

市場平均換率制下の 日 日變動幅과 원/달러 換率의 變動性 分析

金 鍾 先*

논 문 초 록 :

본 연구는 GARCH類의 모형을 이용하여 일일변동폭 확대가 환율의 변동성에 어떠한 영향을 미쳤는지를 계량분석하여, 환율변동폭과 변동성 간의 관계를 파악하는 데 중점을 두었다. 본 연구에 따르면 GARCH(1,1)모형의 경우와 GARCH(1,1)-M모형의 경우에 충격의 지속성(persistence)이 半減되는 median lag는 각각 1.83과 1.76으로 계산되었다. 또한 일일변동폭의 확대와 환율의 변동성 간의 관계를 알아보기 위해 분산방정식에 더미변수를 포함시켜 추정한 더미계수값은 일일변동폭이 0.2% 씩 확대되는 데 그친 제2기(1991. 9-1992. 6), 제3기(1992. 7-1993. 9), 제4기(1993. 10-1994. 10)에는 有意的인 正의 상관관계가 발견되지 못하였다. 그러나 일일변동폭이 큰 폭으로 확대된 제5기(1994. 11-1995. 11)와 제6기(1995년 12월 이후)에서는 더미계수의 부호도 陽의 값을 가질 뿐만 아니라 통계적 有意性도 存在하였다. 이는 일일변동폭의 확대가 환율의 변동성을 증대시킨다는 이론적 논의와 합치하는 결과이다. 따라서, 향후 자유변동환율제로 이행한다면 환율의 변화는 커질 것이며, 이에 따라 환율의 변동성도 커질 개연성이 그만큼 높으므로, 자유변동환율제로 이행에 앞서 外換危險 등의 문제를 완충할 수 있는 적정환율제도를 과도기적으로 도입할 필요가 있다.

핵심주제어: 시장평균환율제도, 환율의 일일변동폭, 환율의 변동성
경제학문헌목록 주제분류: F3

I. 序 論

1. 연구의 배경 및 목적

지난 1970년대 초 고정환율제를 근간으로 하는 브레튼우즈(Bretton Woods)

* 광주대 금융학과 부교수

** 본 논문의 심사과정에서 유익한 논평을 해 주신 심사위원들께 감사를 드립니다.

체제의 붕괴로 美國을 비롯한 선진국들은 변동환율제로 이행하기에 이르렀고, 이어서 선진국을 중심으로 전개되기 시작한 금융혁신(financial innovation)을 포함한 금융환경의 변화는 1980년대의 격변기를 거쳐 1990년대에 더욱 가속화되고 있는 추세이다. 특히 1995년 1월부터 WTO시대가 전개되면서 개방화·국제화의 추세가 가속화되어 세계 각국의 금융환경에 지대한 영향을 미치고 있는 상황이다.

이러한 금융의 國際化 및 開放化에 능동적으로 대처하기 위한 준비의 일환으로서, 우리 나라의 환율정책도 1990년 3월 2일부터 市場平均換率制度로 개편되었다. 이 시장평균환율제란 自由變動換率制度로 점차 이행하기 위한 중간단계로 통화당국이 외환시장에 수시로 개입하는 것이 허용된다는 점에서 자유변동환율제와 차이가 있으나, 원칙적으로 일정한 범위 내에서 외환시장에서의 外換의 需給에 의해 환율이 결정된다는 점에서는 변동환율제의 성격을 띤다.

이같은 시장평균환율제도의 도입으로 환율의 價格機能은 제고되었으나, 市場攪亂要因이 환율에 직접적인 영향을 미치게 됨으로써 환율의 움직임이 불안정해질 여지가 그만큼 커졌다. 시장평균환율제는 원화환율(원/달러)의 급격한 변동을 방지하고, 환율결정에 가격기능 제고에 기여한 것으로 평가되고 있으나, 첫째로 前日字 은행 간 외환거래량을 가중평균하여 산정하므로 美달러화의 수급사정을 정확히 반영하기에 미흡하고(1주일 혹은 3日 이동평균치 사용 등이 요망됨), 둘째로 선물환율의 결정은 일일변동폭의 제한 없이 은행 간에 자유롭게 결정하도록 되어 있어 현물환시장과 선물환시장 간의 개정거래로 외환시장 교란 우려가 있고, 셋째로 미래환율에 대한 예측이 수월하여 환차익을 노린 投機性 자금(hot money)의 유출입을 조장할 수 있다는 문제점이 지적되고 있다.

따라서, 정책당국에서도 이러한 문제점을 해결하고, 외환시장의 발전을 도모하기 위하여 외환제도개혁 2단계 기간(1996-1997년) 중 환율제도를 선진국형의 自由變動換率制로 이행을 검토하는 것으로 계획되어 있다. 또한 1997년 초에 출범한 금융개혁위원회에서도 금융국제화의 추진 차원에서 거시경제여건 등을 감안하여 외환 및 자본거래 자유화계획을 가급적 조속히 추진하기로 방향을 설정해 놓고 있다. 따라서, 예정대로 조만간 자유변동환율제로 이행하게 되면 환율의 변동성 증가로 원화환율이 균형환율로부터 이탈(misalignment)하여 국내기업의 수출경쟁력이 弱化되고 무역수지가 惡化되는 결과를 초래할 수

도 있을 것이다.

실제로 1973년부터 자유변동환율제로 이행한 美國의 경우에 1980년대 이후 美 달러의 변동성(volatility)의 급증, 균형환율로부터의 장기이탈(misalignment), 과잉변동(overshooting)이라는 문제에 직면하여 국제수지불균형이 환율변동으로 수정된다는 이상이 깨지게 되었다. 그리하여 1985년 9월 27일의 플라자합의는 변동환율제하에서도 중앙은행의 외환시장 개입이 필요하다는 것을 공식적으로 합의한 셈이 되었다. 결국 플라자 협정 이후 1987년 루브르협정에서도 이러한 내용이 재확인된 바 있다.

따라서, 본 연구에서는 일일변동폭과 환율변동성의 관계를 이론적으로 분석하며, 이 논의를 GARCH모형의 조건부이분산(conditional heteroscedasticity)을 통해 실증분석하였다. 즉, 5차례에 걸친 일일환율변동폭의 확대조치가 환율변동성에 어떠한 영향을 미치는지를 실증분석을 하여, 환율의 변동폭의 확대와 환율의 변동성 간의 관계를 파악하는 것을 연구의 목적으로 삼는다.

2. 연구의 방법 및 구성

본 연구는 원화환율(원/달러)의 變動性을 GARCH모형의 조건부이분산을 통해 분석하며, GARCH모형에 기간별 더미변수를 추가하여 일일변동폭의 확대가 환율의 변동성에 영향을 미쳤는지 여부를 검증한다. 자료는 시장평균환율제가 도입된 1990년 3월의 첫주일부터 1997년 6월의 마지막 주까지의 水曜日字 주간자료(weekly data)를 이용하였으며, RATS package를 이용하여 계량분석을 수행하였다.

본 연구의 구성은 서론에 이어 제 II 절에서 시장평균환율제와 원화환율의 변동추이를 살펴보고, 제 III 절에서는 변동성 분석을 위한 이론적 배경을 살펴보고, 제 IV 절에서는 GARCH모형을 이용하여 실증분석을 수행하고, 제 V 절에서는 환율의 변동성과 정책적 시사점을 다루며, 제 VI 절에서는 이상의 논의를 요약하여 결론을 맺는다.

