

Dynamic Factor Index 模型을 이용한 우리 나라의 根源的 인플레이션 推定*

李 重 埴**

논문 초록:

dynamic factor index 모형에 의해 추정되는 根源的 인플레이션은 고려 대상품목들의 움직임에 共通的으로 內在(common trend)하는 가격변동을 의미하기 때문에 단순히 변동성이 불규칙한 일부 품목을 제외하는 기존 방식보다 개념적으로 우수하다고 판단된다. 우리 나라의 경우에 대한 모형의 추정결과도 通貨政策效果의 측정에서 현행 통계청 편제의 消費者物價指數를 그대로 이용하는 것보다는 총지수를 식료품지수와 식료품 이외 지수로 나눈 후 공통부분을 추출하는 것이 보다 효과적인 것으로 나타났다. 또한 고려대상 물가관련변수의 범위를 소비자물가에 국한시키지 않고 생산자물가, 임금, 가동률 및 도소매판매액 등 광범위한 實物經濟與件을 포괄하여 근원적 인플레이션을 추정하는 경우 대체로 농산물 가격변동 등과 같은 공급요인의 영향을 배제할 수 있는 동시에 통화정책과도 높은 相關關係를 보이는 政策指標를 도출할 수 있는 것으로 나타났다.

핵심주제어: 根源的 인플레이션, dynamic factor index 模型, 通貨政策指標
경제학문헌목록 주제분류: E31

I. 머리말

通貨政策의 最終目標은 1960~1970년대만 하더라도 경제성장, 물가안정, 국제수지 균형 등으로 多技化되어 있으며, 이들 간에는 어느 한 가지 목표의 희생 없이는 여타 목표의 달성이 불가능하다는 필립스곡선類의 相衡關係(trade-off)가 존재하는 것으로 인식되었다. 그러나 1970년대들어 오일쇼크 등으로 인플레이션에 대한 期待心理가 고착화되면서 장기적으로는 필립스곡선이 수직이라는 自然率假

* 韓國銀行內에서의 논문발표시 좋은 의견을 주신 李鍾健 博士를 비롯한 모든 참석자들 및 初稿의 미비점들을 세세히 지적해 주신 익명의 審査委員들께 깊이 감사드린다. 본고의 내용은 필자 개인의 견해로서 韓國銀行의 公式見解와는 무관하며, 모든 오류는 전적으로 필자의 책임임을 밝혀둔다.

** 韓國銀行 조사역

說(natural rate hypothesis)이 등장하게 되었고, 그 이후 통화정책의 역할도 단기적인 경기조절수단이라기보다는 먼저 物價安定을 달성함으로써 중·장기적으로 持續可能(long-term sustainable)한 성장기반을 확충하는 데 있다는 방향으로 인식이 확산되고 있다.¹⁾ 따라서 통화정책을 담당하는 중앙은행으로서의 수시로 물가동향을 점검하면서 인플레이션압력이나 기대심리가 높아져 향후 인플레이션이 顯在化될 우려가 크다고 판단되면 시의적절한 정책수단을 강구하여 사전적으로 물가안정을 달성하는 先制的(pre-emptive) 운용이 대단히 중요하다.

이를 위해서는 통화정책의 효과를 제대로 측정할 수 있는 物價指標의 모색이 무엇보다도 가장 우선되는 과제라고 할 수 있다. A. Greenspan 聯準議長이 美經濟學會 年次會議 演說(1998)에서 밝힌 바와 같이 주요국의 인플레이션이 진정되고 각종 기술혁신 등에 의해 상품 및 서비스의 질이 급속히 개선되는 여건하에서는 물가안정의 경제적 의의에 대한 보다 심도 있는 이해뿐만 아니라 물가지수 측정상의 문제점 인식 등이 새로운 정책과제로 부각된다고 할 수 있다.

대부분의 국가에서는 물가수준의 측정을 위한 具體的인 指標로 속보성이 뛰어나면서 일반 경제주체들이 쉽게 인식할 수 있는 消費者物價指數(이하 CPI)를 널리 이용하고 있다. 예컨대, 노사 간 임금협상이나 각종 사회보장급부금 및 소득세 대상금액의 조정 등이 대부분 CPI상승률을 기준으로 이루어지고 있다. 그러나 CPI는 주로 소비생활을 위하여 구입하는 재화가격 및 서비스요금의 변동을 측정하기 위한 물가지수이기 때문에 이 지수의 상승률이 일반물가수준의 지속적인 상승현상으로 정의되는 인플레이션을 대표한다고 보기에는 다소 미흡하다.

또한 CPI에 의해 측정되는 인플레이션은 다른 물가지수와 마찬가지로 오일쇼크 등 일시적 공급충격과 같은 非通貨的 要因에 의한 물가상승분까지 포함하고 있어 通貨政策指標로서는 다소 한계가 있으며, 指數의 編制方式에는 생산자물가지수(PPI) 등 여타 지수와 마찬가지로 조사대상 품목 및 가중치가 일정 시점으로

1) 뉴질랜드, 영국, 캐나다 등의 국가는 인플레이션목표를 명시적으로 설정하고 통화정책을 통해 이를 달성하는 인플레이션目標 管理政策(inflation targeting)을 채택하고 있으며, 독일, 미국 등의 통화정책도 실제 운용에서는 물가안정을 最優先目標로 하고 있기 때문에 '인플레이션目標 관리정책의 元祖'("precursor of inflation targeting"; Mishkin and Posen, 1997)나 "暗黙의 인플레이션 타게팅"("implicit inflation targeting"; Dueker and Fischer, 1996) 등의 표현으로 평가받고 있다.

한편, 우리 나라의 경우에도 금번 개정된 韓國銀行法에서는 물가안정을 최종목표로 하면서 매년 물가안정목표를 정부와 협의하여 정하고, 이를 포함하는 통화신용정책 운영계획을 수립하여 공표하도록 되어 있다(제6조).

고정되어 있어 經濟構造變動에 따르는 需給與件의 變化 등을 적절하게 반영하기 힘들다(Boskin *et al.*, 1996).²⁾

이러한 점을 보완하기 위하여 주요국의 중앙은행은 실제 정책운용시 CPI에서 식료품, 간접세, 에너지 등 단기적으로 불규칙하고 변동성이 큰 품목을 제외한 물가지수를 별도로 편제하여 발표하고 있는데, 이와 같이 계산된 지수의 상승률을 일반적으로 根源的 인플레이션(underlying inflation)이라 한다.³⁾ 근원적 인플레이션은 통화정책을 운영하는 기준이 될 수 있다는 점에서뿐만 아니라 중앙은행이 물가안정목표의 달성을 위해 기울이는 노력을 간접적으로 평가할 수 있는 바탕이 된다는 점에서 매우 중요한 정책지표라고 이야기할 수 있다.

그러나 이 같은 重要性에도 불구하고 근원적 인플레이션을 구하는 데는 다음과 같은 두 가지 어려움이 있다. 첫째, 근원적 인플레이션은 자연실업률이나 잠재생산 등과 같은 거시지표와 마찬가지로 직접적인 觀測이 불가능하다. 그러므로 근원적 인플레이션을 추정하는 데는 다양한 방법이 존재하게 될 뿐만 아니라 개별방법들이 나름대로 서로 장단점을 지니고 있어 어느 방식에 의한 추정결과가 가장 우수하다고 쉽게 단정하기도 힘들다. 둘째, 국가마다 그 나라가 처한 경제 상황, 시장여건, 유통구조 및 정책운영행태가 상이하기 때문에 價格體系나 商品構造 등이 서로 다를 수밖에 없다. 따라서 다른 나라의 근원적 인플레이션 추정 방식을 아무 검증 없이 그대로 도입하여 적용하기는 어려우며, 그 나라의 실정에 맞는 근원적 인플레이션의 추정이 요구된다. 결국 정책당국으로서는 여러 가지 방식으로 근원적 인플레이션을 추정한 후 상호 비교를 통해 그 추이를 판단하는 것이 가장 바람직한 것으로 여겨진다.

본고의 목적은 기존의 여러 방법 중 dynamic factor index(이하 DFI)모형 추

2) 1996년 12월 M. Boskin 스탠퍼드대학 교수를 위원장으로 하는 미국 상원 금융위원회(Senate Finance Committee)산하 CPI 개편위원회는 물가지수 편제방식상의 문제로 인해 CPI가 연 1.1% 포인트 정도 上向偏倚(upward bias)되어 있는데, 이는 다음과 같은 다섯 가지 요인에 의해 초래될 수 있다고 보고하였다.

