

# 인플레이션 不確實性的 分解와 相異한 不確實性이 實物經濟에 미치는 影響

洪 成 杓 · 金 亮 宇

본 연구는 인플레이션 不確實性을 일으키는 요인별로 인플레이션 불확실성을 분해하여 이를 時間變動母數構造로 추정한 후, 자기 다른 원인에 의한 인플레이션 불확실성이 거시 경제변수에 미치는 영향을 분석하였다. 본 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 우리나라의 경우 인플레이션 불확실성은 다분히 構造的인 要因으로 인해 발생되고 있다. 둘째, 인플레이션 불확실성이 증가하면 實質 GNP와 투자는 위축되고 利子率이 상승하는 현상이 관측되었다. 셋째, 通貨量 增加率의 변화로 인해 인플레이션 불확실성이 발생하면 인플레이션 불확실성이 다른 원인에 의해 야기된 경우보다도 實物部門의 반응이 매우 민감한 것으로 나타났다. 결론적으로 인플레이션 불확실성을 최소화하고 궁극적으로 안정적인 경제 성장을 추구하고자 한다면, 통화당국은 通貨量 增加率을 적정 수준에서, 그리고 안정적으로 유지하여 경제에 불필요한 충격을 주지 않도록 하는 것이 매우 중요하다고 하겠다.

## 1. 序 論

일반적으로 장래 인플레이션의 움직임에 대한 각 경제주체의 예측치가 큰 격차를 보일수록 인플레이션의 不確實性이 높다고 정의된다. 인플레이션 불확실성의 특성과 경제적 영향에 대한 논의는 지난 10여년간 활발히 진행되어 왔다. 이러한 논의의 중요한 출발로서 Friedman(1977)은 노벨경제학상 수상기념강연에서 첫째, 높은 인플레이션이 높은 인플레이션 불확실성을 초래하고, 둘째, 인플레이션 불확실성이 높으면 資源配分の 효율성이 낮아져서 實物經濟에 부정적인 영향을 준다고 주장하였다.

프리드만의 이러한 두 가설을 검증하기 위해 많은 연구들이 다양한 방식을 이용하여<sup>(1)</sup>

(1) 不確實性을 추정하기 위해 여러 가지 방법이 사용되고 있다. 흔히 이용되는 방법으로는 다수의 설문응답자들의 물가변동 예측치의 分散(dispersion)을 불확실성으로 측정하는 것이다[Makin(1982), Mullineaux(1980), Zarnowitz and Lambros(1987) 등]. 그러나 한국의 경우 한국은행이 1991년부터 거시경제지표 전망조사를 통하여 자료의 수집을 시작하였기 때문에 현재는 時系列이 일천하여 동 자료를 사용할 수 없다. 한편 Klein(1975)은 Friedman and Schwartz(1963)이 제안한 물가 수준의 移動標準偏差(moving standard deviation)를 통해 불확실성을 계산하였고, Blejer and Liederman(1980)과 Fischer(1981a, b)는 상대가격의 가변성으로 불확실성을 추정하였다. 또 Engle(1983), Hong(1992), 林東淳(1991) 등은 ARCH 구조에 의해 인플레이션 불확실성을 파악하였다.

인플레이션 불확실성을 추정한 후 그 특성을 분석하였다. 그 중 인플레이션과 불확실성간의 관계를 분석한 대부분의 연구에 따르면, 불확실성의 추정방법이 상이함에도 불구하고 두 변수 사이에 正의 관계가 있음이 확인되었다.<sup>(2)</sup> 즉, 인플레이션이 높은 기간에 인플레이션 불확실성이 높게 나타난다는 것이다.

한편, 인플레이션 불확실성과 實物經濟變數간의 관계에 대한 실증분석도 활발하게 이루어져 왔다. 대부분의 연구들은 인플레이션 불확실성이 실질 GNP, 투자, 이자율, 고용 등 대표적인 巨視經濟變數에 미치는 영향을 분석하였는데, 주요 결과들을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 인플레이션 불확실성과 實質 GNP의 성장률은 負의 관계를 보인다[Zarnowitz and Lambros(1987), Mullineaux(1980)]. 둘째, 인플레이션 불확실성이 증가하면 投資水準은 감소한다[Cukierman(1980), Driver and Moreton(1991)]. 셋째, 인플레이션 불확실성과 이자율의 관계는 연구방법에 따라 상이한 결론이 얻어질 수 있다. Brenner and Landskroner(1983)는 두 변수간에 양의 관계가 있다고 주장하였으나 Zarnowitz and Lambros(1987)는 불확실성이 자금시장의 需要와 供給에 미치는 영향의 상대적 크기에 따라 利子率의 움직임이 정해진다고 설명하였다.

우리나라의 경우에 있어서 프리드만의 주장이 적용될 수 있을지, 또한 우리 경제에 있어 인플레이션 불확실성이 實物部門에 미치는 영향이 무엇인지를 규명하는 것은 매우 중요하고도 흥미로운 연구과제이다. 일반적으로, 경제 내에 존재하는 불확실성의 정도와 형태, 그리고 불확실성이 경제에 미치는 영향은 각국의 경제구조와 환경에 따라 다르다고 할 수 있다. 주지하는 바와 같이 미국 등 주요 선진국의 경제는 장기간에 걸쳐 경제성장을 이룩함으로써 그 구조가 상당히 안정적인 반면, 우리 경제는 70년대 이후 年平均 10% 내외의 고도성장을 이룩하는 과정에서 주요 선진국의 경제와는 달리 비교적 力動的인 구조를 지니게 되었을 것으로 예상할 수 있다. 다시 말해서, 미래에 대한 불확실성은 어느 경제구조에서나 나름대로의 형태로 존재하는 것이지만 급격한 경제환경의 변화를 경험하여 온 우리나라의 경우 경제내 불확실성의 형태와 그 특성은 선진국의 경우와는 매우 상이할 것으로 예상할 수 있다. 또한, 경제구조의 특수성으로 인한 인플레이션 불확실성의 역할도 주요 선진국의 경제와는 크게 다를 수 있다.

본 연구는 우리나라의 경제에 내재하는 인플레이션 불확실성을 추정하고, 이를 다시 요

(2) 예외적으로, Engle(1983)은 ARCH 모형을 이용하여 인플레이션 불확실성을 추정하였는데, 인플레이션과 인플레이션 불확실성간의 正의 관계를 발견할 수 없었다고 주장하였다.

인별로 분해하여, 각기 다른 원인에 의한 인플레이션 불확실성이 巨視經濟變數들에 미치는 영향을 분석함으로써 정부의 供給 또는 需要管理政策의 타당성에 대한 정책적 시사점을 도출하고자 한다.

이를 위해서 본 연구에서는 인플레이션 불확실성을 그 원인별로 構造的(systematic) 불확실성과 非構造的(non-systematic) 불확실성으로 구분하여 추정하였다. 즉 인플레이션 방정식에 포함된 변수들의 움직임이 인플레이션 불확실성에 미치는 영향을 時間變動母數(TVP: time varying parameter)로 포착하여 이를 구조적 불확실성으로 정의하였다.<sup>(3)</sup> 그리고 인플레이션의 任意的 可變性(random variability)과 인플레이션 불확실성 내에 명백히 포함되지 않은 기타 요인들에 의한 인플레이션 불확실성을 自己回歸條件附異分散(ARCH: autoregressive conditional heteroscedasticity) 구조로 포착하여, 이를 非構造的 불확실성으로 정의하였다. 한편 構造的 불확실성을 다시 원인별로 需要側面 불확실성과 供給側面 불확실성으로 구분하였고, 수요측면 불확실성 중에서 주요 정책변수인 통화량에 의한 부분을 구분하여 이들을 最尤推定量으로 추정하였다.

다음으로 각 구조적 인플레이션 불확실성 요인의 동학적 특성을 살펴보았으며 또한 이들 불확실성의 거시경제에 대한 역할은 무엇인지, 그리고 서로 어떻게 다른지를 분석하기 위하여 實質 GNP, 利率率, 投資 등 주요 거시경제변수와 인플레이션 불확실성으로 이루어지는 벡터自己回歸模型(VAR: vector autoregression)을 구성하고 이들의 관계를 衝擊反應函數(impulse response function)를 통하여 분석하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제 2 절에서는 인플레이션 불확실성을 추정하기 위한 모형을 설정한 후 불확실성을 추정하고, 제 3 절에서는 추정된 불확실성과 실물변수간의 관계를 파악하기 위하여 벡터自己回歸模型을 도입하였다. 먼저 거시경제변수 및 각 불확실성 척도의 안정성(stationarity)을 알아보기 위하여 단위근 검정과 共積分 檢定을 하였고 변수들의 동학적 움직임을 이해하기 위하여 VAR모형을 이용한 衝擊反應分析 結果를 제시하였다. 끝으로 제 4 절은 결론과 앞으로의 연구방향을 요약하였다.

## 2. 인플레이션 不確實性的 推定

본 연구는 인플레이션 불확실성을 추정하기 위한 기본모형으로서 誤差修正模型에 의한

(3) 본 연구에서의 '構造的 不確實性'은 인플레이션을 '일관성' 있게 설명하는 변수들로 인해 발생하는 不確實性을 의미함에 주의하여야 한다. 다시 말해서 '構造的'이라는 용어는 'structural'을 의미하고 있는 것이 아니라, 'systematic'을 의미하고 있다는 것이다. 물론 'systematic'은 '體系的'이라고 해석될 수도 있으나 본 연구에서는 이를 '構造的'이라고 해석하였다.

物價方程式 체계를 채택하였는데, 同模型은 供給側面에서 독과점하의 가격결정이론인 마크업(mark-up pricing)에 의한 費用要因과 수요요인에 의하여 설명되도록 하였으며, 특히 豫想物價 上昇을 반영하는 대응변수로서 通貨供給變數를 추가하였다. (4)

2.1. ARCH 構造만을 포함한 模型

경제내 불확실성이 ARCH 구조만으로 이루어져 있다고 가정하면 誤差修正模型의 제 2 단계로서 다음의 모형을 고려할 수 있다.

$$(2.1) \Delta \log P_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta \log ULC_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \Delta \log UPMER_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{3i} \Delta \log CG_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{4i} \Delta \log M_{2t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{5i} \Delta \log P_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{6i} \Delta \log CU_{t-i} + \beta_7 EC_{t-1} + e_t.$$

단,  $e_t \sim (0, h_t)$ 를 가정하였다.  $h_t$ 는  $e_t$ 의 條件附分散으로서, 경제주체가 과거의 잔차를 고려한다는 가정 하에서 과거 4차의 시차를 가진 잔차자승에 의해 결정된다고 가정하였다. (5)

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 (a_1 e_{t-1}^2 + a_2 e_{t-2}^2 + a_3 e_{t-3}^2 + a_4 e_{t-4}^2), \quad 0 < \alpha_0, \quad 0 < \alpha_1 < 1.$$

위 모형에서  $P$ 는 소비자물가지수,  $ULC$ 는 단위노동비용,  $UPMER$ 는 환율조정된 수입단가,  $CG$ 는 소비-소득비율,  $M_2$ 는 총통화,  $CU$ 는 설비가동률 및  $EC$ 는 오차수정항 ( $= \log P_t - (\delta_0 + \delta_1 \log ULC_t + \delta_2 \log UPMER_t + \delta_3 \log CG_t + \delta_4 \log M_{2t} + \delta_5 \log CU_t)$ )인데, 각 변수의 내용과 정의는 부록에 정리되어 있다.