II. 市場平均換率制度和 원화換率의 變動推移

1. 시장평균환율제도의 도입배경

우리 나라의 환율제도는 1945년 광복 후 실시된 고정환율제도가(1945. 10-1964. 5), 단일변동환율제도가(1964. 5-1980. 2) 및 복수통화바스켓제도가(1980. 2-1990. 2)를 거쳐, 1990년 3월 2일부터 시장평균환율제도로 개편되었다. 이는 우리 경제의 국제화 진전에 따른 환율제도의 단계적인 개편방안의 일환으로 실시되었으며, 그 당시의 구체적인 배경은 다음과 같이 세 가지를 들 수 있다. 첫째, 원화의 국제화에 따른 자유변동환율제도로의 이행되기 이전의 준비단계로 필요하였다. 둘째, 우리 나라 경제규모의 확대에 따라 환율결정에 가격기능을 도입해야 할 필요성이 있었다. 셋째, 선진국으로부터의 통상협상시 환율조작국이라는 비난을 탈피하기 위한 필요가 있었다는 점이다.

2. 시장평균환율제도의 내용 및 특성

시장평균환율제는 변동환율제도를 향해 가는 징검다리이다. 따라서, 그 기본 취지는 변동환율제도를 지향하고 있다. 고정환율제도에서는 고정된 환율수준에서 요구되는 외환수요를 금융당국이 충족시켜 주므로 해외부문의 통화압력에 의해 통화량이 내생적으로 증가할 수밖에 없지만 변동환율제하에서는 통화량이 금융당국의 의지에 따라 결정된다. 이는 금융당국이 환율 및 금융정책을 수행할 때 국내사정을 감안한 정책을 펼 수 있다는 것을 의미한다.¹⁾

일반적으로 변동환율제도는 ① 국제수지의 불균형이 중앙은행의 외환시장 개입 없이 조절될 수 있다. ② 완전고용의 달성을 위한 확대금융정책이 발생시킨 국제수지의 불균형은 환율변동을 통하여 시정되므로 대내균형의 달성을 위한 금융정책의 자율성이 유지된다. ③ 외부의 충격을 완화하는 데 효과적이다. 즉, 외국의 인플레이션이 국내보다 높으면 경상수지 흑자가 발생하고 인플레이

1) 여기에 관한 연구로는 양준모(1996), 김종선(1993), 손일태(1991) 등의 연구를 들 수 있다.

선 수입효과가 작용한다는 등의 장점이 있지만, 환율의 불안정성, 불안정적 환투기 등을 초래하고, 뿐만 아니라 외부충격효과를 완충시키기에는 우리 나라의 경제규모가 작다는 단점이 있다. 따라서, 시장평균환율제도와 같은 불완전한 변동환율제도가 적절한 측면이 있다.

시장평균환율제도하에서 환율의 결정은 전일자에 이루어진 모든 외국환은행이 국내외환시장에서 거래한 현물환거래환율(원화/달러화)을 거래량으로 가중평균하여 당일의 시장평균환율이라 하며 이것이 당일의 매매기준율이 된다. 즉,

시장평균환율(=매매기준율)

$$=(\sum \text{價格} \times \text{去來量})/(\text{前日字 外換市場 總場內去來量}).$$

따라서, 시장평균환율제하에서는 대미달러화에 대한 원화의 매매기준율은 前日字에 이루어진 은행 간 환율을 외환거래량으로 가중평균하여 산출하고, 이를 금융결제원에 자금증개실이 고시한다.

한편, 선물환율의 결정은 외환시장에서 국내 외환수급사정에 의해 은행 간에 자유롭게 결정된다. 또한 미달러화 이외의 주요국 통화(파운드화, 스위스프랑화 및 호주달러화 등)에 대한 원화의 매매기준율은 주요 국제외환시장에서의 해당통화와 미달러화 간의 매매중간율을 원화의 對美달러환율로 재정하여 결정하고 있다.

그러나 당초 매매기준율은 하루에 상하한 $\pm 0.4\%$ 범위 내에서 환율의 일일 변동폭을 제한했던 것을 시장의 실세를 좀더 잘 반영하기 위해 그 후 5차례에

〈표 1〉 환율의 일일변동폭 확대 추이

구 분	기 간	일일변동폭(%)
제1기	1990년 3월-1991년 8월	상하한 ± 0.4
제2기	1991년 9월-1992년 6월	± 0.6
제3기	1992년 7월-1993년 9월	± 0.8
제4기	1993년 10월-1994년 10월	± 1.0
제5기	1994년 11월-1995년 11월	± 1.5
제6기	1995년 12월-현재	± 2.25

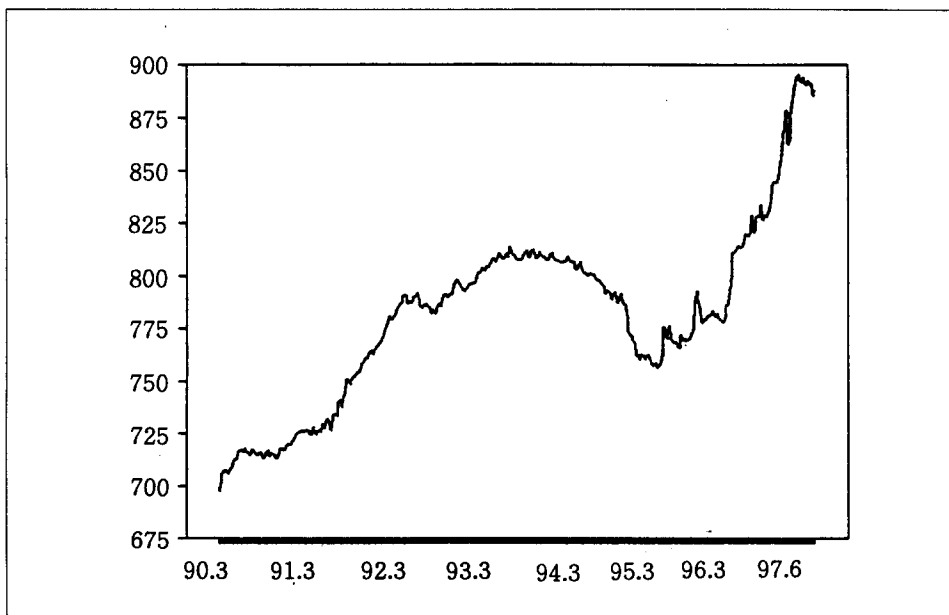
걸쳐 확대조정하여 1995년 12월부터는 상하한 $\pm 2.25\%$ 로 일일변동폭을 대폭 늘렸다(〈표 1〉참조). 그런데 외환제도 개혁 2단계 기간(1996-1997년) 중 환율제도를 선진국형의 自由變動換率制로 이행을 검토하도록 계획되어 있고, 또한 금융개혁위원회에서도 금융국제화 추진 차원에서 거시경제 여건 등을 감안하여 외환 및 자본거래 자유화 계획을 가급적 조속히 추진하기로 방향을 설정해 놓고 있는 실정이다.

