러 차분, 경상수지, 한미 주식시장간 상대적 수익률을 내생변수로 구성한 장기 VAR 모형 역시 예측력이 랜덤워크 모형보다 낫지 않은 것으로 나타났음.

■ 일별자료를 사용한 단기 VA R모형에서 원화환율은 향후 1달간 달러당 1100원대에서 균형을 이룰 것으로 예측되었으며,

■ 월별자료를 사용한 장기 VA R모형에서 원화환율은 2000년 12월까지 달러당 1060원대로 하락할 것으로 예측됨.

■ VAR 모형의 예측력 개선을 위해서는 새로운 변수를 도입하는 등의 시도가 필요할 것으로 보임.

■ 아울러 시계열 환율 예측모형에 대한 약점을 보완하기 위해서는 계량화하기 어려운 환율 결정 요인에 대한 철저한 감시를 통해 이에 관한 동학적 반응을 예측하고 이를 환율예측에 고려하는 것이 바람직할 것임.

○ 실제 환율의 움직임은 정책당국의 정치적 요인이나 역외 환투기 세력의 전략, 시장에 참가한 외환 공급자 및 수요자의 주관적 기대 등 계량화되기 어려운 수많은 설명변수에 의해 상당한 영향을 받고 있기 때문임.

○ 따라서 최선의 계량모형 예측이 이루어진다 하더라도 항상 현실적인 제약이 따를 수밖에 없음.

Ⅰ. 서론

■ 대외거래가 많아 환율변화에 따라 경영성과가 크게 영향을 받게 되는 기업들은 경영활동 과정에서 환율예측이 필요한 경우가 많음.

○ 환율 예측에 기반하여 외화자산과 부채의 관리 등을 수행하지는 않더라도 경영계획 수립, 수출입가격의 결정 등에서 벤치마킹이 되는 환율이 필요하기 때문임.

○ 이는 미래 환율이 불확실하다는 전제하에 환율 변동에 따른 위험을 사전에 줄이는 환위험 헤지활동과는 별개의 문제라 할 수 있음.

■ 그러나 객관적이고 합리적인 예측기법에 의거하여 환율을 예측한다는 것이 쉽지는 않은 일임.

■ 환율예측방법으로는 크게 보아 구조모형과 시계열 예측모형으로 나눌 수 있음.

○ 구조모형은 거시경제변수의 기초여건 변화가 환율을 결정하게 된다는 것으로 국제수지 접근법과 자산시장 접근법이 있으며 자산시장 접근법은 다시 통화모형과 포트폴리오 모형으로 구분됨.

○ 시계열 예측모형은 이제까지 환율이 움직여 온 경로에서 그 프로세스를 발견하고 그러한 프로세스가 지속된다는 가정하에 미래의 환율을 예측하는 것으로서, ARIMA 모형과 VAR 모형이 대표적임.

■ 이중 환율결정이론에 근거한 구조모형은 환율예측력에 있어서 무력하다는 것이 일반적인 견해였으나 최근 들어서는 공적분 검정과 오차수정모형 등의 계량경제학적인 기법을 동원하여 검증한 결과, 미래 환율에 대한 예측력에 있어 우월하다는 주장이 많아지고 있음.

■ 그러나 구조모형은 환율변화에 대해 설명변수로 사용되는 변수들에 대한 예측치가 있어야 환율예측을 수행할 수 있기 때문에 설명변수들에 대한 예측치가 틀릴 경우 환율예측치도 그만큼 틀릴 가능성이 높다고 볼 수 있음.

○ 구조모형이 예측력이 높다는 주장은 표본외 예측(Out-of-sample)에 기반한 것으로 이미 설명변수에 대한 실제치가 주어진 상태에서의 예측이어서 최소한 설명변수에 대한 예측오차로 인해 환율예측이 틀리지는 않는다고 할 수 있음.

○ 그러나 환율결정요인들이 주어지지 않은 실제 미래 예측에 있어서는 설명변수에 대한 예측이 전제되어야 하기 때문에 환율 예측도 그만큼 어려워진다고 할 수 있음.

■ 이에 반해 시계열 모형은 과거의 자료만으로 미래를 예측하므로 추가적으로 설명변수에 대한 예측치가 필요하지 않다는 장점이 있음.

○ 또한 시계열 모형은 환율의 월별 또는 일별자료 등 단기 자료를 이용할 수가 있어 비교적 단기 환율예측도 가능하게 됨.

■ 이에 따라 본고에서는 ARIMA와 VAR 등의 시계열 모형에 한정하여 원화환율의 예측모형을 설정하고 랜덤워크(Random walk) 모형과의 예측력 비교 등을 통해 현실적인 적용력이 있는지를 검증해 보고자 함.

○ ARIMA는 단일변수 시계열 모형으로 환율 자체의 과거 움직임을 통해 미래의 환율예측을 하는 반면,

○ VAR는 다변수 시계열 모형으로 환율외에 여타 환율에 영향을 미치는 변수들간의 과거 연관관계를 통해 미래의 환율의 예측하게 됨.

Ⅱ. ARIMA를 이용한 예측모형

1. ARIMA 모형의 개요

■ Box와 Jenkins[1)]에 의해 제시된 ARIMA(Autoregressive Integrated Moving Average)모형은 불안정적[2)]인 시계열을 차분을 통해 안정성을 회복시킨후, 자기변수의 과거값으로 회귀식을 구성하는 AR과정과 모형추정 잔차의 이동평균 함수형태로 표현되는 MA과정의 결합함수로 추정해내는 방법론임.

■ ARIMA모형은 단일변수 시계열 모형임에도 불구하고 단기예측에 관한 한 전통적인 회귀방법보다도 높은 정확성을 갖는 것으로 알려져 있으며 근대적 시계열 분석의 주류를 이루고 있음.

■ ARIMA모형을 이용한 환율예측은 과거 환율의 움직임을 가장 잘 표현하고 모형의 적합도도 높으면서 예측오차를 최소화시키는 ARIMA모형의 차수(p,d,q)를 결정한 후에, 이를 이용하여 예측치를 추정해내는 과정으로 이루어지게 됨.

(1) ARIMA(p,d,q)과정

■ 시계열 Y_t가 d차 차분하여 안정적인 시계열 W_t가 되고, W_t시계열이 ARMA(p,q)[3)] 과정을 따를 때 이를 ARIMA(p,d,q)과정이라 하며 다음과 같은 식으로 표기될 수 있음.

$$\Phi(B)\Delta^d Y_t = \delta + \theta(B)\varepsilon_t$$

여기서, $BY_t = Y_{t-1}$, $B^2 = Y_{t-2}$, $\Delta^d = (1-B)^d$

$$\Phi(B) = 1 - \Phi_1 B - \Phi_2 B^2 - \cdots \Phi_p B^p$$
$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \cdots \theta_q B^q$$

■ 만일 모형이 적정하게 식별되었다면 ARIMA(p,d,q)추정계수의 t값이 모두 유의미하게 나타날 것임.

1) Box, George E. P., and Gwilym M. Jenkins. (1976) 참조.
2) 시계열의 안정성이란 시계열 확률과정의 결합확률분포와 조건부 확률분포가 시간에 대해서 불변 $(P(Y)_t, \cdots, (Y_{t+k}) = P(Y_{t+m}, \cdots, Y_{t+m+k}))$하는 경우를 말하며, 이때에는 시간이 지나더라도 시계열의 평균과 분산, 현재값과 과거값간의 공분산은 항상 일정하게 유지되는 특성이 있음.
3) ARMA(p,q)란 시계열 Y_t가 p차수를 갖는 AR과정을 따르고, 모형의 잔차 ε_t가 q차수를 갖는 MA과정을 따르는 것을 의미함. 이를 수식으로 나타내면 다음과 같음.
$Y_t = \delta + \Phi_1 Y_{t-1} + \cdots + \Phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \cdots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$
AR(p)과정의 차수가 p라 함은 p시차 이후의 자기변수는 자기변수 현재치에 영향력이 없으며, MA(q)과정의 차수가 q라 함은 q시차 이후의 잔차값이 자기변수 현재치에 영향력이 없음을 의미

(2) 모형의 적합도 검정

■ 적합도 검정이란 모형에 의해 추정된 시계열이 실제 관측된 시계열과 얼마나 가까운지 그 정도를 판정하는 과정을 말함.

■ 적합도 검정을 위해선 RMSE나 MAPE통계량을 이용하는 방법, 원시계열과 추정시계열의 자기상관함수(ACF)를 대비해 보는 방법, 추정모형의 잔차항이 서로 독립적인지 검토해 보는 방법[4] (Bartlett, Box-Pierce, Ljung-Box 검정법)등을 사용할 수 있음.

