

환율불확실성의 경제적 파급효과 분석**

이상호**

대외여건 변화에 크게 영향을 받는 경제구조를 가지고 있는 우리나라의 경우 외환위기 이후 환율변동성이 높아지면서 불확실성(exchangerate uncertainty)도 크게 확대되고 있다. 이에 따라 우리 경제의 안정적이고 지속가능한 성장(stable and sustainable growth)을 위해서는 먼저 불확실성을 줄이는 것이 매우 중요한 과제라는 인식이 확산되고 있다.

본고에서는 환율불확실성을 측정한 후 벡터오차수정모형을 구성하여 환율불확실성이 경제에 미치는 파급효과를 분석하였다. 그 결과 환율불확실성이 확대될 경우 수출입물가가 상승하고 수출입물량은 감소하는 것으로 나타났다. 또한 환율불확실성이 높아질 경우 인플레이션 불확실성도 높아지는 것으로 분석되었으며, 금리를 상승시키고 주가를 하락시키는 등 경제전반에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 부정적인 효과는 외환위기 이후 더욱 증대된 것으로 확인되었다. 이는 환율불확실성의 부정적 효과가 장기적으로 성장동인(momentum)을 약화시킬 수도 있음을 시사하는 것으로 정책당국은 불확실성을 축소하기 위한 정책적인 노력을 기울일 필요가 있다. 아울러 기업들도 환위험(exchange risk) 관리의 중요성을 인식하고 결제통화의 다변화, 환위험 관리능력의 배양 등을 통해 환율불확실성 증대에 따른 부작용을 최소화하려는 노력을 기울여야 하겠다.

핵심주제어 : 환율불확실성, 조건부이분산, GARCH 모형, EGARCH 모형,
벡터오차수정 (VEC) 모형

JEL 분류기준 : C32, D80, E44

* 본 연구과정에서 유익한 논평을 해 주신 한국은행 이중식 박사, 전승철 박사, 그리고 익명의 심사위원들께 감사드린다. 본 연구의 내용은 집필자의 개인의견이며, 한국은행의 공식견해가 아님을 밝혀둔다.

** 한국은행 경제통계국 과장(Tel : 02-759-4372, E-mail : shyi@bok.or.kr)

I. 머리말

1970·80년대 이후 금융의 자유화·개방화가 진전되면서 환율, 금리, 주가 등 가격변수의 변동성이 크게 확대되고 있다. 이와 함께 금융환경 및 정책여건이 빠르게 변함에 따라 경제주체들이 경제활동에서 느끼는 불확실성이 더욱 증폭되고 있다. 이에 따라 1990년대 들어 불확실성이 수출입, 투자 등 경제활동에 영향을 미칠 수 있다는 점이 인식되면서 불확실성의 경제적 효과에 대한 관심이 크게 높아져 왔다. 특히 대외여건 변화에 크게 영향을 받는 취약한 경제구조를 가지고 있는 우리나라의 경우 환율불확실성(exchange-rate uncertainty)의 완화가 중요한 정책과제중의 하나로 부각되고 있다.

우리나라는 외환위기를 계기로 1997년 12월 16일 자유변동환율제도를 도입한 데 이어 2001년 초에는 개인의 자본거래 등 잔존 외환규제를 대부분 폐지함에 따라 외환 및 자본자유화를 사실상 완결하였다. 이러한 변화는 기업들이 필요자금을 보다 쉽게 조달할 수 있다는 점에서 긍정적 측면도 있으나 대내외 충격의 영향으로 환율의 급변동이 빈번히 나타날 경우 이는 국내경제의 교란요인으로 작용할 가능성이 높다는 부정적인 측면을 동시에 가지고 있다. 특히 우리나라와 같이 대외의존도가 높은 소규모 개방경제(small open economy)에서는 환율 급변동에 따른 불확실성 확대가 경제활동 전반에 부정적인 영향을 미칠 수 있다는 점에서 환율불확실성에 관심을 기울일 필요가 있다.

1990년대 중반 이후, 불확실성의 경제에 미치는 영향에 대한 관심이 높아지면서 이에 관한 연구결과들이 발표되었다. 그러나 대부분의 연구들이 무역(수출입) 또는 투자에 대한 환율불확실성의 효과를 분석하는 데 치우쳐 있고 다른 경제변수들, 즉 인플레이션 불확실성, 금리, 주가 등에 미치는 효과와 관련한 연구는 거의 없는 실정이다.

이러한 관점에서 본 연구는 원/달러환율의 불확실성을 측정해 보고 우리나라가 시장평균환율제도를 채택한 1990년 이후를 대상으로 환율불확실성이 경제에 미치는 영향을 실증분석하여 정책적 시사점을 찾고자 하였다. 특히 분석 대상기간을 외환위기 이전과 이후 기간으로 구분하는 한편 기존연구들이 주로 다루었던

환율불확실성의 수출입에 대한 파급효과와 함께 인플레이션 불확실성에 미치는 효과, 그리고 금리, 주가와 같은 가격변수에 대한 효과도 분석함으로써 환율불확실성의 다양한 파급경로를 종합적으로 규명한다는 점에서 기존 연구들과 차이가 있다고 할 수 있다.

본고는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 환율불확실성과 경제변수들(주로 수출입, 투자)간의 관계에 대한 국내외 기존 연구결과들을 개관한다. 제Ⅲ장에서는 환율변수의 통계적 특성을 간단히 살펴보고, ARCH류 모형을 이용해 환율불확실성을 측정한다. 제Ⅳ장에서는 벡터오차수정(vector error correction: VEC) 모형을 설정한 후 충격반응함수(impulse response function) 도출 및 분산분해(variance decomposition)를 통해 1990년대 이후 환율불확실성이 수출입 물가물량, 인플레이션 불확실성, 금리 및 주가 등 경제에 미친 동태적 파급효과를 실증 분석한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 본고의 연구결과를 요약하고 정책적 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 기존연구 개관

환율불확실성과 경제변수간의 관계에 관한 기존연구들은 환율불확실성이 커질 경우 주로 무역(수출입)과 투자가 어떻게 반응하는지에 초점을 맞추고 있다.

1.

우선 환율불확실성이 무역에 미치는 영향에 관한 연구가 시작된 것은 주요 선진국들이 변동환율제도를 채택하였던 1970년대 초반으로 거슬러 올라간다.¹⁾ 이 시기에는 환율불확실성 대용지표로 환율의 표준편차 또는 분산을 주로 사용하였다. Clark(1973)는 환율불확실성이 증대될 경우 위험회피적인(risk-averse) 기업은 동일한 시장가격 하에서 생산을 줄이게 되고 이에 따라 수출물량이 감소한다고

1) 1973년 브레튼우드체제의 붕괴와 함께 주요 선진국들은 자유변동환율제도를 채택하였다.

주장하였다. Ethier(1973)는 환율변동이 기업이윤에 대한 불확실성을 확대시키게 되고 이는 수입물량 감소를 초래한다고 분석한 바 있다. 이후 Hooper and Kohlhagen (1978)은 수출입가격에 대한 환율불확실성의 효과를 분석하였는데, 수출업자가 환위험(exchange risk)을 부담할 경우 수출업자의 위험프리미엄(risk premium) 요구로 수출가격이 상승하는 반면 수입업자가 환위험을 부담할 경우에는 수입수요의 감소로 수입가격이 하락한다고 주장하였다. 1980년대 들어서도 유사한 연구들이 진행되었는데, Thursby and Thursby (1987), Cushman(1988) 등도 환율불확실성의 무역에 대한 부정적인 영향이 존재함을 발견하였다.

1990년대 들어서는 ARCH류 모형을 이용한 불확실성 측정기법이 소개되면서 연구의 커다란 진전이 있었다. Feenstra and Kendall(1991)은 ARCH-M 모형을 이용하여 선진3개국(영국, 독일, 일본)에서 환율불확실성이 수출가격에 미친 영향을 분석하였는데, 영국과 독일의 경우에는 환율불확실성이 수출가격에 별 영향을 미치지 못하였으나 일본의 경우에는 유의한 영향을 주었던 것으로 분석하였다. Caporale and Doroodian(1994)은 GARCH-M 모형을 추정하여 환율불확실성을 계측한 다음 환율불확실성 증대에 따라 수입물량이 감소함을 보였다. 또한 Arize(1995)²⁾, Kim and Lee(1996), Arize, Osang and Slottje(2000)³⁾는 환율불확실성이 수출에 부정적인 영향을 미치는 것으로 분석하였다. 반면 Gagnon(1993)과 Bahmani-Oskooee and Payes-tech(1993)는 환율불확실성과 수출간의 관계가 명확하지 않다고 주장한 바 있다.⁴⁾

우리나라의 실증분석연구는 1990년 3월 시장평균환율제도가 도입된 이후 비로소 발표되기 시작하였다. 김규한(1992)은 평균분산(mean variance) 모형을 기초로 오차수정모형을 설정한 후 무역수지에 대한 환율불확실성의 영향을 분석하였는데, 환율불확실성의 증대는 무역수지에 양방향의 효과를 가져다주는 것으로 나타났다.⁵⁾ 이우리·김기홍(1994)은 GARCH-M 모형을 이용하여 환율불확실성을 추정

2) Arize(1995)는 미국 자료를 분석한 결과 환율불확실성은 수출(실질)에 부(-)의 영향을 주는 것으로 보였으며 수출함수 추정시 환율불확실성 변수를 포함시킬 것을 제안하였다.

3) Arize et al.(2000)은 오차수정모형(ECM)을 이용하여 13개 개도국(Less Developed Countries)을 대상으로 분석하였는데 환율불확실성은 장단기적으로 수출에 부정적인 영향을 미쳐왔음을 발견하였으며, 특히 환율불확실성의 수출 위축효과는 선진국보다는 후진국(주로 아시아지역)에서 나타나는 특징이라고 주장하였다.

4) ARCH류 모형을 이용한 기존연구에 관한 자세한 내용은 송옥현(1997) 참조.

하였으며 환율불확실성이 수출가격에는 영향을 미치지 못하지만 수출물량을 오히려 증대시키는 것으로 나타났다. 송옥헌(1997)은 환율불확실성 확대는 수출가격을 상승시키나 수출물량에는 유의적인 영향을 미치지 못하는 것으로 분석하였다. 한편 김권식(2003)은 일시적 요인에 기인한 불확실성과 추세적 요인에서 비롯된 불확실성의 구분 필요성을 제기하고 추세적인 불확실성은 수출 추세에 부(-)의 영향을 주지만 일시적 환율불확실성은 수출의 순환부분에만 부의 영향을 미친다고 주장하였다.

2.

다음으로 환율불확실성이 기업투자에 미치는 영향에 관한 연구도 많이 이루어졌다. 본 연구의 목적이 투자에 대한 환율불확실성의 과급효과를 분석하는 것은 아니지만 환율불확실성 증대에 따른 수출입, 금리 및 주가 변동이 장기적으로 투자에 영향을 줄 수 있다는 점에서 기존 연구결과들을 살펴볼 필요가 있다.

먼저 Hartman(1972)과 Abel(1983)은 고정요소(fixed factor)로 자본(capital)만을 가지고 있는 완전경쟁적이고 위험중립적인(risk-neutral) 기업의 경우 자본의 한계수익은 산출물가격(output prices)의 볼록함수(convex function)가 되므로 가격변수의 불확실성이 증대되면 자본의 기대수익(expected profitability)이 커져 투자가 확대된다고 주장하였다.⁶⁾ 반면 고정투자의 非可逆性(irreversibility)⁷⁾을 중시하여 Dixit and Pindyck(1994), Guiso and Parigi(1999)는 위험중립적인 기업의 경우 불확실성의

5) 환율불확실성의 확대는 수입물량을 감소시키고 수출단가를 상승시켜 무역수지를 개선시키기도 하지만 수출물량 감소를 초래하여 무역수지를 악화시키기도 한다고 주장하였다.

6) 이는 Jensen의 부등식(Jensen's inequality)에 기인한다. 즉 x 를 확률변수(random variable), $f(\cdot)$ 를 볼록함수(convex function)라 하면 $E(f(x)) \geq f(E(x))$ 이 성립한다.