3. 원화환율의 변동 추이

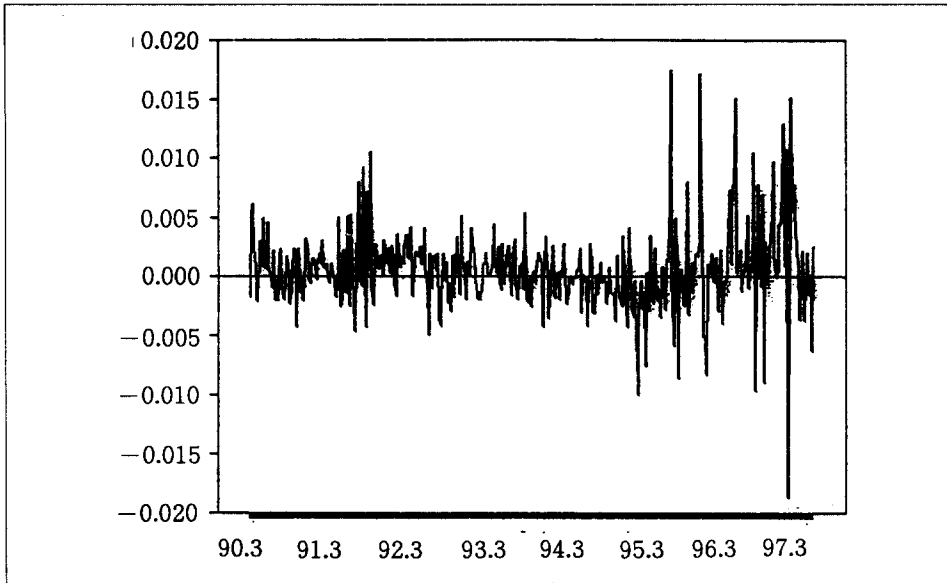
시장평균환율제하에서는 환율이 외환시장의 需給에 의한 가격기능에 의하여 결정되도록 하고 필요시에 통화당국의 적절한 市場介入을 통하여 환율의 변동을 상하한 폭의 범위 내에서 제한하는 것이다. 따라서, 환율의 일일변동폭 확대에 따라 원화환율의 변동성도 그만큼 더 커질 가능성이 있음을 상정할 수 있다.

실제로 현행 환율제의 도입 이후 최근(1990년 3월-1997년 6월)까지의 원화환율(원/달러)의 주간 추이를 살펴보면 〈그림 1〉과 같다.

〈그림 1〉 시장평균환율제하의 원화환율의 주간 추이(1990. 3-1997. 6)



〈그림 2〉 시장평균환율제하의 원화환율 변화율의 주간 추이(1990. 3-1997. 6)



〈표 2〉 시장평균환율제하의 期別 원화환율* 변동 추이

구 분	평 균	표준편차	최 고 치	최 저 치
제1기(1990. 3-1991. 8)	0.0007	0.0024	0.0079	-0.0047
제2기(1991. 9-1992.6)	0.0018	0.0027	0.0104	-0.0043
제3기(1992. 7-1993.9)	0.0003	0.0020	0.0051	-0.0049
제4기(1993.10-1994.10)	-0.0002	0.0019	0.0053	-0.0043
제5기(1994.11-1995.11)	-0.0007	0.0041	0.0174	-0.0100
제6기(1995.12-1997.6)	0.0018	0.0054	0.0171	-0.0187
전체(1990.3-1997.6)	0.0006	0.0036	0.0174	-0.0187

* 원화환율(원/달러)에 자연대수 취한 후 차분하여 구한 통계치임.

또한 〈그림 2〉에서는 이기간 중 원화환율 변화율의 주간 추이를 보여 주고 있다.

다섯 차례에 걸친 환율의 일일변동폭의 확대조치로 원화환율의 변화율과 변동성 증가 여부를 파악하기 위하여 〈그림 2〉와 〈표 2〉를 통해 분석해 보았다. 단순통계치인 환율변화율의 표준편차를 통해 변동성의 크기 여부를 파악해 보

면 일일변동폭의 확대조치에도 불구하고 제4기까지는 오히려 표준편차가 줄어들고 있어서 변동폭의 확대가 환율의 변동을 심화시켰다는 증거를 발견하기 힘들다. 이는 1992년부터 자본시장 개방으로 인해 경상수지가 환율결정에 영향을 주는 정도가 다소 완화되고, 해외자본 유입에 따른 환율인하(원화의 평가절상)가 부분적으로 이루어진 탓에 기인하는 것으로 보인다. 즉, 일일변동폭 제한이 중기적 추세에서 여러 가지 다중적 충격이 상호 완화되는 현상을 촉진하였을 가능성이 큰 것으로 보인다.

만약 외부충격으로 환율이 변동해야 함에도 불구하고 일일변동제한폭 때문에 이를 흡수하지 못한다면, 일일변동폭의 확대조치가 환율의 변동에 큰 영향을 미쳤을 것이다. 그러나 주간 자료를 이용한 본 연구에서 주간 변동폭이 시장평균 환율제 실시 전체 기간 동안 0.06%에 불과하고, 그 표준편차도 0.36%인 점으로 보아 일단은 일일변동폭의 확대조치가 환율변화에 큰 영향을 미치지 않았던 것으로 판단할 수 있다. 다만, 환율의 일일변동폭이 추가로 0.5%와 0.75%씩으로 늘어난 제5기와 제6기에는 환율변화율의 표준편차가 각각 0.41%와 0.54%로 나타나 환율의 변동성이 커지고 있음을 알 수 있다.

III. 變動性(volatility) 分析을 위한 理論的 背景

1. 變動性和 異分散

일반적으로 회귀모형에서는 오차항(error term)의 분산이 시간의 흐름에 따라 일정하다는 同分散(homoscedascity)을 가정하고 있다. 그러나 외환시장에서 결정되는 원화환율의 분산은 시간의 흐름에 따라 변화할 가능성이 높다. 이는 원화환율의 변동성이 클 경우에 이에 대한 충격(shock)의 영향이 다음 期에는 물론 그 다음 期에도 계속적으로 영향을 미칠 수 있음을 의미한다. 결국, 원화환율의 변동성이 同分散이 아니라 과거의 정보가 미래의 움직임에 영향을 주는 조건부이분산²⁾이 보다 적합하다고 생각할 수 있다. 즉, 외환시장의 시장 참여자의 투자행위는 조건부이분산에 기초를 두고 이의 학습을 통한 조정행위

2) 조건부이분산을 조건부분산(conditional variance)으로도 정의하고 있으므로, 본 연구에서는 이들을 구별하지 않고 혼용하여 사용하기로 한다.

를 지속하는 것으로 볼 수 있다.

이와 같은 원화환율의 분산이 동분산이 아닌 조건부이분산의 존재로 인식되어 일정한 통계적 모형에 의해 예측될 수 있다면 미래 특정 시점의 원화환율은 이 모형에 의하여 예측가능할 것이다.

이러한 조건부이분산을 다루는 모형이 1982년에 Engle에 의해 개발되었는데, 이를 '자기회귀조건부 이분산모형(ARCH)'이라고 한다. 이 모형은 오차의 조건부이분산이 시차(lag)를 갖는 오차항들의 제곱에 의하여 설명되는 것을 말하고 있다. 이 모형을 일반화시켜서 Bollerslev(1986)는 오차항들의 제곱뿐만 아니라 시차를 갖는 조건부이분산에 의하여 오차의 분산이 설명되어짐을 설명하고 이를 '일반화된 자기회귀조건부 이분산모형(GARCH)'이라 하였다.

그리고 Engle-Lillien-Robins(1987)은 조건부분산이나 조건부표준편차가 위험의 척도에 대한 대응변수로서 조건부평균에 영향을 줄 수 있도록 GARCH 모형을 일반화한 GARCH-M 모형을 개발하였다. 이외에도 Nelson(1991)에 의해 개발된 EGARCH모형, Sentana(1991)에 의해 개발된 QGARCH모형, Glosten-Jaganathan-Runkle(1993)에 의해 발표된 수정된 GARCH-M모형 등이 계속적으로 연구·개발되고 있다.

일반적으로 환율에 대해서는 GARCH(1, 1)모형에 의한 설명력이 우수한 것으로 알려져 있는데, 이에 대한 대표적인 저작은 Baillie and Bollerslev (1989), Diebold and Nerlove(1989), Bollerslev, Chou, and Kroner (1992) 등이 있다. 국내적으로도 환율의 변동성 분석에 GARCH모형을 적용한 저작으로 홍갑수(1990), 이근영(1993), 주영상(1996), 정찬우(1996) 등이 있다.