식 (2.1)에서  $ULC$ 와  $UPMER$ 은 供給側面의 영향을,  $CG$ ,  $M_2$  및  $CU$  등은 需要側面의 영향을 각각 반영하고 있다. (6) ARCH의 시차항의 계수벡터를  $(a_1 \ a_2 \ a_3 \ a_4) = (0.4 \ 0.3 \ 0.2 \ 0.1)$ 로 고정 한 후 1970년 1/4분기부터 1991년 4/4분기까지의 한국경제 巨視資料를 사용하여 식 (2.1)을 추정하였는데, 일반동태모형에서 특정모형을 유도하는 general-to-specific 방식을 이용하여 유의한 시차항만을 선택한 후 얻어진 최종 결과는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta \log P_t = & 0.0041 + 0.0664 \Delta \log ULC_{t-2} + 0.0746 \Delta \log UPMER_{t-3} + 0.0001 \Delta \log CG_{t-2} \\ & (0.0025) (0.0324) \qquad \qquad \qquad (0.0482) \qquad \qquad \qquad (0.0870) \\ & + 0.0077 \Delta \log M_{2t-3} + 0.6384 \Delta \log P_{t-1} + 0.1365 \Delta \log CU_{t-2} - 0.2349 EC_{t-1}, \\ & (0.0585) \qquad \qquad \qquad (0.1097) \qquad \qquad \qquad (0.0838) \qquad \qquad \qquad (0.0465) \\ h_t = & 0.00004 + 0.8405 (a_1 e_{t-1}^2 + a_2 e_{t-2}^2 + a_3 e_{t-3}^2 + a_4 e_{t-4}^2). \\ & (0.00002) (0.3316) \end{aligned}$$

(4) 유사한 모형으로는 한국은행의 거시계량모형이 있다[威貞鎭·崔靈奎(1989) 참조].  
 (5) 잔차자승의 시차선택을 위한 명확한 기준은 없다. Park(1992)은 1차의 시차를 고려하여 분석하였으나, 본 연구에서는 Engle(1982)을 따라 4차까지 포함시켰다.  
 (6) 불가항정식 (2.1)에 재정정책변수를 포함시켜 재정정책의 영향을 고려할 수도 있으나, 포함된 결과 재정정책변수가 인플레이션 불확실성에 기여하는 정도가 매우 작아서 이를 기본방정식에 포함시키지 않았다.

단, 괄호안의 숫자는 추정치의 표준오차이다.

위의 결과에서 알 수 있듯이 ARCH 구조인  $h_t$ 의 추정계수는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 그러나 이와 같이 ARCH 구조만으로 인플레이션 불확실성을 측정하는 것은 다소 문제가 있을 수 있다. 왜냐 하면 정부의 經濟政策이나 개별 경제주체의 행태가 변화하면 인플레이션 결정과정에 構造的(systematic)인 영향을 미치고, 이러한 영향에 대한 인플레이션의 반응은 오차항의 변화뿐만 아니라 母數(parameter)의 변화로도 반영될 수 있기 때문이다. 식 (2.1)과 같은 모형은 母數가 일정하게 고정되어 있다고 가정하기 때문에 인플레이션 과정의 변동성을 構造的인 원인에 의한 불확실성과 순수한 교란항에 의한 불확실성으로 구분하지 못하고 단지 ARCH 구조의 오차항으로만 포착하게 된다. 다시 말하면, 경제내의 불확실성을 ARCH 구조만으로 측정하는 것은 경제내 構造的 불확실성과 非構造的 불확실성을 통합하여 하나의 척도로 측정하기 때문에 경제구조의 특성을 충분히 반영하지 못할 가능성이 있다.

특히 경제의 규모와 구조가 급격히 변모하여 온 우리나라의 경우, 식 (2.1)과 같이 인플레이션 모형 내의 교란항만을 단순히 ARCH 구조로 포착하여 불확실성을 측정하는 것은 분석결과를 오도할 수도 있다. 따라서 ARCH 구조 외에 경제의 구조적 변화를 모형 내에서 구체적으로 감안할 수 있는 분석방법이 바람직할 것이다.

## 2.2. ARCH 構造와 時間變動母數 構造를 동시에 포함한 模型

계량분석에서 경제구조의 변화를 포착하기 위하여 일반적으로 이용되는 방법은 더미변수를 추가하거나 時間變動母數構造를 채택하여 모형을 추정하는 것이다. 본 연구에서는 인플레이션의 構造的 불확실성을 전체 불확실성으로부터 분리, 측정하기 위하여 인플레이션 방정식의 母數가 시간에 따라 변화해 간다는 時間變動母數(이하 TVP라 함) 구조를 모형 내에 포함하였는데, 이와 같이 일반화된 모형과 그 의미는 다음과 같다.

식 (2.1)을 벡터기호를 이용하여 간단히 표현하면

$$(2.1)' \quad \Delta \log P_t = X_{t-1} \beta + e_t, \quad e_t \sim N(0, h_t)$$

이 된다. 단,  $X_t$ 는 위에서 열거한 설명변수들로 이루어진 벡터이고,  $\beta$ 는 모수벡터이다. 모수벡터  $\beta$ 가 시간에 따라 변화하는 TVP 구조를 가정하면

$$(2.2) \quad \Delta \log P_t = X_{t-1} \beta_t + e_t, \quad e_t \sim N(0, h_t),$$

$$(2.3) \quad \beta_t = \beta_{t-1} + V_t, \quad V_t \sim N(0, Q),$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 (a_1 e_{t-1}^2 + a_2 e_{t-2}^2 + a_3 e_{t-3}^2 + a_4 e_{t-4}^2),$$

$$X_{t-1} = [1 \ \Delta \log ULC_{t-2} \ \Delta \log UPMER_{t-3} \ \Delta \log CG_{t-2} \ \Delta \log M2_{t-3} \ \Delta \log P_{t-1} \ \Delta \log CU_{t-2} \ EC_{t-1}].$$

단,  $V_t$ 는 벡터  $\beta_t$ 의 교란항으로 평균이 0이고 分散—共分散 行列이  $Q$ 인 정규분포를 따른다고 가정한다.

경제구조의 변화가 인플레이션 불확실성에 미치는 영향을 분석하기 위하여 Kalman Filtering을 사용하였는데[Chow(1984)], Kalman 방정식은 구체적으로 다음과 같다.

$$(2.4) \quad \Delta \log P_t = X_{t-1} \cdot \beta_t + \varepsilon_t,$$

$$(2.5) \quad S_t = X_{t-1} \Omega_{t/t-1} X_{t-1}' + h_t,$$

$$(2.6) \quad E_t \beta_{t+1} = E_{t-1} \beta_t + [\Omega_{t/t-1} X_{t-1}' S_t^{-1}] \varepsilon_t,$$

$$(2.7) \quad \Omega_{t+1/t} = [I - \Omega_{t/t-1} X_{t-1}' S_t^{-1} X_{t-1}] \Omega_{t/t-1} + Q,$$

$\Omega_{t/t-1}$ 은  $t-1$ 기까지의 정보가 주어졌을 때  $\beta_t$ 의 條件附分散—共分散 行列이다.

앞에서 논의한 바와 같이 인플레이션 불확실성을 구조적 측면과 비구조적 측면으로 구분할 수 있는데, 이는 식 (2.5)에 나타나 있다. 즉, 총인플레이션 불확실성  $S_t$ 는 불확실성의 특성에 따라  $X_{t-1}\beta_t$ 의 分散—共分散 行列로 대표되는 구조적 불확실성  $X_{t-1}\Omega_{t/t-1} X_{t-1}'$ 와 ARCH로 측정된 非構造的 불확실성  $h_t$ 의 합으로 분리하여 측정된다. 일견 모수  $\beta_t$  벡터의 변동만으로도 인플레이션 과정의 변동을 충분히 포착할 수 있을 것으로 보임에도 불구하고, ARCH 구조를 구별하여 포함시킨 이유는 다음과 같다.

인플레이션 변동은 경제변수의 構造的 변동 뿐만 아니라 그 이외의 원인, 예를 들어 정치적 환경, 국제경제 상황 등 非構造的 요인에 의해서도 발생할 수 있다. 즉, OPEC 회의의 진행하고 있는 것 자체가 인플레이션 불확실성의 결정에 기여할 수 있다. 이러한 비구조적 변동은 시간의 흐름에 따라 다양하게 발생하고 또 인플레이션 과정에 任意的(random)인 영향을 주므로, 그 영향을 무시할 경우 추정모형의 設定誤謬(misspecification)문제가 발생하게 된다. 따라서 이들 非構造的 원인들에 의한 인플레이션 불확실성을 교란항의 분산으로 측정하기 위하여 ARCH 구조를 포함시켰는데 이와 같이 TVP 구조와 ARCH 구조를 포괄하는 식 (2.5)는 인플레이션에 構造的 불확실성이 없다면 총불확실성이 ARCH 구조의  $h_t$ 에 의해서만 측정됨을 뜻하게 된다.

식 (2.6)과 (2.7)은 인플레이션과 설명변수들에 관한 새로운 정보가 주어짐에 따라  $\beta_t$ 의 條件附分布가 시간의 흐름에 따라 어떻게 변화되는지를 보여주고 있다. 특히 식 (2.6)은 경제주체가  $\beta_t$ 의 추정치를 새롭게 수정하는 데 인플레이션의 오차를 어떻게 이용하는지를 보여주고 있다. 母數를 고정시킨 식 (2.1)의 경우 時系列의 전추정기간을 동시에 사용하여 母數를 추정하는 데 반해, Kalman Filtering방법은 인플레이션을 예측하는 데 每期마다 그 당시까지 이용가능한 자료만을 사용한다는 점이 식 (2.1)과 다른 중요한 차이점이다.

