

序 言

1998년 4월 1일 우리나라는 한국은행법 개정을 통하여 중앙은행이 인플레이션을 목표를 정한 뒤 이를 준수하도록 한 바 있다. 그러나 인플레이션은 여러 가지 원인에 의해 결정되는 것으로서 그 가운데에는 석유파동, 외환위기로 인한 환율급등, 원자재 국제시세의 등락, 作況不振, 소비세 세율인상 등 중앙은행의 통화정책과는 직접적으로 무관한 요인들이 분명 존재한다. 이러한 요인들로 인하여 인플레이션율이 목표치를 초과할 경우 그에 대해 중앙은행의 책임을 묻기는 사실상 곤란할 것이다. 따라서 현재 진행중인 인플레이션을 가운데 중앙은행이 책임질 수 있고 책임져야 할 부분은 과연 어느 정도인지를 파악하는 것은 매우 중요하다.

본 연구에서는 통화당국이 책임질 수 있고 책임져야 하는 인플레이션을 통화량 증가와 인플레이션 期待에 의해 유발된 부분으로 한정된 뒤 이를 重心(core) 인플레이션율로 간주하여 실제 인플레이션율에서 분리 추정해내는 문제에 대해 논의하고 있다. 구체적으로 1995년 기준 509가지 개별 소비자 물가지수의 월별 상승률 데이터가 의미하는 인플레이션율의 확률분포를 정규-정규 혼합형태로 설정하고 最尤推定法에 의해 이 분포를 추정한 뒤 이로부터 얻어지는 혼합분포의 모수 추정치를 이용하여 重心 인플레이션율 및 공급 인플레이션율, 개별 기업이 공급충격에 의해 가격을 변화시킬 확률 등을 측정하는 과정을 제시하고 있다.

이와 같이 정규-정규 혼합분포의 추정을 통한 중심 인플레이션율의 측정방법은 산업별 요소가격 충격에 노출되어 있는 독점적 경쟁기업의 가격결정 모형으로부터 자연스럽게 도출되는 것으로서, 기

존의 중심인플레이션을 추정방법과는 달리 신케인지안적 가격결정 이론이라는 이론적 기반을 갖추고 있다. 또한 이 방법은 실제 인플레이션율의 분포의 非正規的 特徵들(0%에 확률척도가 집중되어 있는 현상, 즉 명목가격의 경직성, 오른쪽으로 치우친 비대칭성, 두터운 꼬리 등)을 포착할 수 있다. 그리고 본 보고서의 중심 인플레이션율은 소비자 물가지수 자신은 물론 餘他の 중심 인플레이션을 지표보다 미래의 소비자물가 상승률을 잘 예측할 뿐 아니라 본인통화 및 총유동성에 의해 가장 잘 예측되는 동시에 미래의 통화량의 변화를 예측하지 않는다. 또한 본 보고서에서 측정한 공급 인플레이션율을 사용하였을 때만이 短期 필립스 커브의 관계식, 즉 失業率과 인플레이션율 사이의 陰의 相關關係가 유의하게 나타나고 있다.

이러한 결과들은 통화당국이 통화기조를 설정함에 있어 과거 및 현재의 인플레이션을 자체에 주목하기보다는 重心 인플레이션율에 주목할 것을 권고하고 있다. 특히 이 보고서는 1998년 5월을 계기로 우리나라의 重心 인플레이션율은 史上 類例없이 연속적으로 음의 값을 나타내어 이 시점부터 수요측면에서는 前例없는 디플레이션이 진행되기 시작하였다고 주장한다. 따라서 당시의 통화당국이 인플레이션을 자체가 아닌 중심 인플레이션율을 조절하고자 하였다면, 적어도 1998년 5월경부터는 통화기조를 그동안의 초긴축기조에서부터 팽창적으로 전환할 수 있었을 것이라고 주장한다.

정부와 IMF는 외환위기 직후부터 초긴축적인 통화기조를 견지한 결과 외환위기와 함께 일반적으로 나타나는 환율절하-물가상승의 악순환을 성공적으로 차단하여 환율과 물가를 비교적 빠른 시일 내에 안정시킬 수 있었다. 그러나 저자는 이러한 초긴축적인 통화기조가 너무 오랜기간 지속된 결과 환율과 물가안정에는 기여하였을지언정 그 代價로 엄청난 실물생산의 손실과 대규모 실업발생을 초래하였다고 주장하면서 1998년 5월 당시의 통화당국이 현재 및 과거의 실제 인플레이션율이 아닌 重心 인플레이션율에 注目하였었다라면

하는 아쉬움을 披瀝하고 있다.

본 보고서는 본원의 박종규 박사의 1년여에 걸친 연구결과이다. 저자는 본 보고서의 초고를 읽고 유익한 조언을 준 익명의 논평자 두 분과 원내의 박기백, 이상섭 박사, 응용경제학회 세미나에 참석하였던 서승환, 이태정 교수를 비롯한 여러분들께 깊은 감사를 드리고 있다. 또한 방대한 데이터의 처리와 프로그램의 설계에서 많은 도움을 준 현대투신운용의 오세진씨와 본 연구원의 이명진 연구원, 원고정리와 교정에 수고해 준 변경숙 연구조원과 출판과 직원 여러분께도 고마움을 전하고 있다.

끝으로 본 보고서의 주장 및 결론은 저자의 개인적 의견으로서 한국조세연구원의 공식적인 견해가 아님을 밝혀 두고자 한다.

