

## 外換市場介入의 信號效果 檢定\*

崔 昌 奎\*\*

### 논문 초록

信號效果란 中央銀行의 外換시장개입이 미래의 통화정책에 대한 豫想에 변화를 가져옴으로써 현재의 환율에 영향을 미친다는 것을 말한다. 본고에서는 우리나라의 外換시장개입에서도 신호효과가설에 의한 경로가 존재하는가를 분석하고자 하였다.

月別 및 日別 外換시장개입변수와 금리변수를 이용하여 VAR 모형에 의한 충격반응함수 분석결과 중앙은행의 外換보유액 혹은 外換포지션의 증가는 미래 금리의 하락을 가져오는 것으로 나타났다. 즉 중앙은행이 환율을 상승시킬 목적으로 外換시장에서 外換매입개입을 하면 향후 팽창통화정책이 수반된다는 것을 의미한다. 이외에도 통화정책의 불확실성의 대응변수로서 GARCH 모형에 의한 금리의 조건부이분산을 이용하여 VAR 모형에 의한 충격반응함수 분석결과 중앙은행의 外換시장개입은 향후 통화정책의 불확실성을 증가시키는 것으로 나타났다.

핵심주제어: 신호효과, 外換시장개입, 불확실성

경제학문헌목록 주제분류: F3

\* 본 연구는 2000학년도 대구가톨릭대학교 학술연구조성비 지원에 의한 것임.

본 연구가 있기까지 많은 도움을 주신 숙명여대 이영섭 교수님과 한국은행 이승호 박사님께 깊은 감사를 드리며 아울러 매우 유익한 논평을 주신 익명의 두 분 심사위원에게도 감사를 드립니다. 그리고 자료정리를 도와준 대구가톨릭대학 대학원생인 나윤채 군에게도 감사를 드립니다.

\*\* 대구가톨릭대학교 경제학부 조교수, E-mail: ckchoi@cuth.cataegu.ac.kr

## I. 問題의 提起

외환시장개입이 환율에 미치는 경로는 지속적인 연구의 대상이 되어 왔다. 일반적으로 胎化外換市場介入은 통화정책의 변화를 가져와 환율에 영향을 미친다는 사실은 잘 알려져 있다. 그렇지만 不胎化外換市場介入이 환율에 미치는 영향에 대해서는 여러 가지 설명이 있다. 그 중에서도 포트폴리오밸런스모형에 의한 설명에 따르면 국내외 자산간에 대체성이 불완전할 경우 불태화외환시장개입이 환율에 영향을 미친다는 것이다. 이 경로에 관한 연구도 많이 이루어졌었는데 중앙은행에 의한 외환시장개입규모가 그리 크지 않고 최근 국제금융시장이 점차 통합되어 국내외 자산간에 대체성이 높아지면서 그 설득력이 약해지고 있다.<sup>1)</sup> 그리하여 최근에는 중앙은행이 외환시장개입을 통해 시장참가자에게 미래의 통화정책변화에 대한 중앙은행의 정책의지를 '신호'(signal) 함으로써 현재의 환율에도 영향을 미치게 된다는 신호효과경로가 설득력을 얻고 있다.

그리하여 과연 이러한 신호효과경로가 존재하는가를 밝히기 위해 많은 실증분석이 이루어져 왔는데 신호효과경로에 관해서는 상반된 결과가 나오고 있다. 먼저 신호효과경로를 긍정하는 연구결과를 살펴보면 Dominguez and Frankel (1990)은 1억 달러의 외환시장개입이 포트폴리오경로를 통해서 0.1% 이내의 환율의 변화를 가져오는 반면 신호효과경로를 통해서는 약 4% 정도 환율변화를 가져온다고 하였다. Watanabe (1994)는 일본의 경우 외환시장개입은 재할인율의 변화를 선도하는 경향이 있으며 또한 향후의 통화량변화를 예측하는데 도움이 된다고 하였다. 미국의 경우에도 Lewis (1995)가 외환시장개입이 미래의 통화정책을 예측하는 데 도움이 된다고 하였다. 이와는 반면 Klein and Rosengren (1991)은 미국의 외환시장개입과 통화정책의 방향과는 일관된 관계를 찾기가 어렵다고 하였다. Kaminsky and Lewis (1996)는 미국의 외환시장개입이 미래의 통화정책에 영향을 미친다는 것을 밝혔으나 때로는 신호효과에 의한 예측방향과는 상반되는 방향으로 나타난다고 하였다. 한편 최근에 와서는 Fatum and Hutchinson (1999)은 GARCH 모형을 이용하여 미국의 외환시장개입이 페더럴펀드 선물금리에 영향을 미치는가를 살펴봄으로써 신호효과를 찾고자 하였는데 그는 신호효과가 페더럴펀드 先物金利에 영향을 미치

1) Rogoff (1984), Humpage (1991), Edison (1993) 참조.

지 않지만 다만 페더럴펀드 先物金利의 變動性を 증가시킨다는 것을 밝혀냈다.

국내에서 이러한 외환시장개입의 신호효과에 관해서는 논문에서 부분적으로 언급된 적은 있었지만 아직은 이에 관한 연구가 본격적으로 이루어지지 않았기 때문에 본고에서는 우리나라의 경우 외환시장개입의 신호효과경로에 관한 분석을 해보고자 한다.<sup>2)</sup>

본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ절에서는 신호효과경로에 대한 이론적인 설명과 실증분석에 사용된 자료를 설명하였다. 그리고 제Ⅲ절에서는 2변수 VAR를 주로 이용하여 실증분석하였고, 제Ⅳ절에서는 중앙은행의 외환시장개입이 과연 통화정책의 불확실성을 증가시키는지 아니면 감소시키는지를 검정한 후 마지막으로 제Ⅴ절에서는 앞에서의 분석결과를 요약 및 정리하고 결론을 맺었다.

## Ⅱ. 信號效果經路와 資料說明

### 1. 信號效果의 經路에 관한 理解

신호효과에 관한 Mussa(1981)의 설명은 매우 직관적인 것이다. 그에 의하면 환율은 국내와 해외 통화량의 상대적인 비율에 영향을 받는데 만약 시장참가자가 미래지향적(forward-looking)이라면 환율은 미래의 예상된 통화량의 상대적인 비율에 의해서도 영향을 받게 된다고 하였다. 그리하여 달러화를 매입하는 외환시장개입이 불태화되어 비록 현재의 통화정책에는 영향을 미치지 않는다 하더라도 시장참가자들이 앞으로 팽창통화정책이 뒤따르게 될 것이라고 예상한다면 환율은 오늘 상승하게 된다는 것이다.

Watanabe(1994), Lewis(1995), Fatum and Hutchinson(1999)은 신호효과를 설명하기 위해 간단한 모형을 설정하였는데 이를 정리해 보면 다음과 같다. 현재의 환율이 기초경제여건과 예상환율변화율의 함수라고 가정하면 아래와 같은 식을 가 정할 수 있을 것이다.

2) 김태준·유재원(1995), 최창규(1995), 이영섭(1995) 참조.

$$s_t = f_t + \beta E_t(s_{t+1} - s_t) \quad (1)$$

여기서  $s_t$ 는 환율의 자연대수치,  $f_t$ 는 基礎經濟與件을 나타낸다. 그리고  $\beta$ 는 예상 환율상승률의 현재 환율에 대한 탄성치를 나타낸다. 명목환율은 다음과 같이  $\beta$ 와 미래의 예상되는 기초경제여건( $E_t(f_{t+j})$ )에 의해서 결정된다고 할 수 있을 것이다.

$$s_t = (1 - \beta) \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j E_t(f_{t+j}) \quad (2)$$

그리고 환율의 통화론적 결정모형에서의 기초경제여건은 주로 통화정책과 관련이 있는 변수들이 될 것이다. 한편 외환시장의 신호효과가 작동하기 위해서는  $t-k$ 기에서의 외환시장개입이  $t$ 기의 기초경제여건에 영향을 미칠 수 있어야 할 것이다. 여기서 미래의 기초경제여건이 단순히 AR(1) 과정을 따른다고 가정하자.<sup>3)</sup> 그리하여 다음과 같은 식을 정의할 수 있을 것이다.

$$f_t = \rho_f f_{t-1} + \beta n_{t-k} + \mu_t \quad (3)$$

그리고 외환시장개입 또한 어느 정도의 지속성을 갖고 있어서 AR(1) 과정을 따른다고 가정하면 다음과 같이 표시할 수가 있을 것이다.

$$n_t = \rho_n n_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

기초경제여건과 외환시장개입이 특정한 과정을 따른다고 가정한다면 환율은 다음과 같이 기초경제여건과 외환시장개입에 의해 결정될 것이다.<sup>4)</sup>

$$s_t = \Omega [f_t + (\theta \beta / (1 - \theta \rho_n)) n_t] \quad (5)$$

여기서  $\Omega = (1 - \theta) / (1 - \theta \rho_f)$

3) Lewis(1995) 참조.