$\beta_i$ 의 추정에 있어 Engle and Watson(1985)은, 경제주체가 새로운 정보를 획득 했을때에 만 자신들의 추정을 조정하는 構造的 변화의 경우 時間變動回歸係數에 단위근을 사용하는 것이 바람직하다고 제안한바 있는데, 본 연구에서도 다음의 연구 Engle and Watson(1985), Kim and Nelson(1989), Evans(1991) 등의 방법론을 따라  $\beta_i$ 가 랜덤워크(random walk) 모형을 따른다고 가정하였다. (7)

### 2.3. 인플레이션 不確實性的의 推定

TVP와 ARCH 구조를 포함한 식 (2.2)를 1970년 1/4분기~1991년 4/4분기의 우리나라 경제의 분기별 데이터를 사용하여 추정하였다. 전기대비 인플레이션율을 계산하기 위해 1985년 기준 消費者物價指數(CPI)를 사용하였다. 1970년대의 엄격한 공산품 가격규제로 인해 소비자물가지수가 경제의 가격흐름을 충분히 반영하지 못한다는 비판 때문에 消費者物價指數 대신 GNP 디플레이터를 고려하여 보았으나 추정결과에 있어 큰 차이를 보이지 않았다. (8)

우선 TVP와 ARCH 구조가 배제된 단순모형을 최소자승법으로 回歸分析하여 얻은 추정치와 추정치의 분산을  $\beta_i$ 와  $Q$ 의 초기치로 사용하여, 모형의 계수와 분산을 最尤推定法으로 추정하였다. 이 과정에서 Kim and Nelson(1989), Evans(1991) 등이 사용한 Kalman Filtering 기법을 식 (2.4)~(2.7)을 따라 적용하였는데, 모형의 추정결과는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \sigma_0 &= 0.006216(0.001082), \quad \sigma_1 = 0.000001(0.004299), \\ \sigma_2 &= 0.007788(0.012575), \quad \sigma_3 = 0.000001(0.048934), \\ \sigma_4 &= 0.018021(0.015659), \quad \sigma_5 = 0.379197(0.052082), \\ \sigma_6 &= 0.012692(0.033177), \quad \sigma_7 = 0.000001(0.038767), \\ \hat{\alpha}_0 &= 0.002632(0.0041187), \quad \hat{\alpha}_1 = 2.5 \times 10^{-8}(1.1 \times 10^{-5}), \\ \log \text{likelihood} &= -218.319665. \end{aligned}$$

단,  $\sigma_i$ 는 TVP구조 하에서 식(2.3)의 교란항의 분산  $Q$ 의 각 원소,  $\alpha_i$ 는 ARCH 구조의 추정치이며, 괄호 안의 숫자는 추정치의 표준오차이다.

위의 추정결과로부터 우리나라 인플레이션 불확실성에 대하여 다음의 결과를 도출할 수 있다. 첫째, TVP를 모형에 포함하게 되면 ARCH 구조가 크게 약화됨을 알 수 있다. (9) 즉,  $h_t$ 가 거의 전 표본기간에 걸쳐 0.0026의 일정한 상수값으로 추정되어 더 이상 의미 있는

(7) Evans(1991)는 인플레이션 과정이 단위근을 가지므로  $\beta_i$ 도 단위근을 가질 것이라고 주장하였다.

(8) 1980년대에는 공산품 가격규제가 상대적으로 완화되어 70년대와 80년대의 물가지수가 상이한 특성을 보일 것으로 예상되어 더미변수를 포함할 수도 있으나, 이러한 구조적 변화가 TVP에 이미 고려되어 있어 더미변수를 고려할 필요가 없다.

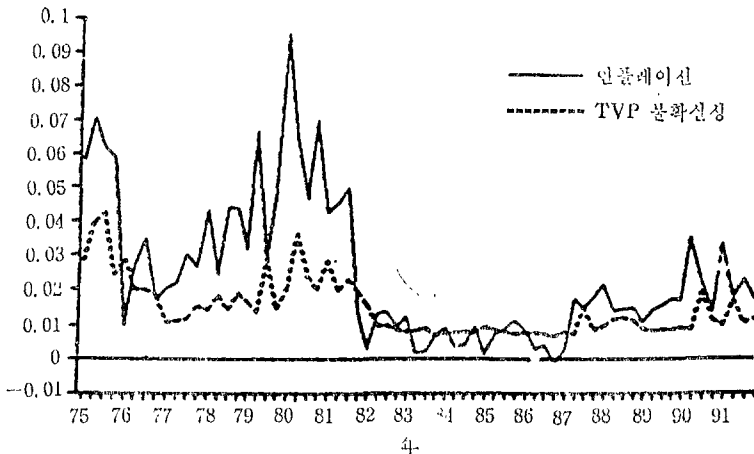
(9) 엄밀한 판정을 위해 ARCH 구조를 검정하여야 하나, 시계열자료를 살펴볼 때  $h_t$ 가 거의 일정한 상수임을 알 수 있어 이에 대한 검정을 생략하였다.

ARCH의 특성을 갖지 않는다. 다시 말해서, 우리나라의 경우 인플레이션 불확실성은 주로 경제의 構造的인 원인으로 인해 발생하고 있음을 짐작할 수 있다. 둘째, 인플레이션 時差變數의 母數의 分散이 매우 크다( $\sigma_6=0.37919$ ). 따라서 인플레이션 자체의 변동도 時差를 두고 불확실성에 큰 영향을 미침을 알 수 있다. 셋째, 여러 변수중 時差項을 제외하면  $M2$ 의 母數의 分散이 가장 큰 것으로 나타나, 인플레이션의 불확실성에 상당한 몫을 차지하고 있다는 점이다.

각기 다른 원인에 의한 인플레이션 불확실성들이 이러한 巨視經濟變數에 미치는 영향을 비교 분석하고자 불확실성을 원인별로 다음과 같이 세분하였다.

첫째, 構造的(systematic) 불확실성과 非構造的(non-systematic) 불확실성, 둘째, 構造的 불확실성을 세분하여 수요측면의 불확실성과 공급측면의 不確實性, 셋째, 수요측면의 불확실성중 주요 정책변수인 通貨量供給에 따른 불확실성이 그것이다. 構造的 불확실성과 非構造的 불확실성은 식(2.5)에 의해 분리 추정하도록 설정되어 있어, Kalman Filtering 과정에 의해 추정된다. 한편, 콜레스키 分解方法(Cholesky decomposition)에 의해 구조적 불확실성, 즉 分散一共分散行列  $X_{t-1} \Omega_{t/t-1} X_{t-1}'$ 을 각 변수별로 분해하였고<sup>(10)</sup>, 수요측면과 공급측면에 해당하는 변수들끼리 각 변수별로 분해된 분산을 다시 부분적으로 통합하여 이를 수요측면의 불확실성, 공급측면의 불확실성으로 정의하였다.

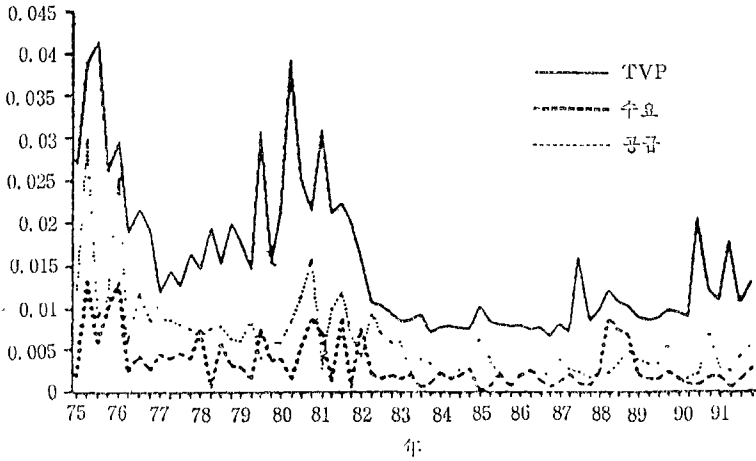
위와 같은 방법으로 측정된 다양한 불확실성들의 時系列 特性은 <그림 1>과 <그림 2>에



<그림 1> 인플레이션과 TVP 不確實性

(10) 콜레스키 분해의 방법은 분해의 결과가 변수간의 상관관계가 클 경우 변수들의 순서(ordering)에 의해 영향을 받을 수 있다. 따라서 다양한 순서로 분해하여 보았으나 결과에 있어 큰 차이가 나지 않았다.





〈그림 2〉 構造的 不確實性

나타나 있다. 먼저 〈그림 1〉은 계절조정된 인플레이션과 構造的 불확실성(TVP)의 움직임을 보이고 있는데 다음과 같은 중요한 특징을 발견할 수 있다.

첫째, 인플레이션이 높으면 構造的 불확실성도 높아진다. 이는 프리드만의 첫번째 가설이 우리나라에서도 적용됨을 시사하는데, 이 가설에 대한 분석이 본 연구의 주요 연구목적이 아니어서 두 변수간의 관계를 명확히 밝히지는 않았으나 대략적으로 朴東淳(1991)의 연구결과와 일치하는 것으로 나타났다. 나아가서 두 변수간의 동학적 움직임 사이에는 1~2분기의 시차가 있음을 알 수 있다. 즉 今期에 인플레이션이 높아지면 1~2분기 후에 인플레이션 불확실성이 커진다는 것으로서, 構造的 불확실성이 인플레이션 움직임에 따라 비교적 신속하게 반응함을 보여주고 있다.

둘째, 構造的 불확실성은 70년대중 대체로 높았으며 80년대 초반까지 높은 불확실성이 지속된 것으로 나타났다. 특히, 불확실성이 1975년과 1980년대 초반에 현저하게 높은 것은 석유파동으로 초래된 전반적인 불안정을 반영하는 것이다. 반면 80년대 대부분의 기간 동안 構造的 불확실성이 상당히 작게 나타나는데, 이는 80년대 정부의 物價安定化政策이 주효하여 인플레이션 불확실성이 축소된 데 기인한다.

한편, 〈그림 2〉는 구조적 불확실성을 원인별로 분해한 결과를 나타낸 것이다. 70년대에는 수요측면의 불확실성이 構造的 불확실성의 큰 몫을 차지하였으나, 80년대에 들어서는 이러한 현상이 다소 약화되었다. 다시 말해서, 需要側面의 불확실성이 供給側面 불확실성보다는 여전히 크지만 그 차이는 현격히 줄어든 것을 알 수 있다. 이러한 결과는, 경제성장을 정책의 최우선 목표로 추진했던 70년대와 철저한 需要管理政策을 통하여 物價安定政

策을 추구한 80년대 중반의 경제정책의 성과를 각각 단적으로 보여주고 있다 하겠다.