< 표II-1 > ARIMA 모형의 적합도 검정방법

종류	검정통계량	판정방법
RMSE (Root of Mean Square Error)	$RMSE = \sqrt{\frac{\sum \hat{\varepsilon}_t^2}{T}} = \sqrt{\sigma_{\hat{\varepsilon}}^2} = \sigma_{\hat{\varepsilon}}$ (T: 관측치 수, $\hat{\varepsilon}_t$: ARIMA 모형의 예측오차)	RMSE가 작을수록 모형의 적합도가 높음.
MAPE (Mean Absolute Percent Error)	$MAPE = 100 \times \frac{1}{T} \times \sum_{t=1}^{t} \left\| \frac{\hat{\varepsilon}_t}{Y_t} \right\|$ (T: 관측치 수, $\hat{\varepsilon}_t$: ARIMA 모형의 예측오차)	MAPE가 작을수록 모형의 적합도가 높음.
원시계열과 추정시계열의 자기상관함수(acf) 대비	$\rho_k = \frac{\sigma_{Y_t \times Y_{t+k}}}{\sigma_{Y_t} \times \sigma_{Y_{t+k}}}$	모형에 의해 생성된 시계열의 acf와 원시계열의 acf를 비교하여 두개의 acf가 상당히 다르게 나타난다면 모형의 정당성을 의심해 보아야 하고 모형의 재선정 및 재식별이 요구됨.
Bartlett 검정법 (잔차항의 독립성 검정)	$t = \frac{\hat{\gamma}_k - 0}{s_{\hat{\gamma}}}$ $\left(\hat{\gamma}_k = \frac{\sum \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-k}}{\sum \hat{\varepsilon}_t^2}, \quad s_{\hat{\gamma}} = \sqrt{\frac{(1 + 2\sum_{j=1}^{k-1} \hat{\gamma}_j^2)}{T}} \right)$	잔차항 간의 상관관계가 없음 ($\rho_k = 0$)을 귀무가설로 하여 t 값이 k = 1, 2, 3에서 1.25보다 작고 k≥4에서 1.6보다 작다면 가설을 채택함.

4) ARIMA모형 추정시 잔차는 정규분포를 따른다고 가정하므로 잔차항 간에 상관관계가 없어야 제대로된 추정임.

종류	검정통계량	판정방법
Box-Price 검정법 (잔차항의 독립성 검정)	$Q = T\sum_{k=1}^{K} \gamma_k^2 = \chi^2_{K-p-q}$ (T: 관측치 수, K: acf의 차수)	잔차항 간의 상관관계가 없음 ($\rho_k = 0$)을 귀무가설로 하여, 검정통계량 Q 값이 임계치보다 작을 경우 가설을 채택함.
Ljung-Box 검정법 (잔차항의 독립성 검정)	$Q^* = T(T+2)\sum_{k=1}^{K} \frac{\gamma_k^2}{(T-k)} = \chi^2_{K-p-q}$ (T: 관측치 수, K: acf의 차수)	전차항 간의 상관관계가 없음 ($\rho_k = 0$)을 귀무가설로 하여, 검정통계량 Q^*값이 임계치보다 작을 경우 가설을 채택함.

(3) 예측의 수행

■ ARIMA(p,d,q)모형은 현재변수의 추정에 과거 변수의 값만을 이용하므로 추정된 예측치를 모형에 반복하여 대입함으로써 점 예측(Point estimation)이 가능함.

■ 바람직한 예측은 예측오차를 최소화하는 예측으로써 RMSE(Root of Mean Square Error)또는 RMSPE(Root of Mean Square Percent Simulation Error)값을 이용하여 예측오차를 크기를 측정할 수 있음.

$$RMSPE = 100 \times \sqrt{\sum\left(\frac{Y_t^e - Y_t}{Y_t}\right)^2 / T}$$

○ RMSPE는 예측오차를 실제값으로 나눈 백분비를 이용함으로써 측정단위에 영향을 받지 않고 예측오차의 크기가 % 단위로 표시될 수 있는 반면,

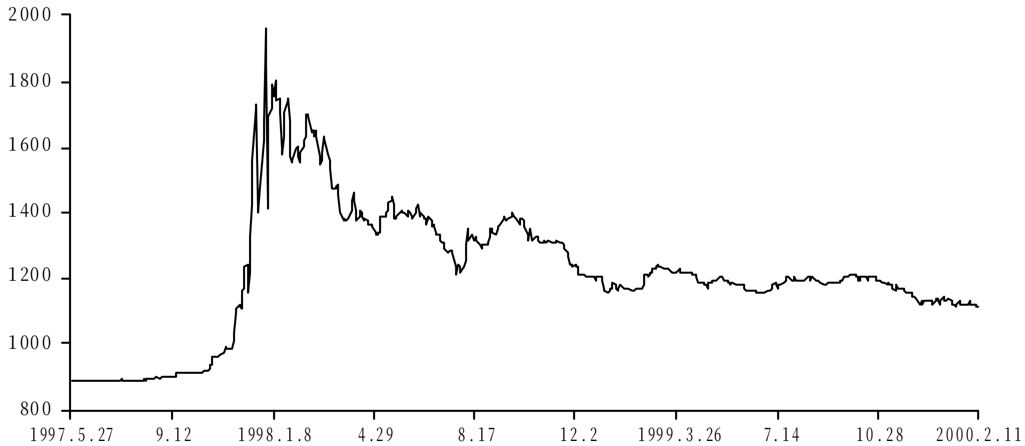
○ RMSE는 예측오차 제곱의 평균에 제곱근을 씌운 것으로 모형간 상대적 예측력 비교는 가능하나 그 수치가 측정단위에 따라 변하는 단점이 있어 RMSPE가 더 권장됨.

2. 단기 예측의 수행

■ 원화의 대미달러 환율자료는 일별 기준환율을 사용하였으며, 표본기간은 1997년 5월 27일부터 2000년 2월 11일까지로 한정함.

■ 2000년 1월 14일부터 2000년 2월 11일 동안의 시계열 자료를 모형의 예측력 검증(RMPSE)을 위해

<그림II-1 > 원/달러 환율 일별자료



따로 떼어놓고, 1997년 5월 27일부터 2000년 1월 13일까지의 일별 원/달러 환율의 프로세스를 추정함.

■ 원화환율 시계열은 ARIMA(2,1,4)와 ARIMA(2,1,5) 모형으로 추정가능한 것으로 나타남.

○ 단위근 검정 결과 원화환율은 1차 차분을 통해 안정성이 회복되는 I(1)변수[5]임이 확인되었으며, AR(p)과정과 MA(q)과정의 차수를 증가시켜 나가면서 추정해 본 결과 추정식의 계수가 모두 유의미한 t값을 가지는 동시에 모형의 적합성까지 만족시키는 모형은 ARIMA(2,1,4)와 ARIMA(2,1,5) 모형인 것으로 나타났음.

(1) ARIMA(2,1,4)모형

■ ARIMA(2,1,4)모형에 의한 원화환율의 추정결과는 다음과 같음.

$$\Delta WON/\$_t = \underset{(23.4189)}{1.0940}\Delta WON/\$_{t-1} - \underset{(-15.9952)}{0.7457}\Delta WON/\$_{t-2} + \varepsilon_t - \underset{(-19.2216)}{0.9754}\varepsilon_{t-1}$$

$$+ \underset{(8.0026)}{0.4723}\varepsilon_{t-2} + \underset{(6.7394)}{0.3219}\varepsilon_{t-3} - \underset{(-10.3428)}{0.3609}\varepsilon_{t-4}$$

$$R^2 = 0.9837, \quad MAPE = 0.3243$$

---

5) 시계열 Y_t가 d차 차분되어 안정적인 시계열로 바뀔 경우, 이를 d차 동차 불안정 시계열이라 부르며 Y_t I(d)로 표기함.

■ 잔차항의 독립성을 검토해보기 위하여 Ljung-Box, Box-Pierce, Bartlett 검정 통계량으로 모형의 적합성을 검증해 본 결과 모든 검정통계량들은 잔차항의 독립성 가설을 채택하여 모형이 올바로 추정된 것으로 나타남.

< 표Ⅱ-2 > ARIMA(2,1,4) 모형의 적합도 판정

검정방법	검정통계량	가설채택기준	가설채택여부
Ljung-Box	$Q^{*}(196)$ = 213.9487 유의수준 : 0.1222	유의수준 0.05 이상	채택
Box-Pierce	Q(196) = 197.3679 유의수준 : 0.3608	유의수준 0.05 이상	채택
Bartlett	t(k=1) = -0.5245 t(k=2) = -0.3893 t(k=3) = 0.0939 t(k=4) = -0.4811	|t(k=1)| : 1.25 이하 |t(k=2)| : 1.25 이하 |t(k=3)| : 1.25 이하 |t(k=4)| : 1.6 이하	채택

■ 모형의 예측력을 점검해 보기 위하여 랜덤워크 모형과 RMSPE를 비교해 본 결과 ARIMA(2,1,4)모형은 랜덤워크 모형보다 예측력이 우수한 것으로 나타남.

