

인플레이션과 인플레이션 불확실성 : 직접 적 관찰치의 이용*

최희갑** · 임병준***

본 연구는 한국의 1975년 1분기~2002년 1분기간 소비자물가지수(농산물 및 석유류는 제외)를 대상으로 인플레이션을 증가가 인플레이션 불확실성 증가를 야기한다는 Friedman(1977)의 가설이 한국에서도 성립하고 있음을 보였다. 인플레이션 불확실성 지표를 추계하는데 있어 우리는 인플레이션 변동성에 초점을 맞춘 GARCH모형과 더불어 소비자태도조사에 기초하여 개인들 간의 인플레이션 전망치의 이질성에 기초한 직접적 불확실성 지표를 이용하였다. 우리의 실증분석 결과는 중앙은행이 인플레이션율의 절대적 수준을 하락함으로써 인플레이션 변동성을 감소(GARCH 모형)시켜 불확실성에 기인하는 비용을 억제할 수 있을 뿐만 아니라 개인들 간의 인플레이션 기대에 대한 이질성을 감소시켜 통화정책의 신뢰성을 높이는 데도 기여(직접적 관찰치에 의한 모형)할 수 있음을 알 수 있다.

핵심용어 : 인플레이션, 인플레이션 불확실성

JEL Classifications : E31, E58

I. 서 론

Friedman(1977) 이래 Fischer(1981), Golob(1993), Holland(1993a, b) 등 많은 경제학자들은 미래 인플레이션 수준에 대한 불확실성이 미래에 발생할 명목 수취

* 본 연구는 2005년도 한성대학교 교내연구비 지원과제임

** 교신저자, 아주대학교 경제학과 부교수, 경기도 수원시 영통구 원천동 산5 (443-749),
Tel: 031 219-2734, E-mail: hgchoi@ajou.ac.kr

*** 한성대학교 부동산학과 전임강사, 서울시 성북구 삼선동 3가 389 (136-792),
Tel: 02 760-5856, E-mail: bjrhim@hansung.ac.kr

투고일: 2006. 06. 08 심사일: 2006. 06. 09 최종심사완료일: 2006. 11. 17

액의 실질가치를 파악하기 어렵게 하므로 투자와 저축결정을 왜곡시키고 자원분배의 효율성과 경제적 후생을 감소시킨다는 것을 강조하여왔다.¹⁾ 인플레이션 불확실성의 증가가 낳는 경제적 문제를 논의하는데 있어 자주 거론되는 가설중의 하나가 인플레이션이 높아질 경우 미래의 물가수준에 대한 예측이 어려워진다는 것, 즉 인플레이션 불확실성이 인플레이션율의 절대적 수준에 의존한다는 가설이다. 이러한 가능성은 Okun(1971)에 의해 처음 제기되었다. Okun(1971)은 17개 국가에 걸쳐서 인플레이션의 평균수준과 인플레이션의 분산은 양(+)의 상관관계를 갖는다는 것을 보였으며, 이후 이어진 실증 분석들 역시 대부분 높은 인플레이션율을 가진 국가가 동시에 높은 인플레이션 변동성도 갖는다는 분석을 내놓고 있다. 즉, 높은 인플레이션율을 경험하고 있는 국가들에서 인플레이션의 표준편차도 높다는 점을 감안한다면, 높은 인플레이션율은 인플레이션의 변동성을 높이고 이에 따라 미래의 인플레이션에 대한 불확실성도 증가할 수 있다.

높은 인플레이션이 인플레이션에 대한 불확실성을 높이는 이유로는 통상 인플레이션에 대한 통화당국자의 반응에 기인한다. 인플레이션이 낮을 때 통화당국자는 이를 낮게 유지하기 위해 노력하며, 이러한 정책이 성공적인 한 인플레이션은 낮은 상태에서 안정적으로 유지된다. 인플레이션이 높을 때 통화정책당국자는 디스인플레이션 정책을 사용할 가능성이 증가하는데 이러한 정책은 인플레이션을 낮추어 인플레이션의 변동성을 높인다. 더욱이 이러한 정책들은 인플레이션정책의 타이밍과 단기적인 효과가 불확실하므로 인플레이션불확실성이 높아진다. 디스인플레이션 정책의 타이밍은 불확실한데 이는 통화정책 목표간의 단기적인 상충(trade-off)관계에서 기인한다. 비록 통화정책의 장기목표는 인플레이션의 소멸에 있지만, 중앙은행은 경기침체의 정도를 완화시키려 하는 목표도 갖는다고 볼 수 있다. 그렇지만 인플레이션율이 높을 때 동시에 경제도 침체상태에 있다면 어떤 정책이 우선되어야 할 지 불확실해진다.

인플레이션이 심화됨에 따라 인플레이션 불확실성이 증가할 것이라는 이러한

1) 인플레이션 불확실성이 야기하는 문제는 다음과 같이 설명할 수 있다. 명목가치로 계약이 체결되는 경우 계약당사자는 지급과 결제가 이루어지는 시기에 이러한 명목금액의 실질가치를 감안해야 한다. 즉, 계약조건에는 계약당사자들의 미래 물가 움직임에 대한 예측이 반영된다. 만약 예상치 못한 인플레이션의 변화가 발생되어 이러한 예측이 잘못될 경우 계약당사자간의 부의 재분배가 발생한다. 여기서 중요한 것은 이러한 부의 재분배로 경제주체들이 인플레이션위험이 큰 활동을 축소하려 한다는 점이다. 즉, 계약 자체를 회피하거나 계약을 단기화하는 현상이 발생한다. 결국 인플레이션이 만족스럽지 못한 것은 인플레이션 그 자체라기보다는 인플레이션의 변화가 야기하는 미래 물가수준의 불확실성에 기인한다.

추론은 1990년대 들어 Ball(1992)과 Holland(1993a, b) 등이 제시한 이론적 모형에 의해 뒷받침되게 되었는데, 이들 모형들은 모두 통화정책의 중요성을 강조하고 있다. 우선 Ball(1992)은 Friedman(1977)의 직관적인 결과를 일반 대중이 정책결정자의 유형에 대해 불확실성을 갖게 되는 비대칭적 정보게임의 상황을 분석함으로써 이론적 토대를 제공하였다. Ball은 디스인플레이션 정책이 경제적 비용을 수반할 경우 정책당국자의 성향에 따라 디스인플레이션 정책에 대한 태도는 달라질 수 있다는 점을 강조하였다. 즉, 엄격한 정책당국자는 인플레이션이 낮은 시기에도 필요하다면 긴축적인 통화정책을 실시하려 할 것이며, 방만한 정책당국자는 높은 인플레이션 시기에도 긴축적 통화정책의 사용을 주저한다. Ball은 이러한 두 종류의 정책당국자가 확률적으로 번갈아 가며 취임하게 되는 경우를 상정하고 있다. Ball의 모형에서 낮은 인플레이션이 유지되고 있을 때 경제주체들은 통화당국이 낮은 인플레이션을 유지하려한다고 믿으므로 인플레이션 불확실성도 낮다는 것을 보였다. 한편 예상치 못한 충격으로 인플레이션율이 높아지면 경제주체들은 통화당국이 디스플레이션 정책에 수반되는 산출물의 일시적 하락을 수용할지의 여부에 대해 의문을 갖게 된다. 미래 통화정책에 대한 이러한 불확실성은 인플레이션율이 높아질 때 인플레이션 불확실성을 증가시키는 역할을 하게 한다. 현재의 인플레이션율이 매우 높을 경우 엄격한 정책당국자가 취임할지의 여부와 인플레이션을 억제하려는 정책을 시행할지의 여부가 사전에 알려져 있지 않으므로 미래의 인플레이션수준에 대한 불확실성 역시 높아진다는 것이다.

Holland(1993a)는 경제주체가 일정한 정책당국에 의한 통화량 변화가 물가수준에 미치는 효과에 대해 확신이 없는 경우를 가정하고 기대인플레이션이 높아질 때 인플레이션에 대한 불확실성이 증가한다는 것을 보였다.²⁾ 한편 Holland(1993b)는 인플레이션에 대한 통화정책이 효과가 있더라도 그 시차에 불확실성이 있는 경우를 분석했다. 통화정책이 은행시스템, 실물경제, 그리고 최종적으로 인플레이션에 까지 영향을 미치기까지는 상당한 시간이 소요된다. 더욱이 통화정책집행이 인플레이션으로까지 연결되는 속도는 경제 상황에 따라 달라질 수 있다. 따라서 비록 통화정책의 기초가 확실히 알려져 있다고 하더라도 물가가 통화정책에 얼마나 크게 또 얼마나 빨리 반응하게 되는지의 여부가 불분명할 때 인플레이션 불확실성을 낳는다.

2) 통화량의 변화가 경제전반의 물가수준에 미치는 효과에 대한 불확실성은 계약의 기간과 인플레이션의 강도가 시간이 흐름에 따라 바뀌기 때문이다. Holland 모형에서 인플레이션 불확실성은 또한 통화적 충격과 비통화적 충격의 분산에도 의존한다.