### 3. 인플레이션 不確實性和 實物經濟

인플레이션 방정식에 의하여 추정한 인플레이션 불확실성은 다양한 형태의 요인에 의한 결과들이 복합된 것이다. 다양한 원인에 의한 불확실성들이 경제에 어떠한 영향을 미치고 서로 어떻게 다른 영향을 미치는지를 이해할 수 있다면, 우리나라의 경제구조를 파악하는데 기여하고 나아가 경제정책을 운용하는 데 도움이 될 수 있을 것이다. 이를 위하여 인플레이션 불확실성과 주요 巨視經濟變數들을 포함한 벡터自己回歸模型(VAR)을 구성하였다. VAR모형은 몇 가지 제약이 있음에도 불구하고[Cooley and LeRoy(1985)] 특별한 경제이론에 근거하지 않고 각 경제변수의 동학적 움직임을 잘 설명할 수 있다는 점에서 매우 유용하게 사용되고 있다.

VAR모형에 포함될 巨視經濟變數는 실질 GNP( $y$ ), 실질이자율( $r$ ) 그리고 총실질투자( $I$ )이다. 이자율은 사채시장 이자율을 전년 同期 대비 인플레이션으로 차감하여 實質利率로 변환하였고, 모든 변수는 EZX-11에 의해 계절조정되었다.

#### 3.1. 單位根 檢定과 共積分 檢定

인플레이션 불확실성과 巨視經濟變數로 구성된 VAR모형을 사용하기에 앞서 고려하여야 할 점이 있는데, 이는 單位根(unit root)의 존재와 共積分(cointegration)의 존재이다. 경제변수에 대한 단위근의 문제는 Nelson and Plosser(1982)에서 제기되었는데, 일반적으로 不安定時系列은 단위근을 가진다고 정의된다. 경제변수에 단위근이 존재하면 일반적인 VAR모형에 의한 추정치가 비표준적 접근분포(nonstandard asymptotic distribution)를 따르고, 그 결과  $t$ 통계량 등이 의미가 없게 된다.<sup>(11)</sup> 이렇게 경제변수에 단위근이 존재할 경우 이를 1차 차분하면 安定的 時系列로 변환시킬 수 있어 위와 같은 문제점을 회피할 수 있다. 그러나 개별 변수들이 단위근을 가지더라도 이들의 선형결합 결과 잔차항이 안정적이 되어 이들 경제변수간에 共積分이 존재하면 1차 차분된 변수로만 구성된 VAR모형은 중요한 장기적 정보를 상실하게 될 우려가 있다[Engle and Granger(1987)].

따라서 본 연구에서는 VAR에 포함될 변수들의 單位根 여부와 共積分의 존재를 분석하였다.

(11) 우리나라 경제의 거시경제변수에 대해, Choi(1991)는 대부분의 거시경제변수에 단위근이 존재함을 보였다[全聖寅(1992)에서 재인용].

## 3.1.1. 單位根과 共積分 檢定

巨視經濟變數와 다양한 인플레이션 불확실성들에 대한 단위근의 존재를 검정하기 위하여 ADF(augmented Dickey-Fuller)검정법을 사용하였다. ADF 검정결과는 1차 차분항의 차수( $k$ )에 의해 민감하게 나타나므로, 개별 자료의 특성을 무시하고 일률적으로  $k$ 를 고정시키는 것은 잘못된 검정결과를 초래할 수 있다. 본 연구에서는 Hall(1990)과 Campbell and Peron(1991)에서 권장된 바와 같이<sup>(12)</sup> 사전적으로 시차수를 충분히 길게 잡은 후 마지막 시차 차분항이 유의적인가를 검정하여 최종시차 차분항이 유의해질 때까지 시차수를 줄여나가는 방법을 사용하였다. 單位根 檢定結果는 <表 1>에 나타나 있다.

&lt;表 1&gt; 單位根 檢定結果

	巨視經濟變數			不 確 實 性			
	GNP( $y$ )	利率率( $r$ )	投資( $I$ )	TVP	需要側面	供給側面	通貨量
상수항	-0.10	-2.67	-3.0	-1.72	-2.89*	-3.82**	-7.57**
추세포함	-1.74	-3.02	-2.37	-2.36	-4.75**	-8.14**	-8.21**
$k$	1	4	0	1	1 <sup>+</sup>	1	0

註: 1)  $H_0$ : 해당변수에 단위근이 존재한다.

2) \* 5% 수준, \*\* 1% 수준에서 유의함.

3) + 상수항을 포함한 경우  $k=1$ 이고 추세를 포함한 경우  $k=0$ 임.

<表 1>에서 보듯이, 분석대상인 巨視經濟變數들이 모두 단위근을 가진다는 가설을 기각할 수 없다. 그러나 불확실성 변수의 경우는 불확실성의 내용에 따라 상이한 결과를 보인다. 모든 構造的 불확실성을 총체적으로 나타내는 TVP 불확실성의 경우 단위근의 존재를 기각할 수 없으나, 공급측면 불확실성과 통화량 불확실성의 경우에는 단위근의 존재를 강하게 기각할 수 있다. 다만 수요측면 불확실성을 살펴보면 상수항만을 포함했을 때 단위근의 존재를 유의수준 5%에서 기각할 수 있는데 비해, 추세를 포함한 경우에는 유의수준 1%에서도 단위근의 존재를 기각할 수 있다. 需要側面 불확실성에 대한 결론은 供給側面과 통화량 불확실성만큼 확정적으로 내릴 수는 없으나, 모형에 포함된 추세치가 유의한 것으로 나타나, 본 연구에서는 추세를 포함한 경우의 검정결과에 따라 需要側面에 단위근이 없다고 판정하기로 한다.<sup>(13)</sup>

위에서 실시한 단위근 검정에 의하면 巨視經濟變數( $y, r, I$ )는 하나의 단위근을 가지고 있

(12) 金亮宇(1992)에서 재인용.

(13)  $R^2$ 과  $Q$  통계량 등을 기준으로 할 때 추세를 포함한 경우가 상수항만을 포함한 경우보다 우월한 것으로 나타나, 수요측면 불확실성에 대해 추세를 포함한 경우를 기준으로 판정한 것을 뒷받침해주고 있다.

〈表 2〉  $y, r, I$ 에 대한 共積分 檢定結果

$P-r$ 귀무가설	$\lambda_{\max}$	$\lambda_{\max}$ 임계치		trace	trace 임계치	
	통계량	95%	90%	통계량	95%	90%
1 $r \leq 2$	0.05	8.08	6.69	0.05	8.08	6.69
2 $r \leq 1$	7.18	14.60	12.78	7.23	17.84	15.56
3 $r = 0$	10.40	21.28	18.96	17.63	31.26	28.44

〈表 3〉 TVP,  $y, r, I$ 에 대한 共積分 檢定結果

$P-r$ 귀무가설	$\lambda_{\max}$	$\lambda_{\max}$ 임계치		tracc	tracc 임계치	
	통계량	95%	90%	통계량	95%	90%
1 $r \leq 3$	0.394	8.08	6.69	0.394	8.08	6.69
2 $r \leq 2$	9.47	14.60	12.78	9.87	17.84	15.56
3 $r = 1$	13.46	21.28	18.96	23.33	31.26	28.44
4 $r = 0$	18.60	27.34	24.92	41.93	48.42	45.25

는 I(1) 時系列임이 판명되었고 불확실성의 측정변수중 TVP 불확실성만이 I(1), 나머지 불확실성변수는 I(0)임을 알 수 있었다. 巨視經濟變數( $y, r, I$ )와 다양한 원인에 의한 인플레이션 불확실성들이 共積分되어 있는지를 검정하기 위해, 본 연구에서는 Johansen(1988, 1991) 기법을 이용하였다.

Johansen 기법은 근본적으로 ADF 기법을 다변수로 확장한 것이라고 볼 수 있다. VAR 모형에서 만일 共積分 관계가 존재한다면 소위 誤差修正模型(error correction term)이 존재하게 되고, 이 오차수정항은 수준변수의 과거값으로 대체해서 마치 벡터형식으로 된 ADF 검정 형식으로 표현할 수 있다. 공적분 관계가 존재한다면 이 때의 계수행렬은 특이행렬(singular matrix)이 되고 이 계수행렬 내의 선형독립인 벡터수가 곧 선형독립인 共積分벡터의 개수가 된다.<sup>(14)</sup> 巨視經濟變數를 고려할 경우에는 TVP가 I(1)이므로 공적분 검정에 포함하였으나, 그 외의 불확실성 변수는 I(0)로서 안정적인 변수이므로 공적분 검정에서 제외 한 후 巨視經濟變數만으로 검정을 하였다. 물론 I(0)변수를 공적분 검정에 포함하여도 문제는 없으나, 단지 차분변수항 계수행렬의 rank만 증가시킬 뿐이고 모형의 안정성에 영향을 미치지 않으므로 I(0) 변수인 불확실성 변수를 제외하였다. 共積分 檢定結果는 〈表 2〉

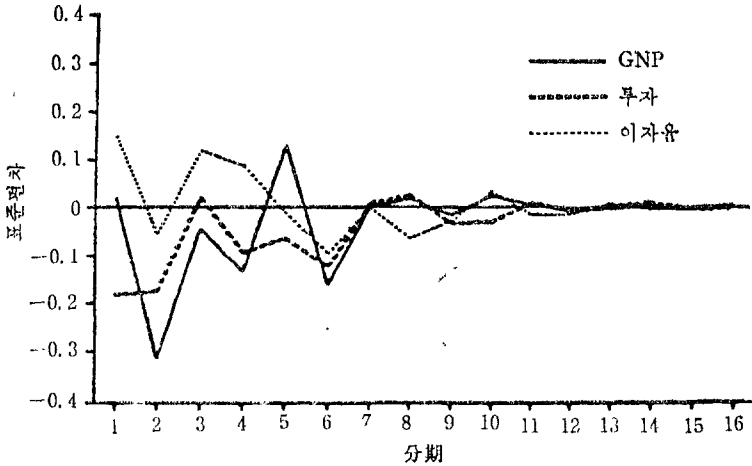
(14)  $P$ 개의 I(1)변수가 있을 경우  $r$ 개의 공적분벡터가 존재한다면 나머지  $P-r$ 개의 벡터는 공동추세(common trend)를 보인다고 할 수 있다. 또 다른 공적분 검정기법인 Stock and Watson 기법은 주성분분석(principal component analysis)을 이용하여  $P-r$  개의 공동추세가 존재한다는 귀무가설 하에서 공동추세를 먼저 추정하고 나아가서 추정된 각 공동추세계열이 공적분 관계를 가지는가를 검정하는데 공동추세의 개수가 결정되면 공적분 계수  $r$ 을 사후적으로 결정한다.