2. 模型設定

앞서 본 바와 같이 시장평균환율제에서 當日 基準換率은 前日 국내 외환시장에 외국환은행 간 거래환율을 거래량으로 가중평균하여 결정하고, 당일의 환율의 움직임은 기준환율을 기준으로 상하한 변동폭 범위 내로 제한된다. 따라서, $t-1$ 일자의 기준환율을 X_{t-1} 이라고 하면 t 일자의 환율(X_t)의 움직임은 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$X_t - X_{t-1} = a + \delta_t. \quad (1)$$

(단, a 는 상수항, δ_t 는 복합적 외부충격을 나타내는 error term)

이 때 δ_t 가 일시적(transitory)이라고 가정하고, 기준환율(X_{t-1})을 제로(0)로 표준화하면 환율의 기준환율로부터의 이탈 여부는 외부충격의 크기에 의해 결정된다. 이제 환율의 변동폭 증가가 원화환율의 변동성에 어떤 영향을 미치는가를 알아보기 위해 환율의 분산을 이용하여 논의를 전개하자.

만약 환율의 분산에 대한 명시적인 해(explicit solution)를 구하기 위해 외부충격(δ_t)이 $-\lambda$ 와 λ 사이의 범위에서 삼각분포(triangular distribution)를 따른다고 가정하면, δ_t 의 밀도함수(density function)은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} f(\delta) &= \frac{1}{-\lambda^2} \cdot \delta + \frac{1}{\lambda}, \quad (0 < \delta < \lambda) \\ &= \frac{1}{\lambda^2} \cdot \delta + \frac{1}{\lambda}, \quad (-\lambda < \delta < 0). \end{aligned} \quad (2)$$

δ_t 는 절대값을 기준으로 하여 최소값인 零(zero)에서 가장 높은 밀도를, 최대값인 $-\lambda$ 와 λ 에서 가장 낮은 밀도를 가진다. 이와 같은 삼각분포를 이용하면 환율분산에 대한 명시적인 해를 구할 수 있을 뿐만 아니라 외부충격의 발생 빈도를 현실적으로 나타낼 수 있다는 장점이 있다.

한편, 일일변동폭이 기준환율을 기준으로 상하한 $\pm s\%$ 범위 내에서 변동폭이 제한된다고 가정하자. 이 때 외부충격 δ_t 의 크기가 $(-s, s)$ 범위 내에서 유지되는 한 환율은 일일변동폭 범위 내에서 자유롭게 변동한다. 그러나 만약 외부충격(δ_t)이 환율의 일일변동폭 이상으로 클 경우에 환율은 현행 시장평균환율제의 특성상 일일변동폭의 상·하한값에서 결정된다.

즉, δ_t 가 $(-\lambda, -s)$ 또는 (s, λ) 범위의 값을 갖는 경우에 원화환율의 움직임은 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$\begin{aligned}\Delta X_t &= s, \quad (s < \delta_t < \lambda) \\ &= \delta_t, \quad (-s < \delta_t < s) \\ &= -s, \quad (-\lambda < \delta_t < -s).\end{aligned}\quad (3)$$

여기서 환율차분값의 기대치는 식 (2)와 식 (3)을 이용하여 다음과 같이 구해진다.

$$\begin{aligned}E(\Delta X_t) &= \int_s^\lambda \left(\frac{1}{-\lambda^2} \cdot x + \frac{1}{\lambda} \right) dx + \int_0^s x \left(\frac{1}{-\lambda^2} \cdot x + \frac{1}{\lambda} \right) dx \\ &\quad + \int_{-s}^0 x \left(\frac{1}{\lambda^2} \cdot x + \frac{1}{\lambda} \right) dx + \int_{-\lambda}^{-s} -s \left(\frac{1}{\lambda^2} \cdot x + \frac{1}{\lambda} \right) dx \\ &= 0.\end{aligned}\quad (4)$$

위 식 (4)에서 보듯이 환율차분값의 기대치는 0으로 나타난다. 이제 식 (2), 식 (3), 식 (4)를 이용하여 환율차분값의 분산을 구하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}\sigma^2_{\Delta X_t} &= E(\Delta X_t^2) - \{E(\Delta X_t)\}^2 \\ &= \int_s^\lambda s^2 \left(\frac{1}{-\lambda^2} \cdot x + \frac{1}{\lambda} \right) dx + \int_0^s x^2 \left(\frac{1}{-\lambda^2} \cdot x + \frac{1}{\lambda} \right) dx \\ &\quad + \int_{-s}^0 x^2 \left(\frac{1}{\lambda^2} \cdot x + \frac{1}{\lambda} \right) dx + \int_{-\lambda}^{-s} s^2 \left(\frac{1}{\lambda^2} \cdot x + \frac{1}{\lambda} \right) dx \\ &= \frac{1}{2\lambda^2} \cdot s^4 - \frac{4}{3\lambda} \cdot s^3 + s^2.\end{aligned}\quad (5)$$

위 식 (5)에서 보듯이 환율차분값의 분산($\sigma^2_{\Delta X_t}$)은 일일변동폭 s 의 4차함수로 나타나며, 또한 $\sigma^2_{\Delta X_t}$ 은 일일변동폭 $s(s>0)$ 에 대하여 증가함수의 형태를 취하므로,³⁾ 일일변동폭이 커지면 이에 따라 분산도 커진다. 즉, 식 (5)의 결과

3) $\frac{d}{ds}(\sigma^2_{\Delta X_t}) = 2s \left(\frac{1}{\lambda} \cdot s - 1 \right)^2 \geq 0, (s > 0).$

로 보아 일일변동폭이 커지면 당일 환율이 변동할 수 있는 범위가 넓어져 당일 환율의 분산이 커질 것으로 유추된다. 그 결과 익일의 기준환율이 취할 수 있는 범위 또한 넓어져 기준환율의 분산이 커진다고 할 수 있다. 결국 여타조건이 동일하다면 환율의 일일변동폭의 증가는 기준환율의 변동범위를 증가시킴으로써 기준환율의 변동성이 커질 수 있다.⁴⁾

한편, 앞서 논의한 바와 같이 환율의 변동성(volatility)을 추정하기 위해 많이 사용하는 GARCH모형 중 가장 일반적인 GARCH(1,1)모형을 앞의 식 (1)에 관련하여 소개하면 다음과 같다.

$$X_t = a_0 + a_1 \cdot X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (6)$$

$$\sigma_t^2 = b_0 + b_1 \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + b_2 \cdot \sigma_{t-1}^2$$

$$(b_0 > 0, b_1 \geq 0, b_2 \geq 0, b_1 + b_2 < 1) \quad (7)$$

식 (6)은 조건부 평균방정식이고, 식 (7)은 조건부 분산방정식이다.

母數들에 대한 非陰(non-negative)조건은 조건부분산이 陽의 값을 갖도록 하기 위한 조건이며, $b_1 + b_2 < 1$ 의 조건은 ARCH과정이 강정상과정(strict stationary process)이기 위한 충분조건이다.⁵⁾ 또한 조건부 분산방정식에서 충격의 지속성(persistence)을 측정하기 위해 이용하는 방법 중 충격의 효과가 반감되는 중앙시차(median lag)는 다음과 같이 표현된다.⁶⁾

$$\text{median lag} = -\log 2 / \log b_2. \quad (8)$$

따라서, b_2 의 값이 1에 가까워질수록 충격의 효과는 오래 지속된다.

4) Obstfeld(1993) 참조.