7) 비가역성이란 기업이 투자 목적으로 일단 구입한 자본재는 재매각이 어려우며 재매각이 가능하더라도 당초 구입가격보다 낮은 가격으로 매각될 수밖에 없기 때문에 한번 결정된 투자는 의사결정에 오류가 있더라도 투자중단에 따른 손실(기회비용)이 크게 발생할 수 있으므로 투자를 취소하거나 축소하기 어려운 속성을 의미한다. 이러한 비가역성이 존재하는 상황에서 불확실성이 높아질 경우 투자의 기대수익이 불투명해지므로 기업은 불확실성이 제거 또는 줄어들 때까지 투자를 지연시키거나 중단시킬 수 있다(Pindyck(1991), 김준태(2003), 신선우(2003)).

확대는 투자의 기회비용 (opportunity cost)을 증가시켜 투자 감소를 초래한다는 상반된 결과를 얻었다. 또한 Goldberg(1990)는 미국의 월별자료(1971~88)를 이용하여 환율불확실성이 커질 경우 기업의 설비투자가 위축됨을 실증분석한 바 있다. 1990년대 들어서도 불확실성과 투자간의 관계에 관한 많은 연구들⁸⁾이 발표되었다. Huizinga(1994)는 환율불확실성은 실질임금, 실질원자재가격, 실질산출물가격 및 산출물수요의 불확실성을 높이고 이는 다시 투자의 현재가치를 불확실하게 하여 투자의 위축을 야기한다고 주장하였다. 최근에는 Servén(2002)이 실질환율불확실성의 민간투자에 대한 효과는 무역개방 및 금융시장 발전 정도에 따라 달라지나 대체로 실질환율불확실성이 증대될 때 민간투자가 위축됨을 보였다.⁹⁾

국내연구로 최현목(1999)은 외환시장 불안정성(환율불확실성)이 설비투자를 촉진하기보다는 거래비용 상승 등으로 설비투자를 감소시키는 것으로 분석하였다. 최창규(1999)는 투자변수를 총고정자본형성, 건설투자, 설비투자, 기계류투자, 운수장비투자 등으로 구분하여 분석한 결과 환율불확실성의 증대는 투자전반, 특히 기계류투자에 유의한 부(-)의 영향을 미치는 것을 보였다.

한편 불확실성이 경제에 미치는 파급효과에 대한 관심이 높아짐에 따라 환율불확실성 이외에 소득 불확실성, 인플레이션 불확실성, 금리스프레드 불확실성 등이 경제에 미치는 영향에 관한 연구결과들¹⁰⁾이 발표되기도 하였다.

이상의 기존 연구결과들을 종합하고 환율불확실성의 인플레이션 불확실성, 금리 및 주가에 대한 영향 등을 고려하여 거시경제에 대한 파급경로를 그려보면 <그림 1>과 같다. 우선 개방경제하에서 환율불확실성의 증대는 수출 감소를 초래하고 나아가 기업의 투자를 위축시킬 것으로 예상된다. 환율불확실성이 높아지게 되면 수입자본재가격, 투자의 기대수익, 기존 외채 상환부담 등의 예측이 어려워지고 금리, 주가 및 물가 등 거시변수의 불확실성도 높아져 비가역적 특성을 가진 투자활동을 위축시킬 수 있다(Miller(1996), 최창규(1999)). 또한 환율불확실성의

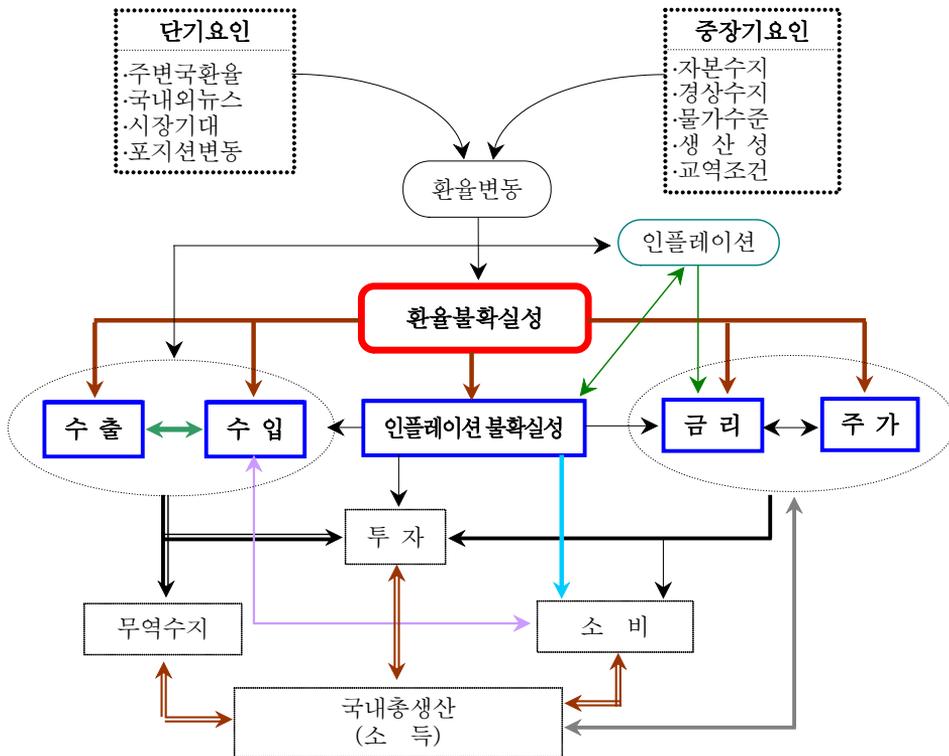
8) 불확실성과 투자에 관한 보다 자세한 연구결과는 김준태(2003) 참조.

9) 무역개방도가 클수록 그리고 금융시장 발전정도가 낮을수록 환율불확실성의 투자에 대한 부(-)의 효과가 크게 나타났다.

10) 소득불확실성(함준호(2001), 신관호·주원(2002)), 인플레이션 불확실성(이승준(1998)), 금리스프레드 불확실성(김준태(2003))의 효과를 분석한 논문을 들 수 있다.

확대는 수출뿐만 아니라 수입도 위축시킬 수 있다. 왜냐 하면 수출입의 계약과 결제 시점이 다르고, 수출입의 결제가 타국통화로 이루어지기 때문이다. 특히 환율 불확실성 지속으로 수입가격의 예상이 어려워져 수입이 지연될 경우 원자재, 자본재와 같은 투자재에 대한 수입의존도가 높은 수출기업들은 결국 생산을 줄이고 투자도 감축할 것으로 예상된다.

< 1>



Ⅲ. 환율불확실성의 측정

1.

<표 1>은 1990. 1월 ~ 2004. 10월 기간을 대상으로 원/달러환율의 월별 변동률¹¹⁾의 통계적 특성을 보여주고 있다.

어떤 변수 분포의 비대칭성(asymmetry) 정도를 측정하는 통계량인 歪度(skewness)는 +6.4로 환율 시계열은 오른쪽으로 매우 치우친 비대칭적 분포를 갖는 것으로 나타났다. 이는 분석대상 기간중 원/달러환율이 상승할 확률이 더 높았음을 의미한다.

분포의 뾰족한 정도를 측정하는 첨도(kurtosis)¹²⁾는 66.5로 경제시계열에서 일반적으로 나타나는 정규분포와는 달리 봉부가 위로 매우 치솟은 분포를 갖는 것으로 보인다. 이러한 환율 시계열의 특성은 정규분포성(normality)을 검정하는 Jarque-Bera 통계량¹³⁾에 의해서도 설명된다. 즉 유의수준 1%에서 ‘정규분포한다’는 귀무가설이 기각되어 환율 시계열은 정규분포를 하지 않는 것으로 나타났다.

자기상관(autocorrelation)을 검정하는 Ljung-Box Q통계량¹⁴⁾에 의하면 환율 시계열은 유의수준 1%에서 ‘자기상관계수가 0’이라는 귀무가설을 기각하여 강한 시계열 상관관계를 가지고 있는 것으로 분석되었다. 한편 Q^2 는 환율 시계열의 제곱값에 대한 Ljung-Box 통계량으로 시차 4에서 ‘자기상관이 존재하지 않는다’는 귀무가설을 기각하고 있어 환율은 조건부동분산(conditional homoscedasticity)을 갖지

11) $(\ln e_t - \ln e_{t-1}) * 100$ 방식으로 계산한 변동률(%)을 사용하였다.

12) 첨도가 3을 초과하면 동일한 평균과 분산을 가진 정규분포에 비해 분포의 봉부가 위로 치솟아 있으며 (leptokurtic) 꼬리부분이 두터운 (fat-tailed) 모양을 갖게 된다.

13) Jarque-Bera 통계량은 χ^2 분포를 따르며 임계치 (critical values)는 1% 및 5% 유의수준에서 각각 9.21 및 5.99이다.

14) Ljung-Box 통계량은 χ^2 분포를 따르며 시차가 3 및 4일 때 임계치는 10% 유의수준에서 각각 6.25 및 7.78이다.

않는 것으로 나타났다.15)

< 1>

(: 1990.1 ~ 2004.10)

구 분		통 계 량
표 분 수		178
평 균		0.296
최 대 치		36.954
최 소 치		-7.826
표 준 편 차		3.555
왜 도		6.435
첨 도		66.532
Jarque-Bera 통계량		31164.3 [0.00]
Ljung-Box Q 통계량	Q(1)	40.066 [0.00]
	Q(2)	40.300 [0.00]
	Q(3)	44.485 [0.00]
	Q ² (4)	8.852 [0.06]

주 : 1) 왜도(skewness) : $m_3 = \frac{\mu_3}{\sigma^3} \sim N(0, 6/T)$, 단 $\mu_r = E[(x-\mu)^r]$

2) 첨도(kurtosis) : $m_4 = \frac{\mu_4}{\sigma^4} \sim N(3, 24/T)$

3) Jarque-Bera 통계량 : $JB = \frac{T-k}{6} [S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2]$

4) Ljung-Box 통계량 : $Q(k) = T(T+2) \sum_{j=1}^k \frac{y_j^2}{T-j} \sim \chi^2(k)$, $y_j = \sum_{t=j+1}^T e_t e_{t-j} / \sum_{t=1}^T e_t^2$

(T : 총표본수, k : 추정치의 수, S : 왜도 K : 첨도)

5) () 내는 검정시차, [] 내는 p-value (유의수준)

15) 원/달러환율의 높은 자기상관 관계는 선진국 통화의 경우에는 보기 힘든 현상으로 환율의 움직임에 강한 추세(trend)가 존재함을 시사하는 것으로 미래의 환율변화가 과거 환율변화에 의해 어느 정도 설명될 수 있다는 것을 의미한다. 이는 환율변수 변동성의 집중적(clustering) 특성과 관련이 있다. 즉 변동폭이 지속적으로 전기에 비해 상대적으로 작기도 하며 어떤 경우에는 상당히 크게 나타나는데 이러한 변동폭은 과거의 변동폭에 의존하는 경향이 높다는 것을 의미한다(주상영 외 (1999), 박범조(2001)).

이상의 통계량들을 종합해 볼 때 환율 시계열은 비정규분포를 하고 있으며 조건부분산이 시간의 흐름에 따라 달라지는 것으로 판단된다. 즉 조건부이분산(conditional heteroscedasticity)을 갖는다고 볼 수 있다.

2.

불확실성(uncertainty)은 정확하게 측정하기 어려운 추상적인 개념이지만 수출입, 투자, 금융거래 등과 관련하여 경제주체들의 의사결정에 적지 않은 영향을 미치고 있는 것으로 알려져 있다. 환율불확실성은 일반적으로 경제주체들이 현재 또는 미래의 환율변동 방향성에 대해 인지하지 못하는 정도를 의미한다.¹⁶⁾

본고에서는 환율불확실성이 시간의 흐름에 따라 달라질 수 있다는 점을 반영하여 ARCH류 모형을 추정한 후 얻은 환율변수 오차항의 조건부이분산(conditional heteroscedasticity)을 불확실성 대용지표로 사용하였다.¹⁷⁾

우선 ARCH류 모형중 본고에서 사용된 GARCH 모형과 EGARCH 모형의 구조에 대해 살펴보자. GARCH(Generalized ARCH) 모형은 Bollerslev(1986)가 ARCH 모형¹⁸⁾을 일반화한 것으로 ARCH 구조에 조건부이분산의 자기회귀적 요인(σ_{t-1}^2)을 추가한다. 또한 현재 및 미래 가격변수(수익률)의 오차항제곱(ε_t^2)이 미래 수익률의 변동성에 영향을 미치게 되어 조건부 변동성에 대한 충격의 양(+) 또는 음(-)에 관계없이 항상 대칭적인 효과를 파악하게 된다. GARCH(1,1) 모형의 구조는 다음과 같다.

