환율 변동요인별
파급효과의 차이에 관한 실증분석

2001. 5

오 영 균

LG경제연구원

본 보고서는 금융재무연구센터 오영균 연구원이
집필한 것입니다.
본 보고서의 내용은 필자의 개인적인 견해이며
LG경제연구원의 공식견해가 아님을 밝혀드립니다.

<요 약>

■ 본 연구는 기존 환율결정 이론들이 중시하고 있는 통화량, 금리, 생산, 물가와 같은 거시경제 변수들을 중심으로 이들 변수의 원화환율에 대한 영향력을 추정해 봄으로써, 기존 환율결정 이론에 대한 적합성을 진단해 보고, 원화환율 전망을 위한 기초자료로 활용하는데 목적을 두었음.

■ 본 연구는 다양한 거시경제변수 충격에 대한 원화환율의 반응을 시차별로 제시하였으므로, 예상치 못한 경제충격이 발생할 경우 이것이 원화환율에 어떻게 그리고 어느 정도의 영향을 줄 것인지를 가늠하는 기초자료로 활용될 수 있을 것임.

■ 4가지 모형의 실증분석 결과 거시경제변수의 충격이 원화환율에 미치는 효과는 이론에서 예상하는 방향과 대부분 일치하는 것으로 나타나 실용적인 가치가 있는 것으로 나타났음.

○ 통화주의 모형의 추정결과 장기적으로는 미국 통화량, 국내 생산, 미국 금리가 상승할 경우 원화환율은 떨어지는 것으로 나타났고, 반대로 국내 통화량, 미국 생산, 국내 금리가 상승할 경우 원화환율은 상승하는 것으로 나타났음.

○ 그러나 외환위기 이후 기간을 대상으로 통화주의 모형을 추정한 결과에서는 국내 생산 증가충격이 원화환율을 소폭 상승시킨 것으로 나타나 통화주의 모형의 예상과 일치하지 않는 모습도 나타났으나, 나머지 변수들의 충격에 대해서는 통화주의 모형의 예상에 부합된 결과가 나타났음.

○ 구매력평가 모형의 추정결과 미국 소비자물가 상승은 원화환율을 떨어뜨리고, 국내 소비자물가 상승은 원화환율을 상승시키는 것으로 나타났음.

○ 국제수지 모형의 추정결과 엔화환율의 상승은 원화환율을 상승시키고, 무역수지 및 자본수지의 흑자는 원화환율을 떨어뜨리는 것으로 나타났음.

○ 주가충격 모형의 추정결과 미국 다우지수, 나스닥지수, 종합주가지수가 상승하고 외국인 국내주식 매수가 증가하면 원화환율이 떨어지는 것으로 나타났음.

■ 실증분석 결과, 원화환율은 종합주가지수, 엔화환율, 미국 물가, 미국 생산, 국내 물가에서 발생한 충격에 상당히 민감하게 반응하는 것으로 나타났으며, 국내외 거시경제 변수의 충격은 6개월 이후부터 파급효과가 미미해 지는 것으로 나타났음.

■ 무역수지 흑자충격은 6개월 이후에도 원화환율에 대하여 지속적인 하락압력을 행사하는 것으로 나타났음.

○ 무역수지 10억 달러 흑자충격이 자본수지 10억 달러 흑자충격보다 원화환율을 떨어뜨리는 파급효과가 크며, 오랫동안 지속되는 것으로 나타났음.

■ 대내외 거시경제 변수에서 충격이 발생하였을 때 12개월 후 원화환율에 대한 상승효과가 큰 순서대로 나열하면 아래 표와 같음.

국내외 거시경제 변수의 충격이 환율에 미치는 효과 비교

충격의 종류	원화환율의 등락 폭(단위:원)			모형과 실제
	1개월 후	6개월 후	12개월 후	
엔화환율의 10엔 상승	27.4	58.2	52.4	국제수지 모형 가설 지지
미국 산업생산지수 1%상승	8.9	33.8	33.9	통화주의 환율이론 지지
국내 소비자물가지수 1%상승	32.4	28.2	31.5	구매력평가설 지지
회사채 수익률 1%p 상승	14.9	28.7	28.6	통화주의 환율이론 지지
국내 통화량(M1) 1% 상승	2.5	4.1	4.1	통화주의 환율이론 지지
국내 산업생산지수 1%상승	-0.15	-3.9	-3.9	통화주의 환율이론 지지
미국 통화량(M1) 1%상승	5.9	-3.5	-4.6	통화주의 환율이론 지지
미국 연방기금금리 0.25%p상승	-2.7	-5.6	-5.4	통화주의 환율이론 지지
미국 다우지수 100p 상승	-1	-5.8	-6.1	주가충격 모형 가설 지지
외국인 국내주식 10억 달러 매수	-4.4	-8.1	-8.4	주가충격 모형 가설 지지
자본수지 10억 달러 흑자	-7.9	-12.8	-11.4	국제수지 모형 가설 지지
미국 나스닥지수 100p 상승	-4	-15.9	-16.7	주가충격 모형 가설 지지
무역수지 10억 달러 흑자	-0.4	-15.9	-26.7	국제수지 모형 가설 지지
미국 소비자물가지수 1%상승	-34.1	-30.8	-35.6	구매력평가설 지지
국내 종합주가지수 100p 상승	-13.6	-54.8	-58.5	주가충격 모형 가설 지지

주 : 1992 년 1 월부터 2001 년 3 월까지의 자료를 이용해 통화주의 모형, 구매력평가 모형, 국제수지 모형, 주가충격 모형으로 각 충격의 효과를 추정한 것임.

■ 외환위기 이후 미국 통화량, 연방기금금리, 국내 통화량과 같은 통화정책 변수와 미국 다우지수, 외국인 국내주식 매수가 환율에 미치는 영향력은 더 커진 것으로 나타났음.

○ 주가지수의 100p 상승충격이 12개월 후 환율에 미치는 영향은 종합주가지수(-58.5원), 나스닥지수(-16.7원), 다우지수(-6.1원) 순으로 큰 것으로 나타났으며, 외환위기 이후 종합주가지수(-21.4원), 나스닥 지수(-11.8원)의 영향력은 감소되고, 다우지수(-7.0원)의 영향력은 더 커진 것으로 나타났음.

< 목 차 >

< 표 · 그림 목차 >

Ⅰ. 서론

■ 2000년 1월부터 10월까지 달러당 1,100~1,130원대에 머무르던 원화환율이 11월 이후 줄곧 상승세를 나타내면서 2001년 4월 한때 1,360원대까지 상승하더니, 이후 하향세로 반전되어 2001년 5월 현재 달러당 1,300원대 초반에 머물러 있는 상황임.

■ 단기간에 걸친 원화환율의 급격한 변동으로 환위험을 헤지하지 않았던 상당수의 수출입 기업들은 상당한 환차손에 직면하거나 환차익을 얻었을 것으로 판단됨.

■ 이렇게 대외거래가 많은 기업의 경우 환율변동이 기업의 수익성에 상당한 영향을 끼칠 수 있음에도 불구하고 실제로 미래 환율을 예측함에 있어서는 상당한 곤란을 겪게 되는 경우가 일반적임.

  ○ 환율변동을 유발시키는 충격의 종류와 이들의 파급 효과에 대한 정보가 부족하여 환율이 장차 어떻게 움직일 지에 관한 판단이 지연되는 경우가 발생할 수 있으며,

  ○ 환율결정에 관한 수많은 이론들이 시기마다 다른 논리와 실증분석 결과들을 제시하고 있어, 어떠한 정보에 기초하여 환율예측을 수행해야 할 지에 대해서도 불분명한 경우가 발생하기도 함.

■ 본 연구는 환율전망의 필요에 의해 기존 환율결정 이론들이 중시하고 있는 통화량, 금리, 생산, 물가와 같은 국내외 거시경제 변수들을 중심으로 이들 변수의 원화환율에 대한 영향력을 추정함으로써 전망을 위한 기초자료로 활용하는데 목적을 두고 있음.

■ 통화주의 환율모형, 구매력평가 모형, 국제수지 모형, 주가충격 모형 등 총 4가지 VAR모형을 통해 통화량, 금리, 생산, 엔화환율, 물가, 무역수지, 자본수지, 다우지수, 나스닥지수, 종합주가지수, 외국인 주식투자자금에서 발생한 충격이 원화환율에 미치는 영향을 추정하고 모형의 적합성 및 실용성에 대한 진단을 수행하였음.

Ⅱ. 분석모형의 설정

1. 통화주의 환율모형[1]

■ 환율결정 이론은 1970년대 국제통화제도가 고정환율제도로부터 변동환율제도로 이행됨에 따라 전통적인 상품시장의 플로우 접근법에서 자산시장의 스톡 접근법으로 발전하여 왔음.

■ 상품시장의 플로우 접근법에서는 환율이 기본적으로 재화와 용역의 수출입에 의해 결정된다고 주장하기 때문에 국제수지 접근법으로 이해될 수 있으며 탄력성 접근법과 총지출 접근법이 대표적인 이론 체계임.

- ○ 탄력성 접근법은 수출입 상품의 상대가격 변동이 경상수지 변동을 유발해 환율에 영향을 준다는 견해이며,
- ○ 총지출 접근법은 한 나라의 총생산과 총지출의 차이가 발생할 경우 이것이 경상수지 변동을 유발하여 환율에 영향을 준다고 주장함.

■ 자산시장의 스톡 접근법에서는 자본의 완전이동성[2] 가정 하에 환율이 각국의 금융자산 스톡에 의해 결정된다고 주장하는데, 이때 자본의 완전대체성[3]의 유무에 따라 통화주의적 접근법과 포트폴리오 접근법으로 분류될 수 있음.

- ○ 자본의 완전 대체성을 인정하는 통화주의적 접근법에서는 금리재정거래에 의해 국내외 증권의 투자수익률이 같아지므로, 자산 보유자들의 포트폴리오 구성에 관한 고려가 불필요하며, 환율결정이 화폐시장의 균형만으로 설명될 수 있다고 주장함.
- ○ 자본의 완전 대체성을 인정하지 않는 포트폴리오 접근법에서는 자산의 기대수익률에 따라 자산의 배분이 이루어지고 이러한 과정에서 환율이 자산스톡에 의해 결정된다는 이론임.

---

[1] 이강남(1998), 국제금융론 pp250~296참조

[2] Frankel(1980)에 따르면 국제간 자본이동에 대한 규제가 없는 상태에서 자유로운 자본이동이 이루어지고, 거래비용도 존재하지 않는 상태를 의미함.

[3] Frankel(1980)에 따르면 자산 소유자가 국내외 시장에서 그들의 자산을 투자운용함에 있어 두 시장에 증권투자의 기대수익률이 동일하다면 그들 자산의 포트폴리오 구성을 실제로 조정하지 않고 그대로 유지하는 상태를 의미함.

○ 한편 Frankel(1983)등은 통화주의적 모형과 포트폴리오 균형 접근의 방법을 결합 모형을 제안하기도 하였음.

■ 통화주의 환율모형은 Frenkel(1976, 1977, 1980), Mussa(1976), Girton과 Roper(1977), Hodrick(1978), Bilson(1978a, 1978b), Dornbusch(1976, 1980) 등에 의해 발전되어 왔는데 자본의 완전 이동성과 완전 대체성의 가정 하에서 구매력 평가설과 화폐수량설을 기초로 이론적 체계가 형성되어 있음.

■ 본 논문의 실증분석 모형의 기초를 이루고 있는 통화주의 환율모형은 제반 환율모형의 한 축을 형성하고 있는 대표적인 환율결정 모형임.

■ 통화주의 환율모형은 가격의 신축성을 가정하는 모형과 가격의 비신축성을 가정하는 모형으로 대별될 수 있는데 본 연구에서는 가격의 신축성을 가정한 통화주의 환율모형을 기본적인 분석틀로 이용하였음.

■ 환율은 절대적 구매력 평가설에 따라 국내 물가와 외국 물가의 비율에 따라 결정된다고 가정됨.

(1) $S_t = \frac{P_t}{P_t^*}$

S_t 는 타국의 화폐로 표시된 환율,
P_t 는 자국의 물가수준,
P_t^* 는 타국의 물가수준을 의미

■ 이때 화폐수량설에 의한 양국간의 교환방정식이 각각 (2)식과 (3)식으로 주어지고, 이것을 다시 P_t, P_t^* 에 관해 정리한 후 (1)식에 대입하면 환율 S_t 는 (4)식과 같이 나타남.

(2) $P_t Y_t = M_t V_t$

(3) $P_t^* Y_t^* = M_t^* V_t^*$

(4) $S_t = \frac{Y_t^*}{Y_t}\frac{M_t}{M_t^*}\frac{V_t}{V_t^*}$

M_t, M_t^* 는 자국과 타국의 명목 통화량,

Y_t, Y_t^* 는 자국과 타국의 소득,

V_t, V_t^* 는 자국과 타국의 화폐 유통속도를 의미함.

■ 통화주의자는 화폐 유통속도를 실질소득의 증가함수, 이자율의 감소함수로 간주하는데 이에 따라 화폐 유통속도를 (5)식과 (6)식으로 나타낼 수 있음.

(5) $V_t = Y_t^{l+1} e^{qi_t}$

(6) $V_t^* = Y_t^{*\,l+1} e^{qi_t^*}$

l 는 실질화폐수요의 소득탄력성,

q 는 금리에 대한 실질화폐수요의 준 탄력성,

i 는 자국 금리,

i^* 는 타국 금리.

■ (5)식과 (6)식을 다시 (4)식에 대입할 경우 환율은 (7)식과 같이 나타나며 각 변수에 대하여 자연대수를 취하면 환율은 (8)식과 같은 구조식에 의해 결정되는 것으로 볼 수 있음.

(7) $S_t = \left(\frac{Y_t^*}{Y_t}\right)^l \frac{M_t}{M_t^*} e^{q(i_t - i_t^*)}$

(8) $s_t = (m_t - m_t^*) - l(y_t - y_t^*) + q(i_t - i_t^*)$

■ 통화주의 환율모형이 시사하는 바는 다음과 같이 세가지로 요약될 수 있음.[4]

○ 첫째, 자국 통화량이 외국 통화량에 대하여 상대적으로 높은 증가율을 보이는 경우 자국통화가치는 하락하여 환율은 상승함.

○ 둘째, 자국의 실질소득이 외국에 비해 상대적으로 빨리 증가하면 이는 자국 통화가치가 상승하여 환율은 하락함. 이는 실질소득의 증가가 실질화폐수요를 증가시키는데 명목 통화공급이 일정한 상태에서 화폐시장균형이 유지될 수 있도록 자국

[4] 이강남(1998), 국제금융론 p.273 참조

의 물가하락이 유발되기 때문임.

○ 셋째, 자국 금리가 외국 금리에 비하여 상대적으로 높아지면 자국 통화가치는 하락하고 환율은 상승함. 이는 금리상승이 실질화폐수요의 감소를 유발하기 때문인데, 명목통화공급이 일정한 경우 경제주체들이 화폐시장 균형을 위해 실질화폐잔고를 줄임에 따라 지출이 증가하고 자국의 물가상승이 유발되기 때문임.

2. 분석모형의 설정

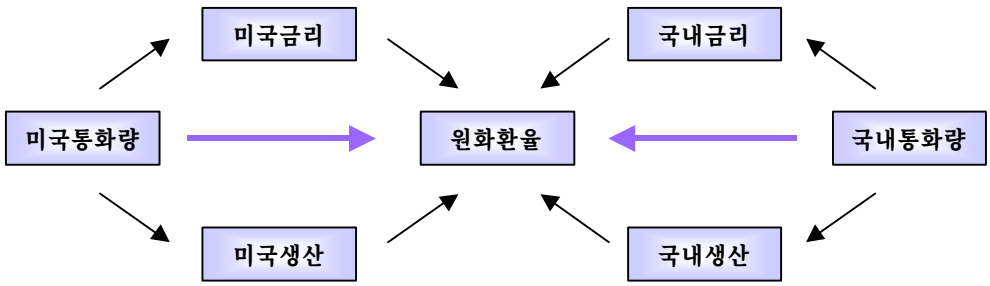
통화주의 환율모형

■ 통화주의 환율모형에 입각하여 원화환율이 미국과 한국의 통화량, 금리, 생산 변동에 따라 결정된다고 가정하고 VAR모형을 통해 경제충격이 원화환율에 미치는 영향을 검증하였음.

