

상대가격변동성, 인플레이션과 인플레이션 불확실성간의 관계*

한성신** · 성명기***

요약

본 연구는 한국의 1975~2004년 기간 중 소비자물가의 개별 품목들을 사용하여 이의 변동분포에서 구한 상대가격변동성 및 인플레이션 불확실성과 인플레이션간의 관계에 대하여 실증 분석하였다. 분석 결과 먼저, 상대가격변동성과 인플레이션은 밀접한 관계를 갖고 있으나 최근 괴리가 확대되었다. 둘째, 인플레이션은 ARMA(1,2)과정을 따르고 ARCH구조를 지니고 있다. 셋째, 인플레이션, 상대가격변동성, 인플레이션 불확실성, 기대되지 못한 인플레이션은 정상적 시계열이다. 넷째, 인플레이션과 인플레이션 불확실성의 상대가격변동성에 대한 회귀분석에서 양의 기대되지 못한 인플레이션과 인플레이션 불확실성은 유의하였으나, 음의 기대되지 못한 인플레이션은 유의하지 않았다. 이는 가격의 하향 경직성을 강하게 시사한다. 다섯째, 상대가격변동성과 인플레이션간의 정의 관계는 유가충격에 대하여 강건하였으며, 최근 상대가격변동성과 인플레이션간의 괴리는 자유변동환율제로 변경되면서 환율의 변동성이 확대됨에 기인할 가능성을 시사하였다.

주제분류 : B030300

핵심 주제어 : 상대가격변동성, 인플레이션, 인플레이션불확실성, 가격변동분포

* 본 논문의 초고에 대하여 유익한 조언을 해주신 두 분 심사자에게 감사드립니다.

** 제1저자, 연세대학교 경제학부 교수, 서울시 서대문구 신촌동 134, Tel: 02-2123-2471, e-mail: sshan@yonsei.ac.kr

*** 제2저자, 국회예산정책처 경제분석실 경제분석관, 서울시 영등포구 여의도동 23-9, Tel: 02-2070-3081, e-mail: sung@nabo.go.kr

I. 서론

거시경제학에 있어서 물가수준 또는 인플레이션은 중요한 의미를 지니지만 최근 저 인플레이션 시기에 접어들면서 개별품목들의 가격변동에 대한 관심이 다시 높아지고 있다. Lucas(1973)이후 인플레이션과 상대가격변동성간 관련성에 대한 이론적 논의들이 활발하였으며, 이에 대한 실증분석 결과들은 두 변수간 관련성을 대체적으로 지지하고 있으나 다른 한편 다양한 견해들도 제기되고 있다. 한편 Friedman(1977)이후 인플레이션 불확실성과 상대가격변동성간 관계에 대한 관심이 커지고 불확실성을 측정하는 방법론의 발전과 함께 이에 대한 연구들도 활발하게 이루어지고 있다.

상대가격 변화는 시장에 새로운 자원의 배분을 요구하며, 이에 따라 시장 거래가 형성되는데 대하여 거래비용이 발생하게 된다. 이러한 거래비용은 한 번에 한하는 것이며 일단 재배분이 끝나게 되면 다시 시장은 효율성을 찾게 될 것이다. 따라서 상대가격의 변화는 단기적으로 거래비용 발생에 따르는 물가 상승이 예상된다. 만일 거래비용이 없다면 유동성에 변화가 없는 경우 상대가격의 변화는 물가에 영향을 주지 않을 것이다.

동태적으로 보면 상대가격 변화가 물가에 대한 불확실성에 영향을 줄 수 있다. 이론적으로 상대가격이 변화한다고 해도 장기적으로는 물가에 영향을 주지 않을 것이지만, 그러나 동태적 물가의 불확실성에는 영향을 줄 수 있다. 물가의 불확실성은 기대된 부분과 기대되지 못한 부분으로 분리할 수 있으며, 상대가격 변화가 물가의 불확실성을 증대시킨다면 장기적으로도 물가에 영향을 줄 수 있는 것이다. 이러한 배경 하에서 상대가격 변화에 대한 관심이 높아지고 연구들이 이루어지고 있다.

우리나라에서 상대가격변동성과 인플레이션 불확실성에 대한 연구결과들은 다소 있으나 관련성 자체에만 관심을 갖고 있으며 경제여건의 변화와 연계되어 분석되지 못하는 한계를 지니고 있다. 최근 우리의 물가 또는 인플레이션 관련 여건은 이전에 비하여 변화하고 있다. 먼저, 제도적인 측면에서 물가목표관리제의 실시로 인플레이션에 대한 중앙은행 신뢰도 제고와 불확실성 감소가 기대되고 있다. 또한 원화환율 결정과정이 완전변동환율제로 이행함에 따라 환율의 변동성 확대는 인플레이션에 대한 불확실성을 높일 수 있다. 경제여건 변화 측면에서 우리 경제는 저성장시기에 접어들

었다고 평가되고 있으며 이는 수요측면에서의 인플레이션 압력을 완화시키도록 작용하고 있을 것으로 추정된다. 또한 2002년 이후의 유가 상승은 인플레이션을 수준을 높이는 동시에 품목들간 상대가격변동성을 확대시키는 역할을 하였을 것으로 예상된다.

본 연구는 최근 우리경제 여건의 변화를 고려하면서 상대가격의 변화 즉 상대가격변동성의 원인을 엄밀하게 규명하고자 한다. 구체적으로 상대가격 변동성이 전체 물가 변화 및 이의 불확실성과 어떠한 관계를 갖는가를 분석하며, 이러한 관계에 대하여 유가 및 환율의 변화가 영향을 주는가를 살펴보고자 한다.

II장에서 상대가격변동성과 인플레이션 그리고 인플레이션 불확실성간 관계에 대한 기존 연구결과들을 검토한다. III장에서 우리나라의 상대가격 변동성과 인플레이션 그리고 인플레이션 불확실성을 측정하고 이의 주요 특징을 살펴본다. IV장에서 상대가격변동성, 인플레이션 및 인플레이션 불확실성간의 관계에 대한 시계열 분석을 한다. V장에서 상대가격변동성, 인플레이션 및 인플레이션 불확실성간의 관계에 대한 회귀분석을 한다. 마지막으로 VI장은 결론 및 향후 연구방향이다.

II. 기존 이론 및 실증연구결과 검토

1. 기존 이론

불완전정보모형에서 Lucas(1973)는 합리적 기대하의 경제주체들이 시장에 대한 완전한 정보를 갖지 못하여 상대가격과 일반물가의 변동을 식별하지 못하므로 기대되지 못한 인플레이션 변화가 상대가격변동성을 확대한다고 보았다. Hercowitz(1981)는 기업간 가격의 공급탄력성이 다르다면 상대가격변동성은 기대되지 못한 인플레이션의 크기에 반응함을 보였으며, Cukierman(1984)은 가격의 공급탄력성이 높은 기업은 낮은 기업보다 기대되지 못한 수요충격에 대하여 덜 민감하게 반응한다고 보았으며, Bakhshi(2002)는 기업간 경쟁이 심할수록 기대되지 못한 인플레이션과 상대가격변동성 간의 관계가 강해짐을 보였다.

가격경직모형에서 Sheshinski·Weiss(1983), Rotemberg(1983) 그리고 Bakhshi(2002)¹⁾ 등은 가격을 변경하는데 비용²⁾이 소요된다고 가정한다. 기업들이 소위 (S, s) 가격원칙에 따라 인플레이션에 반응한다고 하자. 한 기업은 생산하는 상품의 명목가격을 인플레이션이 실질가격을 하한선인 s로 하락시킬 때까지 일정하게 유지하고, 반대로 실질가격이 상한선인 S에 도달할 때 명목가격을 인상시킨다. 기업들이 동시에 가격조정을 하지 않는다면, 인플레이션이 진행됨에 따라서 s와 S간의 차이가 커져 상대가격변동성이 증가한다. 또한 기업들간 가격변동에 따르는 고정비용이나 충격에 대하여 차이가 있다면, 엇갈린 가격설정(staggered price setting)이 발생하여 인플레이션이 높을수록 상대가격의 편차는 커지게 된다. 즉, 기대 인플레이션도 상대가격변동성과 양의 관계가 있다.

공급충격모형에서 Ball·Mankiw(1995)는 가격변동분포에서 2차 적률(표준편차, 상대가격변동성) 및 3차 적률(왜도)과 같은 상대가격 비대칭성 변수들이 인플레이션의 중요한 변동요인이 될 수 있음을 보였다. 기업들은 메뉴비용의 존재 때문에 원하는 가격들에 대하여 큰 충격에 주로 반응하게 되어, 분포의 우측 왜도를 초래하여 물가 또는 인플레이션의 상승을 유발하며, 물가변동의 하방경직성 때문에 가격충격의 분산이 커질수록 충격의 비대칭성 영향도 커지게 된다.

Friedman(1977)은 자연률 가설(natural rate hypothesis)에 따른 수직의 필립스곡선이 성립하지 않는 이유로서 인플레이션 가속과 기대되지 못한 명목수요 변화를 지적하고 이는 불완전 정보가 존재하거나 장기계약에 따라 시장청산이 즉각 이루어지지 못하기 때문이라고 보았다. 저자는 선진 7개국 사례를 통하여 필립스곡선이 수직이 아니며 그 요인으로써 불확실성 특히 인플레이션 변동성 확대를 지적하면서 인플레이션이 높을수록 이의 변동성도 증가하며 이는 실제인플레이션뿐 아니라 기대인플레이션의 경우에도 적용된다고 보았다.

1) Bakhshi(2002)는 각각 불완전정보모형과 가격경직모형의 입장에서 인플레이션과 상대가격변동성 관계에 대한 이론을 재해석하였다.