16) 이는 경제주체들의 환율변동 예측오차가 클수록 환율불확실성도 높아지는 것을 말하는 것으로 환율변수 자체의 변동성(variability or volatility)과는 구분되는 개념이다.

17) ARCH류 모형은 시간의존적 이분산(time-depending heteroscedasticity) 및 자기회귀적(autoregressive) 현상이 존재하는 시계열(환율, 인플레이션, 금리 등)의 불확실성을 측정하는 데 자주 이용된다.

18) Engle(1982)에 의해 소개된 ARCH 모형의 구조는 아래와 같다.

ARCH(q) 모형 :

$$\text{[평균방정식]} \quad y_t = \lambda y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

$$\text{[조건부분산식]} \quad \sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 \quad \omega > 0, \quad \alpha_j \geq 0, \quad \sum_{i=1}^q \alpha_i < 1$$

[평균방정식] $y_t = \lambda y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$

[조건부분산식] $\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2, \quad \omega > 0, \alpha \geq 0, \beta \geq 0$

ε_t : 오차항 (error term)

I_{t-1} : t-1기까지 이용가능한 모든 정보집합

σ_t^2 : 조건부이분산

ω : 평균 (mean)

ε_{t-1}^2 : 오차항제곱의 시차변수로 측정된 t-1기까지의 변동성에 대한 정

보

위의 평균방정식(mean equation)에서 오차항 ε_t 은 평균이 0, 분산이 σ_t^2 인 정규분포(normal distribution)를 한다고 가정하였다. 조건부분산식에서 ARCH 계수 α 와 GARCH 계수 β 의 합($\alpha + \beta$)이 1보다 작으면 조건부분산식은 안정적이고 1에 가까울수록 변수의 충격에 대한 불확실성이 지속적임을 의미한다.

다음으로 EGARCH(Exponential GARCH) 모형은 Nelson(1991)이 GARCH 모형을 발전시킨 것으로 파라미터에 대한 제약을 완화한다. 다시 말해 조건부분산이 항상 양(+)¹⁾의 값을 갖도록 파라미터에 일정한 제약(즉, $\omega > 0, \alpha \geq 0, \beta \geq 0$)을 가하는 GARCH 모형과는 달리 조건부분산을 지수화(logarithmic transformation)함으로써 파라미터에 대한 추가 제약이 없어도 조건부분산이 항상 양(+)²⁾의 값을 갖는다. 현재 및 미래 수익률 변동성간의 음(-)의 상관관계를 고려하므로 시계열 변동성의 비대칭성 효과의 유무를 파악할 수 있다. EGARCH(1,1) 모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

[평균방정식] $y_t = \lambda y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$

[조건부분산식] $\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \alpha \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right| + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$

위의 조건부분산식에서 $|\beta| < 1$ 관계를 만족하면 조건부분산식은 안정적이다.

$\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}$ 항은 전기 표준오차(standardized residuals)이며 이의 파라미터 γ 의 크기와 부호로 비대칭 효과의 존재 여부를 판단한다. 즉 귀무가설 $H_0: \gamma = 0$ 을 검정하여 $\gamma \neq 0$ 이면 비대칭효과가 있는 것으로 간주한다.¹⁹⁾ 특히 $\gamma < 0$ 이면 레버리지효과(leverage effect)도 존재하는 것으로 해석한다.²⁰⁾

GARCH 모형과 EGARCH 모형의 추정결과는 <표 2>에 정리되어 있다. 먼저 GARCH(1,1) 모형을 이용하여 원/달러환율²¹⁾ 오차항의 조건부분산을 추정한 결과를 보면 조건부분산식의 상수항(ω)을 제외한 모든 파라미터가 1% 수준에서 유

19) 즉, $\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1} > 0$ 일 때 $\partial \ln(\sigma_t^2)/\partial(\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}) = \gamma + \alpha$ 이고 $\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1} < 0$ 일 때 $\partial \ln(\sigma_t^2)/\partial(\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1}) = \gamma - \alpha$ 이다. 그러므로 $\varepsilon_{t-1}/\sigma_{t-1} \neq 0$ 이면 $\gamma + \alpha \neq \gamma - \alpha$ 이 성립하여 EGARCH 모형으로 추정한 불확실성은 예상치 못한 충격에 대해 비대칭적(asymmetric)으로 반응하게 된다.

20) 레버리지효과란 경제주체들이 예상하지 못했던 음(-)의 충격(수익률 하락)이 발생할 경우 동일한 크기의 양(+의 충격(수익률 상승)에 비해 변동성(불확실성)에 훨씬 더 큰 영향을 미치는 비대칭적 정보효과를 말한다(김준태(2003), 성범용·김기석(2000)).

21) 본고에서는 원/달러환율의 원계열 대신 6개월 이동평균치 계열을 사용하였다.

< 2>

[추정기간]	GARCH(1,1) 모형	EGARCH(1,1) 모형		
	[81. 1 ~ 04. 10]	[81. 1 ~ 04. 10]	[81. 1 ~ 97. 9]	[97. 10 ~ 04. 10]
λ	1.05 * (98.03)	1.01 * (79.44)	0.95 * (43.50)	0.95 * (18.06)
ω	0.00 (0.86)	-10.55 * (-27.27)	-14.42 * (-1.89)	-5.49 * (-4.38)
β	0.66 * (11.85)	0.16 * (4.89)	-0.17 (-0.27)	0.52 * (4.09)
α	0.65 * (25.17)	1.04 * (12.91)	-0.47 * (-4.25)	1.88 * (6.79)
γ	- (-)	-0.16 * (-2.46)	-0.10 (-1.09)	-0.84 * (-3.20)

주 : () 내는 z통계량이며, * 표시는 1% ($z \geq 3.1$) 수준에서 유의적임을 의미함.

의적이었으나 $\alpha + \beta$ 값이 1.31로 1보다 커 추정된 조건부분산식이 안정적이지 못하였다.

EGARCH(1,1) 모형의 경우에는 추정계수 $|\beta|$ 가 1보다 작아 조건부분산식이 안정적인 것으로 나타나 추정모형이 적합하였다. 또한 모형추정에서 귀무가설 ($H_0: \gamma = 0$)이 기각(즉, $\gamma \neq 0$)되어 시장충격이 환율불확실성에 미치는 효과가 비대칭적(asymmetric)인 것으로 나타났다. 즉 추정기간이 ‘1981. 1월 ~ 2004. 10월’인 경우와 ‘1997. 10월 ~ 2004. 10월’인 경우에 γ 가 음(-)의 값을 갖는 동시에 통계적 유의성도 높았다.²²⁾

반면 추정기간이 ‘1981. 1월 ~ 1997.9월’인 경우에는 γ 가 음(-)의 부호를 보였

22) 추정기간 ‘1981 ~ 2004.10’에서도 비대칭효과의 존재 여부를 판단하는 계수인 γ 가 음(-)의 값을 갖는 동시에 통계적으로 유의한 결과가 나타난 것은 자유변동환율제 채택 이후 기간을 포함하여 추정하였기 때문으로 보인다.

으나 통계적 유의성은 없었다. 이와 같이 추정기간이 ‘1997. 10월 ~ 2004. 10월’인 경우 환율불확실성의 비대칭 및 레버리지효과가 존재한다는 것은 자유변동환율제도 채택 이후, 원/달러 환율의 변동성이 크게 높아지면서 경제주체들이 예상치 못한 음(-)의 충격(환율하락)이 발생할 경우 동일한 크기의 양(+)의 충격(환율상승)에 비해 불확실성이 더 확대된다는 것을 의미한다.²³⁾

한편, 앞서 언급한 바와 같이 GARCH 모형의 경우 조건부분산식이 안정적이지 못하였지만 EGARCH 모형과의 비교를 위해 오차항의 조건부이분산을 구해 보았다. 오차항의 조건부이분산은 <그림 2>에 그려져 있다. EGARCH(1,1) 조건부이분산의 경우 1990년대 중반 이후의 국내외 금융·외환관련 사건²⁴⁾ 등과 관련하여 경제주체들이 느끼는 불확실성을 잘 반영하고 있는 것으로 여겨진다. 또한 환율변수의 통계적 특성 등을 감안할 때 EGARCH(1,1) 모형으로 구한 조건부이분산을 환율불확실성 지표로 사용해도 무방할 것으로 판단된다.²⁵⁾

23) 성범용·김기석(2000), 정재식·장영민(2000)도 자유변동환율제로 이행한 후 환율의 하락과 상승이 환율불확실성에 미치는 효과가 비대칭적이라는 연구결과를 얻었다. 특히 정재식·장영민은 이러한 비대칭효과가 나타난 원인으로 외환위기 이후 원/달러환율이 장기간 하락기조를 유지하고 있다는 점을 지적하고 있다.

24) 1990년대말 이후 환율불확실성이 크게 높아진 것은 외환 및 자본자유화의 완료, 자유변동환율제도로의 이행(1997년 12월) 등 제도적 변화(regime shift)에 더하여 일련의 국내외 외환금융관련 사건의 여파 등이 작용하였기 때문으로 판단된다. 특히 2000년대 들어서는 미-이라크전쟁, 북한 핵문제 등에 따른 지정학적 위험(geopolitical risks)이 국내외 금융시장의 불확실성을 초래하고 이는 원/달러환율의 불확실성 증대 요인으로 작용하는 것으로 보인다.

1990

국 내	국 외
<ul style="list-style-type: none"> - 한보철강 부도(97. 1월) - 기아그룹 부도(97. 7월) - 외환위기 발생(97. 10월) 및 IMF 구제금융 신청(97. 11월) - 대우·현대건설 부도(99 ~ 2000) - 한반도 전쟁위기감 고조(03년초) - SK글로벌 분식회계 사건(03. 3월) - 북한 핵연료봉 재처리 발표 및 핵 보유 선언(03. 4월) 	<ul style="list-style-type: none"> - 멕시코 외환위기(94 ~ 95) - 영국 베어링사 파산(95. 5월) - 태국·필리핀·인도네시아·말레이시아 외환 위기 발생(97 ~ 98) - 홍콩 증시 폭락(97. 10월) - 러시아 채무불이행 선언(98. 8월) - 미국 9.11 테러(01. 9월) - 미 ENRON사 파산(01. 12월) - 아르헨티나 채무불이행 선언(01. 12월) - 미-이라크 전쟁위기감 고조 및 전쟁발발 (02년말 ~ 03년초)

25) 이 밖에도 환율 하락기의 변이계수가 상승기에 비해 크다는 점도 EGARCH 모형으로 구한 조건부이분산이 환율불확실성 지표로서 타당함을 뒷받침한다. 원/달러환율의 상승 및 하락 기간에 대한 變異係數(coefficient of variation)를 비교해 보면 상승기 전체기간에 대한 변이계수(3.67)가 하락기(2.43)에 비해 큰 것으로 나타났다. 그러나 환율이 급등락했던 외환위기 기간(1997. 10~1998. 9)을 제외할 경우에는 하락기의 변이계수(2.19)가 상승기의 변이계수(1.57)보다 더 컸다. 각 기간별로는 특히 1990년대 이후부터 하락기의 변이계수가 상승기에 비해 더 큰 가운데 점차 증대되어 왔다.