○ 통화주의 환율모형에서는 자국 통화량, 외국 생산, 자국 금리가 상승할 경우 자국의 통화가치는 하락하며, 반대로 외국 통화량, 국내 생산, 외국 금리가 상승할 경우 자국의 통화가치는 상승할 것으로 예상함.

■ 통화주의 환율모형에 기초한 VAR모형에서 충격의 파급경로는 미국 통화량, 미국 금리, 미국 생산, 국내 통화량, 국내 금리, 국내 생산, 원화환율 순으로 설정하였음.

<그림 II-1> 통화주의 환율모형에서 대내외 충격의 파급경로



■ 충격의 파급경로는 대외충격(미국 통화량, 미국 금리, 미국 생산에서 발생한 충격)이 대내변수(국내 통화량, 국내 금리, 국내 생산)에 파급될 수 있고 대내외 충격이 동시에 현재의 환율수준에 영향을 줄 수 있음을 감안하여 결정

한 것임.

- ○ 미국 금리의 상승은 해외자본 조달비용을 상승시켜 국내 금리에 파급효과가 있고,
- ○ 미국 생산의 증가는 국내 수입수요를 유발하여 국내 생산을 증가시킴.

■ 특히 통화량 변수는 통화정책 도구로서 금리나 생산 변동을 유발하는 외생적 성향이 가장 강하므로 변수의 순서를 가장 먼저 둠으로써 통화량 변동충격이 금리에 파급되고, 금융변수에서 발생한 충격이 다시 생산에 파급된다고 가정하였음.

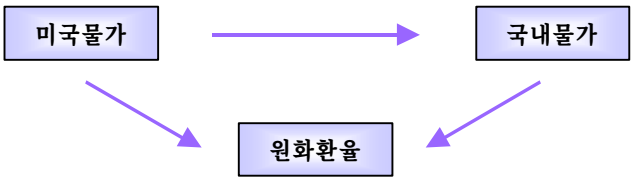
■ 본 연구에서는 통화주의 환율모형 이외에도, 구매력 평가 모형, 국제수지 모형, 주가충격 모형 등을 추가로 분석하였음.

구매력평가 모형

■ 구매력평가 모형은 양국의 물가수준의 차이가 원화환율의 변동요인으로 작용한다는 것을 감안하여, 미국의 물가충격이 국내물가에 파급되고 이들 변수에서 발생한 충격이 동시에 원화환율에 영향을 준다고 가정하였음.

- ○ 구매력평가 모형은 미국의 물가수준이 상승하면 원화환율은 떨어지고, 한국의 물가수준이 상승하면 원화환율은 상승할 것으로 예상함.

<그림 II-2> 구매력평가 모형의 물가충격 파급경로



국제수지 모형

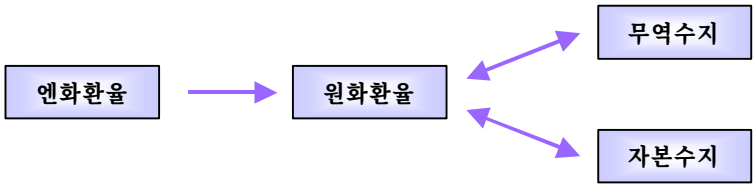
■ 국제수지 모형에서는 엔화환율을 함께 고려하여 무역수지와 자본수지에서 발생한 충격이 원화환율에 미치는 효과를 파악하였는데, 이때 엔화환율이 원화환율에 즉각적으로 영향을 주고 이들이 즉각적으로 무역수지와 자본수지에 영향을 줄 수 있다는 행태가설에 입각하여 실증분석을 시도하였음.

- ○ 이러한 분석모형은 엔화환율이 직접적으로 원화환율의 변동요인으로 작용하고 있는 데다, 무역수지와 자본수지가 엔화환율과 원화환율의 상대적인 변동의 크기

에 직접적으로 좌우될 수 있다는데 기초를 두고 있음.

○ 국제수지 모형에서는 무역수지 및 자본수지의 증가는 외환의 공급을 늘리므로 원화환율을 떨어뜨리는 요인으로 작용하며, 엔화환율의 상승은 원화환율의 상승요인으로 작용할 것으로 예상함.

<그림 II-3> 국제수지 모형의 엔화환율 충격 파급경로



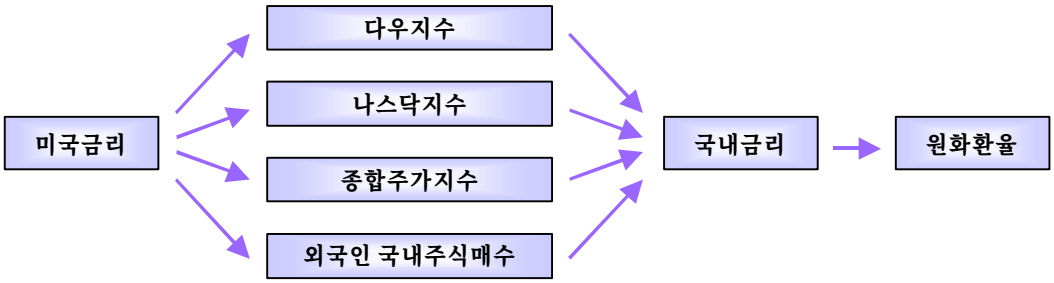
주가충격 모형

■ 한편 다우지수, 나스닥지수, 종합주가지수, 외국인 주식투자자금 등과 같은 주가변수도 원화환율의 중요한 변동요인으로 작용하고 있기 때문에 이들의 효과를 분석하기 위한 행태모형을 설정하고 분석을 시도하였음.

■ 주가충격 모형에서는 미국의 연방기금금리 충격이 국내외 주식시장에 영향을 주고, 이것이 국내 금리 및 원화환율에 파급효과를 미치게 된다는 행태가설에 입각하여 실증분석을 시도하였음.

○ 다우지수, 나스닥지수의 상승은 종합주가지수를 상승시켜 외국인 주식투자자금 유입을 증가시키므로 원화환율을 떨어뜨릴 것으로 기대되며, 외국인 국내주식 매수의 증가도 외환의 공급을 늘리는 요인으로 작용이므로 원화환율을 떨어뜨릴 것으로 예상함.

<그림 2-4> 주가충격 모형의 충격 파급경로



■ 본 연구에서 실증분석한 VAR모형은 <표 1>과 같이 요약됨.

<표 1> 분석 모형

VAR 모형	모형에 포함된 변수의 순서
모형1 (통화주의 모형)	미국통화→미국금리→미국생산→국내통화→국내금리→국내생산→원화환율
모형2 (구매력평가 모형)	미국물가→국내물가→원화환율
모형3 (국제수지 모형)	엔화환율→원화환율→무역수지→자본수지
모형4-1 (주가충격 모형)	미국금리→다우지수→국내금리→원화환율
모형4-2 (주가충격 모형)	미국금리→나스닥지수→국내금리→원화환율
모형4-3 (주가충격 모형)	미국금리→종합주가지수→국내금리→원화환율
모형4-4 (주가충격 모형)	미국금리→외국인주식투자자금 매수→국내금리→원화환율

Ⅲ. 거시경제변수의 충격이 원화환율에 미치는 영향

1. <모형 1> 통화주의 환율모형

■ 통화주의 환율모형과 행태분석에 입각하여 미국 통화량, 미국 금리, 미국 생산, 한국 통화량, 한국 금리, 한국 생산, 원화환율 순으로 VAR모형을 구성하였음.

■ 이때 통화량 변수로서 M1을 고려하였으며, 금리 변수로서 미연방기금금리와 회사채 금리를 이용하였고, 생산량 변수로서 월별 자료입수가 가능한 산업생산지수를 사용하였음.

○ 통화지표로서 M2의 유용성[5]이 널리 알려져 있으나, 통화주의 환율모형을 도출하기 위해 사용된 화폐수량설은 기본적으로 M1을 이용하여 추정하는 것이 일반적이기 때문에 M1을 추정에 이용하였음.[6]

■ 한편 외국인의 국내 주식투자가 허용된 1992년 1월 이후 2001년 3월까지를 기본적 분석기간으로 설정하였음.

■ 외환위기 이후의 변화된 행태를 살펴보기 위하여 1998년 1월부터 2001년 3월까지의 기간을 대상으로 실증분석을 시도하였음.

<u>미국 통화량 증가의 효과</u>

■ 통화주의 VAR모형으로 미국의 통화량 증가충격이 원화환율에 미치는 효과를 추정한 결과는 다음 <그림Ⅲ-1>과 같음.

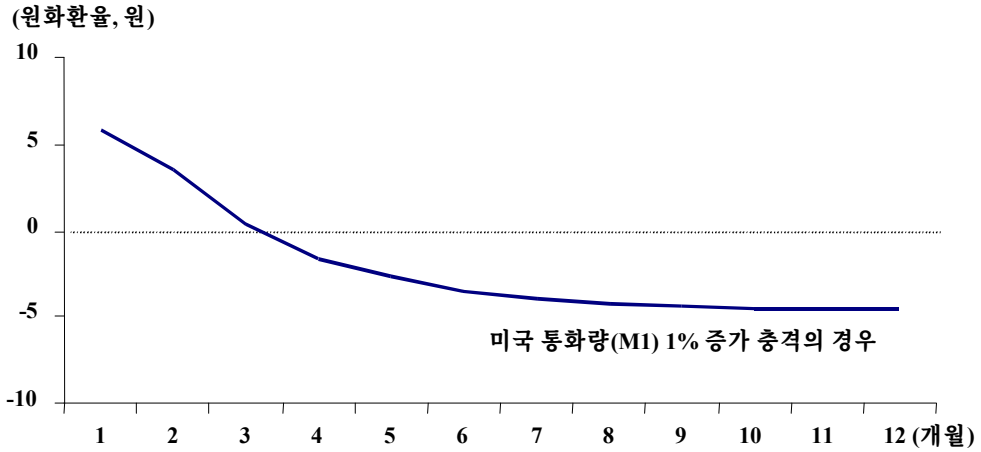
■ 미국 통화량의 1% 증가충격은 원화환율을 1개월 후 최고 5.90원 상승시키는 것으로 나타났으나, 이후 반전되어 6개월 후 3.50원, 12개월 후 4.60원 원화환율을 떨어뜨린 것으로 나타났음.

---

[5] 한국은행에서는 총통화(M2)가 다른 통화지표보다 경제성장, 물가 등 실물경제와 밀접한 관계를 맺고 있다는 실증적 분석에 근거하여 1979년부터 1997년까지 통화관리의 중심지표로서 활용해 왔음.

[6] Frankel(1997), p.84, p.107참조

<그림 III-1> 미국 통화량 1% 상승충격에 따른 원화환율의 변화



주 : 1. 미국 통화(M1)→FFR금리→미국 산업생산지수→국내 통화(M1)→회사채 수익률→국내 산업생산지수→원화환율 순으로 VAR모형을 구성하였음.
2. VAR모형의 시차는 Schwarz 정보기준에 따라 1개월로 두었음.
3. 추정기간은 1992:1~2001:3까지 임.
4. %변화로부터 원화환율의 수준변화를 얻기 위해 분석기간 평균 원화환율(1달러=845원)을 기준으로 사용했음.

■ 미국 통화량 증가는 미국 물가상승을 유발하여 원화가치를 상승시키는데, 실증분석 결과 미국 통화량 증가충격이 발생한 첫 1~2개월간에는 이론과 상반된 결과가 나타났으나 장기적으로는 이론과 부합하는 것으로 나타났음.

○ 원화환율의 일시적인 상승현상은 미국 통화량 증가가 유동성을 증가시켜 미국 금리를 떨어뜨리고,[7] 이것이 미국 실질화폐수요를 증가시켰기 때문으로 판단됨.

○ 그러나 장기적으로는 실물시장에서 미국 물가상승이 유발되면서 미국 화폐가치가 떨어진 것으로 해석할 수 있음.

■ 한편, 미국 통화량 증가는 국내 통화량을 증가시키고[8], 국내 금리를 떨어뜨리는 것으로 나타났으며[9], 국내 생산감소를 유발시킨 것으로[10] 나타났음.

○ 미국의 통화량과 국내 통화량이 동조화 모습을 보이고 있는 것은 세계경기 변화에 대한 중앙은행의 정책방향이 동일한데 기인한 것으로 판단됨.

○ 미국 통화량 증가가 국내 생산을 위축시킨 것은 미국 통화량 증가로 말미암아 원

[7] <부록2-1> 통화주의 모형의 충격반응함수 2행 1열 그림 참조.
[8] <부록2-1> 통화주의 모형의 충격반응함수 4행 1열 그림 참조.
[9] <부록2-1> 통화주의 모형의 충격반응함수 5행 1열 그림 참조.
[10] <부록2-1> 통화주의 모형의 충격반응함수 6행 1열 그림 참조.

화환율이 떨어지면서 경상수지가 악화되고[11] 생산이 위축된 데 기인한 것으로 판단됨.

○ 그러나 모형의 시차가 1개월에 불과하므로 장기적 시차효과까지 고려한다면, 미국 통화량 증가는 국내 생산을 증가시키는 요인으로 작용할 것으로 판단됨.

> ➢ 외환위기 이후 1998년 1월부터 2001년 3월까지 미국 통화량 증가가 원화환율에 대하여 미치는 효과를 추정해 본 결과 원화환율 하락 폭이 전체기간 추정결과에 비해 더 커진 것으로 나타났음.
>
> - 외환위기 이후 미국 통화량의 1% 증가충격은 원화환율을 1개월 후 5.50원, 6개월 후 33.40원, 12개월 후 33.40원 떨어뜨리는 것으로 나타나 6개월 이후에는 거의 영향력이 없는 것으로 나타났음.

■ 외환위기 이후 1998년 1월부터 2001년 3월까지 미국 통화량 증가가 원화환율에 대하여 미치는 효과를 추정해 본 결과 원화환율 하락 폭이 전체기간 추정결과에 비해 더 커진 것으로 나타났음.

○ 외환위기 이후 미국 통화량의 1% 증가충격은 원화환율을 1개월 후 5.50원, 6개월 후 33.40원, 12개월 후 33.40원 떨어뜨리는 것으로 나타나 6개월 이후에는 거의 영향력이 없는 것으로 나타났음.

미국 연방기금금리 상승의 효과

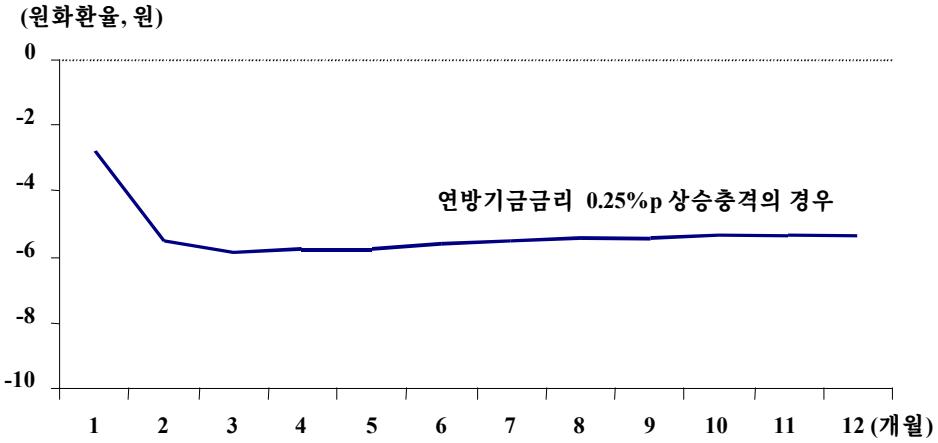
■ 통화주의 VAR모형으로 미국 연방기금금리의 상승충격이 원화환율에 미치는 효과를 추정한 결과는 다음 <그림 III-2>와 같음.

■ 미국 연방기금금리의 0.25%p 상승충격은 원화환율을 1개월 후 2.70원, 3개월 후 최고 5.90원 떨어뜨리나, 6개월 후 5.60원, 12개월 후 5.40원 떨어뜨리는 것으로 나타났음.

■ 통화주의 환율모형에서 미국 금리상승은 미국의 실질화폐수요를 감소시키므로 원화가치를 상승시키는 요인인데, 실증분석 결과도 이에 부합하는 것으로 나타나 통화주의 환율모형을 지지하는 것으로 나타났음.