- ① substitution bias: 가격상승시 높은 가격의 상품보다는 상대적으로 낮은 가격의 상품을 선호하는 소비자의 수요패턴 변화를 반영하지 못하는 요인
- ② outlet substitution bias: 할인점 이용증대 등 소비자의 판매점 이용변화를 반영하지 못하는 요인
- ③ quality change bias: 조사대상품목의 질적 향상을 반영하지 못하는 요인
- ④ new product bias: 조사대상품목이 사전적으로 고정됨에 따라 신상품 개발을 반영하지 못하는 요인
- ⑤ formula bias: 개별 단위품목의 集計(aggregation) 및 算式 적용과정에서 발생하는 요인

3) 근원적 인플레이션개념의 형성 및 변화과정에 대해서는 제II절에서 서술.

정방식을 이용하여 우리 나라의 근원적 인플레이션을 추정하는 데 있다. 이 방식에서 정의하고 있는 근원적 인플레이션은 다양한 물가관련변수에 共通적으로 內在하고 있는 趨勢인 部分이기 때문에 상대가격체계의 변화를 초래하는 특정 품목의 특이한 변동의 영향을 적게 받으며, 공통적인 부분을 잘 예측하고 적절한 통화정책을 통해 조절할 경우 물가목표를 달성할 수 있는 확률이 높아지는 등 여타 방식에 의해 정의되는 개념보다 상대적으로 많은 장점을 포함하고 있는 것으로 판단된다. 한편, 우리 나라의 근원적 인플레이션에 관한 최근 연구로는 李鍾健(1998)을 들 수 있는데, 이 연구에서는 DFI모형 추정방식을 제외하고는 여러 가지 다양한 이론적 및 실무적 방법을 이용하여 근원적 인플레이션을 추정하고 있다. 따라서 본고는 우리 나라의 경우에 대해 새로운 방법에 의한 추가적인 실증결과를 제시함으로써 기존 연구를 보완할 수 있는 것으로 생각된다.

본고의 構成은 다음과 같다. 먼저 제Ⅱ절에서는 근원적 인플레이션의 정의가 변해온 과정 및 측정방법에 대해 간단히 살펴본 후, 제Ⅲ절에서 DFI모형 추정방법에 의해 우리 나라의 근원적 인플레이션을 추정하였다. 제Ⅳ절에서는 추정된 근원적 인플레이션에 대해 통화정책지표로서의 유용성을 대표적인 물가지표인 CPI와 비교·검토하였으며, 제Ⅴ절에서는 본고의 내용을 간단히 요약한 후 향후 연구과제 등을 모색하였다.

Ⅱ. 根源的 인플레이션의 定義 및 測定方法

1. 根源的 인플레이션의 定義

근원적 인플레이션의 개념이 언제 처음 도입되었는지는 명확하지 않으나, 1970년대 두 자리수 이상의 높은 인플레이션을 경험하면서 그 원인에 대해 심층적인 분석을 시도한 Eckstein(1981)의 연구가 嚆矢인 것으로 보인다.⁴⁾ 즉, Eckstein은 실제 CPI 상승률을 ① 生産要素價格의 基調的인 변동에 의한 부분, ② 식료품가격이나 에너지가격 등과 같이 一時的인 衝擊에 의한 부분, 그리고 ③ 短期的인

4) Eckstein은 '근원적'을 나타내는 underlying이라는 표현보다는 항상 지속적으로 물가상승을 유발하는 核心的인 부분이라는 의미에서 core inflation이라는 표현을 사용하였으나, 오늘날에는 대체로 양자가 같은 의미로 쓰이고 있다. 따라서 본고에서도 core inflation을 따로 구분하지 않고 underlying inflation과 같은 의미로 사용하기로 한다.

需要要因에 의한 부분의 세 가지로 구분한 후, 첫번째 부분을 지속적인 물가상승을 유발하는 근원적 인플레이션으로 규정하였다. 왜냐하면, 이자율, 채권가격과 같은 자본비용과 임금 등 노동비용에는 미래에 대한 기대가 體化되어 있기 때문에 그 속성상 움직임이 향후 물가에 대해 다른 어느 요인보다도 지속적으로 꾸준히 영향을 미친다고 보았기 때문이다.

Blinder(1982) 역시 1970년대의 높은 인플레이션에 대한 원인을 분석하면서 油價 등 상대가격체계에 심한 변화를 초래한 개별품목들의 움직임을 주목하게 되었다. 즉, 1977~1980년과 같은 경우 실제 미국의 CPI상승률은 평균 8% 정도였지만, 경제의 基礎與件을 반영하여 항상 꾸준히 상승해 온 부분은 3%미만에 불과하고 나머지는 여러 특수 요인에 의해 비롯된 것으로 판단하였다. 이에 따라 Blinder는 오늘날 널리 이용되고 있는 근원적 인플레이션과 매우 유사한 형태인 CPI에서 식료품, 에너지 및 주택저당금리의 변동을 차감하여 구성한 지수를 제시하였고, 이를 원어로는 'baseline' 또는 'underlying' inflation이라고 불렀다.

1980년대 중반 이후 주요국의 인플레이션이 차츰 진정되면서 자연히 근원적 인플레이션에 대한 관심도 멀어져 가다가 1990년부터 뉴질랜드를 시작으로 영국, 캐나다 등의 국가에서 인플레이션목표 관리정책을 채택하는 과정에서 物價安定目標을 설정하기 위한 필요성 등으로 인해 근원적 인플레이션에 대한 개념이 다시 관심을 끌게 되었다. 그런데 초창기의 근원적 인플레이션은 실제 CPI 품목들 중 안정적인 움직임을 보이는 부분집합으로 구성하였기 때문에 그 크기가 CPI 상승률보다 작은 것이 일반적이었다. 그러나 최근에는 그 개념이 보다 다양화됨에 따라 근원적 인플레이션과 실제 CPI상승률의 크기 차이는 큰 의미가 없으며, 이보다는 개별지표의 추세적인 흐름이 보다 중시되고 있다.⁶⁾

5) Bryan and Cecchetti(1994)에서는 근원적 인플레이션을 '통화변동과 어느 정도 연관이 있으면서 실제 측정되는 물가지수중 長期的이고 持續的인 부분'이라고 정의하고 있다. ("long-run, persistent component of measured price index, which is tied in some way to money growth").

6) 이와 같은 의미의 변화는 최근 인플레이션 壓力指標로 많이 이용되고 있는 潛在GDP의 경우에서도 찾아볼 수 있다. 즉, 과거의 잠재GDP는 주어진 생산요소를 완전고용하였을 때 얻을 수 있는 최대생산량으로 정의되어 그 수준이 실제GDP를 상회하는 것이 일반적이었으나, 최근에는 그 의미가 인플레이션을 가속화시키지 않는 자연생산량으로 바뀌면서 추세적으로 경기순환국면에 따라 잠재GDP와 실제GDP의 수준이 서로 교차하는 것이 보다 일반적이라고 할 수 있다.

2. 根源的 인플레이션의 測定方法

앞에서도 언급하였듯이 근원적 인플레이션에 대한 일관적인 개념이 정립되어 있지 않아 다양한 방식의 측정방법이 존재하게 되는데, 이들을 크게는 品目調整方式과 計量模型 利用方式의 두 가지로 분류해 볼 수 있다.

(1) 品目調整方式

품목조정방식이란 CPI 총지수에서 주로 일시적인 공급충격의 영향을 크게 받는다고 판단되는 품목을 제외한 후 가중치를 재구성하여 근원적 인플레이션을 측정하는 방식인데, 제외되는 품목을 사전적으로 고정시키는지 여부에 따라 이를 다시 特定品目 調整方式과 調整平均 利用方式으로 나눌 수 있다.

1) 特定品目 調整方式(Adjustment by Exclusion)

특정 품목 조정방식은 전체 품목 중 그 움직임이 기초적인 물가동향과는 관계 없이 자연재해나 일시적인 수급불균형 등과 같은 특이요인에 의해 주로 영향을 받는다고 판단되는 特定 細部項目을 제외한 후 나머지 품목들로 물가지수를 재구성하여 근원적 인플레이션을 측정하는 방법이다. 이 방식은 특이요인에 의한 가격변동이 빈번하게 규칙적으로 해당 품목에 발생하여 그것이 전체 물가의 움직임에 상당한 영향을 주는 경우 적절하고 유효하다고 할 수 있다.

특히 이 방식은 측정이 간편하고 투명하여 일반이 쉽게 이해하고 접근할 수 있다는 장점으로 인해 현재 많은 국가에서 널리 이용되고 있다.⁷⁾ <표 1>에서 보는 바와 같이 이 방법을 이용하여 근원적 인플레이션을 측정하고 있는 국가에서는 대부분 에너지가격, 식료품가격 등을 제외하고 있으며, 영국 뉴질랜드 등에서는 公共料金이나 金利關聯費用도 제외하고 있다.

그러나 이 방식은 제외대상품목을 미리 고정시키기 때문에 경제 전체의 수급 상황 변화로 특이요인의 영향을 크게 받는 품목이 달라지게 되더라도 이를 적시에 반영할 수 없어 근원적 인플레이션의 측정치가 歪曲될 우려가 있다. 또한 제외되는 품목의 수를 어떻게 정하는지, 그리고 어느 정도 세분하여 제외하는지 등에 대한 이론적 및 경험적 근거도 분명하지 않은 단점이 있다.