인플레이션율의 증가가 인플레이션 불확실성의 증가를 낳는 경로에 대한 이론적 연구와 더불어 실증분석 역시 지속되고 있다. 주지하다시피 인플레이션 불확실성을 직접 측정한다는 것은 용이하지 않다. 이에 따라 Okun(1971)을 시작으로 1970년대에 주로 사용된 방법이 인플레이션 불확실성을 관찰된 인플레이션의 분산으로 정의하는 것이었다. 그러나 이러한 방법은 인플레이션 분산의 증가가 반드시 인플레이션 불확실성의 증가를 의미하지는 않는다는 점을 반영하지 못한다. 즉, 이용 가능한 정보를 사용해 경제주체가 증가된 변동성의 일부를 예측할 수 있는 경우를 감안하지 못한 것이다. 예를 들어 인플레이션율이 완전히 예상대로 움직였을 경우 인플레이션 불확실성이 없다고 할 수 있음에도 불구하고 표본분산은 양(+)의 값을 갖는다. 이러한 이유로 변동성을 인플레이션의 불확실성으로 정의하는 연구는 자취를 감추고 이후 실증분석은 인플레이션 불확실성을 측정하기 위해 인플레이션에 대한 계량모형이나 설문조사자료로부터 구한 대리변수를 사용하는 방법을 취하고 있다. 그러나 인플레이션 불확실성을 측정하는 새로운 기법에 기초해 미국, 영국과 독일 등을 중심으로 Friedman-Ball가설에 대해 많은 실증연구가 행해져 왔지만 아직 그 결과들은 뚜렷한 결론을 내리지 못하고 있다.

우선 GARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity: 一般化 自己回歸 條件附 異分散)모형의 조건부 분산(conditional variance)을 이용한 연구들은 Engle(1983)에서 비롯한다. Engle(1983)은 미국을 대상으로 예측된 조건부분산 시계열과 평균 인플레이션을 비교해 두 시계열 간에 통계적으로 의미 있는 관계도 찾아내지 못했다. 그러나 Engle의 GARCH모형을 일부 수정한 이후의 연구들은 대체로 인플레이션 수준과 불확실성간의 규칙성을 발견하고 있다. 높은 인플레이션을 경험한 국가를 대상으로 한 Baillie *et al.*(1996), 미국을 대상으로 한 Ball and Cecchetti(1990), Evans(1991), Grier and Perry(1998)는 평균 인플레이션율이 높아질 때 인플레이션 불확실성도 높아진다는 결과를 제시하고 있다.³⁾ 한편 계량모형에서 유도되는 조건부 분산보다는 설문조사에서 미래의 물가수준에 대한 설문 답변의 의견 불일치를 인플레이션 불확실성의 대리변수로 사용한 실증연구도 병행되어왔다. 이중 Cuckerman and Wachtel(1979)이 가장 대표적인데 이들은 인플레이션율의 수준이 인플레이션에 대한 불확실성의 정도와 양(+)의 관계에 있음을 보였다.⁴⁾

3) 이와는 대조적으로 Cosimano and Jansen(1988)과 Bollerslev(1986)은 인플레이션과 인플레이션 불확실성간에 통계적으로 유의성이 있는 관계를 발견하지 못하고 있다.

4) 인플레이션이 인플레이션 불확실성에 미치는 효과에 대한 실증분석 결과는 Davis and

한국의 경우 인플레이션 수준과 인플레이션 불확실성에 대한 대표적인 실증연구로는 이승준(1998)과 신선우(2000) 등을 들 수 있다. 이중 이승준(1998)은 인플레이션과 실질 경제성장률을 구성된 2변수 VAR GARCH-M 모형을 구성한 후 인플레이션 방정식을 통해 추정한 잔차항의 시계열을 이용해 인플레이션의 조건부 분산(conditional variance)을 추정하고 이를 인플레이션 방정식에 첨가해 1970~1996년간의 표본기간동안 인플레이션의 증가가 인플레이션 불확실성의 증가, 그리고 실질 경제성장률을 감소시킨다는 결과를 얻었다. 한편 신선우(2000)는 1변수 GARCH(1, 1)모형으로부터 유도된 조건부 분산을 인플레이션 불확실성의 대리변수로 파악해 인플레이션율의 증가가 인플레이션 불확실성을 유의적으로 증가시킴을 보이고 있다.

이처럼 우리나라의 경우 인플레이션에 대한 계량모형을 활용해 인플레이션 불확실성을 측정하는 연구는 부분적으로 진행되고 있으나 설문조사 자료의 직접적 관찰치에 기초한 분석은 지금까지 이루어지지 못하고 있다. 이는 무엇보다도 우리나라의 경우 소비자태도에 대한 조사의 대부분이 1990년대 후반에 들어서야 시작되어 관련된 시계열을 이용할 수 없었다는 데서 주로 기인한다. 그러나 직접적 관찰치가 갖는 중요성과 시간에 따라 변하는 조건부 분산(GARCH)모형이 갖는 한계에 비추어 볼 때 직접적 관찰치를 활용한 연구가 긴요하다고 할 수 있다. 주지하다시피 경제주체들의 기대에 관한 직접적 관찰치의 중요성은 합리적 기대가설이 대변해주듯이 경제활동에서 차지하는 기대의 효과와 기대형성 과정의 연구를 통해 잘 알려져 왔다. 직접적 관찰치가 없는 경우 기대와 관련된 실증분석은 간접적으로밖에 수행될 수 없으며 기대 변수를 추정하는데 사용한 특정 계량모형에 지나치게 의존하게 되기 때문이다. 즉, 계량모형에 기초한 인플레이션 불확실성 측정은 경제주체의 기대를 대상으로 한 실증 분석의 결과가 어떤 계량모형을 사용했느냐에 크게 의존하게 된다. 아울러 계량모형에 기초한 불확실성 측정은 Evans and Watchel(1993), Golob(1994) 등이 지적한 바와 같이 GARCH류의 모형은 단기적인 예측에 초점을 맞추기 때문에 구조적 변화(regime shift)에 기인하는 불확실성을 반영하지 못한다.

본고에서는 이러한 GARCH류의 불확실성 모형에 국한되었던 기존 연구의 한계를 넘어 소비자태도조사에 나타난 미래인플레이션 기대에 대한 설문자들의 답변에 기초해 인플레이션 불확실성 지표를 구축하고 인플레이션의 절대적 수준과

Kagano(2000)에 잘 요약되어 있다.

의 관계를 실증 분석하고자 한다. 특히 Golob(1994)이 지적하였듯이 인플레이션율의 절대적 수준이 인플레이션 불확실성에 미치는 효과를 분석한 결과에 있어 계량 모형에 기초한 실증분석 결과는 모호한 반면 서베이 자료에 기초한 실증분석 결과는 대부분 명확한 인과관계를 제시하고 있어 본고의 실증분석 결과는 우리나라에서 인플레이션과 인플레이션 불확실성간의 실증적 관계를 규명하는데 있어 중요한 의미를 가진다고 하겠다. 아울러 우리는 GARCH모형도 추정기간을 확대하여 동시에 실증 분석함으로써 기존의 연구결과가 추정기간 변화에도 불구하고 일관성 있게 유지되는 지를 검토하고자 한다. 이와 더불어 우리는 주관적 관찰치에 기초한 인플레이션 불확실성 분석이 처음 이루어지는 만큼 동일 분석기간을 대상으로 ARCH모형에 의한 조건부 분산을 구해 상호 비교하였다.

우선 제 II절에서는 GARCH모형에 의한 불확실성지표 구축방법과 더불어 소비자 태도설문조사에 나타난 소비자의 미래 물가변화에 대한 설문조사 결과를 이용해 인플레이션 불확실성에 대한 수량적인 정보로 전환하는 방법에 대해 설명한다. 제 III절에서는 II절에서 제시한 방법을 토대로 불확실성 지표를 추정하고 이를 이용해 인플레이션 불확실성 과 인플레이션 수준간의 관계를 실증 분석한다. 이와 더불어 III절에서는 신선우(2000)의 연구에서 미흡했던 GARCH모형의 적합성에 관한 기초통계량을 추가로 분석하는 한편 확장된 분석기간에도 기존의 결과가 그대로 유지되는가를 살펴본다. 제IV절에서는 본 연구의 결과를 요약하고 연구의 한계점을 제시한다.

II. 인플레이션 불확실성 지표에 대한 기존 연구

인플레이션 수준이 인플레이션 불확실성 정도에 미치는 효과를 실증분석하기에 앞서 분석의 대상이 되는 인플레이션 불확실성 지표가 필요하다. 이미 지적했듯이 기존 연구들에서는 실현된 인플레이션율에 기초해 오차항의 조건부 분산에 대해 시간가변성을 허용하는 방법(GARCH모형)이나 설문조사결과를 참여한 개인간의 기대인플레이션 차이를 이용하는 방법에 의해 인플레이션에 대한 불확실성 변수를 구축해 왔다.

1. 계량모형에 근거한 인플레이션 불확실성 대리변수 : GARCH모형 인플레이션 불확실성을 추정하는데 있어 가장 널리 사용하는 방법이 Engle(1982)

과 Bollerslev(1986)에 의해 소개된 ARCH나 일반화된 ARCH(Generalized ARCH, GARCH) 모형이다. 이 모형은 본래 변동성이 시간에 따라 빠르게 변화하는 금융 자산 가격의 데이터를 분석하기 위해 시계열의 평균과 분산을 명시적으로 모형화 하는데 사용되어왔다.⁵⁾ 경제학자들은 인플레이션 변동성이 시간에 따라 변화한다는 사실에 주목해 GARCH모형을 인플레이션분석을 위해 활용해 왔다. GARCH 모형에서 인플레이션 불확실성에 대한 추정치는 인플레이션 방정식의 시간 가변적 조건부 분산(time-varying conditional variance)으로 주어진다.