[11] <부록2-3> 국제수지 모형의 충격반응함수 3행 2열 그림 참조.

<그림 III-2> 미국 연방기금금리 0.25%p 상승충격이 원화환율에 미치는 효과



주 : 1. 미국 통화(M1)→FFR금리→미국 산업생산지수→국내 통화(M1)→회사채 수익률→국내 산업생산지수→원화환율 순으로 VAR모형을 구성하였음.
2. VAR모형의 시차는 Schwarz 정보기준에 따라 1개월로 두었음.
3. 추정기간은 1992:1~2001:3까지 임.
4. %변화로부터 원화환율의 수준변화를 얻기 위해 분석기간 평균 원화환율(1달러=845원)을 기준으로 사용했음.

■ 한편, 미국 연방기금금리의 상승은 국내 통화량을 상승시키고[12], 국내금리를 상승시키며[13], 국내생산을 증가시키는 것으로 나타났음[14].

○ 미국의 긴축정책에 대해 국내 통화당국이 확장적 통화정책으로 대응하면서 국내생산이 증가된 것으로 판단되며,

○ 미국의 긴축정책이 국제자본비용 상승을 유발시켜 국내금리 상승의 파급효과를 발생시킨 것으로 해석됨.

➢ 외환위기 이후 1998년 1월부터 2001년 3월까지 미국 통화량 증가가 원화환율에 대하여 미치는 효과를 추정해 본 결과 원화환율 하락 폭이 전체기간 추정결과에 비해 더 커진 것으로 나타났음.

- 외환위기 이후 미국 연방기금금리의 0.25%p 상승충격은 원화환율을 1개월 후 6.50원, 3개월 후 16.50원, 6개월 후 7.30원, 12개월 후 5.00원 떨어뜨리는 것으로 나타나 연방기금금리의 상승충격의 영향력이 더 커진 것으로 나타났음.

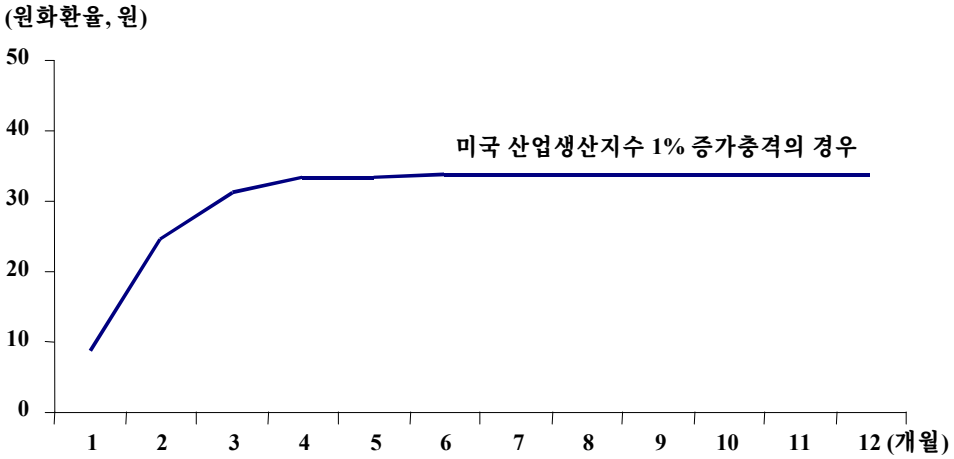
[12] <부록2-1> 통화주의 모형의 충격반응함수 4행 2열 그림 참조.
[13] <부록2-1> 통화주의 모형의 충격반응함수 5행 2열 그림 참조.
[14] <부록2-1> 통화주의 모형의 충격반응함수 6행 2열 그림 참조.

미국 생산 증가의 효과

■ 통화주의 VAR모형으로 미국 산업생산지수 상승충격이 원화환율에 미치는 효과를 추정한 결과는 다음 <그림 III-3>과 같음.

■ 미국 산업생산지수의 1% 상승충격은 원화환율을 1개월 후 8.90원, 6개월 후 33.80원, 12개월 후 33.90원 상승시키는 것으로 나타나 6개월 이후에는 거의 영향이 없는 것으로 나타났음.

<그림 III-3> 미국 산업생산지수 1% 상승충격에 따른 원화환율의 변화



주 1. 미국 통화(M1)→FFR금리→미국 산업생산지수→국내 통화(M1)→회사채 수익률→국내 산업생산지수→원화환율 순으로 VAR모형을 구성하였음.
2. VAR모형의 시차는 Schwarz 정보기준에 따라 1개월로 두었음.
3. 추정기간은 1992:1~2001:3까지 임.
4. %변화로부터 원화환율의 수준변화를 얻기 위해 분석기간 평균 원화환율(1달러=845원)을 기준으로 사용했음.

■ 통화주의 환율모형에서 미국의 생산 증가는 미국 실질화폐수요를 증가시켜 원화가치를 떨어뜨리는 요인으로 작용하는데, 실증분석 결과도 이에 부합하는 것으로 나타나 통화주의 환율모형을 지지하는 것으로 나타났음.

■ 한편 미국 산업생산지수의 상승충격은 국내 통화량 증가[15], 국내 금리 상승[16], 국내 생산 증가[17] 효과를 유발시킨 것으로 나타났음.

---

[15] <부록2-1> 통화주의 모형의 충격반응함수 4행 3열 그림 참조.
[16] <부록2-1> 통화주의 모형의 충격반응함수 5행 3열 그림 참조.
[17] <부록2-1> 통화주의 모형의 충격반응함수 6행 3열 그림 참조.

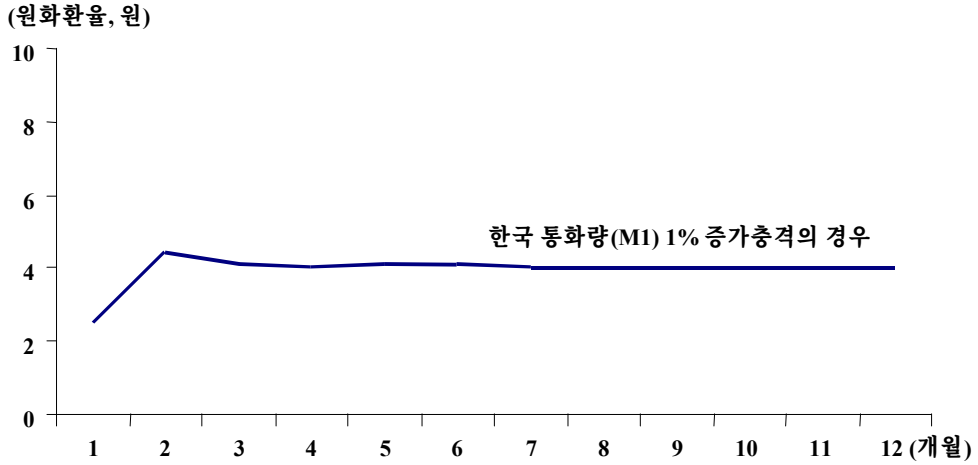
○ 이는 미국의 경기상승이 국내 경기를 진작시키는 요인으로 작용하면서 국내 통화수요를 증가시키고, 금리를 상승시킨 것으로 판단됨.

> ➢ 외환위기 이후 1998년 1월부터 2001년 3월까지 미국 산업생산지의 상승 충격이 원화환율에 대하여 미치는 효과를 추정해 본 결과, 원화환율 상승 폭이 전체기간 추정결과에 비해 감소된 것으로 나타났음.
>
> - 외환위기 이후 미국 산업생산지수의 1% 상승충격은 원화환율을 1개월 후 11.10원, 2개월 후 20.60원, 6개월 후 12.70원, 12개월 후 13.40원 상승시키는 것으로 나타났음.

국내 통화량 증가의 효과

■ 통화주의 VAR모형으로 국내 통화량 증가충격이 원화환율에 미치는 효과를 추정한 결과는 다음 <그림 III-4>와 같음.

<그림 III-4> 국내 통화(M1) 1% 증가충격에 따른 원화환율의 변화



주 : 1. 미국 통화(M1)→FFR금리→미국 산업생산지수→국내 통화(M1)→회사채 수익률→국내 산업생산지수→원화환율 순으로 VAR모형을 구성하였음.
2. VAR모형의 시차는 Schwarz 정보기준에 따라 1개월로 두었음.
3. 추정기간은 1992:1~2001:3까지 임.
4. %변화로부터 원화환율의 수준변화를 얻기 위해 분석기간 평균 원화환율(1달러=845원)을 기준으로 사용했음.

■ 국내 통화량(M1)의 1% 증가 충격은 원화환율을 1개월 후 2.50원, 2개월 후 최고 4.50원 상승시키고, 이후 소폭 반전되어 6개월 후 4.10원, 12개월 후에도

4.10원 상승시켜 6개월 이후에는 거의 영향이 없는 것으로 나타났음.

■ 통화주의 환율모형에서 국내 통화량 증가는 국내 물가상승을 유발시켜 원화가치를 떨어뜨리는 요인으로 작용하는데, 실증분석 결과도 이에 부합하는 것으로 나타나 통화주의 환율모형을 지지하는 것으로 나타났음.

■ 한편 국내 통화량 증가는 유동성 증가 효과보다는 기대 인플레이션 상승효과가 더 큰 것으로 나타나 회사채 수익률을 소폭 상승시키는 것으로 나타났으며[18] 국내 생산을 진작시키는 것으로 나타나[19] 경기조절 수단으로서 사용할 수 있는 것으로 나타났음.

> ➢ 외환위기 이후 1998년 1월부터 2001년 3월까지 국내 통화량 증가충격이 원화환율에 대하여 미치는 효과를 추정해 본 결과, 원화환율 상승 폭이 전체기간 추정결과에 비해 더 커진 것으로 나타났음.
>
> - 외환위기 이후 국내 통화량 증가의 1% 상승충격은 원화환율을 1개월 후 2.50원, 4개월 후 10.10원, 6개월 후 9.90원, 12개월 후 9.80원 상승시키는 것으로 나타나 6개월 이후에는 거의 영향이 없는 것으로 나타났음.

<u>회사채 수익률 상승의 효과</u>

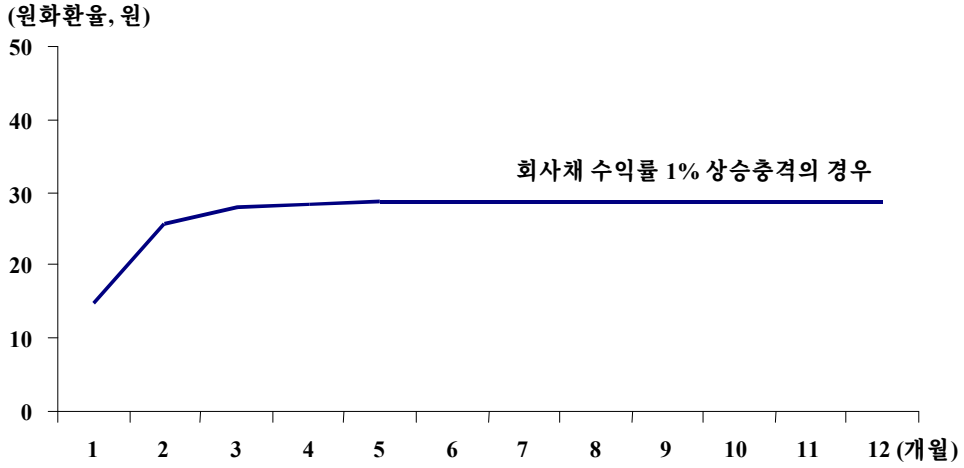
■ 통화주의 VAR모형으로 회사채수익률 상승충격이 원화환율에 미치는 효과를 추정한 결과는 다음 <그림 III-5>와 같음.

■ 회사채 수익률의 1%p 상승충격은 원화환율을 1개월 후 14.90원, 6개월 후 28.70원, 12개월 후 28.60원 상승시키는 것으로 나타나 6개월 이후에는 거의 영향력이 없는 것으로 나타났음.

■ 통화주의 환율모형에서는 국내 금리상승이 한국의 실질화폐수요를 감소시키므로 원화가치를 떨어뜨리는 요인으로 작용하는데, 실증분석 결과도 이에 부합하는 것으로 나타나 통화주의 환율모형을 지지하는 것으로 나타났음.

[18] <부록2-1> 통화주의 모형의 충격반응함수 5행 4열 그림 참조.
[19] <부록2-1> 통화주의 모형의 충격반응함수 6행 4열 그림 참조.

<그림 III-5> 국내 회사채수익률 1%p 상승충격에 따른 원화환율의 변화



주 : 1. 미국 통화(M1)→FFR금리→미국 산업생산지수→국내 통화(M1)→회사채 수익률→국내 산업생산지수→원화환율 순으로 VAR모형을 구성하였음.
2. VAR모형의 시차는 Schwarz 정보기준에 따라 1개월로 두었음.
3. 추정기간은 1992:1~2001:3까지 임.
4. %변화로부터 원화환율의 수준변화를 얻기 위해 분석기간 평균 원화환율(1달러=845원)을 기준으로 사용했음.

➢ 외환위기 이후 1998년 1월부터 2001년 3월까지 회사채 수익률 상승충격이 원화환율에 대하여 미치는 효과를 추정해 본 결과, 원화환율 상승 폭이 전체기간 추정결과에 비해 감소한 것으로 나타났음.

- 외환위기 이후 국내 회사채 수익률 1%p 상승충격은 원화환율을 1개월 후 12.90원, 2개월 후 22.60원, 6개월 후 20.40원, 12개월 후 20.30원 상승시키는 것으로 나타나 6개월 이후에는 거의 영향이 없는 것으로 나타났음.

■ 한편 국내연구에서는 회사채 수익률의 상승이 원화환율에 대하여 미치는 효과가 상충되어 나타나고 있음.

○ 이승호(1997) [20]의 연구에서는 일별 시계열 자료를 사용해 VAR모형으로 추정해 본 결과 국내금리가 상승할 때 원화환율이 하락하는 것으로 나타났으나, GARCH 모형으로 금리 평가설의 안정적 성립여부를 추정해 본 결과 1995년 중반 이후 금리와 환율의 관계가 매우 불안정한 모습을 보이는 것으로 나타났음.

[20] 리보금리, 회사채수익률, 원화환율변동의 일별자료를 이용해 1992.1.3~1996.12.31기간에 걸쳐 VAR모형으로 추정해 본 결과 국내금리의 상승충격이 발생한 경우 원화환율은 2~3일에 걸쳐 떨어지는 것으로 나타났음.

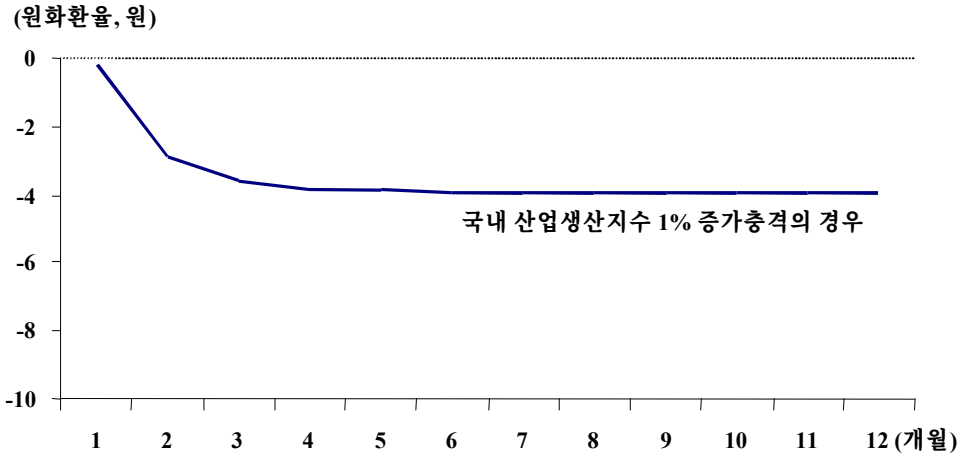
○ 이현재(1997)[21]의 연구에서는 장기의 시계열 자료를 이용해 국내외 금리차와 원화환율간의 관계를 조사하였는데, 통화변수를 M1으로 사용한 경우 국내외 금리차 확대는 원화환율을 상승시키는 것으로 나타나 통화주의 환율모형을 지지했으나, 통화변수를 M2로 사용한 경우 국내외 금리차 확대가 원화환율을 떨어뜨린 것으로 나타나 케인지안의 견해를 지지하는 것으로 나타났음.