4) 모형의 단순화를 위해  $k=1$ 로 가정한다.

즉 현재 시점에서의 외환시장개입은 미래의 기초경제여건에 영향을 미치고 미래의 기초경제여건의 변화는 다시 현재의 환율에 영향을 미친다는 것이다. 일반적으로 신호효과를 분석하기 위해서는 위의 식(5)를 사용하여 외환시장개입이 현재의 환율에 어떠한 영향을 미치는가를 바로 추정하는 방식을 많이 사용하는데 Dominguez(1993), Dominguez and Frankel(1993), 이승호·이영섭·최창규(1998)에 의해 주로 사용되었다. 또 다른 방법은 위의 식(3)을 사용하는 방법인데 이는 현재의 외환시장개입이 미래의 기초경제여건 특히 통화정책변수에 어떠한 영향을 미치는가를 추정하는 방식인데 Klein and Rosengren(1991), Watanabe(1994), Lewis(1995), Kaminsky and Lewis(1996)가 사용하였다. 그 중에서도 Lewis(1995)는 외환시장개입이 미래의 통화정책에 대해 그랜저인과관계를 갖는다고 하면서 신호효과가 존재한다고 하였다. 본고에서는 후자의 방법을 택하여 과연 우리나라에서도 신호효과가 존재하는지의 여부를 분석해 보고자 한다.

앞에서 설명한 신호효과가 제대로 작동하기 위해서는 다음과 같은 사항이 요구된다고 할 수 있다. 첫째로는 외환시장에서 달러화를 매입하는 것이 달러화의 가치를 상승시키기 위해서는 과거의 비슷한 상황에서 실제로 달러화를 매입하는 외환시장개입 이후에 달러화의 가치를 상승시키는 방향으로 통화정책이 이루어졌어야 한다는 점에서 정책의 信賴性이 필요하다. 둘째로는 외환시장개입이 통화정책에 주는 의미가 明白해야 한다는 점이다. 이런 의미에서 달러화가치를 약화시키기 위해 이루어졌던 1985년 10월 플라자협정이나 1987년 2월 루브르협정에서와 같은 공동외환시장개입이 좋은 예이다. 이때는 외환시장개입의 목표를 달성하기 위해 향후 통화정책이 이를 뒷받침해 줄 것이라는 것을 명시적으로 밝혔기 때문에 유효한 결과를 가져올 수 있었다. 마지막으로 중앙은행의 외환시장개입에 관한 정보가 시장에 얼마나 정확히 전달되는가 하는 정도에 따라 신호효과의 有效性이 영향을 받게 될 것이다. 이와 관련하여 Dominguez(1993)는 외환시장개입에 관한 정보가 언론에 보도가 된 경우가 보도되지 않았을 때보다도 환율에 미치는 영향이 더 크다는 점을 밝혔다.

마지막으로는 만약 중앙은행이 외환시장개입부분을 불태화하지 않아 태화되는 경우에는 태화외환시장개입에 의한 통화정책의 변화효과와 신호효과를 구분하기가 실증적으로 어려울 수 있을 것이다. 저자의 추정에 의하면 우리나라의 경우 중앙은행의 월별 순국내자산과 순해외자산을 월별자료를 이용하여 불태화계수를 추정해본

결과 당월에 거의 완전하게 불태화되는 것으로 나타났다.<sup>5)</sup>

## 2. 資料說明

본고의 실증분석을 위해 외환시장개입을 나타내는 대용변수로는 중앙은행의 外換保有額 및 외환포지션을 사용하였는데 이는 외환보유액이나 외환포지션의 증가는 중앙은행이 외환시장에서 달러화를 매입했다는 것을 의미하고 또 외환보유액이나 외환포지션의 감소는 중앙은행에서 달러화를 매각했다는 것을 의미하기 때문이다. 그리고 通貨政策 關聯變數로는 콜금리와 회사채 유통수익률을 사용하였다.<sup>6)</sup>

먼저 외환시장 관련자료로는 한국은행에서 발표한 1991년 1월부터 2000년 7월까지의 외환보유액<sup>7)</sup> 자료와 1996년 1월부터 1999년 9월까지의 월별 및 일별 중앙은행 외환포지션자료를 사용하였다.<sup>8)</sup> 그리고 통화정책관련변수로는 1991년 1월부터 2000년 7월까지의 콜금리와 회사채유통수익률을 각각 사용하였다. 그리고 일별 자료로는 1996년 1월 1일부터 1999년 9월 30일까지의 콜금리 및 환율을 사용하였다.

5) 독립변수를 DNFA(해외순자산의 증분, 종속변수로는 DNDA(국내순자산의 증분)로 설정하여 추정한 결과 DNFA의 계수가 -1(완전불태화)에 가까운 계수가 추정되었으며 Wald검정 결과 불태화계수가 -1이라는 귀무가설을 채택하는 것으로 나타났다. (불태화계수 추정결과는 부록 <표 1> 참조)

6) 여기서 통화정책변수로 가격변수인 콜금리와 회사채유통수익률을 사용한 것은 1990년대 들어 오면서 수량지표인 통화량지표가 통화정책의 방향을 보여준다고 판단하기가 어려웠다는 점과 금리자유화의 진전으로 가격변수인 금리가 오히려 시장상황을 잘 반영한다고 보았기 때문에 통화정책변수로서 가격변수인 콜금리와 회사채 유통수익률을 사용하였다.

7) 여기서 외환보유액은 이전의 가용외환보유액개념과 같은 것으로서 통화당국이 보유한 대외지급준비 외화자산을 의미하는 것으로 공적보유액이라고도 한다. 외환보유액은 필요한 경우 통화당국이 언제든지 대외지급에 사용할 수 있는 유동성과 어느 채권자에게나 영수될 수 있는 수용성 및 가치변동이 심하지 않는 안정성을 갖추어야 한다. 외환보유액은 정부(외국환평형기금) 및 한국은행이 보유하고 있는 보유외환(외국통화, 해외예치금, 외환증권 등), 해외 및 국내보유금, SDR(특별인출권), IMF리저브 포지션으로 구성되어 있으며, 통화당국의 대외외화자산중 유동성이 결여되어 있는 국제기구 대출 및 출자, 출연자산은 외환보유액에서 제외된다.

8) 외환포지션이란 외화예탁금을 포함한 한국은행의 외화자산과 외화부채의 차이를 말한다. 중앙은행의 외환포지션 자료는 대외적으로 공표하지 않는 한국은행 내부자료로서 자료구득상의 한계로 부득이 1996년 1월부터 1999년 9월까지의 자료만을 이용할 수 밖에 없었다.

〈표 1〉 단위근 검정결과<sup>1)2)</sup>

		수준		차분	
		<i>Phillips</i> - <i>Perron</i> 검정	<i>ADF</i> 검정	<i>Phillips</i> - <i>Perron</i> 검정	<i>ADF</i> 검정
월별자료 (1991. 1~ 2000. 7)	외환보유액 (RES)	0. 69 (4)	0. 37 (1)	-7. 58 (4) ***	-6. 47 (1) ***
	회사채금리 (CORP)	-1. 93 (4)	-2. 18 (4)	-8. 60 (4) ***	-3. 97 (4) ***
	콜금리 (CALL)	-1. 02 (4)	-1. 22 (1)	-7. 76 (4) ***	-7. 76 (4) ***
	환율 (EX)	-1. 23 (4)	-1. 45 (1)	-6. 95 (4) ***	-6. 95 (1) ***
월별자료(1996. 1~1996. 9)	외환포지션 (POS)	-0. 78 (3)	-1. 32 (1)	-3. 91 (3) ***	-4. 13 (3) ***
일별 자료 (1996. 1. 1~ 1999. 9. 30)	외환포지션 (POS)	-0. 09 (6)	-0. 15 (4)	-32. 84 (6) ***	-14. 14 (4) ***
	콜금리 (CALL)	-0. 49 (6)	-0. 49 (4)	-24. 86 (6) ***	-16. 35 (4) ***
	환율 (EX)	-1. 39 (6)	-1. 19 (4)	-28. 59 (6) ***	-23. 15 (4) ***

주: 1) 자연대수치임, 상수항포함, ( ) 내는 시차를 나타냄.

2) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1%유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각함을 나타냄.

