

# 韓國 通貨當局的 外換市場 介入行態 分析

(1990. 3. 2—1992. 4. 20)

—VAR 模型을 中心으로—

金 正 湜\*

## < 目 次 >

- I. 序 論
- II. 換率制度의 選擇과 外換市場 介入行態 :  
검정가능한 假定과 模型의 設定
- III. 韓國 通貨當局的 介入行態 分析
- IV. 結 論

## I. 머리말

1973년 세계주요국들이 變動換率制度를 채택하였을때 각국은 환율이 안정될 것으로 예상하였으나, 1980년대에 들면서 국제간의 資本移動이 심화되어 환율이 過多하게 變動하게되고 또한 均衡換率에서 乖離되자 주요 선진국(G5 혹은 G7)들은 1985년 Plaza 합의와 1987년 Louvre 합의를 통하여 각국의 통화당국이 外換市場에 적극적으로 介入함으로써 환율의 과다변동과 균형환율으로부터의 乖離를 줄이려고 노력하게 되었다. 특히 변동환율제도를 채택하고 있는 開發途上國중 외환시장이 발달되어 있지 못한 대부분의 나라에서는 국내은행 등 제한된 참가자만이 외환시장에 참여하므로 통화당국의 외환시장개입은 환율결정에 중요한 역할을 하게 된다. 이에 따라 通貨當局的 外환시장 개입에 대한 행태분석 및 환율에 대한 효과 분석에 대하여 많은 연구들이 이루어져 왔다.

\* 建陽大學校 貿易學科

이러한 연구에서 외환시장에서 통화당국의 개입 행태는 換率制度의 選擇이나, 經濟的 衝擊의 종류 또는 명목환율의 변동형태에 따라서 差異가 나는 것으로 알려져 있으며,<sup>1)</sup> 이 중에서 특히 환율제도와 연관한 개입행태의 차이에 대한 연구는 換率制度의 選擇問題와 연관하여 중요한 연구과제라고 할 수 있다. 그러나 이러한 환율제도와 연관한 개입행태에 대한 연구는 아직 많은 實證的 분석이 이루어지지 않고 있으며, 특히 변동환율제도하에서 환율의 變動幅이 제한되는 경우에 있어서 개입의 행태가 다른지의 여부에 대해서는 아직도 연구가 이루어지지 않고 있다.

한국은 1979년까지 固定換率制度를 유지하여 왔다가 1980년부터 매일 환율을 변동시키는 관리변동환율제도를 택하여 왔다.<sup>2)</sup> 즉 그동안 한국에는 활발한 외환시장이 존재하지 않아서 1990년 2월까지 통화당국이 SDR바스켓과 무역가중바스켓에 정책조정변수를 감안하여 對美換率을 직접 결정하였다.<sup>3)</sup> 그러나 1990년 3월부터는 국내 은행등 제한된 참가자가 참여하는 외환시장에서 對美換率을 결정하는 市場平均換率制度를 시행하게 되었고, 1991년 8월까지의 當日換率의 변동폭이 前日換率의 0.4%를 넘지않는 범위내에서 환율이 결정되도록 그 變動許容範圍을 制限하였다. 그후 1992년 6월까지의 0.6%의 범위로 그 허용범위를 擴大하였고, 1992년 7월부터는 0.8%로 확대하여 對美換率을 운용하여 왔다.

이와같은 제한된 참가자가 참여하는 한국의 외환시장에서의 환율결정 및 환율정책의 분석을 위하여서는 통화당국의 외환시장 개입행태의 분석이 중요하다고 할 수 있다. 따라서 本研究은 외환시장에서 환율이 결정되는 시장평균 환율제도하에서의 한국 통화당국의 외환시장 개입행태를 분석하였다. 특히 환율의 변동허용폭이 달라진 두 기간에 있어서 通貨當局의 介入行態가 다른지를