2) 대표적으로 메뉴비용은 가격설정에 동반되는 비용으로써 가격표 변경과 이를 홍보하는데 드는 비용으로 이해할 수 있다.(Sheshinski·Weiss(1983))

2. 선행 실증연구 결과 검토

Vining · Elwertowski(1976)는 Lucas가 시간에 걸쳐 일정하다고 가정한 개별가격들의 분포형태가 변동적이고, 정규분포나 대칭분포가 아니며, 큰 왜도를 갖고 있고 이의 방향은 인플레이션의 방향과 같음을 보였다. 그 이후 Parks(1978)는 기대되지 못한 인플레이션이 인플레이션보다 상대가격변동성에 대하여 보다 중요한 결정요인이라고 보았으며, 이 모형은 개방경제 체계로 확장되어 Blejer · Leiderman(1980)은 상대가격변동이 대부분 교역재 분산에서 초래되며, 기대되지 못한 인플레이션만이 상대가격변동성에 대하여 유의함을 보였으나, Assarsson(1986)은 기대인플레이션이 상대가격변동성에 중요한 역할을 함을 보였다.

Fischer(1981)는 상대가격변동성에 대한 인플레이션, 이의 기대/기대되지 못한 인플레이션의 영향은 정의 관계를 지니나, 상대가격변동은 식료품과 에너지 가격충격에 의하여 주도되었다고 주장하여 상대가격변동성과 인플레이션간 관계의 강건성(robustness)에 대한 논란을 야기하였다. 이에 대하여 Driffill, Mizon and Ulph(1990)와 Bomberger · Makinen(1993)은 양자간 양의 유의한 관계는 유가충격에 기인하고 있음을 보였으나, 반면 Jaramillo(1999)와 Chang · Cheng(2000)은 유가충격기간을 제외하는 경우에도 관계의 정도가 약화되지만 유의한 정의 관계가 존재함을 보였다.

지역별 및 산업별 패널자료를 사용하여 인플레이션과 상대가격변동성간 관계의 장기적 성립여부를 분석하는 연구들도 있다. Parsley(1996)는 세계비지수를 사용하여 상대가격변동성과 인플레이션이 양의 관계를 지니며, 인플레이션에 대한 관계의 정도는 상대인플레이션변동성이 상대가격변동성보다 높으며, 인플레이션과 변동성간 공적분관계가 없으므로 장기적인 관계가 존재하지 않는다고 보았으며, Fielding · Mizen(2000)은 유럽을 대상으로 인플레이션과 상대가격변동성간 관계는 국가별 및 상품별로 상이하며, 시계열들은 정상적이고, 충격에 의한 상대가격변동성의 지속성이 짧아서 인플레이션과 상대가격변동성간 양의 관계가 존재하지 않는다고 보았다. 반면 Debelle · Lamount(1997)는 소비자물가를 이용하여 가격변동성과 인플레이션간에 장기적인 양의 관계가 존재하고, 양자간 상관계수는 시간에 대하여 지속성이 있음을 보였으며, Nath(2004)는 생산자물가를 사용하여

인플레이션과 상대가격변동성간 양의 관계는 단기뿐만 아니라 장기에서도 성립되는 것으로 분석하였다.³⁾

최근 인플레이션 불확실성을 명시적으로 도입하는 연구들이 활발하다. Grier·Perry(1996)⁴⁾는 생산자물가로 GARCH(1,1)-M을 형성하여 인플레이션과 상대가격변동성의 인플레이션 불확실성을 추가할 경우 인플레이션은 유의하지 않으므로 상대가격변동은 인플레이션 불확실성에 의하여 주도된다고 보았다. Aarstol(1999)은 인플레이션을 GARCH(1,1)과정을 통하여 기대/기대되지 못한 인플레이션과 인플레이션 불확실성으로 구분하고 인플레이션 불확실성과 기대인플레이션이 유의한 양의 관계를 갖고 있음을 보였다. Vitek(2002)도 생산자물가의 GARCH모형을 사용하여 인플레이션 불확실성은 인플레이션 수준에 대하여 양의 관계를 지니며 상대가격변동성은 인플레이션 및 인플레이션 불확실성과 정의 관계가 존재함을 보였다.

우리나라를 대상으로, 가격변동분포 특성 분석에서 유윤하·성명기(1996)는 소비자물가 개별가격 변동률이 평균 부근에 밀집되고, 우향 왜도의 형태이며, 인플레이션과 가격변동분포의 분산과 왜도는 양의 상관관계를 갖음을 보였으며, 박종규(1997)는 인플레이션율이 높을수록 가격변동 분포는 더욱 분산되며, 비대칭성을 보이고, 꼬리는 두터운 것으로 보고하였다.

상대가격변동성과 인플레이션 관계에 대하여 김치호·문소상(1998)은 근원물가를 사용하여 인플레이션은 상대가격변동성에 대하여 선행성과 인과관계를 갖으며, 기대되지 못한 인플레이션과 외생적 충격이 상대가격변동성에 영향을 미친다고 보았다. 한편 한성신·조인숙(1999)은 소비자물가를 사용하여 인플레이션에 대하여 상대가격 변화성, 인플레이션 변화성 및 인플레이션 변동성은 양의 관계가 존재하며, 인플레이션은 공급충격에 의하여 주도되며, 인플레이션은 임의 보행하므로 물가가 경직적이며, 인플레이션 변화성은 다른 변수들의 원인변수가 되며, 상대가격 변화성 → 인

3) 이는 양자간 정의 관계는 단기에 그친다는 메뉴비용모형 및 불완전정보모형의 이론과는 다르다.

4) Grier·Perry(1996)는 메뉴비용모형에서 추세 인플레이션의 확대는 상대가격변동성을 증가시키나, 불완전정보모형에서 인플레이션 불확실성의 확대도 역시 상대가격변동성을 증가시키게 되지만 기존의 연구결과들은 이를 명시적으로 고려하고 있지 못함을 지적하였다.

플레이션 → 인플레이션 변화성의 인과관계가 존재하며, 인플레이션과 인플레이션 변화성에 대한 충격은 단기적이거나, 상대가격 변화성과 인플레이션 변동성에 대한 충격은 장기적으로 보았다. 그리고 이승준·이후형(2001)은 소비자물가의 경우 인플레이션과 상대가격변동성간 정의 관계가 존재하지만 품목의 성격에 따라 영향은 상이하며, 근원물가의 경우 양자간 부의 관계로 나타나 유가충격이 양자간 정의 관계의 요인이라고 보았다. 한편 김준원·최희갑(2002)은 기대되지 못한 인플레이션뿐 아니라 기대인플레이션도 상대가격변동성에 유의한 영향을 미치며, 기대되지 못한 인플레이션을 구분하여 양의 충격은 상대가격변동성을 증가시키나 음의 충격은 유의하지 않은 것으로 분석하였다.

인플레이션 불확실성에 대하여 박동순(1991)은 소비자물가를 사용하여 인플레이션과 인플레이션 불확실성 간에는 강한 정의 관계이나 비선형관계가 존재함을 보였다. 한편 신선우(2000)와 신선우·구재운(2003)은 상대가격변동성에 대하여 인플레이션과 인플레이션 불확실성이 유의한 양의 관계를 갖는다고 보았지만, 반면 김준원·최희갑(2002)은 인플레이션 불확실성과 상대가격변동성간 관계가 존재하지 않는다고 분석하였다.

Ⅲ. 인플레이션과 상대가격변동성의 특징

1. 상대가격변동성의 의미와 측정

상대가격변동성(relative price variability: rpv)은 어느 특정한 시점(t)에서 전체 품목들의 평균 물가수준(\bar{p}_t)을 중심으로 개별 품목들의 가격들(p_{jt})이 퍼져있는 피리의 정도이며 이를 분산 또는 표준편차로서 측정하는 것이다. 상대가격변동성은 개별품목의 실제가격을 사용하여야 하지만 물가통계에서는 가격지수를 발표하고 있다.⁵⁾ 따라서 실제 연구에서는 상대가격변동성의 대용변수로서 상대인플레이션 변동성(relative inflation

5) 물가지수는 가격변동을 측정하기 위하여 작성되며, 기준시점의 가격은 알려지지 않으므로 지수를 통하여 직접 가격비교를 할 수는 없다. Caglayan·Filiztekin(2003, p.214)과 Nath(2004, p.363)도 이를 지적하였다.

variability: riv)을 사용하고 있다. 이는 개별상품 가격변동 분포의 표준편차로서 일정시점에서 관측된 평균 물가상승률과 개별품목의 가격상승률 간의 편차를 평균한 것이다.⁶⁾ 즉, 개별가격 상승률이 인플레이션을 중심으로 퍼져있는 정도를 나타낸다. 본 연구에서도 상대인플레이션 변동성을 분석에 사용하며 다른 연구들처럼 상대가격변동성이라고 호칭하기로 한다.

$$riv_t = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n (\pi_{jt} - \bar{\pi}_t)^2}$$

여기서, π_{jt} 는 t 시점에서 j 상품의 물가지수를 로그 1차 차분한 값을 의미하며, $\bar{\pi}_t$ 는 전 품목의 평균 인플레이션을($\bar{\pi}_t = (1/n) \cdot \sum_{j=1}^n \pi_{jt}$)을 의미한다.

2. 자료

본 논문의 분석에서 사용되는 자료는 소비자물가를 구성하는 43개 중분류지수⁷⁾이며, 1975년 1월부터 2004년 12월까지의 월별데이터로서 총 360개월이다. 실제 분석에서는 각 시계열들의 계절성(seasonality)을 X-11 ARIMA로 제거하고 이를 로그 1차 차분하였다.

다음의 표는 본 연구에서 사용되는 소비자물가의 중분류 구성 내역⁸⁾이다.

6) 가중치 적용에 따라서 Parks(1978), Fischer(1981) 등은 고정가중치, Vining · Elwertowski(1976), Debelle · Lamount(1997) 등은 일정가중치를 사용하였다.