2000년 3월

韓國租稅研究院

院長 柳 一 鎬

目 次

제 I 장 序 論	13
제 II 장 混合分布 模型의 意味	19
1. 混合分布 模型의 經濟學的 意味	19
2. 混合分布 模型의 統計의 示唆點	22
3. 需要要因과 供給要因의 分離	27
4. 既存의 研究	28
제 III 장 個別 消費者 價格 上昇率 分布의 特徵	34
1. 價格의 名目硬直性：價格變化率分布 對 價格衝擊分布	36
2. 價格衝擊 分布의 非對稱性	41
3. 두터운 꼬리(heavy tail)	44
4. 唯一하지 않은 最頻값：multi-modality	48
5. 個別 價格 上昇率 分布의 非正規性(non-normality)	49
제 IV 장 새로운 價格決定 模型	53
1. 基本模型	54
2. 價格決定의 擴張模型	63
제 V 장 重心 인플레이션率의 測定過程	72
1. 重心 인플레이션率의 推定模型	72
2. E-M 알고리즘(Expectation-Maximization algorithm)	81
3. 名目價格 硬直性의 重心 인플레이션率 測定에 관한 示唆點	84

제 VI 장 重心 인플레이션率 測定結果 및 計量的 分析 ...	87
1. 重心 인플레이션率 測定結果	87
2. 기존의 重心 인플레이션율 측정방법과의 비교	91
제 VII 장 要約 및 政策 示唆點	110
1. 研究內容의 要約	110
2. 本 研究의 政策示唆點 및 맺음말	114
參考文獻	117

表 目 次

〈表 6.1〉	期間別 平均 實際 인플레이션率과 重心 인플레이션率 ...	89
〈表 6.2〉	單一變數 인플레이션率 推定式의 \bar{R}^2	96
〈表 6.3〉	單一變數 인플레이션率 豫測結果의 MSE	96
〈表 6.4〉	通貨指標의 未來 인플레이션率에 대한 說明力 (82.1~99.4)	99
〈表 6.5〉	Granger 검정결과(p-값)	100
〈表 6.6〉	Granger 검정결과(p-값)	101
〈表 6.7〉	短期 필립스 커브 推定式의 \bar{R}^2 (1975.2~1999.6)	107
〈表 6.8〉	短期 필립스 커브 推定式에서 失業率項의 p-값 (1975.2~1999.6)	108
〈表 6.9〉	短期 필립스 커브에서 供給 인플레이션率 係數의 推定值.....	109
〈表 7.1〉	1998年中 本源通貨 供給 限度額과 實際 供給額 ...	115

圖 目 次

[圖 2.1]	正規－正規 混合分布의 例(Ⅰ)	23
[圖 2.2]	正規－正規 混合分布의 例(Ⅱ)	25
[圖 2.3]	正規－正規 混合分布의 例(Ⅲ)	26
[圖 3.1]	前月對比 價格變化率 히스토그램의 例示 (1998년 10월)	36
[圖 3.2]	前月對比 價格變化率 中の 推移 (1975:2~1999:6)	38
[圖 3.3]	前年 同月對比 價格 變化率 中の 推移 (1976:1~1999:6)	39
[圖 3.4]	陽의 歪度를 가지는 인플레이션率 分布의 例示 (1989년 3월)	42
[圖 3.5]	陰의 歪度를 가지는 인플레이션率 分布의 例示 (1999년 6월)	42
[圖 3.6]	인플레이션을 分布의 歪度(1975:2~1999:6)	43
[圖 3.7]	두터운 꼬리(heavy tail)를 갖는 분포의 例示 (1991년 4월)	45
[圖 3.8]	인플레이션을 分布의 尖度(1975:2~1999:6)	45
[圖 3.9]	最頻값이 唯一하지 않는 경우의 例示(1979.9)	49
[圖 3.10]	Kolmogorov 檢定統計量	51
[圖 6.1]	供給衝擊이 發生하였을 確率의 推定值	87
[圖 6.2]	重心 인플레이션率 推定值(1975.2~1999.6)	88
[圖 6.3]	實際 인플레이션率과 重心 인플레이션率의 測定值 ...	90

[圖 6.4]	供給 인플레이션率의 推定值	91
[圖 6.5]	CPI_fe	93
[圖 6.6]	中間값(median)의 推定值	94
[圖 6.7]	20% 折枝 샘플 平均의 推定值	94
[圖 6.8]	CPI_fe에 의한 供給 인플레이션率 (1975.2~1999.6)	105
[圖 6.9]	Med에 의한 供給 인플레이션率 (1975.2~1999.6)	105
[圖 6.10]	Trim에 의한 供給 인플레이션率 (1975.2~1999.6)	106

제 I 장 序 論

인플레이션은 전반적 물가수준(general price level)이 持續적으로 상승하는 현상으로 定義된다(Baumol·Blinder(1991)). 여기서 전반적 물가수준이라 함은 經濟 內의 모든 재화와 용역의 가격을 網羅한 물가수준을 말한다. 재화와 용역의 가격은 수요와 공급에 따라 결정되나 일반적으로 수요와 공급은 서로 다른 원인에 의해 서로 다른 방향으로 영향을 받는다. 따라서 개별 가격은 함께 움직이는 것이 아니라 변화의 방향과 크기가 매우 다른 모습을 나타낸다.

실제로 인플레이션이 진행되는 과정을 살펴보면 高率의 인플레이션이 진행되고 있는 渦中에서도 가격이 하락하는 품목들이 있는가 하면 물가가 하락하는 局面에서도 가격이 큰 폭으로 상승하는 품목들이 있다. 농수산물, 특히 新鮮食品들은 貯藏이 어려운 관계로 가격의 騰落이 수급의 차이에 대해 민감하게 반응하는가 하면 공산품이나 서비스 가격 등은 덜 민감하게 움직이고, 공공요금 같은 것들은 일정기간 동안 가격변화가 전혀 없어 階段函數(step function)의 모양을 나타내기도 한다. 즉 古典의 一般均衡 상태와는 달리 상대가격 체계는 일정하게 유지되지 않는다. 물가가 안정되어 있다 하더라도 상대가격 체계는 언제나 활발하게 변하고 있으며, 인플레이션율이 높을수록 상대가격의 격차가 더욱 크게 벌어지는 것이 일반적인 현상이다(Sheshinski·Weiss(1977), Fisher(1981), Blanchard(1987), Ball·Mankiw(1994), 朴宗奎(1997a,b) 등).

인플레이션에 대한 教科書的 정의와는 달리, 상대가격의 격차가 크게 벌어지는 과정에서 일부 제품의 가격상승(또는 하락)이 전체 물가의 움직임을 主導하는 경우를 흔히 발견할 수 있다. 널리 알려

진 바와 같이 두차례에 걸친 석유파동 기간중에는 석유류 가격상승이 전체 인플레이션을 主導하였으며 1989년 3월 풋고추의 가격급등은 전체 소비자물가 상승률을 높은 수준으로 끌어올린 바 있다¹⁾. 그리고 1997년 12월 외환위기에 의해 환율이 급등하였을 때에는 수입물가의 폭등이 인플레이션의 주요 원인이었다.