### Ⅲ. 實證分析

#### 1. 單位根檢定結果

실증분석에 사용된 자료들의 시계열 안정성을 검정하기 위해 먼저 외환보유액과 콜금리의 자연대수를 취한 수준변수들과 이를 차분한 변수들에 대해 모두 단위근검정을 실시하였다. 먼저 체변수들의 자연대수치인 수준변수들을 단위근검정한 결과 단위근이 있다는 귀무가설을 모두 채택한 것으로 나타나 실증분석에 사용된 변수들이 모두 단위근이 있는 불안정적인 계열이라는 것을 보여주고 있다. 한편 이 변수들을 차분한 변수들은 단위근이 존재한다는 귀무가설을 모두 1%유의수준에서 기각함으로써 安定的인 시계열로 나타났다.

#### 2. VAR 模型推定

외환시장개입이 통화정책에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 다음과 같은 2변수

VAR모형을 추정하고자 한다.

$$[\Delta \ln(FR), \Delta \ln(CALL)]_t' = B(L)[\Delta \ln(FR), \Delta \ln(CALL)]_t' + \varepsilon_t \quad (6)$$

그리고  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = V$

여기서 CALL은 콜금리, FR은 외환보유액 혹은 외환포지션,  $\Delta$ 는 차분,  $\ln$ 은 자연대수를 의미한다. 그리고  $\varepsilon_t$ 는 이변량벡터로서 평균이 0이고 i.i.d. 분포를 가진다고 가정한다. 일반적으로 VAR모형은 변수의 순서에 의해 민감한 차이를 나타내는데 여기서는 상대적으로 외생성이 높은 외환시장개입변수인 외환보유액 혹은 외환포지션을 먼저 넣고 콜금리를 나중에 넣었다.

#### 1) 共積分檢定

앞에서 보았듯이 실증분석에 사용된 수준변수들이 모두 不安定的인 시계열인 것으로 나타났다. 그리하여 먼저 수준변수들간에 장기적으로 안정적인 관계가 있는지를 살펴보기 위해 월별 외환보유액과 콜금리 그리고 일별 외환포지션과 콜금리를 대상으로 요한센공적분검정을 해보았다.

월별 및 일별 변수들을 이용한 요한센공적분검정결과 <표 2>에서의 우도비통계량은 공적분벡터의 수가 0이라는 歸無假說을 각각 5%유의수준에서 기각하지 못하는 것으로 나타났다. 그리하여 외환시장개입과 콜금리간에는 통계적으로 유의한 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

#### 2) 그랜저인과관계검정

앞에서 우리는 실증분석에 사용된 변수들이 단위근이 있는 불안정적인 계열이고 또 공적분관계도 존재하지 않는 것으로 밝혀졌기 때문에 안정적인 계열인 자연대수 차분을 이용하여 분석하고자 한다. 먼저 변수들의 자연대수차분으로 (6)식에서 보는 바와 같은 형태의 2변수 VAR모형을 추정하였다. 먼저 AIC검정, SIC검정, LR검정 등을 이용하여 VAR모형의 적절한 시차길이를 선택하였는데 월별 자료의 경우 시차 1, 일별 자료의 경우 시차길이 2가 적절한 것으로 나타났다(부록 <표 2> ~



〈표 2〉 요한센공적분검정결과<sup>1)</sup>

	고유근 (Eigenvalue)	우도비통계치 (Likelihood Ratio)	5% 기각치 <sup>2)</sup>	1% 기각치 <sup>2)</sup>	공적분수	관측치	시차
월별 외환보유액과 콜금리	0.08	10.47	15.41	20.04	0	115	1
	0.01	1.01	3.76	6.65	1개 이하		
월별 외환보유액과 회사채유통수익률	0.08	10.47	15.41	20.04	0	115	1
	0.01	1.01	3.76	6.65	1개 이하		
월별 외환포지션과 콜금리	0.14	6.81	15.41	20.04	0	43	1
	0.00	0.11	3.76	6.65	1개 이하		
월별 외환포지션과 회사채유통수익률	0.08	3.83	15.41	20.04	0	43	1
	0.01	0.41	3.76	6.65	1개 이하		
일별 외환포지션과 콜금리	0.01	13.34	15.41	20.04	0	1111	2
	0.00	0.49	3.76	6.65	1개 이하		

주: 1) 공적분식에 상수항 포함하였음.

2) 기각치는 Osterwald-Lenum(1992)에 의한 것임.

〈표 4〉 참조).

먼저 월별자료를 사용한 그랜저인과관계검정에 의하면 외환보유액의 변동(DLRES), 즉 외환시장개입은 콜금리(CALL)에 대해서는 1%유의수준에서 그랜저인과관계를 갖는 것으로 나타났다.<sup>9)</sup> 그리하여 외환시장개입이 미래의 통화정책에 영향을 미치는 것으로 나타나 외환시장개입의 신호효과가 있는 것으로 나타났다.

한편 이와는 반대로 통화정책관련변수가 외환시장개입을 그랜저인과하는가도 중요한 부분이다. 즉 통화정책의 변화로 인해 의도하지 않았던 환율의 변화가 생길 경우 중앙은행은 이를 상쇄하기 위한 외환시장개입 즉 일종의 ‘逆風外換市場介入方式’(leaning against the wind)을 취하였느냐 하는 관점이다. 다시 말하면 통화정책이 긴축적으로 바뀔 때 이는 환율의 하락을 가져올 것이고 따라서 중앙은행은 의도하는 수준의 목표환율을 의식하여 이를 상쇄하기 위해 외환을 매입하는 외환시장개입을 할 것이라는 것이다. 그렇지만 우리나라의 경우 월별자료에 의한 그랜저인과관계 분석결과 금리는 외환시장개입에 대해 전혀 그랜저인과관계가 없는 것으로 나타났다. 다만 회사채 유통수익률은 외환포지션을 그랜저인과하는 것으로 나타나

9) Lewis(1995)의 경우 미국의 자료를 대상으로 분석한 그랜저인과관계 검정결과에서도 페더럴 펀드금리가 다른 통화정책변수에 비해 상대적으로 유의한 것으로 나타났는데 이는 미국의 경우 페더럴펀드금리가 통화정책의 방향을 잘 나타내기 때문인 것으로 생각된다.

〈표 3〉 그랜저인과관계검정<sup>1)</sup>

	귀무가설	F 값	P 값	관측치	시차
월별 자료	DLCALL $\Rightarrow$ DLRES	0.34	0.56	113	1
	DLRES $\Rightarrow$ DLCALL	12.08	0.00		
월별 자료	DLCORP $\Rightarrow$ DLRES	2.36	0.13	113	1
	DLRES $\Rightarrow$ DLCORP	18.31	0.00		
월별 자료	DLCALL $\Rightarrow$ DLPOS	1.29	0.26	43	1
	DLPOS $\Rightarrow$ DLCALL	8.07	0.01		
월별 자료	DLCORP $\Rightarrow$ DLPOS	7.51	0.01	43	1
	DLPOS $\Rightarrow$ DLCORP	15.77	0.00		
일별 자료	DLCALL $\Rightarrow$ DLPOS	16.26	0.00	1108	2
	DLPOS $\Rightarrow$ DLCALL	12.69	0.00		

주: 1) RES: 외환보유액, POS: 외환포지션, CALL: 콜금리, CORP: 회사채 유통수익률, DL: 자연 대수차분

이 경우에는 역풍외환시장개입이 있었다고 할 수 있을 것이다.<sup>10)</sup>

한편 일별 자료를 이용한 그랜저인과관계분석에 의하면 외환포지션은 콜금리에 대해 1%유의수준에서 그랜저인과하는 것으로 나타났으며 콜금리 또한 1%유의수준에서 외환시장개입을 그랜저인과하는 것으로 나타났다. 그리하여 일별 자료로 볼 때에는 신호효과와 역풍개입방식이 모두 존재한다는 것을 확인할 수 있었다.

### 3) 충격반응함수

아래 그림은 월별자료를 이용한 2변수 VAR모형추정에 의한 충격반응함수 분석 결과<sup>11)</sup> 외환보유액(혹은 외환포지션) 증감률이 1단위 표준편차 증가할 때 콜금리(혹은 회사채 유통수익률)가 시간을 두고 어떻게 반응하는가를 그림으로 나타낸 것이다. 대체로 외환시장개입의 표준편차 1단위 충격이 있을 때에 금리변수가 1개월 후부터 낮아지기 시작하여 2개월 후에 가장 낮아졌다가 3개월 후에까지 지속되는 것으로 나타났다. 이는 중앙은행이 외환시장에서 외환을 매입개입하는 경우 금리가 2~3개월간 지속적으로 낮아진다는 것을 의미한다. 즉 중앙은행은 외환시장개입에

10) Lewis(1995)에서 미국의 경우에는 페더럴펀드금리와 비차입기준이 외환시장개입에 대한 그랜저인과관계가 있는 것으로 나타나 일종의 '역풍외환시장개입'이 있었음을 보여 주었다.