우리가 실증분석에 사용하고자 하는 모형은 인플레이션에 관한 회귀방정식의 분산이 교란항 등의 시차변수에 의존하도록 함으로써 시간에 따라 변하도록 허용하는 다음과 같은 단일변수 GARCH모형이다.

$$\pi_t = x_t' \phi + \epsilon_t \quad (1)$$

$$E(\epsilon_t | \Omega_{t-1}) \sim N(0, h_t) \quad (2)$$

$$h_t = \alpha + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \epsilon_{t-q}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \dots + \beta_p h_{t-p} \quad (3)$$

$$\alpha > 0, \alpha_i > 0, i = 1, \dots, q, \beta_j \geq 0, j = 1, \dots, p, \quad (4)$$

여기서 방정식 (1)은 표준적인 단일 변수 회귀방정식으로 π_t (인플레이션율)는 종속변수, x_t 는 선결변수(종속변수의 시차변수를 포함), ϕ 는 추정할 모수벡터 그리고 ϵ 은 확률적 교란항이다. 방정식 (2)는 $t-1$ 시점에 알려진 정보(Ω_{t-1})를 조건으로 하는 ϵ_t 의 속성을 나타내고 있다. 교란항 ϵ_t 는 조건부 정규분포를 갖는데 그 평균은 0이며 분산은 h_t 이다. h_t 의 시간에 대한 의존성은 방정식 (3)에 나타나 있다. 즉 h_t 는 ϵ_t 실현치의 제곱항의 q 시차 항에 의존한다(공분산 모형은 $\alpha_i = 0, i > 0$ 인 경우에 해당한다). 여기서 분산 h_t 가 교란항의 과거 실현치의 함수이므로 우리는 예측오차의 증가가 집중되어 나타나는 현상을 모형화할 수 있다. 예측오차 증가의

5) ARCH모형은 시계열의 다양한 실증적 특징에서 기인한다. 우선 등분산성의 가정은 종종 데이터에 의해 기각된다. ARCH모형은 공분산성을 특별한 경우로 포함하는 이분산성 유형을 허용한다. 특히 분산은 교란항을 포함해 과거 시차변수에 의존하도록 모형화한다. 둘째, 관찰된 데이터와 일관성을 유지하기 위해 ARCH모형은 예측오차가 집중되어 나타나는 현상을 허용한다. 따라서 ARCH모형은 현재시점에서 예측오차가 커졌을 때 다음 기에도 예측오차가 커지는 현상이 관찰될 가능성을 높이는 것을 허용한다. 셋째, ARCH모형은 경제시계열에 자주 나타나는 렙토커티서티(leptokurticity)현상을 허용한다. 즉 분포에 있어 두꺼운 꼬리(fat tail)가 나타나는 현상을 허용하는 것이다. 마지막으로 일반적인 ARCH-M 모형은 평균과 분산에 대한 가설검정을 동시에 하는데 매우 유용한 모형이다.

집중현상은 물론 ϵ_t 의 값이 커졌을 때 분산 h_t 역시 커지는 현상 따라서 미래에 더 큰 ϵ_t 가 나타나는 가능성이 커지는 현상에서 잘 보여진다. 여기서 $p=0$ 이면 ARCH(q) 모형이며, $p=q=0$ 이면 ϵ_t 는 순수 교란항(white noise)이다. α_i, β_j 계수들의 차수는 충격이 지속되는 기간을 의미하며 계수들의 크기는 지속성의 강도를 의미한다. 결국 $\sum \alpha_i, \sum \beta_j$ 에 의해 분산의 지속성이 결정되며, $\sum \alpha_i + \sum \beta_j$ 가 1보다 작은 경우 안정성을 갖아 조건부 분산이 발산하지 않으며 1에 가까울수록 변수의 변동폭에 대한 충격의 지속성이 커진다.⁶⁾

2. 서베이 자료에 근거한 인플레이션 불확실성 대리변수

인플레이션 전망에 대한 설문조사로부터 유도되는 인플레이션 불확실성에 대한 대리변수는 개인간 인플레이션 전망의 이질성(heterogeneity)에 기초하고 있다. 장래 물가수준에 대한 전망을 질문하는 소비자태도조사는 소비자들의 미래 물가 전망에 대한 질적인 답변(감소, 증가, 불변 여부)을 요구하므로 이들 소비자태도조사로부터 양적인 불확실성 지표를 직접 구축하는 것은 불가능하다. 그러나 총량 수준에서 일정한 가정을 할 경우 개인 응답자들의 평균을 구함으로써 기대에 관한 수량적 데이터를 구할 수 있다.⁷⁾ 즉, 특정 변수의 미래변화에 대한 응답자의 주관적 확률분포는 일정하며, 응답자들은 해당 변수가 일정 임계치를 넘어서면 변화할 것이라고 답변하게 된다는 가정 하에 N개의 표본으로 구성된 소비자들에 의해 보고된 물가수준의 예상된 변화를 아래의 절차에 따라 수량화할 수 있다.

우선 N개의 표본으로 구성된 가계들에 의해 보고된 물가수준에 대한 예상된 변화를 수량화하자. $U^e(D^e)$ 를 t시점에 t와 t+1기간동안 물가가 상승(하락)하리라고 대답한 개인의 비율이라 하자. 각 개인 i의 설문조사에 대한 답변은 t시점에 이용 가능한 정보 $I_{i,t}$ 에 기초한 물가 변화($X_{i,t+1}$)에 대한 주관적 확률분포 $f(X_{i,t+1}|I_{i,t})$ 를 따른다고 하면 개인 i가 예상하는 물가변화를 $X_{i,t+1}^e = E(X_{i,t+1}|I_{i,t})$ 로 나타낼 수 있다. 한편 X_t 는 실제 물가변화율을 나타낸다고 하자. 우리는 무차별 구간 $(-a_{i,t}, b_{i,t})$, $a_{i,t} > 0, b_{i,t} > 0$ 이 존재해 $X_{i,t+1}^e \geq b_{i,t}$ 이면 i소비자는 물가가 오를 것이라고 설문조사에 답변하고 $X_{i,t+1}^e \leq -a_{i,t}$ 이면 물가가 하락할 것이라고 답변한다고 하며, 그 외의 경우에는 물가수준에 변화가 없다고 보고한다. $X_{i,t+1}^e$ 의 부호에 관

6) 보다 자세한 내용은 Bollerslev(1986)를 참고.

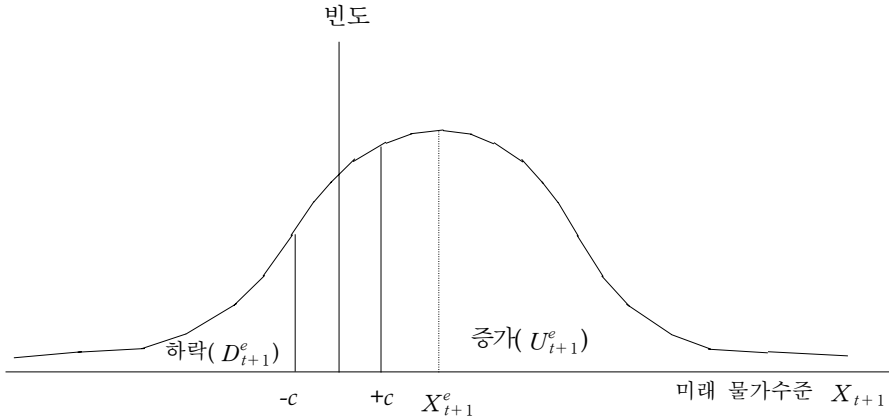
7) 이러한 가능성은 Theil(1952)에 의해 처음 제시되었으며 Carlson and Parkin(1975)에 의해 발전되었다. 우리는 Pesaran(1987)이 소개한 방법을 따랐다.

한 정보로부터 평균적인 가격변화율 기대에 대한 추정치 X_{t+1}^e 를 유도하기 위해 응답 임계치 $a_{i,t}$, $b_{i,t}$ 는 대칭적이며 모든 소비자에 대해 동일하며 시간 불변적(즉, 모든 i, t 에 대해 $a_{i,t} = b_{i,t} = c$ 가 성립한다)이라고 하자. 아울러 물가 변화에 대한 주관적 확률분포 $f_i(X_{i,t+1}|I_t)$ 역시 상호 독립적이며 모든 개인들에 있어 동일하다고 하자. 즉, $f(X_{t+1}|I_t) = f(X_{i,t+1}|I_{i,t})$ 이 성립한다.