7) 516개 소분류 자료를 사용할 수도 있으나 성격별로 유사한 품목들의 가격변동 특성을 파악하기에는 중분류가 적절하다고 판단하였다.

8) 소비자물가(가중치 1,000)중 시계열의 기간이 일치되지 않는 기타 식료품(가중치 2.5)과 기타주거(가중치 8.6)를 제외하였으므로 본 분석에서 사용되는 개별물가지수들의 가중치 합은 988.9이다.

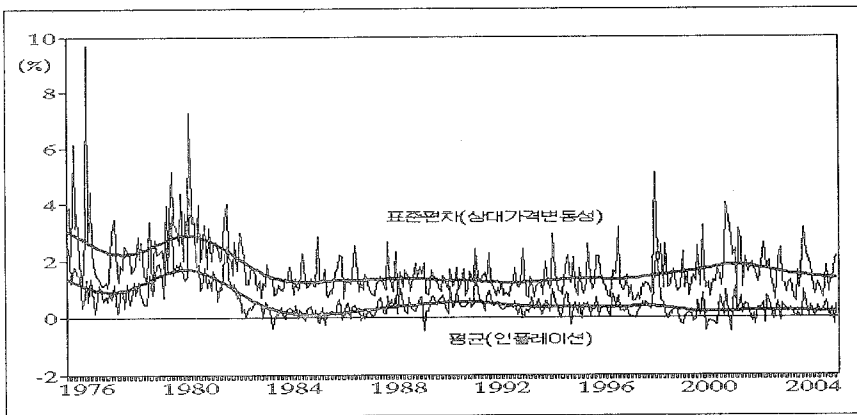
【표 3-1】 소비자물가 중분류 내역

1 곡류	2 육류	3 낙농품	4 어개류	5 채소·해초
6 과실	7 유지·조미료	8 빵·과자	9 차·음료	10 주류
11 외식	12 집세	13 주택설비수리	14 전기료	15 수도료
16 연료	17 일반가구	18 가정용기구	19 주방용품	20 가사집화소모품
21 침구·직물제품	22 가사서비스	23 외의	24 스웨터 셔츠	25 내의
26 기타피복	27 신발	28 피복서비스	29 의약품	30 보건의료용품
31 보건의료	32 교육	33 문방구	34 신문·도서	35 교육오락기구
36 교양오락	37 교통	38 통신	39 이·미용	40 장신구
41 담배	42 숙박비	43 수수료		

3. 가격변동분포의 평균 및 표준편차

1975년 1월 이후 2004년 12월까지 소비자물가를 구성하는 개별품목들 가격의 전월대비 증가율을 사용하여 매기의 가격변동분포를 형성하고 여기서 구한 1차 적률(표본평균, 인플레이션⁹⁾)과 2차 적률(표본 표준편차, 상대가격변동성)을 다음의 그림으로 나타내었다.¹⁰⁾

【그림 3-1】 분포의 평균(인플레이션)과 표준편차(상대가격변동성) 추이



주: 추세선은 Hodrick-Prescott 필터링하여 구하였음.

- 9) 개별가격 변동의 단순 산술평균이므로 가중 평균한 실제 인플레이션과는 엄밀하게 차이가 있지만, 분석의 편의성 때문에 기존의 많은 논문들에서도 단순 산술평균을 사용하고 있다.
- 10) 각 시계열은 변동성이 크므로 Hodrick-Prescott 필터링으로 구한 추세치를 함께 나타냈으며, 인플레이션의 평균은 0.55%이며, 표준편차의 평균은 1.72이다.

두 시계열은 상당히 비슷한 움직임을 보이고 있음을 잘 알 수 있다. 그러나 최근 인플레이션율은 과거에 비하여 낮은 수준을 지속하는 반면 상대 가격변동성은 개별 품목들간 가격변화의 편차가 확대됨에 따라 오히려 높아지는 모습을 보이고 있음을 주목할 필요가 있다.

4. 인플레이션 불확실성

인플레이션 불확실성은 각 경제주체들이 예상하는 인플레이션율의 변동 정도로서 해석될 수 있다. 미래 일정기간 동안의 인플레이션율이 어떤 확률분포를 갖는다고 할 때 경제주체가 예상하는 기댓값과 표준편차를 인플레이션 불확실성으로 고려할 수 있겠다. 인플레이션 불확실성은 여러 방법¹¹⁾으로 구할 수 있지만 본 연구에서는 최근의 연구경향을 따라 ARCH 류의 모형을 통한 조건부분산을 인플레이션 불확실성 지표로 사용한다.

시계열 중 변동성이 일정기간 밀집되고 변동분포가 두터운 꼬리 모습을 지니는 경우가 관찰되기도 한다. 어떤 시계열에서 이의 분산이 일정하지 않으면 이는 정상적(stationary)이 아니다. 그러나 어떤 시계열은 무조건부(unconditional) 분산이 일정하여 정상적일지라도 조건부(conditional) 분산이 일정하지 않고 정상적인 자기회귀 AR(1)과정을 따르는 경우를 가정할 수 있다. 즉, 무조건부 분산이 일정할지라도 t 시기의 분산은 $t-1$ 기의 분산에 의존하게 되며 이러한 시계열은 조건부 이분산(conditional heteroskedasticity)을 지닌다고 한다.

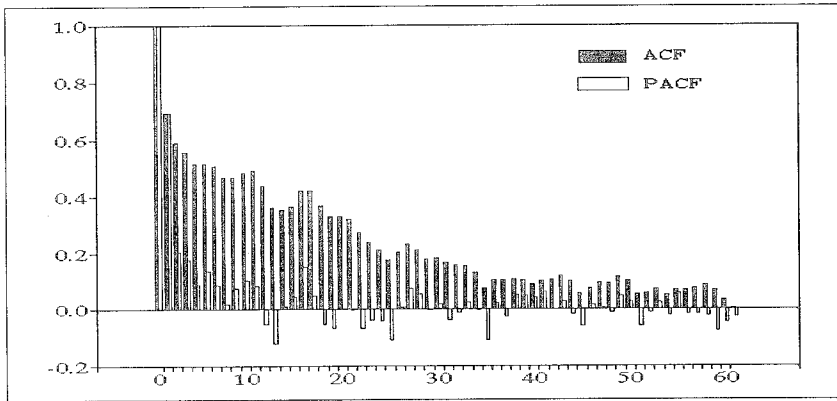
인플레이션에 대한 적절한 모형은 Box-Jenkins방법을 적용하여 추정되었다. 먼저 ARMA(p,q)모형의 적정차수 선택을 위하여 자기상관함수(autocorrelation function : ACF)와 편자기상관함수(partial autocorrelation function : PACF)를 살펴본다.¹²⁾ ACF와 PACF는 0으로 수렴하므로 추가

11) 먼저, 실제 인플레이션율을 이용한 사후적 추정방법은 과거 일정기간동안 실제 인플레이션율의 표준편차 또는 이의 이동평균을 구하는 것이며 Klein(1976), Froyen·Waud(1984) 등이 사용하였다. 둘째, 사전적 방법은 일정 기간 미래 인플레이션에 대한 경제주체들의 예측치를 조사하여 이의 표준편차 혹은 이동평균을 구하는 것이며 Levi·Makin(1980), Kawasaki, Gahlen and Buck(1984) 등이 사용하였다. 셋째, 인플레이션의 조건부분산을 사용하는 방법으로 Engle(1982), Bollerslev(1986), Grier·Perry(1996), Vitek(2002) 등이 사용하였다.

12) 이론적으로 ACF에서 AR(1)과정은 기하적으로 감소하며, MA(q)과정은 시차 q에

적인 차분은 필요하지 않는 것으로 보이며, ACF가 0으로 수렴하므로 AR(1)과정임을 시사한다. 한편 PACF는 1기에 다소 하락하고 2기에 큰 폭으로 하락하여 MA(2)과정일 것으로 예상되지만 MA(1)과정일 가능성도 배제할 수 없다.

【그림 3-2】 인플레이션의 ACF와 PACF



인플레이션 모형의 선택은 ARMA(p,q)에서 가능성이 있는 (1,0), (2,0), (1,1), (2,1), (1,2)의 추정식들에 대하여 AIC(Akaike Information Criterion)와 SBC(Schwartz Bayesian Criterion)를 고려¹³⁾하며, 그 외 추정계수 유의도와 잔차항의 자기상관 존재 여부를 통하여 판단하였다.

먼저, (1,0)과 (2,0) 그리고 (1,1)식의 경우 추정치는 유의하였으나 Q-통계량에서 잔차항들의 자기상관이 존재한다고 나타나 제외되었다. 한편 (2,1)식의 경우는 AIC/SBC통계량이 고려된 모형들 중 가장 작았지만 AR(2)의 추정치가 유의하지 않으므로 제외되었다. 마지막으로 (1,2)모형은 추정치가 모두 유의하였으며, AIC/SBC통계량도 (2,1)을 제외하고 가장 낮았으며, 또한 잔차항들의 자기상관도 제거되었음을 시사하였다.¹⁴⁾

서 0으로 떨어진다.

13) $AIC = T \ln(RSS) + 2n$, $SBC = T \ln(RSS) + n \ln(T)$

여기서 RSS는 잔차의 자승합(residual sum of squares)이며, n은 추정모수 수 ($n = p + q + 상수$), T는 전체 이용 가능한 관찰치 수이다. Enders(1995, p.88)는 AIC가 SBC에 비하여 상대적으로 과대추정하는 결과를 나타내며, 대표본(large sample)에서 SBC가 AIC보다 우월함을 지적하였다.

결국 우리나라 인플레이션은 ARMA(1,2)과정을 따른다고 판단된다.