11) VAR모형 추정결과는 부록 〈표 5〉~〈표 7〉 참조.

이어 점차적으로 금리를 하락하는 정책을 2~3개월간 이어나간다는 것을 의미한다. 그리고 이러한 금리의 하락은 자본유출로 이어져 환율을 상승시키게 된다는 것이다. 즉 현재의 외환시장개입이 장래의 통화정책의 변화를 신호한다는 외환시장개입의 신호효과를 입증하는 결과라고 할 수 있을 것이다.<sup>12)</sup>

한편 회사채유통수익률 충격에 대한 외환포지션의 반응을 제외한 다른 경우에는 금리의 변화가 외환시장개입을 유발하지 않는 것으로 나타났다.

참고로 일별 자료 이용하여 신호효과를 살펴보기 위하여 시차가 2인 VAR모형을 추정한 후 외환포지션 1단위 표준편차 충격이 콜금리에 미치는 충격반응함수를 살펴보았는데 외환포지션의 증가는 2일 후의 콜금리의 하락을 가져왔는데 이를 신호 효과에 의한 통화정책의 기초변화로 해석하기보다는 불태화과정에서의 기술적인 반응이라고 보인다. 즉 앞에서 우리는 월별자료에 의한 불태화계수를 추정해본 결과 당월에 거의 완벽하게 불태화가 이루어지는 것을 볼 수 있었으나 일별로 볼 때에는 완벽하게 불태화가 이루어지기가 어려운데 기인하는 것으로 생각된다. 즉 한국은행의 국제부에서 외환시장개입을 하는 것이 자금부를 통하여 불태화되는 과정에서 하루나 이틀정도에 걸쳐 발생할 수 있는 시차를 의미하는 것으로도 해석할 수 있다. 그러므로 일별 자료에 의한 단기적인 효과를 신호효과에 의한 통화정책의 기초변화로 해석하는 데 있어서는 다소 주의를 요한다고 할 수 있을 것이다.<sup>13)</sup>

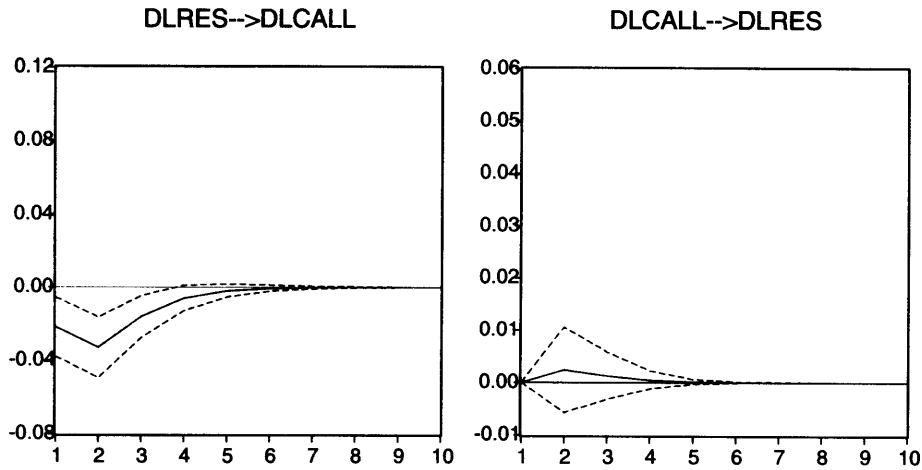
12) 외환시장개입변수와 금리변수이외 환율 및 소비자물가를 추가한 4변수 VAR모형에 의한 충격 반응함수도 추정해보았는데 결과는 2변수 VAR모형의 경우와 매우 유사한 것으로 나타나 본고의 실증분석결과에 대한 강건성(robustness)을 보여주고 있다. (부록 <표 8> 참조)

13) 이외에도 시장참가자들의 입장에서 볼 때 일별 자료보다는 월별자료가 관찰이 용이하고 따라서 이들의 예상에 미치는 효과가 클 것이라고 가정해본다면 일별자료 보다는 월별자료에서 나타난 신호효과로서의 의의가 더욱 클 것이라는 추정도 가능할 것이다. 일별 외환시장개입에 대한 금리의 반응에 대해서는 저자가 설명한 것과는 다른 설명이 가능할 것으로 보이며 추후 연구자의 몫으로 남기고 싶다.