7) 이에 따라 일부 국가에서는 통화동향의 분석 등에서 품목조정방식에 의한 CPI를 시산하여 폭넓게 활용하면서도, 이를 명시적으로 근원적 인플레이션이라고 하지 않는 경우도 있다.

〈표 1〉 근원적 인플레이션 산정시 제외품목의 국별 비교

국 가	대상지표	근원적 인플레이션 산정시 제외품목
미 국	소비자물가지수	식료품, 에너지가격
뉴질랜드	소비자물가지수	수입상품가격, 정부통제가격, 간접세, 주택저당금리 등
호 주	소비자물가지수	주택저당금리, 정부통제가격, 에너지가격
캐 나 다	소비자물가지수	간접세, 식료품 및 에너지가격
영 국	소매물가지수	주택저당금리
핀 란 드	소비자물가지수	주택관련 자본비용, 간접세, 정부보조금
스 페 인	소비자물가지수	주택저당금리

자료: 李鍾健(1998)에서 재인용.

2) 調整平均 利用方式(Trimmed Mean)

조정평균에 의한 근원적 인플레이션 측정방식은 품목조정을 비교적 체계적인 방법으로 수행하기 때문에 앞에서 언급한 특정 품목의 조정과정에서 나타날 수 있는 硬直性을 크게 완화하고 있다. 구체적으로는 가격변동률이 큰 품목과 작은 품목을 일정 비율로 제외함으로써 가격변동분포상에서 나타날 수 있는 極端値나 異常値를 배제한 후 加重平均하는 방식을 취하고 있는데, 근원적 인플레이션 측정시 제외대상품목을 사전적으로 고정시키지 않기 때문에 외생적 충격요인으로 가격이 급등락하는 품목을 그때그때 비교적 용이하게 제거할 수 있다는 장점이 있다.

특히 50% 조정평균이라고 할 수 있는 加重中位數(weighted median)방식으로 구한 근원적 인플레이션지표는 미국을 비롯한 여러 나라의 경우 통화적 요인에 의한 인플레이션을 매우 잘 설명하고 있는 것으로 알려져 있다. Bryan and Cecchetti(1994)에 의하면 미국의 CPI 36개 구성품목에 대하여 여러 가지 비율로 조정평균을 구해 본 결과 근원적 인플레이션의 安定性 측면에서는 15% 조정평균이 가장 뛰어나고, 향후 물가에 대한 豫測力에서는 가중중위수가 가장 우수한 것으로 나타났다.⁸⁾ 또한 Roger(1995, 1997)도 뉴질랜드의 경우 가중중위수가 현행 공식근원적 인플레이션보다도 물가안정목표의 달성을 위해 요구되는 指標로서의

8) 이에 따라 클리블랜드 지역연준에서는 가중중위수에 의한 근원적 인플레이션을 이 지역연준의 공식통계로서 매월 발표하고 있다.

역할을 잘 반영하고 있는 것으로 추정하였다.

만일 가격변동의 분포가 對稱的이라면 조정평균은 단순평균과 일치하기 때문에 조정평균 이용방식에 의한 근원적 인플레이션 측정은 무의미하게 된다. 그러나 현실적으로 오일쇼크 등과 같은 공급충격은 그 효과도 일시적인데다 주기도 일정하지 않아 대체로 비대칭적인 가격변동분포를 초래하는 원인이 되고 있다.⁹⁾ 이 경우 단순평균 대신 조정평균을 이용함으로써 보다 추세적으로 안정적인 근원적 인플레이션을 측정할 수 있다.

그러나 조정평균 이용방식은 다음과 같은 몇 가지 限界를 지니고 있다. 첫째, 이상가격변동으로 분류될 수 있는 일정 비율을 설정하는 근거가 명확하지 않다. 물론 여러 다양한 비율을 설정한 후 안정성, 예측력 등 일정한 기준에 의거하여 판단해 볼 수도 있으나, 경제구조가 변동하는 경우까지 이 비율이 일정하게 고정되어야 할 이유는 없는 것으로 여겨진다. 둘째, 개별품목의 가격이 전반적으로 불안정한 움직임을 보일 경우 제외되는 품목이 계속 바뀌게 되어 시계열에 대한 信賴度가 저하될 가능성이 있다. 셋째, 특별한 충격이 없이 인플레이션이 기조적으로 안정된 움직임을 보이는 경우에는 조정평균 이용방식을 적용하게 되면 오히려 근원적 인플레이션의 움직임을 왜곡될 우려가 있다.

(2) 計量模型 利用方式

인플레이션은 수요측면과 공급측면의 여러 요인들이 혼합되어 나타나는 現象이기 때문에 물가지수의 구성품목을 통화적 요인과 비통화적 요인으로 양분할 수 있다고 가정하는 것은 다소 극단적이라고 할 수 있다. 특히 비통화적 요인으로 분류됨에 따라 근원적 인플레이션의 산출을 위해 전체 지수에서 배제되는 품목의 비중이 커질수록 품목조정방식에 의해 계산되는 物價指標는 그 代表性에 문제가 발생하게 된다.

한편, 품목조정방식에 의한 근원적 인플레이션은 주로 물가지수 구성품목들의 橫斷面(cross-section)的 性格을 반영하고 있는데, 통화정책지표로서의 유용성을 확보하기 위해서는 정책효과시차 등을 감안할 때 時系列(time series)的으로도 일관된 속성을 갖추는 것이 바람직할 것이다.

이에 따라 최근에는 CPI 총지수의 움직임으로부터 일정한 가정을 부여하여 통

9) Ball and Mankiw(1995)에 의하면 價格調整費用(menu cost)이 존재하는 경우에도 물가변동에 대한 기업의 가격조정이 離散的(discrete)으로 이루어지기 때문에 가격변동의 분포가 비대칭적일 수 있다.

화적 요인과 비통화적 요인을 개념적으로 정의한 후 각종 計量技法을 적용하여 통화적 요인만을 추출하는 방식이 등장하게 되었다.¹⁰⁾ 그러나 계량모형 이용방식이 가지고 있는 공통적인 단점은 관측치가 추가될 때마다 모형을 재추정해야 할 뿐만 아니라 이 과정에서 과거 근원적 인플레이션 계열의 추정치마저 바뀔에 따라 이를 정책지표로서 발표하는 등 광범위하게 활용함에는 지표에 대한 일반의 신뢰가 하락할 가능성이 있다는 것이다.

1) 構造的 벡터自己回歸模型 利用方式

이 방법에서는 Blanchard and Quah(1989)가 제시한 構造的 벡터自己回歸(structural vector autoregression, 이하 SVAR)模型을 원용하여 근원적 인플레이션을 추정한다. 즉, VAR모형의 식별을 위해 부여하게 되는 구조적 식별제약조건(identifying restrictions)에 근원적 인플레이션이 지녀야 할 속성을 반영시킴으로써 모형의 추정결과로부터 근원적 인플레이션으로 간주될 수 있는 정책지표를 도출하는 것이다.

Quah and Vahey(1995)는 영국에 대해 RPI(retail price index) 및 산업생산지수의 두 변수로 이루어진 SVAR모형을 설정한 후, '중장기적으로 근원적 인플레이션은 산업생산에 영향을 주지 않는다'¹¹⁾는 長期識別制約條件을 이용하여 근원적 인플레이션을 추정하였다. 추정결과 근원적 인플레이션은 RPI상승률과 대체로 비슷한 움직임을 보이고 있으나, 1992년 ERM탈퇴 등으로 인한 물가불안시에는 RPI보다 높은 상승률을 보이는 것으로 나타났다. 또한 Claus(1997)는 미국의 경우에 CPI, 가동률, 최종소비재의 생산자물가 및 수입물가로 이루어진 4변수 VAR모형에 대해 Quah and Vahey(1995)와 비슷한 식별조건을 이용하여 근원적 인플레이션을 추정하였다. 추정결과 대상기간에 발생한 네 번의 경기하강국면중 세 번은 근원적 인플레이션보다 실제 CPI상승률이 더 높은 것으로 나타나 일시적인 공급충격의 영향이 컸던 것으로 판단되는 반면, 1981~1982년의 경기수축시에는 양자가 거의 비슷한 것으로 나타나 需要牽引(demand-pull)의 요인이 컸던 것으로 해석하고 있다.

SVAR모형 이용방식은 대부분의 다른 계량모형 이용방식과는 달리 근원적 인플레이션의 행태식이나 확률분포와 같은 추가적 가정이 불필요하다는 장점을 지

10) 여기에서 고려하는 두 가지 방식 이외에도 P-Star나 물가방정식의 추정치 등도 일종의 근원적 인플레이션으로 볼 수 있다. 이에 관한 보다 자세한 내용은 李鍾健(1998) 참조.