5) ARCH과정이 정상과정(stationary condition)이기 위한 조건에 대해서는 Engle (1982), Bollerslev(1986), Bollerslev, Engle, and Nelson(1994) 참조.

6) 조건부 분산방정식에서 $b^2 < 1$ 이면, $\sigma_t^2 = \frac{b_0}{1-b_2} + b_1 \cdot \sum_{s=0}^{\infty} b_2^s \cdot \varepsilon_{t-s-1}^2$ 로 표현할 수 있다.

따라서, median lag는 $b_1 \cdot \sum_{s=0}^{t-1} b_2^s / b_1 \cdot \sum_{s=0}^{\infty} b_2^s = (1-b_2) = \frac{1}{2}$ 을 만족하는 T 로서 $T = -\log 2 / \log b_2$ 이다.

IV. 實證 分析

1. 자료 및 기초통계

시장평균환율제가 도입된 1990년 3월 2일 이후부터 1997년 6월 말까지를 분석기간으로 하여, 요일효과가 가장 작다고 판단되는 매주 水曜日字 시장평균 환율의 주간 자료(weekly data)⁷⁾를 사용하였다. 표본의 크기는 총 382개이다.

〈표 3〉은 사용할 변수의 기초통계치이다. 이 때 원환환율은 분산을 줄이기 위해 자연대수를 취했고 원화환율의 변화율은 원화환율에 자연대수를 취한 후 차분하여 구했으므로 표준편차와 분산이 작아져 $\Delta \ln X$ 의 시계열은 $\ln X$ 의 시계열보다 안정적임을 의미한다.

〈표 3〉 환율 및 환율변화율의 기초통계치

구 분	변 수 명	표본평균	표준편차	최 고 치	최 저 치
$\ln X$	로그원화환율(W/\$)	6.6592	0.0549	6.5448	6.7973
$\Delta \ln X$	로그환율의 변화율	0.0006	0.0036	0.0174	-0.0187

2. 실증분석 결과

모형의 추정에 앞서 시계열의 안정성 여부를 검정하기 위해 단위근검정(unit root test)을 수행하였다. 귀무가설은 시차변수에 단위근이 존재한다고 설정한다. 이 때 귀무가설이 기각되지 못하는 수준변수(level variable)는 불안정적(non-stationary)이라고 판단할 수 있다.

이때 단위근검정을 위한 DF검정식과 ADF검정식은 다음과 같다.

$$\Delta \ln X_t = \alpha + \beta \cdot T + r \cdot \ln X_{t-1} + \mu \quad (9)$$

7) 홍갑수(1990), 주영상(1996) 등에 의하면 일별 원/달러환율에는 요일효과가 존재하므로, 본 연구에서는 이를 피하기 위해 주간 자료를 사용하였다.

$$\Delta \ln X_t = \alpha + \beta \cdot T + r \cdot \ln X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \cdot \ln X_{t-i} + \mu_t \quad (10)$$

(단, $\ln X$: 로그원화환율(원/달러), $\Delta \ln X_t = \ln X_t - \ln X_{t-1}$, T : 추세변수, $\mu_t \sim iid(0, \sigma_\mu^2)$)

식 (9)는 DF검정식이고, 식 (10)은 ADF검정식이다.

귀무가설은 $H_0: r=0$ 이고, 검정통계량은 비표준적 분포를 따르는 \mathfrak{Z} 비율이다.

$$\mathfrak{Z} = \frac{\hat{\sigma}}{S_r} \quad (\text{단, } S_r \text{은 } \hat{r} \text{의 표준편차임}). \quad (11)$$

단위근검정 결과에 따르면 수준변수인 환율은 귀무가설이 기각되지 못하였기 때문에 불안정적(non-stationary) 계열임이 판명되었다. 따라서 차분변수(difference variable)에 대해 단위근검정을 시도한 결과 귀무가설이 기각됨으로써 환율은 $I(1)$ 계열임을 알 수 있었다(〈표 4〉 참조).

〈표 4〉 단위근검정 결과

구 분	DF	ADF(3)
$\ln X$	-1.51	-2.05
$\Delta \ln X$	-346.34	-256.64

* 유의수준은 1%(-4.07), 5%(-3.46), 10%(-3.16)임.

따라서, 본 실증분석에서는 로그환율을 1차차분하여 안정적인 시계열로 만들어 추정에 사용하였다. 또한 로그를 취한 환율의 1차차분계수는 극히 작으므로 이를 100배하여 분석하였는데, 이러한 결과는 t 값 등 계량통계분석치에 영향을 미치지 않는다.

이제 환율의 변동성을 분석하기 위해 제3절 제2행에서 설정한 식 (6)과 식 (7)을 아래의 식 (12)와 식 (13)으로 변형하여 GARCH(1,1)모형을 추정하였다.

$$\Delta \ln X_t = a_0 + a_1 \cdot \Delta \ln X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (12)$$

$$\sigma_t^2 = b_0 + b_1 \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + b_2 \cdot \sigma_{t-1}^2 + \sum_{i=3}^7 b_i \cdot D_i. \quad (13)$$

추가로 ARCH모형과 GARCH-M모형도 함께 추정하였다. ARCH모형은 식 (13)에서 $b_2=0$ 인 경우이고, GARCH-M모형은 조건부분산이 위험의 척도에 대한 대용변수로서 조건부평균에 영향을 미칠 수 있도록 식 (12)에 설명변수의 하나로 식 (13)의 분산방정식이 포함된다는 차이가 있다. 이 때 일일변동폭의 확대가 환율의 변동성에 어떤 영향을 미쳤는지를 알아보기 위해 식 (7)에 더미변수(dummy variable)를 포함시켜서 일일변동폭이 확대된 제2기부터 제6기까지에 각각 D_1 부터 D_5 까지의 5개의 더미변수를 포함하여 추정하였다. 추정된 결과는 <표 5>에 정리되어 있다.

추정결과에 따르면 GARCH(1, 1)모형의 경우에 $b_1 + b_2 = 0.131 + 0.656 = 0.787 < 1$ 로서 ARCH과정이 강정상과정(strict stationary process)이기 위한 충분조건을 만족시키므로 시계열이 공분산 안정적(covariance stationary)임을 알 수 있다. GARCH(1, 1)-M모형의 경우에도 $b_1 + b_2 = 0.122 + 0.674 = 0.796$ 로 GARCH(1, 1)보다 조금 크게 나타났으나 b_2 값만을 비교할 때는 거의 차이가 없었다. 또한 식 (8)에서 제시된 충격의 지속성이 반감되는 중앙시차는, 즉 GARCH(1, 1)의 경우에 median lag=1.83, GARCH(1, 1)-M의 경우에 median lag=1.76으로 각각 계산되었다.

따라서 주간 자료를 사용한 본 분석에서는 충격이 가해진 후 충격의 지속성(persistence)이 半減되는 시차가 GARCH(1, 1)모형에서는 1.83주일 및 GARCH(1, 1)-M모형에서는 1.76주일로 계산되었다. 따라서 충격이 가해진 후 1.83주일(또는 1.76주일) 후에 충격의 지속성이 半減되는 것으로 해석할 수 있다.