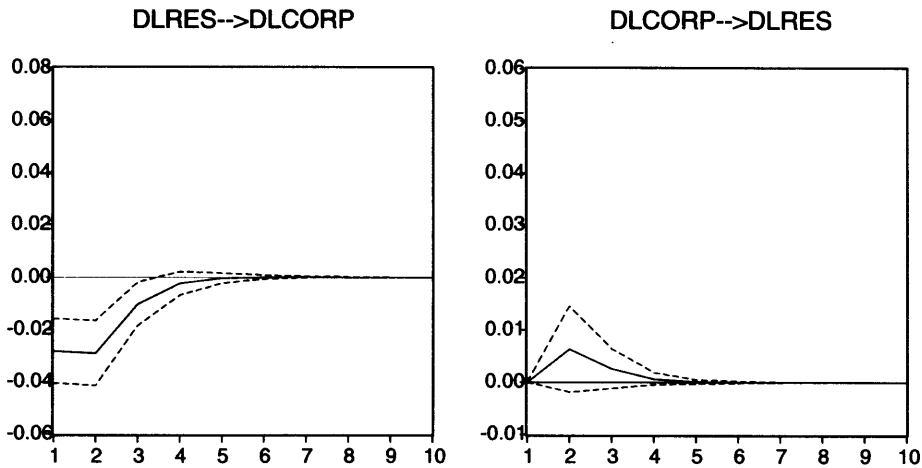
〈그림 1〉 제 외환시장개입충격에 대한 금리의 반응

1. 월별 외환보유액충격에 대한 금리의 반응

〈콜금리〉

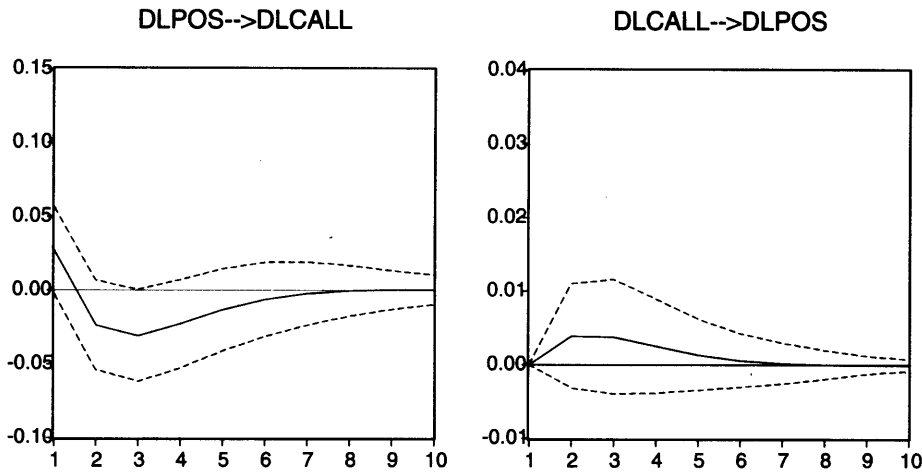


〈회사채유통수익률〉

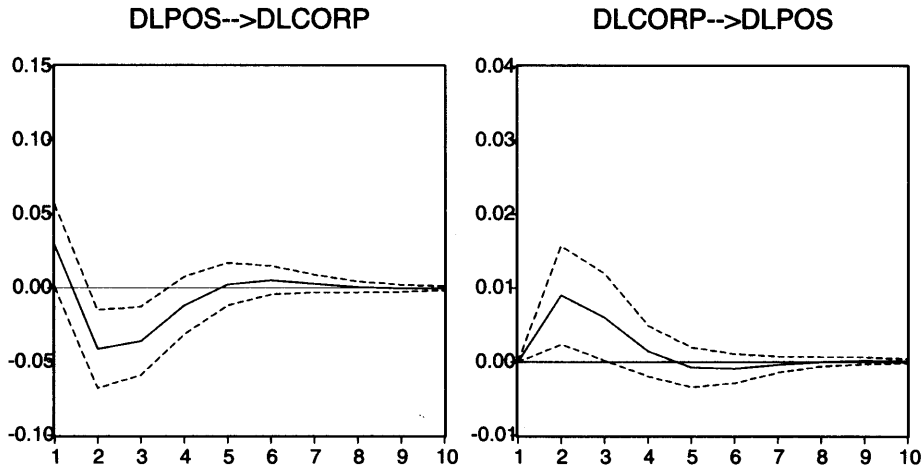


2. 월별 외환포지션충격에 대한 금리의 반응

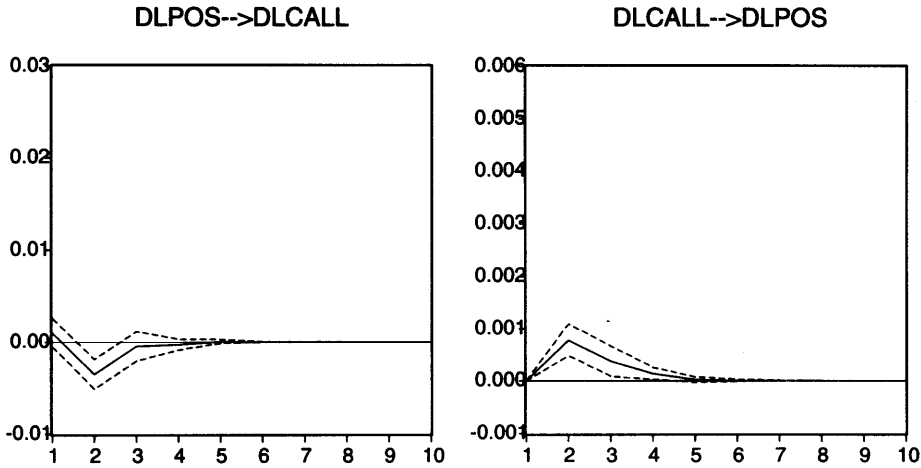
〈콜금리〉



〈회사채유통수익률〉



## 3. 일별 외환포지션충격에 대한 콜금리의 반응



주: DLRES: 외환보유액의 자연대수차분, DLPOS: 외환포지션의 자연대수차분, DLCALL: 콜금리의 자연대수차분, DLCORP: 회사채유통수익률의 자연대수차분, 점선은 2단위 표준편차 신뢰구간을 나타냄.

## IV. 外換市場介入은 通貨政策의 不確實性を 増加시키는가?

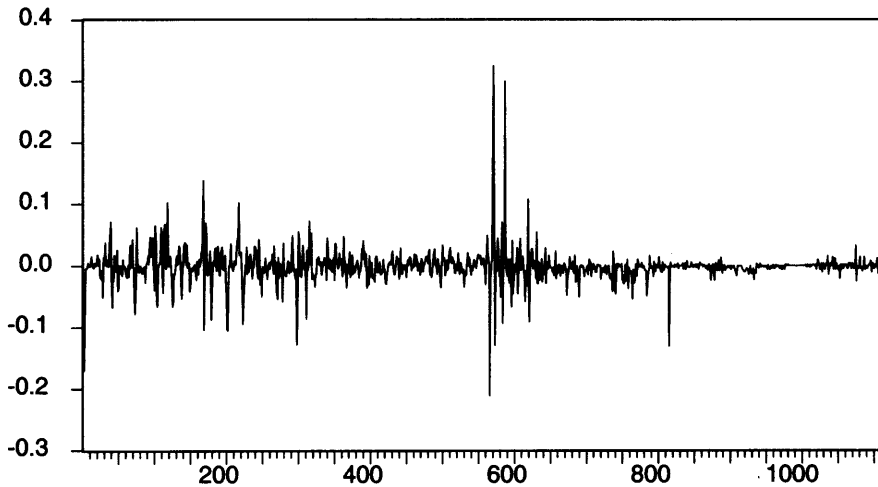
앞에서 우리는 외환시장개입이 과연 미래의 통화정책의 변화를 신호하는가 라는 물음에 대해 분석해본 결과 '그렇다'라는 결론을 얻을 수 있었다. 그러면 여기서는 외환시장개입이 미래 통화정책의 불확실성증대를 신호하는가 라는 질문에 대해 분석해 보고자 한다.

여기서 외환시장개입규모는 외환포지션자료의 증가율의 절대치를 취하여 사용하였다. 그리고 통화정책의 불확실성을 나타내는 대용변수로서는 ARCH(혹은 GARCH) 모형에 의해 추정한 금리변수의 조건부이분산을 사용하고자 한다.

먼저 일별 외환포지션자료와 콜금리자료를 이용하여 분석해보고자 한다. 일일 콜금리 증가율의 통계치<sup>14)</sup>를 보면 먼저 왜도(skewness)가 0보다 크고 또 첨도(kurtosis)가 3보다 큰 것으로 나타나 오른쪽으로 긴 꼬리를 갖는 첨예한 분포를 가

14) 부록 <표 9> 참조

〈그림 2〉 콜금리증가율추이(1996년 1월 1일~1999년 9월 30일)



지고 있음을 알 수 있다. 그리고 아래 그림은 1996년 1월 1일부터 1999년 9월 30일  
까지의 일별 콜금리 증가율을 그림으로 나타낸 것인데 변화율이 큰 곳이 함께 무리  
지어 나타나는 현상이(clustering) 있는 것을 알 수 있다.

그리하여 일별 콜금리자료를 이용하여 다음과 같은 ARCH(1) 모형을 추정하였다.  
추정결과 분산방정식의 추정계수가 모두 양의 부호를 갖고 또 전기잔차자승치  
( $\epsilon_{t-1}^2$ )의 추정계수가 0.37로서 1보다 작아 잘 추정되었음을 알 수 있다.

$$\Delta \ln CALL_t = 0.20 \Delta \ln CALL_{t-1} + \epsilon_t \quad (9.27)$$

$$\epsilon_t \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = 0.000454 + 0.37 \epsilon_{t-1}^2 \quad (110.60) \quad (8.21)$$

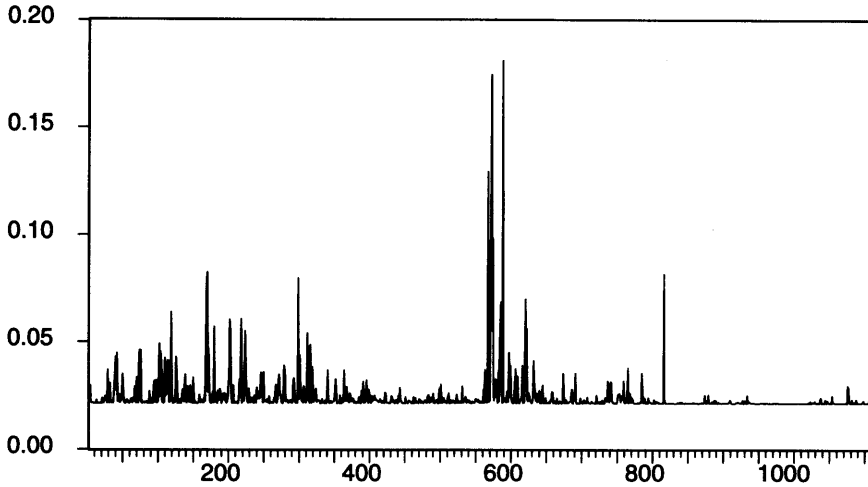
$$DW = 1.80$$

(7)

단, CALL: 일별 콜금리, ln은 자연대수치, Δ는 차분, ( )내는 z값.

다음으로는 위 식에서 추정한 조건부이분산(ARCH)을 통화정책변수의 불확실성  
을 나타내는 변수로 사용하고 또 외환포지션의 증가율의 절대치(ADLPOS)를 외환  
시장개입변수로 사용하여 다음과 같은 형태의 2변수 VAR모형을 추정하였다.<sup>15)</sup>

〈그림 3〉 ARCH(1)모형에 의해 추정한 콜금리의 조건부이분산  
(1996년 1월 1일~1999년 9월 30일)



$$[ADLPOS, ARCH]_t' = B(L)[ADLPOS, ARCH]_t' + \varepsilon_t \quad (8)$$

그리고  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = V$ , ADLPOS: 외환포지션증가율의 절대치, ARCH: ARCH(1) 모형에 의해 추정된 콜금리의 조건부이분산.

먼저 2변수에 대해 그랜저인과관계검정을 해본 결과 외환포지션증가율의 절대치(ADLPOS)는 콜금리의 조건부이분산(ARCH)에 대해 그리고 콜금리의 조건부이분산(ARCH)은 외환포지션증가율의 절대치(ADLPOS)에 대해 상호 그랜저인과관계가 있다는 것을 알았다.

위와 같은 형태의 2변수 VAR모형을 추정한 다음 충격반응함수를 이용하여 외환포지션의 절대치가 1단위 표준편차 증가할 때에 미래의 통화정책의 불확실성이 증대하는가를 살펴보았다. 충격반응함수 추정결과 현재 시점에서의 외환시장개입은 3일 후의 통화정책의 불확실성을 증대시키는 것으로 나타나 현재 시점에서의 외환시장개입은 미래의 통화정책의 불확실성을 가져오는 것으로 나타났다.<sup>15)</sup>

15) 앞에서와 같은 유사한 방식으로 적정시차 2를 구하였다.