11) 이러한 제약조건은 장기수직필립스곡선이 제시하는 理論的 含意와 부합한다.

니고 있다. 그러나 2변수 SVAR모형에서와 같이 경제의 외생적 충격이 하나는 근원적 인플레이션과 관련되어 있고, 다른 하나가 여타 요인들을 모두 포괄한다는 것은 지나치게 단순화된 가정이라고 할 수 있다. 그리고 모형의 識別을 위한 제약조건의 부여방법이 자의적인 등 일반적으로 SVAR모형에 대해 지적할 수 있는 단점 또한 그대로 적용된다고 할 수 있다.

2) dynamic factor index模型 利用方式

dynamic factor index모형에 의한 근원적 인플레이션 추정방식에서는 모든 품목의 가격변동이 추세적으로 다른 품목과 같이 움직이는 共通部分(common trend)과 해당 품목만의 독특한 부분(idiosyncratic shock)으로 나눌 수 있다는 가정하에 이러한 공통부분만을 근원적 인플레이션으로 추출하고 있다. 이와 같이 여러 대상품목으로부터 직접 관측되지는 않지만, 추세적으로 동행하는 부분을 추출해 내는 기법은 Stock and Watson(1989)에 의해 경기변동을 연구하는 데 처음으로 도입된 이래 Bryan and Cecchetti(1993) 및 Cecchetti(1997)에 의해 근원적 인플레이션의 추정에도 이용되었다.¹²⁾

통화정책을 수행하는 입장에서는 개별품목의 특이한 가격변동보다는 전체 품목에 基調적으로 광범위한 영향을 미치는 공통부분의 동향이 보다 중요하다는 점에서 DFI모형에 의해 추정된 결과를 근원적 인플레이션으로 해석할 수 있다. 특히 DFI모형 이용방식은 다음과 같은 몇 가지 장점으로 인해 품목조정방식 등 여타 방법에 비해 개념적으로 우수한 것으로 여겨진다. 첫째, 政策指標로 이용되는 부분이 여러 품목에 공통적으로 내재되기 때문에 통화정책을 통해 이 부분을 추세적으로 잘 통제할 경우 전반적인 物價安定을 달성할 수 있는 확률이 높아진다. 둘째, 품목조정방식의 경우 근원적 인플레이션을 추정하는 대상이 CPI 구성 품목으로 한정되어 있는 데 반해 DFI모형을 이용할 경우 물가 및 통화와 관련이 있는 여러 가지 다양한 변수들을 포괄할 수 있다. 그리고 고려 대상품목의 가중치가 기존 물가지수처럼 어느 특정 연도에 고정되어 있는 것이 아니라 대상기간 중의 공통적인 인플레이션압력을 반영하여 추정되기 때문에 보다 합리적이라고 할 수 있다.

그러나 DFI방식에 의한 근원적 인플레이션은 계량모형의 구성을 위해 모형에 포함될 품목을 선정하는 과정에서 다분히 자의성이 개입될 여지가 있는데, 구성

12) 모형에 관한 기술적인 내용은 제III절에서 설명.

품목을 어떻게 설정하느냐에 따라서 추정치가 달라질 수 있다.

Ⅲ. 우리 나라의 根源的 인플레이션 推定

본장에서는 앞에서 개괄적으로 소개하였던 DFI모형을 이용하여 우리 나라의 근원적 인플레이션을 추정하였다.

1. 基本模型

근원적 인플레이션의 추정을 위해 고려할 수 있는 대상품목이 n 개 있다고 할 때 基本模型은 다음과 같은 세 개의 방정식 체계로 구성된다.

$$\pi_{it} = \beta_i m_t + x_{it}, \quad i=1, \dots, n \quad (1)$$

$$m_t = \varphi_1 m_{t-1} + \varphi_2 m_{t-2} + r_t, \quad r_t \sim N(0, \sigma_m^2) \quad (2)$$

$$x_{it} = \theta_i x_{it-1} + \varepsilon_{it}, \quad i=1, \dots, n, \quad \varepsilon_{it} \sim i.i.d. N(0, \sigma_i^2) \quad (3)$$

여기서 π_{it} 는 품목 i 의 가격변동을, m_t 는 n 개의 품목에 공통적으로 내재하고 있는 가격변동을, 그리고 x_{it} 는 품목 i 만의 고유한 가격변동을 나타낸다. 이에 따라 m_t 는 기본모형에서 전반적인 가격변동을 기초적으로 주도하고 있기 때문에 근원적 인플레이션으로 해석될 수 있다.

식 (1)은 개별품목 i 의 가격변동이 공통부분에 의한 변동(m_t)과 상대가격의 변화를 나타내는 품목고유의 변동(x_{it})으로 분해될 수 있음을 의미하는데, 이 때 β_i 는 개별품목 가격변동의 공통부분에 대한 加重值 또는 彈性值를 나타낸다.¹³⁾ 식 (2)는 m_t 의 변동과정을 나타내는 2계의 자기회귀방정식이다. 그리고 식 (3)은 x_{it} 의 변동과정을 나타내는 行態式인데, 추정계수의 증가에 따르는 모형의 복잡성을 감안하여 1계의 자기회귀형태로 설정하였다.

13) Bryan and Cecchetti(1993)와 Cecchetti(1997)에서는 DFI모형의 추정목적은 CPI의 上向偏倚(upward bias) 크기분석에 두고 $\beta_i=1$ 로 설정하였다. 그러나 본고의 목적은 CPI 자체의 지표로서의 유용성에 대한 검증보다는 CPI로부터 근원적 인플레이션에 대한 정보를 추출하는 데 있기 때문에 여기서는 그러한 單位彈力的(unit elastic)인 가정은 필요 없는 것으로 여겨진다.

2. 推定方法 및 資料

식 (1)~(3)으로 이루어지는 기본모형은 狀態空間形態¹⁴⁾(state space representation)로의 변환 후 칼만필터링¹⁵⁾에 의한 最尤推定法(maximum likelihood estimation)을 이용하여 모형의 모수를 추정할 수 있다. 그리고 모수에 대한 추정치가 구해지면 다시 칼만필터링 및 스무딩의 과정을 거쳐 구하고자 하는 근원적 인플레이션(m_t)을 추정할 수 있다.

DFI모형에 의한 근원적 인플레이션의 추정에서는 기본모형을 구성하는 품목선택이 가장 중요하다. 본 연구에서는 먼저 Bryan and Cecchetti(1993)에서와 마찬가지로 CPI 총지수를 구성하고 있는 세부품목들을 이용하여 근원적 인플레이션을 추정하고자 한다. 즉, CPI의 基本分類 중 대분류(2개 품목) 및 중분류(8개 품목)¹⁶⁾상의 품목들을 기본모형의 개별품목으로 하여 이들에 내재하고 있는 공통적 가격변동을 추출하는데, 이와 같이 구해진 근원적 인플레이션은 그 개념상 CPI 총지수의 상승률과 대비될 수 있다.

한편 통화정책의 지표를 위한 인플레이션을 구하는 데 굳이 기본모형을 CPI 총지수의 구성품목으로 限定할 필요는 없다. 기존 연구에 의하면 1980년대이후 우리 나라의 인플레이션은 단기적으로는 임금 등 생산요소의 비용요인에 의해 크게 영향을 받은 것으로 나타났다(朴佑奎, 1996). 또한 製造業稼動率 등과 같은 지표는 초과수요에 의해 야기되는 인플레이션압력을 잘 반영하고 있는 것으로 인식되고 있다(張東俱, 1995). 따라서 현실적으로 통화정책과 연관성이 높으면서 물가변동에 영향을 주는 다양한 요인들을 기본모형에 포함시킴으로써 본래의 취지에 보다 부합하는 근원적 인플레이션을 추정할 수 있을 것으로 기대된다.

〈표 2〉는 이상의 논의를 종합하여 설정한 물가지수의 구성품목을 나타낸다. 여기서 CPI2 및 CPI8은 각각 기본모형을 CPI 기본분류의 2개 품목 및 8개 품목

14) 모든 관측변수와 비관측변수를 측정방정식 및 상태방정식의 두 개식으로 표현하는 형태로서, Kalman Filtering방법을 적용하기 위한 기초단계라고 할 수 있다.

15) 특정 형태의 계량모형에 대해 測定(measurement)과 修正(updating)의 과정을 逐次的(recursive)으로 반복·수행함으로써 비관측 변수를 포함하는 연립방정식의 母數(parameter) 및 실현치를 추출하는 工學的 연산방법. 보다 자세한 내용은 Hamilton (1994) 참조.

16) CPI 중분류는 모두 9개 품목으로 이루어져 있으나, 이 중 광열·수도(가중치 41.1/1000)는 가중치가 가장 작을 뿐만 아니라 실제 추정결과에서도 공통부분과 약하게나마 逆行하는 것으로 나타나 고려대상품목에서 제외하였다.