석유파동이나 외환위기로 인한 환율급등, 원자재 국제시세의 등락, 作況不振 등에 의해 물가가 오른다면 이 부분만큼은 국내 총수요에 의해 직접적으로 비롯되었다고 보기 어렵다. 따라서 이러한 요인들에 의해 유발된 인플레이션은, 통화량 조절이 기본적으로 명목 총수요의 조절을 의미한다면, 통화당국이 어찌해 볼 도리가 없는, 領域 밖의 일들이라고 할 수 있다. 그러므로 통화당국은 當面한 인플레이션의 성질이 어떠한가를 把握해야 할 필요가 있다. 이를 통해 현재 진행중인 인플레이션 가운데 통화정책 당국이 책임질 수 있고 책임져야 하는 인플레이션이 과연 어느 정도인가를 파악하고, 이를 기초로 통화기조를 정해나가야 한다는 것은 反論의 여지가 없다고 하겠다.

이러한 필요에 의해 생겨난 概念이 바로 重心(core) 인플레이션율이다. 이 개념에 의하면 통화당국이 실제로 할 수 있는 일이란 인플레이션 자체가 아닌, 重心 인플레이션을 鎮靜시키는 것일 뿐이다.

본 연구의 목적은 重心 인플레이션(core inflation)율을 측정하는 것이다. 본 연구에서는 명목 총수요 및 인플레이션 기대를 통화당국의 통제영역 안에 있는 요인들로 보고 있다. 따라서 본 연구에

1) 1989년 3월의 전월대비 총소비자물가 상승률은 年率로 9.02%를 기록하였는데 풋고추(가중치는 1.2/1000)의 전월대비 상승률은 年率로 무려 3058.5%에 달했고 풋고추 가격 급등의 총소비자물가 상승률에 대한 寄與度는 14.3%였다. 이처럼 가중치가 낮은 품목이라 할지라도 상승률이 매우 클 경우 전체 소비자물가지수의 움직임을 주도하게 되는 이유는 총소비자물가지수가 p. 32의 식 (3.1)에서와 같이 개별지수의 가중평균치이기 때문이다.

서 重心 인플레이션율이라 함은 인플레이션율 가운데 명목 총수요 및 인플레이션 期待에 의해 유발된 부분을 指稱한다(지금부터는 명목 총수요의 변화 및 인플레이션 期待를 묶어서 인플레이션의 需要要因이라 부르기로 한다). 그러므로 이를테면 '1998년 소비자물가가 7.5% 상승하였다'할 때의 인플레이션율에는 需要要因에 의한 부분은 물론 그것 以外の 부분이 함께 섞여 있음을 前提로 하고 있다.

重心 인플레이션율 측정에는 여러 가지 방법²⁾이 있으나 본 연구에서는 細分類別 개별 소비자물가 상승률 데이터에 담겨 있는 풍부한 정보를 이용하여 重心 인플레이션율을 추정하는 접근방법을 취하고 있다. 즉 1995년 기준 509가지 개별 소비자물가지수의 월별 데이터³⁾를 사용하여 인플레이션율의 확률분포를 추정함으로써 重心 인플레이션율을 추정한다는 것이다. 구체적으로 말하여 인플레이션율의 확률분포를 정규분포보다 일반적인 분포인 正規-正規 混合分布(normal-normal mixture distribution) 형태로 想定한 뒤 最尤推定法(maximum likelihood estimation)에 의해 이 혼합분포의 母數(parameter)들을 추정함으로써 重心 인플레이션율의 측정치를 얻는다.

重心 인플레이션율 측정에 혼합분포 모형을 도입하려는 이유는 세 가지이다. 첫째 重心 인플레이션율 측정을 위한 이론적 모형이 실제 인플레이션율 분포의 非正規性(non-normality)과 일치(consistency)하도록 하기 위함이다. 제 III장에서 소개하는 바와 같이 실

2) 金文曄(1990)은 重心 인플레이션율 추정방법에 대하여 훌륭한 서베이를 하고 있다.

3) 이 데이터는 1975년 1월부터 1999년 6월까지 294개월에 걸친 값들로서 5년만에 한번씩 이루어지는 가중치의 조정에 따라 데이터의 個數가 조정된다. 1975년 1월부터 1979년 12월까지는 매월 254개, 1980년 1월부터 1984년 12월까지는 매월 305개, 1985년 1월부터 1989년 12월까지는 매월 344개, 1990년 1월부터 1992년 5월까지는 매월 428개, 1992년 6월부터 1994년 12월까지는 매월 424개, 1995년 1월부터 1999년 3월까지 매월 509개의 품목지수를 포함하고 있다.

제 인플레이션율의 분포, 즉 1995년 기준 개별 소비자물가 상승률 분포는 몇 가지 뚜렷한 非正規의 특징을 보이고 있다. 이와 같이 실제 데이터가 非正規 分布(non-normal distribution)를 따르고 있음에도 불구하고 이를 정규분포로 想定하는 전통적인 모형을 사용하면 인플레이션 分布의 비정규적 특징을 捕捉할 수 없다. 그리고 실제 데이터를 설명할 수 없는 모형이 내놓는 결론은 現實 適合성을 가지기 어렵다고 본다. 반면에 正規-正規 混合分布는 特殊한 경우에 한하여 正規分布이나, 일반적으로는 非正規 分布이므로 실제 데이터의 비정규성을 충분히 설명할 수 있다.

둘째 정규-정규 혼합분포 모형은 新케인지안의(new Keynesian) 가격결정 이론으로부터 자연스럽게 도출되는 추정모형이다. 重心 인플레이션율의 개념은 간단하지만 대개의 경제학적 문제들이 그러하듯이 이를 구체적으로 어떻게 추정하는가 하는 것은 많은 論難의 대상이 되고 있다. 예를 들어 소비자 물가지수의 개별 품목 가운데 식료품과 에너지 관련 품목을 제외시키는 방법(以後로는 이 방법에 의해 측정된 重心 인플레이션율을 CPI_{fe}라 부르기로 한다)이 重心 인플레이션을 지표로서 그동안 널리 사용되어 왔는데 이것이 바로 需要要因에 의해 유발된 인플레이션율이라고 認定할만한 이론적 근거는 사실상 별로 없다.