이제 $F_t(\cdot)$ 를 $f(X_{t+1}|I_t)$ 의 누적밀도함수라 하면 설문조사에 대한 각 개인의 반응함수는 식 (5)와 식 (6)으로 나타낼 수 있으며, <그림 1>은 이를 도표화한 것이다.

$$\Pr[X_{t+1} \leq -c | I_t] = F_t(-c) = D_{t+1}^e \quad (5)$$

$$\Pr[X_{t+1} \geq +c | I_t] = 1 - F_t(c) = U_{t+1}^e \quad (6)$$



<그림 1> 설문조사 답변에 대한 분포의 형태

이제 $f(X_{t+1}|I_t)$ 가 정규 분포(normal distribution)를 따른다고 하자. 즉, $X_{i,t+1}$ 를 동일한 정규분포로부터 확률적으로 추출된 표본이고, $\Phi(\cdot)$ 를 누적 표준정규분포라 하면, 식 (5)과 식 (6)으로부터 다음의 두 식을 도출할 수 있다.

$$\Phi\left(\frac{-c - X_{t+1}^e}{\sigma_{t+1}^e}\right) = D_{t+1}^e, \quad (7)$$

$$\Phi\left[\frac{c - X_{t+1}^e}{\sigma_{t+1}^e}\right] = 1 - U_{t+1}^e \quad (8)$$

u_{t+1}^e 와 d_{t+1}^e 를 각각 $\Phi(u_{t+1}^e) = U_{t+1}^e$ 와 $\Phi(d_{t+1}^e) = D_{t+1}^e$ 로 정의하고, X_{t+1}^e 와 σ_{t+1}^e 를

U_{t+1}^e , D_{t+1}^e , c 에 대해 풀면 다음을 구할 수 있다.

$$d_{t+1}^e = \Phi^{-1}(D_{t+1}^e) = \frac{-c - X_{t+1}^e}{\sigma_{t+1}^e}, \quad (9)$$

$$u_{t+1}^e = \Phi^{-1}(1 - U_{t+1}^e) = \frac{c - X_{t+1}^e}{\sigma_{t+1}^e} \quad (10)$$

이로부터 $m_{t+1}^e \equiv \frac{d_{t+1}^e + u_{t+1}^e}{d_{t+1}^e - u_{t+1}^e}$ 라 정의하면 우리는 주관적인 예상 물가증가율과 그 분산을 다음과 같이 구할 수 있다.

$$X_{t+1}^e = cm_{t+1}^e \quad (11)$$

$$\sigma_{t+1}^e = \frac{2c}{u_{t+1}^e - d_{t+1}^e} \quad (12)$$

한편 X_{t+1}^e 와 σ_{t+1}^e 를 추계하는 실증분석에서 응답의 임계치 c 는 (가) m_{t+1}^e 를 설명변수로 하고 X_{t+1}^e 를 종속변수로 하는 회귀방정식을 추정해 X_{t+1}^e 의 추정 계수치를 이용하거나, (나) X_{t+1}^e 와 m_{t+1}^e 의 전체 표본기간에 걸친 평균의 비율, 즉 $\hat{c} = \sum_{t+1}^n X_t / \sum_{t+1}^n m_t^e$ 를 구해 이용할 수 있다. 본고에서는 (가)의 방법을 따랐다.

Ⅲ. 자료와 실증분석 결과

1. 자료

실증분석의 표본기간은 1975년 1분기에서 2002년 1분기까지이다. 분석에서 사용된 인플레이션 시계열 자료는 통계청이 발표하는 소비자물가지수로 측정하였다. 우리는 인플레이션 추계시 외생성과 변동성이 지나치게 큰 농산물 및 석유류는 제외한 지수를 사용하였으며, 자연대수를 취한 후 직전분기대비차를 계산해 사용했다.

추정에 앞서 우리는 먼저 분석에 사용된 변수들이 안정적인지, 즉 단위근을 가지고 있는지의 여부를 검정하였다. 실증분석에 사용된 인플레이션에 대한 단위근 검정은 Dickey and Fuller(1979)의 augmented Dickey-Fuller(ADF)검정과 Phillips

〈표 1〉 단위근 검정결과

	PP검정		ADF검정	
	$\hat{\rho}_T^{(4)}$	z_T	$\hat{\rho}_T^{(4)}$	z_{DF}
π (인플레이션율)	-0.355851(4)	-5.195475***	-0.169504(5)	-2.223000
$\Delta\pi$ (π 의 차분값)	-1.246817(4)	-15.80204***	-1.673928(4)	-4.490605***

- 주) 1. 인플레이션율(π)은 농산물 및 석유류를 제외한 소비자물가지수의 직전분기대비 증가율이다.
 2. 수준변수에 있어서 상수항만 포함하였으며 차분변수의 경우에는 상수항과 추세 모두를 제외.
 3. *와 ** 및 ***는 각각 10%와 5% 및 1% 유의수준에서 (단위근이 존재하지 않는다는 귀무가설이) 통계적 유의성이 있음을 뜻한다.
 4. 괄호안의 값은 Akaike 및 Schwarz의 기준에 의해 포함된 시차의 길이이다.

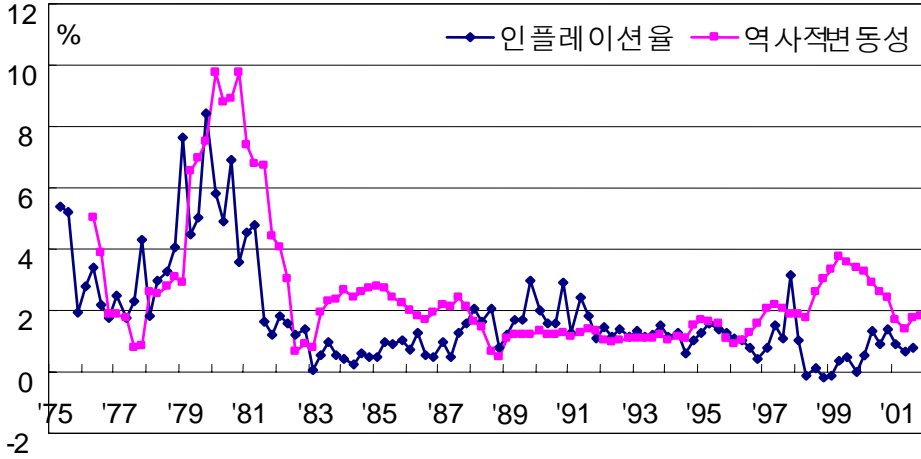
and Perron(1988)의 Phillips-Perron(PP)검정을 이용하였다. 시차길이의 선정은 일반적인 Akaike 및 Schwarz의 기준에 의거하였다. 인플레이션에 대한 단위근 검정결과는 <표 1>에 요약되어 있다.⁸⁾

인플레이션의 단위근 검정결과에 따라 결과가 상이하게 나타나고 있다. ADF검정에 따르면 인플레이션의 수준변수는 단위근을 갖고 있지만, PP검정의 경우 단위근의 존재는 1%의 유의수준에서 기각되고 있다. 우리는 PP검정결과를 따라 인플레이션에 단위근이 존재하지 않는 것으로 판단한 뒤 실증분석을 진행하였다.⁹⁾

인플레이션율의 수준이 인플레이션 불확실성에 미치는 효과를 실증분석하기에 앞서 인플레이션의 평균수준과 인플레이션의 분산이 양(+의 상관관계)을 갖는다는 Okun(1971)의 지적이 한국에서도 성립하는가를 살펴보자.

8) 이 표에는 상수항을 포함한 경우의 단위근 검정결과만이 나타나 있다. 그러나 상수항을 제외하거나, 상수항과 비확률적 추세선을 포함하는 경우에도 검정결과에는 유의적인 차이가 없는 것으로 나타났다.

9) 이러한 결정은 두 가지 점에서 근거한다. 우선 Ricketts and Rose(1995)의 레짐전환 모형에 따르면 단위근을 갖는 인플레이션 확률과정은 매우 높고 변동성이 큰 인플레이션 기간에만 발생하는 경향이 있다는 점이다. 둘째로 단위근 검정은 단위근과 유사 단위근 간의 구분에 있어 검정력이 매우 낮다는 점이다. 실제로 한국을 대상으로 한 기존연구에서도 물가지수에 단위근이 존재한다는 가설은 기각되지 않으나, 인플레이션의 단위근은 자주 기각되어왔다. 가장 최근의 예로는 유창호·노은영(1999) 및 홍성표(2000)를 들 수 있다.



〈그림 2〉 한국의 인플레이션율과 표본분산의 추이(소비자물가)

주) 인플레이션율은 소비자물가지수의 직전 분기대비로 정의된다.
 자료 : 통계청

〈표 2〉 인플레이션과 인플레이션의 역사적 변동성의 시차상관계수

시 차(i)	인플레이션의 역사적 변동성(t-i)						
	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0
인플레이션(t)	0.5713	0.6016	0.7034	0.6817	0.6764	0.7070	0.6187

〈그림 2〉는 우리나라의 인플레이션 추이와 역사적 변동성¹⁰⁾을 나타내고 있는데, Okun이 제기했듯이 인플레이션의 수준과 역사적 변동성간에는 양(+)¹⁰⁾의 관계가 성립함을 알 수 있다.

한편 인플레이션과 인플레이션율의 역사적 변동성간의 시차상관계수를 추계한 결과인 <표 2>도 이러한 양(+)¹⁰⁾의 관계를 잘 보여주고 있다. 이하에서는 GARCH모형과 소비자태도 설문조사결과로부터 각각 불확실성 지표를 구축하고, 한국에 있어서 인플레이션 수준의 변화가 인플레이션 불확실성에 미치는 효과를 살펴본다.