- 1) 각종의 경제적 충격에 대한 最適介入戰略에 대하여서 S.J.Turnovsky(1985)는 貨幣的 錯亂이 있는 경우에는 lean against the wind 전략을 사용하는 것이 바람직하다고 주장하였다. 그리고 명목환율의 변동형태에 따른 개입행태 즉 平價切下期와 平價切上期에 있어서 개입행태의 차이에 대하여서는 M.Gartner(1987)는 스위스의 경우를 분석하여 차이가 없음을, 그리고 D. Longworth(1980)는 캐나다의 경우를 분석하여 차이가 있음을 주장하였다.
- 2) 韓國의 換率制度와 각 환율제도의 장단점에 대해서는 朴 振根(1984) pp.584-611 참조.
- 3) 韓國의 換率決定에 있어 통화당국의 행태분석은 S.Y.Kwack(1988) 그리고 J.S.Kim(1990)등에 의하여 이루어져 왔으나, 이들의 연구는 通貨當局이 직접 환율결정에 관련한 바스켓제도하에서의 통화당국의 행태분석이며, 외환시장에서 환율이 결정되는 市場平均換率制度하에서의 통화당국의 외환시장 개입행태에 대하여서는 연구가 이루어지지 않았다.

분석하고, 또한 그 개입의 행태가 lean against the wind 형태인지를 검정하였다.

## II. 換率制度의 選擇과 外換市場 介入行態 : 검정가능한 假定과 模型의 設定

통화당국의 개입행태에 대한 연구는 주로 통화당국의 介入이 환율의 과도한 상승 혹은 하락을 저지하려는 개입 즉 lean against the wind 개입인지 또는 환율을 같은 방향으로 움직이게 하려는 개입인 lean into the wind 개입인지를 파악하려고 하는 것이다.

또한 통화당국이 어떠한 환율제도하에서 더 많이 개입하는가 하는 환율제도와 연관된 개입의 행태분석도 중요한 연구과제이다. 이에 대하여서 국제화폐경제학자들은 固定換率制度하에서는 통화당국이 환율을 固定시키기 위하여 외환시장에 적극적으로 개입을 하게 되며 이를 위하여 많은 外貨를 보유하여야 하나 변동환율제도의 채택 이후에는 환율이 과도한 변동을 할 때에나, 또는 환율이 均衡換率에서 乖離될 때 介入하므로 상대적으로 그 개입이 줄어들게 될 것으로 예상하였다. 그러나 실제에 있어서는 변동환율제도하에서 환율이 과다하게 변동하게 됨으로서 통화당국의 외환시장에 대한 개입이 固定換率制度에 비하여 증가하게 되는 행태를 보이고 있다.<sup>4)</sup> 따라서 환율제도의 선택과 개입행태의 차이는 중요한 연구과제이며, 특히 변동환율제도하에서도 환율의 변동허용폭을 서로 다르게 제한하는 경우에 있어서 개입행태의 차이에 대한 연구는 흥미있는 연구과제라고 할 수 있다.

실제로 한국은 1991년 8월까지 매일 換率의 變動幅을 前日 환율의 0.4%이내로 制限하였으며, 그 이후에는 0.6%로 擴大하였으므로 개입의 행태에 있어서 차이가 존재할 수 있고, 이는 換率의 變動範圍를 더 제한하기 위해서는 6%기간에 비하여 0.4%기간중에 상대적으로 더 많은 개입이 요구된다는 것을 의미한다고 할 수 있다.

4) De Grauwe(1989)는 선진국의 경우 固定換率制度期間에 비하여 變動換率制度期間중 외환보유고의 변화율이 더 크다는 것을 보여서 통화당국의 介入이 변동환율제도 기간중에 더 컸음을 주장하고 있다.