○ 반면, 이창선·심재웅(1999)[22]의 연구에서는 국내외 금리차 확대가 원화환율을 떨어뜨리는 것으로 나타났으나 통계적인 유의성은 낮은 것으로 나타났으며, 오차수정모형(ECM)을 사용한 실증분석 결과에서는 국내금리의 상승이 원화환율을 상승시키는 것으로 나타나 통화주의 환율모형을 지지하는 것으로 나타났음.

국내 생산 증가의 효과

■ 통화주의 VAR모형으로 국내 산업생산지수 충격이 원화환율에 미치는 효과를 추정한 결과는 <그림 III-6>과 같음.

<그림 III-6> 국내 산업생산지수 1% 상승충격에 따른 원화환율의 변화



주 : 1. 미국 통화(M1)→FFR금리→미국 산업생산지수→국내 통화(M1)→회사채 수익률→국내 산업생산지수→원화환율 순으로 VAR모형을 구성하였음.
2. VAR모형의 시차는 Schwarz 정보기준에 따라 1개월로 두었음.
3. 추정기간은 1992:1~2001:3까지 임.
4. %변화로부터 원화환율의 수준변화를 얻기 위해 분석기간 평균 원화환율(1달러=845원)을 기준으로 사용했음.

[21] 원화환율, 국내총생산, 통화량, 이자율, GDP deflator 년도별 자료를 이용해 1960~1995년 기간에 걸쳐 절대적구매력 평가와 화폐수량설을 바탕으로 한 공적분 모형을 추정한 결과 통화변수를 M2로 사용할 경우 한국과 미국의 금리차 확대는 원화환율을 떨어뜨리는 요인인 것으로 나타났음.

[22] 원화환율, 한국과 미국의 통화량(M1) 및 산업생산지수, 회사채수익률, 3년 만기 재무성 증권 수익률을 대상으로 1980.1~1999.6기간에 걸쳐 ECM모형을 추정해 본 결과 국내금리의 상승충격이 원화환율을 상승시키는 것으로 나타났음.

■ 국내 산업생산지수의 1% 상승충격은 원화환율을 1개월 후 0.15원, 3개월 후 3.60원, 12개월 후 3.90원 떨어뜨리는 것으로 나타났음.

■ 통화주의 환율모형에서 국내 생산증가 충격은 국내 실질화폐수요를 증가시켜 원화가치를 상승시키는 요인으로 작용하는데, 실증분석 결과도 이에 부합하는 것으로 나타나 통화주의 환율모형을 지지하는 것으로 나타났음.

> ➢ 외환위기 이후 1998년 1월부터 2001년 3월까지 국내 산업생산지수 증가충격이 원화환율에 대하여 미치는 효과를 추정해 본 결과, 국내 산업생산증가 충격이 원화환율을 상승시키는 것으로 나타나 전체기간 추정결과와 상반되는 것으로 나타났음.
>
> - 외환위기 이후 국내 산업생산지수 1% 상승충격은 원화환율을 1개월 후 1.00원, 6개월 후 3.00원, 12개월 후 2.90원 상승시키는 것으로 나타났음.

2. <모형 2> 구매력평가 모형

■ 구매력 평가설에 입각하여 미국 소비자물가지수, 국내 소비자물가지수, 원화환율 순으로 VAR모형을 구성하였음.

■ 분석기간은 외국인의 국내 주식투자가 허용된 1992년 1월 이후 2001년 3월까지를 대상으로 하였음.

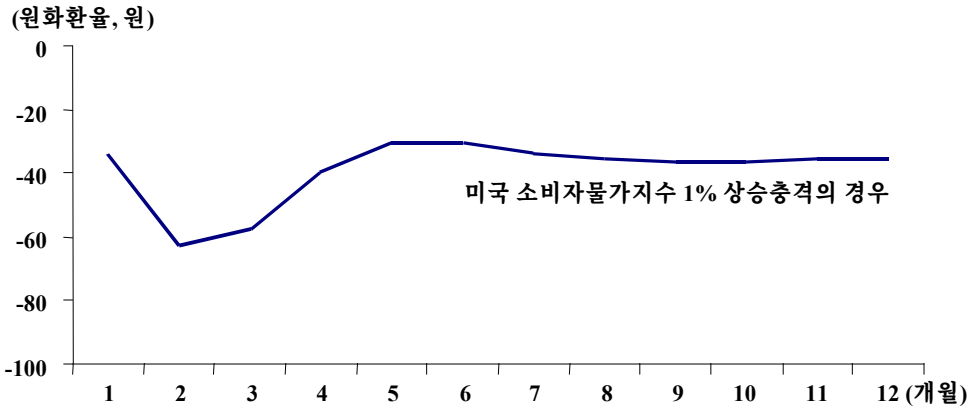
미국 물가상승의 효과

■ 구매력평가 VAR모형으로 미국 소비자물가지수 상승충격이 원화환율에 미치는 효과를 추정한 결과는 다음 <그림 III-7>과 같음.

■ 미국 소비자물가지수의 1% 상승충격은 원화환율을 1개월 후 34.10원, 2개월 후 최고 62.90원 떨어뜨리나, 이후 소폭 반전되어 6개월 후 30.80원, 12개월 후 35.60원 떨어뜨리는 것으로 나타났음.

○ 구매력 평가설에서는 미국의 물가상승이 달러화의 가치를 떨어뜨리므로 원화가치를 상승시킬 것으로 예상하는데, 실증분석 결과도 이에 부합되는 것으로 나타나 구매력 평가설을 지지하는 것으로 나타났음.

<그림 III-7> 미국 소비자물가지수 1% 상승충격에 따른 원화환율의 변화

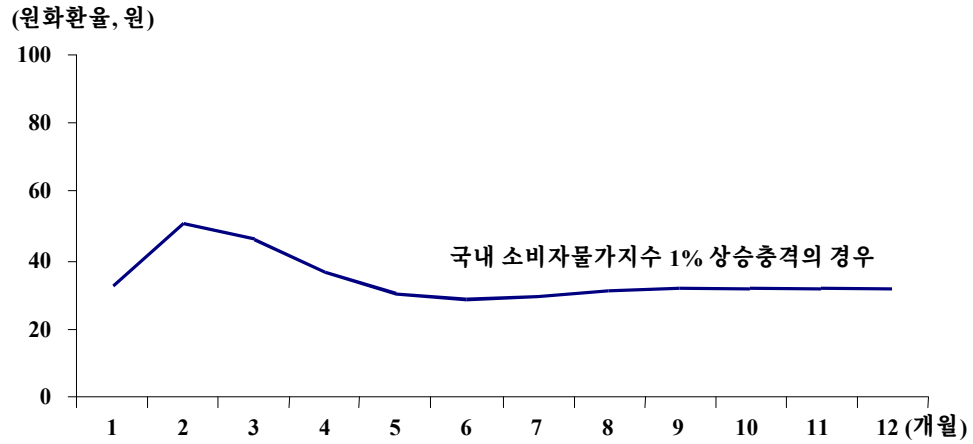


주 : 1. 미국 소비자물가지수→한국 소비자물가지수→원화환율 순으로 VAR모형을 구성하였음.
2. VAR모형의 시차는 Akaike 정보기준에 따라 2개월로 두었음.
3. 추정기간은 1992:1~2001:3까지 임.
4. %변화로부터 원화환율의 수준변화를 얻기 위해 분석기간 평균 원화환율(1달러=845원)을 기준으로 사용했음.

국내 물가상승의 효과

■ 구매력평가 VAR모형으로 국내 소비자물가지수 상승충격이 원화환율에 미치는 효과를 추정한 결과는 다음 <그림 III-8>과 같음.

<그림 III-8> 국내 소비자물가지수 1% 상승충격에 따른 원화환율의 변화



주 : 1. 미국 소비자물가지수→한국 소비자물가지수→원화환율 순으로 VAR모형을 구성하였음.
2. VAR모형의 시차는 Akaike 정보기준에 따라 2개월로 두었음.
3. 추정기간은 1992:1~2001:3까지 임.
4. %변화로부터 원화환율의 수준변화를 얻기 위해 분석기간 평균 원화환율(1달러=845원)을 기준으로 사용했음.

■ 국내 소비자물가지수의 1% 상승충격은 원화환율을 1개월 후 32.40원, 2개월

후 최고 50.70원 상승시키나, 이후 소폭 반전되어 6개월 후 28.20원, 12개월 후 31.50원 상승시키는 것으로 나타났음.

■ 구매력 평가설에서는 국내 물가상승이 원화가치를 떨어뜨리는 요인으로 작용하는데, 실증분석 결과도 이에 부합되는 것으로 나타나 구매력 평가설을 지지하는 것으로 나타났음.

3. <모형 3> 국제수지 모형

■ 전통적인 국제수지 접근법은 환율결정이 재화와 용역의 수출입에 의존하므로 경상수지의 변동에 초점이 맞춰져 있으나, 국제간 자본이동이 활발해진 상태에서는 자본수지도 함께 분석대상에 포함되어져야 할 것임.

■ 본 실증분석에서는 엔화환율이 국제수지에 미치는 영향이 상대적으로 크다는 것을 감안하여 엔화환율, 원화환율, 무역수지, 자본수지 순으로 행태모형을 구성하여 보았음.

○ 경상수지 대신 무역수지에 초점을 맞춘 것은 재화의 수출입 결과에 따른 원화환율의 효과를 파악하기 위해서임.

■ 국제수지 접근법에서 각 거시변수와 원화환율 간의 관계는 다음과 같음.

○ 일본과 한국의 수출상품이 세계시장에서 경합관계를 유지하고 있는 상황에서 세계시장 수요변화는 엔화와 원화에 유사한 영향을 줄 것으로 기대되므로 엔화환율의 상승 시 원화환율도 동반 상승할 것으로 기대됨.

○ 무역수지의 증가는 달러공급을 늘리므로 원화환율의 하락요인으로 작용함.

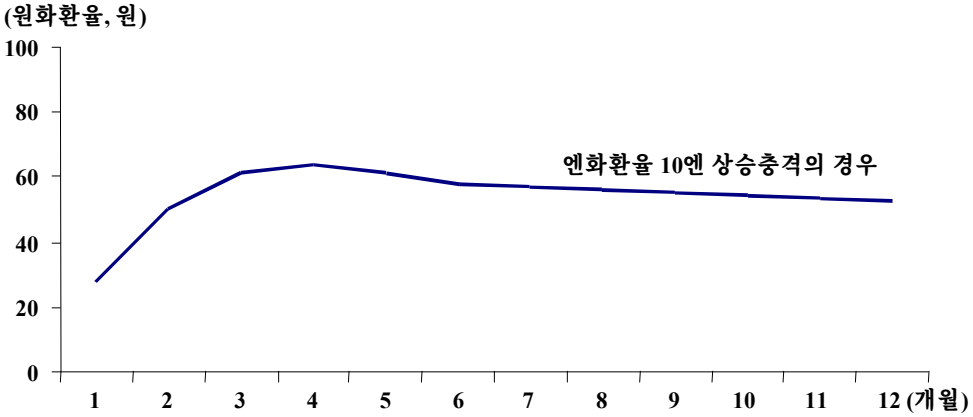
○ 자본수지의 증가 역시 달러공급을 늘리므로 원화환율의 하락요인으로 작용함.

■ 분석기간은 외국인의 국내 주식투자가 허용된 1992년 1월 이후 2001년 3월까지를 대상으로 하였음.

<u>엔화환율 상승의 효과</u>

■ 국제수지 VAR모형으로 엔화환율에서 발생한 충격이 원화환율에 미치는 효과를 추정한 결과는 다음 <그림 III-9>와 같음.

<그림 III-9> 엔화환율 10엔 상승충격에 따른 원화환율의 변화



주 : 1. 엔화환율→원화환율→무역수지→자본수지 순으로 VAR모형을 구성하였음.
2. VAR모형의 시차는 Akaike 정보기준에 따라 2개월로 두었음.
3. 추정기간은 1992:1~2001:3까지 임.
4. %변화로부터 환율의 수준변화를 얻기 위해 분석기간 평균 원화환율(1달러=845원), 엔화환율(1달러 113엔)을 기준으로 사용했음.

■ 엔화환율의 10엔 상승충격은 원화환율을 1개월 후 27.40원, 4개월 후 최고 63.70원 상승시키고, 이후 소폭 반전되어 6개월 후 58.20원, 12개월 후 52.40원 상승시키는 것으로 나타났음.

■ 엔화환율이 원화환율을 동반 상승시키는 것은 세계시장에서 한국과 일본의 수출상품 구조가 비슷한데다 수출품간의 가격경쟁으로 엔화환율의 상승에 따른 원화환율의 동반상승이 이루어지지 않을 경우 국내 무역수지 악화기대가 유발되어 원화환율을 상승시키는 유인으로 작용하기 때문으로 판단됨.

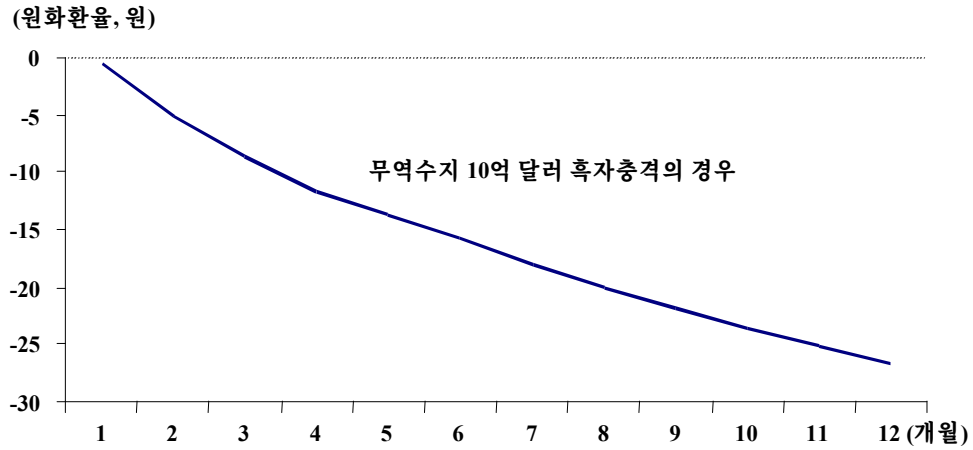
■ 한편, 엔화환율의 상승충격은 원화환율의 동반상승을 통해 무역수지 흑자를 유발하는 것으로 나타났으며[23], 반대로 원화환율 상승은 외국인의 국내투자자산에 대한 달러표시 수익률을 악화시키는 요인으로 작용하기 때문에 자본수지를 악화시키는 것으로 나타났음.[24]

무역수지 흑자의 효과

■ 국제수지 VAR모형으로 무역수지에서 발생한 충격이 원화환율에 미치는 효과를 추정한 결과는 다음 <그림 III-10>과 같음.

[23] <부록2-3> 국제수지 모형의 충격반응함수 3행 1열 참조.
[24] <부록2-3> 국제수지 모형의 충격반응함수 4행 1열 참조.

<그림 III-10> 무역수지 10억 달러 흑자에 따른 원화환율의 변화



주 : 1. 엔화환율→원화환율→무역수지→자본수지 순으로 VAR모형을 구성하였음.
2. VAR모형의 시차는 Akaike 정보기준에 따라 2개월로 두었음.
3. 추정기간은 1992:1~2001:3까지 임.
4. %변화로부터 환율의 수준변화를 얻기 위해 분석기간 평균 원화환율(1달러=845원)을 기준으로 사용했음.

■ 무역수지 10억 달러 흑자충격은 원화환율을 1개월 후 0.40원, 3개월 후 8.60원, 6개월 후 15.90원, 12개월 후 26.70원 떨어뜨리는 것으로 나타났음.

■ 무역수지의 증가는 외환 공급을 증가시키므로 원화환율을 떨어뜨리는 요인인데 실증분석 결과도 이에 부합하는 것으로 나타났음.