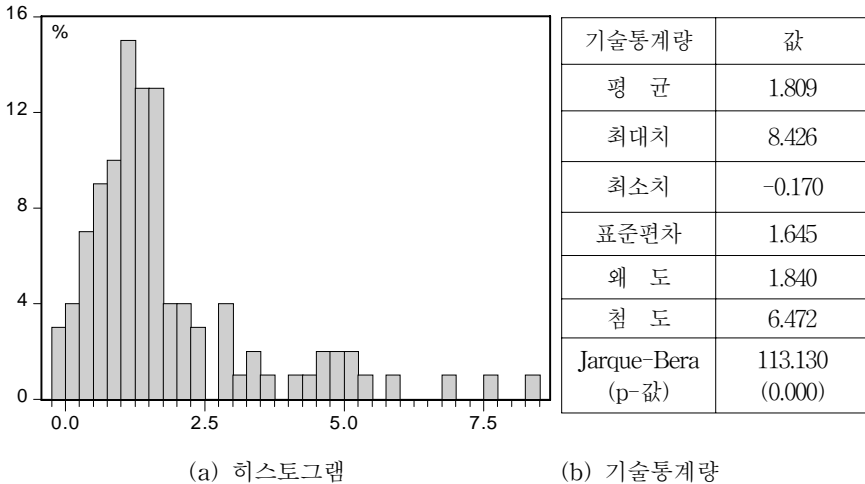
10) 우리는 t*시점의 인플레이션율의 역사적 변동성 $\tilde{\sigma}_{t^*}$ 을 다음과 같이 계산했다:

$$\tilde{\sigma}_{t^*} = 100 * \hat{\sigma}_{t^*} \sqrt{4}$$

$$\text{단, } \hat{\sigma}_{t^*}^2 = \frac{1}{4} \sum_{t=t^*-4}^{t=t^*-1} \left\{ \pi_t - \frac{\sum_{t=1}^T \pi}{T} \right\}^2$$

2. 인플레이션과 인플레이션 불확실성 : GARCH모형

인플레이션 시계열에 ARCH 형태의 모형이 적합한지를 살펴보기 위해 인플레이션율의 기술통계량을 살펴보자.



<그림 3> 한국 인플레이션율에 대한 기술통계량

Engle(1982)과 Bollerslev(1986)에 의하면 ARCH 형태 모형의 분포는 정규분포보다 두꺼운 꼬리를 갖는 렙토커틱(leptokurtic)한 분포를 이루고 있다고 한다. 우선 <그림 3 (b)>의 Jarque-Bera 검정에 의한 정규성 검정결과 정규성 가설을 기각하는 것으로 나타났다. 아울러 히스토그램을 검토한 결과에서도 인플레이션은 정규분포보다 중앙이 뾰족하고 두꺼운 꼬리를 가지는 분포인 렙토커틱한 분포를 보이고 있는 것으로 나타났다.

ARCH모형의 적절성을 보다 엄밀하게 살펴보기 위해 우리는 인플레이션율에 대한 평균방정식을 다음과 같은 AR(p) 모형으로 구축한 후 잔차시계열과 그 자승에 대한 자기상관을 조사하였다.

$$\pi_t = \phi_0 + \phi_1\pi_{t-1} + \phi_2\pi_{t-2} + \dots + \phi_p\pi_{t-p} + \phi D \tag{13}$$

D는 가변수(dummy variable)로서 한국의 인플레이션 시계열에 있어 구조전환이 발생한 것으로 판단되는 1982년 2분기까지는 0의 값을 취하며, 그 이후는 1의 값을 갖는다.

〈표 3〉 계열상관에 대한 검정통계량

회귀방정식 (13)의 추정결과	$\pi_t = 1.603 + 0.442 \pi_{t-1} + 0.492 \pi_{t-3} + -0.303 \pi_{t-4} + -1.212 D$ <p style="text-align: center;">(3.729)^{***} (4.163)^{***} (4.462)^{***} (-2.59)^{**} (-3.30)^{***}</p> <p style="text-align: center;">Adjusted R² = 0.75, Durbin-Watson 통계량 = 2.07</p>
잔차시계열에 대한 Ljung & Box Q통계량 ^{a)}	<p>Q(1) = 0.16(0.69), Q(2) = 0.26(0.88), Q(3) = 0.85(0.84), Q(4) = 0.86(0.93)</p> <p>Q(5) = 3.64(0.60), Q(6) = 3.67(0.72), Q(7) = 4.37(0.74), Q(8) = 8.06(0.43)</p>
잔차시계열 자승에 대한 ARCH-LM 검정 결과 ^{a)}	F-통계량 = 2.60(0.0407) LM통계량 = 9.87(0.042643)

주) a) 괄호() 안은 p값임

1. 인플레이션율(π)은 농산물 및 석유류를 제외한 소비자물가지수의 직전분기대비 증가율이다.
2. *와 ** 및 ***는 각각 10%와 5% 및 1% 유의수준에서 통계적 유의성이 있음을 뜻한다.

〈표 3〉은 AR(p) 모형의 추정결과와 잔차(그리고 잔차자승)의 자기상관에 대한 검정결과를 나타내고 있다. 잔차시계열이 순수교란항(white noise)이라는 독립성 가정에 대한 Ljung & Box의 통계량을 살펴보면 AR(p) 모형의 잔차시계열은 거의 순수교란항에 가깝다. 그러나 AR(p)모형의 잔차자승 시계열에 대한 4차 시차에서의 ARCH-LM 검정 결과는 유의한 자기상관이 존재한다는 것을 발견할 수 있었다.

결론적으로 우리나라 인플레이션 시계열에 대한 모형은 조건부 분산에 있어 지속성이 내포되는 ARCH형태의 모형이 적절하다고 할 수 있다. Cosimano and Jansen (1988)이 지적했듯이 ARCH-잔차항의 분산이 일정하다는 귀무가설은 잔차항에 계열상관이 존재할 때 기각될 가능성이 높다. 그러나 우리의 경우 잔차항에 계열상관이 존재하지 않으므로 시간가변 불확실성에 대한 이후의 검정은 동일분산 귀무가설을 과도하게 기각하지 않을 것으로 판단된다.

우리는 ARCH효과가 있다고 판정된 인플레이션의 조건부분산에 대해 GARCH 과정을 설정하고 위에서 추정된 조건부 평균방정식 (13)과 함께 결합 추정하였다. 대칭적 GARCH과정의 시차구조는 두 가지 조건을 만족하도록 추정되었다. 우선 조건부 분산계수는 양(+)의 조건부 분산을 얻을 수 있도록 비음(non-negative)이 되어야 한다. 아울러 분산계수의 합이 1보다 작아야 한다는 공분산 안정성을 가정했는데 이는 조건부 분산이 발산하지 않도록 하기 위한 것이다. 이러한 두 조건을 만족하는 모형에서 가장 단순한 GARCH(1, 1)과정을 선택했다. GARCH(1, 1)을

〈표 4〉 GARCH(1,1) 모형의 추정결과

	GARCH(1, 1)		
	변수	추정계수	t-값
평균방정식	ϕ_0	1.287	3.96***
	π_{t-1}	0.517	4.23***
	π_{t-3}	-0.246	-3.32***
	π_{t-4}	0.384	3.90***
	D	-0.935	-3.89***
분산방정식	α	0.061	1.69*
	$\hat{\epsilon}_{t-1}^2$	0.343	2.12**
	h_{t-1}	0.600	4.15***
기술 통계량	Adjusted R ² = 0.732, Durbin-Watson 통계량 = 2.209, F-통계량 = 40.55(p값 = 0.00) ARCH LM검정통계량(시차 1) = 0.217(p값 = 0.64) ARCH LM검정통계량(시차 4) = 1.358(p값 = 0.85) ARCH LM검정통계량(시차 8) = 2.388(p값 = 0.97)		

주) 1. *와 ** 및 ***는 각각 10%와 5% 및 1% 유의수준에서 통계적 유의성이 있음을 뜻한다.

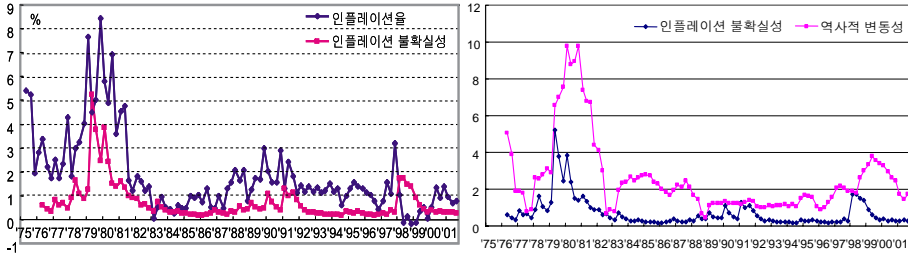
2. D는 가변수(dummy variable)로 1982년 2분기 이후는 1, 그 이전은 0의 값을 가진다.

갖는 단순한 자기회귀 인플레이션모형의 추정결과는 <표 4>에 요약되어 있다.¹¹⁾

<표 4>의 결과를 보면 GARCH(1, 1)모형이 유의하게 추정되어 인플레이션이 ARCH 구조를 가지고 있음이 판명되었다. 대부분의 회귀계수들은 5% 유의수준에서 통계적 유의성을 지니고 있다. 아울러 모형의 정규화 자승잔차에 대한 시계열 상관 검정결과(ARCH LM검정)에서 시계열 상관이 없는 것으로 나타났다. GARCH 계수도 1보다 작게 나와 추정이 잘된 것으로 보인다.¹²⁾ 특히, 조건부 분산방정식의 회귀계수 추정치의 총합이 0.943으로 1에 가깝게 나타나 우리나라 인플레이션에 있어 변동성의 지속성이 강하게 나타남을 볼 수 있다. 따라서 실증분석에서는 GARCH(1, 1) 모형에서 구한 조건부 이분산을 경제의 불확실성으로 나타내는 대용

11) 평균방정식은 1982년 2분기를 전후로 한 국의 인플레이션 추이가 구조적 전환(structural break)을 겪었다는 점을 감안해 더미를 포함하였다.