한편, 일일변동폭의 확대와 환율의 변동성 간의 관계를 알아보기 위한 더미변수의 추정계수값에 따르면, GARCH(1, 1)와 GARCH(1, 1)-M모형에서는 기대와는 달리 제2기, 제3기, 제4기의 더미변수의 추정계수는 陰의 값을 갖는 것으로 추정되었으며, 통계적 유의성도 없었다. 또한 ARCH(1)모형에서는 제3기와 제4기 더미변수의 계수값이 陰의 값으로 나타났으며, 역시 통계적 유의성도 없었다. 그러나 일일변동폭이 큰 폭으로 증대된 제5기와 제6기에서는 세 가지 모형에서 모두 계수의 부호도 陽의 값을 갖을 뿐만 아니라 統計的으로도

〈표 5〉 원화환율의 GARCH모형에 의한 최우추정값

모수 \ 모형	ARCH(1)	GARCH(1, 1)	GARCH-M
a_0	0.037** (2.56)	0.041** (3.01)	0.0035** (1.89)
a_1	0.119** (1.98)	0.122** (1.95)	0.118** (1.78)
a_2	— **	—	0.075 (0.33)
b_0	0.051 (5.43)	0.011** (1.91)	0.011** (1.82)
b_1	0.118** (2.03)	0.131** (2.45)	0.122** (2.27)
b_2	—	0.656** (5.07)	0.674** (5.02)
D_1	0.0035** (2.35)	-0.0009 (-0.19)	-0.0007 (-0.13)
D_2	-0.015 (-1.30)	-0.0007 (-0.18)	-0.0008 (-0.24)
D_3	-0.013 (-1.09)	-0.0014 (-0.38)	-0.002 (-0.53)
D_4	0.099** (4.36)	0.031** (2.64)	0.029** (2.45)
D_5	0.199** (5.76)	0.055** (2.50)	0.053** (2.32)
$Q(36)$	52.06	51.98	52.06
$\log L^{***}$	266.53	274.53	275.23

주 : () 속은 t 값임.

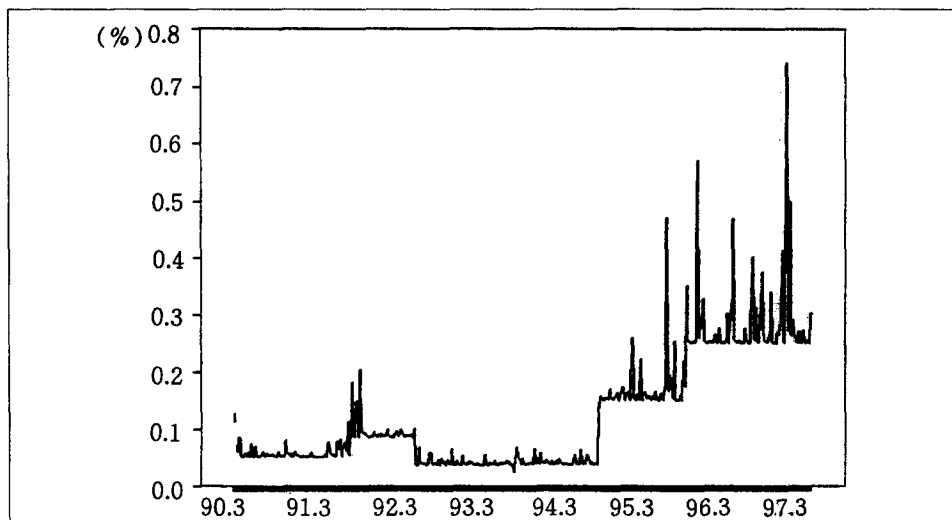
**는 5% 유의수준에서 有意함.

***는 로그최우도 함수치임 (로그우도함수는 BHHH(Berndt, Hall, Hall, and Hausman) 알고리즘을 이용하여 최적화함).

有意性이 존재하였다.

이 결과는 일일변동폭의 확대와 환율변동성 간에 陽의 비례관계가 성립한다는 앞서 제 III 절의 이론적 논의와 대체로 합치하는 결과라고 하겠다. 정부는 시장평균환율제의 도입 이래 환율의 가격기능을 제고하되 급격한 환율변동성의 증가를 방지하기 위해 일일변동폭을 소폭으로 단계적으로 확대해 왔다. 따라서, 일일변동폭이 제1기부터 제4기까지는 매기마다 0.2% 씩 확대되는 데 그쳤고, 제5기(0.5% 확대), 제6기(0.75% 확대)에만 다소 큰 폭으로 증대되었다. 그

〈그림 3〉 ARCH(1)모형에 의한 원화환율의 조건부분산(1990. 3-1997. 6)



러므로 제2기, 제3기, 제4기는 일일변동폭과 환율의 변동성 간에 유의적인 陽의 상관관계가 발견되지 못하였으나,⁸⁾ 제5기와 제6기에서는 양자 간에 유의적인 陽의 상관관계가 성립됨을 입증하고 있다.

또한 제6기의 더미변수의 계수는 제5기의 그것보다 크게 추정되어 일일변동폭이 더 커진 경우에 더 큰 陽의 상관관계가 있음을 보였다.⁹⁾

이는 제 II 절 제 3 항에서 환율변화율의 표준편차를 통해 분석한 결과와도 대체로 일치하는 결과이다.

8) 이근영(1993), 정찬우(1996) 등의 연구에서도 일일변동폭과 환율의 변동성 간에 유의적인 陽의 상관관계를 발견하지 못하였으며, 그 이유로 국내 외환시장 규모의 소규모성, 단계적인 일일변동폭의 확대, 한국은행의 외환시장 개입 등을 이유로 들었다. 그러나 본 연구에서는 일일변동폭이 크게 중대된 제5기와 제6기에서는 양자 간의 유의적인 陽의 상관관계가 성립됨을 밝혔다. 이는 일일변동폭의 큰 폭 확대 및 동 기간의 경상수지 적자폭 확대로 인한 큰 폭의 원화의 평가절하 등에 기인하는 것으로 보인다.

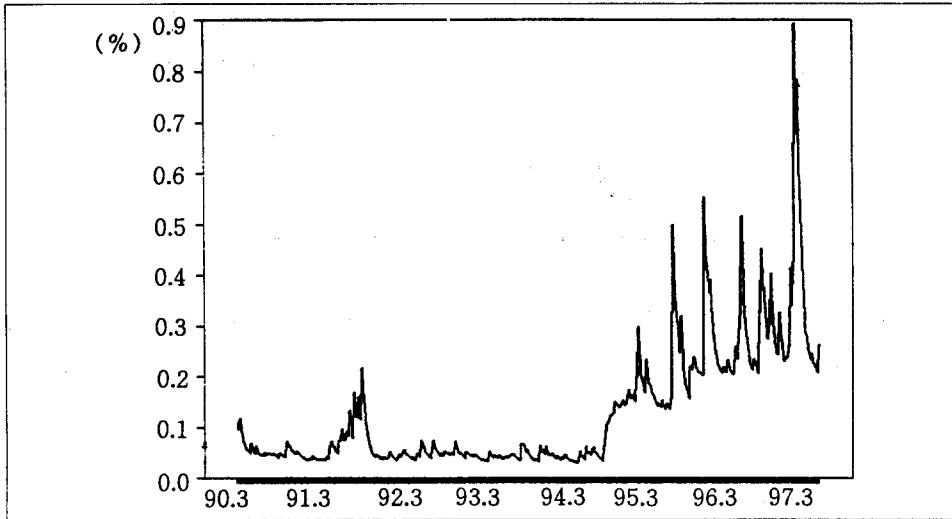
9) 앞의 식 (12)와 식 (13)에서는 환율의 변동성은 AR(1)을 하고, 이 환율변동성에 대한 조건부분산은 GARCH(1, 1)모형을 따른다는 것을 의미한다. 참고로 더미변수를 평균방정식인 식 (12)에 넣어

$$\Delta \ln X_t = a_0 + a_1 \Delta \ln X_{t-1} + \sum_{i=1}^5 b_i \cdot D_i + \varepsilon_t$$