먼저 介入의 行態分析에 있어 통화당국이 lean against the wind 戰略을 사용하였는가는 다음과 같은 관계를 추정함에 의하여 분석되어질 수 있다.

$$INT = a_0 + a_1 \%EX \quad (1)$$

(1)식에서 INT는 통화당국의 외환시장개입량을, %EX는 환율의 변동율을 나타내며, 여기에서  $a_1$ 이 負의 값을 가지면 통화당국은 환율의 과다한 움직임을 억제하기 위하여 개입을 하는 lean against the wind 戰略을 사용함을 의미한다.<sup>5)</sup> 그리고 換率의 變動幅이 相異한 두 기간동안의 介入行態의 差異를 檢證하기 위해서는 다음의 관계를 추정함으로서 알 수 있다.

$$INT = a_0A + a_1D + a_3A \%EX + a_4D \%EX \quad (2)$$

(2)식에서 A와 D는 서로 환율의 변동허용폭이 다른 두 기간에 주어지는 dummy 변수로서, 위 식에서  $a_0 = a_1$ 과  $a_3 = a_4$ 인 귀무가설을 F 검정을 통하여 검증함에 의하여 두 기간에 있어서 介入의 差異가 있었는지를 알 수 있다.

그러나 실제로는 換率의 변화가 介入量에 의하여 영향을 받는 逆 因果關係가 존재하므로 이의 분석에는 因果關係의 검정이 필요하며, 필요시는 연립방정식 형태로 추정이 되어야 한다. 이러한 문제점을 해결하고 時差에 걸쳐서 환율의 변화에 대한 통화당국의 介入 反應을 보기위하여 本 分析에서는 다음과 같은 換率의 變化率과 介入量에 대한 두 變數 VAR(Vector Auto-Regressive) 모형을 구축하여 개입의 행태를 검정하였다.<sup>6)</sup>

$$INT_t = a_1 + b_{11} \sum_{i=1}^n INT_{t-i} + c_{11} \sum_{i=1}^n \%EX_{t-i} + e_{1t} \quad (3)$$

$$\%EX_t = a_2 + b_{21} \sum_{i=1}^n \%EX_{t-i} + c_{21} \sum_{i=1}^n INT_{t-i} + e_{2t} \quad (4)$$

여기에서 INT는 개입량을, %EX는 환율의 변화율을 나타내며, 위의 VAR 모형에서는 構造模型에서와 같이 變數의 內生性和 外生性を 구분하는 事前制約을 가하지 않고 因果關係 및 時差에 걸친 각 變數간의 關係를 추정할 수 있

5) 介入量과 換率의 변화를 어떻게 정의 하느냐에 따라서 계수의 符號가 달라질수 있으나 本 分析에서는 介入量은 달러표시 外換保有高의 差異로, 환율의 변화는 원/달러 환율로 나타내었다. 따라서 INT가 正의 값을 가지면 이는 외환보유고의 累積을 의미한다.

6) 모형의 구축에 있어 통화량 혹은 실질환율등의 다른 목적변수를 포함시키는 것이 바람직하나 자료가 日別資料여서 환율의 변화율과 개입량의 두 변수 모형을 사용 하였다.

어 本 分析에 적합하다고 할 수 있다.<sup>7)</sup>

이러한 통화당국의 개입행태에 대한 경험적 연구를 보면 대부분의 연구는 (1)식과 같은 형태로 추정되거나 또는 연립방정식의 형태로 추정되었다. Quirk(1977)은 日本의 경우를 대상으로 분석하여 日本의 通貨當局은 엔/달러 換率의 과도한 움직임을 방지하기 위하여 外換市場에 介入하였으며, 통화당국이 기타 다른 목표나 實效換率을 목표로 하여 介入을 하지 않았음을 밝혔다. 그리고 통화당국은 換率의 變動速度가 빠를수록 더 介入을 深化시켰음을 발견하였다. 또한 Artus(1976)와 Newmann(1984) 그리고 Willams(1987)는 獨逸의 경우를 分析하여 獨逸 通貨當局 역시 lean against the wind 戰略을 사용하였음을 밝혔으며, Pilbeam(1991)도 英國의 경우에 있어서 lean against the wind 전략이 사용되었음을 주장하고 있다.

### Ⅲ. 韓國 通貨當局의 介入行態 分析

本 分析에서는 먼저 韓國의 경우 固定 및 變動換率制度 期間중 개입량 및 환율의 변화율의 변동행태가 서로 다른지를 非母數推定方法에 의하여 檢定한 후 VAR模型에 의하여 介入의 행태 및 그 差異를 分析하였다.