【표 3-2】 인플레이션식 추정

	p=1, q=0	p=2, q=0	p=1, q=1	p=2, q=1	p=1, q=2
a_0	0.54(6.85)	0.52(5.53)	0.47(2.93)	0.45(3.29)	0.43(2.29)
a_1	0.70(18.30)	0.53(10.36)	0.95(46.26)	1.09(12.02)	0.97(59.04)
a_2		0.22(4.30)		-0.14(-1.74)	
β_1			-0.62(-11.90)	-0.68(-9.38)	-0.54(-9.71)
β_2					-0.17(-3.17)
AIC/SBC	1533.7/1541.5	1504.1/1515.7	1498.9/1506.5	1485.3/1500.8	1486.7/1502.2
Q(30)	78.93(0.00)	67.41(0.00)	63.69(0.00)	45.32(0.01)	38.02(0.06)
Q(60)	105.68(0.00)	88.05(0.01)	88.58(0.00)	68.55(0.121)	63.11(0.24)
Q(90)	126.74(0.00)	109.80(0.05)	107.80(0.06)	85.86(0.484)	81.05(0.63)

- 주: 1) 각 추정치의 유의도는 추정치가 0이라는 귀무가설에 대한 t -통계량
- 2) Q(n)은 Ljung-Box Q통계량으로 추정식의 n 잔차들의 자기상관 여부를 판단하며 ()안의 수치는 유의도(360개에 대하여 T/4=90)

인플레이션식 잔차항의 ARCH구조 존재에 대하여 검정하였다. 잔차항 자승에 대한 Q통계량을 계산한 결과 $\hat{\epsilon}_t^2$ 들이 상관되어 있지 않다'라는 귀무가설을 기각하여 ARCH오차가 존재한다고 판단된다.¹⁵⁾ 한편 Engle (1982)에 의하여 제안된 ARCH교란에 대한 LM(Lagrange Multiplier) 검정을 실시한 결과 모든 경우에서 잔차 제곱항에 자기상관이 존재하여 ARCH효과가 있다고 나타났다.¹⁶⁾

잔차항 제곱에 자기상관이 있음은 조건부 이분산이 존재함을 의미하므로 GARCH 모형으로 나타낼 수 있다. 마지막 단계로 GARCH모형의 간단한 형태인 ARMA(1,2)-GARCH(1,1)모형을 추정하였다. 인플레이션의 평균 방정식과 분산방정식 형태는 다음과 같다.

$$mz_t = \beta_1 + \beta_2 mz_{t-1} + \epsilon_t + \beta_3 \epsilon_{t-1} + \beta_4 \epsilon_{t-2}$$

14) 그 외 계절성을 고려하는 ARMA(1,||1,1,2||), ARMA(2,||1,1,2||), 그리고 ARMA(2,||2, 12||)에 대하여도 검정하였으나 AIC/SBC통계량이 모두 ARMA(1,2)보다 높게 나타났다. 추정치가 유의하지 않았다.

15) Q(30)=87.71(0.00), Q(60)=99.77(0.00), Q(90)=103.62(0.09), ()안은 유의도.
 16) $\chi^2(1) = 4.67(0.03)$, $\chi^2(2) = 8.17(0.02)$, ..., $\chi^2(12) = 50.11(0.00)$, ()안은 유의도

여기서 $\epsilon_t \sim N(0, h_t)$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 h_{t-1}$$

위에서 mz_t 는 인플레이션율이며 ϵ_t 는 조건부 분산(h_t)을 지니는 잔차항이다. 분산식에 의하면 잔차항의 분산은 상수, 인플레이션 분산에 대한 전기 정보, 전기 분산에 의존한다.

먼저 위에서 추정된 계수들을 초기값으로 하고 대수우도함수(log likelihood function)를 최우추정법(maximum likelihood estimation)으로 추정하였다. 결과는 유의하게 나타나 인플레이션이 ARCH/GARCH 구조를 지니고 있는 것으로 판단된다.¹⁷⁾

【표 3-3】 인플레이션 ARMA(1,2)-GARCH(1,1) 추정결과

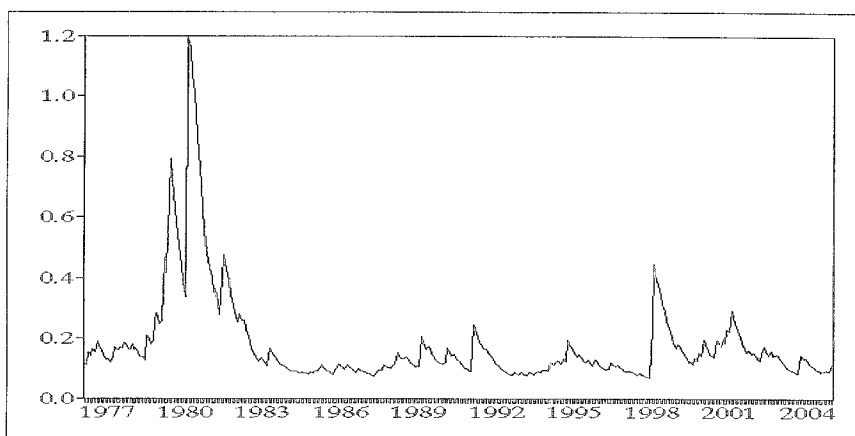
평균방정식				분산방정식		
β_1	β_2	β_3	β_4	α_0	α_1	γ_1
0.01	0.96	-0.64	-0.13	0.01	0.10	0.85
(1.60)	(47.56)	(-9.49)	(-2.03)	(2.69)	(4.32)	(30.06)

주: ()안의 수치는 t -값임.

GARCH(1,1) 모형에서 추정된 조건부 분산을 인플레이션의 불확실성 지표로 사용하였다. 다음 그림과 같이, 2차 유가충격시기인 1980년 전후 그리고 외환위기 직후인 1998년 경 조건부 분산이 큰 폭 증가하였고 상당 기간 지속되었다. 한편 경제안정화 시기인 1983~1986년 조건부 분산은 상대적으로 낮은 수준을 지속하였다. 이는 큰 변동성은 큰 변동성끼리 작은 변동성은 작은 변동성끼리 집중되는 현상이 존재하며, 또한 실제 인플레이션을 수준과 관련성이 있음을 시사한다.

17) 잔차항이 GARCH과정을 따르는 경우 잔차항 제곱이 ARMA과정을 따르며 이에 대한 가역성(invertible)조건과 계수의 비음조건으로부터 ARCH항 계수와 GARCH항 계수의 합이 0보다 크거나 같고 1보다 작은 경우 잔차항 제곱은 이동평균(MA) 표현으로 나타낼 수 있으므로 정상적(stationary)과정이 되며, 본 추정 결과도 정상성을 만족하였다.

【그림 3-3】 인플레이션 불확실성(조건부 분산)



5. 기대인플레이션 추정

기대인플레이션(expected inflation)은 각 경제주체들이 예상하는 미래 인플레이션을 수준으로 해석된다. 기대되지 못한 인플레이션(unexpected inflation)은 실제 인플레이션과 기대된 인플레이션의 차이이다. 기대인플레이션의 추정에는 여러 방법들¹⁸⁾이 사용될 수 있으나, 본고에서는 인플레이션을 Box-Jenkins의 ARIMA과정을 통하여 적절한 모형을 찾고 이의 추정치를 기대인플레이션 그리고 실제인플레이션과 기대인플레이션의 차이를 기대되지 못한 인플레이션으로 구분하였다.

앞의 분석에서 인플레이션은 ARMA(1,2)과정을 따르는 것으로 나타났으므로, 이를 추정하여 실제인플레이션을 기대인플레이션과 기대되지 못한 인플레이션으로 분해하였다. 다음은 인플레이션 추정식과 인플레이션을 기대/기대되지 못한 인플레이션으로 분해한 그림이다.

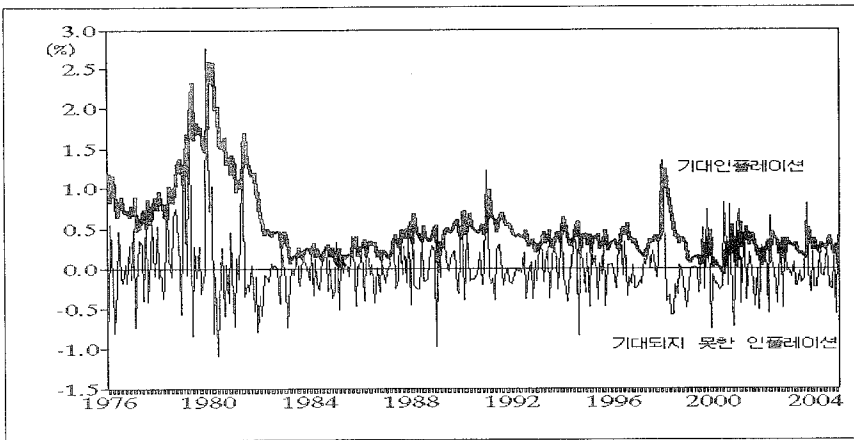
$$mz_t = 0.43 + 0.96mz_{t-1} + \epsilon_t - 0.54\epsilon_{t-1} - 0.17\epsilon_{t-2}$$

$$(2.29) \quad (59.04) \quad (-9.71) \quad (-3.17)$$

$$\bar{R}^2 = 0.55 / D.W. = 1.98$$

18) Parks(1978), Blejer·Leiderman(1980), Vitek(2002) 등은 인플레이션을 자기 시차변수로 설명하고 이의 추정식을 기대인플레이션으로 구하였다. 한편, Levi·Makin(1980), Kawasaki, Gahlen and Buck(1984) 등은 경제주체들에게 직접 조사(Survey)하여 기대인플레이션을 구하였다.