제Ⅳ장에서는 Blanchard·Kiyotaki(1987)의 獨占의 競爭企業(monopolistically competitive firm)의 가격결정 모형에서 각 기업들은 그들이 속한 産業의 特性에 따라 서로 다른 外部生産要素⁴⁾를 사용하며, 이 外部生産要素들은 공급측면의 가격충격에 露出되어 있다는 가정을 추가하여 새로운 가격결정 모형을 제시하였다. 이 모형의 一般均衡 解(solution)로부터 인플레이션율의 결정요인을 통화량(또는 명목 총수요), 인플레이션 期待, 外部生産要素의 가격충

4) 외부생산요소의 정의에 대해서는 제Ⅳ에서 詳論하고 있다.

격(곧 공급충격), 그리고 이들이 서로 相乘作用을 일으키는 부분의 네 가지 요인으로 分解(decompose)할 수 있다. 공급 측면의 가격 충격이 전혀 발생하지 않을 때에는 네 가지 요인 가운데 통화량(또는 명목 총수요), 기대 인플레이션을, 그리고 통화량과 인플레이션 期待가 相乘作用을 일으키는 부분의 세 가지만 남게 되는데 이것이 바로 본 연구에서 측정하려는 重心 인플레이션율이다.

셋째, 정규-정규 혼합분포 모형을 통해 측정된 重心 인플레이션율은 다른 방법(즉 CPI_fe와 中間값(median), 折枝 샘플 平均(trimmed sample mean) 등)에 의한 것보다 時系列(time series) 분석상 몇가지 중요한 장점을 가지고 있다. 우선 重心 인플레이션율 지표들은 소비자물가 상승률 자체보다 소비자물가 상승률의 미래값을 더욱 잘 豫測(forecast)하고 있다. 그리고 본원통화 및 총유동성(M3)은 소비자물가 상승률이나 餘他の 重心 인플레이션율 지표보다 본 연구의 重心 인플레이션율의 미래 값을 더 잘 豫測하고 있다. 또한 통화지표들은 본 연구의 重心 인플레이션율에 대해 內生性(endogeniety)을 가지지 않고 있다. CPI_fe나 중간값, 절지 샘플 평균으로부터 얻은 供給 인플레이션율은 단기 필립스 커브의 관계식을 유의하게 하지 못하는 반면 본 연구의 측정방법으로 얻은 공급 인플레이션율은 인플레이션율과 실업률간의 陰의 상관관계를 有意하게 浮刻시키고 있다. 이처럼 중간값이나 절지 샘플 평균의 방법은 거울에 비친 그림자(mirror image)와 같은 副產物인 공급 인플레이션율이 단기 필립스 커브의 관계식을 제대로 설명하지 못하고 있는 만큼 그것이 과연 수요요인으로서의 인플레이션율을 정확하게 추출하고 있느냐는 점이 疑問視된다 하겠다. 이러한 결과는 CPI_fe나 중간값, 절지 샘플 평균 등의 방법보다 정규-정규 혼합분포 추정을 통한 重心 인플레이션율 측정방법을 권고하고 있다.

본 연구의 측정결과([圖 6.2])에 따르면 우리나라의 重心 인플레이션율은 1998년 5월부터 시작하여 1999년 6월에 이르기까지 史

上 유례없이 14개월 연속 陰의 값을 지속하고 있다. 이 결과는 외환위기에 따른 명목총수요의急落을 반영한 것으로서 통화기조를 신속적으로 전환할 수 있는 여건이 1998년 5월부터 형성되기 시작하였음을 의미한다. 금융경색과 실물경제의 붕괴에 대한 위기감이 팽배하고 있음에도 불구하고 통화당국은 1998년 연말까지 긴축기조를堅持하였고 이러한 통화당국의 의지는 환율과 물가안정에 기여하였을지언정 그代價로 실물생산의 상당한 손실과 실업의 발생을 초래하였음을 감안할 때, 통화당국이 통화기조 설정을 위하여 현재 및 과거의 실제 인플레이션율이 아닌 重心 인플레이션율에 注目하였었다라면 하는 아쉬움이 남는다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 우선 혼합분포에 대한 讀者의 이해를 돕기 위하여 제 II 장에서는 정규-정규 혼합분포 모형의 이론적 의미에 대해 설명하였다. 제 III 장에서는 개별 價格衝擊分布의 비정규적 특징에 대해 논의하였으며 제 IV 장에서는 重心 인플레이션을 측정이 기초하게 될 가격결정 理論模型을 제시하였다. 그리고 제 V 장에서는 제 IV 장의 가격결정 모형으로부터 1995년 기준 509가지 개별 소비자 가격 상승률 데이터로써 중심 인플레이션율을 측정해 내는 과정에 대해 설명하고, 最尤推定の 安定的 收斂(convergence)을 위해 사용한 E-M 알고리즘에 대해 소개하였다. 제 VI 장에서는 이렇게 추정된 重心 인플레이션율과 기존의 측정방법에 따른 重心 인플레이션율 추정치와의 시계열 분석상의 특성들을 비교하였다. 끝으로 제 VII 장에서는 본 연구의 내용을 요약하면서 몇가지 맺음말을 하였다.

제 II 장 混合分布 模型의 意味

1. 混合分布 模型의 經濟學的 意味

혼합분포의 모형의 연구는 경제학에서는 다소 生疎한 방법론이지만 통계학 분야에서는 100년이 넘는 긴 歷史⁵⁾를 갖고 있다. 그것의 한 例(Redner·Walker(1984))로서 미국 워싱턴州 시애틀의 國際 넙치 委員會(International Halibut Commission)의 報告를 들 수 있다. 이 보고에 의하면 넙치의 크기는 그것이 암컷이나 수컷이냐에 따라 확연히 다르며 게다가 肉眼으로 넙치의 암수를 구별하는 것은 매우 어렵다.

이러한 조건하에서 넙치의 크기에 대한 확률분포 모형을 구축하는 것은 본 연구에서의 重心 인플레이션율의 측정모형을 구축하는 것과 매우 유사하다. 넙치의 암수를 肉眼으로 구별하기 어려운 것처럼 한 시점에서의 인플레이션이 需要要因에 의해 유발되었느냐 또는 공급 충격에 의해 유발되었느냐를 데이터로 측정할 수는 없다. 한편 넙치의 크기가 암수에 따라 다른 것처럼 需要要因에 의해 유발된 인플레이션과 공급충격에 의해 유발된 인플레이션(지금부터는 이를 공급 인플레이션이라 부르기로 한다)의 통계적 특성은 서로 다르다. 그러므로 넙치의 크기에 관한 데이터를 가지고 암컷의 크기와 수컷의 크기의 평균값을 분리하여 추정하는 것과 개별 인플레이션율에 관한 데이터를 가지고 重心 인플레이션율과 공급 인플레이션율을 분리하

5) Redner·Walker(1984)에 의하면 혼합분포 추정문제는 Pearson(1894)에 의해 처음 연구가 시작되었다.