○ <표Ⅱ-3>은 2000년 2월 11일을 기점으로 20, 15, 10, 5, 4, 3, 2, 1일간 자료를 각각 표본외 기간으로 남겨놓고 이전까지의 자료를 이용하여 RMSPE를 구한 것으로 ARIMA모형은 20, 10, 5, 4, 3, 2일전 예측력이 랜덤워크 모형에 비해 우수했음.

< 표Ⅱ-3 > ARIMA(2,1,4)와 R.W.의 RMSPE 비교

	20일전	15일전	10일전	5일전	4일전	3일전	2일전	1일전
ARIMA(2,1,4)	0.4305	0.4460	0.5968	0.4290	0.3652	0.5479	0.3730	0.5636
R.W.	0.5430	0.4435	0.6012	0.7492	0.7628	0.9229	0.5009	0.4482

(2) ARIMA(2,1,5)모형

■ ARIMA(2,1,5)모형의 추정결과는 다음과 같음

$$\Delta WON/\$_t = \underset{(30.8841)}{1.3187}\Delta WON/\$_{t-1} - \underset{(-23.3346)}{0.8444}\Delta WON/\$_{t-2} + \varepsilon_t - \underset{(-22.4427)}{1.2400}\varepsilon_{t-1}$$

$$+ 0.5707\varepsilon_{t-2} + 0.3848\varepsilon_{t-3} - 0.4925\varepsilon_{t-4} + 0.1695\varepsilon_{t-5}$$
$$(9.2610) \quad (6.7883) \quad (-8.8592) \quad (4.0213)$$

$$R^2 = 0.9838, \quad MAPE = 0.3203$$

■ 잔차항 독립성 검정을 하기 위해 Ljung-Box, Box-Pierce, Bartlett 검정 통계량으로 모형의 적합성을 검증해 본 결과 모든 검정통계량들은 잔차항 독립성 가설을 채택하여 모형이 올바로 추정되었음을 알 수 있음.

< 표II-4 > ARIMA(2,1,5) 모형의 적합도 판정

검정방법	검정통계량	가설채택기준	가설채택여부
Ljung-Box	$Q^*(196) = 210.5111$ 유의수준 : 0.1526	유의수준 0.05 이상	채택
Box-Pierce	$Q(196) = 192.7962$ 유의수준 : 0.4297	유의수준 0.05 이상	채택
Bartlett	$t(k=1) = 0.2081$ $t(k=2) = -0.1860$ $t(k=3) = -0.4415$ $t(k=4) = 1.0416$	$\lvert t(k=1)\rvert$: 1.25 이하 $\lvert t(k=2)\rvert$: 1.25 이하 $\lvert t(k=3)\rvert$: 1.25 이하 $\lvert t(k=4)\rvert$: 1.6 이하	채택

■ 모형의 예측력을 점검해 보기 위하여 랜덤워크 모형과 RMSPE를 비교해 본 결과 ARIMA(2,1,5)모형은 랜덤워크 모형보다 예측력이 우수한 것으로 나타남.

○ <표II-5>은 2000년 2월 11일을 기점으로 20, 15, 10, 5, 4, 3, 2, 1일간 자료를 각각 표본외 기간으로 남겨놓고 이전까지의 자료를 이용하여 RMSPE를 구한 것으로 ARIMA모형은 20, 10, 5, 4, 3, 2일전 예측력이 랜덤워크 모형에 비해 우수했음.

< 표II-5 > ARIMA(2,1,5)와 R.W.의 RMSPE 비교

	20일전	15일전	10일전	5일전	4일전	3일전	2일전	1일전
ARIMA(2,1,5)	0.4292	0.4719	0.5506	0.4719	0.4516	0.6381	0.4101	0.5491
R.W.	0.5430	0.4435	0.6012	0.7492	0.7628	0.9229	0.5009	0.4482

(3) 단기 환율의 예측

■ ARIMA(2,1,5)보다 ARIMA(2,1,4)모형이 RMSPE 값에서 약간 더 우세한 예측력을 보이고 있으므로 이를 이용한 단기 환율예측치는 <표II-6>과 같음.

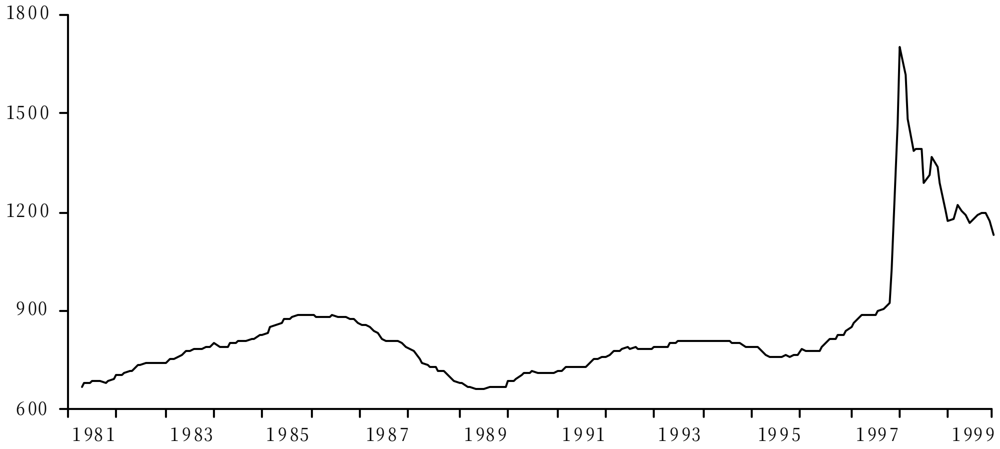
< 표II-6 > ARIMA(2,1,4)에 의한 단기 환율예측치

일자	예측치(원/달러)	일자	예측치(원/달러)
2000.02.14	1116.45	2000.02.28	1120.58
2000.02.15	1119.66	2000.02.29	1120.65
2000.02.16	1120.30	2000.03.02	1120.57
2000.02.17	1120.87	2000.03.03	1120.43
2000.02.18	1121.02	2000.03.06	1120.33
2000.02.21	1120.76	2000.03.07	1120.33
2000.02.22	1120.36	2000.03.08	1120.41
2000.02.23	1120.12	2000.03.9	1120.49
2000.02.24	1120.15	2000.03.10	1120.52
2000.02.25	1120.37	2000.03.13	1120.49

3. 중장기 예측의 수행

■ 1981년 4월부터 1999년 12월까지의 월평균 원/달러 환율을 이용하여 ARIMA 모형을 추정한 결과, ARIMA(2,1,1)모형과 ARIMA(2,1,5)모형이 추정계수의 유의성과 모형의 적합도 등의 면에서 가장 적합한 것으로 나타남.

< 그림II-2 > 원/달러 환율 월별자료



(1) ARIMA(2,1,1)모형의 추정

■ ARIMA(2,1,1)모형의 추정결과는 다음과 같음.

$$\Delta(WON/\$)_t = 0.4098\Delta(WON/\$)_{t-1} - 0.2925\Delta(WON/\$)_{t-2} + \varepsilon_t + 0.4071\varepsilon_{t-1}$$

(3.3895) (-3.1720) (3.3891)

$R^2 = 0.9735$, MAPE = 0.1170

■ 잔차항의 독립성 검정을 하기 위해 Ljung-Box, Box-Pierce, Bartlett 검정통계량으로 검증한 결과 모형의 적합도도 우수한 것으로 나타남.

○ Bartlett t통계량의 경우 자기상관계수가 4기차에서 유의한 관계가 형성되고 있는 것으로 나타났지만 전반적인 검정통계량이 잔차항의 독립성 가설을 채택하고 있음.

< 표II-7 > ARIMA(2,1,1) 모형의 적합도 판정

검정방법	검정통계량	가설채택기준	가설채택여부
Ljung-Box	$Q^*(56)$ = 37.7738 유의수준 : 0.9541	유의수준 0.05 이상	채택
Box-Pierce	Q(56) = 35.5789 유의수준 : 0.9683	유의수준 0.05 이상	채택
Bartlett	t(k=1) = -0.1943 t(k=2) = -0.1059 t(k=3) = 0.0426 t(k=4) = -1.8533	|t(k=1)|: 1.25 이하 |t(k=2)|: 1.25 이하 |t(k=3)|: 1.25 이하 |t(k=4)|: 1.6 이하	불가 t(k=4)가 유의미함.

