

인플레이션변동성이 인플레이션에 미치는 영향

한성신 · 조인숙

한국의 월별 소비자물가지수를 이용하여 인플레이션변화성과 인플레이션변동성을 분석의 개념으로 측정했을 때 이들 변수는 인플레이션에 장기적으로 정(+)의 방향으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 인플레이션이 화폐적 현상만은 아니며 상대가격 구조 또는 기대의 불확실성도 원인이 된다는 것을 의미한다.

인플레이션율을 비롯하여 변화 또는 변동을 나타내는 변수는 $I(0)$ 가 될 것이 기대되었으나 $I(1)$ 으로 나타났다. 이는 한국에서는 가격이 상당히 경직적이라는 것을 암시한다.

VAR분석에서는 상대가격구조의 변화가 지속적으로 장기간에 걸쳐 영향을 주고 있으며 기대의 불확실성을 나타내는 인플레이션변동성의 영향은 단기적으로는 크게 나타났지만 어느 정도 기간이 지나면 소멸되는 것으로 나타났다.

I. 서 론

상대가격의 변화가 인플레이션에 영향을 미친다면 인플레이션은 순수한 화폐적 현상만은 아니라는 것을 의미한다. 따라서, 화폐적 요인이 아닌 다른 요인에서 인플레이션의 원인을 찾아야 할 것이다. 본 연구는 1975년부터 1996년까지의 한국 소비자물가지수의 월별 자료를 통하여 인플레이션의 요인을 분석하는 것을 목적으로 한다.

인플레이션을 유발하는 원인에 대한 연구는 크게 두 가지 방향에서 이루어져 왔다. 우선 화폐공급의 증가에 기인한 화폐적 현상으로 인플레이션을 분석하는 고전 학파적 시각이 있다. 이러한 관점에서의 인플레이션은 명목적 현상에 지나지 않

연세대학교 경제학과, 서울시 서대문구 신촌동 134, 120-749.

연세대학교 경제학과 연구조교, 서울시 서대문구 신촌동 134, 120-749.

며, 상대가격의 변화가 발생하더라도 장기에 있어서는 초기의 균형으로 돌아간다. 따라서, 가격구조나 생산에 대한 충격은 단기에만 영향을 미칠 뿐 장기에는 그 영향이 소멸한다. 이에 대해 공급측면의 충격은 상대가격에 영향을 미치며 상대가격의 변화가 인플레이션의 요인이라고 보는 시각이 있다. 이러한 이론들에 따르면 상대가격에 영향을 주는 공급 충격은 장기 인플레이션에도 영향을 미치므로, 장기에 있어서 경제는 외부적 충격에 반응하며 균형수준도 변하게 된다. 우리의 목적은 인플레이션이 화폐적 현상만이 아니라는 것을 보이려고 하는 것이므로 인플레이션에 영향을 미치는 공급측면의 요인들에 대한 이론들을 본 연구의 기본 틀로 삼아 한국의 장기 인플레이션의 원인을 분석해 보도록 한다.

공급측면의 충격이 발생한다 하더라도 모든 재화의 가격이 동일한 영향을 받는 것은 아니다. 즉, 재화에 따라 영향은 상이하므로 재화 사이의 상대가격을 변화시키게 된다. 이러한 상대가격의 변화는 장기적으로 균형상대가격을 변화시키며 이는 다시 일반물가에도 영향을 미친다.

공급측면의 충격이 발생하더라도 그것이 일시적 현상이라고 한다면 장기적으로 상대가격의 구조는 변하지 않으며 인플레이션은 결국 화폐적 현상으로 설명이 가능하다. 만약 충격이 지속적으로 가격에 영향을 준다면 결국 상대가격의 구조는 영구적으로 변하게 된다. 영구적 상대가격구조의 변화는 자원의 이동을 유발하며, 이때 그에 대한 거래 비용이 발생하므로 경제 전체적으로는 비용증가에 따른 비효율이 발생한다. 이와 같이 상대가격구조가 변하면 비용 증가에 따라 경제성장에도 부(一)의 영향을 미치게 된다.

Mills [10] 이후 상대가격과 인플레이션의 상관관계에 대해서는 많은 논의가 계속적으로 이루어져 왔다. 특히 Vining and Elwertowski [15]는 상대가격변화성(relative price variability)을 평균가격지수에 대한 개별 품목의 분산으로 정의하고 인플레이션과 상대가격변동 사이에 정(+)의 관계가 존재함을 보였다. 품목별 상대가격의 분산이 커지면 그에 따른 인플레이션율의 상승이 나타난다는 것이다. 상대가격의 변화에 따른 인플레이션율의 변화를 설명하고자 할 때, 화폐공급의 증가와 같은 총수요충격만으로 인플레이션율 상승을 설명할 수 없다는 것이다. 상대가격의 분산이 증가한다는 것은 균형상대가격에 변화를 주는 어떠한 충격이 발생하였다는 것을 의미하며, 상대가격의 분산이 증가함에 따라 인플레이션율이 상승한다는 것은 상대가격에 영향을 미치는 충격요인이 인플레이션에도 영향을 미친다는 것이다.

다른 한편, DeBelle and Lamont [1]은 상대가격변화성과 인플레이션율 사이의 정(+)의 관계를 밝혀 내었으나 이에 대하여 다른 접근방법을 사용하였다. 즉, 상대가격변화성의 원인은 식료품 또는 원유의 가격이 시간에 걸쳐 급격하게 변하는 데

기인한다고 설명하였다. 이들 품목의 가격이 다른 품목의 가격에 크게 영향을 미치게 되므로 이들 품목의 가격변화는 균형상대가격수준에 영향을 주게 된다는 것이다. 이들의 연구에서는 이전의 상대가격과 인플레이션 간의 관계를 설명하는 다른 연구논문들의 분석 과정에서 통계적 기법이나 定義 오류가 있었음을 비판하였다. 이들은 시계열자료뿐만 아니라 횡단면자료를 분석하였다. 횡단면분석의 결과는 상대가격과 인플레이션의 관계에 대한 이전의 설명들에서 나타난 통계적 기법이나 정의의 오류 없이 두 변수의 관계에 대한 설명이 가능함을 보여 주었다.

미국의 물가변수가 아닌 다른 국가들의 물가변수를 이용한 분석에서도 인플레이션과 상대가격 사이에는 정(+의 상관관계가 성립한다는 것을 보이는 연구논문들이 제시되었다. Hercowitz [4], [5]는 서독의 자료를 사용하여 상대가격의 변화와 인플레이션을 사이에 정의 상관관계가 있다는 것을 보였다. 영국의 물가자료를 이용한 Domberger [2]의 분석에서도 상대가격 분산의 증가와 인플레이션율의 상승이 서로 영향을 미친다는 증거가 제시되었다. Lach and Tsiddon [6], [7]은 이스라엘의 경우에도 상대가격변화성과 인플레이션율은 정의 상관관계를 가지고 있음을 보였다.

1980년대 초반 미국에서 디플레이션이 나타나던 기간의 자료를 이용한 Reinsdorf [14]의 분석은 주목할 만하다. 디플레이션이 나타나는 동안의 상대가격변화성과 인플레이션율의 관계를 분석하였을 때 이들 두 변수가 부(-)의 상관관계를 가지고 있음을 발견하였다. 이는 인플레이션 상태에서는 정(+의 상관관계가 존재함을 보여 주는 것이며 동시에 두 변수 사이에 비선형관계가 존재할 수 있음을 보여 주었다.

Laurence and Mankiw [8], [9]는 상대가격변화성과 인플레이션율의 관계를 분석하면서 이들 두 변수의 인과관계를 분석하여 상대가격이 인플레이션에 영향을 준다는 결과를 얻었다.

이러한 상대가격변화성과 인플레이션율 간의 정의 상관관계를 설명하는 연구논문들에 대하여, 그 분석 과정에서 계량기법을 잘못 적용시키거나 잘못 정의된 변수를 사용하였다는 반론이 제기되었다. 이에 대해 Parsley [12]는 시계열분석뿐만 아니라 횡단면분석을 동시에 실시하여 다시 반증을 제시하였다. Parsley는 상대가격과 상대인플레이션의 횡단면자료의 분산이 인플레이션율과 정의 관계에 있다는 것을 보였는데, 이 결과는 즉 상대가격변화성에 대한 定義상의 조작, 화폐증가, 계절요인과 같은 기타요인에 의존하는 것이 아니라는 것을 명시하는 것이다.

본 연구에서는 한국의 경우에 대해서 다른 나라의 연구 결과를 확인하고, 또한 재화간의 상대가격의 변화뿐만 아니라 인플레이션의 불확실성이 인플레이션에 주는 영향을 분석하기로 한다. 인플레이션의 불확실성이라고 하는 것은 매 시점마다

인플레이션율이 달라서 경제주체가 미래의 인플레이션을 예측하기가 어려운 현상을 의미한다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 우선 우리가 분석하고자 하는 자료들의 성격을 파악한다. 한국의 경제시계열은 대부분 자기상관을 가지는 것으로 알려져 있다. 그리고 자기상관을 갖는 시계열자료의 특성을 고려한 통계방법을 사용하여 상대가격과 인플레이션 간의 관계를 분석해 보도록 한다. 다음으로는 상대가격의 변동에 의한 시장 전체의 가격구조 변화를 나타내는 척도를 사용하여 상대가격과 인플레이션의 관계를 분석해 보도록 한다. 그리고 상대가격변동성의 척도가 되는 여러 시계열과 총인플레이션 간의 관계를 VAR분석을 통해 알아보기로 한다.