12) Durbin-Watson 수치 역시 2.20이어서 잔차항의 자기상관이 미미하게 관찰되나 추가로 잔차의 계열상관계수의 추정치에 대한 Q통계량은 잔차항의 자기상관이 무시해도 될 수준으로 판명되었다.



〈그림 4〉 인플레이션과 인플레이션 불확실성

〈표 5〉 인플레이션 불확실성과 인플레이션간의 관계

		추정방정식: $garch_t = \alpha + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 \pi_{t-2}$ with AR(1)		
		변수	추정계수	t-값
추정방정식	π_{t-1}		0.127	3.75***
	π_{t-2}		0.600	4.15***
	AR(1)		0.583	6.05***
기술통계량	Adjusted R ² = 0.733, Durbin-Watson 통계량 = 1.914, 인플레이션의 모든 추정계수가 동시에 0이라는 귀무가설에 대한 F-통계량 = 9.86(p값 = 0.00)			

주) 1. *와 ** 및 ***는 각각 10%와 5% 및 1% 유의수준에서 통계적 유의성이 있음을 뜻한다.
 2. D는 가변수(dummy variable)로 1982년 2분기 이후는 1, 그 이전은 0의 값을 가진다.

변수로 사용하였다.

〈그림 4〉는 인플레이션과 GARCH(1, 1)모형에서 추정한 조건부분산으로 대리하는 인플레이션 불확실성을 동시에 나타내고 있다. 이에 따르면 인플레이션이 높을 경우에 인플레이션 불확실성 역시 커지는 것을 확인할 수 있다.¹³⁾ 실제로 〈표 5〉에서처럼 종속변수로 인플레이션 불확실성($garch_t$)을 설명변수로 전기 인플레이션을 이용하여 최소자승 추정법(OLS)을 이용하여 추정한 결과 전기 인플레이션이 증가했을 경우 인플레이션 불확실성이 증가함을 알 수 있다. 이러한 결과는 표본기간 : 1976년 1분기~1998년 4분기를 대상으로 한 신선우(2000)의 결과를 다시 확인하고 있다. 즉, 신선우(2000)는 종속변수가 GARCH(1, 1) 모형에 의해 추정된 인플레이션 불확실성($garch_t$), 설명변수가 인플레이션 1차 시차변수인 회귀방정식

13) 〈그림 4〉는 조건부분산과 역사적 변동성을 나타내고 있는데 우리는 여기서 역사적 변동성이 인플레이션 불확실성을 잘못 대리할 가능성이 크다는 점을 확인할 수 있다.

을 구성한 뒤 최소자승 추정법을 이용하여 추정하였는데 전기 인플레이션이 증가했을 경우 인플레이션 불확실성이 유의적으로(유의수준 1%) 증가함을 알 수 있다.

3. 인플레이션 불확실성의 추계와 인플레이션의 영향 :

직접적 관찰치의 활용

한국의 경우 상대적으로 주관적 응답자료를 이용한 인플레이션 불확실성을 추계하고 이에 기초해 인플레이션과 인플레이션 불확실성간의 관계를 실증 분석한 연구결과는 미흡하다. 이는 무엇보다도 한국에서 인플레이션에 대한 설문조사가 최근 들어서야 시작되었다는 점에 주로 기인한다. 지난 6개월과 향후 6개월간의 물가수준을 비교하는 설문에 대한 조사결과¹⁴⁾가 포함되어 있는 한국은행의 분기별 소비자 동향지수(Consumer Survey Index : CSI)는 1995년 3/4분기부터 시범편제해 오다 1998년 3/4분기 조사결과부터 외부에 공표하기 시작했다.¹⁵⁾ 통계청도 1998년에 들어서야 매월 도시지역 2,000가구(20세 이상 기혼자)를 대상으로 미래의 물가전망이 포함된 소비자전망조사를 실시하기 시작했다.¹⁶⁾ 한편 삼성경제연구소의 소비자태도조사 역시 1992년 4/4분기부터 분기별로 발표되기 시작해 미국 등에 비해 누적된 자료가 다소 부족한 것은 사실이나 2차례의 경기순환 사이클(통계청 발표 동행지수 순환변동치 기준)을 포함하고 있어 물가전망에 대한 설문조사 결과를 불확실성 지표의 작성에 활용하여도 통계적 유의성이 다소 인정되는 실증 분석을 할 수 있다. 이에 따라 본 연구에서는 삼성경제연구소의 소비자태도지수를 이용해 인플레이션 불확실성이 인플레이션에 미치는 영향에 대해 분석하기로 한다.

본 연구에서 활용하고 있는 삼성경제연구소(www.seri.org)의 소비자태도조사는 매분기별로 가계소비자들의 생활형편의 변화와 국내경기, 물가 그리고 내구재

14) 한국은행에서는 지난 6개월과 향후 6개월간의 물가수준을 비교한 설문조사결과를 토대로 다음과 같은 물가수준전망 CSI를 발표하고 있다.

$$\text{물가수준전망CSI} = \frac{(\text{크게 하락} \times 1.0 + \text{다소 하락} \times 0.5 - \text{다소 상승} \times 0.5 - \text{크게 상승} \times 1.0)}{\text{전체 응답가구수}} \times 100 + 100$$

15) 한국은행의 소비자태도 설문조사는 전국 도시의 2000여 가구를 대상으로 경제상황에 대한 소비자의 태도와 가계의 소비심리에 대한 질문을 우편조사에 의한 기입방식과 미회수 가구에 대한 전화인터뷰 조사를 병행하고 있다.

16) 통계청은 소비자기대지수(현재와 비교하여 6개월 후의 경기, 생활형편, 소비지출 등에 대한 소비자들의 전망을 나타냄)와 소비자평가지수(6개월 전과 비교하여 현재의 경기, 생활형편 등에 대한 소비자들의 평가를 나타냄)를 발표하고 있으며 조사원의 방문에 의한 직접면접조사를 행하고 있다.

와 주택구입시기 등에 관한 소비자들의 의견을 조사하고 있다. 삼성경제연구소의 소비자태도조사는 전국에 걸쳐 전화가입자 1,248만명(제주도 제외) 중 지역별 경제력, 인구분포 등을 감안하여 RDD(Random digit dialing)방식으로 1,000개의 유효표본을 추출한 후 전화인터뷰를 통해 설문조사를 실시한 뒤 이에 기초해 국내 소비자들의 생활형편, 국내경기전망, 내구재 및 주택구입, 물가전망 등 개별항목에 관한 태도지수 및 예상지수를 산출하고 이를 종합하여 소비자태도지수 및 생활불안도 지수를 산출해 발표하고 있다. 본 연구에서 우리는 이들 소비자태도에 대한 설문조사 중에서 물가전망에 대한 응답자료를 이용하였다. 물가전망에 대한 설문은 금후 1년간의 물가상승률이 지난 1년간에 비해 증가할 지, 유사할 지, 감소할 지에 대한 응답을 구하는데, 우선 우리는 설문조사 결과로부터 t 시점에 t 와 $t+1$ 기간동안 물가가 상승할 것이라고 대답한 개인의 비율(\hat{U}_{t+1}^e), 물가가 하락하리라고 대답한 개인의 비율(\hat{D}_{t+1}^e)을 구하고 이어서 누적 표준정규분포 $\Phi(\cdot)$ 와 정의 $\Phi(u_{t+1}^e) = U_{t+1}^e$ 와 $\Phi(d_{t+1}^e) = D_{t+1}^e$ 에 의해 \hat{u}_{t+1}^e 와 \hat{d}_{t+1}^e 를 구했다. 이제 $\hat{m}_{t+1}^e \equiv \frac{\hat{d}_{t+1}^e + \hat{u}_{t+1}^e}{\hat{d}_{t+1}^e - \hat{u}_{t+1}^e}$ 라 정의하면 예상 물가증가율과 그 분산은 식 (14)와 식 (15)에 의해 구해진다.