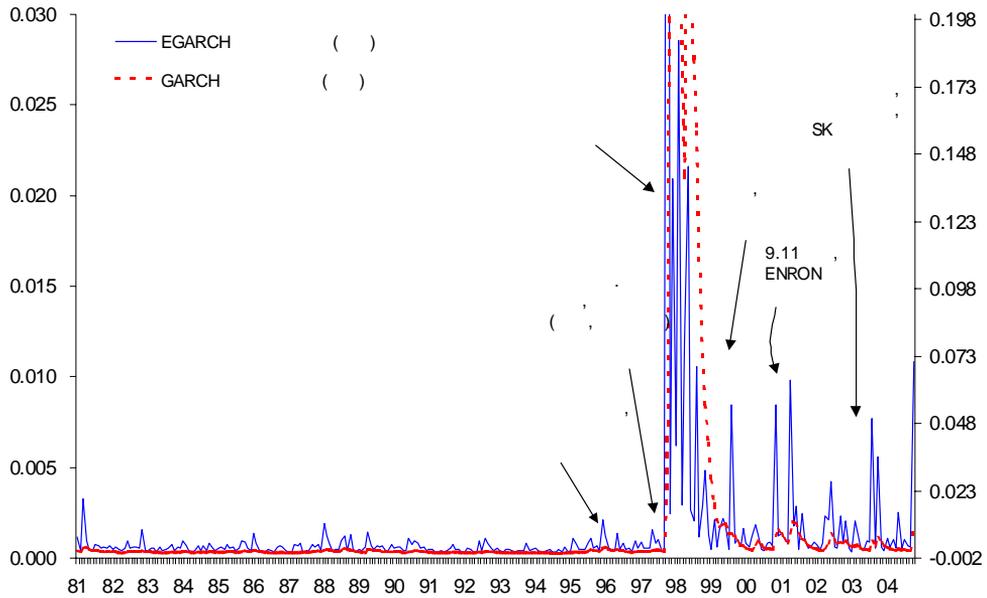
구 분	상 승 기			구 분	하 락 기		
	평균	표준편차	변이계수 ²⁾		평균	표준편차	변이계수 ²⁾
상승 I (80.1~85.10)	0.70	1.81	1.16	하락 I (85.11~89.5)	-0.67	0.34	0.94
상승 II (89.6~94.1)	0.35	0.42	1.19	하락 II (94. 2~95.7)	-0.38	0.46	1.21
상승 III(95.8~98.1)	3.03 (0.71)	8.53 (0.89)	2.82 (1.24)	하락 III(98. 2~00.8)	-1.32 (-0.88)	2.97 (2.05)	2.24 (2.34)
상승 IV(00. 9~02.3)	0.92	2.06	2.22	하락 IV(02.4~04.10)	-0.45	1.74	3.85
상승기 전체	1.01 (0.61)	3.72 (0.96)	3.67 (1.57)	하락기 전체	-0.74 (-0.61)	1.79 (1.35)	2.43 (2.19)

주 : 1) 전월비(%)

2) [표준편차/평균]의 절대치

3) () 안은 외환위기 기간(1997. 10~98. 9) 제외시 ‘상승 III’(1995. 8~97. 9)과 ‘하락 III’(1998. 10~2000. 8)의 평균, 표준편차 및 변이계수임. 여기서 외환위기 기간의 식별은 정재식·장영민(2000)을 따랐음. 그들은 홍콩에 대한 헤지펀드의 투기적 공격설이 나돌고 역외선물환(NDF)시장에서 원/달러 선물환 프리미엄이 급등했던 1997년 10월을 외환위기 시작시점으로, 그리고 우리나라가 IMF 프로그램하에 1차 금융구조조정을 마쳤던 1998년 9월을 외환위기 종료시점으로 보고 있음.

< 2> /



IV. 환율불확실성이 경제에 미치는 영향

1.

1)

우선 모형을 설정하기 전에 분석에 사용될 변수들의 내역을 살펴보면 <표 3>과 같다.

모든 통계는 월별 자료이며 계절성이 있다고 판단되는 변수는 X-12-ARIMA 방법을 이용하여 계절변동요인을 제거하였으며, 모든 수준변수는 자연대수를 취하였다. 분석 대상기간은 1990년 1월 이후부터 2004년 6월까지로 하였다.²⁶⁾ 인플레이

26) 분석 대상기간을 이와 같이 한 이유는 1990년 3월 시장평균환율제도가 도입되면서 비로소 원/달러환율이 제한된 범위 내에서나마 외환시장의 수급상황에 따라 결정되기 시작하였기 때문

이션 불확실성 지표는 기대인플레이션(expected inflation) 추정함수 오차항의 조건부이분산으로 측정하였다.²⁷⁾

이다. 또한 환율불확실성과 인플레이션 불확실성은 2004년 10월까지 추정하였으나 세계수입물량, 단위노동비용 변수의 시계열자료 확보가 불가능해 2004년 6월 시점까지 분석하였다.

27) 인플레이션 불확실성(inflation uncertainty) 지표는 경제주체들의 향후 인플레이션에 대한 예상(expectation)과 밀접한 관계가 있으므로 기대인플레이션 추정함수 오차항의 조건부이분산으로 측정하였다. 여기서 기대인플레이션은 소비자물가지수(CPI)나 GDP 디플레이터의 상승률을 이용하여 추정할 수 있는데 본고에서는 경제주체들이 과거의 인플레이션 수준을 감안하여 기대인플레이션을 형성한다고 가정하고 소비자물가상승률(전년동월비)의 6개월 이동평균치를 사용하였다[인플레이션 불확실성에 관한 자세한 논의는 Engle(1982 및 1983), Bollerslev(1986), 한상섭·박정규(1996)를 참조].

ARCH(1) 모형을 이용한 오차항의 조건부이분산 추정 결과는 아래와 같다.

$$p_t^e = 0.087 + 0.990CPI6mv_{t-1} + \epsilon_t$$

(3.31) (204.4)

$$\epsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2)$$

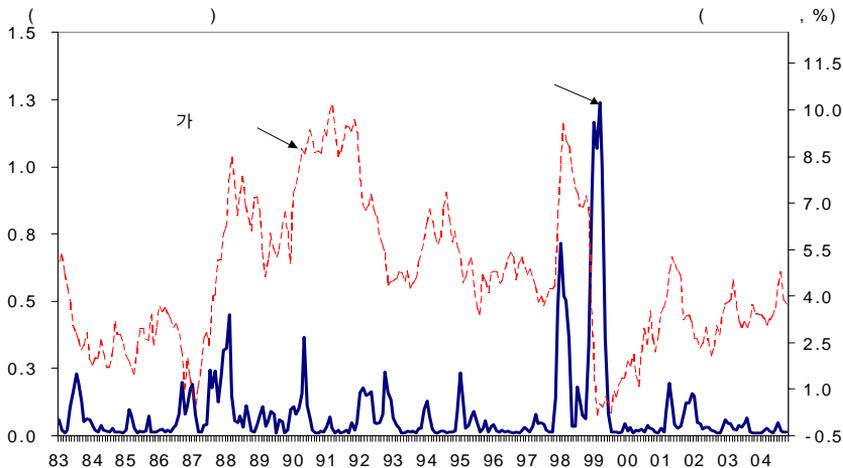
$$\sigma_t^2 = 0.012 + 0.872 \epsilon_{t-1}^2$$

(6.43) (4.82)

주 : () 안은 t-value, 추정기간은 1983. 1월~2004. 10월

ARCH(1) 모형으로 추정된 인플레이션 불확실성의 추이는 아래 그림과 같다.

가



< 3 >

변수명	변수설명	비고
환율불확실성	원/달러환율 변동률(전월비)에 대하여 EGARCH(1,1) 모형을 추정 한 후 구한 오차항의 조건부이분산	기준환율 6개월 이동평균
환율수준	원화의 대미달러 환율(명목, 월평균)	대수변환
수출	수출물가지수(2000=100), 달러표시 수출물량지수(2000=100)	대수변환
수입	소비재 수입물가지수(2000=100), 원화표시 소비재 수입물량지수(2000=100)	대수변환
	원자재 수입물가지수(2000=100), 원화표시 원자재 수입물량지수(2000=100)	대수변환
	자본재 수입물가지수(2000=100), 원화표시 자본재 수입물량지수(2000=100)	대수변환
생산	전산업생산지수(2000=100), 국내수입수요(또는 경기) 대응변수	계절조정, 대수변환
단위노동비용	임금지수 ¹⁾ /산업생산지수, 단위노동비용 대응변수	대수변환
세계수입물량	세계수입금액 ¹⁾ /세계수입단가 ¹⁾ , 해외소득 대응변수	대수변환
인플레이션 불확실성	소비자물가상승률(전년동월비)에 대하여 ARCH(1) 모형을 추정 한 후 구한 오차항의 조건부이분산	소비자물가상승률 6개월 이동평균
통화량	총통화(M2)	계절조정, 대수변환
물가	소비자물가지수(2000=100)	총지수, 대수변환
시장금리	회사채수익률(장외시장, 3년물)	월평균
주가	코스피지수	월평균, 대수변환

주 : 1) IFS 통계, IMF

한편, 시계열의 안정성 여부를 알아보기 위해 단위근 검정(unit root test)을 실시한 결과 <표 4>에서 보는 바와 같이 환율불확실성, 인플레이션 불확실성, 단위노동비용 등 일부를 제외한 대부분의 변수가 단위근(unit root)이 존재한다는 귀무가설(null hypothesis)을 5% 유의수준에서 기각하지 못하고 있어 불안정한 시계열(non-stationary time series)로 판명되었다. 그러나 1차 차분(first difference)할 경우에는 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열로 전환되었다.

< 4 >

변 수	ADF 검정 (lag = 2)		PP 검정 (lag = 3)	
	H ₀ : I(0)	H ₀ : I(1)	H ₀ : I(0)	H ₀ : I(1)
환 율 불 확 실 성	-9.13 **	-16.27 **	-16.89 **	-39.26 **
환 율 수 준 (명목)	-1.93	-8.81 **	-2.01	-9.32 **
수 출 물 가 지 수	-1.50	-4.96 **	-1.24	-7.09 **
수 출 물 량 지 수	-3.31 †	-10.74 **	-4.08 *	-26.10 **
소 비 재 수 입 물 가 지 수	-3.31 †	-10.28 **	-3.09	-11.63 **
원 자 재 수 입 물 가 지 수	-2.99	-9.28 **	-2.95	-9.31 **
자 본 재 수 입 물 가 지 수	-1.94	-8.81 **	-1.92	-10.13 **
소 비 재 수 입 물 량 지 수	-2.13	-10.09 **	-2.82	-18.62 **
원 자 재 수 입 물 량 지 수	-2.16	-11.15 **	-3.87 *	-28.74 **
자 본 재 수 입 물 량 지 수	-2.05	-10.72 **	-2.91	-22.71 **
전 산 업 생 산 지 수	-2.50	-9.37 **	-2.66	-18.28 **
세 계 수 입 물 량	-2.52	-13.93 **	-11.19 **	-43.46 **
단 위 노 동 비 용	-3.81 *	-11.85 **	-4.69 **	-30.25 **
인 플 레 이 션 불 확 실 성	-6.09 **	-9.025 **	-5.36 **	-11.58 **
통 화 량 (M2)	2.65	-4.50 **	2.92	-13.30 **
소 비 자 물 가 지 수	-0.35	-7.81 **	-0.26	-12.62 **
시 장 금 리 (회사채수익률)	-2.31	-8.83 **	-2.47	-13.41 **
코 스 피 지 수	-2.21	-8.45 **	-2.02	-11.87 **

주 : 1) **, * 및 †표시는 단위근을 갖는다는 귀무가설(H₀)에 대한 Mackinnon의 1%, 5% 및 10% 유의수준을 각각 충족하는 경우를 나타냄.

[임계치] 유의수준 1% : 상수항만 포함시 -3.45, 상수항과 추세 포함시 -3.99
 유의수준 5% : 상수항만 포함시 -2.87, 상수항과 추세 포함시 -3.43
 유의수준 10% : 상수항만 포함시 -2.57, 상수항과 추세 포함시 -3.14

2) ADF 검정 및 PP 검정 모두 수준변수(환율불확실성, 인플레이션 불확실성, 금리 변수를 제외한 모든 변수가 로그치임)의 경우에는 상수항과 추세(trend)를 포함시켜 검정하였으며 차분변수의 경우에는 상수항만 포함시켜 검정하였음.