〈표 2〉 기본모형의 구성품목

물가지수	대 상 품 목
CPI2	식료품(302.9), 식료품 이외(697.1)
CPI8	식료품(302.9), 주거비(148.3), 가구집기(48.1), 피복 및 신발(81.9), 보건의료(51.3), 교육·교양오락(159.9), 교통·통신(118.1), 기타 잡비(48.4)
GPI	CPI, 생산자물가지수(PPI), 명목임금(전산업), 제조업평균가동률, 도소매판매액지수

주: CPI2와 CPI8의 () 내는 통계청 편제 CPI 총지수에 대한 해당 품목의 가중치(총지수=1000).

으로 구성하였을 때의 공통부분(근원적 인플레이션)을 의미하며, GPI(general price index)는 실물부문의 여건까지 광범위하게 종합하여 구성한 물가지표를 의미한다.

모든 변수들은 X-12 ARIMA방법에 의해 季節性을 조정한 후¹⁷⁾ 1차차분의 백분율 형태로 이용하였다. 그리고 Stock and Watson(1989)에서와 마찬가지로 구성변수들을 먼저 標準化(standardize)¹⁸⁾한 후 모형의 모수들을 추정하였으며, 근원적 인플레이션의 추정시에는 CPI와의 비교를 위해 다시 CPI의 평균 및 표준편차를 이용하여 추세를 복구하였다.¹⁹⁾ σ_m^2 는 일종의 單位變數(scale variable)로서 모형의 식별을 위해 1로 설정하였다.

추정대상기간은 기본모형의 안정성을 고려하여 두 차례의 오일쇼크 및 1980년대 중반의 3低現象과 같은 특이한 요인을 피하면서 물가가 비교적 안정세를 보이고 있는 1988년 1월~1997년 10월로 설정하였다. 그리고 제IV절에서 통화정책의 효과를 분석하는 데서 M2와 MCT의 두 가지 통화총량지표를 사용하고 있는데, MCT의 경우 과거 시계열이 1987년까지밖에 소급되지 않고 있는 점도 추정대상기간을 상기 구간으로 한정시킨 다른 한 요인이라고 할 수 있다.

17) 다만 계절조정치가 공표되고 있는 제조업가동률은 통계청 계열을 그대로 이용하였으며, 전산업 명목임금 및 통화량(제IV절에서 이용)의 계절조정시에는 Reg-ARIMA모형을 이용하여 설·추석효과까지 감안하였다. X-12 ARIMA방식에 의한 계절조정에 대한 자세한 내용은 U.S. Bureau of the Census(1998) 참조.

18) 이 과정으로 인해 변동폭과 관련된 개별품목의 특성이 불가피하게 상당부분 중화(neutralize)되는 대신 모형추정의 안정성은 어느 정도 제고되는 것으로 여겨진다. 그러나 개별품목의 표준화과정을 거친 근원적 인플레이션이라 하더라도 그 추세적인 흐름은 여전히 통화정책 지표로서 기능할 수 있을 것으로 판단된다.

19) 이에 따라 본 연구에서는 근원적 인플레이션과 실제 인플레이션 간의 平均비교나 異分散검정 등과 같은 주제는 다룰 수 없게 된다.

3. 推定結果

(1). CPI2 및 CPI8 추정결과

〈표 3〉은 식 (1)-(3)의 기본모형을 CPI2 및 CPI8에서 설정한 구성품목들을 가지고 추정한 결과를 나타낸다.²⁰⁾ CPI2 및 CPI8 모두 식 (1)의 β_i 는 유의한 양의 값을 가짐에 따라 개별품목들이 공통부분에 의해 추정된 근원적 인플레이션과 同行하는 관계를 보여 주고 있다. CPI의 구성품목을 식료품 및 식료품 이외지수로 양분하여 살펴본 CPI2에서는 개별품목들의 표준화과정에도 불구하고 식료품 이외품목의 근원적 인플레이션에 대한 탄성치가 식료품보다 약 2배 큰 것으로 나타나 실제 統計廳에서 CPI집계시 사용하는 品目加重値와 거의 비슷한 수준을 보이고 있다. 그러나 CPI 구성품목을 보다 세분한 CPI8의 경우에는 개인 및 공공서비스의 비중이 큰 보건의료 및 교통·통신품목에 대한 탄성치가 상대적으로 낮게 나타나는 등 식료품 이외지수의 구성품목에서 CPI2와 달리 차이가 크게 나타나고 있다.

개별품목 고유의 변동을 나타내는 행태식의 계수는 품목마다 그 값 및 有意性이 큰 차이를 보이고 있다. 즉, 기본품목에 포함되는 구성품목들이 세분될수록 공통부분에 의한 움직임으로부터 과리되는 품목 자체만의 특이한 변동이 보다 다양한 형태로 나타나고 있다.²¹⁾ 한편 근원적 인플레이션을 나타내는 공통부분 자체의 행태식 계수는 그다지 유의하지 않은 것으로 나타났다.

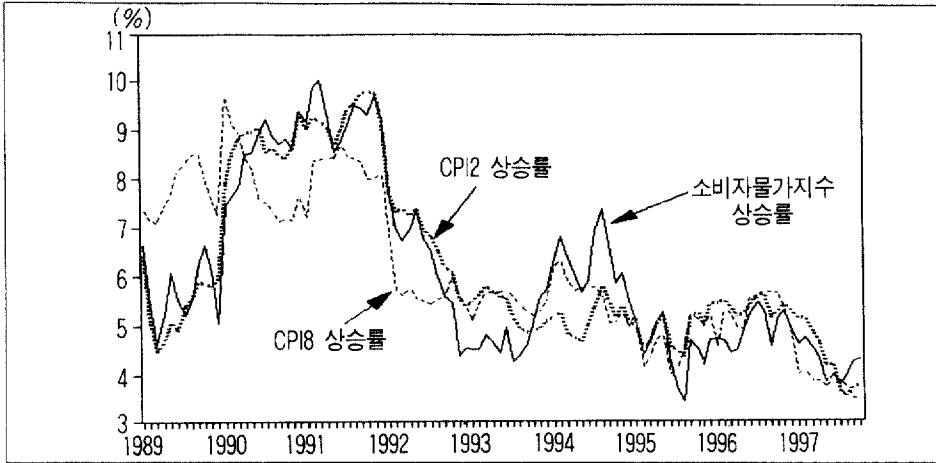
〈그림 1〉은 앞에서 추정된 모수값을 바탕으로 기본모형에 대해 칼만필터링 및 스무딩과정을 적용하여 근원적 인플레이션의 추정치를 구한 결과를 나타낸다.²²⁾

20) 일반적으로 상태공간형태에서의 최우추정법은 尤度函數(likelihood function)의 형태에 따라 複數均衡(multiple maxima)이나 局部均衡(local maximum)을 가지기 쉽다. 이에 따라 여기에서는 몇 가지 다른 초기값을 가지고도 모형을 추정하였으나, 모든 모수추정치가 거의 같은 값으로 수렴함으로써 본 모형에서는 상기 문제들이 발생하지 않았다.

21) 본 연구로부터 직접 검증되지는 않지만 이러한 결과는 가격변동에서 모든 품목이 일정 충격에 대해 伸縮的으로 동시에 반응한다는 古典學派의인 가정보다는 가격조정비용(menu cost) 등 현실적인 摩擦要因(friction)이 존재하여 가격변동은 硬直的이라는 케인지안의 가정을 간접적으로 지지하는 것으로 해석될 수 있다.

22) 기본모형에서는 모든 변수를 차분했기 때문에 근원적 인플레이션도 前月對比增加率의 형태로 추정되지만, 계열의 不規則性(noise)을 줄여 추세적인 흐름을 보다 원활하게 파악하고, 또한 실제 인플레이션이 전년동월대비형태로 많이 언급된다는 점을 감안하여 이하의 그림에서는 전년대비증가율을 근원적 인플레이션지수 수준의 前年同月對比增加率 형태로 변환하여 표시하기로 한다. 이 때 증가율로부터 물가수준으로의 복원과정에서 최초 시점에는 모형에서 도출되는 물가지수값이 해당 시점의 CPI 실제치와 같다고 가정하였다.