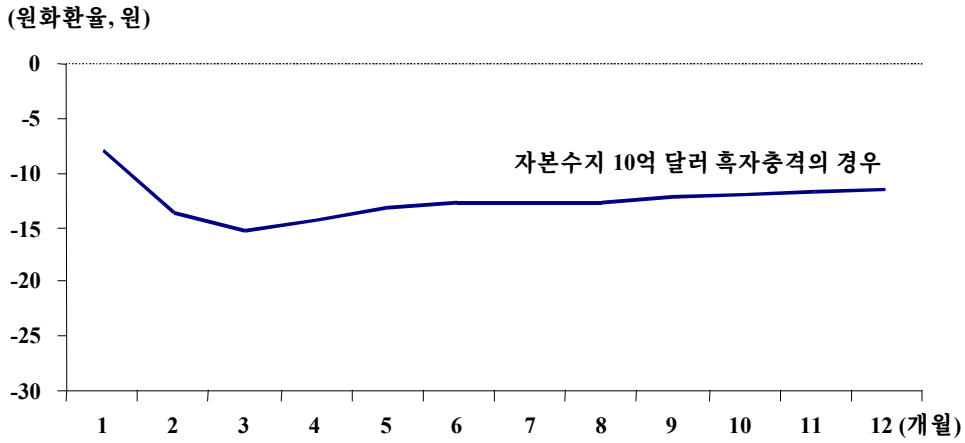
<u>자본수지 흑자의 효과</u>

■ 국제수지 VAR모형으로 자본수지에서 발생한 충격이 원화환율에 미치는 효과를 추정한 결과는 다음 <그림 III-11>과 같음.

■ 자본수지 10억 달러 흑자충격은 원화환율을 1개월 후 7.90원, 3개월 후 최고 15.30원 떨어뜨리고, 이후 소폭 반전되어 6개월 후 12.80원, 12개월 후 11.40원 떨어뜨리는 것으로 나타났음.

○ 자본수지의 증가는 외환의 공급을 증가시켜 원화환율을 떨어뜨리는 요인인데 실증분석 결과도 이에 부합하는 것으로 나타났음.

<그림 III-11> 자본수지 10억 달러 흑자에 따른 원화환율의 변화



주 : 1. 엔화환율→원화환율→무역수지→자본수지 순으로 VAR모형을 구성하였음.
2. VAR모형의 시차는 Akaike 정보기준에 따라 2개월로 두었음.
3. 추정기간은 1992:1~2001:3까지 임.
4. %변화로부터 환율의 수준변화를 얻기 위해 분석기간 평균 원화환율(1달러=845원)을 기준으로 사용했음.

4. <모형 4> 주가충격 모형

■ 연방기금금리, 대내외 주가, 국내금리, 원화환율 순으로 변수를 구성하여 VAR모형을 설정하였음.

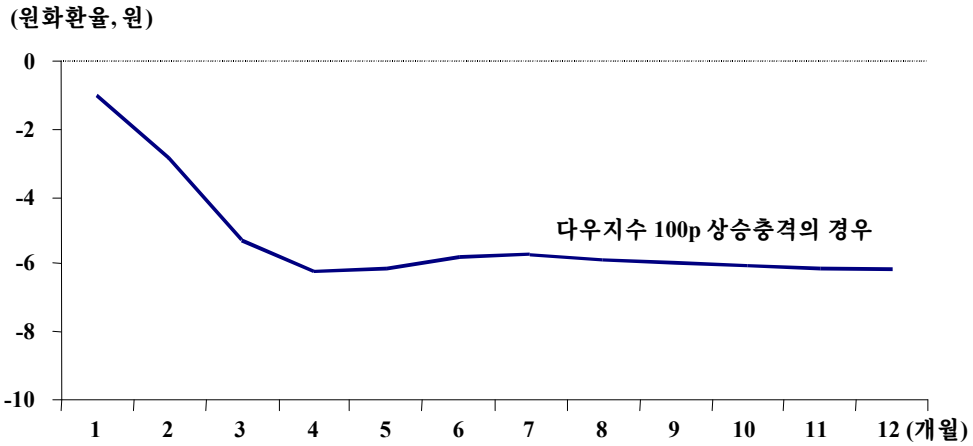
■ 전통적인 환율결정 이론에서는 다우지수나 나스닥지수, 종합주가지수, 외국인주식투자자금과 같은 변수는 모형 내에 포함되고 있지 않지만, 실제로 원화환율에 대하여 이들 변수는 직간접적으로 상당한 영향력을 주고 있기 때문에 환율전망이라는 실용적 필요성에 의해 이들의 효과를 점검해 볼 필요가 있음.

■ 분석기간은 외국인 국내 주식투자가 허용된 1992년 1월 이후 2001년 3월까지를 대상으로 하였음.

다우지수 상승의 효과

■ 미국 다우지수에서 발생한 충격이 원화환율에 미치는 효과를 추정한 결과는 다음 <그림 III-12>와 같음.

<그림 III-12> 다우지수 100p 상승충격에 따른 원화환율의 변화



주 : 1. 미국 연방기금금리→다우지수→국내금리→원화환율 순으로 VAR모형을 구성하였음.
2. VAR모형의 시차는 Akaike 정보기준에 따라 2개월로 두었음.
3. 추정기간은 1992:1~2001:3까지 임.
4. %변화로부터 원화환율의 수준변화를 얻기 위해 전체기간 평균 원화환율(1달러=845원)과 다우지수 (6568p)을 기준으로 사용했음.

■ 미국 다우지수의 100p 상승충격은 원화환율을 1개월 후 1.00원, 4개월 후 6.20원, 6개월 후 5.80원, 12개월 후 6.10원 떨어뜨리는 것으로 나타나 4개월 이후에는 거의 영향이 없는 것으로 나타났음.

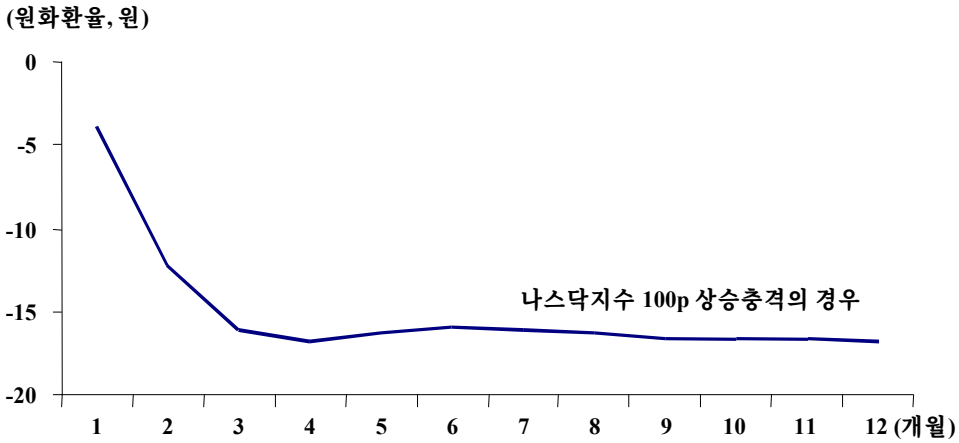
■ 다우지수가 원화환율을 떨어뜨리는 것은 다우지수의 상승이 외국인 주식투자자금 유입을 유발함으로써 국내 외환시장에서 외환의 공급이 늘어나기 때문인 것으로 판단됨.

> ➢ 외환위기 이후 1998년 1월부터 2001년 3월까지 미국 다우지수의 상승충격이 원화환율에 대하여 미치는 효과를 추정해 본 결과, 다우지수의 100p 상승충격은 원화환율을 1개월 후 2.30원, 3개월 후 6.90원, 6개월 후 6.90원, 12개월 후 7.00원 떨어뜨리는 것으로 나타나 원화환율에 대한 영향력이 전체기간 추정결과에 비해 더 커진 것으로 나타났음.

나스닥지수 상승의 효과

■ 미국 나스닥지수에서 발생한 충격이 원화환율에 미치는 효과를 추정한 결과는 다음 <그림 III-13>과 같음.

<그림 III-13> 나스닥지수 100p 상승충격에 따른 원화환율의 변화



주 : 1. 미국 연방기금금리→나스닥지수→국내금리→원화환율 순으로 VAR모형을 구성하였음.
2. VAR모형의 시차는 Akaike 정보기준에 따라 2개월로 두었음.
3. 추정기간은 1992:1~2001:3까지 임.
4. %변화로부터 원화환율의 수준변화를 얻기 위해 전체기간 평균 원화환율(1달러=845원)과 나스닥지수(1571p)를 기준으로 사용했음.

■ 미국 나스닥지수의 100p 상승충격은 원화환율을 1개월 후 4.00원 4개월 후 16.80원, 6개월 후 15.90원, 12개월 후 16.70원 떨어뜨리는 것으로 나타나 4개월 이후에는 거의 영향이 없는 것으로 나타났음.

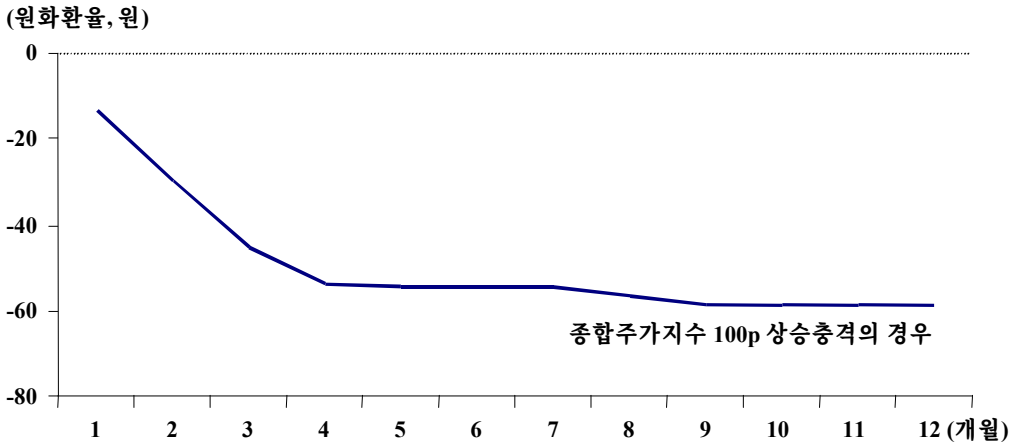
■ 나스닥지수가 원화환율을 떨어뜨리는 것은 나스닥지수의 상승이 외국인 주식투자자금 유입을 유발함으로써 국내 외환시장에서 외환의 공급이 늘어나기 때문인 것으로 판단됨.

> ➢ 외환위기 이후 1998년 1월부터 2001년 3월까지 미국 나스닥지수의 상승충격이 원화환율에 대하여 미치는 효과를 추정해 본 결과, 나스닥지수의 100p 상승충격은 원화환율을 1개월 후 2.70원, 4개월 후 11.70원, 6개월 후 11.70원, 12개월 후 11.80원 떨어뜨리는 것으로 나타나 원화환율에 대한 영향력이 전체기간 추정결과에 비해 더 작아진 것으로 나타났음.

종합주가지수 상승의 효과

■ 국내 종합주가지수에서 발생한 충격이 원화환율에 미치는 효과를 추정한 결과는 다음 <그림 III-14>와 같음.

<그림 III-14> 종합주가지수 100p 상승충격에 따른 원화환율의 변화



주 : 1. 미국 연방기금금리→종합주가지수→국내금리→원화환율 순으로 VAR모형을 구성하였음.
2. VAR모형의 시차는 Akaike 정보기준에 따라 3개월로 두었음.
3. 추정기간은 1992:1~2001:3까지 임.
4. %변화로부터 원화환율의 수준변화를 얻기 위해 전체기간 평균 원화환율(1달러=845원)과 종합주가지수(729p)를 기준으로 사용했음.

■ 국내 종합주가지수 100p 상승충격은 원화환율을 1개월 후 13.60원, 3개월 후 45.30원, 6개월 후 54.80원, 12개월 후 58.50원 떨어뜨리는 것으로 나타나 6개월 이후에는 거의 영향이 없는 것으로 나타났음.

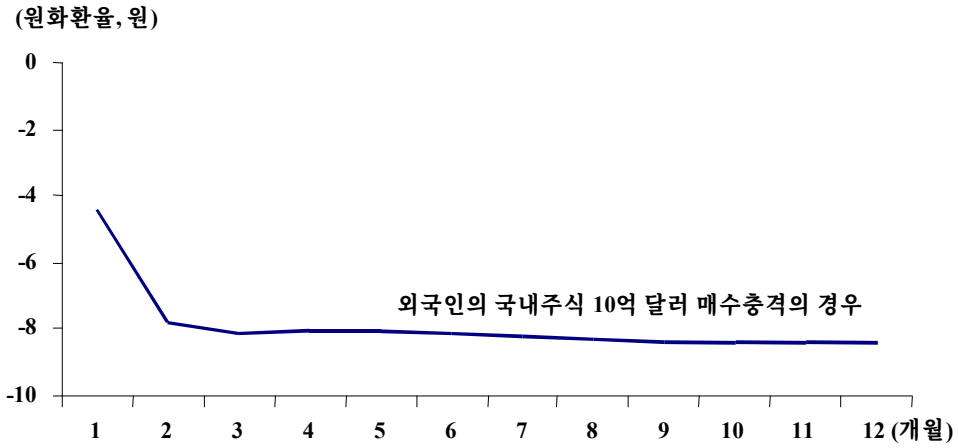
■ 종합주가지수가 원화환율을 떨어뜨리는 것은 종합주가지수의 상승이 외국인 주식투자자금의 유입을 유발함으로써 국내 외환시장에서 외환의 공급이 늘어나기 때문인 것으로 판단됨.

> ➢ 외환위기 이후 1998년 1월부터 2001년 3월까지 종합주가지수의 상승충격이 원화환율에 대하여 미치는 효과를 추정해 본 결과, 종합주가지수의 100p 상승충격은 원화환율을 1개월 후 7.10원, 3개월 후 21.40원, 6개월 후 21.40원, 12개월 후 21.40원 떨어뜨리는 것으로 나타나 원화환율에 대한 영향력이 전체기간 추정결과에 비해 더 작아진 것으로 나타났음.

외국인의 국내주식 매수의 효과

■ 주가충격 VAR모형으로 외국인 국내주식 매수에서 발생한 충격이 원화환율에 미치는 효과를 추정한 결과는 다음 <그림 III-15>와 같음.

<그림 III-15> 외국인의 국내주식 10억 달러 매수충격에 따른 원화환율의 변화



주 : 1. 미국 연방기금금리→외국인 국내주식 매수→국내금리→원화환율 순으로 VAR모형을 구성하였음.
2. VAR모형의 시차는 Akaike 정보기준에 따라 2개월로 두었음.
3. 추정기간은 1992:1~2001:3까지 임.
4. 변화로부터 원화환율의 수준변화를 얻기 위해 전체기간 평균 원화환율(1달러=845원)과 외국인 국내주식 매수(16.71억달러)를 기준으로 사용했음.

■ **외국인의 국내주식 10억 달러 매수충격은 원화환율을 1개월 후 4.40원, 6개월 후 8.10원, 12개월 후 8.40원 떨어뜨리는 것으로 나타나 6개월 이후에는 거의 영향이 없는 것으로 나타났음.**

> ➢ **외환위기 이후 1998년 1월부터 2001년 3월까지 외국인 국내주식 매수충격이 원화환율에 대하여 미치는 효과를 추정해 본 결과, 외국인의 국내주식 10억 달러 매수충격은 원화환율을 1개월 후 3.50원, 6개월 후 12.20원, 12개월 후 12.20원 떨어뜨리는 것으로 나타나 원화환율에 대한 영향력이 전체기간 추정결과에 비해 더 커진 것으로 나타났음.**

Ⅴ. 결론

■ 본 연구는 거시경제변수의 충격이 원화환율에 미치는 파급효과를 추정하기 위해 전통적인 환율결정 이론과 원화환율의 행태적 특성에 입각하여 4가지 모형을 설정하고 타당성이 검증될 경우 원화환율 전망의 기초자료로 활용하는데 목적을 두고 있음.

■ 4가지 모형의 실증분석 결과 거시경제변수의 충격이 원화환율에 미치는 효과는 이론에서 예상하는 방향과 대부분 일치하는 것으로 나타나 실용적인 가치가 있는 것으로 나타났음.