와 <表 3>에 요약되어 있다.

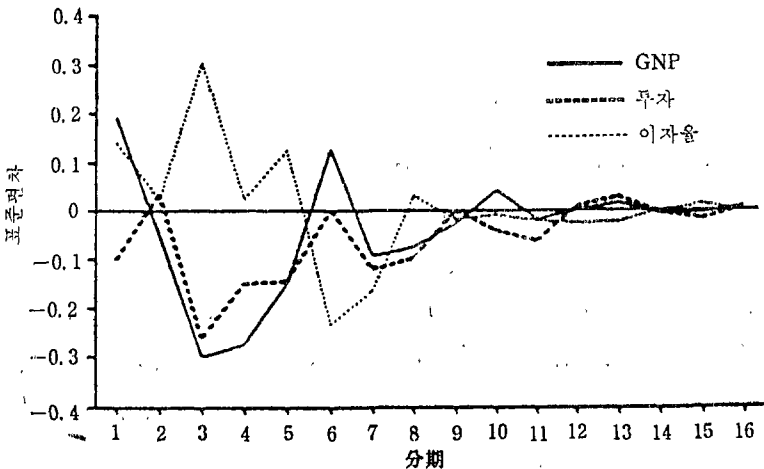
<表 2>와 <表 3>에서 보듯이, 두 경우 모두 共積分의 존재를 강하게 기각하고 있다. 따라서, VAR 모형에서 변수를 고려함에 있어 로그를 취한 차분변수만으로도 모형 자체가 안정적이기 때문에 共積分을 고려할 필요가 없다.

3.2. 인플레이션 不確實성이 實物經濟에 미치는 影響

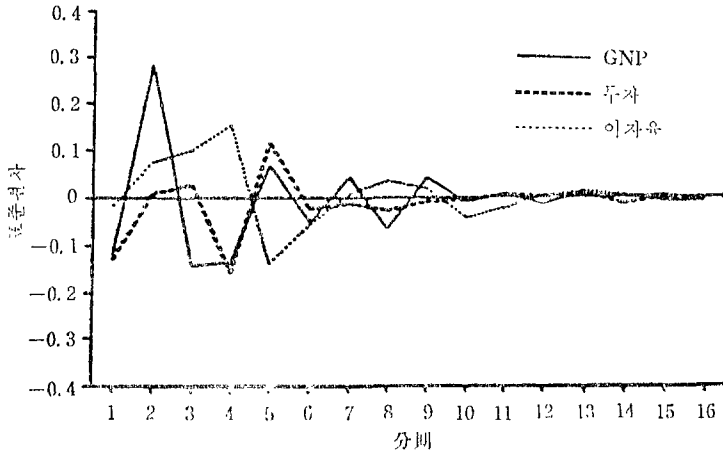
다양한 원인에 의한 인플레이션 불확실성(TVP, 需要側面에 의한 불확실성, 供給側面에 의한 불확실성, 통화량에 의한 불확실성, 이하 인플레이션 불확실성을 총칭하는 경우 U로 대신함)들이 선택된 巨視經濟變數에 어떠한 영향을 미치는지 알아 보기 위하여 각각의 U



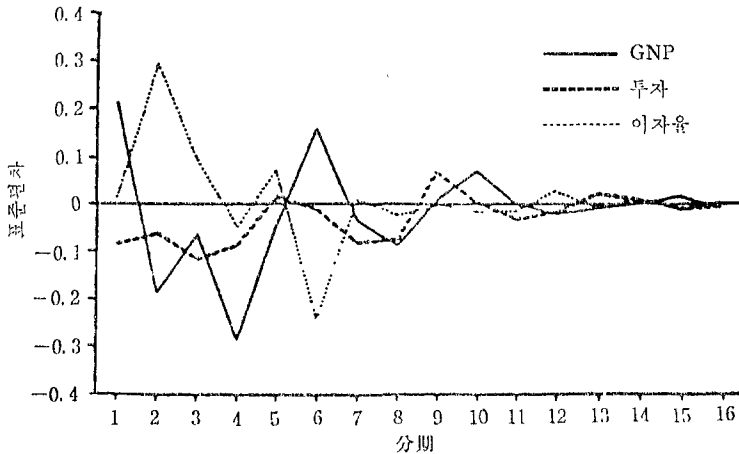
<그림 3> TVP 不確實성에 대한 反應(變化率)



<그림 4> 需要側面 不確實성에 대한 反應(變化率)



<그림 5> 供給側面 不確實性에 대한 反應(變化率)



<그림 6> M2 變化에 기인한 不確實性에 대한 反應(變化率)

에 대해 4개의 (U, y, r, I)의 VAR 모형을 구성하였다. (15) 각 변수는 로그를 취한 후 차분한 것으로서 변화율의 의미를 나타내고 있다.

불확실성이 경제에 미치는 영향을 분석하기 위해 衝擊反應分析을 시도하였는데 각 불확실성이 巨視經濟變數 y, r, I에 미치는 영향의 시간경로는 <그림 3>~<그림 6>에 요약되어 있다. 본 연구에서 구성한 VAR 모형의 변수들이 변화율로 측정된 것이어서, 衝擊反應分析을 위하여 유도된 移動平均係數(moving average coefficients)도 변화율의 의미를 나타내므로 4개의 그림은 각 변수들의 변화율의 시간적 경로를 나타낸 것이라 할 수 있다. 그러나

(15) VAR에 의한 동학분석은 변수의 순서에 의해 영향을 받을 수 있어 여러 가지 순서를 고려하였으나, 결과에 있어 큰 차이가 없었다.

변수의 반응경로를 변화율로 나타내면 각 충격이 경제변수에 미치는 영향의 크기와 이 영향의 시간에 따른 변화를 직접 이해하기가 쉽지 않기 때문에 이해를 돕기 위하여 변화율로 나타낸 영향을 누적함으로써 경제변수의 수준에 미치는 영향으로 변환하여 <그림 7>~<그림 12>에 재정리하였다. 따라서, 이하에서는 변수의 수준으로 평가된 경제변수의 반응과 그 크기를 설명할 것이다.<sup>(16)</sup>

### 3.2.1. 多様な 構造的(systematic) 原因에 의한 不確實性的 影響

우선 인플레이션 불확실성의 종류에 관계없이, 인플레이션 불확실성이 증가하면 實質 GNP와 投資는 감소하나, 實質利率은 상승하는 것으로 나타난다<sup>(17)</sup>(<그림 7>~<그림 9>를 참조). 인플레이션 불확실성이 증가하면 資源配分이 왜곡되어 경제의 산출, 즉 실질 GNP가 감소하게 되는데, 이와 같은 우리나라의 실질 GNP의 반응은 매우 전형적인 결과라 할 수 있다. 한편, 投資가 감소하게 되는 경로는 다음과 같이 이해할 수 있다. 投資는 자본스톡의 급격한 변화에 따른 조정비용이 막대하고 資本財의 완성에 상당한 기간이 필요한 경제행위이므로[Kydland and Prescott(1982)] 投資를 결정할 때 다른 경제행위보다 더 장기간에 걸친 미래예측에 의존하게 된다. 이 때 경제주체가 위험기피적이라면 예측뿐만 아니라 미래상황에 대한 불확실성도 매우 중요한 변수로서 고려된다. 따라서, 인플레이션 불확실성이 증가하면 위험기피적 경제주체는 投資를 감소시킬 것이다. 또 Cukierman(1980)은 투자자가 비록 위험중립적이라고 하여도 불확실성이 증가하면 투자자가 더 많은 정보를 획득할 때까지 기다리는 것이 더 이익이 되므로 投資決定을 지연시키게 되고, 따라서 投資水準은 감소한다고 주장하였다.

위와 같은 實質 GNP와 投資에 관한 실증분석 결과는 미국 및 남미경제 등을 분석한 기존의 연구결과와 대체로 일치하는 것으로서[Zarnowitz and Lambros(1987), Blejer and Liederman(1980), Cukierman(1980), Driver and Moreton(1991)], 우리나라에서도 프리드만의 제 2 가설이 성립함을 보여주고 있다.

그러나 利率의 경우 종전의 실증분석들은 상반된 결과를 보고하고 있다. 불확실성이 증가하면, 利率이 상승할 수 있지만[Levi and Makin(1980), Brenner and Landskroner(1983)], 그 반대로 이자율이 하락할 수도 있다는 것이다[Zarnowitz and Lambros(1987)].

(16) 추정된 불확실성 변수의 추정형태가 충격반응분석의 결과에 영향을 미칠 수 있기 때문에 불확실성 변수에 로그 또는 제곱근을 취하여 변수를 변형하여 보았으나 결과에 큰 영향을 미치지 않았다.

(17) 후술하겠지만, 경제변수들에 미치는 영향의 방향은 불확실성의 종류에 관계없이 거의 같다. 그러나 그 크기와 반응의 시차는 불확실성의 종류에 따라 다르게 나타난다.

우리나라 경제의 경우 이자율이 상승하는 것으로 나타났는데 이는 여러 가지 측면에서 해석될 수 있다.