검증에 사용된 기간은 1990년 3월 26일부터 1992년 4월 20일까지의 日別資料이며, 이를 원/달러 환율의 변동허용폭이 0.4% 이었던 1990년 3월 2일부터 1991년 8월 31일까지와 그 변동허용폭이 0.6% 였던 1991년 9월 2일부터 1992년 4월 20일까지의 기간으로 구분하여 한국 통화당국의 개입행태를 분석하였다.<sup>8)</sup> 그리고 사용된 換率은 원/달러 日別換率이며, 介入量은 日別 外換保

7) 이러한 VAR모형에 의하여 통화당국의 외환시장의 介入效果도 검증할 수 있다. 외환시장의 개입효과에 대한 분석에서는 통화당국의 개입이 中和된 介入이면 개입은 환율에 영향을 미치지 못하게 되며, 中和되지 못한 介入이면 환율에 영향을 미치게 된다. 그러나 중화된 개입일지라도 各國間의 채권이 상호 完全 代替財인 경우에는 개입이 환율에 영향을 주지 못하게 되며, 채권이 상호 不完全 代替財인 경우에는 개입은 환율에 영향을 주게 된다. 이러한 요인 이외에도 國際間의 資本移動의 정도에 의해서도 개입은 환율에 서로 다른 영향을 주게 된다.

8) 개입량과 환율사이의 관계분석에서는 月別, 週別, 日別資料를 사용할수 있으나 月別資料 사용시에는 期間中 通貨당국의 사고 파는 개입이 그 합계로 계산되므로 정확한 개입여부를 파악할수 없는 단점이 있다. 따라서 日別資料의 사용이 좋으나 通貨量등의 자료를 이용할수 없는 문제점도 있다.

有高的 차이를 代變數(proxy)로 사용하였다.<sup>9)</sup>

1. 非母數推定(non-parametric test)에 의한 介入行態 비교

(1) 平均과 分散의 비교

먼저 두 기간동안 원 /달러 환율의 변화율과 개입량의 변동형태를 보기 위하여 <표 1>에서 이들의 절대값을 이용하여 평균과 표준편차를 계산하여 보면, 환율의 변화율의 경우에는 平均과 標準偏差가 모두 0.6%기간동안 0.4%에 비하여 크게 나타내고 있어 환율의 허용변동폭이 擴大됨에 따라 환율이 크게 변동하였음을 보여주고 있으며, 介入量은 반대로 0.4%기간에 더 크게 나타나고 있어 0.4%기간중 더 많은 介入이 있었음을 나타내고 있다.

<표 1> 환율변화율 및 개입량의 평균과 표준편차

		평 均	표준편차
全期間(1990.3.2－ 1992.4.20)	환 율 (%)	0.0794	0.0776
	개입량(\$1,000)	72,154	87,112
0.4%期間(1990.3.2－ 1991.8.31)	환 율 (%)	0.0753	0.0660
	개입량(\$1,000)	82,647	93,695
0.6%期間(1991.9.2－ 1992.4.20)	환 율 (%)	0.0893	0.0992
	개입량(\$1,000)	47,400	62,778

(2) Wald-Wolfowitz 검정

두 기간중 환율의 변화율과 개입량의 변동행태가 다른지를 좀 더 자세히 검증하기 위하여 Wald-Wolfowitz 검정방법에 의하여 분석하여 보기로 한다.

Wald-Wolfowitz 검정은 두개의 서로 다른 標本이 같은 母集團에 속하는지를 검정하기 위한 비모수추정방법으로서, 만약 두개의 독립적 표본, 즉( $x_1, x_2, x_3, \dots, x_m$ )과 ( $y_1, y_2, y_3, \dots, y_n$ )을 합하여 작은수에서 큰수 순서로 배열하여, x와 y의 위치에 의하여 run의 수를 계산함으로써 검정할 수 있다.<sup>10)</sup>

9) 통화당국이 외환시장 介入量을 발표 하지 않으므로 일반적으로 外換保有高의 변동을 개입량의 代變數로 사용한다. 그러나 이를 위하여서는 자금운용으로 인한 이자수취액등으로 외환보유고의 變動을 조정하여야 하나, 본 분석에서는 자료의 문제로 인하여 이를 조정하지 못했다.