- ○ 통화주의 모형의 추정결과 장기적으로는 미국 통화량, 국내 생산, 미국 금리가 상승할 경우 원화환율은 떨어지는 것으로 나타났고, 반대로 국내 통화량, 미국 생산, 국내 금리가 상승할 경우 원화환율은 상승하는 것으로 나타났음.
- ○ 그러나 외환위기 이후부터 현재까지를 대상으로 한 통화주의 모형의 추정결과에서는 국내 생산량 증가충격이 원화환율을 소폭 상승시킨 것으로 나타나 통화주의 모형의 예상에 일치하지 않는 모습도 나타났으나, 나머지 변수들의 충격에 대해서는 통화주의 모형의 예상에 부합된 결과가 나타나 신뢰성을 강화시켰음.
- ○ 구매력평가 모형의 추정결과 미국 소비자물가 상승은 원화환율을 떨어뜨리고, 국내 소비자물가 상승은 원화환율을 상승시키는 것으로 나타났음.
- ○ 국제수지 모형의 추정결과 엔화환율의 상승은 원화환율을 상승시키고, 무역수지 및 자본수지의 증가는 원화환율을 떨어뜨리는 것으로 나타났음.
- ○ 주가충격 모형의 추정결과 미국 다우지수, 나스닥지수, 국내 종합주가지수가 상승하고 외국인 국내주식 매수가 증가하면 원화환율이 떨어지는 것으로 나타났음.

■ 실증분석 결과, 원화환율은 종합주가지수, 엔화환율, 미국 물가, 미국 생산, 국내 물가에서 발생한 충격에 상당히 민감하게 반응하는 것으로 나타났으며, 국내외 거시경제 변수의 충격은 6개월 이후부터 파급효과가 미미해 지는 것으로 나타났음.

■ 무역수지 흑자충격은 6개월 이후에도 원화환율에 대하여 지속적인 하락압력을 행사하는 것으로 나타났음.

- ○ 무역수지 10억 달러 흑자충격이 자본수지 10억 달러 흑자충격보다 원화환율을 떨어뜨리는 파급효과가 크며, 오랫동안 지속되는 것으로 나타났음.

■ 대내외 거시경제 변수에서 충격이 발생하였을 때 12개월 후 원화환율에 대한 상승효과가 큰 순서대로 나열하면 아래 표와 같음.

<표 2> 국내외 거시경제 변수의 충격이 환율에 미치는 효과 비교

충격의 종류	원화환율의 등락 폭(단위:원)			모형과 실제
	1개월후	6개월후	12개월후	
엔화환율의 10엔 상승	27.4	58.2	52.4	국제수지 모형 가설 지지
미국 산업생산지수 1%상승	8.9	33.8	33.9	통화주의 환율이론 지지
국내 소비자물가지수 1%상승	32.4	28.2	31.5	구매력평가설 지지
회사채 수익률 1%p 상승	14.9	28.7	28.6	통화주의 환율이론 지지
국내 통화량(M1) 1% 상승	2.5	4.1	4.1	통화주의 환율이론 지지
국내 산업생산지수 1%상승	-0.15	-3.9	-3.9	통화주의 환율이론 지지
미국 통화량(M1) 1%상승	5.9	-3.5	-4.6	통화주의 환율이론 지지
미국 연방기금금리 0.25%p상승	-2.7	-5.6	-5.4	통화주의 환율이론 지지
미국 다우지수 100p 상승	-1	-5.8	-6.1	주가충격 모형 가설 지지
외국인 국내주식 10억달러 매수	-4.4	-8.1	-8.4	주가충격 모형 가설 지지
자본수지 10억 달러 흑자	-7.9	-12.8	-11.4	국제수지 모형 가설 지지
미국 나스닥지수 100p 상승	-4	-15.9	-16.7	주가충격 모형 가설 지지
무역수지 10억 달러 흑자	-0.4	-15.9	-26.7	국제수지 모형 가설 지지
미국 소비자물가지수 1%상승	-34.1	-30.8	-35.6	구매력평가설 지지
국내 종합주가지수 100p 상승	-13.6	-54.8	-58.5	주가충격 모형 가설 지지

주 : 1992년 1월부터 2001년 3월까지의 자료를 이용해 통화주의 모형, 구매력평가 모형, 국제수지 모형, 주가충격 모형으로 각 충격의 효과를 추정한 것임.

■ 외환위기 이후 미국 통화량, 연방기금금리, 국내 통화량과 같은 통화정책 변수와 미국 다우지수, 외국인 국내주식 매수가 환율에 미치는 영향력은 더 커진 것으로 나타났음.

○ 주가지수의 100p 상승충격이 12개월 후 환율에 미치는 영향은 종합주가지수(-58.5원), 나스닥지수(-16.7원), 다우지수(-6.1원) 순으로 큰 것으로 나타났으며, 외환위기 이후 종합주가지수(-21.4원), 나스닥 지수(-11.8원)의 영향력은 감소되고, 다우지수(-7.0원)의 영향력은 더 커진 것으로 나타났음.

<부록 1> 분석관련사항

(1) 분석대상변수

■ 본 연구는 기존 환율결정 이론들이 중시하고 있는 통화량, 금리, 생산, 물가, 국제수지와 같은 국내외 거시경제 변수들과 더 나아가 엔화 및 주식시장 변수들의 원화환율에 대한 영향력을 추정하는데 분석의 목적을 두고 있음.

■ 본 연구에서는 원화환율의 변동요인으로서 다음과 같은 대내외 변수를 선정하였음.

- ○ 대외경제 관련 변수 : 미국 통화량, 미국 연방기금금리, 미국 산업생산지수, 미국 소비자물가지수, 엔화환율
- ○ 대내경제 관련 변수 : 통화량, 회사채 수익률, 산업생산지수, 소비자물가지수, 무역수지, 자본수지
- ○ 주식시장 관련 변수 : 다우지수, 나스닥지수, 종합주가지수, 외국인 국내주식 매수

■ 실증분석을 위해 1992년 1월부터 2001년 3월까지의 월별자료를 이용하였음.

■ 한편, 소비자물가지수, 통화량 변수는 계절성이 있는 것으로 나타나 ARIMA-X12방법을 통해 계절성을 제거한 후 추정에 사용하였음.

(2) 변수의 안정성 검정

■ VAR모형의 추정 시 변수의 안정성이 확보되지 못할 경우 가성회귀 및 편의(bias)문제가 야기될 수 있으므로 변수들의 안정성 확보가 기본적으로 요구됨.

■ ADF검정(Augmented Dickey-Fuller Test)을 통해 변수의 안정성 검정을 실시한 결과는 <표 4>에서 제시하였음.

■ 수준변수에 대한 안정성 진단 결과 미국통화(M1), 자본수지 이외의 변수들은 모두 불안정한 것으로 나타났음.

■ VAR모형의 추정을 위해서는 불안정한 변수에 대해서는 안정성 변환[25]을 유도한 결과 모든 변수들이 단위 근을 갖지 않는 것으로 나타나 안정적인 것으로 확인되었음.

○ 한편 무역수지는 불안정한 변수로 나타났지만, 이를 차분하거나 자연대수를 취할 경우 해석상의 문제[26]가 발생하므로 이에 대해서는 안정성 변환을 하지 않았음.

○ 미국통화(M1)는 수준변수 상태에서 안정적인 것으로 나타났으나 한국통화(M1)의 안정변환에 따른 단위변화와 일치될 수 있도록 자연대수를 취한 후 차분하여 이용하였음.

(3) 모형의 시차결정

■ 각 VAR모형의 적정시차는 <표 3>에 나타난 바와 같이 통화주의 모형은 1개월, 구매력평가 모형과 국제수지 모형은 2개월로 결정하였으며, 주가충격 모형에서 종합주가지수 모형<모형4-3>은 3개월로 하였으며, 나머지 모형에 대해서는 2개월로 결정하였음.

○ 적정시차는 기본적으로 AIC에 의해 결정하였으며, AIC에서 과다한 시차가 보고된 경우, 절약의 원칙에 따라 SIC의 방법으로 시차를 결정하였음.

<표 3> 모형의 시차결정

모형의 종류	시차1	시차2	시차3	시차4	선정된 시차
통화주의 모형	-25.53**	-24.60	-23.37	-22.06	1
구매력평가 모형	-22.38	-22.43*	-22.43	-22.35	2
국제수지 모형	24.92	24.68*	24.78	24.86	2
주가충격 모형4-1	-5.51	-5.58*	-5.51	-5.27	2
주가충격 모형4-2	-4.13	-4.23*	-4.22	-3.99	2
주가충격 모형4-3	-3.87	-4.05	-4.08*	-4.01	3
주가충격 모형4-4	-0.59	-0.69*	-0.68	-0.55	2

주 : 1. *는 Akaike Information Criteria로 판정한 최적 시차를 의미함.
2. **는 Schwarz Information Criteria로 판정한 최적 시차를 의미함.

[25] 무역수지, 자본수지에 대해서는 수준변수 상태에서, 금리는 차분 변수로서, 나머지 변수들에 대해서는 자연대수를 취한 후 차분하여 안정 변환을 시도하였음.

[26] 음수와 양수의 값을 동시에 갖는 변수를 차분할 경우 이는 무역 증가분으로 해석할 수가 없으며, 이 변수를 로그 차분하여도 무역 증가율이라 해석할 수 없는 문제가 발생함.

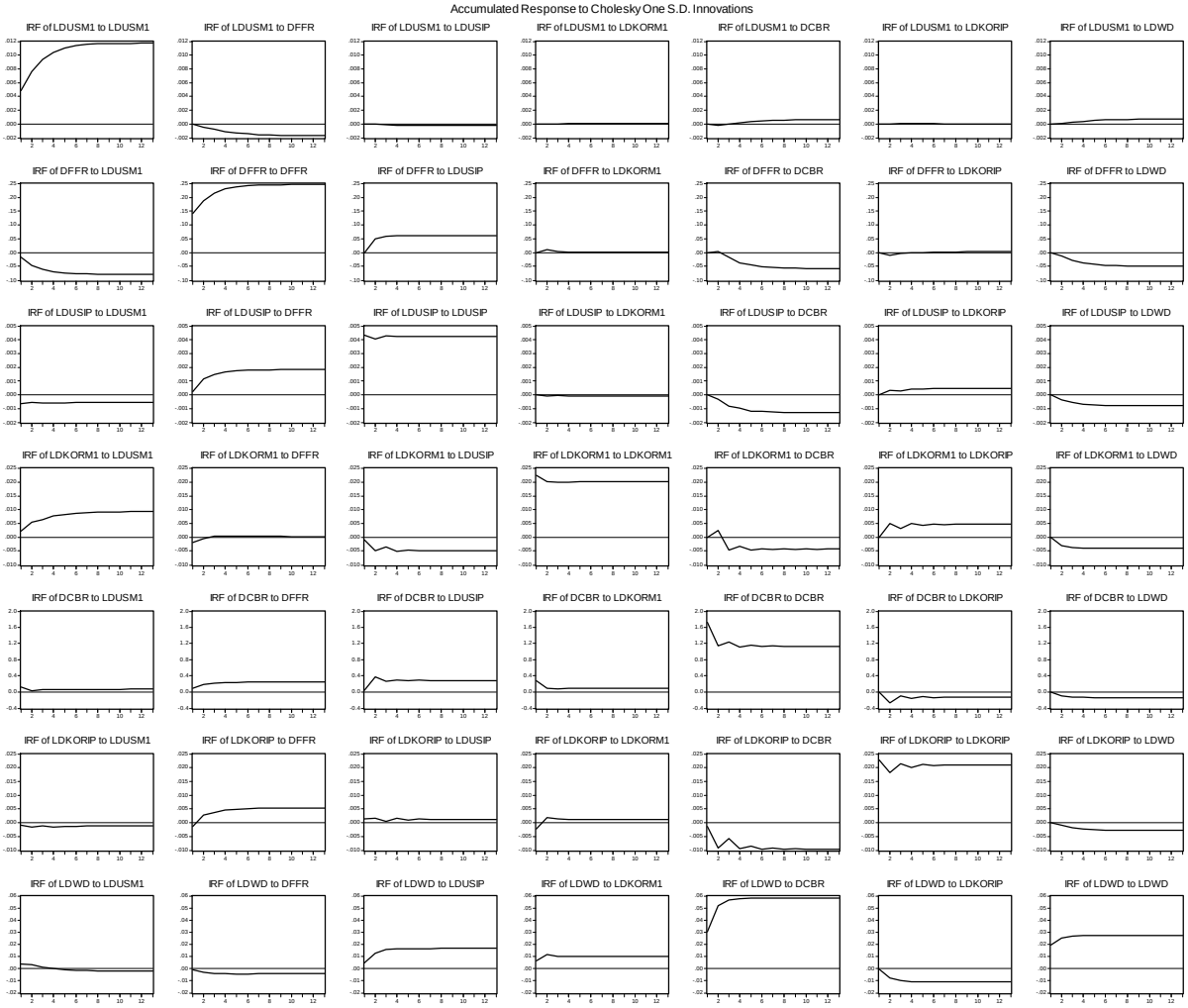
<표 4> 변수의 단위근 검정을 위한 ADF검정통계량

변 수	시차1	시차2	시차3	시차4
원화환율(WD)	-2.0013	-1.1403	-1.2837	-1.1134
자연대수차분(LDWD)	-7.6662***	-5.7067***	-5.4994***	-4.3501***
엔화환율(YD)	-2.2094	-2.1130	-2.2226	-1.8851
자연대수차분(LDYD)	-6.1393***	-4.9244***	-5.7504***	-5.4080***
미국 소비자물가(USCPI)	1.0851	1.2992	1.1181	1.0771
자연대수차분(LDUSCPI)	-8.6997***	-5.1945***	-4.3440***	-3.6440***
한국 소비자물가(KORCPI)	-0.7751	-0.7863	-0.7472	-0.7098
자연대수차분(LDKORCPI)	-5.9814***	-5.5247***	-4.7525***	-4.2261***
미국 통화(USM1)	-3.9139***	-3.8254***	-3.3417**	-3.3310**
자연대수차분(LDUSM1)	-4.5489***	-3.0820**	-2.8536*	-2.4034
한국 통화(KORM1)	-1.0635	-1.0262	-1.1725	-1.1219
자연대수차분(LDKORM1)	-7.0178***	-4.9317***	-3.6024***	-3.2847**
미국 연방기금금리(FFR)	-1.3045	-1.7952	-2.3190	-2.3210
차분(DFFR)	-4.1184***	-2.8254*	-2.5703	-2.5987*
회사채수익률(CBR)	-2.4950	-2.4081	-2.4950	-2.5283
차분(DCBR)	-8.8394***	-6.4655***	-5.3963***	-4.5226***
미국 산업생산지수(USIP)	-0.2707	-0.2054	-0.2732	-0.2688
자연대수차분(LDUSIP)	-6.7324***	-4.5886***	-4.3640***	-3.2633**
한국 산업생산지수(KORIP)	0.5627	0.3008	0.0956	0.1012
자연대수차분(LDKORIP)	-7.6402***	-4.9751***	-4.3459***	-4.1863***
미국 다우지수(DOW)	-0.4926	-0.4697	-0.3227	-0.2678
자연대수차분(LDDOW)	-7.6039***	-6.6102***	-6.0159***	-4.8422***
미국 나스닥수(NAS)	-1.2957	-1.3988	-1.3400	-1.4024
자연대수차분(LDNAS)	-6.1678***	-5.1203***	-4.1729***	-3.9845***
종합주가지수(KOS)	-2.0743	-1.8335	-1.8372	-1.7343
자연대수차분(LDKOS)	-7.3211***	-6.1772***	-5.8750***	-4.7642***
외국인 국내주식매수(FSB)	-1.8890	-1.2692	-1.2251	-1.3789
자연대수차분(LDFSB)	-8.6745***	-6.8076***	-6.8184***	-7.2757***
무역수지(TA)	-1.6648	-1.3146	-1.5964	-1.4998
자본수지(CAA)	-4.3918***	-3.6193***	-3.4802**	-3.9901***

주 : ***, **, *는 Mackinnon 임계치 기준으로 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 안정적임을 의미함.