비록 인플레이션 불확실성의 증가에 따라 投資가 감소하여 資金需要가 감소하고 그 결과 이자율 하락효과가 있지만, 貯蓄心理가 인플레이션 불확실성에 더 민감하게 반응함으로써 投資減少로 인한 資金需要 감소보다 貯蓄減少로 인한 資金供給 감소폭이 크기 때문에 이자율이 상승하는 것으로 이해할 수 있다. 또는 이자율 상승반응을 다음과 같이 해석할 수도 있다. 인플레이션 불확실성과 인플레이션 수준간에 양의 관계가 있다면<sup>(18)</sup> 단기적으로 名目利子率이 불변이라는 전제 하에 인플레이션 불확실성의 증가로 인한 實質利子率의 하락효과가 있게 된다. 그러나 경제주체의 위험기피도가 높다면 인플레이션 불확실성이 발생했을 때 이를 보전하기 위한 危險割増(risk premium)의 크기도 커질 것이고 따라서 이자율을 상승시키는 효과가 있게 된다. 그러므로 이러한 상반된 두 효과를 고려하였을 때, 우리나라의 경우 경제주체들의 위험기피도가 매우 높아 利子率 상승효과가 이자율 하락효과를 압도하기 때문에 결국 이자율이 상승하는 것으로 이해할 수 있다.<sup>(19)</sup> 이 밖에 利子率의 상승반응을 경제주체의 資產選擇行爲와 관련하여 설명할 수도 있다. 인플레이션 과정이 불확실해지면, 위험기피적 경제주체들은 불확실한 물가의 움직임으로부터 자신들이 소유한 富(wealth)의 가치를 보호하고자 不動產 등 實質價値로 평가된 資產을 선호할 것이다. 따라서, 貨幣需要가 단기적으로 급증하고, 그 결과 이자율이 큰 폭으로 상승할 것으로 기대할 수 있다. 한편, 이를 다음과 같이 설명할 수도 있다. 기존의 연구와 본 연구에서 보였듯이 인플레이션 불확실성과 인플레이션이 正의 관계를 갖기 때문에 인플레이션 불확실성은 당연히 높은 期待인플레이션을 형성하게 될 것이고, 따라서 피셔(Fisher)가설에 의해 명목금리가 오르고 事前的 實質金利도 상승할 뿐만 아니라 통화정책의 公示效果에 의해서도 實質金利 상승이 촉진될 수도 있기 때문에 궁극적으로 불확실성은 이자율 상승효과를 갖게 된다.<sup>(20)</sup>

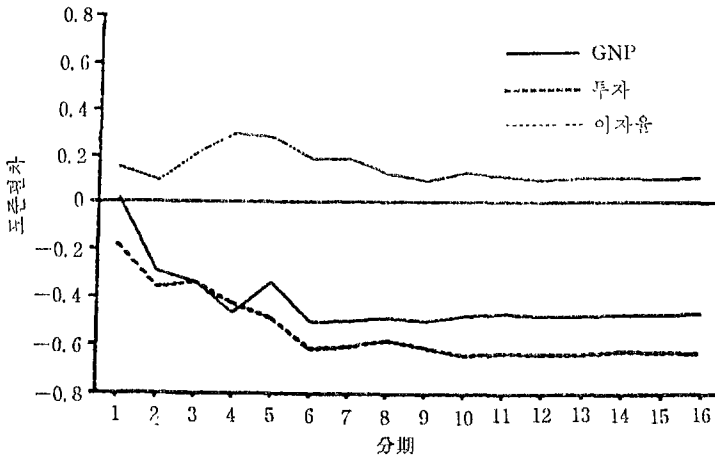
이제 인플레이션 불확실성의 증가에 따른 巨視經濟變數들의 반응경로를 각 불확실성의 원인별로 살펴보면 다음과 같다. 먼저 構造的 불확실성을 총체적으로 나타내는 TVP 불확

(18) 인플레이션과 인플레이션 불확실성간의 관계 규명이 본 연구의 주된 분석대상이 아니기 때문에 두 변수간의 구체적인 관계는 알 수 없으나, 두 변수간에 양의 관계가 존재한다는 기존의 연구 결과에 의거하여 인플레이션 불확실성이 증가할 때 인플레이션도 증가한다고 이해할 수 있다.

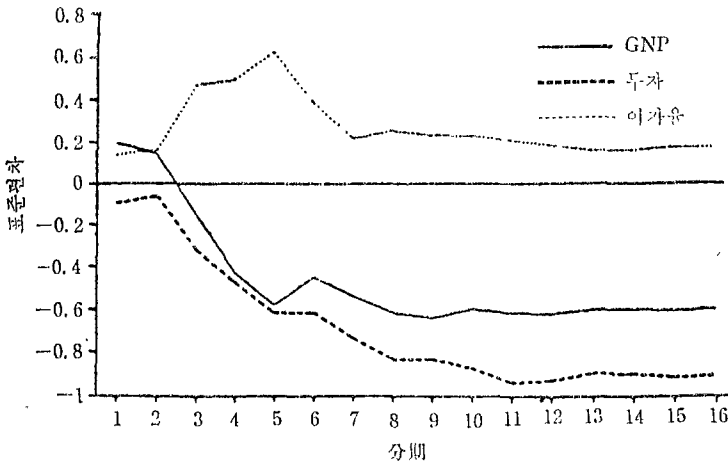
(19) 본 연구에서 이자율 변수로서 사채시장이자율을 사용하여 위험할증이 더욱 크게 나타날 수도 있다는 가능성 때문에 회사채수익률을 시도하였으나 변화의 크기만 다소 작아졌을 뿐 변화의 방향은 변화되지 않았다.

(20) 어느 해석이 우리나라 경제에 가장 적합한지 그리고 어느 요인이 이자율 상승에 결정적인 영향을 미치는지를 확인하기 위해서는 각 가설 또는 해석에 적합한 이론적인 모형구성이 우선되어야 하는데, 이는 본 연구의 범주를 벗어나기 때문에 이 분야에 대한 앞으로의 연구가 요망된다.





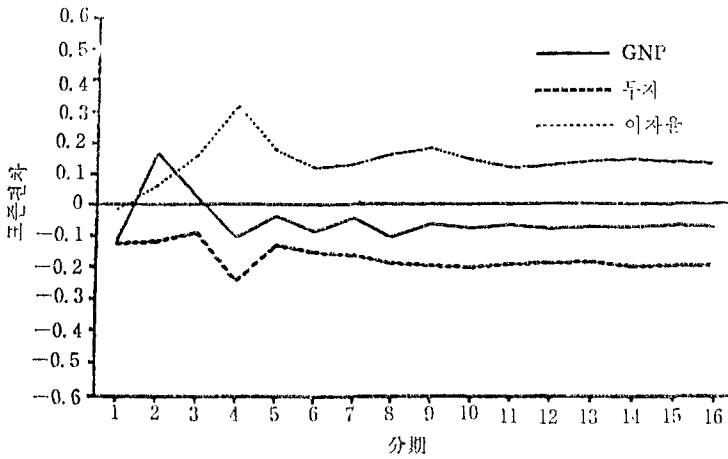
〈그림 7〉 TVP 不確實性에 대한 反應(水準)



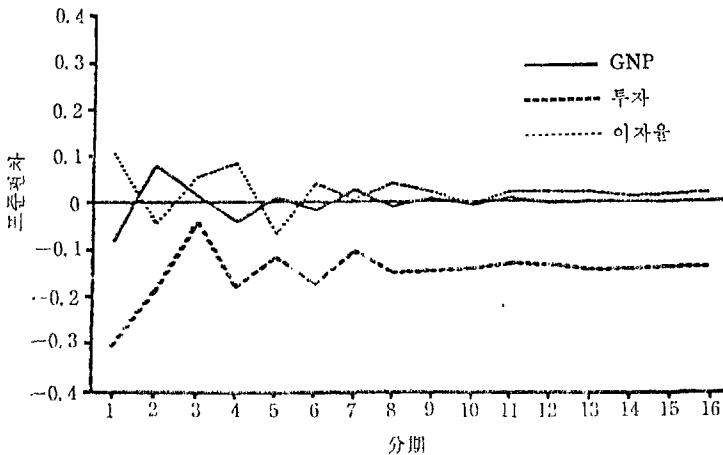
〈그림 8〉 需要側面 不確實性에 대한 反應(水準)

실성의 경우(〈그림 7〉), 投資와 實質 GNP가 모두 1 분기 후부터 신속한 반응을 보이고, 장기적으로도 매우 큰 폭으로 감소한다. 한편, 이자율은 전반적으로 상승하지만 반응의 크기는 상대적으로 크지 않다. 게다가 초기 1~2 분기 동안 반응이 지연되고 있음을 알 수 있다.

인플레이션 불확실성을 需要側面의 불확실성과 供給側面 불확실성으로 세분한 결과는 〈그림 8〉과 〈그림 9〉에 나타나 있다. 두 경우 모두 불확실성에 반응하는 전반적인 거시경제의 움직임은 TVP 충격의 경우와 비교하여 방향은 유사하나 시간적 경로의 크기는 다르게 나타난다. 특히할 사항은, 우리나라의 巨視經濟變數가 需要側面의 불확실성에 대단히 민감하다는 것이다. 즉, 實質 GNP와 投資의 경우 비록 초기반응은 미미하게 나타나지만 장기적으로는 상당히 큰 폭으로 위축되고 이자율도 매우 크게 상승하여, 거시경제변수의



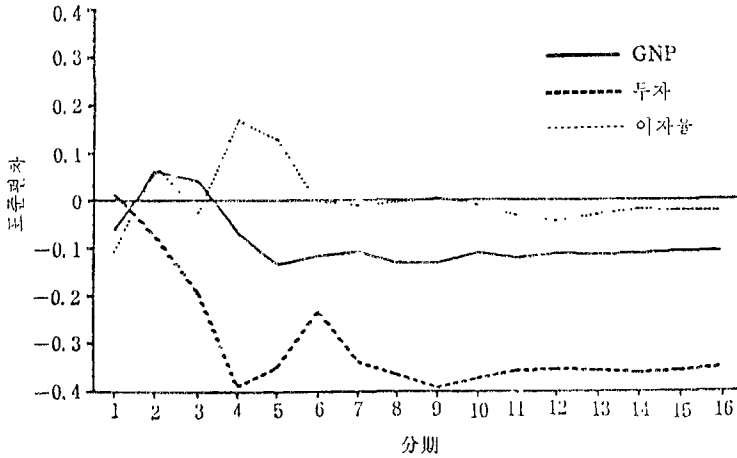
〈그림 9〉 供給側面 不確實性에 대한 反應(水準)



〈그림 10〉 ULC 變化에 기인한 不確實性에 대한 反應(水準)

움직임에 대한 需要側面 불확실성의 중요성을 보여주고 있다.