여 추정하는 것은 매우 유사한 문제라고 할 수 있다.

이상과 같은 전제조건이 주어졌을 때 낚치의 크기에 관한 확률모형은 다음과 같은 혼합분포의 형태로 구축할 수 있다. 즉 암컷과 수컷 크기의 확률밀도함수(probability density function)를 각각 $f(x|\phi_1)$, $g(x|\phi_2)$ 라고 할 때 낚치의 크기는 다음과 같은 혼합형태의 확률밀도함수 $p(x|\Phi)$ 로 표현할 수 있는데 이 식은 결국 베이즈 규칙(Bayes' Rule)에 따라 확률밀도함수를 구축한 것⁶⁾이다.

$$(2.1) \quad p(x|\Phi) = (1-\alpha) f(x|\phi_1) + \alpha g(x|\phi_2)$$

여기서 $1-\alpha$ 는 암컷일 확률, α 는 수컷일 확률이며 ϕ_1 과 ϕ_2 는 암컷과 수컷의 크기와 관련된 母數集合(parameter set)이다.

이렇게 확률밀도함수를 혼합분포 형태로 구축하는 것은 낚치의 母集團(population)을 代表的(representative)인 하나의 母集團으로 보지 않고 異質的(heterogenous)인 암수 두 개의 母集團으로 想定한다는 의미를 갖는다. 즉 낚치는 모두 同質的(homogenous)인 것이 아니라 암수에 따라 통계적 특성, 즉 평균값이 확연히 다르다는 점을 모형구축에 반영한 것이다. 만약 漁獲된 낚치가 두 개의 모집단 중 어느 것에 속하느냐, 즉 암컷이냐 수컷이냐를 정확히 識別할 수 있다면 굳이 혼합분포 모형을 구축할 필요없이 암수 각각에 대한 분석을 따로따로 하면 될 것이다. 그러나 漁獲된 낚치가 암컷이냐 수컷이냐를 識別하기 어렵기 때문에 이 識別 또한 확률적으로 처리하여 혼합분포 모형으로 想定한다는 것이다.

이와 마찬가지로 본 연구에서도 한 시점에서의 인플레이션 가운데 需要要因에 의해 유발된 부분과 공급충격에 의해 유발된 부분을 識別할 수 없으므로 이 요인들을 묶어서 설명할 수 있도록 혼합분포

6) 즉 $p(x|\Phi) = \sum_{\Lambda=0,1} p(x, \Lambda) p(\Lambda)$ 에서 Λ 는 낚치가 암컷이냐 수컷이냐에 따라 각각 0과 1의 값을 가지는 확률변수로서 $p(\Lambda=1)=1-\alpha$ 이다.

형태의 확률밀도함수를 구축하고자 하는 것이다.

경제활동을 설명하는 모형을 혼합분포의 형태로 想定할 경우 그것은 한 경제가 異質的(heterogenous)인 經濟主體들로 구성되어 있다는 케인지안적 思考와 符合한다.

新케인지안 이론의 한 갈래로서 Cooper·Jones(1988)는 經濟主體間의 調整失敗(coordination failure)가 경기변동의 원인이 될 수 있음을 이론적으로 밝힌 바 있다. 마치 운동 경기장에서 모든 사람이 앉아서 경기를 관람하는 것이 最善의 均衡이라고 할 때, 어떤 이유에서 앞 줄의 사람들이 일어서기 시작하면 뒤 줄의 사람들도 따라서 일어서기 때문에 결국은 모든 사람이 일어서서 운동경기를 관람하는 次善의 均衡(sub-optimal equilibrium)에 빠지게 된다. 그리고 이 균형은 모든 관람자들에게 着席을 요구하는 調整者(coordinator)가 나서지 않는 한 언제까지나 지속되는 安定的 均衡(stable equilibrium)이다.

이와 마찬가지로 경기불황시에는 경제주체들의 심리가 위축되어 누구도 투자활동을 시작하려 하지 않기 때문에, 다른 여건이 호전되고 있다 할지라도, 경기회복이 着手되지 않는 次善의 균형, 즉 低調한 活動의 均衡(low activity equilibrium)에서 벗어나지 못한다. 이러한 ‘低調한 活動의 均衡’은 安定的(stable) 균형으로서 活動을 開始하는 사람이 나타나지 않는 한 그 상태가 변하지 않는다. 그러므로 모든 경제주체들이 불황에서 벗어나 ‘活潑한 活動의 均衡’(high activity equilibrium)으로 옮겨가도록 하는 調整者로서의 정부의 역할, 즉 정책개입의 중요성이 浮刻된다.

Gordon(1990)은 여기서 한걸음 나아가 異質的(heterogenous) 經濟主體間의 調整失敗(coordination failure)가 바로 케인지안 이론의 核心이라고 보고, 代表的 經濟主體(representative agent)를 가정하는 新케인지안 理論들이 眞正한 케인지안 이론이 될 수 있는지를 反問하고 있다. 그의 논거는 產業組織論(industrial

organi-zation)분야의 경험적 연구(Okun(1981), Carlson(1986) 등)에서 제시된바, 시장 점유력에 따라 가격결정 행태가 달라진다는 결과를 대표적 경제주체 모형으로서는 설명할 수 없다는 것이었다.