II. 변동성과 변화성의 측정

앞으로의 분석은 1975년부터 1996년에 해당하는 기간 동안의 한국의 소비자물가지수(CPI)를 기본 자료로 한다. 각 품목에 대한 가중치는 매 5년마다 바뀌며, 이를 이동평균하여 해당 연도의 가중치를 결정하였다. 본 연구에서는 1975년 1월부터 1996년 12월까지의 월별 소비자물가지수를 이용하여 물가상승률과 상대가격 및 가격변화성을 계산하였다.

특정 재화의 가격이 상승하였다고 하자. 그러면 그 재화가 일반물가에서 차지하는 비중만큼 물가를 상승시키게 된다. 그러나 물가상승은 여기에 그치지 않고 물가를 더 올리는 효과를 갖게 될 것이다. 왜냐하면, 상대가격의 변화로 자원의 이동을 초래하고 자원의 이동은 일정한 거래비용을 발생시키므로 물가가 특정 재화가 갖는 비중 이상으로 인플레이션이 발생하게 될 것이기 때문이다. 뿐만 아니라 자원의 이동에는 상당한 시간이 요구되므로 상당한 기간에 걸쳐서 물가를 올릴 것으로 예측된다. 여기에서는 상대물가의 변화를 상대가격변화성(relative price variability)이라고 부르기로 한다.

SRP(standard deviation of relative price)가 상대가격변화성의 척도를 나타낸다고 할 때 이는 다음과 같이 정의한다.

정의 1 상대가격변화성

$$SRP_i = \left[\sum_{i=1}^n w_i (\log P_{it} - \log P_i)^2 \right]^{0.5}$$

w_i : 가중치 ($i = 1, \dots, 10$)

P_i 가 품목 i 에 대한 t 기의 가격지수이고 P_t 는 총지수이다. 상대가격변화성의 척도 SRP 는 시장내 자원배분에 대한 정보를 준다. 만일에 기호의 변화, 기술의 변화, 또는 원자재가격의 변화 등과 같은 외생적 충격에 의하여 특정 품목의 가격이 변하게 되면 SRP 는 증가하게 되고 이는 현재의 자원배분이 균형으로부터 보다 멀리 떨어져 있다는 것을 의미한다. 따라서, SRP 의 상승은 자원 재배분의 필요성을 나타내게 되고 이의 하락은 균형으로 수렴하는 방향으로 움직이고 있다는 것을 의미하게 된다.

예를 들어, 기준연도의 물가지수가 균형상태에 있다고 하자. 그러면 SRP_t 는 0이 될 것이다. 여기에 특정품목의 가격이 외적 요인에 의하여 변하게 되었다고 하자. 그러면 SRP 는 0보다 큰 숫자로 나타나게 된다. 이 때 시장내에서 거래비용이 없이 자원이 자유롭게 이동할 수 있다고 한다면 SRP 는 시간이 지나면서 0으로 수렴해야 할 것이다. 이는 SRP 의 변화는 단기적으로는 물가에 영향을 줄 수 있지만 장기적으로는 물가에 영향을 주지 않는다는 뜻이다. 그러나 자원이동에 따라 거래비용이 존재하게 되면 장기적으로도 물가에 영향을 줄 것으로 예상된다.

다른 한편, 특정 품목에 대해 가격변동요인이 발생할 경우 기존의 상대가격은 일정시간에 걸쳐 새로운 상대가격구조로 이행하게 된다. 이 때 이전의 상대가격구조에서 새로운 상대가격구조로 얼마나 빨리 이행하는지 그 조절속도를 측정하는 척도가 필요하다. 이를 인플레이션변화성(inflation variability)이라고 부르기로 한다.

$SINF$ (standard deviation of inflation variability)는 인플레이션변화성의 척도를 나타낸다고 할 때 그 정의는 다음과 같다.

정의 2 인플레이션변화성

$$SINF_t = [\sum_{i=1}^{10} w_i (\Pi_{it} - \Pi_t)^2]^{0.5}$$

w_i : 가중치 ($i = 1, \dots, 10$)

Π_{it} 는 품목 i 에 대한 인플레이션율이고, Π_t 는 총인플레이션율을 나타낸다. $SINF$ 는 총인플레이션으로부터의 품목별 인플레이션율의 표준편차이다. 인플레이션변화성은 상대가격구조의 조절속도의 지시자가 된다. 만일에 상대가격구조가 균형상태에 있다고 한다면 $SINF$ 는 0이 되어야 할 것이다.

예를 들어, 석유가격이 상승해서 새로운 상대가격구조로의 이행이 요구된다고 하자. 석유가격 상승은 다른 재화의 가격변화에 영향을 미치며 이에 따른 새로운 상대가격구조가 필요하다. $SINF$ 는 상대가격의 변화가 새로운 상대가격구조로 변화

는 과정이 어떠한 속도로 진행되는지를 측정해 준다.

시장경제하에서 시장청산이 이루어진다면, 상대가격의 변화 없이 물가수준, 즉 일반물가만 변할 때 산업간의 자원 이동은 발생하지 않는다. 그러나 일반물가상승률, 즉 인플레이션율이 계속적으로 등락을 거듭한다면 기대인플레이션에 대하여 불확실성이 증대하게 된다. 이러한 불확실성의 증대가 차기의 물가에 다시 영향을 주는가? 다시 말하면, 어떠한 이유로든 인플레이션율이 들쭉날쭉하게 되면 이것이 다시 인플레이션에 어떠한 영향을 주는가? 여기에서는 일반물가의 변화를 인플레이션변동성(inflation volatility)이라고 부르기로 한다.

인플레이션변동성은 다음과 같이 정의한다.

정의 3 인플레이션변동성

$$V\pi_t = \sum_{i=1}^{12} \left[\log P_{t-i} - \left(\frac{1}{12} \sum_{i=1}^{12} \log P_{t-i} \right) \right]^2$$

인플레이션변동성이란 시간에 걸쳐 인플레이션에 대한 불확실성이 어느 정도인가를 나타내 주는 척도이다. 여기에서는 인플레이션변동성을 인플레이션율의 이동분산으로 측정하였다.¹⁾ 시간에 걸쳐서 인플레이션율이 일정한 수준을 유지한다면 인플레이션율의 이동분산은 0이 될 것이다. 그러나 인플레이션율의 크기가 시간에 걸쳐 일정하지 않고 계속 들쭉날쭉한다면 그 분산은 증가할 수밖에 없을 것이다. 따라서, 인플레이션율의 변화 정도가 심해지면 인플레이션변동성도 증가하며 이로 부터 인플레이션에 대한 불확실성이 증대할 것이다.

Ⅲ. 인플레이션과 가격변화성

1. 상대가격변화성

상대가격구조의 변화, 즉 *SRP*의 변화는 인플레이션과 어떠한 관계를 갖겠는가? 제Ⅱ장에서 설명한 바와 같이 자원이동을 초래하게 되고 이에 따라 비용이 들게 되어 인플레이션이 유발된다. 또한, 이동에 시간이 걸리게 되어 그에 따른 시간만

1) ARCH에 의해서 측정할 수도 있다. 그러나 이 경우에는 기대물가상승률을 측정하는 모형을 구축하여야 하는 번거로움이 뒤따르고, 또한 그렇게 한다고 해도 본 연구의 목적에 커다란 실익이 없다고 판단하여 단순한 이동분산에 의하여 측정하였다.

큼 지속적으로 물가에 영향을 주게 된다. 이는 특정 재화의 가격이 내려서 물가하락 요인이 발생한다고 해도 마찬가지이다. 이러한 경우에 물가하락분만큼 총물가가 하락하지 않는 결과를 낳을 것이다. 따라서, SRP 와 인플레이션과는 정(+)의 관계가 설정될 것으로 예상된다. 이는 다음과 같은 회귀분석식에서 알 수 있다.

$$\Delta \log P_t = 0.0011 + 3.3381 \Delta \log SRP_t + u_t^{(2)}$$

(6.41) (56.94)

$$\overline{R^2} = 0.9252 \quad D.W. = 1.9845$$

위 식에서 $\Delta \log P_t$ 는 P_t 의 자연대수를 취한 다음 차분을 하였으므로 물가상승률을 나타내고, $\Delta \log SRP_t$ 는 SRP 의 변화율을 나타낸다.

위의 회귀분석 결과를 살펴보자. 상대가격변화성에 변화가 발생하면 물가상승률이 영향을 받는다는 것을 확인할 수 있다. 한편, 상대가격변화성이 변화가 없을 경우, 즉 $\Delta \log SRP_t$ 가 0이 되는 경우는 상대가격구조의 변화가 없는 상태를 의미하며 위의 회귀방정식에는 시차변수가 없으므로 상대가격구조가 균형에 도달하였음을 의미한다. $\Delta \log SRP_t$ 가 0이라고 한다면 상수항만큼 물가상승이 나타나게 되는데 이 경우 물가는 매월 0.1% 정도로 상승한다는 것을 의미한다. 따라서, 상대가격구조의 변화가 없다고 해도 통화량 증대와 같은 수요충격에 의하여 물가가 올라간다.