2)

다음으로 분석모형의 구조를 살펴보기로 하자. 본고는 수출입 물가·물량, 인플레이션 불확실성, 금리 및 추가 변수에 대한 환율불확실성의 중장기적 파급효과와 기여 정도를 분석하는 것이 목적이다. 이를 위해 모든 변수들을 내생화하여 변수

간의 동태적 과급효과를 분석하는 데 자주 이용되는 벡터오차수정(VEC: Vector Error Correction) 모형²⁸⁾을 사용하였다. 일반적인 VEC 모형의 형태는 식(1)과 같다.

$$\Delta Z_t = \delta + \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-1} + u_t \quad (1)$$

식(1)에서 Δ 는 1차차분을 의미하고 k 는 시차의 길이(lag length), δ 는 상수항 벡터, u_t 는 백색오차항(white-noise error)을 각각 나타낸다. $\Gamma_i = -(I - A_1 - A_2 - \dots - A_i)$, $i = 1, 2, \dots, k-1$ 이고 $\Pi = -(I - B_1 - B_2 - \dots - B_k)$ 이다. 벡터행렬 Γ_i 는 시계열 벡터 Z_t 의 장기관계 정보(information on long-run relationship), 즉 Z_t 의 장기 동태적 특성(long-run dynamic property)을 포함하고 있다. A_i 및 B_i 는 각각 시차변수의 1차차분 및 수준 변수들의 계수행렬(coefficient matrix)을 나타낸다. 또한 벡터행렬 Π 가 r ($\leq k-1$)개의 rank를 갖는다면 Π 는 rank가 r 인 ($k \times r$) 행렬 α 와 rank가 r 인 ($r \times k$) 행렬 β' 의 곱(product), 즉 $\Pi = \alpha\beta'$ 로 나타낼 수 있다. 이를 식(1)에 대입하면 식(2)를 얻는다.

$$\Delta Z_t = \delta + \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \alpha\beta' Z_{t-1} + u_t \quad (2)$$

식(2)에서 α 는 불균형조정속도(speed of adjustment of disequilibrium)를, β' 는 장기식의 계수행렬(coefficient matrix)을 각각 나타낸다. 결국 $\beta' Z_{t-1}$ 는 오차수정항(error correction term) 벡터행렬이 된다.²⁹⁾

28) 벡터오차수정모형은 어떤 변수에 발생한 충격(shock)이 다른 변수들에게 장기적으로 어떠한 동태적 경로를 통해 영향을 미치는지를 분석하는 VAR(Vector AutoRegression) 모형의 변형(restricted VAR 모형)으로 시계열의 차분변수 대신 수준변수를 그대로 사용하여 추정한다. 단위근(unit root)이 존재하는 시계열의 불안정성(non-stationarity) 문제는 시계열을 차분(differencing)함으로써 해결되지만 이 경우 차분과정에서 수준변수(원계열)들간의 장기균형관계에 관한 정보를 상실하는 문제점이 있다. 따라서 벡터오차수정모형은 불안정한 시계열자료들간에 공적분 관계가 존재하는 것으로 판명된 수준변수들을 그대로 사용하므로 시계열의 불안정성 및 정보상실 문제를 해결할 수 있는 장점이 있다.

29) 예를 들어 3변수($n=3$)로 구성되고 시차의 길이가 2($k=2$)인 VEC 모형의 경우 식(2)는 다음과 같은 행렬 함수식으로 나타낼 수 있다.

한편, 위의 VEC 모형을 추정하기 위해서는 공적분검정(cointegration test)이 선행되어야 한다. 앞서 실시한 단위근검정에서 대부분의 수준변수가 불안정한 시계열로 판명되었으므로 수출입 물가 및 물량함수,³⁰⁾ 인플레이션 불확실성함수, 금리 및 증가함수를 오차수정모형(error correction model)으로 추정하기에 앞서 각 모형에 사용된 수준변수들간에 장기적으로 안정적인 선형결합(linear combination), 즉 공적분관계(cointegration relationship)의 존재 여부를 검정하였다. 공적분검정에는 Johansen (1991)이 제안한 다변수 공적분(multivariate cointegration) 검정법이 이용되었다.³¹⁾

검정결과는 <표 5>에 나타나 있는데, 1% 유의수준에서 수출입 물가 및 물량함

$$\Delta Z_t = \delta + \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \alpha \beta' Z_{t-1} + u_t$$

위 식은 다시 $\begin{pmatrix} \Delta x_t \\ \Delta y_t \\ \Delta z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \delta_3 \end{pmatrix} + \Gamma_1 \begin{pmatrix} \Delta x_{t-1} \\ \Delta y_{t-1} \\ \Delta z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{pmatrix}$ 로 쓸 수 있다.

여기서 $\Gamma_1 = A - I = \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33} \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \gamma_{11}-1 & \gamma_{12} & \gamma_{13} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22}-1 & \gamma_{23} \\ \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33}-1 \end{pmatrix}$ 이다.

- 30) 수입의 경우에는 수입물가 및 물량지수의 총지수 대신 소비재, 원자재, 자본재지수를 각각 사용하여 모형을 설정하였다.
- 31) 공적분검정에 적용된 시차는 각 벡터오차수정모형에서 사용될 변수들을 이용하여 비제약 VAR 모형을 추정한 후 AIC(Akaike's Information Criterion) 기준에 따라 시차별로 산출된 AIC 값중 최소값을 갖는 시차를 적정시차로 정하였는데 적정시차는 다음 표에서와 같이 2~3개월로 결정되었다. 이에 따라 공적분검정과 벡터오차수정모형에서 적용되는 시차는 모형별로 1~2개월이 된다.

구 분	VAR (AIC)					적용 시차
	시 차 (개월)					
	1	2	3	4	5	
수출물가 분석모형	-42.41	-44.60	-45.43	-45.08	-44.62	2개월
수출물량 분석모형	-3.42	-3.45	-3.98	-3.46	-3.40	2개월
소비재 수입물가 분석모형	-30.17	-30.45	-34.52	-30.19	-30.10	2개월
원자재 수입물가 분석모형	-22.16	-25.66	-28.45	-27.55	-24.52	2개월
자본재 수입물가 분석모형	-20.85	-27.25	-29.64	-27.10	-25.45	2개월
소비재 수입물량 분석모형	-11.63	-12.04	-12.85	-11.42	-11.31	2개월
원자재 수입물량 분석모형	-4.14	-4.95	-5.12	-4.71	-3.64	2개월
자본재 수입물량 분석모형	-5.64	-6.73	-5.98	-5.25	-5.06	1개월
인플레이션불확실성 분석모형	-26.65	-29.87	-28.45	-25.47	-24.65	1개월
금리 및 증가 분석모형	-6.50	-7.20	-6.98	-6.75	-6.61	1개월

수 관련 변수들간에는 1~3개, 인플레이션 불확실성함수 관련 변수들간에는 3개, 금리 및 주가함수 관련 변수들간에는 4개의 공적분관계가 존재하였다.

공적분 검정을 토대로 VEC 모형을 <표 6>과 같이 설정하였다. 즉 수출입(물가 및 물량)의 변동 분석을 위한 VEC 모형은 환율불확실성, 환율수준, 세계수입물량(해외소득 대응변수), 단위노동비용(임금지수/산업생산지수), 산업생산, 수입물가(원화표시), 수출물가(달러표시) 등 7개의 내생변수로 구성하였다. 인플레이션 불확실성의 변동 분석을 위한 VEC 모형에는 환율불확실성, 환율, 통화량(M2), 인플레이션 불확실성, 소비자물가지수 등 5개의 내생변수가 포함되었다. 마지막으로 금리 및 주가 변동 분석을 위한 VEC 모형은 환율불확실성, 환율, 통화량(M2), 금리, 주가 등 5개의 내생변수로 구성하였다. 그리고 모형 추정시 환율불확실성의 경제변수에 대한 과급효과가 외환위기로 과대평가되거나 왜곡되지 않도록 하기 위해 외환위기³²⁾ 더미변수를 추가하였다.

< 5>

Johansen

1)

공 적 분 최대개수 (귀무가설)	수출 변동 분석모형 (7변수)		수입 변동 분석모형 (6변수)						금리 및 주가 변동 분석 모형 (5변수)	인플레 이션 불확 실성 변동 분석 모형 (5변수)	1% 임계치		
	수출 물가	수출 물량	소비재 수입 물가	원자재 수입 물가	자본재 수입 물가	소비재 수입 물량	원자재 수입 물량	자본재 수입 물량					
	시차=2	시차=2	시차=2	시차=2	시차=2	시차=2	시차=2	시차=1					
trace 통계량	trace 통계량	trace 통계량	trace 통계량	trace 통계량	trace 통계량	trace 통계량	trace 통계량	trace 통계량	trace 통계량	5변수 모형	6변수 모형	7변수 모형	
r = 0	250.2*	165.5*	224.1*	215.2*	224.8*	164.5*	204.4*	234.9*	194.4*	201.4*	76.1	103.2	133.6
r ≤ 1	125.4*	64.2	80.4*	76.4*	91.1*	61.0	105.4*	104.1*	92.1*	104.6*	54.5	76.1	103.2
r ≤ 2	57.9	36.0	46.8	52.1	42.9	38.4	50.0*	60.4*	57.6*	54.2*	35.7	54.5	76.1
r ≤ 3	30.6	16.9	25.4	25.4	26.0	19.7	22.7	25.4	21.5*	15.4	20.0	35.7	54.5
r ≤ 4	14.8	7.8	7.1	8.9	10.1	7.5	7.2	8.2	5.2	5.6	6.7	20.0	35.7
공적분수	2개	1개	2개	2개	2개	1개	3개	3개	4개	3개			

주 : 1) 각 모형에 적용된 시차는 비제약 VAR모형의 최적시차 검정으로 구한 시차에서 1을 차감한 시차임.
 2) * 표시는 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각함을 의미함.

32) 정재식·장영민(2000)을 따라 외환위기 기간을 '1997.10~1998.9'로 정하였다.

< 6 >

모 형	구 분	사 용 변 수
$\Delta Z_t = \delta + \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots$ $+ \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \alpha \beta' Z_{t-1} + u_t$	수출입 변동 분석모형 수출물가모형 ($n=7, k=3$) 수출물량모형 ($n=7, k=3$) 수입물가모형 ($n=6, k=3$) ³⁾ 수입물량모형 ($n=6, k=3$) ³⁾	$Z_t = \begin{pmatrix} \text{환율불확실성} \\ \text{명목환율} \\ \text{세계수입물량} \\ \text{단위노동비용} \\ \text{산업생산} \\ \text{수입물가/물량} \\ \text{수출물가/물량} \end{pmatrix}$
	인플레이션 불확실성 변동 분석모형 ($n=5, k=2$)	$Z_t = \begin{pmatrix} \text{환율불확실성} \\ \text{명목환율} \\ \text{통화량}(M2) \\ \text{인플레이션불확실성} \\ \text{소비자물가지수} \end{pmatrix}$
	금리 및 주가 변동 분석모형 ($n=5, k=2$)	$Z_t = \begin{pmatrix} \text{환율불확실성} \\ \text{명목환율} \\ \text{통화량}(M2) \\ \text{금리} \\ \text{주 가} \end{pmatrix}$

주 : 1) n은 변수의 개수, k는 시차의 길이(lag length)를 의미함.
 2) 각 모형에서 변수들의 배열순서(ordering)는 외생성(exogeneity), 경제이론 등을 감안하여 정하였음.
 3) 수입물가 및 물량모형 추정시 단위노동비용 변수는 제외하였음. 자본계수입물량 모형의 경우 k=2.

2.