반면에 供給側面 불확실성이 수요측면 불확실성과 다른 점은, 實質 GNP가 공급측면 불확실성에 거의 반응하지 않는다는 것이다. 즉, 우리나라의 경우 공급측면의 움직임으로 인플레이션이 불확실해지더라도 GNP의 반응은 그리 크지 않음을 알 수 있다. 그 원인을 상세히 살펴보기 위하여 供給側面을 다시 單位勞動費用과 輸入單價로 구분하여 衝擊反應分析을 하여 보았다. 〈그림 10〉과 〈그림 11〉에서 알 수 있듯이 두 가지 불확실성에 대한 실물부문의 반응이 어느 경우나 모두 크지 않다. 그러나 單位勞動費用의 불확실성에 대한 實物部門의 반응이 輸入單價가 불확실해지는 경우보다 상대적으로 미미하게 나타남으로써 공급측면 불확실성에 대한 實質 GNP의 약한 반응은 주로 단위노동비용의 영향이 미약한 데



〈그림 11〉 UPMER 變化에 기인한 不確實性에 대한 反應(水準)

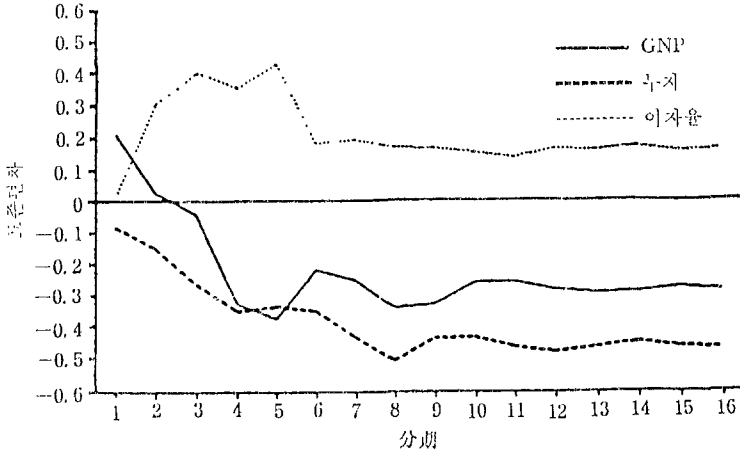
기인한다고 할 수 있다. 이와 같이 輸入單價의 영향이 상대적으로 큰 것은 우리 경제가 부존자원의 부족으로 인하여 주요 원자재를 해외에서 수입할 수밖에 없는 대외의존적 경제임을 감안할 때 당연한 결과로 이해될 수 있다.

한편 單位勞動費用으로부터의 인플레이션 불확실성에 대한 實質 GNP의 반응이 미미하게 나타나는 것은 대체로 다음 두 가지 원인에 의한 것이 아닌가 생각된다. 첫째, 單位勞動費用을 유도하는 데 사용된 변수들, 즉 賃金과 제조업체 雇傭에 대한 통계자료가 실제 시장여건을 적절히 반영하지 못할 수 있고, 둘째, 노조가 활성화되면서 勞動費用의 수준과 그 움직임이 경제 전반에 중요한 변수로 등장하기 시작한 것이 80년대 후반부터이기 때문에, 70년 1/4분기~91년 4/4분기를 대상으로 하는 본 연구의 추정기간 중에는 勞動費用 불확실성의 영향이 충분히 반영되지는 못했을 수도 있다는 점이다.<sup>(21)</sup>

### 3.2.2. 通貨量 變化에 기인된 不確實성과 政策的 舍意

인플레이션 불확실성을 야기하는 여러 가지 원인 중에서 통화량 변화로 인한 인플레이션 불확실성이 巨視經濟變數에 미치는 영향을 살펴보면 흥미있는 결과를 발견하게 된다. 〈그림 12〉에서 볼 수 있듯이, 實質 GNP, 投資, 이자율의 충격반응경로의 방향은 전반적으로 需要側面 불확실성의 경우와 유사하다. 즉, 통화량의 움직임 때문에 인플레이션이 불확실해지면, 實質 GNP의 경우 초기에는 그리 민감하지 않으나 전반적으로 크게 감소하고 있는 한편, 投資는 큰 폭으로 급격히 감소하고 利子率은 빠른 속도로, 그리고 상당히 큰 폭으로

(21) 만약 단위노동비용 불확실성의 원인이 두번째의 경우에 해당한다면 앞으로 시계열이 연장되어 80년대 후반 이후의 상황이 충분히 반영된다면 이러한 문제는 해결될 것이다.



〈그림 12〉 M2 變化에 기인한 不確實性에 대한 反應(水準)

상승하고 있다.

물론 이러한 경제의 일련의 반응은 다른 인플레이션 불확실성에 대한 충격반응분석의 경우에도 관측될 수 있으나, 다른 원인들에 기인한 불확실성의 충격으로 인하여 발생하는 반응과 비교하여 보면 通貨量 變化로 인한 불확실성에 충격이 가해질 경우의 반응이 대단히 큰 것을 쉽게 파악할 수 있다. 더구나 이자율의 반응속도를 비교하면 需要側面의 불확실성 충격의 경우보다도 오히려 빠르게 나타난다. 즉, 동일한 인플레이션 불확실성이라도 경제주체들은 통화량에 의한 인플레이션 불확실성의 움직임에 매우 민감하다는 것을 보여주고 있다. 따라서 통화량 변화로 인플레이션 불확실성이 발생하면 이자율이 신속하게 그리고 크게 상승하게 될 것이고, 利率率에 의해 영향을 받는 경제의 實物變數들이 연쇄적으로 위축되는 경우 이러한 연쇄적 효과가 누적되었을 때 그 전체적 효과는 상당히 심각할 것이다.

위의 결과는 다른 어느 경제변수들에 의한 인플레이션 불확실성보다 통화량 변화로 인한 불확실성이 實物經濟에 미치는 효과가 아주 크다는 것을 예시해 주고 있는데 이로부터 얻을 수 있는 정책적 시사점은 다음과 같이 요약될 수 있다. 인플레이션 불확실성이 통화적 요인 때문에 발생한다는 것은 통화량의 증가율이 불안정해지면 이와 연계된 인플레이션의 움직임도 역시 불안정해진다는 것을 의미한다.

정부가 通貨政策을 수행함에 있어, 實物經濟와 인플레이션 수준에 미치는 영향을 고려하여 통화량 증가율을 정책수행의 목표로 정하고 있음은 주지의 사실이다. 그렇다면 실물경제에 미치는 인플레이션 불확실성의 영향까지 감안했을 때 당국이 通貨政策을 수립함에 있어

어떠한 사항을 고려하여야 하는가?

첫째, 본 연구에서는 통화량 변화에 기인한 인플레이션 불확실성을 통화량 증가율이 인플레이션에 미치는 영향의 분산으로 측정하였다. 따라서 경제상황이 변화할 때 이에 대한 대응정책으로서 통화량 증가율을 지나치게 신속적으로 변화시키는 경우, 인플레이션 불확실성에 심각한 영향을 미칠 수 있고, 그 결과 實物經濟가 위축될 것임을 예상할 수 있다. 즉, 경제상황이 변화하였을 때 通貨量 增加率을 변화시키는 것이 경제문제의 한 가지 치유 방안일 수 있으나 이러한 대응요법을 자주 시도하면 그 결과 인플레이션 과정이 불확실해져서 實物經濟가 위축된다. 이러한 實物經濟에 대한 부정적 효과는 장기적이고 매우 크기 때문에 통화량 증가율을 자주 변화시키는 정책은 바람직하지 않다.

둘째, 당국이 적정 통화량 증가율 목표를 결정하고 이를 추진한다고 해도 실제 통화량 증가율이 통화량 증가율 목표치와 상당히 다를 경우 경제주체는 당국이 발표한 통화량 증가율 목표와 증가율 실적치와의 괴리 때문에 상당한 정도의 정책불신을 갖게될 것이고, 이러한 과정이 반복, 누적되면 경제주체가 체감하는 인플레이션 불확실성은 더욱 커지게 될 것이다.<sup>(22)</sup>

어떤 원인에 의해서든지, 金融部門의 원인에 의해 인플레이션이 불확실해지면, 實物部門이 즉시 그리고 크게 반응하는 가운데 위축된다는 것이다. 그러므로 通貨政策을 계획하고 수행함에 있어 적정한도 내에서 통화량 증가율을 유지하고, 아울러 급격한 그리고 빈번한 통화량 공급의 변화보다는 안정적인 통화량 증가율의 유지가 바람직하며, 경제의 통화량 증가율을 적절히 관리할 수 있는 메커니즘을 발전시켜 경제주체의 불안으로부터 발생하는 인플레이션 불확실성의 증폭효과를 차단하는 것이 요망된다 하겠다. 다시 말해서 通貨當局의 정책에 대한 예측가능성을 높여주는 것이 무엇보다도 필요하다고 할 것이다.

#### 4. 結 論

본 연구는 우리나라의 인플레이션 불확실성의 특성을 밝히고 同 불확실성이 實質 GNP, 利率率, 投資 등 主要 巨視經濟變數에 미치는 파급효과를 분석함으로써 그 정책적 시사점을 찾고자 하였다. 특히, 인플레이션 불확실성을 구조적인 부분과 비구조적인 부분으로 구분하고 構造的인 부분을 공급측면 및 주요 정책변수인 통화량의 변화 등 수요측면의 불확실

(22) 본 연구는 경험적인 분석에 의존하기 때문에 경제주체의 체감 불확실성을 분석할 수 없다. 체감 불확실성을 분석하기 위해서는 이론적인 모형과 실증적인 자료를 동시에 분석하여야 한다.

성으로 세분하여 추정하였다. 본고에서 채택한 실증분석모형은 선형적인(*a priori*) 어떤 이론적 가설에도 근거하지 않고 時間變動母數構造와 自己回歸條件附異分散構造를 동시에 감안한 새로운 계량분석기법을 이용하여 전적으로 경험적인 과정을 따랐다.

우리나라의 경우 인플레이션 불확실성의 특성 및 경제적 영향에 관하여 도출된 결론은 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 인플레이션 불확실성은 다분히 구조적인 요인으로 인하여 발생한다. 분석모형에서 인플레이션의 불확실성을 構造的인 불확실성(경제변수들의 변동에 의한 부분)과 非構造的인 불확실성(교란항의 변동에 의한 부분)으로 나누어 추정한 결과 교란항이 거의 일정한 값을 갖게 되어 비구조적 불확실성은 대부분 사라지고 구조적 불확실성이 인플레이션 불확실성을 대표하고 있음을 알 수 있다.

둘째, 인플레이션 불확실성이 증가하면 GNP와 투자가 크게 위축되고 이자율은 상승하는 것으로 나타났는데 이는 인플레이션 불확실성과 實物經濟變數간 움직임에 관한 프리드만의 제 2가설이 성립함을 시사한다. 특히 이자율이 상승하는 것은 경제주체의 위험기피로 인한 危險割増의 크기가 매우 크고, 아울러 불확실성 때문에 저축과 투자가 모두 감소하지만 資金供給의 위축폭이 資金需要의 감소폭보다 상대적으로 크기 때문이다.