또한, $\Delta \log SRP_t$ 의 계수가 3.34이다. 즉, 상대가격구조가 1만큼 변했다고 하였을 때 물가상승률은 그의 3.34배가 변하는 것으로, 상대가격변화성이 인플레이션에 미치는 영향은 상당히 큰 것으로 나타나고 있다.

2. 인플레이션변화성

상대가격구조의 변화속도는 인플레이션율과 어떠한 관계가 있는가? 일반적으로 특정 재화의 가격변동은 균형상대가격구조를 변화시킨다. 균형상대가격의 변화로 각 품목별 인플레이션율이 달라지게 되고 총인플레이션과 품목별 인플레이션율 분산의 크기가 달라지게 되는 것이다. 이처럼 상대가격구조로의 이행이 필요한 인플

2) 기준시점이 아닌 경우 SRP 는 0이 아닌 것이 보다 일반적이다. 그러나 0이 아니라고 해서 균형이 아니라는 것은 아니다. 즉, 균형이라고 하더라도 SRP 는 0이 아닌 수치로 나타날 수가 있다. SRP 가 균형이 아니라고 한다면 균형으로 수렴하려는 힘이 작용하게 될 것이다. 따라서, 시점 t 에서 상대가격 변화가 물가상승률에 미치는 영향을 보기 위해서는 SRP 지수의 수준변수를 사용하기보다는 SRP 의 변화율을 사용하는 것이 더 적절할 것이다.

레이션 충격이 발생하면 그 이행기간 동안 품목별 인플레이션율의 분산은 계속 변하게 된다. 따라서, 우리는 상대인플레이션변화율이 변동하는 것을 보면서 상대가격구조가 새로운 균형으로 이행하고 있음을 알 수 있으며, 그에 대응하는 기간을 파악함으로써 균형 이동에 필요한 조절속도를 알 수 있다.

다음의 회귀식을 살펴보자.

$$\Delta \log P_t = -0.0008 + 0.7973 \text{ SIN}F_t + u_t$$

(1.31) (14.55)

$$\overline{R^2} = 0.4458 \quad D.W. = 1.36$$

위의 회귀분석 결과는 상대가격구조의 조절속도와 인플레이션율 간의 관계를 보여 준다. 인플레이션변화성, SIN F_t 는 인플레이션율에 영향을 준다. 즉, 상대가격변화로 인해 새로운 상대가격구조로의 변화가 나타나고 그 변동에 대한 약 80%의 크기로 인플레이션율이 영향을 받는다는 것이다. 상대가격구조의 조절속도가 커지면 인플레이션율의 변화폭도 커진다. 한편, 인플레이션율변화성이 0이라면, 즉 균형상대가격구조에 도달하였다고 한다면 더 이상의 조절은 필요하지 않게 되므로 인플레이션율은 0이 되어야 할 것이다. 이는 위 식에서 상수항이 0이나 다름없다는 사실에서 확인할 수 있다.

3. 인플레이션변동성

인플레이션에 대한 불확실성은 미래에 대한 소비자의 기대형성에 영향을 준다. 즉, 인플레이션에 대한 불확실성이 증가하면 소비자의 의사결정에 다음의 두 방향으로 영향을 준다.

우선 불확실성이 증가하면 소비자는 미래의 가격변동폭이 커질 것으로 예측할 것이므로 미래소득으로부터 기대되는 구매력이 불안정해진다. 즉, 소비자는 불확실성이 증가하면 미래의 가격수준이 불안정해질 것을 예상하고 이에 따른 미래의 실질소득수준의 불안정을 예상한다는 것이다. 따라서, 소비자는 미래 구매력을 확보하기 위해서 현재 저축을 늘릴 것이고 동시에 현재 소비는 줄어든다. 이러한 소비자의 미래의 실질소득이 불안정해질 것으로 예측함에 따른 현재소비의 감소를 소득효과라고 한다. 미래 가격불확실성의 기대로 인한 소득효과는 저축을 늘리고 소비를 줄여서 결국 인플레이션을 낮추는 역할을 한다.

불확실성의 증가는 또 다른 방향으로 소비자의 의사결정에 영향을 미친다. 소비자는 인플레이션불확실성의 증가에 따라 재화의 가격이 미래에 불안정할 것으로 예측하고 현재의 안정적인 가격하에서 구매를 늘리려고 할 것이다. 따라서, 인플레이션불확실성의 증가는 현재소비를 늘어나게 하는 효과를 가져오는데 이러한 효과를 대체효과라고 한다. 미래에 가격불확실성이 증가한다는 기대로부터 발생하는 대체효과는 소비를 늘림으로써 결국 인플레이션을 증대시키는 역할을 한다. 그렇다면 인플레이션불확실성의 증가가 인플레이션에 영향을 주는 것이라고 말할 수 있는가?

다음의 회귀분석 결과를 살펴보자.

$$\Delta \log P_t = 0.0005 + 1.3912 VII_t + u_t$$

(0.69) (9.70)

$$\bar{R}^2 = 0.2699 \quad D.W. = 1.3684$$

위에서는 인플레이션율변수와 단위를 맞추기 위하여 VII 의 제곱근을 회귀분석의 변수로 사용하였다. 위의 결과에 따르면 인플레이션변동성, 즉 인플레이션불확실성은 인플레이션을 증가시킨다. 인플레이션불확실성의 증가는 소득효과보다 대체효과를 더 크게 발생시킴으로써 인플레이션율이 증가하는 방향으로 영향을 주는 것이다. 그러나 앞에서 보았듯이 인플레이션불확실성은 현재소비에 대해 두 방향으로 영향을 준다. 즉, 대체효과에 의해 현재소비는 증가하지만 소득효과에 의해 현재소비는 줄어든 것이다. 이 두 효과의 인플레이션에 대한 영향은 서로 반대 방향으로 작용하므로 인플레이션에 대한 인플레이션변동성의 영향력이 보다 명확하지 않은 것으로 보인다. \bar{R}^2 가 다른 방정식에 비하여 상대적으로 낮은 것도 여기에 기인하는 것으로 판단할 수 있다.

가격체계의 변화 및 상대가격 변화의 속도가 총인플레이션에 주는 영향을 분석하기로 하자. 이를 위해서 앞서 정의한 가격 및 인플레이션변화성과 인플레이션의 이동분산을 총인플레이션변수에 대해 회귀분석을 실시하였다.

$$\Delta \log P_t = 0.1028 SINP_t + 3.3123 SLRP_t + 0.0409 VII_t$$

(4.31) (43.12) (0.83)

$$\bar{R}^2 = 0.9301 \quad D.W. = 1.96$$

특히 인플레이션율을 종속변수로 한 회귀분석의 결과들을 살펴보면 상대가격변화성(*SLRP*), 인플레이션변화성(*SINF*), 그리고 인플레이션의 이동분산(*VII*)의 계수들이 모두 정(+)³⁾인 것을 확인할 수 있다.

물가 및 인플레이션의 변화 정도가 커질수록 물가가 상승한다는 것을 알 수 있다. 즉, 한국의 물가상승은 물가 및 인플레이션변화성에 의해 그 변화성이 설명될 수 있다. 특히 상대가격구조에 영향을 주는 충격에 의해 물가상승이 크게 좌우되는 것을 살펴볼 수 있다.

4. 역관계는?

논리적으로 보면 물가가 올라간다고 해서 상대물가의 변화가 있을 것으로 생각되지는 않는다. 그러나 실제 분석 결과에 따르면 일반물가의 상승은 상대가격에 영향을 준다. 이러한 결과는 명목가격만이 상승하더라도 이에 따라 소비자의 기호가 바뀌어서 특정재화의 가격은 상승하고 그의 대체재화의 가격은 하락하여 상대가격구조가 변하게 된다는 것을 의미한다.

다음의 방정식은 인플레이션이 가격변동에 어떤 영향을 미치는지를 보여 준다.

$$SINF_t = 0.0061 + 0.5618 \Delta \log P_t \quad (14.81) \quad (14.55)$$

$$\overline{R^2} = 0.4458 \quad D.W. = 1.61$$

$$SLRP_t = -0.0002 + 0.2773 \Delta \log P_t \quad (-3.21) \quad (56.94)$$

$$\overline{R^2} = 0.9252 \quad D.W. = 2.08$$

$$VII_t = 0.0031 + 0.1961 \Delta \log P_t^{3)} \quad (15.74) \quad (9.71)$$

$$\overline{R^2} = 0.2699 \quad D.W. = 0.52$$

3) *SINF*와 *SLRP*의 변수들은 인플레이션변수와 장기균형관계가 성립한다. 이러한 사실은 앞의 두 회귀식에 대한 *D.W.*지수를 통해 확인할 수 있다. 그러나 *VII* 변수의 경우 *D.W.*통계치가 낮게 나왔다는 것을 볼 때 인플레이션변동성변수와 인플레이션율 간에 장기균형관계가 성립되지 않고 있다. 따라서 이 회귀식은 가성회귀라고 할 수 있다.