10) J.D.Gibbons(1976)와 R.V.Hogg & A.T.Craig(1970) 참조.

$x$ 와  $y$ 가 같은 分布로부터 왔다는 歸無假說을 설정할때 run의 수인  $u$ 의 평균과 분산은 다음과 같이 계산된다.

$$E(u)=[2mn/(m+n)]+1 \quad (5)$$

$$\text{var}(u)=[2mn(2mn-m-n)]/(m+n)^2(m+n-1) \quad (6)$$

그리고  $m, n \rightarrow \infty$ 일경우  $[u-E(u)]/s(u)$ 는 標準正規分布에 접근하게 된다.

이와같은 Wald-Wolfowitz검정을 환율의 변화율과 개입량에 적용시켜보면, <표 2>에서 보는 바와 같이 10%의 유의수준하에서 환율과 개입량 모두 같은 母集團에서 나왔다는 귀무가설이 기각되어 換率의 變化率과 介入量은 두 期間에 있어 서로 그 變動行態가 다르다고 할 수 있다.

<표 2> 환율의 변화율과 개입량에 대한 Wald-Wolfowitz검정

	검정통계량	유의수준
환율의 변화율	-12.98	0.00
개입량	-1.42	0.09

## 2. VAR 模型에 의한 介入의 行態 分析

본 장에서는 두 기간동안의 통화당국의 개입행태를 분석하기 위하여 개입량과 환율의 변화율사이의 관계를 제2장에서 구축된 (3)식과 (4)식으로 구성된 VAR모형에 의하여 因果關係와 相關關係, 그리고 累積된 衝擊反應函數를 통하여 分析하기로 한다.

VAR模型에 사용된 變數의 安定性(stationarity)을 위하여 外換保有高를 1次 差分한 변수와 환율의 변화율을 변수로 사용하였으며,<sup>11)</sup> 모형에서 변수의 順序가 推定結果에 영향을 줄수 있기 때문에 환율의 변화율이 개입량을 因果한다고 보아서 換率의 變化率 그리고 介入量의 順序로 模型을 구축하였다. 그러나 順序를 바꾸어도 추정결과에는 큰 차이가 없었다. 또한 時差는 7일로 하여 模型을 구축하였다.

11) 각 기간동안 환율의 변화율과 개입량에 대하여 Augmented Dickey-Fuller유형의 안정성검정을 시행한 결과 모두 안정적인 것으로 나타났다.

먼저 <표 3>의 Granger類型的 因果關係를 분석하기 위한 검정에서 時差를 7日로 하였을때 全期間동안에는 5% 유의수준에서 개입량과 환율의 변화율사이에는 상호 兩 方向 因果關係가 존재함을 알 수 있었고, 0.4%기간중에는 비록 그 유의수준은 낮지만 환율의 변화율이 개입량을 因果하고 있으며, 또한 0.6% 기간에서도 5% 유의수준하에서 환율의 변화율이 개입량을 因果하고 있음을 알 수 있었다.

<표 3> 환율의 변화율과 개입량간의 Granger 因果관계 검정

	因果의 方向	F통계량	유의수준
全 期 間	개입량 $\cdots \rightarrow$ 환율의 변동	2.2745	0.0275
	개입량 $\leftarrow \cdots$ 환율의 변동	1.9773	0.0564
0.4% 期間	개입량 $\cdots \rightarrow$ 환율의 변동	1.3659	0.2188
	개입량 $\leftarrow \cdots$ 환율의 변동	1.5130	0.1677
0.6% 期間	개입량 $\cdots \rightarrow$ 환율의 변동	1.3490	0.2325
	개입량 $\leftarrow \cdots$ 환율의 변동	2.5447	0.0173