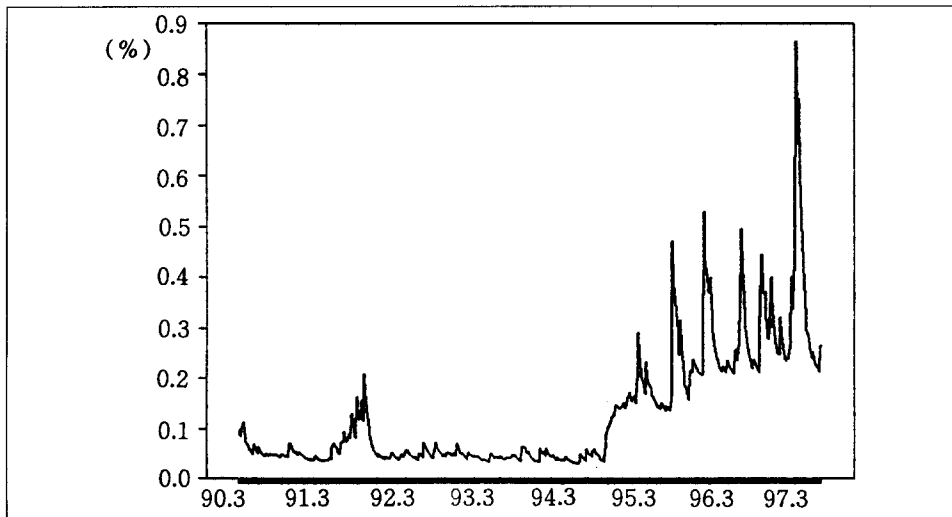
를 추정하여 b 값들을 비교해 보아도 환율의 변동성과 일일변동폭 확대의 관계를 알 수 있다고 판단되어, OLS를 이용하여 추정해 본 결과는 제6기에서만 b 의 값이 유의성 있는 陽의 값으로 확인되었다.

또한 〈그림 3〉, 〈그림 4〉, 〈그림 5〉는 각각 ARCH(1), GARCH(1,1), GARCH(1,1)-M모형의 추정결과에 따른 조건부분산을 보여 준다. 이 그림들을 종합해 보면 제5기(1994. 12-1995. 11)부터 換率變動性이 커지며, 특히 제6기(1995. 12 이후)부분에서 환율변동성이 상대적으로 크게 나타나고 있다.

〈그림 4〉 GARCH(1, 1)모형에 의한 원화환율의 조건부 분산(1990. 3-1997. 6)



〈그림 5〉 GARCH(1, 1)-M모형에 의한 원화환율의 조건부 분산(1990. 3-1997. 6)



V. 換率의 變動性과 政策的 示唆點

1. 환율의 변동성과 환율제도

브레튼우드체제 붕괴 이후 자유변동환율제로 이행한 대부분의 국가에서 환율의 변동성이 크게 증가하였다는 것은 주지의 사실이다. 김종만(1996)에 따르면 고정환율제가 유지된 시기와 변동환율제로 개편한 이후의 시기간에 對美 달러 주요국 통화의 환율변화율의 표준편차가 작게는 5배 이상 크게는 10배 이상 증가한 것으로 분석되었다.¹⁰⁾ 환율의 변동성 증가는 국내외 경제에 여러 가지 부정적인 영향을 미칠수 있다.

본 연구의 제 II절에서 분석한 바와 같이 단순통계치인 원화환율의 변화율의 標準偏差를 통해서 본 결과는 일일변동폭의 확대가 0.2% 씩 늘어난 제2기-제4기까지는 표준편차가 0.24-0.19% 수준이었다. 그러나 일일변동폭의 확대가 0.5% 늘어난 제5기(1994. 11-1995. 11)에는 표준편차가 0.41%로, 0.75% 늘어난 제6기(1995.12 이후)에는 표준편차가 0.54%로 크게 증가하였음을 보였다. 또한 제3절에서 GARCH모형 분석결과에서도 제2기-제4기와는 다르게 제5기와 제6기에는 환율의 변동폭 확대와 변동성 간에 유의적인 陽의 비례관계가 성립함을 입증하였다. 따라서, 우리 나라의 경우도 향후 자유변동환율제로 이행하게 되면 환율의 변화가 심해져 이에 따라 환율의 변동성도 크게 증대할 것으로 전망된다.

변동성 증가에 따라 수출입 특히 수출에 있어서 부담하게 되는 외환위험이 증대하기 때문에 국내기업의 수출경쟁력을 弱化시키는 결과를 초래할 것이며 이에 따라 경상수지를 관리하기가 어렵게 될 것이다. 특히 자본자유화의 단계적 추진에 따라 경상수지의 변동으로 인한 환율변동의 효과가 자본수지의 변동효과에 비해 상대적으로 작아지기 때문에 경상수지는 적자를 기록하더라도 자본수지는 흑자를 기록할 경우에 국내통화의 가치는 상승할 수 있을 것이다. 그 결과 경상수지 적자는 장기간 지속될 수 있다. 또한 이로 인해 산업이 공동화되고 전반적인 투자감소로 경제성장이 둔화되며 失業이 증가할 수도 있다.

한편, 주요 先進國 通貨間 換率의 움직임을 분석해 보면 국제적인 金融危機가

10) 김종만(1996) 참조.

발생할 경우 短期資金이 대규모로 이동하기 때문에 환율이 급격하게 변동하였다. 예컨대, 1992년 9월의 유럽통화체제(EMS)체제가 붕괴위기에 직면하자 상대적으로 안정적인 통화로 평가되었던 엔화에 대한 수요급증으로 엔화가치가 급등하게 되었다. 또한 1995년 3월의 멕시코 금융위기로 달러화의 가치에 대한 불안심리 확산으로 엔화 및 마르크화에 대한 수요급증으로 이들 통화에 대한 가치가 대폭 상승하였다.

이와 같은 점을 고려할 때 우리 나라가 향후에 자본자유화가 더욱 진전되고, 自由變動換率制度로 이행할 경우 投機的인 단기자금의 이동으로 인하여 外換市場이 攪亂되고 환율이 급격하게 변동하는 경우가 발생할 수도 있을 것이다.

2. 적정환율제도의 모색

어떤 환율제도를 택하는 것이 바람직한가에 대한 논의는 결국에는 각국의 특수한 경제적 상황에 의존한다고 하겠다. 따라서, 중·장기적으로 경제의 근본요인(fundamentals)의 변화에 보다 신속히 적응할 수 있도록 자유변동환율제로 이행하는 것이 바람직하다고 하더라도 환율의 변동성 증가 및 균형환율로부터의 이탈에 따른 부작용을 최소화하기 위한 적정환율제도의 도입이 과도기적으로 필요한 실정이다.

일반적으로 논의되고 있는 대안의 하나로 目標換率帶制度로 이행할 경우에 수출에 미치는 영향은 대체로 시장평균환율제도를 유지하는 경우와 유사한 반면 환율변동의 허용범위를 확대할 경우 통화관리에 미치는 부담은 다소 완화될 수 있을 것으로 판단된다.¹¹⁾¹²⁾ 그런데 환율이 목표범위를 벗어날 경우 중앙은행이 외환시장에 개입하여야 하므로 통화관리에 부담을 주게 될 것이다. 특히 목표범위를 지나치게 좁게 잡을 경우 중앙은행이 빈번하게 외환시장에 개입하게 되므로 결국 고정환율제도에서와 유사한 정도의 통화관리부담을 지게 될 것이다. 이와 같은 점을 고려하여 목표환율제도를 이행할 경우에 Williamson(1983)은 환율변동의 허용범위를 $\pm 10\%$ 범위 내로 허용할 것을 제안한 바

11) 목표환율대체도는 미국의 Williamson(1983, *The Exchange Rate System* 참조) 등이 변동환율제하에서 환율의 변동성 증가와 균형이탈로 인하여 야기되는 문제점을 해결하기 위해 주요 선진국 통화 간 환율에 도입하자고 주장한 제도이다. 그 후 1994년 브레튼우즈 위원회에서도 이 제도를 국제통화제도에 도입할 것을 제안한 바 있다.