이와 같이 가격변동성지수들은 물가상승률에 의해 그 변화성이 설명될 수 있다. 수요충격 또는 공급충격이 발생하여 물가수준이 상승하는 경우 이는 가격변동성에 영향을 준다. 위의 회귀분석 결과에 따르면 물가상승률과 가격변동성지수들은 정의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다.

앞의 결과는 V_t 와 Π_t 를 각각 변화를 나타내는 변수와 물가상승률이라고 할 때 다음과 같은 기본식을 회귀분석한 것이다.

$$V_t = \beta \Pi_t + \epsilon_t$$

물가상승요인은 수요충격과 공급충격으로 분류할 수 있다. 이 때 수요충격과 공급충격을 각각 d_t, s_t 라고 하면 물가상승률 Π_t 는 $\Pi_t = d_t + s_t$ 로 쓸 수 있다.

d_t 와 s_t 가 V_t 에 주는 영향은 상이하다. 일반물가의 상승은 V_t 에 영향을 주지 않거나 오히려 부(-)의 방향으로 영향을 미치게 된다. 공급충격은 특정 품목의 변화를 의미하므로 V_t 를 증가시키게 된다. d_t 와 s_t 의 영향이 서로 다르다고 한다면 다음과 같은 관계가 성립한다.

$$V_t = ad_t + bs_t + u_t$$

이 식을 풀면 위에서 추정된 회귀방정식의 계수들이 가지는 특징들을 설명할 수 있다. 인플레이션을 결정하는 요인은 공급측면과 수요측면의 변수로 크게 구분된다. 이 때 위의 결과와 같이 인플레이션의 계수가 양의 값이 되기 위해서는 인플레이션 결정의 공급요인과 수요요인의 변수 간에 다음과 같은 관계가 성립하여야 한다는 것을 알 수 있다.

$$|b\sum s_t^2| > |a\sum d_t^2|$$

$$\text{단, } \text{corr}(d_t, s_t) = 0$$

d_t 와 s_t 의 상관계수가 0이라고 하는 것은 수요충격과 공급충격은 상호 독립적으로 일어난다는 의미로서 현실적으로 무리가 없는 가정이다. 이와 같은 가정하에서 β 의 추정치가 0보다 크다는 것은 우리 나라의 인플레이션이 공급충격에 의해 주도된다는 것을 의미한다. 즉, 인플레이션을 결정하는 두 요인 가운데 공급측면의 영향이 훨씬 더 크다는 것이다. 또한, 두 공급요인과 수요요인의 영향력이 큰 경우에도 공급요인이 더 큰 비중을 가지고 인플레이션에 영향을 미치게 된다는 것이다. 이와 같이 한국의 인플레이션은 공급요인에 의해 주도되고 있으며 이 때문에 가격변동지수와 인플레이션의 회귀식을 추정하였을 때 인플레이션에 대한 계수가 양의 값으로 나타나게 되는 것이다.

인플레이션에 대한 수요충격의 영향만을 구분해 볼 수 있다면 앞에서 살펴본 한국의 인플레이션변수의 특징이 보다 분명해질 것이다. 전체 가격지수로부터 수요측면의 요소만을 추출해 내기는 대단히 어려운 일이다. 그래서 공급충격의 영향을 가장 적게 받는 서비스품목의 가격상승률변수를 이용하여 분석해 보면 다음과 같다.

$$SINF_t = 0.0077 + 0.2735 \Delta \log P_{st} \quad (17.07) \quad (8.16)$$

$$\overline{R^2} = 0.2003 \quad D.W. = 1.45$$

P_{st} : t기의 서비스품목의 가격

$$SLRP_t = 0.0010 + 0.0942 \Delta \log P_{st} \quad (6.62) \quad (8.19)$$

$$\overline{R^2} = 0.2017 \quad D.W. = 1.41$$

이 회귀분석 결과를 위의 총인플레이션율과 가격변동성지수의 상관관계를 분석한 결과와 비교해 보자. 인플레이션변화성의 경우 서비스품목의 인플레이션율이 인플레이션변화성에 대한 회귀계수는 0.2735로 총인플레이션율로 회귀방정식을 풀었을 때의 계수 0.5618보다 현저히 작아진 것을 발견할 수 있다. 또한, 상대가격변화성의 경우, 총인플레이션율의 상대가격변화성에 대한 회귀계수가 0.2773인데 반해서 서비스품목의 인플레이션율을 가지고 회귀분석할 경우의 회귀계수는 0.0942로 크게 줄어드는 것을 볼 수 있다.⁴⁾

이처럼 수요충격에 의한 인플레이션을 가장 잘 반영하는 서비스품목의 가격상승률을 이용한 추정 결과는 전체물가상승률을 사용할 때보다 훨씬 작은 값을 보인다. 이는 수요충격이 발생하는 경우 변동성이나 변화성에는 부(-)의 영향을 준다는 것을 간접적으로 보여 주는 것이라 할 수 있다. 역시 서비스품목의 가격상승에도 공급충격이 반영되므로 그 계수가 음의 값을 나타낼 수는 없을 것이다. 그러나 전체가격상승률변수를 사용한 경우에 비해 매우 낮은 계수를 나타냈다는 것은 수요충격은 인플레이션에 부(-)의 영향을 준다는 것을 증명하는 것이라 할 수 있다.

위 회귀식에서 인플레이션의 계수가 음의 값을 가질 수도 있는데 이것은 인플레

4) 인플레이션변동성에 대한 서비스품목의 인플레이션의 영향에 대한 회귀분석은 생략한다. 위의 총인플레이션율을 사용한 회귀분석 결과에서 $D.W.$ 통계치가 0에 가깝게 나타난 것으로 볼 때 이 회귀방정식은 자기상관성을 가진다. 이 때 수요충격의 영향을 살펴보기 위한 서비스품목의 인플레이션율을 이용하여 인플레이션변동성과의 상관관계를 비교하는 것은 큰 의미를 갖지 못한다.

이션에 대한 수요충격이 공급충격보다 크게 영향을 미치게 되었기 때문이다.

인플레이션 시계열이 단위근을 가진다는 것을 고려해 볼 때 전기의 인플레이션의 영향을 고려한 회귀식을 생각해 볼 수 있다.

IV. 단위근분석

전통적인 계량경제학 기법은 정상적인(stationary) 변수를 대상으로 한 회귀분석에 기반하고 있으므로 실제로 우리가 사용하고자 하는 시계열자료들의 정상성을 확인하는 일이 우선되어야 한다. Nelson and Plosser [11]에 따르면 대부분의 주요 거시경제변수들은 비정상적(nonstationary)이다. 또한, Phillips [13]는 비정상적 변수들 사이의 회귀분석에 의해 얻어진 t 값은 실령 변수들 사이에 아무런 관계가 없다고 할지라도 표본수가 커짐에 따라 증가하는 가성회귀(spurious regression)의 문제가 있음을 이론적으로 보였다. 따라서, 이러한 연구들을 고려할 때 변수의 정상성의 식별과 그것이 야기하는 문제점을 보완할 필요가 있는 것이다. 여기서는 단일 시계열의 정상성에 대한 가장 대표적인 식별 방법인 단위근검정을 사용하여 인플레이션과 상대가격 시계열이 정상적인지를 우선적으로 살펴볼 필요가 있다.

시계열이 단위근을 갖는다는 것은 이 시계열이 확률적 추세를 가지고 있다는 의미이다. 이 상태로 바로 추정을 할 경우 바람직한 결과가 나오지 않으므로, 1차 차분을 통해 시계열의 정상성을 확보한 후 추정해야 할 것이다. 회귀식에 포함되는 시계열들간에 공적분 관계가 성립될 경우는 굳이 변수들을 차분하여 사용하지 않고 오차수정모형(error-correction model)으로 추정함으로써 수준변수가 가지고 있는 정보를 이용할 수 있다. 단위근의 존재여부는 특성방정식의 근이 단위, 즉 1의 값을 갖는지 여부에 달려 있지만 주어진 시계열의 특성방정식은 사전적으로 알 수 없으므로 단위근검정을 통해 시계열의 단위근 존재여부를 파악하게 된다. 단위근의 존재여부를 검정하는 방법에는 *ADF*검정을 사용하였다. 검정에서 차분항의 시차의 결정은 시차가 커질수록 검정력이 떨어지고 반대로 적정수준보다 작을 경우에는 오차항에 자기상관(autocorrelation)이 존재하게 된다는 사실을 고려해야 한다.

가격지수 및 그와 관련된 여러 가지 변수들의 정상성(stationarity)을 우선적으로 알아보도록 한다. 일반 물가지수를 비롯하여 인플레이션율과 인플레이션 및 상대가격의 변화성, 그리고 인플레이션변동성에 대해서 각각 단위근검정을 실시한 결과는 <표 1>과 같다.

〈표 1〉 단위근검정 결과

변 수	ADF(0)	ADF(1)	ADF(2)	ADF(4)	ADF(6)	ADF(12)
Π	-8.70	-6.14	-5.13	-3.55	-3.20	-1.99 ^a
$\Delta\Pi$	-24.35	-17.96	-14.33	-11.36	-10.30	-5.44 ^a
log P	-8.11	-4.65	-3.90	-2.61	-2.14	-1.73 ^a
SINF	-10.18	-6.45	-5.79	-3.68	-3.40	-2.35 ^a
Δ SINF	-27.52	-17.47	-16.06	-11.59	-11.54	-5.86 ^a
SLRP	-9.21	-6.11	-5.16	-3.77	-3.12	-1.94 ^a
Δ SLRP	-26.08	-18.22	-15.35	-12.02	-9.71	-5.99 ^a
VPI	-2.45	-2.88	-2.96	-3.14	-1.50	-1.57 ^a
Δ VPI	-14.52	-10.81	-8.49	-7.28	-8.33	-4.75 ^a

주 : * 5%수준에서 귀무가설을 기각할 임계치는 -2.88이다.