셋째, 인플레이션 불확실성의 원인이 무엇인가에 따라 실물부문의 반응이 달라지는데, 특히 통화량 변화로 인한 불확실성이 實物經濟에 미치는 파급효과는 다른 원인에 의해 불확실성이 야기된 경우보다 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 同 분석에 따르면 통화량 증가율의 변동에 따라 인플레이션 불확실성이 높아지면, 實質 GNP와 投資는 상당히 큰 폭으로 감소하는 한편 이자율은 급격히 상승하였다. 이와 같이 주요 實物經濟變數들이 큰 폭으로 변동하는 것은 경제주체가 통화량 증가율의 변동 때문에 발생하는 인플레이션 불확실성에 대하여 신속하고 민감하게 반응하는 것으로 해석할 수 있다. 다시 말해서 인플레이션 불확실성이 통화량의 변동에 기인한 것이라면 같은 크기의 불확실성이라도 다른 요인에 의한 불확실성의 경우보다 實物部門의 반응이 크게 나타난다는 것이다. 통화량 변화로 인한 인플레이션 불확실성과 巨視經濟變數간의 관계가 밀접하다는 분석결과는 通貨政策 運用에 매우 중요한 시사점을 제시해 준다. 즉, 통화당국은 통화량 증가율을 경제에 불필요한 충격을 주지 않도록 안정적으로 유지함으로써 인플레이션 불확실성을 최소화하고, 궁극적으로 안정적인 경제성장을 추구하는 것이 바람직하다고 할 수 있을 것이다.

한편, 본 연구에서 다루지 못한 부분은 앞으로 지속적인 연구에 의해 확장, 분석되어야 하는데 이는 크게 두 가지로 요약할 수 있다. 우선, 본 연구에서의 인플레이션 불확실성에 대한 분석은 단기적 불확실성에 국한하고 있다. 그러나 경제현상은 短期的 불확실성뿐만

아니라 長期的 불확실성에도 민감한 반응을 보일 수 있다[Evans(1991)]. 그러므로 長期的 인플레이션 불확실성을 정의하고 측정하여 實物經濟와의 관계를 분석하는 것이 필요하다. 아울러, 본 연구에서는 여러 가지 원인에 의한 불확실성과 실물경제의 관계를 규명하는 것이 일차적인 목적이었기 때문에 실증적으로 추정한 인플레이션 불확실성과 다른 변수들의 움직임만을 고려하였다. 그러나 실증분석에서도 나타난 바와 같이 우리나라 인플레이션 불확실성의 주요 원인인 통화량 증가율의 실적치가 정부의 정책목표에 비하여 변동폭이 클 경우 경제주체가 실제로 느끼는 불확실성의 정도는 더욱 커질 것이다. 이 경우에는 통화량 변화에 기인한 인플레이션 불확실성을 객관적인 통화량 변화에 의한 부분과 경제주체의 주관적인 체감에 의한 부분으로 구분하여 어느 요인이 더욱 중요한가를 분석할 필요가 있다. 그러나 이러한 분석은 이론적인 모형을 먼저 구성한 후 실증적 분석을 동시에 병행하여야만 이루어질 수 있는데 이에 대한 종합적인 분석은 상당한 추가작업이 필요하기 때문에 앞으로 연구되어야 할 과제로 남겨둔다.

忠南大學校 經濟學科 助教授

305-764 대전 유성구 공동 220

전화 : (042)821-5591

팩시 : (042)823-5359

韓國銀行 金融經濟研究所

110-794 서울 중구 남대문로 3가 110

전화 : (02)759-5189

팩시 : (02)752-0946

## 〈附 錄〉

사용된 변수의 내용은 다음과 같다.

$$CG = \text{소비} / \text{소득} = CP / GNP$$

단, GNP = 국민총생산(1985가격기준, 10억원)

CP = 민간소비(1985가격기준, 단위 : 10억원)

CPI = 소비자물가지수(1985=100 기준)

CU = 설비가동률(완전설비가동률=1.0 기준)

DEF = GNP 디플레이터(1985=1.0 기준)

I = 총고정자본형성(1985가격기준, 단위 : 10억원)

$M2$ =총동화(단위: 10억원)

$r$ =사채시장이자율(年率)

$ULC$ =단위노동비용= $WAGE/(XI/LENA)$

단,  $WAGE$ =비농림어업임금(단위: 원)

$XI$ =비농림어업 GNP(1985 가격기준, 단위: 10억원)

$LENA$ =비농림어업취업자수(단위: 천명)

$UPMER$ =환율로 조정된 수입단가= $UPMK(ER/870.02)$

단,  $UPMK$ =수입단가지수(달러기준, 1985=1.0)

$ER$ =대미환율(기간평균, 원/달러)

1970년 1/4분기~1991년 4/4분기 중 모든 변수에 대하여 EZX-11으로 계절조정 한 후 로 그를 취하고 차분을 구하여 분석하였다.

### 參 考 文 獻

金亮宇(1992): "Johansen 共積分 技法에 의한 時系列 分析," 업무참고자료, 韓國銀行金融 經濟研究所.

朴東淳(1991): "인플레이션과 인플레이션 不確實性的 關係分析," 『金融經濟研究』, 韓國銀行.

李興模·朴宰璉(1992): "通貨目標의 運用現況과 改善方向," 『調査統計月報』 8월호, 韓國 銀行.

全聖寅(1992): "時系列資料를 이용한 韓國經濟의 構造要因分析: 構造的 벡터自己回歸模型 을 중심으로," 『韓國開發研究』, 韓國開發院.

咸貞鎬·崔雲奎(1989): "우리나라의 巨視計量經濟模型—BOK89", 『調査統計月報』, 韓國 銀行.

洪甲秀(1990): "우리나라의 物價變動과 賃金·通貨·成長의 關係分析," 『金融經濟研究』 6월 호, 韓國銀行.

Ball, L., and S.G. Cecchetti(1990): "Inflation and Uncertainty at Short and Long Horizons," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 215~254.

Blejer, M.I., and L. Liederman(1980): "On the Real Effect of Inflation and Relative-Price Variability: Some Empirical Evidence," *Review of Economics and Statistics*, 8, 539~544.

Bollerslev, T., R. F. Engle, and J. M. Wooldridge(1983): "A Capital Asset Pricing Models with Varying Covariances," *Journal of Political Economy*, 91, 1, 116~131.



- Brenner, M., and Y. Landskroner, (1983): "Inflation Uncertainties and Returns on Bonds," *Economica*, Nov.
- Campbell, J.Y., and P. Peron (1991): "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots," in O.J. Blanchard and S. Fisher (eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts, and London, England, 127~166.
- Choi, In (1991): "Univariate Properties of the Korean Economic Time Series," mimeo, Korea Development Institute and the Ohio State University.
- Chow, G. (1984): *Econometrics*, New York, McGraw-Hill.
- Cooley, T., and S. LeRoy (1985): "A Theoretical Macroeconomics, A Critique," of *Journal Monetary Economics*, 13.
- Cukierman, A. (1980): "The Effects of Uncertainty on Investment under Risk Neutrality with Endogenous Inflation," *Journal of Political Economy*, 88, 3, 462~475.
- Cukierman, A., and P. Wachtel (1979): "Differential Inflationary Expectations and the Variability of the Rate of Inflation: Some Theory and Evidence," *Economic Review*, 69, Sept.
- Dickey, D., and W. Fuller (1981): "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 49, 4, 1057~1072.
- Driver, C., and D. Moreton (1991): "The Influence of Uncertainty on UK Manufacturing Investment," *The Economic Journal*.
- Engle, R.F. (1982): "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation" *Econometrica*, 50, 987~1007.
- \_\_\_\_\_ (1983): "Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based upon the ARCH Model," *Journal of Money, Credit and Banking*, 15, 286~301.
- Engle, R.F., and C.W.J. Granger (1987): "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, March, 251~276.
- Engle, R. F., and M. Watson (1985): "Application of Kalman Filtering in Econometrics," unpublished report, World Congress of Econometric Society, Cambridge, M.A.
- Evans, M. (1991): "Discovering the Link between Inflation Rates and Inflation Uncertainty," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 23, May.
- Friedman, M., and A.J. Schwartz (1963): "Money and Business Cycles," in Friedman, *The Optimum Quantity of Money and Other Essays* (1969), Chicago, Aldine.
- Fischer S. (1981a): "Relative Shock, Relative Price Variability, and Inflation," *Brookings Papers on Economic Activity*.
- \_\_\_\_\_ (1981b): "Towards an Understanding of the Costs of Inflation: II," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 15, 5~41.
- Friedman, M. (1977): "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment," *Journal of Political Economy*, 85, 451~472.
- Hafer, R.W., and G. Heyne-Hafer (1981): "The Relationship between Inflation and Its Variability: International Evidence from the 1970s," *Journal of Macroeconomics*, 3, 571~577.
- Hall, A. (1990): "Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest Data Based Model

- Selection,” mimeo, North Carolina University.
- Hong, S. (1992): “A Comparison of Canadian and Korean Macroeconomic Behavior: An Empirical Analysis of Investment Behavior by a VAR Model,” *American-Canadian Studies*.
- Johansen, S. (1988): “Statistical Analysis of Cointegration Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*.
- \_\_\_\_\_ (1991): “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,” *Econometrica*, 59.
- Kim, Chang-Jin, and C. R. Nelson (1989): “The Time-Varying-Parameter Model for Modeling Changing Conditional Variance: The Case of the Lucas Hypothesis,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, 4, 433~440.
- Klein B. (1975): “Our New Monetary Standard: The Measurement and Effects of Price Uncertainty, 1880~1973,” *Economic Inquiry*.
- Kydland, F., and E. Prescott (1982): “Time to Build and Aggregate Fluctuations,” *Econometrica*, 50, 6, 1345~1370.
- Levi, M.D., and J.H. Makin (1980): “Inflation Uncertainty and Phillips Curve: Some Empirical Evidence,” *American Economic Review*, 70, 1022~1027.
- Makin, J. (1982): “Anticipated Money, Inflation Uncertainty and Real Economic Activity,” *Review of Economics and Statistics*, 64.
- Mullineaux, D.J. (1980): “Unemployment, Industrial Production, and Inflation Uncertainty in the United States,” *Review of Economics and Statistics*, 62, 163~169.
- Nelson, C., and C. Plosser (1982): “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications,” *Journal of Monetary Economics*, 10, 139~620.
- Park, D.S. (1992): “Inflation and Uncertainty: The Case of Korea,” FRB of San Francisco, Pacific Basin Working Paper, No. PB 92-07.
- Zarnowitz V., and L. Lambros (1987): “Consensus and Uncertainty in Economic Prediction,” *Journal of Political Economy*, 95.