1)

환율불확실성, 환율, 세계수입물량, 단위노동비용, 산업생산, 수입물가·물량, 수출물가·물량 등 7개의 내생변수로 구성된 VEC 모형을 추정한 후 충격반응함수³³⁾(impulse response function)를 구해 본 결과 환율불확실성 증대(1단위 표준편차 충격)는 미미하지만 수출물가(달러표시)를 상승시키는 방향으로 작용하는 것으로 분석되었다. 이러한 수출물가에 대한 환율불확실성의 효과는 외환위기 이후 기간만을 대상으로 추정시에도 소폭 증가하는 데 그쳤다³⁴⁾(<그림 3-a.> 참조). 수출물

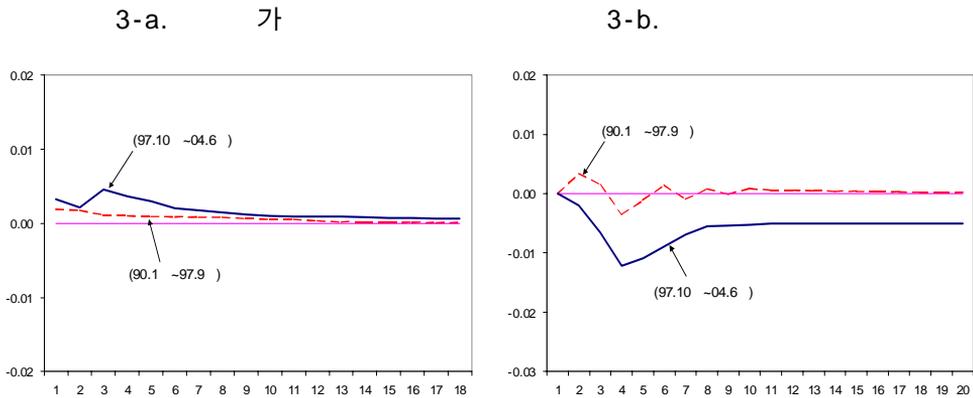
33) 여기서 VEC 모형에서 도출된 충격반응함수의 통계적 유의성을 확인해야 하는데, 실증분석에 사용된 Eviews(5.0 version) 계량프로그램으로는 이를 실행할 수 없었다. 따라서 간접적으로 확인하기 위해 VAR 모형을 추정한 후 Monte Carlo 반복실험(1000회)으로 표준오차(standard errors) 신뢰구간을 구한 결과, 외환위기 이전기간의 경우에는 5~6개월 시차부터 통계적 유의성이 없었다(단, 수출물가는 3개월 시차까지만 통계적으로 유의, 인플레이션 불확실성은 모든 시차에서 유의하지 않았음). 외환위기 이후에는 대체로 고려된 시차에서 통계적으로 유의(95% 신뢰 구간)하였다(단, 수출물가는 8개월 시점까지만 통계적으로 유의).

량의 경우에는 증가 및 감소 효과가 교차하다가 6개월 이후부터 소멸되는 것으로 나타났다. 그러나 외환위기 이후 기간만을 대상으로 추정할 경우에는 환율불확실성의 수출물량에 대한 부(-)의 효과가 뚜렷해지고 오랜 기간 지속되었다(<그림 3-b.> 참조).

결국 환율불확실성의 증대로 환위험(exchange risk)이 커져 미래 이윤이 불확실해지면 수출기업은 환위험 증대에 따른 환차손을 최소화하기 위해 제한된 범위내에서 수출가격을 인상하거나 수출물량을 축소하는 것으로 보인다.

또한 VEC 모형을 이용하여 예측오차를 분산분해³⁵⁾(variance decomposition)한 결과 <표 7>에서 보는 바와 같이 수출물가 및 물량 변동에 대한 환율불확실성의 기여율이 외환위기 이후에 높아진 것으로 나타났다. 이는 충격반응함수 분석결과와 일치하는 것이다.

< 3> 가



주 : 세로축은 환율불확실성 증가에 대한 개별변수의 반응정도, 가로축은 반응시차(월)임. (이하 같음)

34) 우리나라의 경우 원화의 국제화가 미흡하여 대부분의 수출이 달러화로 결제되는 데다 선물환 시장의 미발달로 환위험 헷징(hedging)에도 한계가 있어 수출기업이 환위험을 거의 부담해야 하는 실정이며 이로 인해 수출기업은 환율불확실성 증대시 채산성 보전을 위해 수출가격을 인상할 유인을 갖게 된다. 그러나 수출기업은 가격 인상시 신규수출선 확보가 어려울 뿐만 아니라 기존의 수출선도 잃을 수 있어 수출가격을 인상하지 못하거나(price-taker) 인상해도 소폭에 그칠 것이다.

35) 내생변수의 변동(예측오차의 분산)중 개별 설명변수들이 기여한 정도를 百分比로 나타내고 이러한 기여율의 상대적 크기에 따라 각 설명변수의 영향력 정도를 평가하는 분석기법이다.

< 7> 가

7-a. 가 (%)

	시 차 (개월)										
	1	2	3	4	6	8	10	12	14	16	18
1990. 1월~1997.9월	0.2	0.4	1.0	1.5	2.3	3.6	3.7	3.5	2.9	2.4	2.4
1997.10월~2004.6월	2.5	2.7	3.0	3.7	3.8	4.7	5.4	5.9	6.2	6.9	6.9

7-b. (%)

	시 차 (개월)										
	1	2	3	4	6	8	10	12	14	16	18
1990. 1월~1997.9월	0.2	0.8	0.9	0.9	0.7	0.7	0.5	0.4	0.4	0.3	0.2
1997.10월~2004.6월	1.3	2.5	4.5	6.7	7.5	8.0	8.1	8.5	9.0	9.0	9.2

주 : 7변수 VEC 모형을 이용한 예측오차 분산분해 결과임.

2)

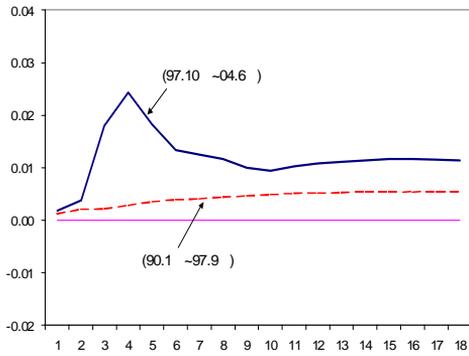
수출과 마찬가지로 환율불확실성, 환율, 세계수입물량, 산업생산, 수입물가-물량, 수출물가-물량 등 6개의 내생변수로 구성된 VEC 모형³⁶⁾을 추정한 후 충격반응함수를 구해 보았다. <그림 4>에 나타난 바와 같이 환율불확실성 증대는 수입물가(원화표시)를 상승시키고 수입물량은 감소시키는 방향으로 작용하는 것으로 나타났다.³⁷⁾ 특히 항목별 효과를 보면 외환위기 이후 자본재의 수입물가 상승효과가 가장 크고 지속적이었다(<그림 4-a-4.> 참조). 항목별 수입물량의 경우에는 외환위기 이후 자본재 수입물량의 감소폭이 가장 컸으며 이러한 감소효과는 상당기간 지속되었다(<그림 4-b-4.> 참조).

36) 수입물가 및 물량변동 분석은 수입항목별로 환율불확실의 효과가 다르게 나타날 수 있다는 점을 감안하여 총지수 대신 소비재, 원자재 및 자본재 지수를 각각 차례로 대입하여 추정하였다.

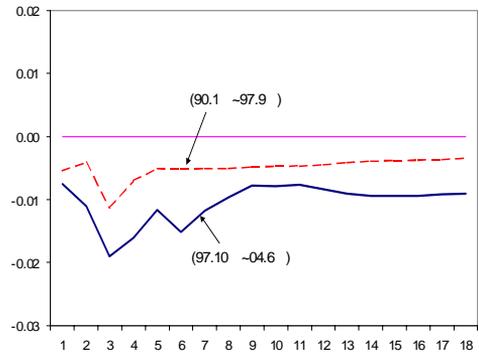
37) 수입업자가 대금을 수입상대국의 통화로 결제하는 상황에서 환율불확실성이 높다면 수입국통화로 표시한 수입가격이 불확실해져 국내수입업자는 수입물량을 줄이게 될 것이다. 이로 인해 무역상대국 수출업자의 이익이 불투명해지면 상대국 수출업자는 수출공급을 줄일 것이므로 결국 수입가격이 상승하고 수입물량이 더욱 감소할 것이다.

< 4> 가

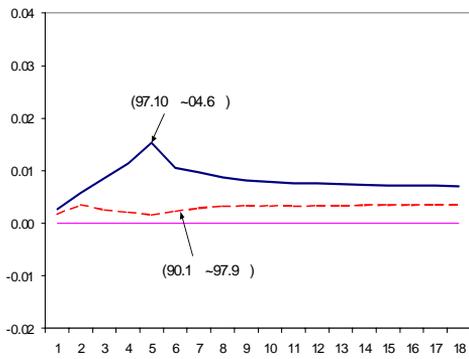
4-a-1. 가



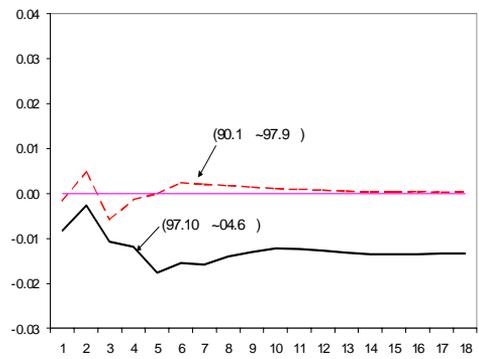
4-b-1.



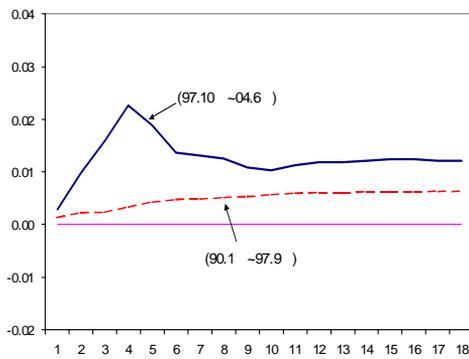
4-a-2. 가



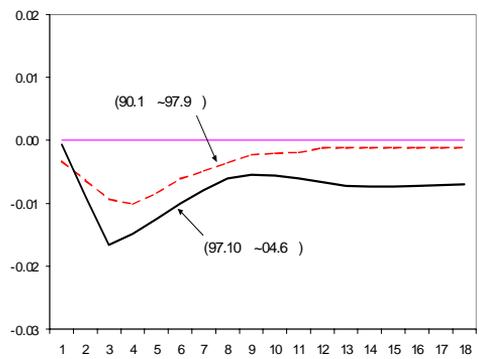
4-b-2.



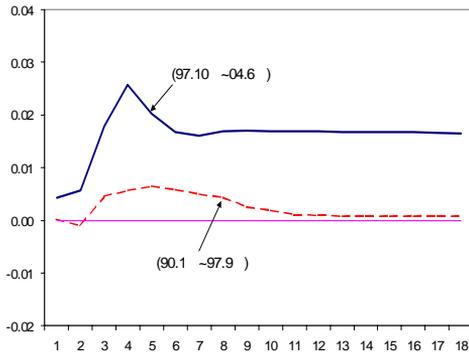
4-a-3. 가



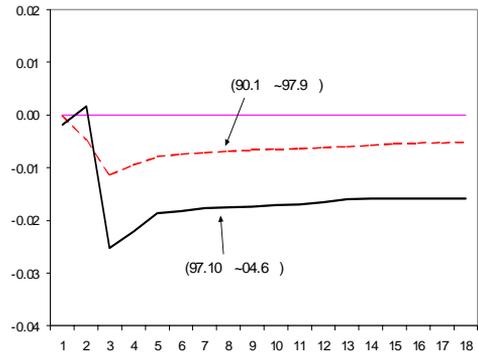
4-a-3.



4-a-4. 가



4-b-4.



수출의 경우와 마찬가지로 VEC 모형을 통해 예측오차의 분산분해를 실시한 결과 <표 8>에 나타난 바와 같이 수입물가 및 물량 변동에 대한 환율불확실성의 기여율이 외환위기 이후에 모두 크게 상승하였다.

< 8> 가

8-a. 가 (%)

	시 차 (개월)										
	1	2	3	4	6	8	10	12	14	16	18
1990. 1월~1997.9월	2.5	3.1	9.4	10.2	12.6	14.3	14.9	15.0	14.2	13.9	13.5
1997.10월~2004.6월	4.0	6.3	6.6	7.0	11.5	15.4	18.4	19.0	19.4	21.5	21.5

8-b. (%)

	시 차 (개월)										
	1	2	3	4	6	8	10	12	14	16	18
1990. 1월~1997.9월	0.4	2.2	2.5	2.7	2.8	3.4	3.6	3.7	3.9	4.2	4.5
1997.10월~2004.6월	1.7	4.6	6.9	10.0	15.4	17.5	18.0	18.7	19.4	19.5	19.5

주 : 7변수 VEC 모형을 이용한 예측오차 분산분해 결과임.