■ 모형의 예측력을 점검해 보기 위하여 랜덤워크 모형과 RMSPE를 비교해 본 결과 ARIMA(2,1,1)모형은 랜덤워크 모형의 예측력보다 우월하다고 할 수 없음.

○ <표II-8>은 1999년 12월을 기점으로 12, 10, 8, 6, 4, 3, 2, 1개월간 자료를 각각 표본외 기간으로 남겨놓고 이전까지의 자료를 이용하여 RMSPE를 구한 것으로 ARIMA모형은 12, 8, 4, 1개월전 예측력이 랜덤워크 모형에 비해 우수했음.

< 표II-8 > ARIMA(2,1,1)와 R.W.의 RMSPE 비교

	12개월전	10개월전	8개월전	6개월전	4개월전	3개월전	2개월전	1개월전
ARIMA(2,1,1)	2.2423	2.1750	2.0983	3.8907	2.3367	3.7722	4.6159	1.3646
R.W.	2.8048	2.0752	2.9014	2.3664	2.8700	3.4731	4.5873	3.5336

(2) ARIMA(2,1,5)모형

■ ARIMA(2,1,5)모형으로 추정한 결과는 다음과 같음.

$$\Delta WON/\$_t = -0.7379\Delta WON/\$_{t-1} - 0.6275\Delta WON/\$_{t-2} + \varepsilon_t + 1.6091\varepsilon_{t-1}$$
$$\qquad (-7.4342) \qquad\qquad (-6.3783) \qquad\qquad (15.8014)$$

$$+ 1.4009\varepsilon_{t-2} + 0.3644\varepsilon_{t-3} - 0.4365\varepsilon_{t-4} - 0.3974\varepsilon_{t-5}$$
$$(7.7256) \quad (1.8984) \quad (-3.0192) \quad (-5.4312)$$

$R^2 = 0.9766$, MAPE = 0.1347

■ 잔차항 독립성 검정을 하기 위해 Ljung-Box, Box-Pierce, Bartlett 검정 통계량으로 모형의 적합성을 검증해 본 결과 모든 검정통계량들은 잔차항 독립성 가설을 채택하여 모형이 올바로 추정되었음을 알 수 있음.

< 표Ⅱ-9 > ARIMA(2,1,5) 모형의 적합도 판정

검정방법	검정통계량	가설채택기준	가설채택여부
Ljung-Box	$Q^*(56) = 13.0852$ 유의수준 : 0.9999	유의수준 0.05 이상	채택
Box-Pierce	$Q(56) = 11.8965$ 유의수준 : 1.0000	유의수준 0.05 이상	채택
Bartlett	t(k=1) = -0.1101 t(k=2) = 0.0708 t(k=3) = 0.1571 t(k=4) = 0.0286	|t(k=1)| : 1.25 이하 |t(k=2)| : 1.25 이하 |t(k=3)| : 1.25 이하 |t(k=4)| : 1.6 이하	채택

■ 모형의 예측력을 점검해 보기 위하여 랜덤워크 모형과 RMSPE를 비교해 본 결과 ARIMA(2,1,5)모형은 랜덤워크 모형의 예측력보다 우월한 것으로 나타남.

○ <표Ⅱ-10>은 1999년 12월을 기점으로 12, 10, 8, 6, 4, 3, 2, 1개월간 자료를 각각 표본외 기간으로 남

< 표Ⅱ-10 > ARIMA(2,1,5)와 R.W.의 RMSPE 비교

	12개월전	10개월전	8개월전	6개월전	4개월전	3개월전	2개월전	1개월전
ARIMA(2,1,5)	2.1722	2.2225	2.4220	4.8697	2.2525	2.6085	5.0974	1.6934
R.W.	2.8048	2.0752	2.9014	2.3664	2.8700	3.4731	4.5873	3.5336

겨놓고 이전까지의 자료를 이용하여 RMSPE를 구한 것으로 ARIMA모형은 12, 8, 4, 3, 1개월전 예측력이 랜덤워크 모형에 비해 우수했음.

(3) 중장기 환율의 예측

■ ARIMA(2,1,1)보다 ARIMA(2,1,5)모형이 더 뛰어난 예측력을 보이고 있으므로 이를 이용한 중장기 환율 예측치는 다음과 같음.

< 표Ⅱ-11 > ARIMA(2,1,5)의 장기 환율예측치

연월	예측치(원/달러)	연월	예측치(원/달러)
2000.01	1130.76	2000.07	1144.97
2000.02	1123.34	2000.08	1139.63
2000.03	1134.98	2000.09	1138.77
2000.04	1149.43	2000.10	1142.76
2000.05	1137.81	2000.11	1140.36
2000.06	1137.32	2000.12	1139.63

Ⅲ. VAR를 이용한 예측모형

1. VAR(Vector Autoregressive Model)모형의 개요

■ Sims[6]에 의해 소개된 VAR모형은 서로 인과관계가 있는 변수들의 현재 관측치를 종속변수로 하고 자신과 여타 변수들의 과거 관측치들을 설명변수로 구성한 n개 선형회귀방정식 시스템을 통하여 시계열 프로세스를 추정해 내는 방법임.

■ VAR모형은 거시경제 변수에 영향을 미치는 다양한 충격들의 상대적 중요성과 동학적 효과, 그리고 미래 예측치를 추정하기 위한 도구로서 널리 사용되고 있으며, 경제구조에 관한 선험적 주관이나 사전적인 특정 경제이론을 배제한 분석이라는 점에서 많은 지지를 받고 있음.

■ VAR모형을 추정할 때에 사용되는 시계열의 안정성이 보장되지 않을 경우 가성회귀[7]에 의해 잘못된 추정 결과를 얻을 수 있으므로 단위근 검정[8]과 공적분 검정[9]을 통해 시계열의 안정성 및 모형의 적합성을 검증한 후에 VAR모형을 추정하여야 함.

■ 일반적으로 VAR모형은 다음과 같은 식으로 정리될 수 있음.

$$X_t = A(L)X_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$= \sum_{j=1}^{k} A_j X_{t-j} + \varepsilon_t$$

여기서 X_t: n×1벡터,

$A(L) = \sum_{j=1}^{k} A_j L^{j-1}$: 시차연산자로 표현된 k차 행렬(n×n) 다항식

■ VAR모형의 추정시에 우도비 검정이나 Akaike, Schwarz 검정[10]을 이용하여 변수의 차수(lag length)

6) Sims, C. A. 1980, Macroeconomics and Reality, Econometrica, 48, 1 48.
7) 시계열에 불안정성이 존재할 경우 시계열 변수간에는 아무 상관관계가 없음에도 불구하고 전통적인 회귀분석을 실시할 경우 외견상 의미있는 연관관계가 있는 것처럼 보이는 현상을 말함.
8) 시계열이 자기회귀모형으로 표현되었을 때 그 특성근이 1을 포함하는지 확인하는 절차로서 만일 시계열에 단위근이 존재한다면 시계열은 불안정적인 특성을 갖게 됨. 단위근 검정 방법으로는 DF검정과 ADF검정이 있음.
9) 개별적으로는 불안정적인 변수들일지라도 이들의 선형결합이 장기적으로 안정적인 균형관계가 형성될 수 있는지 확인하는 절차로서, DF검정과 ADF검정, 요한슨 검정 등으로 테스트가 가능함. 공적분 관계가 존재한다면 오차수정항을 기본 회귀식에 포함시킴으로써 차분변수 회귀모형에서 발생하는 정보유실 문제를 해소시키게 됨.
10) 김명직·장국현, 1998, 금융시계열분석, 경문사, p265참조.

를 적정수준으로 제한하는 것이 필요함.

○ 원래의 VAR모형은 시차 j가 ∞이지만 실제추정에선 회귀오차 (ε_t)가 백색오차(White noise)[11]에 가까워지는 시점에서 차수를 k로 제한하게 됨.

■ 또한 추정변수의 순서에 따라 추정결과가 달라지는 왜곡을 최대한 방지하기 위해 인과관계[12]를 조사하여 원인이 되는 변수를 가장 먼저 추정하는 것이 바람직함.

■ VAR모형은 현재 관측치의 추정에 과거의 관측치만을 사용하게 되므로 일단 VAR 모형의 계수값이 추정되면 추정치를 모형에 반복적으로 대입함(Chain Rule of Forecasting)으로써 미래의 값을 예측할 수 있음.

○ 구조모형을 통한 환율예측은 미래 환율결정요인들에 대한 전망 또는 예측이 전제되어야 하는데 반해, VAR 모형은 모형 자체 내에서 여타 환율에 영향을 미치는 요인들까지도 예측이 가능하고 이를 통해 원화환율의 예측도 이루어짐.

2. 단기 예측의 수행

(1) 자료의 설정

■ VAR모형을 통한 일별 원화환율의 예측을 위하여 원/달러 환율과 한미간 금리차, 한국 주가지수를 사용하였음.