** 'a'로 표시된 통계치는 AIC기준으로 보아 가장 적절한 차수의 점정치이다.⁵⁾

검정 결과 우리가 살펴볼 모든 변수들에 대해 단위근이 존재한다는 결론을 얻었다. 그리고 보완적으로 변수들의 자기상관함수(autocorrelation function)와 편자기상관함수(partial autocorrelation function)의 모양을 살펴본 결과 변수들이 전형적인 $I(1)$ 변수의 특징을 보여 주었다. 그리고 차분변수들에 대해 단위근검정을 한 결과 변수들이 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하였다. 그 중 가격에 대해 1차 차분한 변수가 $I(1)$ 으로, 즉 가격의 수준변수는 $I(2)$ 라는 결론을 얻을 수 있었다.

일반적으로 물가상승률은 $I(0)$ 일 것으로 예상되었으나 $I(1)$ 으로 나타났다. 물가상승률이 $I(1)$ 이라는 것은 무엇을 의미하는가? 물가상승률이 임의보행하는 변수라는 것이다. 즉, 이번 기의 인플레이션은 지난 기의 인플레이션과 이번 기에 발생한 외부적 충격에 의해 결정된다. 다시 말해서, 인플레이션변수는 임의보행의 성격을 가진다는 것을 알 수 있다. 예를 들어, 전기의 인플레이션이 5%수준이었고 이번 기에 통화공급의 증가로 2%의 물가상승요인이 발생했다면 이번 기의 인플레이션은 7%수준이 되며 물가는 지속적으로 상승하려는 경향을 보이게 된다. 결국 이러한 성향을 보이며 움직이므로 그 시계열변수는 $I(1)$ 의 특징을 보이는 것이다.⁶⁾ 물가상

5) 단위근검정을 위해 ADF(augmented Dickey-Fuller, 1979)의 방법을 사용하였다. 여기서 사용된 ADF회귀식은 절편이나 추세가 없다고 가정하고 계산된 것이다. ADF검정에 대해 5%수준의 임계치는 -2.88이다. ADF통계치를 계산할 때 시차는 AIC(akaike information criterion)기준에 의해 선택하였다. 여러 시차를 주어 통계치를 계산하고 이 중 AIC가 가장 작게 되는 시차를 적정 시차로 결정한다. 위의 결과에서 'a'가 표시된 값이 AIC기준에 의해 가장 타당한 통계치이다.

6) 이는 적용적 기대하에서 물가의 움직임과 동일한 것이며 가속도학파(Accelerationist School)의 주장이기도 하다. 한국에서는 물가오름세 심리라는 것이 이를 대변한다고 할 수 있을 것이다.

승률이 이와 같은 특징을 보이는 이유는 다음과 같이 두 가지로 생각해 볼 수 있다. 우선 한국의 물가수준은 매우 경직적이라는 사실이다. 가격이 경직적이기 때문에 시장에 외부적인 충격이 발생하면 그 충격이 시장에서 순간적으로 반영되지 못한다. 만일 단기에 영향을 미치는 충격이 발생하였다고 한다면 이는 가격에 의해 즉각적으로 시장에 반영되어 그 충격이 흡수되어야 한다. 그러나 시장에서의 가격이 경직적이라면 그 충격이 단기에 해소되지 않으며 그 영향은 지속된다. 즉, 과거의 가격에 영향을 주었어야 할 충격에 의해 미래의 가격이 영향을 받는 것이며 이러한 이유로 해서 물가상승률이 강한 자기상관을 갖게 되는 것이다. 물가상승률이 자기상관을 갖는 또 다른 이유는 정부의 물가관리정책 때문이다. 정부는 물가상승을 억제하고 물가수준을 안정적으로 유지하기 위해 물가관리를 하게 된다. 이러한 정부의 정책은 시장에 일시적인 외부충격이 발생하는 경우 그 영향이 물가에 즉각적으로 반영되는 것을 막는 역할을 한다. 즉각적으로 시장에 반영되지 못한 충격의 영향은 기간에 걸쳐 분산되어 나타나고 이 때문에 과거의 단기적인 충격은 미래의 가격에 지속적으로 영향을 미치게 되는 것이다.

인플레이션율이 $I(1)$ 이라는 것은 동시에 인플레이션율의 분산, 즉 인플레이션변동성도 역시 $I(1)$ 변수일 것을 예측하게 해 준다.⁷⁾ 인플레이션변동성의 ADF검정 결과는 이러한 예측을 지지해 준다. 그러나 품목간 인플레이션율의 분산인 인플레이션변화성이 $I(1)$ 으로 나타나는 사실은 더 생각해 보아야 할 과제이다.

이와 같이 물가에 대한 충격이 발생하였을 때 이것이 단기에 해소되지 못함으로써 상대가격구조는 새로운 균형으로 빠르게 움직여 나갈 수 없다. 시장이 즉각적으로 청산되지 않기 때문에 상대가격구조의 움직임은 과거의 충격에 계속해서 영향을 받게 되는 것이다. 이처럼 물가에 대해 불안정성을 유발하는 요소가 단기에 해소되지 못하고 지속적으로 영향을 미침으로써 물가상승률의 불안정성도 단기에 사라지지 않게 된다. 앞의 단위근검정 결과에서 상대가격변화성이 $I(1)$ 인 것은 바로 경직적인 가격특성이 그 원인이기 때문이다.

7) 인플레이션율이 $I(1)$ 이라는 사실로부터 다음과 같은 인플레이션 결정식을 생각해 볼 수 있다.

$$\Delta \log P_t = \Delta \log P_{t-1} + \epsilon_t$$

이 때 인플레이션의 분산은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\text{Var}(\Delta \log P_t) = \text{Var}(\Delta \log P_{t-1}) + \text{Var}(\epsilon_t)$$

그러므로 인플레이션율이 $I(1)$ 일 때 인플레이션의 분산도 역시 $I(1)$ 일 것은 쉽게 이해된다.

V. 가격변수들의 인과관계

앞의 결과를 근거로 여러 변수의 인과관계를 생각해 보자. 우리는 위에서 VAR모형의 추정으로 인플레이션율은 가격변동성에 의해 일방적으로 영향을 받는 것이 아니라 스스로도 다른 변수에 영향을 준다는 사실을 확인할 것이다.

인과관계검정에서 중요한 점은 정상적(stationary)인 변수를 가지고 검정해야 그 결과가 정확하다는 것이다. 비정상적인 변수에 대해서 이 검정을 실시할 경우 근사하게만 유효하거나 또는 전혀 유효하지 않을 수 있다. 특히 $I(1)$ 인 변수를 가지고 LM타입의 모형을 사용하는 것은 현명하지 못한 일이다. 그러나 Geweke [3]은 비정상적인 변수형태라도 추세나 로그변환을 포함시킴으로써 인과관계검정 결과가 유효할 수 있다는 것을 보였다. 또한, 실제로 VAR모형에 긴 시차를 줌으로써 이러한 경우 LM 검정이 근사하게 유효하게끔 할 수 있다. 핵심은 다음과 같다. y_t 는 $I(1)$ 과정이고 x_t 는 $I(0)$ 과정이라고 하자. VAR모형의 방정식은 다음과 같이 주어진다.

$$y_t = \sum \alpha_j y_{t-j} + \sum \beta_j x_{t-j} + \epsilon_t$$

j 가 충분히 커진다면 $y_t \approx \sum \alpha_j y_{t-j}$ 가 가능하므로 이 방정식은 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$y_t \approx y_{t-1} + \sum \beta_j x_{t-j} + \epsilon_t$$

y_t 는 $I(1)$ 이기 때문에 마지막 방정식은 정상적인 변수만을 가지고 있는 셈이다. 따라서, 위의 y_t 에 대한 근사치가 유효하다면 β_j 에 대한 OLS추정은 정상적인 변수를 가진 모형에서의 추정치의 바람직한 성격을 보여 줄 것이다. 따라서, 정상성의 가정에 근거한 근사적인 유효한 검정을 포함한다.

본 연구에서 논의되고 있는 변수, 물가상승률, 상대가격변화성, 인플레이션변화성, 그리고 인플레이션변동성의 네 변수가 서로 어떤 영향관계에 있는지를 알아보기 위해 인과관계검정을 실시해 보았다.

<표 2>에 나타난 인과관계검정의 결과를 토대로 인과관계를 그림으로 표현해 보면 <그림 1>과 같다.