【그림 3-4】 인플레이션 분해



IV. 인플레이션과 상대가격변동성과의 관계

1. 단위근 검정

시계열의 분석에서 정상성(stationarity)문제를 점검할 필요가 있다. 어떤 시계열에 대하여 일시적 충격이 가하여졌을 때 정상적 시계열은 충격의 시간적 효과가 사라지면 장기적으로 평균수준으로 회복된다. 반면 비정상적(non-stationary) 시계열은 평균 또는 분산이 시간에 의존하는 구조를 지니고 있으므로 장기적인 평균으로 회복하지 못하거나, 분산이 시간에 따라 무한대로 발산하게 된다.¹⁹⁾ 시계열이 정상성을 확보하지 못하는 경우 가성적 회귀(spurious regression)에 의하여 그릇된 결과를 얻을 수 있다.

가격변동분포에서의 인플레이션(표본평균, mz), 상대가격변동성(표본 표준편차, riv), 인플레이션방정식의 조건부분산으로 구한 인플레이션 불확실성(mzu) 그리고 기대되지 못한 인플레이션율($mzue$)에 대한 단위근 검정을 실시하였다. 검정 회귀식에서 상수 포함, 상수와 추세치 포함, 그리고 이들을 제외한 경우 등 세 가지 모두를 살펴보았다.

19) Enders(1995)는 비정상적 시계열의 특성으로 열거한 두 가지의 자기상관계수 (autocorrelation coefficients)들이 감소하기는 하지만 이론적인 경우보다 완만하게 감소함을 지적하였다.

먼저 ADF검정법을 사용한 결과, 검정대상 시계열 대부분 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하였다. 그러나 상대가격변동성은 상수와 추세치를 제외한 경우 귀무가설을 기각하지 못하였다. 한편 Phillips-Perron검정에서는 시계열 모두 상수 및 추세치의 포함여부 등에 상관없이 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하였다.

【표 4-1】 단위근 검정(1)

	Augmented Dickey-Fuller Test			Phillips-Perron Test		
	C	C, T	C, T 제외	C	C, T	C, T 제외
mz	-4.69 (2)	-5.40 (2)	-2.42 (4)	-8.98 (10)	-10.39 (10)	-5.54 (8)
riv	-5.16 (3)	-5.40 (3)	-1.17 (6)	-13.59 (11)	-13.77 (10)	-3.61 (4)
mzu	-3.51 (0)	-3.79 (0)	-2.31 (0)	-3.31 (10)	-3.62 (9)	-2.02 (14)
mzue	-18.55 (0)	-18.62 (0)	-18.58 (0)	-18.55 (5)	-18.63 (6)	-18.58 (5)
임계치	1%: -3.45	1%: -3.98	1%: -2.57	1%: -3.45	1%: -3.98	1%: -2.57
	5%: -2.87	5%: -3.42	5%: -1.94	5%: -2.87	5%: -3.42	5%: -1.94
	10%: -2.57	10%: -3.13	10%: -1.62	10%: -2.57	10%: -3.13	10%: -1.62

- 주: 1) C와 T는 검정추정식에서 각각 상수와 추세치가 포함되었음을 의미함.
- 2) 각 통계치는 t 통계치이며, 임계치는 MacKinnon(1996)의 one-side p-values
- 3) []안의 수치는 Augmented Dickey-Fuller 검정의 경우 SIC(Schwarz Information Criterion)를 사용한 시차 수(lag length)이며, Phillips-Perron 검정의 경우는 Bartlett kernel을 이용한 Newey-West의 Band width임.

상대가격변동성은 단위근 존재유무가 불확실하므로 추가적으로 Elliott, Rotenberg and Stock(1996)의 Dickey-Fuller GLS 검정²⁰⁾과 Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin(1992)의 KPSS검정²¹⁾을 실시하였다. 이와 같이 상호배타적인 귀무가설을 채택하는 두 검정을 추가하는 것은 검정결과에 대한 신뢰성을 높일 수 있기 때문이다. 상대가격변동성에 대한 DF-GLS검정과 KPSS검정 결과 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다.

20) DF-GLS검정법은 비정상시계열의 확정적 추세(deterministic trend)를 GLS (generalized least squares)와 유사한 방법으로 제거한 이후 ADF검정을 실시하는 방법으로 ADF검정의 검정력(power)을 개선한 것이다.

21) 통상 단위근 검정법들은 귀무가설을 '시계열이 단위근을 갖는다'라고 가정하는데 반하여 KPSS 검정법은 귀무가설을 '시계열이 단위근을 갖지 않는다'라는 정상성(stationarity) 가설을 세운다.

【표 4-2】 단위근 검정(2)

	DF-GLS Test		KPSS Test	
	C	C, T	C	C, T
riv	-3.04 (3)	-4.88 (3)	0.66 (13)	0.28 (13)
임계치	1%: -2.57	1%: -3.47	1%: 0.74	1%: 0.21
	5%: -1.94	5%: -2.90	5%: 0.46	5%: 0.15
	10%: -1.62	10%: -2.59	10%: 0.35	10%: 0.12

주: 1) C와 T는 검정 추정식에서 각각 상수와 추세치가 포함되었음을 의미함.
 2) 임계치는 DF-GLS에서 상수항만 있는 경우, MacKinnon(1996), 상수와 추세치가 있는 경우는 Elliott-Rotenberg-Stock(1996)의 <표1>을 참조, KPSS의 경우는 Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin(1992)의 <표1>을 참조
 3) []안의 수치는 DF-GLS 검정의 경우 SIC(Schwarz Information Criterion)를 사용한 시차 수(lag length)이며, KPSS검정의 경우는 Bartlett kernel을 이용한 Newey-West의 Band width임.

여러 검정방법으로 시계열의 단위근 존재 여부를 살펴본 결과 가격변동 분포에서의 평균(인플레이션), 표준편차(상대가격변동성), 인플레이션 불확실성, 기대되지 못한 인플레이션을 모두 단위근이 존재하지 않는 I(0)시계열로 판단되었다.

2. 인플레이션, 변동성 및 불확실성 사이의 인과관계

본격적인 회귀분석에 앞서 인플레이션율과 이의 변동성과의 관계 존재 여부를 살펴보기 위하여 그랜저 인과관계 검정²²⁾을 실시하였다. 이 검정법은 현재의 y 값이 과거의 y 값들에 의하여 얼마나 설명되는 지를 살펴보고 난후 x 의 과거 값들을 포함하는 것이 설명력을 높이는 가를 살펴보는 방법이다. 만일 x 가 y 의 예측에 도움이 되며, x 의 시차항들에 대한 추정계수들이 통계적으로 유의하다면 'y는 x에 의하여' Granger cause'한다고 말한다.²³⁾

22) Granger 인과관계검정은 먼저 다음의 두 변수에 대한 회귀분석을 실시한다.

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_i y_{t-i} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_i x_{t-i} + e_t$$

$$x_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_i x_{t-i} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_i y_{t-i} + u_t$$

다음, 각 회귀식에 대하여 $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_i = 0$ 결합가설(joint hypothesis)에 대하여 검정하며, 여기서 F통계량은 Wald 통계치이다. 귀무가설은 첫째 식에서 'x는 y를 그랜저인과하지 않는다'이며, 둘째 식에서 'y는 x를 그랜저인과하지 않는다'이다.

【표 4-3】 인플레이션관련 인과관계 검정

	시차1	시차2	시차4	시차8	시차12	H ₀ 기각여부
mz → riv	20.62(0.00)	9.86(0.00)	3.68(0.01)	1.66(0.11)	1.32(0.21)	기각
riv → mz	0.08(0.78)	0.05(0.95)	0.26(0.90)	0.87(0.55)	0.81(0.64)	채택
mz → mzu	192.0(0.00)	96.02(0.00)	49.15(0.00)	23.79(0.00)	17.10(0.00)	기각
mzu → mz	14.54(0.00)	1.93(0.15)	1.95(0.10)	3.49(0.00)	2.95(0.00)	기각
mz → mzue	0.14(0.71)	0.03(0.97)	1.10(0.36)	1.13(0.34)	0.99(0.46)	채택
mzue → mz	42.42(0.00)	14.67(0.00)	4.91(0.00)	1.31(0.24)	1.04(0.41)	기각
riv → mzu	164.8(0.00)	83.36(0.00)	0.27(0.90)	24.08(0.00)	15.65(0.00)	기각
mzu → riv	29.65(0.00)	9.83(0.00)	0.20(0.94)	1.66(0.11)	1.31(0.21)	기각
riv → mzue	0.00(0.95)	0.02(0.98)	0.27(0.90)	0.85(0.56)	0.75(0.70)	채택
mzue → riv	1.94(0.16)	0.05(0.95)	0.20(0.94)	0.87(0.54)	1.18(0.30)	채택
mzu → mzue	0.63(0.43)	2.81(0.05)	1.37(0.24)	2.69(0.01)	2.64(0.00)	기각
mzue → mzu	157.2(0.00)	84.10(0.00)	44.04(0.00)	24.22(0.00)	18.00(0.00)	기각

주: 1) A → B에 대한 귀무가설은 'A가 B를 그랜저인과하지 않는다'이다.
 2) 변수명은 mz(인플레이션율), riv(상대가격변동성), mzu(인플레이션 불확실성), mzue(기대되지 못한 인플레이션)
 3) 수치는 F-통계량이며, ()안의 수치는 p-값임.

그랜저 인과관계 검정결과, 먼저, 상대가격변동성(가격변동 분포의 표준편차)은 인플레이션으로부터 비교적 단기에만 관계가 존재하며, 인플레이션 불확실성간에는 양방향으로 장단기에 걸쳐 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

둘째, 인플레이션은 인플레이션불확실성과 양방향으로 장단기에 걸쳐 관계가 존재하며, 기대되지 못한 인플레이션에서 인플레이션으로는 단기에만 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 한편 상대가격변동성은 인플레이션에 대하여 직접적인 관계는 존재하지 않으나 인플레이션 불확실성을 통하여 간접적으로 인플레이션 방향으로 관계가 존재하는 것으로 해석된다.