본 연구에서 도입하는 정규-정규 혼합분포 모형도 經濟 內에 異質的 경제주체들이 모여 있다는 케인지안적 思考에 충실하고 있다. 제IV장에서 제시하는 바와 같이 본 연구에서는 독점적 경쟁기업이 가격을 설정하는 新케인지안의 모형을 사용하되 그 기업이 속한 산업특성에 따라, 투입되는 外部生産要素가 서로 다르다고 본다. 그렇기 때문에 비용측면의 가격충격, 즉 外部生産要素의 가격충격이 제품가격에 미치는 효과는 총수요의 경우처럼 모든 제품의 가격에 대해 一樣的(uniform)인 것이 아니라 제품마다 서로 다른 모습을 나타낸다. 이를테면 어떤 생산요소(예를 들어 原油) 가격이 급격하게 상승하였을 때, 그에 따라 생산비용이 크게 증가하는 기업이 있는가 하면 직접적인 영향을 받지 않는 기업이 있다. 가격 설정의 목표가 이윤 극대화에 있다는 점에서는 모든 가격 설정자들의 행동양식이 同質的이지만 그 기업이 속한 업종에 따라 가격충격에 대한 생산비의 영향이 차이가 나기 때문에 최종적인 가격 상승폭은 마치 異質的인 가격 설정자들이 모여 있는 듯한 결과를 초래한다.

2. 混合分布 模型의 統計的 示唆點

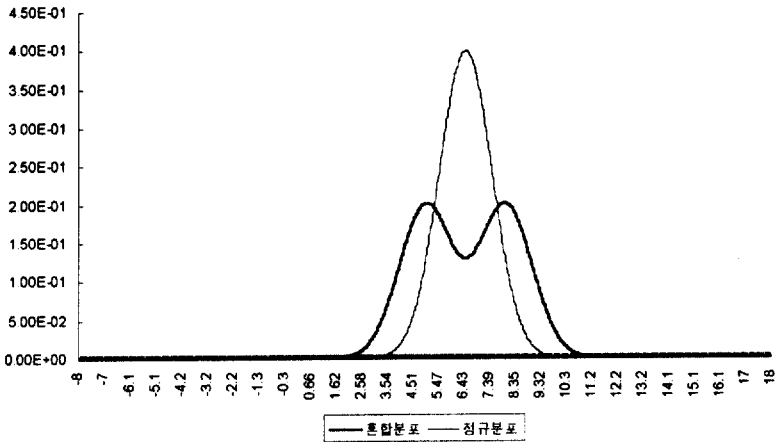
어떤 확률분포가 혼합분포 형태를 가지고 있다면 그것은 일반적으로 비정규적 특징을 나타낸다. 예를 들어 식 (2.1)에서의 $f(x|\phi_1)$ 과 $g(x|\phi_2)$ 가 비정규분포일 경우는 물론, 그들이 모두 정규분포를 따른다고 하여도 그들을 결합한 $p(x|\phi)$ 는 비정규분포가 된다.

식 (2.1)에서 $f(x|\phi_1)$ 과 $g(x|\phi_2)$ 를 모두 정규분포의 확률밀도

함수로 가정하였을 때 그것은 다음과 같이 다시 쓸 수 있다⁷⁾.

$$(2.2) \quad p(x|\Phi) = (1-\alpha)N(x: m_0, \sigma_0^2) + \alpha N(x: m_1, \sigma_1^2)$$

[圖 2.1] 正規-正規 混合分佈의 例(I)



[圖 2.1]은 α 가 0.5일 때 평균이 각각 5와 8이며 분산이 1인 두 개의 정규분포, $N(x: 5, 1)$ 과 $N(x: 8, 1)$ 를 결합한 정규-정규 혼합분포의 확률밀도함수와, 평균과 분산이 이 혼합분포의 그것과 동일⁸⁾한 정규분포의 확률밀도함수를 함께 그린 그림이다. 이 그림에서는 혼합분포의 확률밀도함수가 두 개의 서로 다른 평균을 중심으로 마치 雙峰 낙타의 모양을 하고 있다. 통계학에서는 이런 모양의 분포를 ‘두 개의 最頻값(mode)을 가지는 분포(bi-modal distribution)’라고 부른다. 앞 절에서 논의한 넘치의 크기에 관한 분석

7) 이 식에서 $N(x: \mu_x, \sigma_x^2)$ 는 평균이 μ_x 이고 분산이 σ_x^2 인 정규분포의 확률밀도함수를 의미한다.

8) 식 (2.2)의 혼합분포의 평균과 분산은 각각 $(1-\alpha)\mu_0 + \alpha\mu_1$ 과 $(1-\alpha)\sigma_0^2 + \alpha\sigma_1^2$ 이다.

에서 암컷의 크기의 분포를 평균이 5인 정규분포로, 수컷의 크기를 평균이 8인 정규분포로 생각한다면 그들의 혼합분포는 두 개의 평균값을 중심으로 한 雙峰 나타의 모양을 나타낸다는 것을 쉽게 이해할 수 있다.

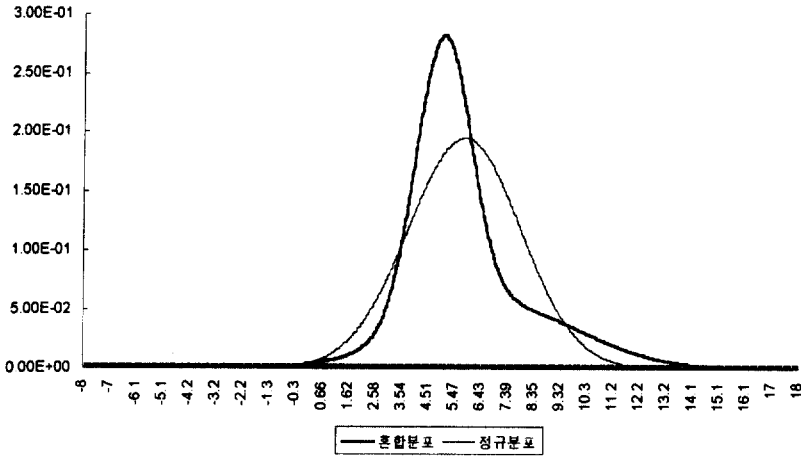
정규분포는 鐘 모양(bell shape)의 대칭적(symmetric)인 분포로서 最頻값(mode), 즉 확률밀도함수의 局地的 最大값(local maximum)이 하나만 존재하는, '유일한 최빈값을 가지는 분포(unimodal distribution)이다. 어떤 분포가 과연 정규분포인가를 판단하기 위하여 오래 전부터 다양한 검정법⁹⁾이 제시되어 왔을 만큼 실제 頻度 히스토그램(frequency histogram)이 정규분포의 함수형태를 정확하게 따르는 경우는 사실상 드물다. 그런데 어떤 분포의 최빈값이 하나가 아닌 여러 개라면 그것은 검정을 할 필요조차 없이 정규분포에서 명백하게 벗어난다고 볼 수 있다.