〈표 2〉 인과검정 결과

인과관계	시 차 수			
	2	6	8	12
$SINF \Rightarrow \Delta \log P_t$	0.1920	0.0232 ^a	0.0577	0.0319
\Leftarrow	0.8537	0.2978 ^a	0.5503	0.5627
$SLRP \Rightarrow \Delta \log P_t$	0.0624 ^a	0.3155	0.2175	0.1383
\Leftarrow	0.0010 ^a	0.0106	0.0321	0.0048
$VIT \Rightarrow \Delta \log P_t$	0.8187	0.6326	0.3649 ^a	0.4531
\Leftarrow	0.9750	0.3696	0.0262 ^a	0.0438
$SLRP \Rightarrow SINF$	0.7454	0.6104	0.4975	0.3982 ^a
\Leftarrow	0.1401	0.0153	0.0387	0.0076 ^a
$VIT \Rightarrow SINF$	0.6752	0.2844	0.1575 ^a	0.4415
\Leftarrow	0.3126	0.0009	0.0003 ^a	0.0017
$VIT \Rightarrow SLRP$	0.7545	0.4172	0.2411 ^a	0.2829
\Leftarrow	0.9356	0.4446	0.1702 ^a	0.1736

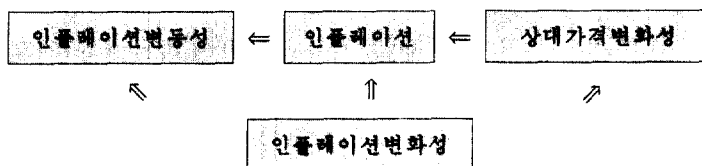
주 : * 인과관계를 표시하는 'A \Rightarrow B'는 'B변수는 A변수의 원인변수가 아니다'라는 귀무가설을 의미한다. 즉, granger causality test는 이와 같은 귀무가설을 검정하는 것이다.

** 검정 결과는 F통계치와 P값을 기준으로 삼는다. 90% 유의수준에서 귀무가설의 기각여부를 판단한다.

*** 인과검정시 시차의 결정은 검정되는 변수들로 VAR모형을 구성할 때의 시차수와 같다. 여기서는 2, 6, 8, 12의 시차를 주었다. 'a' 표시가 된 값이 P값이 가장 낮게 나올 때의 시차수이다.

인플레이션율에 영향을 주는 원인은 수요측면과 공급측면의 두 가지 요인으로 크게 나누어 볼 수 있다. 상대가격구조의 변동에 의해 인플레이션율이 영향을 받는다면 인플레이션은 공급측면의 요인에 의해 크게 영향을 받는다는 의미가 된다. 인과검정 결과에서 나타나듯이 한국의 인플레이션은 상대가격구조의 변화에 의해 영향을 받는다. 즉, 한국의 인플레이션은 공급측면에 대한 충격이 발생하였을 때 그 영향을 받아 움직인다는 것이 증명된 것이다. 공급충격에 의해 상대가격이 변하고 이에 따라 인플레이션율에 변화가 생긴다는 것을 확인하였다. 그렇다면 공급측면의

〈그림 1〉 인과관계



요인에 의하지 않은 인플레이션이 발생하였을 경우 상대가격은 어떤 영향을 받을 것인가? 인과검정 결과는 단순인플레이션수준의 변화가 상대가격수준에 영향을 미친다는 것을 보여 준다. 즉, 수요측면의 영향에 의해 인플레이션이 변하는 경우에도 기초의 변화나 정부의 산업정책에 따른 특정산업에 대한 수요증가 등을 유발하여 상대가격의 변화를 가져온 것으로 추측된다. 어쨌든 이러한 결과는 앞에서의 단순회귀분석에서 살펴보았던 것과도 일치하는 것이다.

외부적 요인에 의해 인플레이션이 시간에 걸쳐 일정한 수준을 유지하지 못하고 들쭉날쭉하게 변하는 것은 미래의 인플레이션에 대한 기대형성에 있어서 불확실성을 가중시키게 될 것으로 예측된다. 인플레이션율이 인플레이션변동성의 원인변수라는 인과검정 결과는 이러한 예측을 확인해 준다. 인플레이션율이 공급측면의 영향을 많이 받기는 하지만 그 영향은 인플레이션율의 변화를 통하여 반영되기 때문에, 인과관계검정 결과에서는 상대가격의 변화가 인플레이션불확실성에 직접적인 영향을 주는지 여부에 대해서는 분명히 드러나지 않는다.

어떤 외부적 충격에 의해 인플레이션율이 균형에서 이탈하였을 때 인플레이션율은 원래의 균형으로 다시 회귀하거나 또는 새로운 균형으로 접근해 간다. 이 때 그 속도는 두 가지 요인에 의해 결정된다. 우선 인플레이션율이 원래의 균형으로부터 벗어난 정도에 의해 결정된다. 다음으로 시장가격의 경직성 정도에 의해서도 결정된다. 가격수준이 경직적일수록 외부적인 충격에 대한 영향이 즉각적으로 가격수준에 반영되지 않도록 하므로 인플레이션이 외부충격의 영향을 완전히 흡수하고 균형으로 다시 회귀하는 데 필요한 시간은 더 길어진다. 즉, 인플레이션이 균형에서 이탈하였다가 다시 회복하는 데는 상당히 긴 시간을 필요로 한다. 외부충격의 영향이 긴 시간에 걸쳐 분산되어 가격수준에 영향을 미치지 않기 때문에 이러한 이유로 해서 인플레이션율과 상대가격은 인플레이션의 변화속도에 의해 다시 영향을 받게 되는 것이다. 인플레이션변화속도가 커질수록 인플레이션불확실성도 더욱 증가하게 된다.

지금까지 살펴보았듯이 인플레이션에 영향을 미치는 어떠한 충격이 발생하였을 경우 그 충격은 상대가격의 변화를 유발하며 인플레이션의 변화를 통해 인플레이션에 대한 불확실성에 대해서도 영향을 주게 된다. 가격경직성 때문에 충격에 대한 반응은 장기에 걸쳐 나타나게 되는데 충격의 영향이 장기에 걸쳐 나타나는 것은 다시 인플레이션에 영향을 미쳐 인플레이션의 변화를 유발한다. 예측과 마찬가지로 인플레이션은 상대가격변화와 밀접한 관련이 있었다. 또한, 충격에 따른 영향이 장기에 걸쳐 나타나기 때문에 그에 의해 다시 인플레이션 또는 상대가격의 변화가 영향을 받게 되는 것을 확인할 수 있었다.

VI. VAR분석⁸⁾

인플레이션율, 상대가격의 분산(상대가격변화성), 인플레이션율의 분산(인플레이션변화성), 인플레이션율의 이동분산(인플레이션변동성) 등 네 변수 모두로 구성된 VAR모형의 추정 결과를 살펴보도록 한다. 먼저 VAR모형을 이용한 추정 결과가 각 변수들에 대해 어느 정도의 설명력을 가지고 있는지 보자. \bar{R}^2 기준으로 볼 때, 이들 네 변수로 구성된 VAR모형은 인플레이션변동성에 대해 약 0.95 정도의 높은 설명력을 가지고 있었다. 인플레이션, 상대가격변화성, 그리고 인플레이션변화성에 대해서도 각각 0.47, 0.47, 그리고 0.41의 설명력을 가지고 있는 것으로 나타났다.⁹⁾

네 변수들 사이의 영향관계를 이처럼 추정하였을 때 이들 중 어느 한 변수가 다른 변수 모두에 미치는 영향을 충격반응함수로부터 유추해 볼 수 있다. 충격반응함수를 그림으로 살펴보자.

우선 인플레이션에 대하여 외생적 충격이 발생하였다고 하자(그림 2) 참조). 이는 통화량 증가등의 원인으로 인해 일반물가가 상승한 것이다. 이 때 인플레이션율은 5개월 만에 원상태로 회복하는 것으로 나타나고 있다. 그러나 변동성과 변화성은 크게 영향을 받지 않는 것으로 나타나고 있다.

이번에는 인플레이션변화속도에 대한 충격이 발생하였다고 하자. <그림 3>에서 볼 수 있는 것처럼 인플레이션의 조절속도가 변하기 위해서는 이전에 이미 인플레이션 및 상대가격의 변화가 선행되어야 할 것이다. 그러므로 인플레이션조절속도에 어떤 충격이 발생한 시점에서는 인플레이션과 상대가격의 구조는 음의 방향으로 이미 변동이 생겨 있다는 것이 확인된다. 그리고 단순한 인플레이션조절속도의 변화는 가격불확실성을 더 가중시키지는 않는 것으로 보인다.