○ 일별 자료라는 특수성으로 인해 원/달러 환율에 영향을 미치는 변수로 고려할 수 있는 대상이 제한될 수 밖에 없음.

○ 금리차나 한국 주가지수의 변화는 자본유출입을 통한 원화환율의 변화를 고려한 것이라 할 수

11) 확률변수가 0의 평균과 일정한 분산을 갖는 상호 독립적인 정규분포를 따를 때 백색오차라 함. 이때 확률변수가 자기상관관계가 없는 독립적인 분포를 따르므로 과거의 확률변수 값은 현재의 확률변수를 예측하는데 아무런 도움이 안됨.

12) 시계열 X_t와 Y_t간의 인과관계를 검정하는 대표적인 방법으로는 그랜져의 인과관계 검정법(Granger's causality test)이 있으며, 분석모형은 다음과 같음.

$$Y_t = \sum_{i=1}^{m} \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{m} \beta_j Y_{t-j} + \varepsilon_{1t}$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^{m} \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^{m} \delta_j Y_{t-j} + \varepsilon_{2t}$$

위 식에서 모든 i에 대하여 $\alpha_i = 0$이라는 제약, 또는 모든 j에 대하여 $\delta_j = 0$이라는 제약을 두고 F검정을 실시하여 $\alpha_i = 0$이 기각되었다면 X_t는 Y_t의 원인관계에 있으며, $\delta_j = 0$이 기각되었다면 Y_t는 X_t의 원인관계에 있다고 말함. 만일 두 제약 모두 기각되었다면 서로 쌍방관계에 있으며, 모두 채택되었다면 상호 독립적이라고 할 수 있음.

있음.

○ 또한 변수의 구성에 있어서 일별 엔/달러 환율, 외국인 주식 순매수 등도 함께 고려해 볼 수 있으나 Granger-Causality 인과관계 검정 결과 엔/달러 환율과 외국인 주식 순매수는 원/달러 환율에 대하여 쌍방간에 인과관계가 없는 것으로 나타나 제외시켰으며, 주가지수는 환율에 대하여 인과관계가 형성되어 있음이 확인되어 VAR시스템 변수로 포함시켰음.

< 표III-1 > 단기 VAR모형의 자료명

자료명	변수명	자료의 출처
일별 원/달러 환율	WON/$	한국은행[www.bok.or.kr]
한국 3년만기 회사채 수익률	CBR	한국증권업 협회[www.ksda.or.kr]
미국 LIBOR금리	USR	로이터[quotes.reuters.com]
KOSPI 주가지수	KOSPI	증권전산[www.korea-stock.com]

주) 기간: 1997년 5월 27일 2000년 2월 11일

■ 단위근 검정을 통해 시계열의 안정성을 검증한 결과, 로그 원/달러, 한미간 이자율 차이, 한국 주가지수의 원계열은 단위근이 있으나 1차 차분값은 모두 단위근이 없는 안정적인 시계열인 것으로 나타남.

< 표III-2 > 일별 시계열의 단위근 검정결과

변수	DF검정	ADF검정(lag=4)
LOGWON	-1.6539	-1.5155
DLOGWON	-19.3357	-16.2166
DII	-1.9614	-1.9480
DDII	-20.3889	-14.1266
KOSPI	-1.4731	-1.5870
DKOSPI	-22.6059	-12.5669

주) 표본크기 630이상일 때 $H_0 : \tau_\tau = 0$의 하방 임계치($\alpha = 5\%$)는 -3.4191임.

$DLOGWON_t = Log(WON/\$)_t - Log(WON/\$)_{t-1}$

$DDII_t = (CBR_t - USR_t) - (CBR_{t-1} - USR_{t-1})$

$DKOSPI_t = KOSPI_t - KOSPI_{t-1}$

■ 한편 로그 원/달러 환율을 종속변수로 하고 한미간 금리차와 한국 주가지수를 종속변수로 한 공적분 검정 결과, 공적분 관계는 존재하지 않는 것으로 나타나 ECM모형을 구성할 수 없으므로 VAR모형으로 추정함.

< 표III-3 > 일별 시계열 자료의 공적분 검정결과

공적분 기본식: $LOGWON_t = \alpha + \Phi DII_t + \beta KOSPI_t + \varepsilon_t$	
DF검정	ADF검정(lag = 6)
τ_{DF} = -2.2369 > -3.47	τ_{ADF} = -1.8871 > -3.51

주) 공적분 기본식에서 공적분 변수가 3개고 관측치가 200개 이상일 때 DF, ADF 검정통계량에 대한 유의수준 10%의 임계치는 -3.47, -3.51임.

(2) VAR모형의 추정

■ 한미간 금리차 차분, 로그환율 차분, 주가지수 차분의 3변수 VAR모형을 구성할 때, Akaike, Schwarz 검정 결과 적절한 차수는 26일인 것으로 나타남.

○ <표III-14>에 나타난 바와 같이 Akaike 값은 Lag 차수가 증가함에 따라 지속적으로 감소하고 있어 통계량의 일치성에 문제가 있는 것으로 추측되는 반면, Schwarz 값이 Lag가 26일때 가장 최소화되므로 이를 적정 Lag로 판정함.

< 표III-4 > Akaike & Schwarz 검정결과

lag	24	25	26	27	28
Akaike	-5.4596	-5.4884	-5.5179	-5.5209	-5.5250
Schwarz	-4.9280	-4.9343	-4.9412	-4.9215	-4.9029

주) 상수항을 포함한 VAR모형을 기준으로 제시한 것임.

■ 변수들간의 추정 순서를 결정하기 위해 인과관계를 검정한 결과 한미간 금리차 차분 → 로그환율 차분 → 주가지수 차분 순으로 VAR모형을 추정하는 것이 바람직한 것으로 나타남.

○ 즉, 금리차 차분 값은 로그환율 차분 값에 대하여 쌍방향 인과관계가 존재하므로 그 순서에 제약을 둘 필요는 없으나

○ 주가지수 차분과의 관계에서 로그환율 차분값은 주가에 10% 유의수준하에서 쌍방향 인과관계가 형성되고 있는 반면, 한미간 금리차는 주가지수에 대하여 일방적 인과관계가 형성되지 못하므로

○ 금리차, 환율, 주가 순으로 추정순서를 결정하면 순환적인 인과관계 형성이 이루어지게 되고 Chain Rule을 통해 얻어지는 예측치의 합리적 근거를 마련해 주게 됨.

< 표III-5 > 그랜저 인과관계 검정

가설	F-값	확률
DLOGWD는 DDII에 대하여 인과관계가 없다.	15.8630	0.00000
DDII는 DLOGWD에 대하여 인과관계가 없다.	12.9214	0.00000
DKOSPI는 DDII에 대하여 인과관계가 없다.	1.46457	0.06574
DDII는 DKOSPI에 대하여 인과관계가 없다.	0.99280	0.47572
DKOSPI는 DLOGWD에 대하여 인과관계가 없다.	1.67193	0.02056
DLOGWD는 DKOSPI에 대하여 인과관계가 없다.	1.48582	0.05875

주) 확률값이 0.1 이상이면 10% 유의수준하에서 가설은 채택됨.
관측치는 630개, 시차는 26일로 두었음.

■ 1997년 5월 27일부터 2000년 1월 11일까지의 일별자료를 이용하여 VAR모형[13]의 충격반응함수[14]을 추정한 결과, 그랜져 인과관계가 존재하는 금리차 차분이 로그환율 차분에 미치는 영향, 로그환율 차분이 주가지수 차분에 미치는 영향, 주가지수 차분이 금리차 차분에 미치는 영향은 다음과 같이 요약됨.

○ 그림[IRF-A4]에서 금리 차분값이 1% 상승할 경우 로그환율 차분값은 1일후 0.0020%, 2일후 0.0040%, 3일후 0.0015% 상승하는 것으로 나타남. 즉 한미간 금리차가 커질수록 원화보다는 달러화에 대한 선호가 증가하는 것으로 나타남.

○ 그림[IRF-A8]에서 로그환율 차분값이 1% 상승할 경우 주가지수 차분값은 1일후 -0.5684, 2일후 -0.0056, 3일후 0.3265, 4일후 -0.1797만큼 하락하는 것으로 나타나 로그환율 차분값과 주가지수 차분사이에 명확한 상관관계는 나타나지 않음.

○ 그림[IRF-A3]에서 주가지수 차분값이 1단위만큼 상승할 경우 금리차 차분값은 2일 후 -0.0020%, 3일후 -0.0060%, 4일후 0.0180% 상승하는 것으로 나타났지만 주가지수 차분값과 금리차 차분값 사이에 명확한 상관관계는 나타나지 않음.