12) 정찬우(1996) 참조.

있다. 이처럼 변동폭을 넓게 설정하면 시장참여자의 미래환율에 대한 기대도 변화하게 되어 利子率 平衡條件에 따라 국내이자율을 조정할 수 있는 여지가 증가하므로 금융정책의 독자성이 그만큼 제고될 수 있다.

그러나 목표환율대제도는 환투기를 유발할 수 있고, 중앙은행의 통화관리에 부담이 될 수 있다는 등의 문제점이 지적되고 있으므로, 향후 자유변동환율제로의 이행에 앞서 환위험의 문제를 완충할 수 있는 적정환율제도의 도입에 충분한 논의가 있어야 할 것이다.

IV. 結 論

본 연구는 시장평균환율제하의 일일변동폭 확대와 환율의 변동성의 관계를 분석하고자 하였다. 보다 구체적으로는 일일변동폭과 환율의 변동성 간의 관계를 이론적으로 분석하고, 이 이론적 논의가 실증적 결과에 부합하는지를 GARCH모형을 통해 계량분석하고, 그 결과를 파악하는 데 중점을 두었다.

분석기간은 시장평균환율제가 시행된 1990년 3월부터 1997년 6월까지의 원화환율(W/\$)의 水曜日 字 주간 자료(weekly data)를 사용하였다. 환율의 변동폭을 시장평균환율제의 도입 초기 기준환율을 중심으로 한 $\pm 0.4\%$ 의 일일 변동폭이 그 후 5차례에 걸쳐 점차적으로 확대되어 1995년 12월에는 $\pm 2.25\%$ 로 일일변동폭이 확대된 바 있다. 따라서, 실증분석에서 GARCH모형의 분산 방정식에 5개의 더미변수를 추가하여 일일변동폭과 변동성 간의 관계를 분석하였다.

본 연구의 실증분석결과에 따르면 GARCH모형의 추정결과 GARCH(1, 1) 모형의 경우에 $b_1 + b_2 = 0.131 + 0.656 = 0.787 < 1$ 이고, GARCH(1, 1)-M 모형의 경우에 $b_1 + b_2 = 0.122 + 0.674 = 0.796 < 1$ 이므로 두 모형 모두 ARCH 과정이 강정상과정(strict stationary process)이기 위한 충분조건을 만족시켰고, 충격의 지속성(persistence)이 반감되는 median lag는 각각 1.83과 1.76으로 계산되었다. 따라서, 충격이 가해진 후 1.83주일과 1.76주일 후에 지속성이 반감되는 것으로 해석할 수 있다. 또한 일일변동폭의 확대와 환율의 변동성 간의 관계를 알아보기 위해 분산방정식에 더미변수를 포함시켜 추정한 더미변수의 계수값은 일일변동폭이 0.2%씩 확대되는 데 그친 제2기(1991. 9-

1992. 6), 제3기(1992. 7-1993. 9), 제4기(1993. 10-1994. 10)에는 일일변동폭과 환율변동성간에 有意的인 陽의 상관관계가 발견되지 못하였다. 또한 단순통계치인 표준편차를 통한 분석에서도 제4기까지는 일일변동폭의 증가에도 불구하고 오히려 표준편차가 줄어들었다.

그러나 일일변동폭이 큰 폭으로 확대된 제5기(1994. 11-1995. 11)와 제6기(1995년 12월 이후)에서는 더미계수의 부호도 陽의 값을 가질 뿐만 아니라 통계적 有意性도 존재하였다. 이는 일일변동폭의 확대가 환율의 변동성을 증대시킨다는 이론적 논의와 대체로 합치하는 결과라고 하겠다.

따라서 외환제도개혁 2단계 기간(1996-1997년) 중에 자유변동환율제로 이행한다면 외환자유화 및 자본자유화의 진전과 더불어 환율의 변동폭은 커질 것이며, 이에 따라 환율의 변동성도 커질 개연성이 그만큼 높다고 하겠다. 환율변동성이 커지면 외환위험이 증대하여 수출경쟁력을 약화시키고, 또한 자본자유화의 단계적 진전에 따라 자본수지는 흑자를 기록하여 국내통화가 평가절상되어 경상수지 적자가 장기적 지속될 수도 있다. 따라서, 자유변동환율제로 이행에 앞서 이러한 換危險의 문제를 완충할 수 있는 즉, 환율의 변동성을 안정시킬 수 있는 적정환율제도의 도입에 관한 충분한 논의가 요망된다고 본다.

參 考 文 獻

1. 김종만, 『우리 나라 환율제도의 개편방안』, 한국조세연구원, 1996. 10.
2. 김종선, “시장평균환율제에서의 원화환율과 단기금융시장과의 관계 분석,” 『경제조사』, 제34호, 광주은행, 1993, pp. 7-19
3. 손일태, 『자본시장개방에 대비한 통화정책과 시장평균환율제도의 개선 방안』, 한국경제연구원, 1991. 9.
4. 양준모, “한국의 환율변동에 관한 연구,” 『경제학연구』, 제44집 제1호, 1996. pp. 17-36.
5. 이근영, “환율변동폭 확대의 효과분석” 『월간해외경제』, 제일경제연구소, 1993, pp. 40-45.
6. 정찬우, 『환율제도와 원/달러 환율의 변동성』, 한국금융연구원, 1996. 11.

7. 주영상, “우리 나라 일일환율변동의 특성,” 『금융학회지』, 창간호, 1996, pp. 53-80.
8. 홍갑수, 『시장평균환율제도하의 환율과 원화콜금리관계 분석』, 한국은행, 금융경제연구실, 1990. 8.
9. Bollerslev, T., R. Y. Chou, and K. F. Kroner, “ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence,” *Journal of Econometrics*, Vol. 52, 1992, pp. 5-59.
10. Bollerslev, T., R. F. Engle, and D. B. Nelson, “ARCH Models,” in R. F. Engle, and D. McFadden, eds., *Handbook of Econometrics*, Vol. IV. Amsterdam: North-Holland, 1994, pp. 2959-3038.
11. Bordo, M. D. and A. J. Schwartz, “What Has Foreign Exchange Market Intervention since the Plaza Agreement Accomplished?” *Open Economic Review*, Vol. 2, 1991, pp. 39-64.
12. Bretton Woods Commission, *Bretton Woods: Looking to the Future*, 1994.
13. Diebold, F. X. and M. Nerlove, “The Dynamics of Exchange Rate Volatility: A Multivariate Latent Factor ARCH Model,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 4, 1989, pp. 1-21.
14. Engle, R. F., “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation,” *Econometrica*, Vol. 50, No. 4, 1982, pp. 987-1008.
15. Engle, R. F., D. M. Lilien, and R. P. Robins, “Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model,” *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 391-407.
16. Lastrapes, W., “Exchange Rate Volatility and U.S. Monetary Policy,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 21, No. 1, 1989, pp. 66-77.
17. Obstfeld, M., “International Capital Mobility in the 1990s,” NBER Working Paper, No. 4534, 1993.
18. Williamson, J., *The Exchange Rate System*, Institute for International Economics, 1985.

19. ———, “Comments on McKinnon’s Monetary Rule,” *Journal of Economics Perspective*, Vol. 2, No. 1, 1988, pp. 113-119.