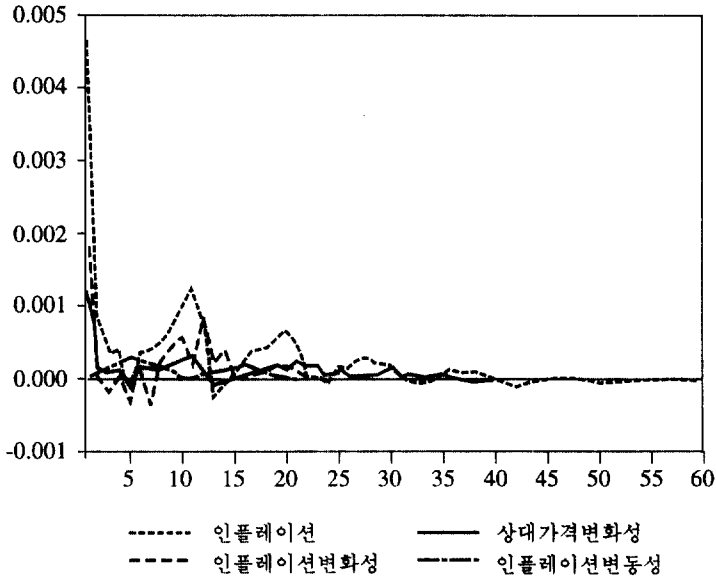
8) 이론적으로 볼 때 VAR분석시 정상적인 변수들을 사용하여야 가장 유의적인 결과를 얻을 수 있다. 본 연구에서 사용되는 변수들 가운데 $\log P_t$ 는 $I(2)$ 이고, 인플레이션과 다른 변동성지수들은 $I(1)$ 으로 비정상적인 변수이다. $\log P_t$ 와 다른 변수들 간의 장기관계를 알 수 있다면 VECM을 사용하면 보다 정확한 결과를 얻어낼 수 있다.

그러나 $I(2)$ 변수인 $\log P_t$ 와 $I(1)$ 인 인플레이션, 인플레이션변화성, 인플레이션변동성, 상대가격변화성 등의 변수들의 장기관계를 발견하지 못하였다. 현재 $I(2)$ 변수에 대한 공적분분석은 주요한 연구대상 중의 하나이다. 앞으로 비정상적인 변수들의 장기관계를 찾아내는 것은 좋은 연구대상이 될 것이다. 비정상적인 변수들에 대해서도 이들 변수들간의 장기관계를 파악할 수 있다면 VECM분석을 통해 보다 유의적이면서 이들 변수들의 관계를 더 잘 설명해 주는 결과를 얻어낼 수 있을 것이다.

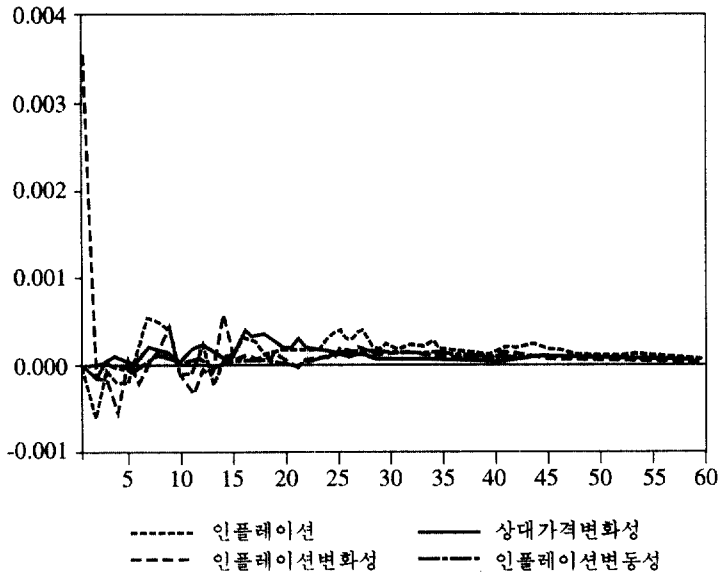
본 연구에서 $I(1)$ 인 변수들을 사용하여 VECM분석을 실시한 결과는 일반적인 VAR분석의 결과와 크게 다르지 않았다. 따라서, 여기서는 일반적인 VAR분석 결과만을 논의하기로 한다.

9) VAR모형의 추정 결과에 대해서는 저자에게 요청하기 바란다.

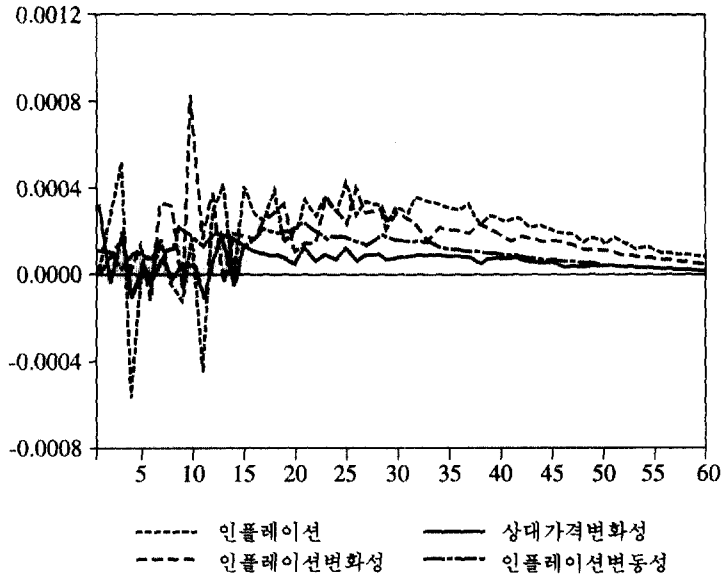
〈그림 2〉 인플레이션($\Delta \log P_t$)에 충격이 가해졌을 때의 충격반응함수



〈그림 3〉 $SINF$ 에 충격이 가해졌을 때의 충격반응함수

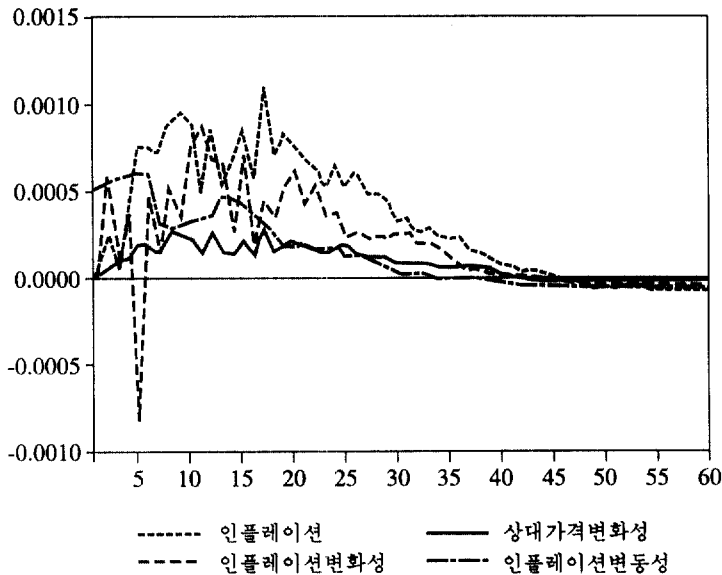


〈그림 4〉 SLRP에 충격이 가해졌을 때의 충격반응함수



이번에는 가격구조의 변화가 발생하는 경우 가격체계에 대한 영향을 〈그림 4〉에서 살펴보도록 한다. 어떠한 공급측면의 변화로 인해 시장내 재화들의 가격구조가 변하였다고 하자. 이는 상대가격구조를 변화시키며 이에 따라 자원의 이동이 일어나게 된다. 상대가격구조의 변화는 인플레이션에 영향을 주며 충격이 발생하기 전의 가격구조로부터 새로운 가격구조로 조정 과정을 거치는 동안 계속해서 인플레이션에 영향을 준다는 것을 볼 수 있다. 앞의 단순회귀분석 결과에 따르면 인플레이션은 상대가격변화성의 약 3.34배의 크기만큼 변한다. 역시 VAR모형에 의한 추정값에서도 인플레이션은 상대가격변화성의 크기보다 더 큰 변동수준을 보이면서 상대가격변화성의 충격이 소멸되는 것과 비슷한 모양으로 균형에 접근한다. 공급측면의 변화로 인한 가격구조의 변화는 약 30개월 정도의 변동기간을 거쳐 충격이 발생한 지 60개월 이상의 시간이 흐른 이후 소멸되며, 이에 따라 인플레이션도 균형에서 이탈하였다가 60기 이상의 조절기간을 거쳐 균형으로 수렴한다. 가격구조의 변동이 발생하면 인플레이션율이 계속적으로 변하는데 그 변화속도는 가격구조 조정의 정도에 따라 빨라지기도 하고 늦어지기도 하면서 점차 0으로 접근한다. 공급충격에 의해 재화간의 상대가격이 변하고 시장의 가격구조가 새로운 균형으로 수렴하는 동안 시장내 가격불안정성 역시 크게 증가한다. 가격불안정성의 증가는 그 자체가 다시 상대가격이나 인플레이션에 영향을 준다.

〈그림 5〉 VII에 충격이 가해졌을 때의 충격반응함수



마지막으로 시장의 가격불확실성이 증가하는 경우를 〈그림 5〉에서 살펴보도록 한다. 인플레이션이 시간에 걸쳐 일정한 수준을 유지한다면 어떤 기간에 걸친 인플레이션을 분산의 크기는 일정해야 한다. 그러나 인플레이션의 편차가 매기 크게 발생한다면 이번 기의 인플레이션수준을 통한 다음 기의 인플레이션수준에 대한 예측이 어려울 수밖에 없다. 이렇게 다음 기의 인플레이션에 대한 예측이 어려울수록 시장내의 가격불확실성이 증가하게 되는 것이다. 가격불확실성이 증가하면 인플레이션은 어떤 영향을 받겠는가? 그림을 통해 확인해 보도록 하자.