16) 이 결과는 Diebold and Nerlov(1989)의 가설—즉 불확실한 신호(외환시장개입과 통화정책에 관한 중앙은행의 의도)는 시장불확실성을 증가시킨다—과도 일치하며, 또한 미국의 자료를 이용하여 분석한 결과 현재 시점에서의 외환시장개입이 미래의 통화정책의 불확실성을 증대

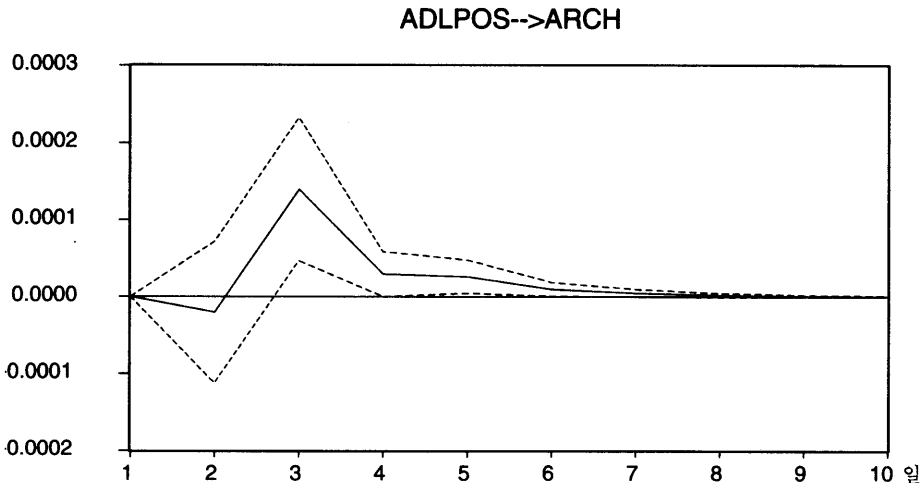


다음으로는 앞서와 같은 일별 자료가 아닌 월별 외환포지션 자료와 회사채 유통수익률 자료를 이용하여 앞의 일별 자료 분석과 비슷한 방식으로 충격반응함수를 구해 보았다. 그 결과 외환포지션 증가율의 절대치 한 단위 표준편차 충격에 대한 회사채 유통수익률의 충격반응함수는 아래 그림과 같이 나타났다. 즉 외환포지션 충격이 있을 때 회사채 유통수익률의 조건부이분산은 1~5개월 후에 증가하는 것으로 나타나 현재의 외환시장개입은 향후의 회사채 유통수익률의 불확실성을 증가시키는 것으로 나타났다(추정결과는 부록 <표 10> 참조).

<표 4> 그렌저인과관계

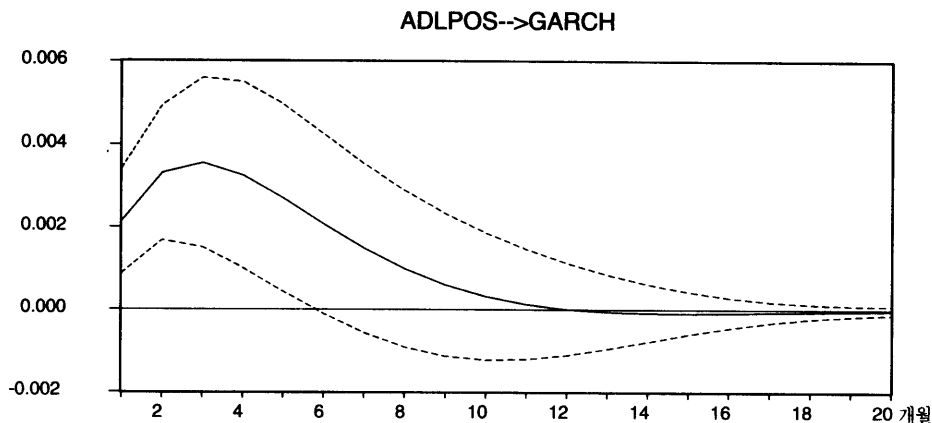
	귀무가설	F 값	P 값	관측치	시차
일별 자료	ARCH $\Rightarrow$ ADLPOS	7.33	0.00	1107	2
	ADLPOS $\Rightarrow$ ARCH	4.95	0.01		

<그림 4> 일별 외환포지션증가율의 절대치(ADLPOS) 1단위 표준편차 충격에 대한 콜금리의 조건부이분산(ARCH)의 반응



시킨다는 Fatum and Hutchinson(1999)의 연구결과와도 일치하는 것이다. 그들도 일별 자료를 이용하여 이러한 결론을 도출하고 있으나 이러한 불확실성 증대현상이 전술한 바와 같이 불태화과정에서의 시차를 반영하는 것일 수도 있을 것이다.

〈그림 5〉 월별 외환포지션증가율의 절대치(ADLPOS) 1단위 표준편차 충격에 대한 회사채  
유통수익율의 조건부이분산(GARCH)의 반응



주: ADLPOS: 월별 외환포지션 증가율의 절대치, GARCH: GARCH(1, 1) 모형으로부터 추정된 회사채 유통수익율의 조건부이분산.

## V. 要約 및 結論

중앙은행에 의한 외환시장개입이 환율에 미치는 경로에 관한 분석은 지속적인 연구대상이 되고 있는데, 그 중에서도 신호효과에 의한 경로가 최근 설득력을 얻고 있다. 즉 중앙은행의 외환시장개입은 미래의 기초경제여건 그 중에서도 통화정책의 변화를 가져오게 되고 따라서 이는 현재 환율의 변화에도 영향을 미친다는 것이다.

이에 본고에서는 우리나라에서도 외환시장개입의 신호효과에 의한 경로가 존재하는가를 보기 위해서 월별 및 일별 외환시장개입변수와 금리자료를 이용하여 분석해보았다. 그랜저인과관계분석에 따르면 우리나라의 경우 외환시장개입은 금리를 그랜저인과하는 것으로 나타났다. 또 VAR모형 추정에 의한 충격반응함수 분석결과에서도 현재 중앙은행이 외환시장에서 외환을 매입하게 되면 미래의 금리가 하락하는 반응을 보이는 것으로 나타났다. 이는 중앙은행이 환율상승을 위해 외환시장에서 買入介入을 할 경우 중앙은행의 팽창통화정책이 수반되는 것으로 나타났다.

이외에도 ARCH(GARCH) 모형에 의해 추정한 금리의 조건부이분산을 통화정책의 불확실성을 나타내는 대용변수로 사용하여 현재 외환시장개입이 향후의 통화정

책의 불확실성을 증대시키는가를 분석해 보았다. 그 결과 절대치로 나타낸 외환시장개입 증가율 충격이 있을 때에 통화정책의 불확실성이 증대하는 것으로 나타났다. 즉 충격반응함수 분석결과 외환시장개입 변화율의 절대치가 증가할 때 금리의 조건부이분산이 증가한다는 것으로 나타났다.

본고의 연구결과 우리나라에서도 외환시장개입의 신호효과경로가 존재한다는 것을 알 수 있었는데 따라서 외환시장개입의 유효성을 제고시키기 위해서는 비밀스런 개입보다는 이를 언론에 보도하여 시장에 중앙은행의 의도를 명확히 전달함으로써 시장참가자의 향후 통화정책에 대한 예상을 변화시키는 것이 바람직한 것으로 생각된다.

## ■ 참고 문헌

1. 김태준·유재원, “국제수지 충격과 동태적 외환시장개입,” 『금융학회지』, 제3권 제2호, 1998, pp. 95~137.
2. 이승호·이영섭·최창규, “외환시장개입의 환율안정효과,” 『국제경제연구』, 제4권 제2호, 1998, pp. 49~68.
3. 이영섭, “우리나라 외환시장개입의 행태와 효과,” 김인준·박준용 편저 『자본자유화론: 이론과 현실』, 1995, pp. 69~108.
4. 최창규, “불태화외환시장개입의 동태적 효과분석,” 『경제분석』, 제1권 제2호, 1995, pp. 69~99.
5. Diebold and Nerlov, “The Dynamics of Exchange Rate Volatility: A Multivariate Latent Factor ARCH Model,” *Journal of Applied Econometrics* 4, 1989, pp. 1~21.
6. Dominguez, Kathryn M., “Does Central Bank Intervention Increase the Volatility of Foreign Exchange Rates?” *National Bureau of Economic Research Working Paper*, No. 4532, November 1993.
7. ———, and Jeffrey Frankel, “Does Foreign Exchange Intervention Matter? The Portfolio Effect,” *The American Economic Review* 83-5, 1993.
8. Edison, Hali J., “The Effectiveness of Central Bank Intervention: A Survey of the Literature after 1982,” Princeton University International Finance Section, Special Papers in International Economics, No. 18, 1993.
9. Fatum, Rasmus and Michael Hutchinson, “Is Intervention a Signal of Future Monetary Policy?: Evidence from the Federal Funds Futures Market,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 31, No. 1, February 1999, pp. 54~69.