3)

환율불확실성이 인플레이션 불확실성에 미치는 영향을 살펴보기 전에 환율불확실성과 인플레이션 불확실성간 시차상관계수를 시산해 보았다. 그 결과 <표 9>에서 보듯이 외환위기 이전에는 양자간 正(+)의 관계가 미약하였으나 외환위기 이후에는 계수값이 3개월후 시차에서 최대치를 나타내고 있어 유의적인 양(+)의 상관관계가 높아진 것으로 보인다.³⁸⁾

< 9>

1)

	시 차 (개월)								
	t	t+1	t+2	t+3	t+4	t+6	t+8	t+10	t+12
1983. 1월 ~ 1997.9월	0.025	0.022	0.032	0.054	0.062	0.050	0.029	0.011	0.009
1997.10월 ~ 2004.10월	0.059	0.190	0.243	0.348	0.205	0.121	0.028	0.015	0.009

주 : 1) t기의 환율불확실성과 t+i기 인플레이션 불확실성간의 교차상관계수임.

한편 환율불확실성, 환율, 통화량(M2), 인플레이션 불확실성, 소비자물가 등 5개의 내생변수로 구성된 VEC 모형을 추정한 후, 충격반응함수를 구해 보았는데 <그림 5>와 같이 환율불확실성이 확대될 경우 인플레이션 불확실성도 커지는 것으로 나타났다. 환율불확실성의 인플레이션 불확실성에 대한 양(+)의 영향은 외환위기 이후 기간만을 대상으로 추정할 때 더욱 증가하였다. 이는 외환위기 이후 자유변동환율제도 도입, 국내금융시장 개방 등으로 물가에 대한 환율의 영향력이

38) 환율불확실성과 인플레이션 불확실성에 대한 인과관계(Granger Causality) 검정결과, 아래 표에서 보는 바와 같이 외환위기 이전에는 양자간 인과관계가 존재하지 않았으나 외환위기 이후에는 환율불확실성이 인플레이션 불확실성에 일방적으로 영향(uni-directional causation)을 미치는 것으로 나타났다.

귀 무 가 설(A ⇨ B)	Granger (F-)	
	외환위기 이전 (1983.1~1997.9)	외환위기 이후 (1997.10~2004.10)
인플레이션불확실성 ⇨ 환율불확실성	0.007(0.993)	0.031(0.969)
환율불확실성 ⇨ 인플레이션불확실성	0.364(0.695)	4.564*(0.013)

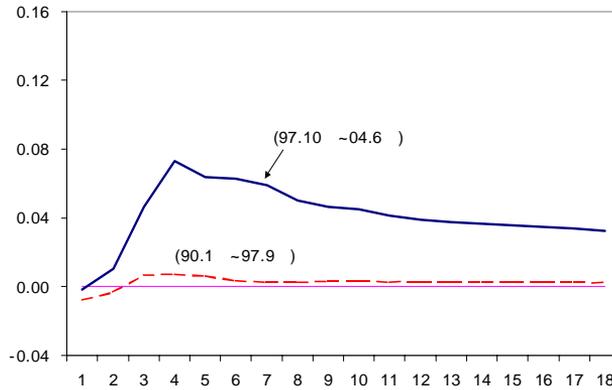
주 : 1) A는 좌변항, B는 우변항 2) () 안은 F-통계량의 p-value이며 시차는 2.

3) * 표시는 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각됨을 나타냄.

커진 데 기인하는 것으로 여겨진다.³⁹⁾

VEC 모형 추정후 예측오차를 분산분해한 결과에서도 인플레이션 불확실성 변동에 대한 환율불확실성의 기여 정도가 외환위기 이후 모든 시차에서 상승하였음을 확인할 수 있다(<표 10> 참조).

< 5> 가



< 10>

	시 차 (개월)										
	1	2	3	4	6	8	10	12	14	16	18
1990. 1월~1997.9월	3.0	3.0	4.2	5.5	10.2	12.8	14.6	15.1	15.6	16.7	16.8
1997.10월~2004.6월	5.6	7.2	7.3	13.5	15.4	16.4	16.4	18.5	20.5	22.6	23.7

주 : 5변수 VEC 모형을 이용한 예측오차의 분산분해 결과임.

4) 가

마지막으로 환율불확실성이 금리 및 주가에 미치는 영향을 분석하기 위해 환율

39) 이상호(2004)는 외환위기 이후 환율의 절대 수준 및 변동성이 높아지면서 물가 변동에 있어 비용경로가 중요해졌으며, 그 결과 물가에 대한 환율전가율(exchange rate pass-through)이 높아졌다고 주장하였다.

불확실성, 환율, 통화량 (M2), 금리 증가 등 5변수로 구성된 VEC 모형을 추정한다음 충격반응함수를 구해 보았다.

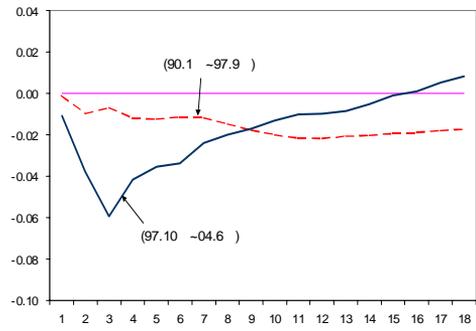
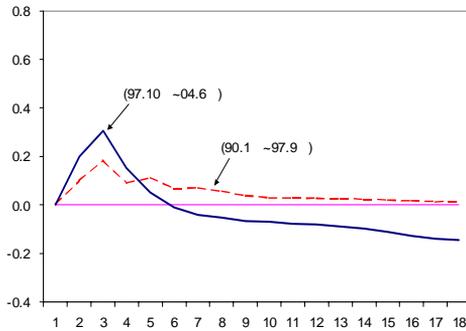
그 결과 <그림 6>에서 보는 바와 같이 환율불확실성 충격은 금리를 상승시키는 방향으로 작용하는 것으로 나타났다. 금리 상승효과의 지속성은 외환위기 이후 기간만을 대상으로 추정할 경우 오히려 줄어들었으며 장기적으로는 금리를 하락시키는 것으로 분석되었다. 이는 외환위기 이후 금리 수준 자체가 급격히 하락한 가운데 단기적으로는 위험프리미엄 증가로 금리가 상승하지만 장기적으로 자금 수요가 줄어 금리가 하락하였기 때문으로 보인다. 한편 환율불확실성 증대는 주가를 하락시키는 방향으로 작용하는 것으로 분석되었다. 외환위기 이후 기간에 대하여 추정할 경우에는 주가 하락효과가 더욱 커졌으나⁴⁰⁾ 지속성은 줄어든 것으로 나타났다. 이와 같이 외환위기 이후 주가의 단기적 하락효과가 확대된 것은 외국인 투자비중이 높아졌기 때문인 것으로 판단된다.⁴¹⁾

< 6>

가 가

6-a.

6-b. 가



40) 김정식(2001), 윤옥자·강규호(2004)는 환율 및 금리변동성에 대한 주가변동성의 파급경로를 중시하고 주가변동성이 환율 및 금리변동성 전이에 있어 주도적인 역할을 하고 있기 때문에 환율변동성을 줄이기 위해서는 먼저 주식시장과 화폐시장의 불안정성을 줄여야 할 것이라고 주장하였다. 그러나 시장위험(market risk)으로서 불확실성이 커지면 시장참가자들은 이를 보전하기 위해 보다 높은 위험프리미엄(risk premium)을 요구하게 되므로 금리가 상승하고, 불확실성이 줄어들 때까지 주식거래에 적극 나서지 않을 수 있다.

41) 외국인 주식투자(거래소시장 기준) 비중이 1997년에 시가총액의 13.7% 정도였으나 2003년에는 40.1%로 크게 높아졌다.

VEC 모형을 추정한 후 예측오차의 분산분해를 실시한 결과, 외환위기 이후 금리 변동에 대한 환율불확실성의 기여율이 높아졌으며(<표 11-a.> 참조) 주가 변동에 대한 기여율도 크게 상승하였다(<표 11-b.> 참조).

< 11> 가

11-a. (%)

	시 차 (개월)										
	1	2	3	4	6	8	10	12	14	16	18
1990. 1월~1997.9월	5.4	9.7	12.4	15.4	15.5	12.1	12.0	10.7	9.4	9.0	9.0
1997.10월~2004.6월	8.7	15.4	19.7	20.2	21.1	21.4	20.6	19.7	18.0	17.4	16.8

11-b. 가 (%)

	시 차 (개월)										
	1	2	3	4	6	8	10	12	14	16	18
1990. 1월~1997.9월	4.5	5.6	7.5	8.0	9.5	9.7	10.7	10.8	11.4	11.5	11.7
1997.10월~2004.6월	10.4	15.4	15.6	17.5	17.9	18.4	18.5	19.7	20.4	20.6	23.8

주 : 5변수 VEC 모형을 이용한 예측오차의 분산분해 결과임.

V. 요약 및 시사점

1990년대 들어 경제 내에 높은 불확실성이 지속될 경우 수출입, 투자, 금융거래 등 경제활동이 위축될 수 있다는 점이 인식되면서 불확실성의 경제적 효과에 대한 관심이 크게 높아져 왔다. 특히 대외여건 변화에 크게 영향을 받는 경제구조를 가지고 있는 우리나라의 경우 외환위기 이후 환율변동성이 높아지면서 불확실성도 크게 확대되고 있다. 이에 따라 최근에는 우리 경제의 안정적이고 지속가능한 성장을 도모하기 위해서는 먼저 경제 내의 불확실성을 줄이는 것이 매우 중요하다는 주장이 제기되고 있다.

본고에서는 환율불확실성의 경제적 과급효과를 분석하기 전에 먼저 GARCH 및 EGARCH 모형을 이용하여 환율불확실성을 추정해 보았다. 그 결과 1995년을 기점으로 환율불확실성이 서서히 높아지다가 외환위기를 겪으면서 급상승하였으며, 1990년대말 이후부터 불확실성의 수준 및 진폭이 모두 높아진 것으로 확인되었다. 특히 외환위기 이후에는 원/달러환율의 하락세가 지속되는 가운데 환율상승기보다 하락기에 환율불확실성이 더 크게 나타나는 비대칭효과(asymmetric effect)가 존재하는 것으로 분석되었다.

이와 같이 1990년대말 이후 환율불확실성이 크게 높아진 것은 외환 및 자본자유화의 완료, 자유변동환율제도로의 이행 등 제도적 변화(regime shift)에 더하여 일련의 국내외 외환·금융관련 사건의 여파 등이 가세하였기 때문으로 여겨진다. 2000년대 들어서는 미-이라크전쟁, 북한 핵문제 등에 따른 지정학적 위험(geopolitical risks)이 국내외 금융시장의 불확실성을 초래하고 이는 다시 원/달러환율의 불확실성을 더욱 증폭시키고 있는 것으로 보인다.

한편 1990년대 이후 환율불확실성이 수출입(물가물량), 인플레이션 불확실성, 금리 및 주가 등 경제에 미치는 동태적 과급효과를 분석하기 위해 벡터오차수정(VEC) 모형을 설정한 후 충격반응함수 도출 및 분산분해를 실시하였다. 그 결과 환율불확실성이 확대될 경우 수출입물가가 상승하고 수출입물량은 감소하는 것으로 나타났다. 이는 수출 및 수입 변동을 초래하여 무역수지에도 영향을 미칠 것으로 판단된다. 특히 원자재 및 자본재와 같은 기업의 설비투자과 관련된 투자재의 수입 감소는 장기적으로 성장 동인(momentum)을 약화시킬 가능성이 높다 하겠다.⁴²⁾ 그리고 환율불확실성과 인플레이션 불확실성간에 유의한 양(+)의 상관관계가 있으며 환율불확실성이 높아지면 인플레이션 불확실성도 높아지는 것으로 보아 환율불확실성의 지속은 물가불안을 야기하는 요인으로 작용할 우려가 있는 것으로 보인다. 또한 환율불확실성 충격은 금리를 상승시키고 주가를 하락시키는 등 금융 및 주식시장에도 부정적인 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 그런데 이러한 환율불확실성의 경제활동에 대한 부정적인 효과는 외환위기 이후 더욱 증대된 것으로 나타났다.

42) 2003년중 총수입에 대한 원자재 및 자본재의 수입비중은 각각 48.3% 및 38.5%에 달한다.

이러한 연구결과로부터 다음과 같은 정책적 시사점을 얻을 수 있다.