〈그림 1〉 근원적 인플레이션(CPI2, CPI8) 및 CPI상승률 추이



〈표 3〉 CPI2 및 CPI8 추정결과

1. CPI2 추정결과

$$\begin{aligned} \text{식료품: } \pi_{1t} &= 0.3313 m_t + x_{1t}, \quad x_{1t} = 0.2043 x_{1t-1} + \varepsilon_{1t}, \quad \sigma_1 = 0.9125 \\ &\quad (0.167) \quad (0.095) \quad (0.081) \\ \text{식료품 이외: } \pi_{2t} &= 0.6486 m_t + x_{2t}, \quad x_{2t} = 0.1186 x_{2t-1} + \varepsilon_{2t}, \quad \sigma_2 = 0.7226 \\ &\quad (0.351) \quad (0.258) \quad (0.294) \\ m_t &= 0.2877 m_{t-1} + 0.1085 m_{t-2} + v_t \\ &\quad (0.329) \quad (0.248) \end{aligned}$$

2. CPI8 추정결과

$$\begin{aligned} \text{식료품: } \pi_{1t} &= 0.2774 m_t + x_{1t}, \quad x_{1t} = 0.2036 x_{1t-1} + \varepsilon_{1t}, \quad \sigma_1 = 0.9315 \\ &\quad (0.107) \quad (0.092) \quad (0.063) \\ \text{주거비: } \pi_{2t} &= 0.3422 m_t + x_{2t}, \quad x_{2t} = 0.6533 x_{2t-1} + \varepsilon_{2t}, \quad \sigma_2 = 0.6698 \\ &\quad (0.081) \quad (0.070) \quad (0.062) \\ \text{가구집기: } \pi_{3t} &= 0.8028 m_t + x_{3t}, \quad x_{3t} = -0.2165 x_{3t-1} + \varepsilon_{3t}, \quad \sigma_3 = 0.5874 \\ &\quad (0.154) \quad (0.332) \quad (0.203) \\ \text{피복신발: } \pi_{4t} &= 0.2225 m_t + x_{4t}, \quad x_{4t} = 0.1581 x_{4t-1} + \varepsilon_{4t}, \quad \sigma_4 = 0.9497 \\ &\quad (0.114) \quad (0.098) \quad (0.064) \\ \text{보건의료: } \pi_{5t} &= 0.1313 m_t + x_{5t}, \quad x_{5t} = 0.1185 x_{5t-1} + \varepsilon_{5t}, \quad \sigma_5 = 0.9819 \\ &\quad (0.110) \quad (0.107) \quad (0.065) \\ \text{교육오락: } \pi_{6t} &= 0.4703 m_t + x_{6t}, \quad x_{6t} = 0.0158 x_{6t-1} + \varepsilon_{6t}, \quad \sigma_6 = 0.8778 \\ &\quad (0.141) \quad (0.138) \quad (0.079) \\ \text{교통통신: } \pi_{7t} &= 0.2091 m_t + x_{7t}, \quad x_{7t} = 0.2104 x_{7t-1} + \varepsilon_{7t}, \quad \sigma_7 = 0.9560 \\ &\quad (0.105) \quad (0.096) \quad (0.064) \\ \text{기타잡비: } \pi_{8t} &= 0.2786 m_t + x_{8t}, \quad x_{8t} = -0.0616 x_{8t-1} + \varepsilon_{8t}, \quad \sigma_8 = 0.9567 \\ &\quad (0.110) \quad (0.100) \quad (0.065) \\ m_t &= 0.0896 m_{t-1} + 0.0535 m_{t-2} + v_t \\ &\quad (0.150) \quad (0.167) \end{aligned}$$

주: () 내는 近似標準誤差.

CPI2의 경우 CPI와는 완전히 異質的인 方式에 의해 구해졌음에도 불구하고 양자가 매우 유사한 움직임을 보이고 있다.

그러나 구성품목을 보다 세분화한 CPI8의 경우는 CPI와 기간에 따라 다소 차이를 보이고 있다. 먼저 1980년대 말에서 1990년대 초까지 CPI상승률은 4%대에서 10%대까지 가파른 상승세를 나타낸 반면, CPI8의 상승률은 7~8%대에서 비교적 안정된 움직임을 보이고 있다. 이와 같은 차이는 공통부분의 움직임과 높은 상관관계를 가진 것으로 나타난 가구집기가격이 CPI 총지수상승률보다 5% 포인트 이상 낮은 데 기인하고 있다. 마찬가지로 1994년중에도 이 품목과 피목 및 신발품목의 가격상승률이 CPI 총지수상승률보다 크게 낮아 CPI8의 상승률이 상대적으로 낮게 나타나고 있다.

결국 CPI 총지수를 중심으로 기본모형에 포함되는 구성품목의 分類範圍를 세분화수록 개별품목 고유의 움직임이 크게 부각되는 반면, 분류범위가 넓어질수록 그러한 개별품목의 움직임들이 서로 상쇄되어 CPI 총지수의 움직임과 유사해지는 현상을 보이고 있다. 그러나 상기 결과만으로는 어떠한 품목구성이 적절한지 판단하기 어렵기 때문에 제IV절에서 통화와 물가의 인과관계 및 예측력 등과 같은 기준을 가지고 계량적인 검정방법을 이용하여 평가하기로 한다.

(2) GPI 추정결과

〈표 4〉는 기본모형을 CPI, 생산자물가지수(PPI), 임금, 실물경기상황 등 광범위한 物價關聯指標로 품목을 구성하여 추정한 결과를 나타낸다. 공통부분의 탄성치 또는 상관관계를 나타내는 β_i 계수의 경우 CPI와 명목임금이 여타 품목에 비해 크게 나타났다. 또한 CPI8의 경우와 마찬가지로 개별품목의 고유변동부분에 대한 행태식은 그 계수값이 품목마다 상당한 차이를 보이고 있다.

〈그림 2〉에서는 상기 모수값을 바탕으로 추정된 근원적 인플레이션(GPI의 전년동월대비 증가율)을 CPI상승률과 함께 나타내고 있다.²³⁾ 양자가 전혀 다른 성격의 물가지표임에도 불구하고 1994년까지는 매우 유사한 움직임을 보이고 있다. 그러나 1995년중에는 CPI는 作況好調에 힘입은 농축수산물가격의 안정으로 상승세가 크게 둔화되었으나 소비, 투자, 가동률 등 內需가 堅調한 증가세를 유지하

23) 앞서서와 마찬가지로 GPI의 표준화된 상승률에 대해 CPI의 평균과 표준편차를 이용하여 추세를 복구하였으나, CPI2나 CPI8의 경우와는 달리 GPI는 CPI와 직접적인 관계가 없기 때문에 이러한 과정은 큰 의미는 없는 것으로 여겨진다. 따라서 GPI상승률의 경우에는 CPI2나 CPI8의 경우보다도 물가수준 자체보다 그 변화추세에 더욱 주목하여야 할 것이다.

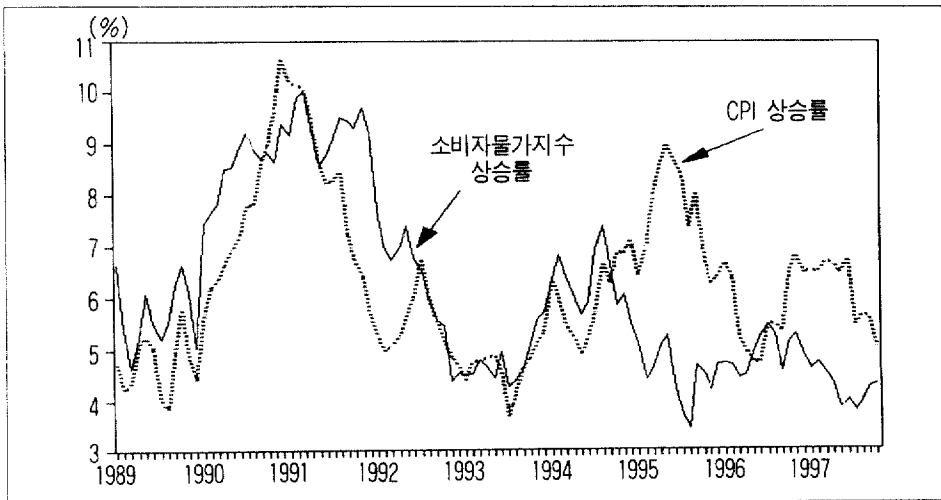
있던 관계로 GPI는 상반기에 크게 상승한 후 하반기에 가서야 둔화되는 것으로 나타났다. 또한 1997년 중반에도 GPI상승률은 7% 가까이 일정 수준을 유지하고 있어 4% 이하까지 하락한 CPI상승률과는 큰 대조를 이루고 있다.