<부록 2> 분석모형별 충격반응함수

1. 통화주의 VAR모형(모형1)의 충격반응함수



주 : 1. VAR분석모형 변수의 순서는 미국통화(LDUSM1)→연방기금금리(DFFR)→미국산업생산지수(LDUSIP)→국내통화(LDKORM1)→회사채수익률(DCBR)→국내 산업생산지수(LDKORIP)→원화환율(LDWD) 임

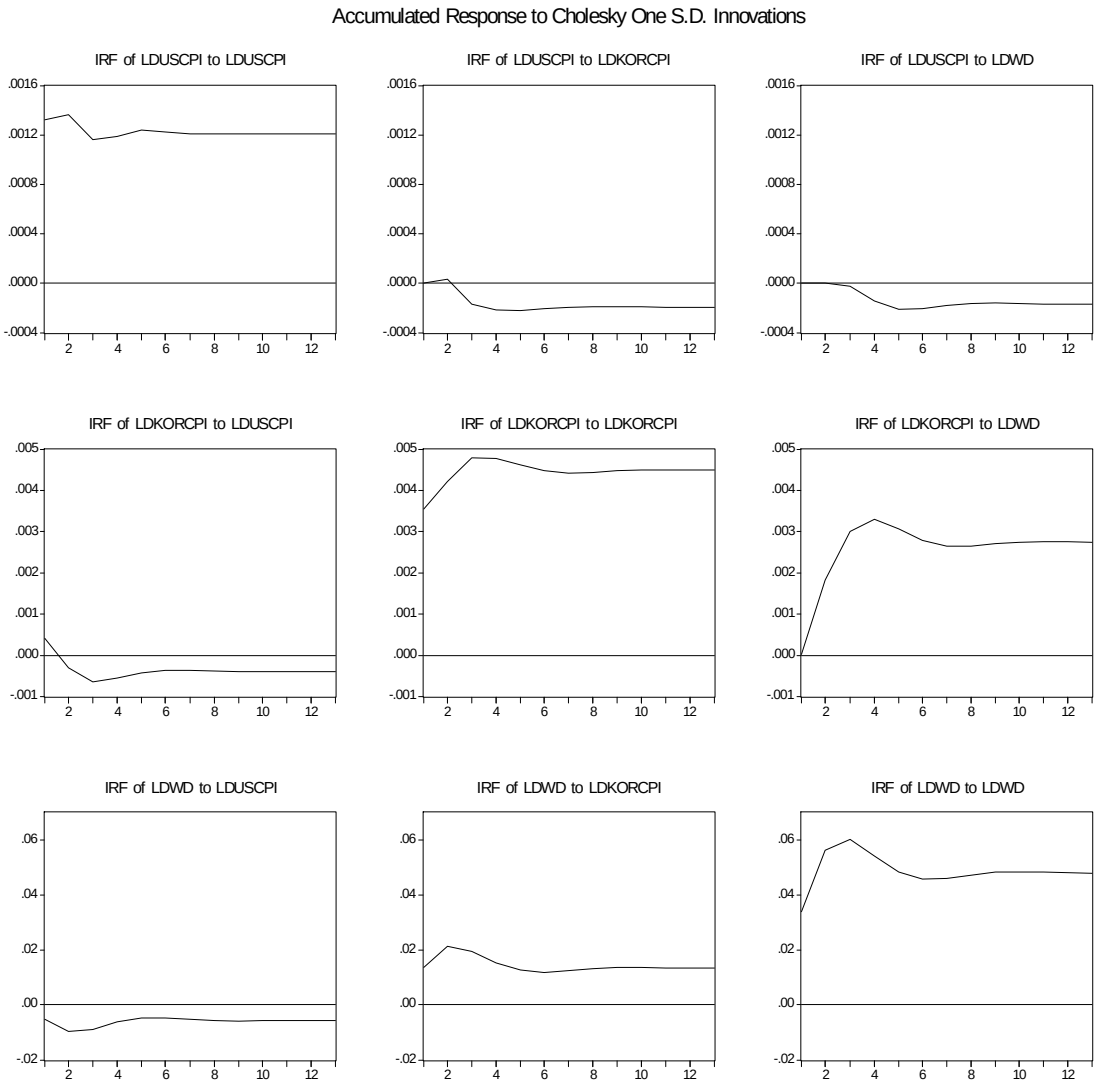
2. 충격반응함수 그림은 다음과 같이 해석함.

2-1 가장 왼쪽 열 위에서 아랫 방향으로는 첫번째 변수의 1표준편차 충격이 여타 변수(i=1,2,3,4,5,6,7)에 미치는 영향임.

2-2 가장 마지막 행 첫번째 열에서 우측 방향으로 각 i번째 변수들의 1표준편차 충격이 마지막 변수에 미치는 영향임.

2-3 가장 왼쪽 열 전체와 가장 마지막 행 전체의 충격반응함수가 경제이론이나 가설에 부합될 경우에 실용성이 있는 것으로 판단하고 본문에서 그 충격의 방향과 크기를 해석하였음.

2. 구매력평가 VAR모형(모형2)의 충격반응함수



주 : 1. VAR분석모형 변수의 순서는 미국소비자물가지수(LDUSCPI)→국내소비자물가지수(LDKORCPI)→원화환율(LDWD) 임

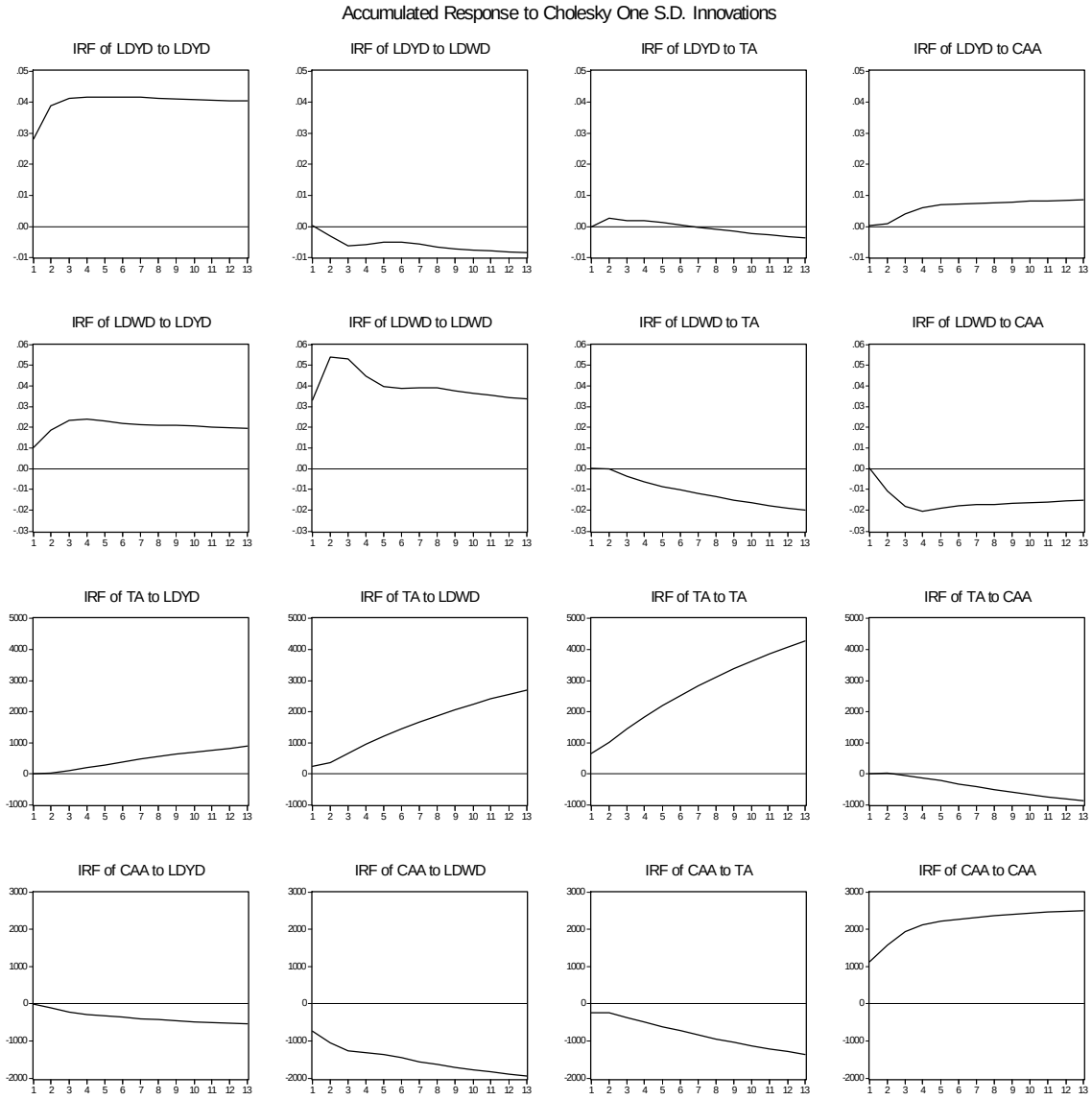
2. 충격반응함수 그림은 다음과 같이 해석함.

2-1 가장 왼쪽 열 위에서 아랫 방향으로는 첫번째 변수의 1표준편차 충격이 여타 변수i(i=1,2,3)에 미치는 영향임.

2-2 가장 마지막 행 첫번째 열에서 우측 방향으로 각 i번째 변수의 1표준편차 충격이 마지막 변수에 미치는 영향임.

2-3 가장 왼쪽 열 전체와 가장 마지막 행 전체의 충격반응함수가 경제이론이나 가설에 부합될 경우에 실용성이 있는 것으로 판단하고 본문에서 그 충격의 방향과 크기를 해석하였음.

3. 국제수지 VAR모형(모형3)의 충격반응함수



주 : 1. VAR분석모형 변수의 순서는 엔화환율(LDYD)→원화환율(LDWD)→무역수지(TA)→자본수지(CAA) 임

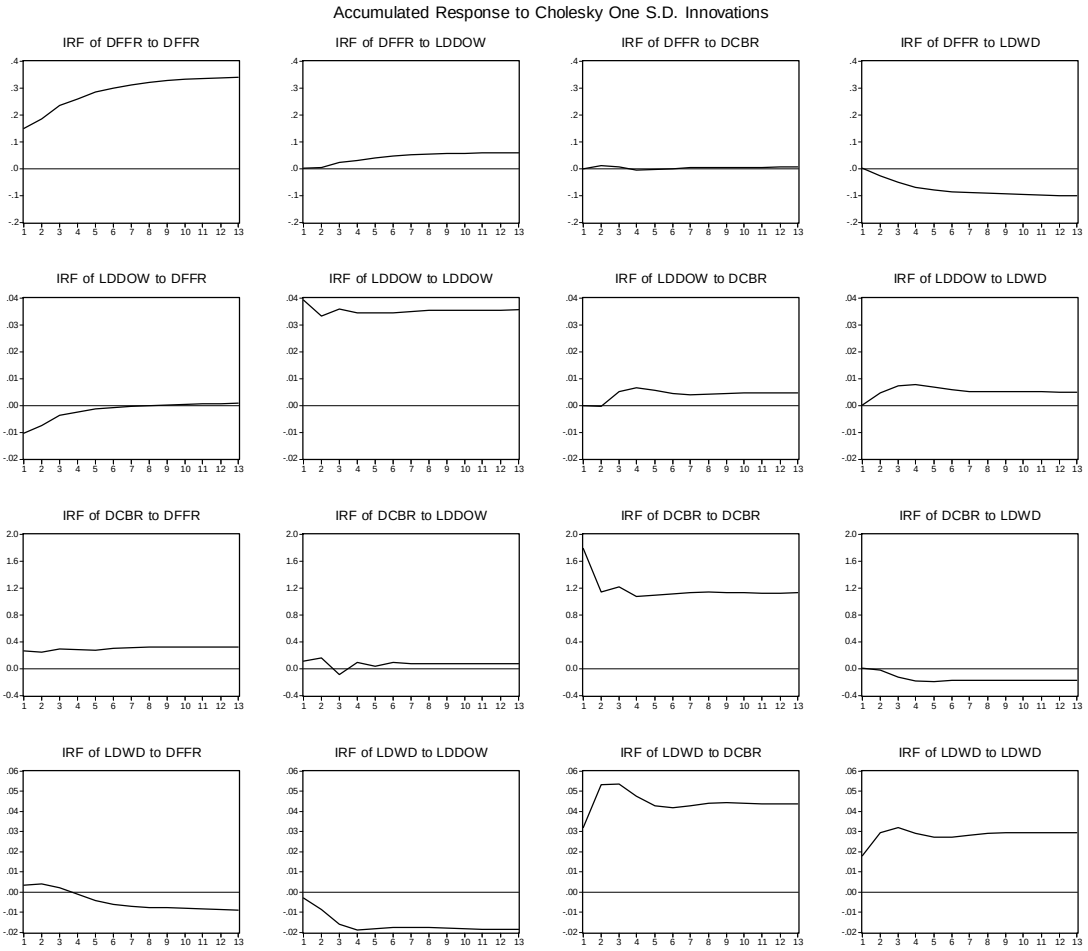
2. 충격반응함수 그림은 다음과 같이 해석함.

2-1 가장 왼쪽 열 위에서 아랫 방향으로는 첫번째 변수의 1표준편차 충격이 여타 변수i(i=1,2,3,4)에 미치는 영향임.

2-2 가장 마지막 행 첫번째 열에서 우측 방향으로 각 변수i (i=1,2,3,4)들의 1표준편차 충격이 마지막 변수에 미치는 영향임.

2-3 가장 왼쪽 열 전체와 가장 마지막 행 전체의 충격반응함수가 경제이론이나 가설에 부합될 경우에 실용성이 있는 것으로 판단하고 본문에서 그 충격의 방향과 크기를 해석하였음.

4. 다우지수 충격 VAR모형(모형4-1)의 충격반응함수



주 : 1. VAR분석모형 변수의 순서는 연방기금금리(DFFR)→다우지수(LDDOW)→회사채수익률(DCBR)→원화환율(LDWD) 임.

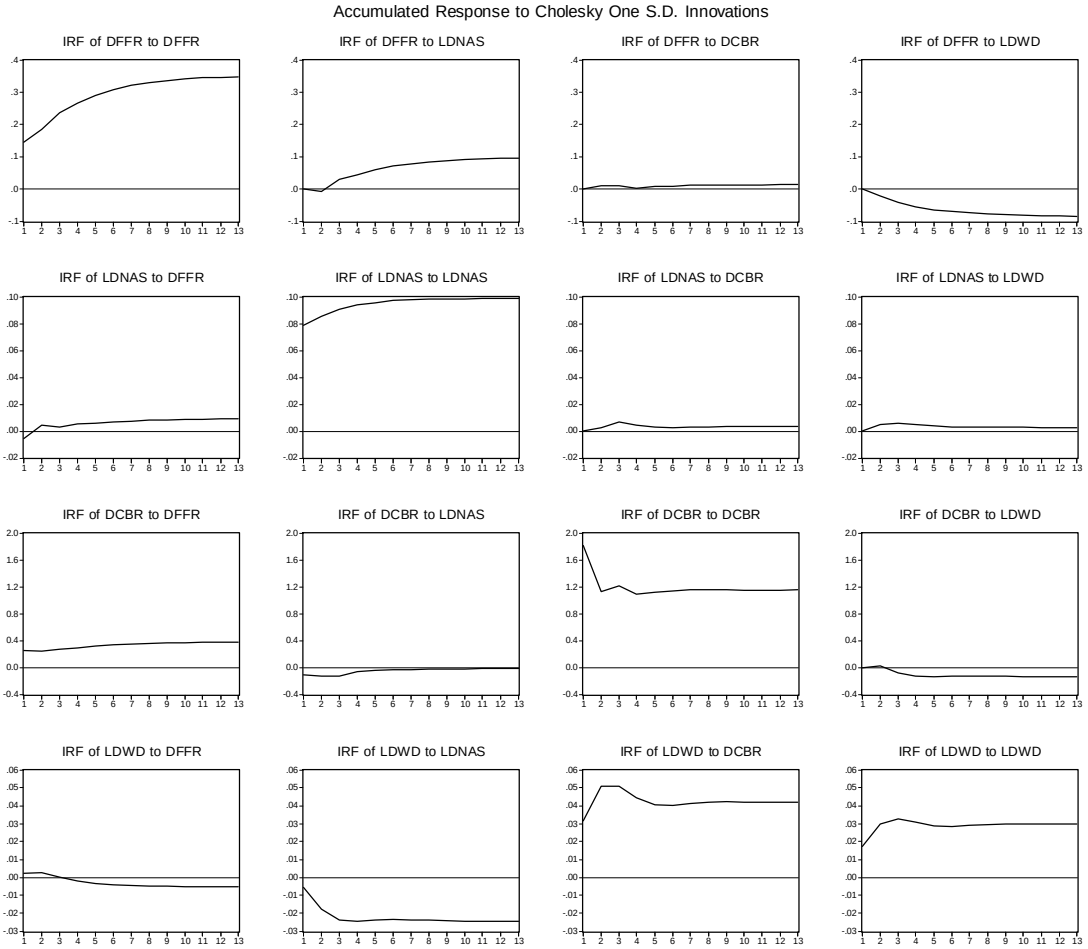
2. 충격반응함수 그림은 다음과 같이 해석함.