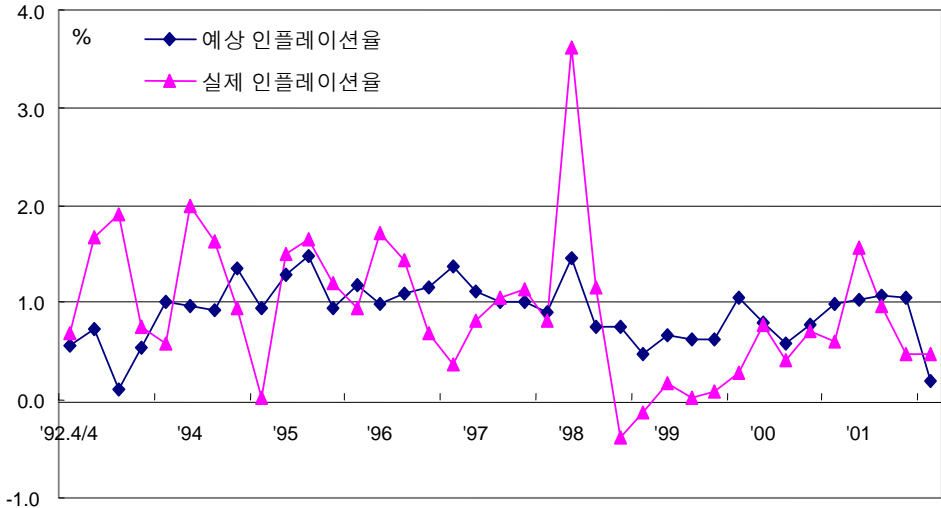
$$\hat{X}_{t+1}^e = \hat{c} \hat{m}_{t+1}^e \quad (14)$$

$$\hat{\sigma}_{t+1}^e = \frac{2\hat{c}}{\hat{u}_{t+1}^e - \hat{d}_{t+1}^e} \quad (15)$$

<그림 5>에는 이상의 과정을 통해 추정한 예상 물가증가율과 실제 인플레이션율의 추이가 나타나 있으며, <표 6>에는 실제 인플레이션과 예상인플레이션간의 시차상관계수가 추계되어 있다. 시차상관계수를 통해 볼 때 실제 인플레이션율과 예상 인플레이션 간에는 陽(+)의 상관관계가 존재하며, 예상 인플레이션이 높아지면 당기뿐만 아니라 차기에도 실제 인플레이션율이 높아지는 것을 알 수 있다. 한편 실제 인플레이션율이 높아지면 예상 인플레이션율도 약 2기의 시차를 두고 높아진다는 것을 확인할 수 있다.¹⁷⁾

<그림 6>은 소비자 설문조사 결과를 이용해 추정한 σ_{t+1}^e 와 더불어 실현된 인플

17) <표 6>에서는 예상인플레이션율을 기준으로 실제인플레이션 시차변수와의 시차상관계수를 나타내고 있는데, 시차상관계수는 대칭적이다. 즉, i 가 일정할 때 상관계수 (π_t^e, π_{t-i}) =상관계수 (π_t, π^{e+i}) 이 성립한다.



〈그림 5〉 인플레이션과 예상 인플레이션의 추이(전분기 대비)

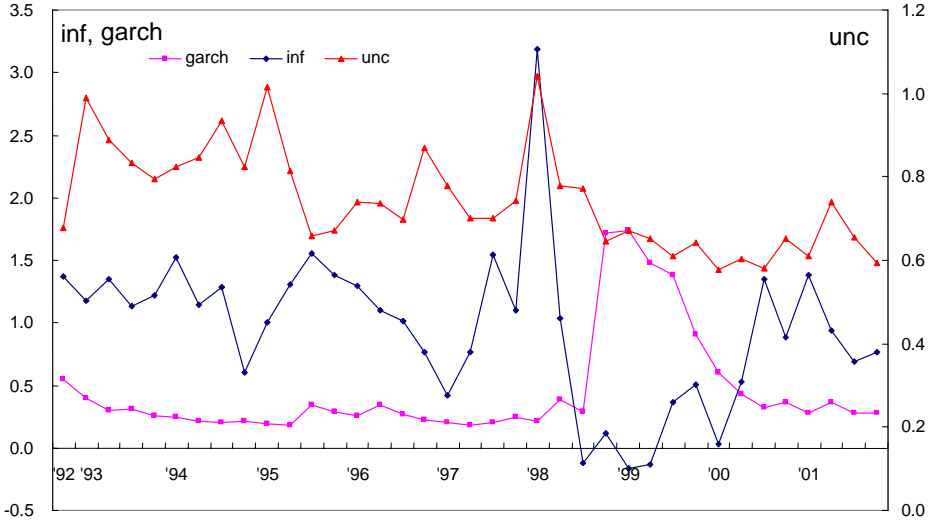
〈표 6〉 실제 인플레이션과 예상 인플레이션간의 시차상관계수

	실제 인플레이션율($\text{inf}(t+i)$)						
	$i = -3$	$i = -2$	$i = -1$	$i = 0$	$i = 1$	$i = 2$	$i = 3$
예상 인플레이션율 ($\text{inf}^e(t)$)	0.0287	0.1282	0.0893	0.3524	0.1906	0.0725	0.0159

자료 : 통계청, 삼성경제연구소

레이션과 GARCH(1,1)모형에서 추정한 조건부분산을 동시에 나타내고 있다. 우선 우리는 여기서 소비자 설문조사결과에 의해 추정된 인플레이션에 대한 불확실성은 실제 실현된 인플레이션과 매우 높은 양(+)의 상관관계를 가질 가능성을 확인할 수 있다. 실제로 인플레이션 불확실성과 인플레이션율간의 시차상관계수를 나타내고 있는 <표 7>도 이러한 추론을 뒷받침하고 있다. 한편 σ_{t+1}^e 과 GARCH(1, 1)모형에서 추정한 조건부분산간에는 상관관계가 매우 낮은 것으로 나타나고 있다. 실제로 GARCH(1, 1)모형에서 추정한 조건부 분산과 σ_{t+1}^e 의 시차상관계수는 매우 낮으며 공식적 상관관계는 음(-)의 값을 갖기도 하였다.

그러나 이러한 두 인플레이션불확실성 지표간의 현격한 괴리에도 불구하고 <표 8>에서 보듯이 인플레이션수준이 인플레이션 불확실성에 미치는 실증분석결과는 유사한 결과를 낳고 있다. 즉, 종속변수로 인플레이션 불확실성(unc_t)을 설명변수로 전기 인플레이션을 이용하여 최소자승 추정법(OLS)을 이용하여 추정한 결과



〈그림 6〉 인플레이션과 인플레이션 불확실성 지표의 추이

〈표 7〉 인플레이션 불확실성 지표간의 시차상관계수

	unc(i)												
시 차(i)	-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6
GARCH	0.030	-0.001	0.0603	0.114	0.155	0.098	-0.153	-0.271	-0.381	-0.380	-0.422	-0.443	-0.4279
inf	0.0168	0.1654	0.1068	0.0943	0.0400	0.1793	0.4665	0.3876	0.4552	0.2977	0.2917	0.2141	0.2237

〈표 8〉 인플레이션불확실성과 인플레이션간의 관계

	추정방정식 : $unc = \alpha + \beta_1\pi_t + \beta_2\pi_{t-2} + \beta_3\pi_{t-4}$		
	변수	추정계수	t-값
추정방정식	상수항	0.553	19.49***
	π_t	0.086	3.622***
	π_{t-2}	0.053	3.114***
	π_{t-4}	0.0558	2.583**
기술통계량	Adjusted R ² = 0.365, Durbin-Watson 통계량 = 1.38, F-통계량 = 7.92(p값 = 0.00) 인플레이션의 모든 추정계수가 동시에 0이라는 귀무가설에 대한 F-통계량 = 11.39(p값 = 0.00)		

주) 1. *와 ** 및 ***는 각각 10%와 5% 및 1% 유의수준에서 통계적 유의성이 있음을 뜻한다.
2. D는 가변수(dummy variable)로 1982년 2분기 이후는 1, 그 이전은 0의 값을 가진다.

금기의 인플레이션이 증가했을 경우 인플레이션 불확실성도 동시에 증가함을 알 수 있다. 아울러 인플레이션 시차변수 역시 인플레이션 불확실성의 변화에 매우 유의적(유의도 1%)인 영향을 미치고 있음을 발견할 수 있다. 특히 인플레이션의 모든 추정계수가 동시에 0이라는 귀무가설은 1%의 유의수준으로 기각할 수 있었다.

IV. 결 론

본 논문은 소비자태도조사상의 인플레이션 전망에 대한 설문조사 결과에 바탕을 둔 직접적 관찰치를 중심으로 1992년 4/4분기~2002년 1/4분기 간 소비자물가지수(농산물 및 석유류는 제외)를 활용해 인플레이션율의 증가가 인플레이션 불확실성의 증가를 야기하는지의 여부를 실증 분석하였다. 실증분석 결과 우리는 인플레이션율의 증가가 인플레이션 불확실성의 증가를 야기한다는 Friedman(1977)의 가설이 한국에서도 유의성이 있게 성립함을 발견할 수 있었다. 이러한 연구 결과는 직접적 관찰치를 이용해 외국을 대상으로 Friedman 가설을 검토한 기존의 연구결과에 비추어 볼 때 중요한 의미를 가진다. 즉, Golob(1994)이 지적하였듯이 기존의 GARCH류의 계량모형에 기초한 실증분석들은 Friedman의 가설에 대해 모호한 결과들을 낳아왔지만 4개의 서로 다른 설문조사 자료를 활용한 8가지의 직접적 관찰치를 활용한 실증분석 결과는 모두 일관되게 Friedman 가설을 지지하고 있기 때문이다(Golob(1994), p. 30). 결국 우리의 실증분석 결과는 우리나라에서도 인플레이션의 심화가 인플레이션의 불확실성을 증대시킨다는 가설의 타당성을 크게 높인 결과라고 할 수 있다.

기존의 GARCH류의 모형이 갖는 이러한 단점으로 인해 본 연구에서는 직접적 관찰치를 활용한 실증분석 외에도 본 연구에서는 (1) 기존의 GARCH류 모형의 타당성을 인플레이션 자료의 통계적 특성을 이용해 분석하는 한편 (2) 표본기간을 확장하여 GARCH류 모형에 기초한 불확실성 지표를 작성하여 Friedman 가설을 검증하였다. 검증 결과 우리나라의 경우 기간을 확장하거나 모형 설정방식을 바꾸어도 GARCH류 모형에 기초한 Friedman 가설이 통계적 유의성 높게 성립함을 확인할 수 있었다.