〈표 4〉 GPI 추정결과

C	P	I :	$\pi_{1t}=0.4672 m_t+x_{1t}, \quad x_{1t}=0.1545 x_{1t-1}+\varepsilon_{1t}, \quad \sigma_1=0.8682$		
			(0.266) (0.147) (0.148)		
P	P	I :	$\pi_{2t}=0.0041 m_t+x_{2t}, \quad x_{2t}=-0.5729 x_{2t-1}+\varepsilon_{2t}, \quad \sigma_2=0.8232$		
			(0.038) (0.078) (0.054)		
명	목	임	금: $\pi_{3t}=0.8828 m_t+x_{3t}, \quad x_{3t}=0.2859 x_{3t-1}+\varepsilon_{3t}, \quad \sigma_3=0.4110$		
			(0.477) (0.908) (0.099)		
제	조	업	가	동	물: $\pi_{4t}=0.1127 m_t+x_{4t}, \quad x_{4t}=-0.3058 x_{4t-1}+\varepsilon_{4t}, \quad \sigma_4=0.9386$
					(0.089) (0.089) (0.062)
도	소	매	판	매	액: $\pi_{5t}=0.0708 m_t+x_{5t}, \quad x_{5t}=-0.4315 x_{5t-1}+\varepsilon_{5t}, \quad \sigma_5=0.8952$
					(0.119) (0.084) (0.059)
					$m_t=0.1855 m_{t-1}-0.0862 m_{t-2}+v_t$
					(0.262) (0.024)

주: () 내는 近似 標準誤差

〈그림 2〉 근원적 인플레이션(GPI) 및 CPI상승률 추이



IV. 通貨政策指標로서의 有用性 비교

앞의 추정결과에서 볼 수 있는 바와 같이 DFI모형을 구성하는 品目選定에 따라 근원적 인플레이션의 추정결과는 기간마다 다소 차이를 나타내고 있다. 이러한 차이가 발생하는 원인에 대해서는 구성지표별로 微視的인 分析을 통해 파악해 볼 수 있으나, 정책당국의 입장에서는 특정 기간에 대한 품목별 물가동향보다는 정책효과와 연계된 추세적인 움직임이 보다 중요할 것이다.

이에 따라 본장에서는 앞에서 추정한 근원적 인플레이션지표(CPI2, CPI8, GPI) 및 실제 CPI에 대해 어느 물가지수가 政策指標로서 보다 유용한지를 計量的으로 검토하였다. 구체적으로는 먼저 Granger검정을 통해 통화와 물가 간의 因果關係를 살펴보았으며, 예측력 평가를 통해 통화정책의 효과가 어느 물가지표에 時差를 두고 잘 반영되는지 검토하였다.

1. Granger 因果關係 檢定

Granger의 인과관계 검정을 위한 추정식은 다음과 같이 설정하였다.

$$\pi_t = a + \sum_{j=1}^i b_j \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^i c_j \cdot (M_{t-j} - M_{t-j-1}) \quad (4)$$

$$M_t - M_{t-1} = d + \sum_{j=1}^i e_j \pi_{t-j} + \sum_{j=1}^i f_j \cdot (M_{t-j} - M_{t-j-1}) \quad (5)$$

여기서 π_t 는 각각 CPI, CPI2, CPI8 및 GPI에 대한 로그변환 후의 전기대비차분을 의미하며, M_t 는 M2 및 MCT의 로그변환 수준을 나타낸다.²⁴⁾ 추정식의 시차 i 는 AIC 및 SIC기준을 이용하여 適正次數를 시산한 결과 대상물가지수 및 통화량에 따라 다소 다르지만 대부분 시차길이는 짧은 것으로 나타났다. 따라서 $i=2, 3, 4$ 의 세 가지 경우에 대하여 그 결과를 비교하였다.

정책효과의 크기는 통화가 물가에 일방적으로 영향을 준다는 假說에 대해서는

24) 통화정책의 효과측정을 위해서는 本源通貨(또는 콜금리)와 같이 중앙은행이 직접 통제할 수 있는 運用目標變數를 이용하는 것이 보다 합리적이지만, 우리 나라의 경우 대상기간중 本원通貨는 중심통화지표인 M2(1997년 이후는 M2와 MCT)를 엄격하게 관리하기 위한 보조적 성격이 강했던 데다 수차례의 기준을 인하 등으로 심한 변동성을 보이고 있어 여기서는 M2와 MCT를 대신 이용하였다.

〈표 5〉 F-통계량 검정결과

시차	대상 통화	CPI		CPI2		CPI8		GPI	
		M→ π	π →M	M→ π	π →M	M→ π	π →M	M→ π	π →M
i=2	M2	1.842	2.785*	5.091***	0.319	0.491	0.184	2.047	0.932
	MCT	2.502	0.878	5.092***	0.473	0.258	0.335	2.375*	0.892
i=3	M2	1.958	1.904	3.621**	0.484	0.687	0.311	1.953	0.587
	MCT	2.314*	0.577	3.621**	0.362	0.650	0.470	2.311*	1.047
i=4	M2	1.381	1.524	1.618	0.705	0.504	0.388	2.291*	0.218
	MCT	1.687	0.585	1.522	0.743	1.545	0.709	2.223*	0.739

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의성이 있음을 의미.

$H_0: c_j=0, \forall j$, 물가가 통화에 일방적으로 영향을 준다는 가설에 대해서는 $H_0: e_j=0, \forall j$ 의 귀무가설에 대한 F-통계량(x^2 분포) 및 有意水準으로 비교하였는데, 〈표 5〉는 이러한 결과를 나타낸다.

먼저 물가가 통화에 일방적으로 영향을 준다는 가설은 CPI가 M2에 영향을 주는 경우를 제외하면²⁵⁾ 모두 기각된 반면, CPI8을 제외한 나머지 물가지수들은 어느 정도 통화정책의 효과에 대해 시차를 두고 반응하는 것으로 나타났다. 특히 CPI를 식료품지수 및 식료품 이외지수로 나누어 DFI모형을 적용하여 추정한 CPI2는 그 추세적 움직임이 CPI와 대동소이하였음에도 불구하고 CPI보다 통화정책에 훨씬 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 따라서 CPI를 통화정책의 대표적인 대상지표로 활용할 가능성이 높다면 총지수를 품목별로 구분하여 추세적으로 공통적인 움직임에 보다 중점을 둘 경우 전체적인 움직임은 그대로 유지되면서 통화정책의 효과가 보다 안정적으로 물가에 반영될 수 있을 것으로 보인다.

그러나 CPI를 8개 품목으로 구분한 CPI8은 개별품목의 특이한 움직임이 너무 크게 반영되어 통화정책과는 큰 時差關係가 없는 것으로 나타났다. 따라서 CPI의 세부품목으로부터 근원적 인플레이션을 추정하여 물가안정을 위한 지표로 사용할 경우 품목은 CPI 공통부분의 추세적 움직임과 대비하여 적절히 세분화되, 지나친 세분화는 오히려 개별품목의 特異性を 증폭시켜 전체적인 흐름을 왜곡시킬 우려가 있는 것으로 생각된다.

한편 실물경제여건을 보다 광범위하게 고려한 GPI의 경우 특히 MCT를 중심

25) 이 경우에도 10% 수준에서 한계적으로 유의하다.

으로 방정식의 시차구조에 크게 관계없이 통화정책과 높은 상관관계를 지니는 것으로 나타났다. 이 결과만을 가지고 GPI가 가장 유용한 근원적 인플레이션지표라고 단언하기는 어렵지만, 적어도 이와 같은 결과는 통화정책을 운용함에 있어서 CPI뿐만 아니라 요소비용, 실물경제활동 등과 같은 다양한 요인을 고려하는 것이 보다 효과적일 수 있음을 시사한다.

2. 物價에 대한 豫測力檢定

앞에서 실시한 통화와 물가의 인과관계 검정결과는 양 변수 간에 서로 영향을 미치는 方向을 나타낼 뿐 그 효과의 크기까지 나타내는 것은 아니다. 따라서 통화가 물가에 일방적으로 영향을 미친다는 앞의 Granger 인과관계 결과를 토대로 통화정책이 인플레이션에 영향을 주는 시차 및 크기를 지표별로 비교하였는데, 이를 위한 추정식은 다음과 같다.²⁶⁾

$$\left(\frac{1}{k}\right)P_{t+k} - P_t = \alpha + \sum_{j=0}^{i-1} \beta_j [M_{t-j} - M_{t-j-1}] + \varepsilon_t \quad (6)$$

여기서 P_t 는 CPI, CPI2, CPI8 및 GPI의 로그변환수준을 나타내며, M_t 는 앞에서 정의한 대로 M2와 MCT에 대한 로그변환 수준을 나타낸다. 그리고 $i=12$ 로 고정하였으며, 통화정책효과와의 視界를 나타내는 k 는 12, 18, 24개월의 세 가지 경우를 추정하였다. 식 (6)을 추정한 결과의 決定係數(R^2)가 높을수록 해당 시제에 대한 豫測力이 뛰어난 것으로 해석할 수 있다.

추정결과는 <표 6>과 같다. 먼저 M2의 경우 18개월 후의 인플레이션에 대한 예측력이 대체로 물가지표의 종류에 관계없이 가장 우수한 것으로 나타난 반면, MCT의 경우는 이보다 다소 짧은 12개월의 예측치에 대한 결과가 가장 좋은 것으로 나타났다. 예측력의 크기는 MCT가 M2보다 크게 나타나 통화지표의 범위가 넓을수록 물가 등 實物經濟活動과의 관계가 높아진다는 일반적인 사실을 입증해 주고 있다.