셋째, 인플레이션 불확실성은 상대가격변동성과 인플레이션 그리고 기대되지 못한 인플레이션과 양방향으로 인과관계가 존재하는 것으로 나타나 인플레이션 변동성 관련 변수들간 인과관계에서 직접적 및 매개적 역할을 담당하는 것으로 나타났다.

23) x 가 y 를 그랜저인과(GC)한다는 의미는 y 가 x 의 결과이거나 영향이라는 것은 아니다. 이의 엄밀한 의미는 y 를 예측함에 있어서 x 가 선행하거나 이의 정보가 도움이 된다는 것이다. 따라서 그랜저 인과성은 경제적 의미의 인과성과 다르므로 그랜저 인과관계 검정을 통하여 종속변수(내생변수)와 독립변수(외생변수)를 결정하는 것은 옳지 않다.

넷째, 기대되지 못한 인플레이션은 인플레이션 불확실성과 양방향으로 그리고 인플레이션 방향으로 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 한편 상대가격변동성으로의 인과관계는 인플레이션 불확실성을 통하여 간접적으로 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

V. 인플레이션과 상대가격변동성간의 관계에 대한 회귀분석

1. 상향편의 문제 고려

본격적인 회귀분석에 들어가기에 앞서 제기될 수 있는 생성변수의 상향편의(generated regressor upward bias) 문제에 대하여 검토하였다. 이는 본 연구에서 도입된 기대된 인플레이션과 인플레이션 불확실성이 2단계를 걸쳐 생성된 시계열임에 따라 야기되는 것이다.

Leiderman(1980)은 두 단계를 통한 회귀분석에서의 추정치는 효율성(efficiency) 문제가 초래됨을 지적하였으며, 또한 Mishkin(1982)은 효율성뿐 아니라 통계량에 대한 신뢰도가 낮아짐을 보였다. 그리고 Pagan(1984)은 추정치가 일치성(consistence)과 효율성에서 큰 문제가 없지만, t -통계량 상향편의(upward bias)가 존재함을 보였다.

이에 대하여 Pagan(1984)은 전기의 예측치를 사용하는 경우, 첫째와 둘째 단계의 식을 2SLS로 추정하면 다소의 효율성 손실을 야기할 뿐 기존 통계량을 사용할 수 있으며, 또한 시차가 아닌 금기의 잔차항을 사용하는 경우 통계적으로 문제가 없음을 보였다. 그러나 효율성을 높이려면 두 방정식을 최우추정법으로 결합추정(joint estimation)할 것을 제안하였다.²⁴⁾ 한편 Silver · Ioannidis(2001)는 ARMA모형이 적절하게 추정되었다면, 이 과정을 통하여 생성된 변수를 포함하는 회귀식에서의 t -통계량은 신뢰할 수 있음을 보였다.²⁵⁾

24) 이는 Leiderman(1980)도 제시하였다.

25) 이에 대한 상세한 내용은 Silver · Ioannidis(2001, p.361과 Appendix A)를 참조하라.

본 연구에서 기대 및 기대되지 못한 인플레이션은 인플레이션을 적절하게 추정한 ARMA(1,2)과정에 의하여 생성되었으며, 또한 인플레이션 불확실성도 인플레이션을 GARCH(1,1)과정으로 전환하여 이의 조건부분산을 사용하였다. 따라서 생성된 기대되지 못한 인플레이션과 인플레이션 불확실성을 포함하는 회귀식에서 t -통계량은 Silver·Ioannidis(2001)에 따라 신뢰할 수 있을 것이다.

2. 상대가격변동성 결정요인 분석

1) 상대가격변동성에 대한 인플레이션과 인플레이션 불확실성의 영향

1976년 5월~2004년 12월 기간에 대하여 상대가격변동성의 결정요인을 분석하였다. 먼저, 상대가격변동성을 종속변수로 인플레이션 관련 시계열을 설명변수로 회귀분석하였으며, 1차 자기상관을 고려하기 위하여 AR(1)과정을 사용하였다.

$$riv_t = 1.57 + 0.88mz_t$$

$$(21.35) \quad (12.04)$$

$$Rho = 0.25(4.94), \quad \bar{R}^2 = 0.38/D.W. = 2.06 \quad (5.1)$$

여기서 riv_t 는 상대가격변동성, mz_t 는 인플레이션을, ()안의 수치는 t -통계량이다. (5.1)식은 인플레이션율이 상대가격변동성에 대하여 유의한 양의 관계를 갖고 있음을 보여준다.²⁶⁾

다음으로 인플레이션을 기대된 부분(mze)과 기대되지 못한 부분($mzue$)으로 구분하고 또한 Aarstol(1999)의 방법을 따라 인플레이션 불확실성(mzu)을 도입하였다. 여기서 인플레이션을 기대된 부분과 기대되지 못한 부분으로 구분하면서 이의 제곱을 사용하였는데, 이는 물가가 하락하는 경우에도 상대가격변동성이 확대될 수 있으므로 이를 고려하기 위함이다.²⁷⁾

26) 이승준·이후형(2001)은 품목분류에 따라 양의 관계의 유의도가 상이라고 보고 하였다.

27) 가격변동분포의 평균과 표준편차간의 산포도 그림을 살펴보면, 전체적으로 우상향의 방향으로 분포하나 일부는 좌상향의 방향으로 존재하며 이는 인플레이션율이 음

$$riv_t = 1.13 - 0.01(mze_t)^2 + 0.83(mzue_t)^2$$

$$(14.11) \quad (-0.13) \quad (12.43)$$

$$+ 2.00mzu_t$$

$$(3.26)$$

$$Rho = 0.16(2.92), \bar{R}^2 = 0.49/D.W. = 2.01 \quad (5.2)$$

인플레이션을 분해하여 추정한 결과 기대인플레이션은 유의하지 않았으며, 기대되지 못한 인플레이션만이 유의한 양의 관계를 갖았다. 또한 인플레이션 불확실성도 유의한 양의 관계가 존재하였다.²⁸⁾ 즉, 기대되지 못한 인플레이션과 인플레이션 불확실성의 확대가 상대가격변동성을 높이는 것으로 나타나 불완전정보모형과 Friedman 가설의 견해를 지지하는 것으로 해석된다.

세 번째로 기대되지 못한 인플레이션을 양의 부분($mzue^+$)과 음의 부분($mzue^-$)으로 구분²⁹⁾하여 아래의 식을 추정하였다. 이는 기대되지 못한 인플레이션($mzue$)의 상대가격변동성에 대한 비대칭성(asymmetry) 존재 여부를 검토하기 위함이다.³⁰⁾

$$riv_t = 1.20 + 0.08(mze_t)^2 + 0.86(mzue_t^+)^2$$

$$(14.51) \quad (0.75) \quad (13.28)$$

$$- 0.20(mzue_t^-)^2 + 1.70mzu_t$$

$$(-0.87) \quad (2.76)$$

$$Rho = 0.20(3.72), \bar{R}^2 = 0.52, D.W. = 2.02 \quad (5.3)$$

인 경우에도 상대가격변동성이 확대됨을 시사하는 것이다. Parks(1978)와 Fischer(1981)는 각각 인플레이션의 절대값과 제곱치를 사용하였다.

28) 이는 Aarstol(1999)의 연구결과와 일치되는 것이지만, 기대/기대되지 못한 인플레이션 모두 유의하나 인플레이션 불확실성은 유의하지 않는다는 김준원·최희갑(2002)의 결과와는 대치되는 것이다.

29) 양의 기대되지 못한 인플레이션은 기대되지 못한 인플레이션율이 양이 아니면 0, 그 외는 기대되지 못한 인플레이션율을 사용하며, 반대로 음의 기대되지 못한 인플레이션은 기대되지 못한 인플레이션율이 음이 아니면 0, 그 외에는 원래 기대되지 못한 인플레이션율을 사용하였다.

30) Fischer(1982)와 Aarstol(1999) 등도 이러한 방법을 사용하여 분석하였다.

기대되지 못한 인플레이션을 분해하여 추정한 결과 양의 기대되지 못한 인플레이션은 높은 유의수준에서 양의 관계를 갖고 있었으나, 음의 기대되지 못한 인플레이션은 유의하지 않은 것으로 나타났다.³¹⁾ 이는 기대되지 못한 인플레이션에 비대칭성이 존재한다는 사실을 의미하는 것이다. 또한 인플레이션 불확실성은 여전히 유의한 양의 관계가 존재하였다. 이는 가격이 하향 경직적일 가능성이 높다는 것을 의미한다.

이상과 같이 분석한 결과를 살펴보았을 때 우리나라에서는 불완전정보모형이 적용 가능하며 동시에 가격이 하향 경직적일 가능성을 시사하고 있다.

2) 유가의 상대가격변동성과 인플레이션간 관계에 대한 영향

앞에서 살펴본바와 같이 상대가격변동성과 인플레이션간 양의 관계에 대한 강건성(robustness)에 대한 논란이 있다. 만일 양자간 양의 관계가 유가 및 식료품 가격 충격에 기인한다면 기존 이론에 대한 신뢰성이 약화되는 결과로써 해석될 수 있다.

앞의 인플레이션과 상대가격변동성 그림에서 두 변수는 1980년 전후 큰 폭 상승하였으며, 1999년~2000년 중에도 확대되었는데 이 시기 유가가 큰 폭 상승하였다. 따라서 상대가격변동성과 인플레이션간의 정의 관계가 유가 급등에 기인하는가에 대하여 살펴볼 필요가 있다.