본 연구의 실증분석 결과는 두 가지 점에서 정책적 시사점을 갖는다고 하겠다. 하나는 Friedman 가설과 관련된 것이고 다른 하나는 직접적 관찰치와 관련된 시

사점이라고 하겠다. 우선 Friedman 가설과 관련하여 본 연구는 우리나라에서도 물가안정 정책 그 자체도 중요하지만 가급적 인플레이션 수준을 낮게 유지할 필요성이 있음을 말해준다. 인플레이션 불확실성에 기인하는 비용은 인플레이션율이 낮을수록 유의적으로 감소한다고 할 수 있기 때문이다. 둘째, 이미 지적하였듯이 설문조사에 기초한 인플레이션 불확실성 지표는 기존의 GARCH모형과는 다소 상이한 관점에서 불확실성을 정의한다. 즉, 설문조사에 기초한 인플레이션 불확실성 지표는 설문조사에 참여한 개인들의 인플레이션 전망 방향의 불일치 정도를 말해준다. 결과적으로 직접적 관찰치를 활용할 경우 불확실성이 커졌다고 하는 것은 인플레이션 전망에 있어 개인들 간의 이질성이 커졌다는 것을 의미한다. 이에 기초해 볼 때 직접적 관찰치를 이용한 실증분석 결과는 인플레이션율이 높아지면 인플레이션 전망에 있어 개인들 간의 이질성이 커진다는 것을 의미한다. 장기간의 인플레이션에 있어 통화 공급과 통화정책의 중요성에 비추어 볼 때 이는 곧 중앙은행의 통화정책에 대한 개인들의 기대의 차이가 커졌음을 의미한다. 반대로 인플레이션율이 높아지면 인플레이션 전망에 있어 개인들 간의 이질성이 작아진다는 것을 의미하고 이는 곧 중앙은행의 통화정책에 대한 개인들의 기대의 차이가 작아졌음을 의미한다. 결과적으로 직접적 관찰치에 기초한 Friedman 가설의 실증분석 결과는 통화정책을 통해 인플레이션율을 가급적 낮은 수준에서 안정적으로 유지하는 것이 개인들의 통화정책에 대한 기대의 차이를 최소화하는데 기여한다는 것을 말해준다. 즉, 인플레이션 수준이 낮을수록 통화정책의 유효성을 높일 수 있다는 것을 알려준다고 할 수 있다.

이상과 같이 직접적 관찰치를 통한 본 논문의 실증분석 결과는 우리나라에 있어 낮은 인플레이션의 안정적 유지가 인플레이션 변동성의 감소(기존의 GARCH류의 계량모형)와 더불어 통화정책에 대한 신뢰성 또는 제고에도 기여함을 밝혀준다고 하겠다.

끝으로 본 연구의 한계점을 지적해야겠다. 본 연구에 있어 물가 변화에 대한 각 개인의 질적인 설문답변을 수량적 지표로 전환하는 과정에서 물가 변화에 대한 주관적 확률분포가 모든 개인들 간에 동일하다는 가정을 사용했다. 물론 이는 기존 연구 결과를 따른 것이나 매우 제약적인 가정이라고 하겠다. 향후 개인의 주관적 확률분포에 있어 이질성을 허용하는 집계방식을 개발하고 이를 활용한 연구결과가 기대된다. 아울러 설문에 참여한 개인들 간의 기대인플레이션 차이를 이용해 추정된 불확실성이 개인간의 기대인플레이션의 차이에서 직접 형성되기 때문에 불확실성의 정도를 필수적으로 나타내 주지 않는다 한계점도 있다. 조사에 응답하

는 기대인플레이션에는 불확실성이 없을 수도 있기 때문이다. 예를 들어 설문조사에 응하는 개인이 모두 똑같지만 현재의 인플레이션 보다는 매우 높은 수준의 인플레이션을 전망했을 경우, 실제 불확실성은 상당히 크겠지만 추정된 불확실성은 0이 될 수 있기 때문이다. 설문조사 결과는 개인간의 예측의 이질성(heterogeneity)에 대한 측정치를 제공하지만, 특정 개인의 인플레이션 불확실성은 측정하지 못한다. 이로 인해 개인들의 인플레이션 예측치에 대한 분포는 잘못된 결론을 낳을 수 있다. 예를 들어 모든 개인이 동일한 예측치를 제시했다고 하자. 비록 이들 개인들이 자신의 예측치에 대해 확실성을 갖지 못함에도 불구하고 인플레이션 불확실성은 0에 가까울 것이기 때문이다. 이 역시 개인의 주관적 확률분포에 있어 이질성을 허용하는 집계방식을 개발하면 해소될 것으로 판단된다.

[참고문헌]

- 이승준(1998), “인플레이션, 인플레이션 불확실성과 실질경제성장: Bivariate VAR GARCH-M 모형,” 『금융연구』~한국금융연구원, 12권 1호.
- 신선우(2000), “인플레이션 불확실성과 상대가격변동성이 투자에 미치는 효과,” 『지역개발연구』~제36권 1호.
- 유창호·노은영(1999), “주요 정보변수와 인플레이션간의 관계 분석,” 『조사통계월보』, 한국은행.
- 홍성표(2000), “통화량 변화와 인플레이션 관계의 비대칭성: GDP갭을 중심으로,” 『경제분석』~한국은행, 제6권 제4호.
- Ball, L.(1992) “Why does high inflation raise inflation uncertainty?,” *Journal of Monetary Economics*, 29, 371-388.
- Ball, L. and S. Cecchetti(1990), “Inflation and uncertainty at short and long horizons,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 215-245.
- Baillie, R., C. F. Chung, and M. Tieslau(1996), “Analyzing inflation by the fractionally integrated ARFIMA-GARCH model,” *Journal of Applied Econometrics*, 11, 23-40.
- Bollerslev, T.(1986), “Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.

- Cosimano, T. and D. Jansen.(1988), "Estimates of the variance of US inflation based upon the ARCH model," *Journal of Money, Credit and Banking*, 20, 409-421.
- Cukierman, Alex and Paul Wachtel(1979), "Differential inflationary expectations and the variability of the rate of inflation: theory and evidence," *American Economic Review*, September, 595-609.
- Carlson, J. A. and M. Parkin(1975), "Inflation expectations," *Econometrica*, 42, 128-138
- Davis, G. and B Kanago(2000), "The level and uncertainty of inflation: Results from OECD forecasts," *Economic Inquiry*, 38, 58-72.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller(1979), "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root," *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Engle, R.(1982), "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of UK inflation," *Econometrica*, 50, 987-1008.
- _____.(1983), "Estimates of the variance of US inflation based upon the ARCH model," *Journal of Money, Credit and Banking*, 15, 286-301.
- Evans, M.(1991), "Discovering the link between the inflation rate and inflation uncertainty," *Journal of Money, Credit and Banking*, 23, 169-184.
- Evans, Martin, and Paul Wachtel(1993) "Inflation regimes and the sources of inflation uncertainty," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25, 475-511.
- Fischer, S.(1981), "Towards an understanding of the costs of inflation: II," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 5-41.
- Friedman, M.(1977), "Inflation and unemployment," *Journal of Political Economy*, 85, 451-472.
- Grier, K. and M. Perry(1998), "On inflation and inflation uncertainty in the G7 countries," *Journal of International Money and Finance*, 17, 671-689.
- Golob, J.(1993), "Inflation, inflation uncertainty, and relative price variability: a survey," *Research Working Paper*, 93-15, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- _____.(1994), "Does inflation uncertainty increase with inflation?," *Federal*

- Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 79, 3, 27-28.
- Holland, A. S.(1993a), "Comment on inflation regimes and the sources of inflation Uncertainty," *Journal of Money, Credit, and Banking* 25, 3, Part 2, 514-520.
- _____.(1993b), "Uncertain Effects of Money and the Link between the Inflation Rate and Inflation Uncertainty," *Economic Inquiry*, 31, 1, 39-51.
- Okun, A.(1971), "The mirage of steady inflation," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 485-498.
- Pesaran(1987), M. H., *The Limits to rational expectations*, Oxford, Basil Blackwell
- Phillips, P. and P. Perron(1988), "Testing for a unit root in time series regression," *Biometrika*, 75, 335-346.
- Ricketts, N. and D. Rose(1995), "Inflation, learning and monetary policy regimes in the G-7 economies," *Working Paper* 95-6. Bank of Canada: Ottawa.
- Theil, H.(1952), "On the time shape of economic microvariables and the Munich business test," *Review of the International Statistical Institute*, 20, 105-120.

[Abstract]

Does Inflation Uncertainty Increase with the Level of Inflation?

Heegab Chol, Byungjoon Rhim

Based on the the dispersion of survey-based individual inflation forecasts of Samsung Economic Research Institute, we have tested the hypothesis of Friedman(1977), which states that inflation uncertainty increases at higher level of inflation. We have used quarterly consumer price index data from the 1st Quarter of 1975 to 1st Quater of 2002. We found that inflation uncertainty increases with the level of inflation. This finding is consistent with the previous results which employed conditional variance from GARCH-type models as indicators of inflation uncertainty. Our result implies that a stable low inflation reduces not only inflation variability but also discrepancies in the inflation forecasts among individuals.

Keywords: Inflation, Inflation Uncertainty, GARCH