10. Humpage, Owen, F., "Central Bank Intervention: Recent Literature, Continuing Controversy," *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review* 27-2, 1991, pp.12~26.
11. Kaminsky, Graciela L., and Karen K. Lewis, "Does Foreign Exchange Intervention Signal Future Monetary Policy?" *Journal of Monetary Economics* 37, April 1996.
12. Klein, Michael W. and Eric Rosengren, "Foreign Exchange Intervention as a Signal of Monetary Policy," *Federal Reserve Bank of Boston New England Economic Review*, May/June 1991, pp.39~50.
13. Lewis, K. "Are Foreign Exchange Intervention and Monetary Policy Related, and Does It Really Matter?" *Journal of Business*, Vol.68, No. 2, 1995, pp.185~214.
14. Mussa, M., "The Role of Official Intervention," Group of Thirty occasional papers No. 6, 1981.
15. Osterwald-Lenum, Michael, "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegrating Rank Test Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 1992, pp.461~472.
16. Rogoff, Kenneth, "On the Effects of Sterilized Intervention: An Analysis of Weekly Data," *Journal of Monetary Economics* 14, 1984, pp.133~50.
17. Watanabe, T., "The Signaling Effect of Foreign Exchange Intervention: The Case of Japan," In *Exchange Rate Policy and Interdependence: Perspectives from the Pacific Basin*, edited by Reuven Glick and Michael M. Hutchinson, Cambridge University Press, 1994, pp.258~286.

〈부록〉

〈표 1〉 불태화계수 추정식(1991.1~2000.7)<sup>1)</sup>

종속변수	DNDA			
	계수	표준편차	계수	표준편차
상수항	194.93	161.28	246.65	159.09
DNFA	-1.000102	7.82E-05	-1.000116	8.09E-05
DNFA(-1)			-0.325335	0.089522
DNDA(-1)			-0.325351	0.089512
R <sup>2</sup>	0.999		0.999	
조정 R <sup>2</sup>	0.999		0.999	
D-W	2.64		2.24	
DNFA의 계수가 -1(완전불태화)이라는 가설에 대한 Wald Test 결과	F값이 1.48(p값이 0.23)으로 귀무가설 채택		F값이 0.12(p값이 0.12)로 귀무가설 채택	

주: 1) DNDA: 중앙은행 국내순자산의 증분, DNFA: 중앙은행 해외순자산의 증분.

〈표 2〉 월별 외환보유액과 금리변수로 이루어진 2변수 VAR모형의 시차선택

	시차			
	0		2	3
〈콜금리〉				
Akaike Information Criteria <sup>1)</sup>	-5.12		-5.29	-5.26
Schwarz Information Criteria <sup>1)</sup>	-5.07		-5.05	-4.92
〈회사채 유통수익률〉				
Akaike Information Criteria <sup>1)</sup>	-5.74		-5.87	-5.88
Schwarz Information Criteria <sup>1)</sup>	-5.69		-5.63	-5.55

주: 1) AIC, SIC검정에 의해 적정시차는 1로 나타났으며 이외에도 최대시차를 3으로 하고 VAR모형의 어떤 특정시차보다도 큰 계수가 전부 0이라는 제약을 LR검정을 통해 기각하는 최초의 시차를 찾는 방식으로 적정시차가 1인 것으로 나타났음.

〈표 3〉 월별 외환포지션과 금리변수로 이루어진 2변수 VAR모형의 시차 선택

	시차			
	0		2	3
〈골금리〉				
Akaike Information Criteria <sup>1)</sup>	-5.42		-5.78	-5.64
Schwarz Information Criteria <sup>1)</sup>	-5.34		-5.38	-5.06
〈회사채 유통수익률〉				
Akaike Information Criteria <sup>1)</sup>	-5.53		-6.06	-6.02
Schwarz Information Criteria <sup>1)</sup>	-5.44		-5.65	-5.43

주: 1) AIC, SIC검정에 의해 적정시차는 1로 나타났으며 이외에도 최대시차를 3으로 하고 VAR모형의 어떤 특정시차보다도 큰 계수가 전부 0이라는 제약을 LR검정을 통해 기각하는 최초의 시차를 찾는 방식으로 적정시차가 1인 것으로 나타났음.

〈표 4〉 일별 외환포지션과 골금리로 이루어진 2변수 VAR모형의 시차선택

	시차				
	1		3	4	5
Akaike Information Criteria <sup>1)</sup>	-12.19		-12.20	-12.20	-12.20
Schwarz Information Criteria <sup>1)</sup>	-12.16		-12.13	-12.12	-12.10

주: 1) AIC, SIC검정에 의해 적정시차는 2로 나타났으며 이외에도 최대시차를 5로 하고 VAR모형의 어떤 특정시차보다도 큰 계수가 전부 0이라는 제약을 LR검정을 통해 기각하는 최초의 시차를 찾는 방식으로 적정시차가 2인 것으로 나타났음.

〈표 5〉 월별 외환보유액과 콜금리(회사채유통수익률)로 이루어진 2변수 VAR모형  
추정결과(1991.1~2000.7)<sup>1)2)</sup>

종속변수	DLRES	DLCALL	종속변수	DLRES	DLCORP
DLRES(-1)	0.351227	-0.621313	DLRES(-1)	0.416879	-0.637072
	〈0.09513〉	〈0.17873〉		〈0.09886〉	〈0.14887〉
	(3.69193)	(-3.47632)		(4.21698)	(-4.27941)
DLCALL(-1)	0.028331	0.193827	DLCORP(-1)	0.100751	-0.004729
	〈0.04859〉	〈0.09128〉		〈0.06553〉	〈0.09868〉
	(0.58308)	(2.12336)		(1.53748)	(0.04792)
C	0.010869	0.002940	C	0.010033	0.003356
	〈0.00467〉	〈0.00877〉		〈0.00453〉	〈0.00682〉
	(2.32853)	(0.33526)		(2.21660)	(0.49236)
R <sup>2</sup>	0.113510	0.179705	R <sup>2</sup>	0.139504	0.175677
조정 R <sup>2</sup>	0.097392	0.164791	조정 R <sup>2</sup>	0.124138	0.160957
SSR	0.243466	0.859318	SSR	0.240777	0.546018
SEE	0.047046	0.088385	SEE	0.046366	0.069822
F값	7.042408	12.04906	F값	9.078728	11.93452
Log likelihood	186.5793	115.3237	Log likelihood	191.5290	144.4492
Akaike AIC	-3.249191	-1.988030	Akaike AIC	-3.278764	-2.459985
Schwarz SC	-3.176782	-1.915621	Schwarz SC	-3.207158	-2.388378
종속변수 평균	0.016415	-0.008921	종속변수 평균	0.015718	-0.006146
종속변수 표준오차	0.049519	0.096713	종속변수 표준오차	0.049543	0.076226
Log Likelihood		305.5264	Log Likelihood		346.5455
Akaike Information Criteria		-5.301352	Akaike Information Criteria		-5.922530
Schwarz Criteria		-5.156535	Schwarz Criteria		-5.779316

주: 1) 〈 〉 내의 수치는 표준편차이며 ( ) 내의 수치는 t값임.

2) RES: 외환보유액, CALL: 콜금리, CORP: 회사채 유통수익률, DL: 자연대수차분.

〈표 6〉 월별 외환포지션과 콜금리(회사채 유통수익률)로 이루어진 2변수

VAR모형추정결과(1996.1~1999.9)<sup>1)2)</sup>

종속변수	DLPOS	DLCALL	종속변수	DLPOS	DLCORP
DLPOS(-1)	0.431037	-1.363804	DLPOS(-1)	0.434349	-1.843492
	<0.14021>	<0.47998>		<0.12940>	<0.46429>
	(3.07418)	(-2.84136)		(3.35656)	(-3.97056)
DLCALL(-1)	0.042378	0.536414	DLCORP(-1)	0.100606	-0.234384
	<0.03733>	<0.12778>		<0.03671>	<0.13173>
	(1.13533)	(4.19804)		(2.74019)	(1.77926)
C	0.003373	-0.002791	C	0.003034	0.006523
	<0.00455>	<0.01557>		<0.00418>	<0.01500>
	(0.74170)	(-0.17924)		(0.72556)	(0.43481)
R <sup>2</sup>	0.232093	0.360785	R <sup>2</sup>	0.332625	0.312203
조정 R <sup>2</sup>	0.193698	0.328824	조정 R <sup>2</sup>	0.299256	0.277813
SSR	0.033807	0.396176	SSR	0.029381	0.378239
SEE	0.029072	0.099521	SEE	0.027102	0.097242
F값	6.044828	11.28836	F값	9.968158	9.078361
Log likelihood	92.67375	39.75825	Log likelihood	95.69055	40.75434
Akaike AIC	-4.170872	-1.709686	Akaike AIC	-4.311188	-1.756016
Schwarz SC	-4.047998	-1.586812	Schwarz SC	-4.188314	-1.633142
종속변수 평균	0.004587	-0.018990	종속변수 평균	0.004587	-0.003072
종속변수 표준오차	0.032376	0.121477	종속변수 표준오차	0.032376	0.114427
Log Likelihood		134.2142	Log Likelihood		138.5498
Akaike Information Criteria		-5.963453	Akaike Information Criteria		-6.165108
Schwarz Criteria		-5.717704	Schwarz Criteria		-5.919359

주: 1) &lt; &gt; 내의 수치는 표준편차이며 ( ) 내의 수치는 t값임.