정규-정규 혼합분포의 확률밀도 함수가 언제나 쌍봉나타의 모양을 하고 있는 것은 아니며 그것은 혼합분포의 모수값들, 즉 식(2.2)의 α , m_0 , m_1 , σ_0^2 , σ_1^2 에 달려 있다. [圖 2.2]는 $\alpha=0.4$, $m_0=5$, $m_1=7$, $\sigma_0=1$, $\sigma_1=3$ 일 경우 정규-정규 혼합분포의 확률밀도 함수와, 평균과 분산이 이 혼합분포와 동일한 정규분포의 확률밀도 함수를 함께 그린 것이다.

이 그림에서 보는 바와 같이 이러한 정규-정규 혼합분포는 오른쪽으로 치우쳐 있는(skewed to the right) 非對稱性(asymmetry)을 나타내고 있다. 정규-정규 혼합분포는 모수값에 따라 왼쪽으로 치우쳐 있는(skewed to the left) 非對稱性을 나타낼 수 있음은 물론이다. 그리고 앞에서 언급한 바와 같이 非對稱性的의 與否도 정규분포의 가설을 檢定하는 중요한 판단기준이 된다.

9) Bickel·Doksum(1977)에서는 Kolmogorov 검정, Shapiro-Wilk 검정, 그림에 의한 검정 등 다양한 검정법들을 소개하고 있다. 최근까지도 정규분포의 검정은 통계학의 활발한 연구 분야의 하나이다.

[圖 2.2] 正規-正規 混合分布의 例(II)

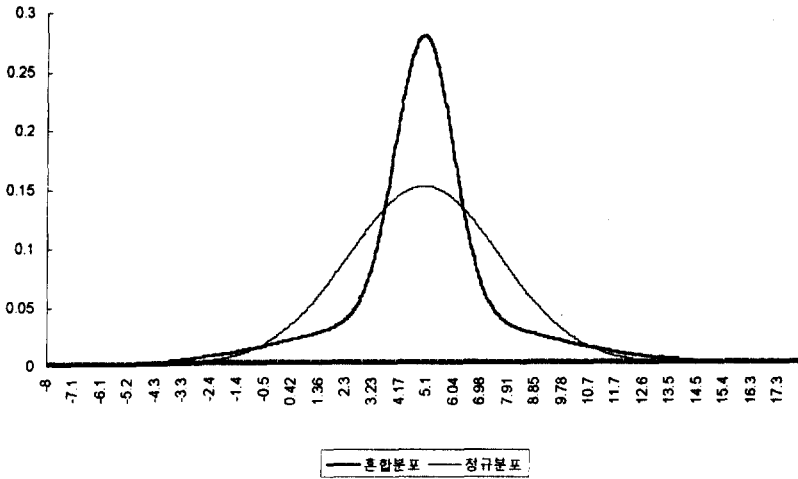


한편 [圖 2.3]은 $\alpha=0.4, m_0=5, m_1=5, \sigma_0=1, \sigma_1=4$ 일 때의 정규-정규 혼합분포의 확률밀도함수와, 평균과 분산이 이 혼합분포의 그것과 동일한 정규분포의 확률밀도함수를 함께 그린 것이다. 이러한 모수값들에 의해 생성된 혼합분포는 그림에서 보는 것처럼 정규분포에 비해 꼬리가 두터운 모습(heavy tail)을 하고 있다. 제 III장에서 자세히 논의하겠지만 어떤 분포의 꼬리가 두텁다고 하는 것은 그 분포를 따르는 확률변수의 절대값이 극단적으로 큰 경우를 배제할 수 없다는 것을 의미한다. 정규분포는 꼬리가 매우 빠른 속도로 얇아지는(thin tail) 분포이므로 꼬리가 얼마나 두터우냐 하는 점도 정규분포의 가설을 檢定하는 중요한 판단기준이 된다.

이상의 세가지 例에서 살펴본 바와 같이 정규-정규 혼합분포는 일반적으로 비정규적 특징을 나타낸다. 정규-정규 혼합분포가 정규분포가 되는 경우는 식 (2.2)에서 α 값이 0 또는 1이거나 m_0, σ_0 가 m_1, σ_1 와 정확히 일치하는 특수한 경우에 局限된다. 그러므로 정

규-정규 혼합분포는 정규분포를 포함하는, 정규분포보다 일반적인 확률분포임을 알 수 있다.

[圖 2.3] 正規-正規 混合分布의 例(Ⅲ)



본 연구에서 인플레이션율의 확률분포를 비정규적 혼합분포로想定하려는 첫번째 이유는 이미 서론에서 언급한 바와 같이 실제 개별 소비자물가 상승률의 비정규적 특징들을再生해 낼 수 있기 때문이다(朴宗奎(1997b)). 즉 重心 인플레이션율의 측정을 위해 정규-정규 혼합분포의 모수인 α , m_0 , m_1 , σ_0^2 , σ_1^2 등을 最尤推定法에 의해 추정함으로써 실제 개별 소비자물가 상승률의 비정규적 특징들을 포착할 수 있는데 특수한 경우를 제외하고 추정된 개별 소비자물가 상승률의 분포는 비정규분포를 따르게 된다.

3. 需要要因과 供給要因의 分離

重心 인플레이션을, 즉 需要要因에 의해 유발된 인플레이션율과 공급충격에 의해 유발된 인플레이션율은 마치 넓치의 크기가 암수에 따라 다른 것처럼 성질이 확연하게 다르다는 것이 본 연구의 출발점이다. 인플레이션을 가운데 需要要因에 의한 부분과 供給要因에 의한 부분을 분리하여 추정할 수 있으려면, 마치 넓치의 크기가 암수에 따라 확연히 다른 것처럼, 兩者의 성질이 충분히 달라야 한다. 만약 양자의 統計的 성질이 類似하다면 이들을 분리하여 추정해 내기 어렵다는, 소위 estimability 문제라고 불리는 難關에 逢着하게 된다.