또한 비록 VAR模型이 변수간의 構造的 關係를 나타내기에는 부적합하지만, 환율의 변화율과 개입량의 잔차의 상관관계를 통하여 두 변수간의 관계를 파악해 보면, <표 4>에서 모든 기간중에 두 변수의 잔차간에는 負의 相關關係가 나타남으로써 통화당국은 환율의 과도한 움직임을 억제하기 위하여 lean against the wind 戰略을 사용하였음을 알 수 있으며, 이들 상관계수가 0.4%기간중 -0.22로 0.6%기간의 -0.12에 비하여 크게 나타나서 0.4%기간중 통화당국은 환율변화에 크게 反應하였음을 보여주고 있다. 이러한 殘差의 相關係數의 유의성을 보기 위하여 標本의 數를 T 라고 할때 점근적 표준오차는  $1/\sqrt{T}$ 로 계산될 수 있으며, 이러한 표준오차를 고려할때 모든 기간의 잔차의 상관계수는 유의적이라고 할 수 있다.

또한 이러한 VAR模型을 이용하여 환율변화의 충격에 대하여 통화당국이 時差에 걸쳐서 어떻게 반응 하였는지는 累積된 衝擊反應函數(accumulated impulse response function)를 통하여 알 수 있다. 短期에 있어서 환율변화의 충격에 대한 통화당국의 반응과 개입량의 충격이 있을 때 환율변화의 반응을 보면 <표 5>에서와 같이 나타난다.



〈표 4〉 환율변화율과 개입량 殘差의 상관관계

잔차의 상관계수	
全期間	- 0.16
0.4% 期間	- 0.22
0.6% 期間	- 0.12

〈표 5〉에서 보면, 환율변동의 한단위 표준편차 충격시 모든기간 동안에 있어 개입량은 負의 반응을 나타내어 통화당국은 lean against the wind 전략에 의하여 반응하고 있음을 알 수 있다. 또한 이를 두 기간별로 비교하여 보면, 통화당국은 환율변동의 충격에 대하여 0.6%기간에 비하여 0.4%기간중에 더 많이 反應함으로써 0.4% 변동허용폭을 유지하기 위하여 더 많이 介入하고 있음을 알 수 있다.

또한 개입량의 충격에 대한 환율의 반응, 즉 개입량의 환율변동효과를 보면, 모든 기간에 걸쳐 初期에 負의 反應을 보임으로써 개입량은 환율의 과도한 상승을 억제하지 못했다고 할 수 있다. 그러나 0.6%기간중에 있어서는 時差가 길어질수록 正의 반응을 보여서 介入은 換率의 과도한 上昇을 억제하였다고 할 수 있다.

그리고 이러한 환율충격에 대한 통화당국의 개입량 변화정도를 長期 乘數에 의하여 계산할 수도 있는데, 全期間동안의 승수는 환율변동 정도가 1% 증가한 데에 대하여 -251,436이 반응하며, 0.4%기간에 있어서는 -305,933, 그리고 0.6%기간에 있어서는 -278,834가 반응함으로써, 역시 환율의 변동허용폭이 작은 즉 固定換率制度에 가까울수록 介入量이 증가함을 보여주고 있다.<sup>12)</sup>

〈표 5〉 누적된 충격반응함수 (단위 : 환율 : %, 개입량 : \$ 1,000)

충격	반응	1기간	3기간	6기간	9기간	12기간	14기간
全期間	환율(%)	-17,864	-18,546	-36,434	-50,486	-45,878	-46,165
	개입량						
0.4%期間	환율(%)	0.000	-0.011	-0.003	-0.002	-0.003	-0.003
	개입량						
0.6%期間	환율(%)	-26,395	-29,986	-45,650	-64,383	-58,310	-56,942
	개입량						
0.6%期間	환율(%)	0.000	-0.009	-0.009	-0.011	-0.010	-0.010
	개입량						
0.6%期間	환율(%)	-10,451	-13,893	-48,490	-55,066	-44,711	-43,691
	개입량						
0.6%期間	환율(%)	0.000	-0.020	0.008	0.006	0.003	0.003
	개입량						

12)  $int_t = a_0 + a_1 int_{t-1} + a_2 int_{t-2} + \dots + a_n int_{t-n}$   
 $+ b_1 \%ex_{t-1} + b_2 \%ex_{t-2} + \dots + b_n \%ex_{t-n}$

윗 식에서 장기승수는  $\Delta int / \Delta \%ex = (b_1 + b_2 + \dots + b_n) / (1 - a_1 - a_2 - \dots - a_n)$ 로 계산되어질 수 있다.