2) POS: 외환포지션, CALL: 콜금리, CORP: 회사채 유통수익률, DL: 자연대수차분.



〈표 7〉 일별 외환포지션과 콜금리로 이루어진 2변수 VAR모형

추정결과(1996.1.1~1999.9.30)<sup>1)2)</sup>

종속변수	DLPOS	DLCALL
DLPOS(-1)	-0.001495 <0.02995> (-0.04992)	-0.764629 <0.15445> (-4.95053)
DLPOS(-2)	0.123963 <0.03004> (4.12604)	0.142578 <0.15493> (0.92025)
DLCALL(-1)	0.030274 <0.00584> (5.18522)	0.313638 <0.03011> (10.4170)
DLCALL(-2)	0.004949 <0.00586> (0.84499)	-0.072848 <0.03020> (-2.41211)
C	0.000183 <0.00015> (1.20490)	-0.000416 <0.00078> (-0.53059)
R <sup>2</sup>	0.039874	0.105617
조정 R <sup>2</sup>	0.036380	0.102362
SSR	0.027901	0.741977
SEE	0.005039	0.025983
F값	11.41050	32.44501
Log Likelihood	4276.855	2465.925
Akaike AIC	-7.738868	-4.458198
Schwarz SC	-7.716192	-4.435523
종속변수 평균	0.000180	-0.000694
종속변수 표준오차	0.005133	0.027425
Log Likelihood	6743.653	
Akaike Information Criteria	-12.19865	
Schwarz Criteria	-12.15330	

주: 1) < > 내의 수치는 표준편차이며 ( ) 내의 수치는 t값임.

2) POS: 외환포지션, CALL: 콜금리, DL: 자연대수차분.

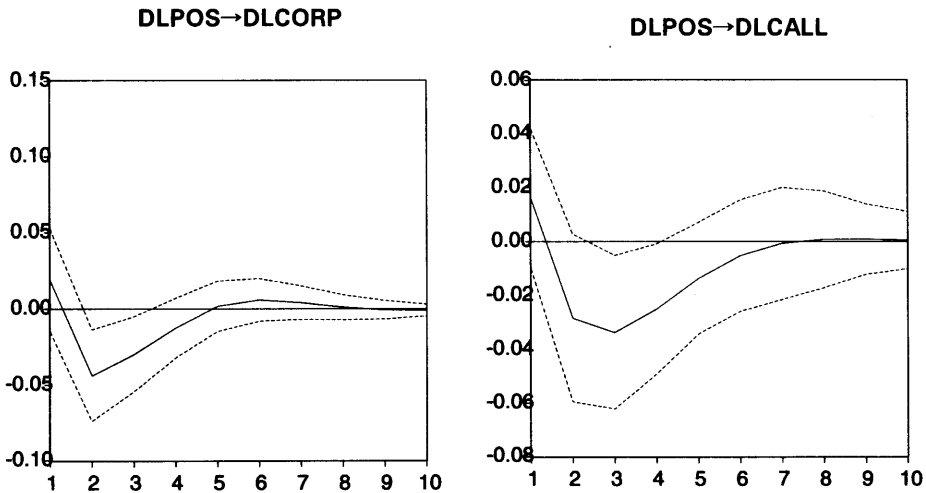
〈표 8〉 4변수 VAR모형추정에 의한 외환포지션충격에 대한 회사채유통수익률의  
충격반응함수(1996.1~1999.9)

(추정모형)

$$[\Delta \ln(POS), \Delta \ln(CORP), \Delta \ln(EX), \Delta \ln(CPI)]'_t \\ = B(L)[\Delta \ln(FR), \Delta \ln(CORP), \Delta \ln(EX), \Delta \ln(CPI)]'_t + \varepsilon_t \\ \text{그리고 } E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = V$$

여기서 POS는 외환포지션, CORP는 회사채 유통수익률, EX는 환율, CPI는 소비자물가,  $\Delta \ln$ 은 자연대수차분을 의미한다. 그리고  $\varepsilon_t$ 는  $4 \times 1$  벡터로서 평균이 0이고 i.i.d. 분포를 가진다고 가정한다. 시차는 1이 적합한 것으로 나타났다. 외환포지션(DLPOS) 1단위 표준편차 충격이 있을 때에 회사채 유통수익률(DLCORP)은 2~3개월 후에 하락하는 것으로 나타났다. 우측 그림은 위에서 설정한 VAR모형추정시 회사채유통수익률 대신 콜금리를 사용하여 추정한 충격반응함수로 비슷한 결과를 보이고 있다.

〈그림 1〉 외환시장개입충격에 대한 금리변수의 반응<sup>1)</sup>



주: 1) POS: 외환포지션, CALL: 콜금리, CORP: 회사채 유통수익률, DL: 자연대수차분.

〈표 9〉 일별 외환포지션과 콜금리 증가율의 통계치<sup>1)</sup>

변 수	DLPOS	DLCALL
평균(Mean)	0.000178	-0.000912
중앙값(Median)	3.04E-05	-0.000567
최대값(Maximum)	0.088586	0.325311
최소값(Minimum)	-0.030598	-0.211961
표준편차(Std. Dev.)	0.005120	0.027890
왜도(Skewness)	6.659126	2.184479
첨도(Kurtosis)	109.1504	40.70226
Jarque-Bera	529344.6	66625.37
Probability	0.00000	0.000000
관측수	1110	1110

주: 1) POS: 외환포지션, CALL: 콜금리, DL: 자연대수차분.

〈표 10〉 월별 외환포지션의 절대치 증가율이 회사채유통수익률의 조건부이분산에 미치는  
충격반응함수(1996.1~1999.9)

(GARCH모형 추정결과)

$$\Delta \ln \text{CORP}_t = 1.31 \Delta \ln \text{EX}_t + \varepsilon_t$$

(19.2)

$$\varepsilon_t \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = 0.00 + 0.31 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.66 h_{t-1}$$

(2.44) (2.88) (9.85)

$$DW = 2.13$$

단, CORP: 월별 회사채 유통수익률, EX: 원-달러환율,  $\Delta \ln$ 은 자연대수 차분, ( )내는 z값.

(VAR모형 추정결과)

$$(ADLPOS, GARCH)_t'$$

$$= B(L)(ADLPOS, GARCH)_t' + \varepsilon_t$$

그리고  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = V$ , ADLPOS는 외환포지션 증가율의 절대치, GARCH는 위의 GARCH(1, 1) 모형으로부터 구한 회사채 유통수익률의 조건부이분산, 그리고  $\varepsilon_t$ 는  $2 \times 1$  벡터로서 평균이 0이고 i.i.d. 분포를 가진다고 가정한다.

	ADLPOS	GARCH
ADLPOS(-1)	0.597656	0.083505
	$\langle 0.12904 \rangle$	$\langle 0.03104 \rangle$
	(4.63157)	(2.68992)
GARCH(-1)	-0.593407	0.824111
	$\langle 0.30742 \rangle$	$\langle 0.07396 \rangle$
	(-1.93027)	(11.1429)
C	0.013744	-0.000292
	$\langle 0.00450 \rangle$	$\langle 0.00108 \rangle$
	(3.05400)	(-0.26995)
$R^2$	0.360672	0.787821
조정 $R^2$	0.328705	0.777212
SSR	0.014752	0.000854
SEE	0.019204	0.004620
F값	11.28284	74.25990
Log likelihood	110.5031	171.7662
Akaike AIC	-5.000146	-7.849591
Schwarz SC	-4.877271	-7.726717
종속변수 평균	0.022545	0.008118
종속변수 표준오차	0.023439	0.009788
Log Likelihood		287.9380
Akaike Information Criteria		-13.11340
Schwarz Criteria		-12.86765