분석은 간접적인 방법으로서 유가상승시기인 1979년 7월~1980년 12월, 1999년 1월~2000년 10월 그리고 최근인 2002년 1월~2004년 12월 기간에 대한 가변수³²⁾(Dummy: D7980, D9900, D0204)를 회귀식에 추가하여 추정하였다.³³⁾

31) Aarstol(1999)은 미국의 경우 양/음 부분 모두 유의하였다고 분석하였다. 우리나라의 경우 김준원·최희갑(2002)은 양의 부분만이 유의하였으나, 기대인플레이션도 유의하다고 보고하여 본 연구결과와는 차이가 있다.

32) Aarstol(1999)과 Chang·Cheng(2000) 등이 가변수를 사용하여 유가변동에 따른 인플레이션과 상대가격변동성간 관계의 강건성을 분석한 바 있다.

33) 추정 기간인 1976년 이후 유가(중동산 평균, 미달러/베럴)가 급등하였던 시기는 세 차례로 1979년 4월 13달러에서 1980년 12월 32달러로 상승하였고, 1999년 3월 11달러에서 2000년 10월 32달러로 올랐으며, 최근 2002년 1월 18달러에서 2004년 12월 34달러로 오른 바 있다.

$$\begin{aligned}
 riv_t &= 1.23 + 0.13(mze_t)^2 + 0.86(mzue_t^+)^2 \\
 &\quad (12.90) \quad (1.14) \quad (12.17) \\
 &\quad - 0.29(mzue_t^-)^2 + 1.33mzu_t + 0.13D7980 \\
 &\quad (-1.24) \quad (1.90) \quad (0.43) \\
 &\quad + 0.19D9900 + 0.08D0204 \\
 &\quad (1.03) \quad (0.58) \\
 Rho &= 0.23(4.16), \bar{R}^2 = 0.50, D.W. = 2.01 \quad (5.4)
 \end{aligned}$$

추정결과 유가더미는 양의 부호로 나타났으나 유의하지 않았다.³⁴⁾ 이는 상대가격변동성과 인플레이션간의 양의 관계가 유가충격에 의존하는 것이 아니며 유가충격은 모든 가격을 동시적으로 상승시켜서 변동성에는 큰 영향을 주지 않으나 물가를 상승시키는 것이라는 의미이다.³⁵⁾ 한편 양의 인플레이션과 인플레이션 불확실성은 여전히 유의한 것으로 나타났다.

3) 환율의 상대가격변동성과 인플레이션간 관계에 대한 영향

앞의 인플레이션과 상대가격변동성 그림을 보면, 1997년 말 외환위기 이후 인플레이션은 안정되고 있으나 상대변동성은 오히려 높아져 양자간의 관계는 이전과 달리 밀접하지 않고 괴리되는 모습을 보이고 있다. 이러한 현상의 요인으로 고려될 수 있는 것은 원화환율이 자유변동제로 이행하면서 변동성이 커진 반면 인플레이션은 물가안정목표제의 시행에 따라 이전과 비교하여 상대적으로 낮고 안정적인 수준을 보이고 있는데 기인하고 있을 가능성이 있다.

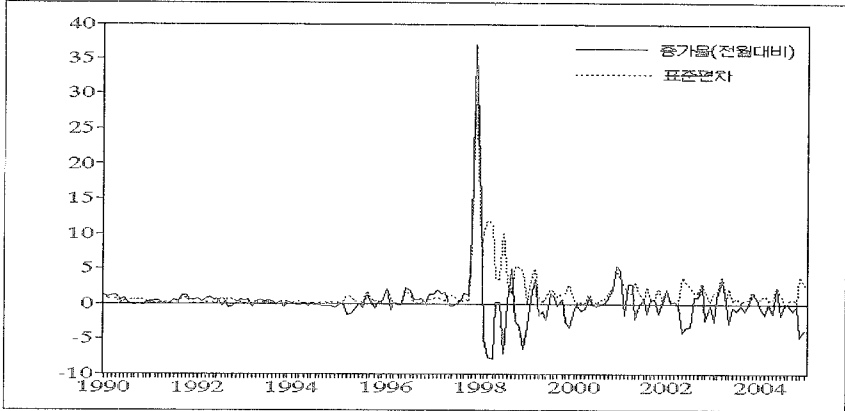
직관적인 이해를 위하여 실제 1990년 이후 원/달러환율의 전월대비 증가율의 절대값을 구하고 이의 평균과 표준편차를 1990년 1월~1997년 10월 기간과 1997년 11월~2004년 12월 기간으로 나누어 살펴보면 외환위기 이전기간의 평균과 표준편차는 각각 0.57%와 0.53이지만, 외환위기이후의 평균과 표준편차는 각각 2.49%와 4.47로 큰 폭으로 확대되었다. 아래의 그림

34) 추가적으로 유가가 큰 폭으로 하락하였던 1986년에 대한 가변수도 역시 유의하지 않았다.(유가는 1986년 3월중 22달러에서 9월에는 9달러로 하락하였다.)

35) 이승준·이후형(2001)은 근원(core)물가를 사용하여 양자간 음의 관계이며 유의하지 않은 것으로 분석하여 양자간 관계는 유가충격에 의존하고 있다고 해석하였다.

은 원/달러환율의 전월대비 증가율과 이의 2년 이동평균에 대한 표준편차를 그린 것이다.

【그림 5-1】 원/달러환율 증가율과 변동성 추이



환율변동성 변화가 상대가격변동성에 대하여 영향을 주는가에 대하여 살펴보기 위하여 유가의 경우처럼 간접적인 방법으로 자유변동환율제를 실시한 이후인 1997년 11월~2004년 12월 기간³⁶⁾에 대하여 가변수(Dummy: D9704)를 만들어 회귀식에 추가하였다.

$$\begin{aligned}
 riv_t = & 1.19 + 0.17(mze_t)^2 + 0.85(mzue_t^+)^2 \\
 & (14.72) \quad (1.45) \quad (13.18) \\
 & - 0.25(mzue_t^-)^2 + 1.18mzu_t + 0.18D9704 \\
 & (-1.08) \quad (1.97) \quad (1.82) \\
 Rho = & 0.19(3.40), \bar{R}^2 = 0.52, D.W. = 2.02 \quad (5.5)
 \end{aligned}$$

추정결과 환율터미변수는 상대가격변동성에 대하여 양의 관계를 지니며 10% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 따라서 외환위기 이후 인플레이션율은 하향 안정적이지만 상대가격변동성은 높아지는 양자간 괴리의 요인으로 환율제도의 변화에 따른 환율변동성의 확대에 따라 교역재 물가의 변동

36) 자유변동환율제의 실시는 1997년 12월 16일에 시행되었으나, 11월중 환율변동 폭을 이전의 기준 환율대비 ±2.25%에서 ±10%로 큰 폭 확대하였으므로 이를 반영하여 기간을 설정하였다.

성이 커지고 있는데 기인할 가능성이 존재한다고 해석할 수 있겠다. 한편 양의 인플레이션과 인플레이션 불확실성은 여전히 유의한 것으로 나타났다.

VI. 결론 및 연구 방향

본 연구는 경제여건의 변화와 관련하여 우리나라의 상대가격변동성 및 인플레이션 불확실성과 인플레이션과의 관계에 대하여 실증 분석하였다. 1975~2004년 기간 중 월별 소비자물가를 구성하는 중분류 개별물가지수들을 대상으로 소비자물가 변동분포를 형성하고 이의 1차 적률(인플레이션)과 2차 적률(표준편차, 상대가격변동성)을 구하였다. 인플레이션은 ARMA(1,2)과정을 따르며 ARCH구조를 지니고 있으므로 GARCH(1,1)으로 추정하고 이의 조건부분산을 인플레이션 불확실성으로 구하였으며, 인플레이션에 ARMA(1,2)를 적용하여 기대된 인플레이션과 기대되지 못한 인플레이션으로 분해하였다.

분석 결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 상대가격변동성과 인플레이션은 전반적으로 상당히 밀접하게 움직였으나 최근에는 이전에 비하여 양자간 괴리가 확대되는 모습을 보였다.

둘째, 시계열적 특성분석에서 인플레이션, 상대가격변동성, 인플레이션 불확실성, 기대되지 못한 인플레이션은 단위근이 존재하지 않는 정상적 시계열로 나타났다. 또한 인플레이션은 인플레이션 불확실성과 양방향, 상대가격변동성으로 관계가 존재하였으며, 상대가격변동성은 인플레이션 불확실성을 통하여 간접적으로 인플레이션으로 관계가 존재한다.

셋째, 회귀분석을 통하여 1) 인플레이션은 상대가격변동성에 대하여 높은 유의수준에서 양의 관계가 있으며, 2) 인플레이션을 분해하여 추정한 결과, 기대되지 못한 인플레이션과 인플레이션 불확실성만이 유의한 양의 추정치를 보였으며 예상한대로 기대인플레이션은 유의하지 않았다. 3) 기대되지 못한 인플레이션을 분해하여 추정한 결과, 양의 부분은 유의한 양의 추정치를 보였으나 음의 부분은 유의하지 않은 것으로 나타나 기대되지 못한 인플레이션에 비대칭성이 존재하며 이는 가격이 하향 경직적일 것이

리는 것을 추론하게 한다.

넷째, 상대가격변동성과 인플레이션간의 정의 관계는 유가충격에 대하여 강건하였으며 유가충격이 상대가격변동성에 주는 영향은 미약한 것으로 보아 유가상승은 일반 물가를 동시적으로 상승시키는 것으로 추정된다.

다섯째, 최근 상대가격변동성과 인플레이션간의 괴리 확대는 자유변동환율제로 변경되면서 환율의 변동성이 확대됨에 기인하고 있을 가능성이 높은 것으로 분석되었다.

본 연구는 다음 세 방향으로 연구가 확대되어야 하며 저자들은 이를 수행하고 있다.

첫째, 왜도가 포함되어 분석을 할 필요가 있다. 만일 가격변동 분포에 우측 왜도가 존재한다면 이는 분명히 가격이 하향 경직적이라는 것을 의미한다.