13) VAR모형 구성시 상수항을 포함시킨 모형의 충격반응함수임.

14) 충격반응함수는 모형 내 한 변수에 충격 (ε)이 발생하였을 때 X_t의 동학적 반응이 어떻게 나타나는지를 분석할 수 있는 도구임.

VAR모형을 이동평균꼴로 전환하면 다음과 같음.

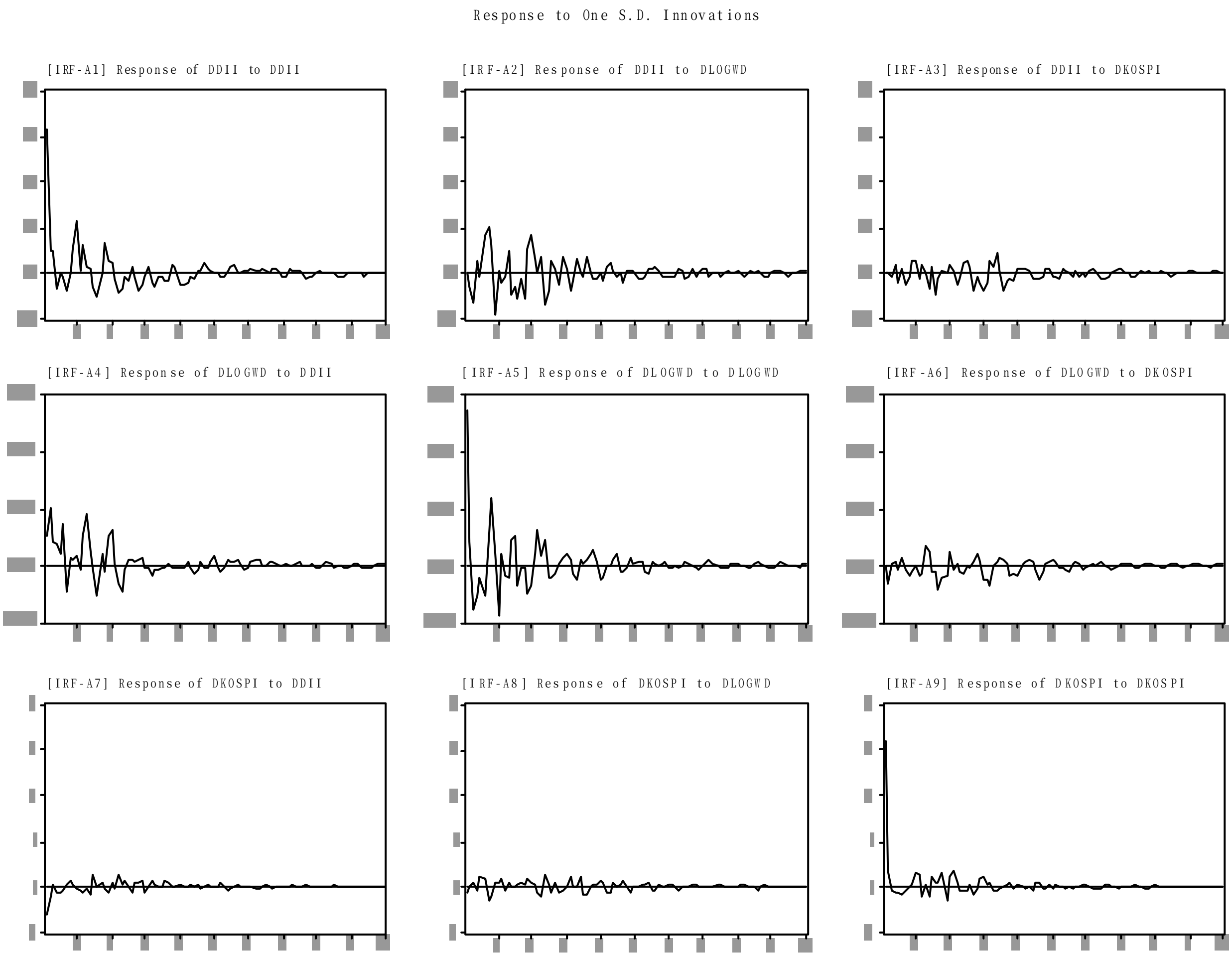
$$X_t = (I_n - A(L))^{-1}\varepsilon = D(L)\varepsilon$$

$$(\text{단 } D(L) = \sum_{j=0}^{k} D_j L^j,\ D_0 = I_n)$$

위 식에서 ε_{t-j}의 X_t에 대한 반응은 D_j에 의해 파악될 수 있음.

$\{D_0, D_1, D_2, \cdots, D_k\}$의 수열을 그림으로 나타내면 충격에 대한 내생변수의 동학적 경로를 알 수 있는데, 이것이 ε의 충격반응 함수가 됨.

< 그림III-1 > 단기VAR모형의 충격반응함수



주) 사후적으로 상수항을 포함한 VAR모형의 예측력[redacted]에 비해 우수하게 추정되었으므로 상수항을 포함한 VAR모형을 기준으로 제시한 것임.

■ 모형의 예측력을 점검해 보기 위하여 랜덤워크 모형과 RMSPE를 비교해 본 결과 단기VAR모형은 랜덤워크 모형보다 예측력이 떨어지는 것으로 나타났음.

○ <표III-6>은 2000년 2월 11일을 기점으로 21, 18, 15, 12, 9, 6, 3, 1일간 자료를 각각 표본외 기간으로

< 표III-6 > 단기VAR모형과 R.W.의 RMSPE 비교

	21일전	18일전	15일전	12일전	9일전	6일전	3일전	1일전
VAR(a)	4.0784	1.1000	2.1335	2.6416	0.5945	0.7086	1.1811	0.5519
VAR(b)	3.6716	1.2833	2.3521	2.3793	0.6381	0.6407	1.0684	0.4919
R.W.	1.7055	0.5551	0.3674	0.4406	0.6307	0.7162	0.9229	0.4482

주) VAR(a)는 상수항 포함, VAR(b)는 상수항 불포함 모형임.

남겨놓고 이전까지의 자료를 이용하여 RMSPE를 구한 것으로 VAR(a) 모형은 9일전과 6일전의, VAR(b)모형은 6일전 예측력이 랜덤워크 모형에 비해 우수했음.

(3) 단기 환율의 예측

■ 상대적으로 랜덤워크 비교에서 우월한 예측 일자 수가 많은 VAR(a) 모형을 중심으로 한 단기 환율예측치는 다음과 같음.

< 표III-7 > VAR모형의 단기환율 예측치

일자	예측치(원/달러)	일자	예측치(원/달러)
2000.02.14	1108.11	2000.02.28	1109.20
2000.02.15	1103.69	2000.02.29	1097.42
2000.02.16	1109.60	2000.03.02	1095.74
2000.02.17	1119.63	2000.03.03	1092.49
2000.02.18	1115.90	2000.03.06	1096.79
2000.02.21	1108.64	2000.03.07	1098.99
2000.02.22	1105.46	2000.03.08	1105.20
2000.02.23	1103.36	2000.03.09	1105.96
2000.02.24	1109.38	2000.03.10	1104.73
2000.02.25	1109.93	2000.03.13	1102.49

3. 중장기 예측의 수행

(1) 자료의 설정

■ VAR 모형을 통한 월별 원화환율의 예측을 위하여 월평균 원/달러 환율과 경상수지, 한미간 상대적 주가수익률을 이용하였음.

< 표III-8 > 장기VAR모형의 자료명

자료명	변수명	자료의 출처
월평균 원/$ 환율	WON/$	한국은행[www.bok.co.kr]
한국의 경상수지	CURRENT	한국은행[www.bok.co.kr]
KOSPI 월별 지수	KOSPI	한국증권업협회 일자료 월평균[www.ksda.or.kr]
DOW JONES 월별 지수	DOW	CNN FN 일자표 월평균[www.cnnfn.com]

주) 기간 : 1990년 1월 1999년 11월.

○ 이는 원화환율이 외환수급에 의해 영향을 받고, 외환수급은 경상수지와 자산시장의 수익률에 의한 자본이동에 의해 결정된다는 가정을 근거로 상정한 것임.

■ 각 변수에 대해 DF, ADF 테스트로 시계열의 안정성을 검정한 결과, 경상수지와 한미간 상대적 주가수익률은 원시계열이 안정적이었으며 로그환율의 경우 1차 차분을 통하여 안정적인 시계열로 변환될 수 있었음.