첫째, 환율불확실성의 경제에 대한 부정적인 영향을 최소화하기 위해서 정책당국은 우선 환율이 기본적으로 외환수급사정 및 국제통화시세 등 시장메커니즘(market mechanism)에 따라 결정되도록 하되 환율의 급변동이 야기되거나 기초경제여건과 괴리되어 경쟁국통화의 대미달러환율에 비해 과도한 하락세를 보이는 경우 변동성 완화 및 투기적 거래 차단을 위한 적절한 수급대책을 강구하여야 하겠다. 다만 특정 환율수준 유지를 위한 빈번한 외환시장개입은 오히려 환율급락 및 금융시장 교란요인으로 작용할 수 있으므로 시장개입을 통한 미세조정은 환율의 안정적 움직임을 도모하는 수준에 국한되어야 할 것이다.

둘째, 외환위기 이후 환율불확실성과 인플레이션 불확실성간 양(+)의 상관관계가 강화되고 환율불확실성에서 인플레이션 불확실성으로의 일방적인 인과관계가 있다는 점, 환율불확실성이 금리상승을 초래할 수 있다는 점 등에 비추어 볼 때 높은 환율불확실성의 장기간 지속은 물가안정 및 금리정책 운용과 관련하여 통화정책의 제약요인으로 작용할 수 있음을 정책당국은 유념해야겠다.

셋째, 환율불확실성 충격이 투자재 수입을 감소시키고, 동시에 금리는 상승시키는 반면 주가는 하락시키는 방향으로 작용할 경우 이는 중장기적으로 기업의 투자활동을 위축시키고 나아가 성장잠재력을 약화시킬 수도 있다. 이러한 점에 유의하여 정책당국은 외환관련 지표의 건전성 유지를 위한 시장모니터링을 더욱 강화하고, 환차익 목적의 투기적 거래 억제를 위한 환위험관리실태 조사 등 정책적 노력을 강구함으로써 환율불확실성 발생요인을 사전에 줄여야 하겠다. 아울러 기업들도 환위험(exchange risk) 관리의 중요성을 인식하고 결제통화의 다변화,⁴³⁾ 환위험 관리능력 배양에 힘을 기울여 환율불확실성 증대로 인한 손실을 최소화하는 한편, 보다 근본적으로는 불확실성하에서도 성장성과 수익성 확보가 가능한 경쟁력 있는 고기술·고부가가치 상품 개발에 진력해야 할 것이다.

마지막으로 본 연구는 환율불확실성의 수출입(물가·물량), 인플레이션 불확실성, 금리 및 주가 등 경제변수에 미치는 영향을 종합적으로 파악하는 데 의의가

43) 2004년 10월 현재 달러화의 무역결제(수출+수입) 비중이 81.7%에 달하는 반면 엔화는 8.7%, 유로화는 7.5%에 불과한 실정이어서 기업들의 환위험 관리에는 현실적으로 한계가 있을 수밖에 없다.

있었으나 관련변수들에 대한 환율불확실성 파급효과의 메커니즘에 대한 보다 정교한 이론적 틀을 제공하는 데는 불충분하였으므로 이에 대한 추가 연구가 계속 진행되어야 하겠다. 또한 환율불확실성 변동의 통계적 특성과 관련하여 외환위기 이후 나타난 불확실성의 비대칭효과에 대해서도 계속 연구할 필요가 있다.

참 고 문 헌

- 김권식, 「한국 외환시장의 불확실성이 수출에 미치는 영향」, 『대외경제연구』 2003. 제2호. 대외경제정책연구원, pp.113~154
- 김규한, 「환율변동(exchange rate volatility)이 우리나라의 무역에 미치는 영향」, 『금융경제연구』 제47호, 1992. 12. 한국은행,
- 김정식, 「원/달러환율 변동성의 원인에 관한 연구 - 외환, 화폐 및 주식시장의 전이를 중심으로」, 『경제분석』 제7권 제1호, 2001. I. 한국은행, pp.92~120.
- 김준태, 「금융시장 불확실성이 투자 및 소비에 미치는 영향 : 금리스프레드 변동성을 중심으로」, 『금융연구』 제17권 제1호, 2003. 6, pp.25~54.
- 박범조, 「외환거래량과 원-달러 환율변동성 연구 : GARCH 모형을 위한 위수회귀집근법의 이용」, 『경제분석』 제7권 제4호, 2001. IV. 한국은행, pp.161~195.
- 성범용·김기석, 「뉴스충격이 원/달러환율의 변동성에 미치는 효과분석」, 『국제경제연구』 제6권 제1호, 2000. 4, pp.161~180.
- 송옥헌, 「GARCH-M 모형을 이용한 환율변동성의 우리나라 수출에 대한 영향분석」, 『경제분석』 제3권 제1호, 1997. I, 한국은행, pp.71~98.
- 신관호·주원, 「소득불확실성이 부의 축적과 소비에 미치는 효과」, 『경제분석』 제8권 제1호, 2002. I, 한국은행, pp.100~134.
- 신선우, 「자본시장불완전성과 환율불확실성이 기업투자에 미치는 영향」, 『금융연구』 제17권 제1호, 2003. 6, 한국금융연구원, pp.83~112.
- 이상호, 「국내물가에 대한 환율전가율 추정」, 『대외경제연구』 제8권 제2호. 2004. 12, 대외경제정책연구원, pp.195~221.
- 이승준, 「인플레이션, 인플레이션 불확실성과 실질경제성장률 : Bivariate VAR GARCH-M 모형」, 『금융연구』 제12권 제1호, 1998. 9, 한국금융연구원, pp. 1~23.
- 이우리·김기홍, 「환율의 가변성이 우리나라 국제무역에 미치는 효과분석 : 유도형의 GARCH-M 모형의 추정」, 『경제학연구』 제42집 제2호, 한국경제학회, 1994. 12.
- 윤옥자·강규호, 「외환위기 전후 금리·환율·주가 변동성에 관한 분석 : 금융시장간 변동성 전이를 중심으로」, 『경제분석』 제10권 제1호, 2004. I, 한국은행, pp. 54~81.

- 정재식·장영민, 「외환위기를 전후한 원/달러, 엔/달러 상호관계 분석」, 『대외경제정책연구』 2000. 봄호, 대외경제정책연구원, pp.65~93.
- 주상영·정재식·왕윤중, 「1990년대 원/달러 환율변동성의 특징과 환위험관리」, 『대외경제정책연구』 1999. 봄호, 대외경제정책연구원, pp.81~101.
- 최창규, 「환율변동성 및 환율수준 변화가 투자에 미치는 효과분석」, 『경제분석』 제5권 제3호, 1999. III, 한국은행, pp.110~130.
- 최현목, 「외환시장의 불안정성이 설비투자에 미치는 영향」, 『산은조사월보』 제521호, 한국산업은행, 1999. 4, pp.1~21.
- 한상섭·박정규, 「인플레이션이 생산요소시장에 미치는 영향」, 『조사통계월보』, 1996. 6, 한국은행, pp.28~50.
- 함준호, 「소득의 불확실성과 내구재 소비」, 『경제분석』 제7권 제3호, 2001. III, 한국은행, pp.104~133.
- Abel, Andrew B., "Optimal Investment under Uncertainty," *American Economic Review* 73, 1983, pp.228~233.
- Arize, Augustine C., "The Effects of Exchange-Rate Volatility on U.S. Exports: An Empirical Investigation," *Southern Economic Journal* 62(1), July 1995, pp.34~43.
- Arize, Augustine, Thomas Osang, and Daniel Slottje, "Exchange Rate Volatility and Foreign Trade: Evidence from Thirteen LDCs," *Journal of Business and Economic Statistics* 18, 2000, pp.10~17.
- Bollerslev, T., "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics* 31, 1986, pp.307~327.
- Copprale, T., and Doroodian, K., "Exchange Rate Variability and the Slow-down in Growth of International Trade," *Economic Letters* 46, 1994, pp.49~54.
- Clark, P. B., "Uncertainty, Exchange Rate, and the Level of International Trade," *Western Economic Journal* 11, 1973, pp.302~313.
- Cushman, D. O. "U.S. Bilateral Trade Flows and Exchange Risk During the Floating Period," *Journal of International Economics* 24, 1988, pp.317~330.
- Dixit, Avinash and R. Pindyck, *Investment under Uncertainty*, Princeton University Press, 1994.

- Engle, Robert F., "Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based upon the ARCH Model," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1983, pp.286~301.
- Ethier, W., "International Trade and the Forward Exchange Market," *American Economic Review* 63(3), 1973, pp.494~503.
- Evans, Martin, "Discovering the Link between Inflation Rates and Inflation Uncertainty," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1991, pp.169~184.
- Feenstra, R. C., and Kendall, J. D., "Exchange Rate Volatility and International Prices," *NBER Working Paper* No. 3644, 1991.
- Gagnon, J. E., "Exchange Rate Variability and the Level of International Trade," *Journal of International Economics* 34, 1993, pp.269~287.
- Goldberg, Linda S., "Nominal Exchange Rate Patterns: Correlations with Entry, Exit and Investment in U. S. Industry," *NBER Working Paper* No. 3249, January 1990.
- Guiso, L. and G. Parigi, "Investment and Demand Uncertainty," *Quarterly Journal of Economics* 114, 1999, pp.185~227.
- Hartman, R., "The Effects of Price and Cost Uncertainty on Investment," *Journal of Economic Theory* 5, 1972, pp.258~266.
- Hooper, P., and S. W. Kohlhagen, "The Effects of exchange rate uncertainty on the Prices and Volume of International Trade," *Journal of International Economics* 8, 1978, pp.483~511.
- Huizinga, John, "Exchange Rate Volatility, Uncertainty, and Investment: An Empirical Investigation," *Capital Mobility: The Impact on Consumption, Investment and Growth* edited by Leonardo Leiderman and Assaf Razin, Cambridge; New York and Melbourne: Cambridge University Press, 1994.
- Jansen, D. W., "Does Inflation Uncertainty Affect Output Growth? Further Evidence?" *Economic Review*, FRB of St. Louis, 1989, pp.43~54.
- Johansen S., "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, 1991, pp.1551~1580.
- Katsimbris, G. M., "The Relationship between the Inflation Rate, it's Variability, and Output Growth Variability," *Journal of Money, Credit and Banking* 28, 1985,

pp.179~188.

Kim, Kiheung and WooRhee Lee, "The Impact of Korea's Exchange Rate Volatility on Korean Trade," *Asian Economic Journal* Vol. 10, 1996, pp.45~60.

Miller Victoria, "Exchange Rate Uncertainty, Consumption Preferences and the Currency Denomination of External Debt," *Applied Financial Economics* 6, 1996, pp.199~211.

Nelson, D. B., "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns : A New Approach," *Econometrica* Vol. 59, No. 2, 1991, pp.347~370.

Pindyck, R., "Irreversibility, Uncertainty and Investment," *Journal of Economic Literature* 29, 1991, pp.1110~1148.

Servén, Luis, 'Real-exchange rate uncertainty and Private Investment in LDCs,' *The Review of Economic and Statistics* 85(1), 2003, pp.212~218.

Thursby, J. G., and M. C. Thursby, 'Bilateral Trade Flows, the Linder Hypothesis and Exchange Rate Risk,' *The Review of Economic and Statistics* 69, 1987, pp.488~495.

Does Exchange-rate Uncertainty Matter in the Korean Economy?

Sangho Yi

Abstract

With exchange rate regime shifted to the free floating system in December 1997, and after the Korean financial crisis of 1997-1998, won/dollar exchange-rate uncertainty has highly increased. As a result, reduction of exchange-rate uncertainty has become one of the crucial tasks for a stable and sustainable growth in Korea.

In this paper, I estimated the exchange-rate uncertainty by using exponential GARCH, and then examined how it could affect the export and import (prices and volumes), inflation uncertainty, interest rate, and stock prices by setting up a VECM (vector error correction model). Uncertainty in the foreign exchange market, measured as the conditional heteroscedasticity of the won/dollar exchange rate, has had a negative effect on the Korean economy in the medium and long-run. Especially, this negative effect was increasing after the Korean financial crisis. It means that growing exchange-rate uncertainty could weaken the momentum of growth over time.

Therefore, policy authorities should make an effort to diminish the exchange-rate uncertainty. Firms should also try to minimize the negative effects through diversification of settlement currency for trades, and development in capability to control the exchange risk.

Key words : Exchange-rate Uncertainty, Conditional Heteroscedasticity, GARCH Model, EGARCH Model, VECM

JEL Classification : C32, D80, E44