둘째, 품목별 가격 상승과 상대가격 변동성, 기대 물가, 왜도와 인플레이션 불확실성의 관계를 규명하여 산업별 또는 품목별 가격경직성 여부를 밝히는 것이 필요하다.

셋째, 이상과 같은 분석을 기초로 하여 이들 변수와 산출량과의 관계를 분석하고 이것이 필립스곡선에 미치는 영향을 분석하는 것이 중요한 것이다. 이는 미시적 분포가 거시 변수에 미치는 영향을 규명함과 동시에 불확실성이 거시 경제에 미치는 영향을 분석해내는 시금석이 될 것으로 생각된다. 지금까지 미시적 분포의 변화가 거시변수에 미치는 영향은 거의 이루어져 있지 않거나 거시 변수는 미시 분포 변화에 대하여 중립적인 것으로 여겨지고 있다는 점을 밝혀둔다.

◆ 참고문헌 ◆

- 김준원·최희갑 (2002), “인플레이션이 상대가격 변동성에 미치는 영향,” 『금융학회지』, 제7권 제2호, 한국금융학회, pp.137-164.
- 김치호·문소상 (1998), “인플레이션과 상대가격 변동성,” 『경제분석』, 제4권 제4호, 한국은행.
- 박동순 (1991), “인플레이션과 인플레이션 불확실성간의 관계분석,” 『금융경제연구』, 제29호, 한국은행.

- 박종규 (1997), “메뉴비용과 가격충격분포,” 『재정금융연구』, 제4권 제1호, 한국조세연구원, pp.53-92.
- 신선우 (2000), “인플레이션 불확실성과 상대가격 변동성이 총투자에 미치는 영향,” 『지역개발연구』, 제32권 제1호, 전남대학교 지역개발연구소, pp.281-294.
- 신선우 · 구재운 (2003), “인플레이션, 인플레이션 불확실성과 투자,” 『국제경제연구』, 제9권 제1호, 국제경제학회, pp.207-223.
- 유윤하 · 성명기 (1996), “우리나라 소비자물가 변동의 분포와 정책적 함의,” 『KDI 정책연구』, 제18권 제3/4호, 한국개발연구원, pp.63-117.
- 이승준 · 이후형 (2001), “한국의 인플레이션과 상대가격 변동성에 관한 실증연구,” 『국제무역연구』, 제7권 제1호, 국제무역학회, pp.37-57.
- 한성신 · 조인숙 (1999), “인플레이션변동성이 인플레이션에 미치는 영향,” 『연세경제연구』, 제VI권 제2호, 연세대학교경제연구소, pp.175-200.
- Aarstol, Michael (1999), “The Determinants of Relative Price Variability,” *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol. 38, No. 3, pp.51-64.
- Assarsson, Bengt (1986), “Inflation and Relative-Price Variability - A Model for an Open Economy Applied to Sweden,” *Journal of Macroeconomics*, Vol. 8, No. 4, pp.455-469.
- Bakhshi, Hasan (2002), “Inflation and Relative Price Variability,” *Economics Letters*, No. 76, pp.27-33.
- Ball, Laurence and Gregory Mankiw (1995), “Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 1, pp.161-193.
- Blejer, Mario and Leonardo Leiderman(1980), “On the Real Effects of Inflation and Relative-Price Variability: Some Empirical Evidence,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 62, No. 4, pp.539-544.
- Bomberger, William and Gali Makinen (1993), “Inflation and Relative Price Variability: Park’s Study Reexamined,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 25, No. 4, pp.854-861.
- Bollerslev, Tim (1986), “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, Vol. 31, pp.307-327.
- Caglayan, Mustafa and Alpay Filiztekin (2003), “Nonlinear Impact of

- Inflation on Relative Price Variability," *Economics Letters*, No. 79, pp.213-218.
- Chang Eric C. and Joseph W. Cheng (2000), "Future Evidence on the Variability of Inflation and Relative Price Variability," *Economics Letters*, No. 66, pp.71-77.
- Cukierman, A. (1984), *Inflation, Stagflation, Relative Prices and Imperfect Information*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Debelle, Guy and Owen Lamont (1997), "Relative Price Variability and Inflation: Evidence from the U.S. Cities," *Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 1, pp.132-152.
- Driffill, John and Grayham Mizon and Alistair Ulph (1990), "Costs of Inflation," *Handbook of Monetary Economics*(edited by B. M. Friedman and F. H. Hahn), Ch. 19, pp.1013-1066.
- Elliot, G.T, Rothenberg, and J. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," *Econometrica*, Vol. 64, pp.813-836.
- Enders, Walter (1995), *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons.
- Engle, Robert (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, Vol. 50, No. 4, pp.987-1008.
- Fielding, David and Paul Mizen (2000), "Relative Price Variability and Inflation in Europe," *Economica*, Vol. 67, pp.57-78.
- Fischer, Stanley (1981), "Relative Shocks, Relative Price Variability, and Inflation," *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 2, pp.381-441.
- Friedman, Milton (1977), "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment," *Journal of Political Economy*, Vol. 85, No. 3, pp.451-472.
- Froyen, Richard and Roger Waud (1984), "The Changing Relationship between Aggregate Price and Output: The British Experience," *Economica*, Vol. 51, No. 201, pp.53-67.
- Grier, Kevin and Mark Perry (1996), "Inflation, Inflation Uncertainty, and Relative Price Dispersion: Evidence from Bivariate

- GARCH-M Models," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 38, pp.391-405.
- Hercowitz, Z (1981), "Money and the Dispersion of Relative Prices," *Journal of Political Economy*, Vol. 89, pp.328-356.
- Jaramillo, Carlos Felipe (1999), "Inflation and Relative Price Variability: Reinstating Park's Results," *Journal Monetary, Credit and Banking*, Vol. 31, No. 3, Part 1, pp.375-385.
- Kawasaki, S, and D., Gahlen, and A., Buck (1984), "The Variability of Relative Price Expectations, the Rate of Inflation and the Phillips Curve," *Leading Indicators and Business Cycle Surveys*, St. Martin's Press.
- Kwiatkowski D., P. Phillips, P. Schmidt and Y. Shin (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root," *Journal of Econometrics*. Vol. 54, pp.159-178.
- Klein, B. (1976), "The Social Costs of the Recent Inflation: The Mirage of Steady Anticipated Inflation," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. Vol. 3. pp.185-212.
- Leiderman, L. (1980), "Macroeconometric Testing of the Rational Expectations and Structural Neutrality Hypothesis for the United States," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 6, pp.69-82.
- Levi, Maurice, and Makin, John (1980), "Inflation Uncertainty and the Phillips Curve: Some Empirical Evidence," *American Economic Review*, Vol. 70, No. 5, pp.1022-1027.
- Lucas, Robert Jr. (1973), "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs," *American Economic Review*, Vol. 63, No. 3, pp.326-334.
- Mishkin, F. (1982), "Does Anticipated Monetary Policy Matter? An Econometric Investigation," *Journal of Political Economy*, Vol. 90, pp.22-51.
- Nath, Hiranya K. (2004), "Inflation and Relative Pprice Variability: Short-Run vs. Long-Run," *Economics Letters*, No. 82, pp.363-369.
- Pagan, Adrian (1984), "Econometric Issues in the Analysis of

- Regressions with Generated Regressors," *International Economic Review*, Vol. 25, No. 1, pp.221-247.
- Parks, Richard (1978), "Inflation and Relative Price Variability," *Journal of Political Economy*, Vol. 86, No. 1, pp.79-95.
- Parsley, David (1996), "Inflation and Relative Price Variability in the Short and Long Run: New Evidence from the United States," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 28, No. 3, Part 1, pp.323-341.
- Rotemberg, J. (1983), "Aggregate Consequences of Fixed Costs of Price Adjustment," *American Economic Review*, Vol. 73, pp.433-436.
- Sheshinski, E. and Y. Weiss (1983), "Optimum Pricing Policy under Stochastic Inflation," *The Review of Economic Studies*, Vol. 50, No. 3, pp.513-529.
- Silver, Mick and Christos Ioannidis (2001), "Intercountry Differences in the Relationship between Relative Price Variability and Average Prices," *Journal of Political Economy*, Vol. 109, No. 2, pp.355-374.
- Vining, Daniel and Thomas Elwertowski (1976), "The Relationship between Relative Prices and the General Price Level," *American Economic Review*, Vol. 66, No. 4, pp.699-708.
- Vitek, Francis (2002), "An Empirical Analysis of Dynamic Interrelationships Among Inflation, Inflation Uncertainty, Relative Price Dispersion, and Output Growth," WP. 2002-39, Bank of Canada.

The Relationships among Relative Price Variability, Inflation and Inflation Uncertainty

Sung-Shin Han* · Myung-Kee Sung**

Abstract

This paper empirically analyzes the relationships among relative price variability(RPV), inflation uncertainty and inflation in Korea from 1975 to 2004 using monthly CPI. Mean and standard deviation of price changes of CPI items tend to be positively correlated. Inflation is followed by ARMA(1,2) process, and inflation have an ARCH structure. In unit root test, time series such as inflation, RPV, inflation uncertainty reject the null hypothesis of having the unit root. Expected inflation rates are estimated, and then unexpected infaltion rates are classified into two parts, positive and negative ones. Positive unexpected inflation and inflation uncertainty are significant on RPV, but negative unexpected inflation is insignificant, which may imply implicitly to occur the right skewness of price distribution and downward rigidity of price. A positive relationship between RPV and inflation is robust to oil price shocks. A deviation between RPV and inflation in recent period may be responsible for expanding of exchange rates variability.

KRF Classification: B030300

Key Words: relative price variability, inflation, inflation uncertainty, distribution of price changes

* Professor, School of Economics, Yonsei University

** Analyst, Division of Economic Analysis, National Assembly Budget Office