#### IV. 結 論

1980년대에 들면서 환율의 과다변동과 균형환율에서의乖離가 커지자 선진국의 通貨當局들은 상호 합의에 의하여 外換市場에서의 介入을 증가시키게 되고, 이에 따라 개입의 효과 및 개입의 행태에 대한 분석은 換率政策 및 換率決定理論에서 중요한 위치를 차지하고 있다. 특히 외환시장이 잘 발달되어 있지 않은 개발도상국에 있어서 통화당국의 개입이 환율에 미치는 효과는 커지게 되며 따라서 통화당국의 외환시장 개입행태 분석은 이들 나라의 환율결정 및 환율정책 분석에 중요한 역할을 한다고 할 수 있다.

本 分析에서는 1990년 3월부터 制限된 外換市場에서 換率이 결정되는 한국의 市場平均換率制度하에서 통화당국의 외환시장 개입행태를 분석하였다. 특히 換率의 變動許容幅이 0.4%에서 0.6%로 바뀐 두 期間에 있어 韓國 通貨當局의 외환시장 개입행태를 비교 분석하였다. 즉 통화당국은 lean against the wind 戰略을 통하여 개입을 하였는지, 또한 통화당국은 환율의 변동폭을 줄이기 위하여 0.6% 변동허용폭하에서보다 0.4% 변동허용하에서 介入을 增加시켰는지를 檢證하였다.

이를 위하여 非母數推定인 Wald-Wolfowitz검정에 의하여 분석한 결과 두 期間동안 환율의 변동과 개입량은 각각 서로 다른 변동행태를 보이고 있음을 알 수 있었으며, 또한 VAR모형에 의하여 換率과 介入量사이의 관계를 검정하여 보면, Granger 유형의 인과관계에서는 두 기간동안 모두 환율의 변화율이 개입량을 인과하고 있음을 알 수 있었다. 그리고 잔차의 상관관계 분석에서도 모든 기간중 환율의 변화율과 개입량의 잔차사이에는 負의 상관관계가 있음을 알 수 있었으며, 0.4%기간중의 잔차의 상관계수가 0.6%기간에 비하여 더 크게 나타나서 0.4%기간중에 환율의 변화에 대한 通貨當局의 反應이 컸음을 알 수 있었다. 또한 환율변화에 대하여 時差에 걸친 통화당국의 반응을 보기위한 누적된 충격반응함수에서도 환율변화 충격에 대하여 통화당국은 0.6%기간에 비하여 0.4%기간중에 더 크게 반응함을 알 수 있었다.

결국 본 분석에 의하면 한국 통화당국은 lean against the wind 戰略에 의하여 外換市場에 介入하였으며, 0.4% 변동허용 기간중에는 0.6%기간에 비하여 개입을 증가시켰음을 알 수 있었다. 즉 한국의 경우 變動換率制度下에서 換率의 變動幅이 제한될수록 통화당국은 환율을 안정시키기 위하여 介入은 增

加시켜서 개입의 행태는 換率制度의 選擇에 의하여 영향을 받는다고 할 수 있다.