2-1 가장 왼쪽 열 위에서 아랫 방향으로는 첫번째 변수의 1표준편차 충격이 여타 변수i(i=1,2,3,4)에 미치는 영향임.

2-2 가장 마지막 행 첫번째 열에서 우측 방향으로 각 변수i (i=1,2,3,4)들의 1표준편차 충격이 마지막 변수에 미치는 영향임.

2-3 가장 왼쪽 열 전체와 가장 마지막 행 전체의 충격반응함수가 경제이론이나 가설에 부합될 경우에 실용성이 있는 것으로 판단하고 본문에서 그 충격의 방향과 크기를 해석하였음.

5. 나스닥지수 충격 VAR모형(모형4-2)의 충격반응함수



주 : 1. VAR분석모형 변수의 순서는 연방기금금리(DFFR)→나스닥지수(LDNAS)→회사채수익률(DCBR)→원화환율(LDWD) 임.

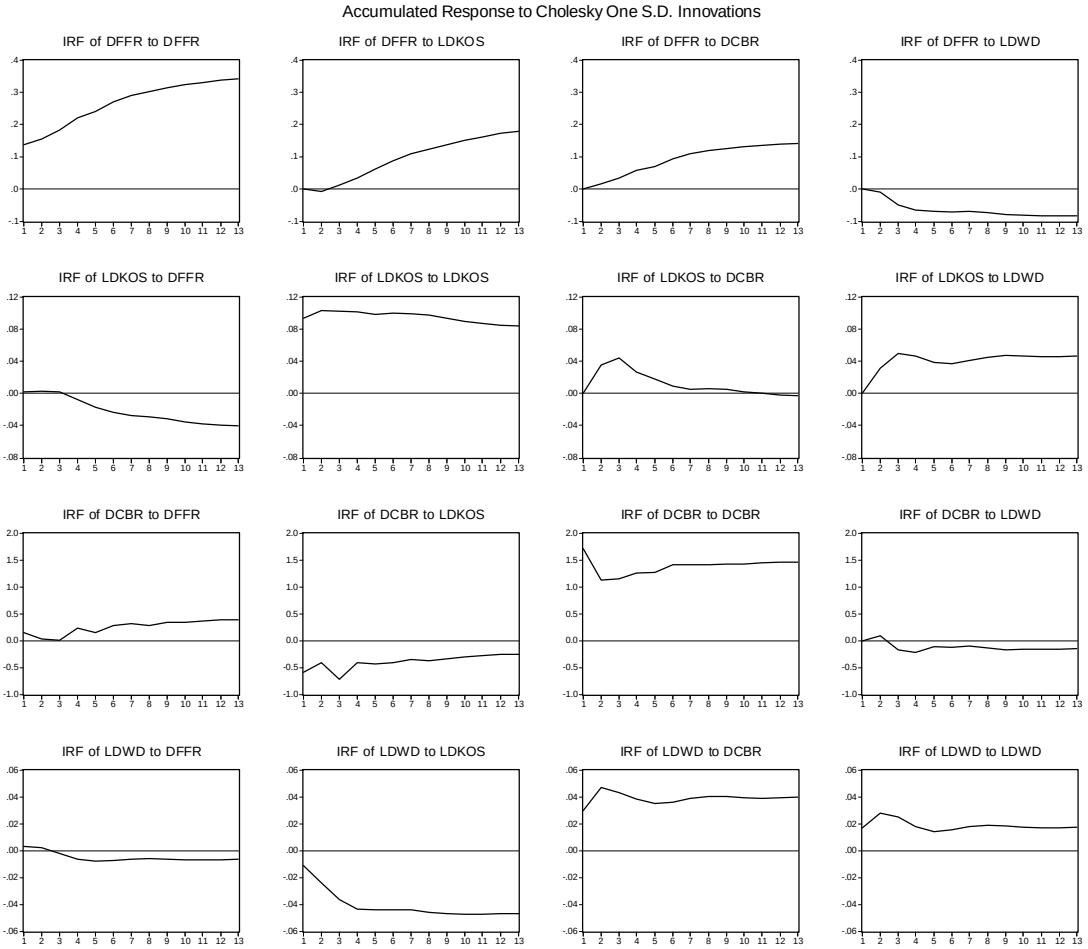
2. 충격반응함수 그림은 다음과 같이 해석함.

2-1 가장 왼쪽 열 위에서 아랫 방향으로는 첫번째 변수의 1표준편차 충격이 여타 변수i(i=1,2,3,4)에 미치는 영향임.

2-2 가장 마지막 행 첫번째 열에서 우측 방향으로 각 변수i (i=1,2,3,4)들의 1표준편차 충격이 마지막 변수에 미치는 영향임.

2-3 가장 왼쪽 열 전체와 가장 마지막 행 전체의 충격반응함수가 경제이론이나 가설에 부합될 경우에 실용성이 있는 것으로 판단하고 본문에서 그 충격의 방향과 크기를 해석하였음.

6. 종합주가지수 충격 VAR모형(모형4-3)의 충격반응함수



주 : 1. VAR분석모형 변수의 순서는 연방기금금리(DFFR)→종합주가지수(LDKOS)→회사채수익률(DCBR)→원화환율(LDWD) 임.

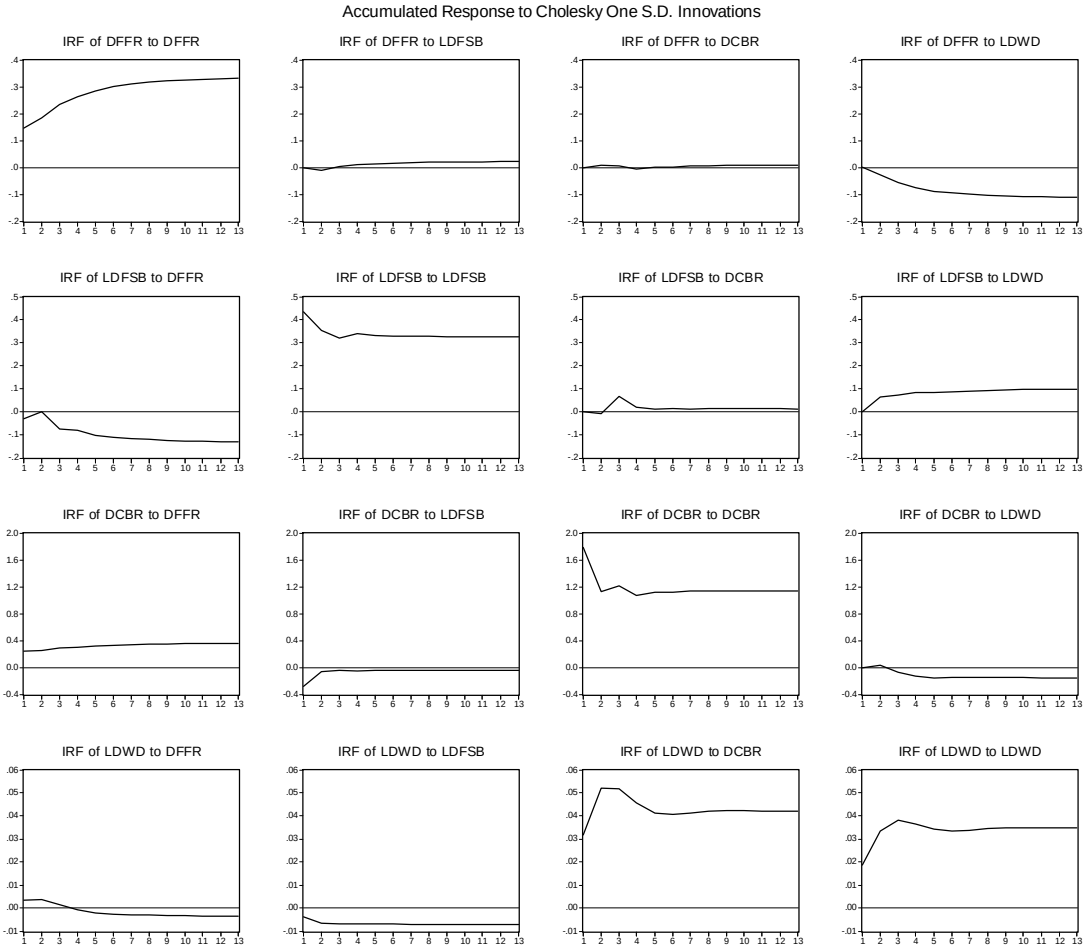
2. 충격반응함수 그림은 다음과 같이 해석함.

2-1 가장 왼쪽 열 위에서 아랫 방향으로는 첫번째 변수의 1표준편차 충격이 여타 변수i(i=1,2,3,4)에 미치는 영향임.

2-2 가장 마지막 행 첫번째 열에서 우측 방향으로 각 변수i (i=1,2,3,4)들의 1표준편차 충격이 마지막 변수에 미치는 영향임.

2-3 가장 왼쪽 열 전체와 가장 마지막 행 전체의 충격반응함수가 경제이론이나 가설에 부합될 경우에 실용성이 있는 것으로 판단하고 본문에서 그 충격의 방향과 크기를 해석하였음.

7. 외국인 국내주식 매수충격 VAR모형(모형4-4)의 충격반응함수



주 : 1. VAR분석모형 변수의 순서는 연방기금금리(DFFR)→외국인국내주식매수(LDFSB)→회사채수익률(DCBR) 원화환율(LDWD) 임.

2. 충격반응함수 그림은 다음과 같이 해석함.

2-1 가장 왼쪽 열 위에서 아랫 방향으로는 첫번째 변수의 1표준편차 충격이 여타 변수i(i=1,2,3,4)에 미치는 영향임.

2-2 가장 마지막 행 첫번째 열에서 우측 방향으로 각 변수i (i=1,2,3,4)들의 1표준편차 충격이 마지막 변수에 미치는 영향임.

2-3 가장 왼쪽 열 전체와 가장 마지막 행 전체의 충격반응함수가 경제이론이나 가설에 부합될 경우에 실용성이 있는 것으로 판단하고 본문에서 그 충격의 방향과 크기를 해석하였음.

<참고문헌>

강삼모, “실질환율 불균형 분석을 이용한 원화환율 고평가 여부 진단에 관한 연구,” LG경제연구원, 2001.1

김윤철, “환율변동과 인플레이션의 관계 분석,” 조사통계월보, 한국은행, 1994.11

김종만, “자본자유화와 환율, 경상수지 및 통화관리,” 경제분석 제3권 제1호, 한국은행, 1997.2

남상우, 이선애, “최근 물가불안의 요인과 대응방안,” KDI 분기별 경제전망, 1990 여름

박동순, “무역수지에 대한 환율의 비대칭적 효과,” 국제경제연구, 제1권 제2호, 한국국제경제학회, pp.65-83

박진근, 「환율경제학 : 이론과 검증」, 박영사, 1997

손정식, “환율 및 이자율 변동이 가격과 생산에 미치는 영향,” 경제연구, 한양대학교, 1991.5

오정근, “주식시장이 채권시장보다 활황인 개방경제에서 금리 · 주가 · 환율 · 경상수지 간의 상관관계,” 금융경제연구, 한국은행, 2000.5

이승호, “금리 환율의 연관성과 자본이동성,” 경제분석 제3권 제3호, 한국은행, 1997.8

이강남, 「국제금융론 : 국제재무관리의 이론과 실제」, 법문사, 1998

이창선, “적정 원화환율의 추정,” LG경제연구원, 1996.9

_____, “변동환율제도 및 자본자유화에 따른 부작용과 정책적 시사점,” LG경제연구원, 2000.8

이창선, 심재웅, “원화환율 결정요인 분석과 시사점,” LG경제연구원, 1999.9

이현재, “원화의 대미 환율결정에 관한 실증분석 : 공적분 추정법에 의한 접근,” 국제경제연구 제3권 제3호, 한국국제경제학회, 1997,12, pp.129-151

정근존, “무역수지에 대한 명목 및 실질환율의 영향: 상대가격의 효과를 중심으로,” 국제경제연구 제2권 제2호, 한국국제경제학회, 1996.12 pp.1-20

정문건, “1980년대 우리나라 물가결정요인에 대한 연구,” 한국경제연구, 한국경제연구원, 1985.9

홍갑수, “우리나라 인플레이션 원인과 디스인플레이션 방향,” 한국은행, 1992.12

Arize, A. C., “Cointegration Test of a Long-Run Relation between the Real Effective Exchange Rate and the Trade Balance,” International Economic Journal, Vol. 8,

No. 3, pp1-9

Bilson, J. F. O., ”Rational Expectations and the Exchange Rate. In H. G. Johnson and J.A. Frenkel(eds), The Economics of Exchange Rate, Reading, MA”, Addison-Wesley, 1978a

_____, “The Current Experience with Floating Exchange Rates,” An Appraisal of the Monetary Approach, American Economic Review, 1978b

Branson, W. H., “Exchange Rate Dynamics and Monetary Policy.” In A. Lindbeck(ed.), Inflation and Employment in Open Economics, North Holland

Cooley, T. F. and LeRoy, S. F., “Atheoretical Macroeconomics: A Critique”, Journal of Monetary Economics, November 1985, pp.283-308.

Dornbusch, R., “Expectations and Exchange Rate Dynamics,” Journal of Political Economy, Vol.84, 1976, pp.1161-76

_____, “Exchange Rate Economics: Where do we stand?,” Brookings Papers on Economic Activity 1, 1980, pp.143-94

_____, “Purchasing Power Parity,” NBER Working Paper no 1591, 1985

_____,“Exchange rates and Prices,” American Economic Review, Vol.77, 1987, pp.93-106

Frankel, J., “Tests of Rational Expectations in the Forward Exchange market,” Southern Economic Journal, Vol. 46, 1980, pp.1083-1101

_____, “Monetary and Portfolio-Balance Models of Exchange Rate Determination in Bhandari and Putnam (eds.),” Economic Interdependence and Flexible Exchange Rate, 1983, pp. 84-86

_____,「On Exchange Rates」, MIT Press, 1997

Frenkel, J., “A Monetary Approach to The Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical evidence,” Scandinavian Journal of Economics, Vol. 78, 1976, pp.200-24

_____, “Exchange Rate, Prices and Money: Lessons from the 1920s,” American Economic Review 70, Vol. 2, 1980, pp. 35-42

Frenkel, J. and Levich, R. M., ”Transaction costs and Interest arbitrage: Tranquil versus Turbulent Period,” Journal of Political Economy, Vol. 85, 1977, pp.1209-24

Froot, K. and P. Klemperer, “Exchange Rate Pass-Through When Market Share Matters,” American Economic Review, Vol. 79, 1989, pp.637-654

Girton, R. and Roper D., “A Monetary Model of Exchange Market Pressure Applied to the Postwar Canadian Experience,” American Economic Review 67, 4, 1977, pp.537-48

Granger, C. W. J. “Investigating Causal Relations by Economic Models and Cross

Spectral Methods," Econometrica, Vol. 37, 1969, pp.424-438

Hodrick, R., "An Empirical Analysis of the Monetary Approach to the determination of Exchange Rate in J. Frenkel and H. G. Johnson, eds." The Economics of Exchange Rates, 1978, pp.97-116, Reading, Mass.: Addison-Wesley

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 Press, 1979, pp. 246-67

Mann, C., "Price, Profit Margins and Exchange Rate Changes," Federal Reserve Bulletin, 1986, pp.366-79

Mundell, R. A., "Capital mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates," Canadian Journal of Economics and Political Science, 1963, pp.475-85

Mussa, M. "The Exchange Rate, the Balance of Payments, and Monetary and Fiscal Policy under a Regime of Controlled Floating," Scandinavian Journal of Economics 78, 1976, pp. 229-48

Niehans, J. "Somebody Doubts About The Efficacy Of Monetary Policy Under Flexible Exchange Rate," Journal of International Economics, Vol. 5, 1975, pp.225-81

Sims, C. A., "Macroeconomics and Reality", Econometrica, Vol. 48, pp.1-48

Stern, R. M., "The Balance of Payments, Theory and Economic Policy," Aldine Publishing Co., New York, 1973