< 표III-9 > 월별 시계열의 단위근 검정결과

변수	DF 검정	ADF 검정
LOGWON	-1.71629 단위근 존재	-2.10461 단위근 존재
DLOGWON	-6.11511 단위근 없음	-4.57648 단위근 없음
CURRENT	17.92272 단위근 없음	5.69367 단위근 없음
RR	0.67295 단위근 없음	0.66640 단위근 없음

주) 표본크기 100일 때 H_o : τ_t = 0의 하방임계치 (alpha = 5%)는 -3.73이고 상방임계치는 -0.62임.

$DLOGWON_t = Log(WON/\$)_t - Log(WON/\$)_{t-1}$

Current : 경상수지

$$RR = \frac{KOSPI_t}{KOSPI_{t-1}} / \frac{DOW_t}{DOW_{t-1}}$$

■ 한편 로그 원/달러 환율을 종속변수로 하고 경상수지와 한미간 상대적 주가수익률을 종속변수로 한 공적분 검정 결과, DF검정은 공적분 관계가 존재하지만 ADF검정의 경우는 존재하지 않는 것으로 나타났음. 본 연구에서는 ADF검정결과를 따라 공적분관계가 없음에 기초하여 VAR모형을 추정함.

< 표III-10 > 월별 시계열 자료의 공적분 검정결과

공적분 기본식: $log(WON/\$)_t = \alpha + \Phi Current_t + \beta RR_t + \varepsilon_t$	
DF검정	ADF검정(lag = 6)
$\tau_{DF} = -3.9630 < -3.59$	$\tau_{ADF} = -1.9311 > -3.32$

주) 공적분 기본식에서 공적분 변수가 3개고 관측치가 100개 이상 일 때 DF, ADF 검정통계량에 대한 유의수준 10%의 임계치는 -3.59, -3.32임.

(2) VAR모형의 추정

■ 안정적인 시계열인 로그환율 차분값과 경상수지, 한미간 상대적 주가수익률로 3변수 VAR시스템을 구성할 경우 모형의 Lag는 12개월이 적당함.

○ Akaike값은 Lag 13에서 Schwarz값은 Lag 12에서 가장 작게 나타났으나 Akaike값은 소표본에서 일치성을 띠지 않을 수 있으며 Lag를 불필요하게 큰 값으로 판정하는 경우가 있다고 알려져 있으므로 Schwarz기준을 따라 적정 Lag를 12개월로 판정함.

< 표III-11 > Akaike & Schwarz 검정결과

lag	10	11	12	13	14
Akaike	0.4911	0.2126	0.1113	0.0882	0.1373
Schwarz	1.2361	1.0370	1.0158	1.0739	1.2052

주) 사후적으로 상수항을 포함하지 않은 VAR모형의 예측력이 상수항을 포함한 VAR모형에 비해 우수하게 추정되었으므로 상수항을 포함하지 않은 VAR모형을 기준으로 제시한 것임.

■ 변수들간의 추정순서를 결정하기 위해 그랜져 인과관계 검정을 통해 살펴본 결과 로그환율 차분 → 경상수지 → 한미간 상대적 주가수익률 순으로 VAR모형을 추정하는 것이 바람직한 것으로 나타남.

○ 로그환율 차분값은 경상수지에, 경상수지는 상대적 주가수익률에 5% 유의수준하에서 일방적 인과관계를 형성하고 있음.

○ 상대적 주가수익률이 로그환율에 인과관계를 형성할 확률은 유의수준이 9%정도로 비교적 높게 나왔으나 주가수익률이 경상수지에 인과관계를 형성할 가능성은 거의 없는 것으로 나타나(유의수준 53%) 순환적인 인과관계 구현을 위해 위 순서대로 결정한 것임.

< 표III-12 > 그랜저 인과관계 검정

가설	F-값	확률
CURRENT는 DLOGWON에 대하여 인과관계가 없다.	1.7116	0.0793
DLOGWON는 CURRENT에 대하여 인과관계가 없다.	2.7723	0.0033
CURRENT는 RR에 대하여 인과관계가 없다.	3.1875	0.0009
DDII는 CURRENT에 대하여 인과관계가 없다.	0.9140	0.5369
RR은 DLOGWON에 대하여 인과관계가 없다.	1.6588	0.0919
DLOGWON는 RR에 대하여 인과관계가 없다.	4.9368	4.6E-06

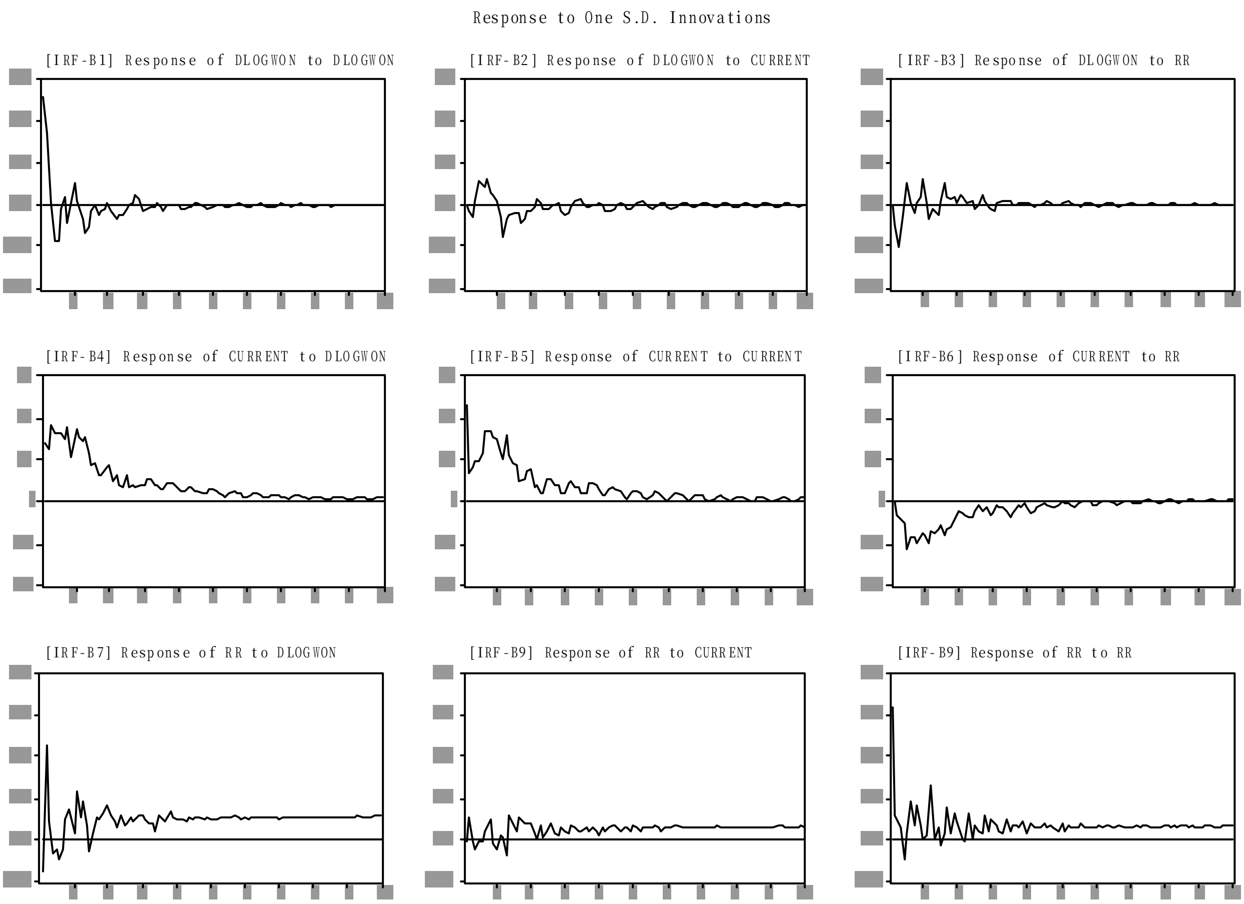
주) 확률값이 0.05 이상이면 5% 유의수준하에서 가설은 채택됨.
기간은 1990년 1월부터 1999년 11월까지이며, 시차는 12개월로 두었음.

■ 1990년 1월부터 1999년 11월까지의 월별자료를 이용해 VA R모형의 충격반응함수를 추정한 결과, 그랜져 인과관계가 존재하는 로그환율 차분에서 발생한 충격이 경상수지에 미치는 영향, 경상수지에서 발생한 충격이 한미간 상대적 주가수익률에 미치는 영향, 로그환율 차분에서 발생한 충격이 한미간 상대적 주가수익률에 미치는 영향은 다음과 같이 요약됨.

○ 그림[IRF-B4]에서 원/달러 차분값의 1% 변화가 경상수지에 미치는 영향은 원/달러 환율의 1 %의 변화가 누적 경상수지에 미치는 영향과 동일하므로, 원/달러 환율의 1% 상승은 1개월 뒤 누적 경상수지를 2억 7천 7백만 달러 증가시키며, 3개월간 3억 6천 5백만 달러, 1년간 2억 8천 6백만 달러의 누적 경상수지 증가효과를 가져오는 것으로 추정됨.