— 參考文獻 —

1. 朴振根, 國際經濟學, 博英社, 1984.
2. Adams, D.B., and D.W.Henderson, *Definition and Measurement of Exchange Market Intervention*, Staff Studies, No. 126, Board of Governors of Federal Reserve System, 1983.
3. Almekinders, G.J., and S.C.Eijffinger, "Empirical Evidence on Foreign Exchange Market Intervention : Where Do We Stand?" *Weltwirtschaftliches Archiv*, heft 4, 1991, pp.645-677.
4. Argy, V., *Exchange Rate Management in Theory and Practice*, Princeton Studies in International Finance, no. 15, 1982.
5. Artus, J.R., "Exchange Rate Stability and Managed Floating : The Experience of the Federal Republic of Germany," *Staff Paper*, vol. 23, July 1976, pp.312-333.
6. Black, S.W., "Central Bank Intervention and the Stability of Exchange Rates," Institute for International Economic Studies, Seminar paper, no 136, Stockholm.
7. Board of Governors of the Federal Reserve Bank, "Intervention in Foreign Exchange Markets—A Summary of Ten Staff Studies," *Federal Reserve Bulletin*, November, 1983.
8. Branson, W.H., "A Model of Exchange Rate Determination with Policy Reaction : Evidence from Monthly Data," in Malgrange and P. Muet, *Contemporary Macroeconomic Modeling*, Basil Blackwell, 1984.
9. Coes, D. V., "Exchange Rate Intervention and Imperfect Capital Mobility," in Hodgman G.R., and G.E.Wood ed., *Monetary and Exchange Rate Policy*, 1987, St. Martin Press, pp.99-135.

10. De Grauwe, Paul, "Government and the Exchange Market," in ch. 10 of *International money: Post-War Trends and Theories*, Clarendon Press, Oxford, 1989.
11. Gartner, M., "Intervention Policy under Floating Exchange Rates: an Analysis of the Swiss Case," *Economica*, vol. 54, 1987, pp.439-453.
12. Gibbons, J.D., *Nonparametric Methods for Quantitative Analysis*, New York, Holt, Rinehart and Winston Inc., 1976.
13. Hogg, R.V. and A.T.Craig, *Introduction to Mathematical Statistics*, Macmillan Publishing Co., New York, 1970.
14. Kim, J.S., *The Behavior of Korean Exchange Rate and Monetary Policy*, Ph.D. Dissertation, 1990, The Claremont Graduate School.
15. Kwack, S.Y., "Korea's Exchange Rate Policy in a Changing Economic Environment," *World Development*, no.1, 1988, pp. 169-183.
16. Levin, J.H., "Does Leaning Against the Wind Improve Exchange Rate Performance?" *Journal of International Money and Finance*, no.1, 1985, pp.135-149.
17. Longworth, D., "Canadian Intervention in the Foreign Exchange Market: A Note," *The Review of Economics and Statistics*, vol.62, 1980, pp.284-287.
18. Loopesko, B.E., "Relationships among Exchange Rates, Intervention, and Interest Rates: An Empirical Investigation," *Journal of International Money and Finance*, no.3, 1984, pp. 257-277.
19. Neumann, M.J.N., "Intervention in the Mark/Dollar Market: The Authorities' Reaction Function," *Journal of International Money and Finance*, vol.3, pp.223-239.
20. Obstfeld, M., "Exchange Rates, Inflation and the Sterilization Problem, Germany 1975-1981," *European Economic*

*Review*, vol.21, pp.161-189.

21. Pilbeam, K., *Exchange Rate Management: Theory and Evidence—the UK Experience*, Macmillan, 1991.
22. Quirk, P.J., “Exchange Rate Policy in Japan: Leaning Against the Wind,” *Staff Paper*, International Monetary Fund, November 1977, vol.24, pp.642-664.
23. Rogoff, K., *Time Series Studies of the Relationship between Exchange Rates and Intervention, A Review of the Techniques and Literature*, Board of Governors of the Federal Reserve System, Staff Study, no.132, Washington.
24. Turnovsky, S.J., “Optimal Exchange Market Intervention: Two Alternative Classes of Rules,” in Bhandari, J.S. *Exchange Rate Management under Uncertainty*, MIT Press, Cambridge, Mass, 1985.
25. Willams, M., “The DM/Dollar Rate and the Exchange Market Intervention Policy of the Deutsche Bundesbank 1974-1984,” in Hodgman, D.R., and G.E.Wood ed., *Monetary and Exchange Rate Policy*, St. Martin Press, 1987, pp. 193-220.