물가지표별로는 모든 경우에서 GPI의 예측력이 가장 높은 것으로 나타났

26) 보다 만족스런 예측력검정을 위해서는 생산활동, 이자율 등 여타 물가변동요인을 모두 포함하는 구조모형을 추정한 후 사후예측치(out-of-sample forecasts)에 대한 평방자승근 예측오차(RMSE) 등을 시산하여 비교하는 방법을 생각해 볼 수 있다.

〈표 6〉 예측력검정 결과

예측시계	대상통화	CPI	CPI2	CPI8	GPI
$k = 12$	M2	0.4312	0.4396	0.4402	0.4719
	MCT	0.5556	0.5590	0.5606	0.5699
$k = 18$	M2	0.4344	0.4394	0.4489	0.4737
	MCT	0.5140	0.5223	0.5263	0.5532
$k = 24$	M2	0.3649	0.3633	0.3815	0.3825
	MCT	0.4951	0.4888	0.5123	0.5237

주: 식 (6) 추정결과의 R^2 값

는데, 이에 따라 광범위한 실물경제활동을 물가지수에 반영함으로써 통화정책과의 상관관계가 높아진 것으로 해석된다. 다음으로는 CPI8의 예측력이 높았으며, 대체로 CPI2의 예측력이 CPI보다 높은 것으로 나타났다. 따라서 본 결과에서도 물가목표의 설정에서 CPI를 그대로 이용하기보다는 DFI모형을 이용하여 추세적인 움직임을 적절히 파악함으로써 통화정책의 효과를 보다 잘 반영할 수 있는 정책지표를 얻을 수 있음을 시사해 주고 있다.

V. 맺음말

본고에서는 DFI모형을 이용하여 우리 나라의 근원적 인플레이션을 추정해 보았다. 물가안정을 위한 통화정책의 수행에서 가장 우선되는 과제는 政策效果를 제대로 測定할 수 있는 物價指標의 모색이라고 할 수 있다. 특히 통화정책의 효과가 적어도 1~2년 후에야 顯在化된다는 점을 감안하면 정책수행과정에서 물가안정목표가 제대로 지켜지고 있는지 항상 파악하기 위해서도 근원적 인플레이션의 추정은 그 意義가 매우 큰 것으로 여겨진다.

분석결과 현재 대표적인 물가지수로 가장 광범위하게 언급되고 있는 CPI를 그대로 사용하는 것보다는 식료품지수 및 식료품 이외지수로 양분하여 그 공통적 움직임을 관찰하는 것이 통화정책의 효과를 파악하는 데 보다 효율적인 것으로 나타났다. 그러나 CPI를 8개 품목으로까지 구분하여 추정한 근원적 인플레이션은 개별품목의 異質的 特性이 다소 지나치게 반영되어 오히려 통화정책과의 시차관

계를 악화시키고 있기 때문에 CPI의 구성품목을 이용하여 공통부분을 추출하는 경우에는 총지수를 어느 정도로 세분하는 것이 효율적인가에 대한 면밀한 검토가 이루어져야 할 것이다. 한편 각종 實物經濟與件을 광범위하게 고려한 GPI의 경우 농축수산물가격의 안정 등으로 CPI와 PPI상승률은 하락했던 1994년의 경우에도 주로 需要要因에 의해 상승하는 등 인플레이션壓력을 보다 잘 나타내는 것으로 판단될 뿐만 아니라 통화량과의 시차관계도 뚜렷한 것으로 나타나 지표로서의 有用性を 확인할 수 있었다.

통화정책의 효과가 극대화되기 위해서는 무엇보다도 정책에 대한 일반의 信賴가 전제되어야 하며, 이를 위해서는 정책수행과정이 透明해야 할 것이다. 이에 따라 물가안정목표 및 현재의 인플레이션 진행상황 등에 대해서도 일반경제주체가 쉽게 이해할 수 있어야 한다. 하지만, 제II절에서 언급한 바와 같이 DFI모형과 같은 計量模型의 推定結果로부터 얻어지는 근원적 인플레이션은 일반이 쉽게 접근하여 해석하기 곤란한 단점이 있기 때문에 대부분의 국가에서는 가중중위수 등 특정 품목을 제외한 CPI를 물가안정목표 및 인플레이션동향의 해설에 보다 많이 이용하는 경향이 있다.

그러나 단순히 안정성을 제고하기 위해 일부 품목들을 재구성하여 물가지표로 해석하는 것은 제외되는 품목들이 통화정책 등 수요요인과도 밀접한 움직임을 보이는 경우 자칫 통화정책의 효과를 왜곡할 우려가 있다. 즉, 전체 물가지수에서 배제되어야 할 부분은 단순히 변동성이 큰 특정 품목이 아니라 기초적인 물가흐름과 부합하지 않는 特異部分이라고 할 수 있다. 이에 따라 DFI방법에 의해 추출되는 근원적 인플레이션은 통화정책을 통한 물가안정이라는 근본취지에 보다 부합한다고 여겨지며, 정책당국의 입장에서는 추세적인 물가흐름을 파악하는 데서 內部判斷指標 등으로 유용하게 활용할 여지가 있는 것으로 생각된다.

끝으로 본 연구에서의 근원적 인플레이션은 특정 시점에서 한정된 품목만을 대상으로 한 試算結果이기 때문에 최근의 급격한 經濟構造變化 및 物價上昇 등을 제대로 포함하지 못하고 있다. 따라서, 보다 현실적이고 유용한 결과도출을 위해서는 모형의 형태 및 구성품목 등에 대한 지속적인 연구가 뒤따라야 할 것이다.

參 考 文 獻

1. 朴佑奎, 『韓國 物價變動構造의 分析과 政策對應』, 韓國開發研究院, 1996.6.
2. 李鍾健, “우리 나라의 根源的 인플레이션率 推定”, 『調查統計月報』, 韓國銀行, 1998.3, pp.3-27.
3. 張東俱, “인플레이션 指標로서의 稼動率의 有用性 檢討”, 『經濟分析』 제1권3호, 韓國銀行 金融經濟研究所, 1995.11, pp.1-30.
4. Ball, L and N. Mankiw, “Relative Price Changes as Aggregate Supply Shocks”, *Quarterly Journal of Economics*, Feb. 1995, pp.161-193.
5. Blanchard, O. and D. Quah, “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances”, *American Economic Review* 79, Sep. 1989, pp.655-673.
6. Blinder, Alan, “The Anatomy of Double-Digit Inflation”, in R. Hall ed., *Inflation: Causes and Effects*, U. of Chicago Press, 1982, pp. 261-282.
7. Boskin, J., E. Dulberger, R. Gordon, Z. Griliches, and D. Jorgenson, “Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living”, *Final Report to the Senate Finance Committee, Advisory Commission to Study the Consumer Price Index*, Dec. 1996.
8. Bryan, Michael F. and Stephen G. Cecchetti, “The Consumer Price Index as a Measure of Inflation”, *Federal Reserve Bank of Cleveland*, Quarter 4. 1993, pp.15-24.
9. _____, “Measuring Core Inflation”, in N. Mankiw ed., *Monetary Policy*, U. of Chicago Press, 1994, pp. 195-215.
10. Cecchetti, Stephen G., “Measuring Short-Run Inflation for Central Bankers”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, May/June 1997, pp 143-173.
11. Claus, Iris, “A Measure of Underlying Inflation in the United States”, *Working Paper* 97-20, Bank of Canada, Sep. 1997.
12. Deuker, M. and A. Fischer, “Are Federal Funds Rate Changes

- Consistent with Price Stability? Results from an Indicator Model”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Jan./Feb. 1996, pp.45-51.
13. Eckstein, Otto, *Core Inflation*, Englewood Cliffs, N.J.: Prentice-Hall, 1981.
 14. Greenspan, Alan, “Problems with Price Measurement”, *At the Annual Meeting of the American Economic Association and the American Finance Association*, Chicago, Illinois, Jan. 1998.
 15. Hamilton, J., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1994.
 16. Mishkin, F. and A. Posen, “Inflation Targeting: Lessons from Four Countries”, *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, Vol.3(3), Aug. 1997, pp.9-110.
 17. Quah, D. and S. Vahey, “Measuring Core Inflation”, *Working Paper Series No 31*, Bank of England, April 1995.
 18. Roger, Scott, “Measures of Underlying Inflation in New Zealand, 1981-95”, *Discussion Paper Series G95/5*, Reserve Bank of New Zealand, Sep. 1995.
 19. _____, “A Robust Measure of Core Inflation in New Zealand, 1949-96”, *Discussion Paper Series G97/7*, Reserve Bank of New Zealand, Mar. 1997.
 20. Stock, J.H. and M.W. Watson, “New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators”, in O. Blanchard and S. Fischer ed, *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, Mass.: MIT Press, 1989, pp. 351-394.
 21. U.S. Bureau of the Census, *X-12 ARIMA Reference Manual; Ver. 0.1*, 1998.