초기에 가격불확실성이 발생하면 이는 약 5~7개월에 걸쳐 증가하는 추세를 보이며 이 기간 동안 인플레이션은 급격한 변동을 보이게 된다. 가격불확실성이 점차 줄어드는 동안에도 인플레이션은 계속 변동하며 가격불확실성이 확연히 줄어든 이후부터 점차 균형을 찾기 시작하여 불확실성 요소가 완전히 제거되면 인플레이션도 안정을 되찾는다. 가격불확실성이 존재함으로써 인플레이션이 변동하는 동안 인플레이션의 조정속도도 매우 불안정해진다.

결론적으로 상대가격구조와 물가의 불확실성이 인플레이션에 미치는 영향이 큰 것으로 나타나고 있으며 일반물가의 변화는 인플레이션에 지속적 영향은 주지 않는 것으로 나타나고 있다.

Ⅶ. 결 론

인플레이션을 유발하는 원인은 크게 수요충격과 공급충격으로 구분할 수 있다. 여기서는 소비자물가지수를 이용한 분석을 통해 인플레이션을 유발하는 원인에 대해서 살펴보았다. 특히 인플레이션이 공급측면의 요인에 크게 의존한다는 이론을 중심으로 하여 한국의 장기 인플레이션의 원인을 분석해 보았다.

공급측면에 어떠한 변화가 발생하였을 경우 그것이 인플레이션에 어떻게 전달되고 영향을 미치는지를 측정하기 위해 가격변화성을 정의하고 이들 가격변화성변수의 인플레이션율과의 관계를 살펴보았다. 우선 상대가격변화성은 어떠한 공급충격이 발생하였을 경우 이것이 상대가격구조에 영향을 주는 것인지 아닌지의 척도가 된다. 상대가격변화성이 인플레이션율과 정(+)의 상관관계를 가진다는 결과는 상대가격이 균형을 이탈한다는 것 자체로 인플레이션율의 상승을 유발한다고 추측할 수 있게 해 준다. 다음으로 인플레이션변화성은 상대가격구조가 균형을 이탈하여 다시 새로운 균형을 찾아 이동하는 기간의 척도가 된다. 상대가격이 새로운 균형으로 이동하는데 필요로 하는 기간이 길다는 것은 공급측면의 충격이 그만큼의 기간 동안 영향을 미친다는 것을 의미한다. 인플레이션율이 이 척도와 정(+)의 상관관계를 가진다는 결론은 이를 지지한다. 마지막으로 인플레이션변동성은 인플레이션율의 변화가 시간에 걸쳐 얼마나 변동이 크게 나타나는가를 파악하는 척도이다. 과거의 인플레이션의 움직임은 기대인플레이션이 형성되는 데 있어 중요한 정보로 이용될 뿐만 아니라 실제 인플레이션율에도 영향을 미친다는 것을 실증분석의 결과로부터 확인할 수 있었다.

이러한 결과로부터 우리는 한국의 인플레이션은 순수하게 수요측면의 요인으로 설명되지 않으며 공급측면의 요인도 고려되어야 한다는 것을 알 수 있었다. 수요측면과 공급측면 가운데 어느 쪽의 영향을 더 많이 받는지를 알 수 있다면 물가정책의 방향을 설정하는 데 있어서 더 효과적일 것이다. 그러나 개별 품목의 가격상승률로부터 인플레이션에 대한 수요충격의 영향을 구분하여 분석하기는 매우 어렵다. 본 연구에서는 서비스품목의 가격상승률 자료를 이용하여 수요충격과 공급충격의 인플레이션에 대한 영향을 비교해 보았다. 서비스재화의 경우 다른 재화들과는 달리 공급능력의 제한이 거의 없다고 할 수 있다. 따라서, 서비스재화의 가격은 공급측면의 영향을 거의 받지 않는 것으로 추측된다. 서비스품목의 가격상승률만을 가지고 가격변화성의 척도와 상관관계를 분석한다면 부(-)의 부호를 나타낼 것

으로 예측할 수 있다. 그러나 실제 분석 결과 서비스품목의 가격상승률은 가격변화성의 척도와 정(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 하지만 총인플레이션율과의 분석 결과와 비교하여 훨씬 적은 영향을 받는 것으로 나타났다. 만약 모든 가격변화로부터 수요충격의 영향만을 분리해 낼 수 있다면 가격변화성 지수들과는 부의 상관관계를 가지는 것을 확인할 수 있을 것으로 예측된다. 또한, 그에 따른 인플레이션 변화의 크기가 공급충격의 그것보다 적을 것으로 예측된다. 이로부터 우리는 한국의 인플레이션은 공급측면의 변화에 의해 더 많은 영향을 받고 있음을 짐작할 수 있다. 공급의 제약이 거의 없어서 공급충격으로부터 크게 영향을 받지 않을 것으로 보이는 서비스재화도 역시 그 가격의 변화가 공급측면의 요인에 의해 주도되고 있음을 알 수 있다.

인플레이션율이 과거의 인플레이션에 의해 영향을 받는다는 것은 과거에 발생한 충격이 미래의 가격변화에 영향을 미친다는 것을 의미한다. 인플레이션을 유발하는 충격이 발생하였을 경우 그 영향이 즉각적으로 가격에 반영되지 않으면 미래의 인플레이션은 과거의 인플레이션율에 영향을 받게 된다. 단위근 분석의 결과 한국의 인플레이션율은 자기상관을 가지는 것으로 나타났다. 한국의 가격수준이 경직적이며 또한 간접적으로 정부에 의한 물가관리가 이루어지고 있다는 사실을 고려한다면 인플레이션율이 강한 자기상관을 갖는다는 결과는 충분히 이해할 수 있다. 인플레이션율이 과거치의 영향을 지속적으로 받기 때문에 가격변화성도 역시 과거의 가격변화성에 영향을 받게 되는데 이들 변수의 단위근 분석 결과는 이를 지지해 준다.

이러한 결과들을 종합적으로 살펴볼 때 한국의 인플레이션은 공급측면의 요인들로 인해 주도적으로 결정되는 것으로 보인다. 또한, 인플레이션을 유발하는 공급측면의 변화는 가격경직성등의 이유로 해서 그 영향이 단기에 소멸되지 않고 지속적으로 나타났다.

한국의 소비자물가지수는 $I(2)$ 의 성격을 가지고 있다는 것이 밝혀졌는데 이 때문에 인플레이션의 원인을 분석하는 데 방법상의 한계가 있었다. $I(2)$ 변수를 $I(0)$ 인 변수로 변환하고 이를 가지고 오차수정모형을 구성한다면 물가지수의 자기상관성을 배제하고 인플레이션의 원인에 대한 분석을 실시할 수 있을 것으로 생각된다. $I(2)$ 변수를 정상적인 변수로 변환하여 오차수정모형을 설정하는 것은 새로운 연구 대상이다.

◆ 참고 문헌 ◆

1. Debelle, Guy and Owen Lamont, "Relative Price Variability and Inflation : Evidence from U.S. Cities," *Journal of Political Economy*, 105, 1997, pp. 132~152.
2. Domberger, Simon, "Relative Price Variability and Inflation : A Disaggregated Analysis," *Journal of Political Economy*, 95, 1987, pp. 547~566.
3. Geweke, J., "The Dynamic Factor Analysis of Economic Time Series Model," in D. J. Aigner and A. S. Goldberger, eds., *Latent Variables in Socio-Economic Models*, North-Holland, New York, 1977.
4. Hercowitz, Zvi, "Money and the Dispersion of Relative Prices," *Journal of Political Economy*, 89, April 1981, pp. 328~356.
5. _____, "Money and Price Dispersion in the United States," *Journal of Monetary Economics*, 10, July 1982, pp. 25~34.
6. Lach, Saul and Daniel Tsiddon, "The Behavior of Prices and Inflation : An Empirical Analysis of Disaggregated Price Data," *Journal of Political Economy*, 100, 1992, pp. 349~389.
7. _____, "The Effects of Expected and Unexpected Inflation on the Variability of Relative Prices," *Economics Letters*, 41, 1993, pp. 53~56.
8. Laurence, Ball and Gregory N. Mankiw, "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations," *Economic Journal*, 1994, pp. 247~262.
9. _____, "Relative-Price Changes and Aggregate Supply Shocks," *Quarterly Journal of Economics*, 110, 1995, pp. 161~193.
10. Mills, Terence C., "Recent Developments in Modelling Nonstationary Vector Autoregressions," *Journal of Economic Surveys*, 12, 1972, pp. 279~309.
11. Nelson, C. R. and C. I. Plosser, "Trends and Random Walk in Macroeconomic Time Series : Some Evidence and Implications," *Journal of Monetary Economics*, 10, 1982, pp. 139~162.
12. Parsley, David C., "Inflation and Relative Price Variability in the Short and Long Run : New Evidence from the United States," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 28, August 1996, pp. 323~341.
13. Phillips, P. C. B., "Understanding Spurious Regressions in Econometrics," *Journal*

of Econometrics, 33, 1986, pp. 311 ~ 340.

14. Reinsdorf, Marshall, "New Evidence on the Relation between Inflation and Price Dispersion," *American Economic Review*, 84, June 1994, pp. 720 ~ 731.
15. Vining, Daniel R., Jr. and Thomas C. Elwertowski, "The Relationship between Relative Prices and the General Price Level," *American Economic Review*, 66, September 1976, pp. 699 ~ 708.