○ 그림[IRF-B7]에서 원/달러 차분값의 1% 변화가 상대적 실질수익률에 미치는 영향은 원/달러 환율의 1 %의 변화가 누적 상대적 수익률에 미치는 영향과 동일하므로, 원/달러 환율의 1% 상승은 1개월 뒤 누적 상대적 수익률을 -0.0149% 감소시키나, 3개월 후 0.0091%, 1년 후 0.0109%, 3년 후부터는 약 0.01% 정도 상승시키는 것으로 나타남.

< 그림III-2 > 장기 V A R모형의 충격반응함수



주) 사후적으로 상수항을 포함하지 않은 V A R모형의 예측력이 상수항을 포함한 V A R모형에 비해 우수하게 추정되었으므로 상수항을 포함하지 않은 V A R모형을 기준으로 제시한 것임.

○ 그림[IRF-B8]에서 한국의 경상수지가 1억 달러 증가하는 충격이 발생할 경우 한미간 상대적 주가 수익률은 1개월 뒤 -0.0005%, 3개월 후 -0.0002% 감소하나, 1년 후 0.0014%, 3년 후부터는 0.006% 정도 상승하는 것으로 나타남.

■ 모형의 예측력을 점검해 보기 위하여 랜덤워크 모형과 RMSPE를 비교해 본 결과 장기 VAR모형은 랜덤워크 모형보다 예측력이 떨어지는 것으로 나타났음.

○ <표III-13>은 1999년 11월을 기점으로 12, 10, 8, 6, 4, 3, 2, 1개월간 자료를 각각 표본외 기간으로 남겨놓고 이전까지의 자료를 이용하여 RMSPE를 구한 것으로 VAR(a)와 VAR(b)모형은 12개월전과 1개월전 예측력이 랜덤워크 모형에 비해 우수했음.

< 표III-13 > 장기 VAR모형과 R.W.의 RMSPE 비교

	12개월전	10개월전	8개월전	6개월전	4개월전	3개월전	2개월전	1개월전
VAR(a)	7.4757	7.7848	7.6047	5.4741	7.0849	1.1894	4.2487	2.3246
VAR(b)	7.3943	7.4491	6.6360	4.6088	5.7142	1.1830	4.8195	2.2449
R.W.	8.3372	2.2210	3.2640	1.3114	1.0534	1.1064	1.4654	2.4061

주) VAR(a)는 상수항 포함, VAR(b)는 상수항 불포함 모형임.

(3) 중장기 환율의 예측

■ VAR시스템에 상수함을 포함시키지 않은 VAR(b)모형이 상수항을 포함시킨 VAR(a)모형에 비하여 RMPSE 비교에서 예측오차가 더 작게 나왔으므로 이 모형을 이용한 장기 환율예측치는 다음과 같음.

○ 원화환율은 4월 이후 완만한 하락추세를 보이며 2000년 12월에는 달러당 1060원대까지 떨어질 것으로 예측되었음.

< 표III-14 > VAR모형의 중장기 환율 예측치

연월	예측치(원/달러)	연월	예측치(원/달러)
1999.12	1140.10	2000.07	1104.70
2000.01	1120.99	2000.08	1102.28
2000.02	1120.74	2000.09	1114.54
2000.03	1152.99	2000.10	1105.87
2000.04	1155.22	2000.11	1080.41
2000.05	1125.80	2000.12	1061.15
2000.06	1115.57	2001.01	1044.71

Ⅳ. 결론

■ 본 연구는 대표적인 시계열 예측모형인 ARIMA와 VAR 모형을 이용해 장단기 환율을 예측해 보고 이들 모형에서 추정된 예측치들이 랜덤워크 모형보다 우수한 예측력을 보유할 경우 미래환율의 예측치로 활용하고자 하는데 목적을 두었음.

■ 그 결과 원화환율에 대하여 일별 자료를 사용한 단기 예측의 경우 ARIMA(2,1,4) 모형이 랜덤워크 모형에 비하여 우수한 예측력을 보유한 것으로 확인되었고, 월별 자료를 사용한 중장기 예측의 경우는 ARIMA(2,1,5) 모형이 랜덤워크 모형에 비하여 더 우수한 예측력을 갖고 있는 것으로 나타났음.

○ 이는 ARIMA 모형에 의한 환율 예측치가 미래 환율예측의 참고 자료로 충분히 활용될 수 있음을 의미하는 것임.

■ 일별자료를 사용한 ARIMA(2,1,4)모형에 의한 단기 예측의 경우 원화환율은 향후 1달간 달러당 1120원대에서 균형을 이룰 것으로 예측되었으며,

■ 월별자료를 사용한 ARIMA(2,1,5)모형에 의한 중장기 예측의 경우 원화환율은 향후 1년간 달러당 1130원대 주변에서 소폭 등락할 것으로 나타남.

■ 반면 VAR 모형은 환율 예측력이 떨어지는 것으로 나타남.

○ 일별 로그 원/달러 차분, 한미간 이자율 차이 차분, 한국 주가지수 차분을 내생변수로 구성한 단기 VAR 모형의 경우 랜덤워크 모형에 비해 예측력이 떨어지는 것으로 나타나며,

○ 월별 로그 원/달러 차분, 경상수지, 한미간 주식시장간 상대적 수익률을 내생변수로 구성한 장기 VAR 모형 역시 예측력이 랜덤워크 모형보다 낫지 않은 것으로 나타났음.

■ 일별자료를 사용한 단기 VAR모형에서 원화환율은 향후 1달간 달러당 1100원대에서 균형을 이룰 것으로 예측되었으며,

■ 월별자료를 사용한 장기 VAR모형에서 원화환율은 2000년 12월까지 달러당 1060원대로 하락할 것으로 예측됨.

■ VAR 모형의 예측력 개선을 위해서는 새로운 변수를 도입하는 등의 시도가 필요함.

■ 아울러 시계열 환율 예측모형에 대한 약점을 보완하기 위해서는 계량화하기 어려운 환율 결정 요인에 대한 철저한 감시를 통해 이에 관한 동학적 반응을 예측하고 이를 환율예측에 고려하는 것이 바람직할 것임.

○ 실제 환율의 움직임은 정책당국의 정치적 요인이나 역외 환투기 세력의 전략, 시장에 참가한 외환 공급자 및 수요자의 주관적 기대 등 계량화되기 어려운 수많은 설명변수에 의해 상당한 영향을 받고 있기 때문임.

○ 따라서 최선의 계량모형 예측이 이루어진다 하더라도 항상 현실적인 제약이 따를 수밖에 없음.

< 참고문헌 >

김명직 · 장국현, 1998, 금융시계열분석, 경문사

박진근, 1997, 환율경제학, 박영사

이종원 · 이상돈, 1995, RATS를 이용한 계량경제분석, 박영사, 927-1101

Bilson, J. F. O. 1978, Rational expectations and the exchange rate. In H. G. Johnson and J. A. Frenkel(eds), The Economics of Exchange Rates, Reading, MA, Addison-Wesley

Box, George E. P., and Gwilym M. Jenkins. 1976, Time Series Analysis : Forecasting and Control, rev. ed. San Francisco, Holden-Day

Branson, W. H. 1979, Exchange rate dynamics and monetary policy. In A. Lindbeck(ed.), Inflation and Employment in Open Economics, North Holland

Dornbusch, R. 1976, Expectations and exchange dynamics. Journal of Political Economy, 85, 1161-1176

Dornbusch, R. 1988, Purchasing Power Parity, The New Palgrave: A Dictionary of Economics, New York, Stockton Press

Frenkel, J. A. 1976, A monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence. Scandinavian Journal of Economics, 78, 200-224

Frankel, J. A. 1979, Tests of rational expectations in the foreign exchange markets. Southern Economic Journal, 46, 1083-1101

Frankel, J. A. 1983, Monetary and portfolio balance models of exchange rate determination. In J. Bhandari and B. Putnam(eds.), Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates, Cambridge, MA, MIT Press

Frankel, J. A. 1984, Tests of menetary and portfolio-balance models of exchange rate determination. In J. Bilson and R. Marston(eds), Exchange rate Theory and Practice, University of Chicago Press. Chicago

Hooper, P. and Morton, J. 1982, Fluctuations in the dollar : a model of nominal and real exchange rate determination, Journal of International Money and Finance, 1, 39-56

Meese, R. A. and Rogoff, K. 1983, Empirical exchange rate models of the seventies: do they fit out of sample? Journal of International Economics, 14, 324

Sims, C. A. 1980, Macroeconomics and Reality, Econometrica, 48, 1-48