기존의 연구(Blinder(1982) 등)에 의하면 供給要因에 의한 인플레이션의 변동성(variability)은 需要要因에 의한 그것보다 훨씬 크다고 알려져 있다. 총수요에 의해 물가가 오를 때에는 가격의 움직임이 비교적 완만하지만 供給要因에 의해 물가가 오를 때에는 가격의 움직임이 매우 급격하다는 의미이다. 이러한 변동성의 차이에 着眼하여 우리는 需要要因 및 供給要因에 의한 가격변화를 마치 異質的인 두 개의 母集團에서부터 각각 추출된 것으로 간주할 수 있다. 이들 두 개의 母集團間的 異質性은 供給要因에 의한 가격변화가 需要要因에 의한 그것보다 分散(variance)이 크다는 말로 요약된다.

총수요의 변화에 따른 인플레이션율의 변동성이 공급충격에 따른 인플레이션율의 그것에 비해 작아야 하는 선택적인 이유는 다음과 같지 않을까 생각된다. 즉 명목 총수요, 또는 통화량이 변하면 그것은 마치 헬리콥터에서 소비자들에게 무차별적으로 뿌려지는 돈으로서 그것을 財源으로 소비자가 개별 제품에 대한 수요를 변화시키는 것은 그들의 選好나 소득탄력성 내지 대체탄력성에 따를 것이다. 그런데 이 요인들은 장기적인 것으로서 급격히 변화하는 일은 없다고 본다. 그러므로 통화량의 변화에 의해서 개별 제품가격이 異例的으

로 급격하게 변하는 일은 별로 일어나지 않을 것이다. 반면에 공급 충격, 즉 생산자의 요소가격의 변화가 발생하면 그 요소를 사용하고 있는 기업이 생산비의 변화를 가격조정이 아닌 다른 수단으로 흡수하지 않는 한 해당 제품의 가격은 요소가격의 변화만큼 달라지게 된다. 그러므로 만약 요소가격이 급격하게 변한다면 그 제품의 가격도 급격하게 변할 수 있다.

이와 같이 供給要因에 의한 가격변화가 需要要因에 의한 가격변화에 비해 변동성이 확연하게 크다는 것은 前者는 대체로 高頻度 雜音(high-frequency noise)의 특성을, 後者는 低頻度 趨勢(low-frequency trend)의 특성을 가지고 있다는 말로 표현되기도 한다. 우리가 실제로 관찰하는 인플레이션율에는 低頻度 추세와 함께 움직임이 들쭉날쭉한 부분, 즉 각종의 高頻度 잡음(high-frequency noise)이 混在되어 나타난다. 그런데 後者, 즉 需要要因에 의한 인플레이션은 움직임이 완만한 반면 供給要因에 의한 인플레이션은 움직임이 들쭉날쭉(choppy)하다. 그러므로 重心 인플레이션율이 통화적 현상(monetary phenomenon)으로서의 장기적 인플레이션율이고 이것이 低頻度 추세의 특성을 가지고 있다¹⁰⁾면 실제 인플레이션율에서부터 高頻度 雜音을 성공적으로 제거하여 低頻度 추세만을 남길 수 있어야 한다.

4. 既存의 研究

본 연구의 혼합분포 추정은 통화량 및 인플레이션 期待에 의해 유발된 인플레이션율이 장기적 인플레이션율을 의미한다는 이론적 배

10) 여기서 인플레이션율의 低頻度에서의 추세는 곧 장기적 인플레이션율을 의미하는데 장기적 인플레이션율이 통화량 증가에 달려 있다는 주장은 통화론자뿐 아니라 케이즈적 입장을 취하는 학자들에 의해서도 널리 인정(Blinder(1982), Shapiro·Watson(1988), Blanchard·Quah(1989))되고 있다.

경에서 출발하되 인플레이션 데이터에 全的으로 의존하는 접근방법의 하나이다.

인플레이션 데이터만을 사용하는 重心 인플레이션율의 측정방법은 高頻度 雜音을 실제의 인플레이션율에서부터 어떻게 분리시키는가에 따라 두 가지로 나누어진다.

첫째 방법은 重心 인플레이션율을 추세(trend) 인플레이션율과 동일한 개념으로 보는 것(Ball·Romer(1989a))이다. 이 방법에 따르면 重心 인플레이션율의 측정은 곧 총인플레이션율의 時系列 데이터로부터 추세 인플레이션율을 추정해 내면 되는 것으로서, 보통 非觀測 要素模型(unobservable component model)를 통해 장기적 요소(long-run component)를 추정한 뒤 그것을 重心 인플레이션율의 측정치로 看做한다.

두 번째 방법은 본 연구와 마찬가지로 총인플레이션율을 구성¹¹⁾하는 수많은 개별 가격 상승률을 사용하는 방법이다. 즉 수많은 개별 가격 상승률의 데이터 가운데 절대값의 크기가 극단적(extreme)인 관측치들을 高頻度 잡음을 유발시키는 요인으로 보고 이들을 제거해 나가는 것이다. 이 방법은 석유파동이나 기후조건, 消費稅 稅率의 변화 및 가격 통제정책의 開閉 등 비통화적 사건들이 관련품목의 가격을 매우 큰 폭으로 변화시키지만 그 효과는 대부분 일시적인 것에 불과¹²⁾하다는 관찰에서 출발한다.

이러한 관점에서 출발하였을 때 重心 인플레이션율의 가장 자연스

11) 아래에서 설명하는 바와 같이 총인플레이션율은 결국 물가 바스켓에 포함되어 있는 개별 품목들의 가격 변화율의 가중평균치이다.

12) 이러한 요인들은 당시의 대폭적인 인플레이션을 유발시켰더라도 일정한 시간이 지난 후에는 사라져버리는 경향이 있다. 예를 들어 석유파동 기간중 큰 폭으로 상승하였던 석유류 가격은 몇 년 후 과거의 수준으로 되돌아왔으며 1989년 8월 중 전월대비 3058.9%에 달했던 풋고추의 가격은 한달 뒤 -353.3% 하락하였다. '한번 올라간 물가는 다시 내려오기 어렵다'고 할 때에는 가격수준을 염두에 두고 말하는 것이지만 여기서는 가격 상승률에 대해 논의하고 있다.

러운 측정방법은 非通貨的 事件에 의해 크게 좌우되는 경향이 있는 개별 품목들을 제외한 뒤 나머지 개별 지수들로서 인플레이션율을 再構成하는 것이다. 예를 들어 미국 노동성의 방법이라고 알려져 있는 것으로서 소비자 물가지수에서 음·식료품과 에너지 품목을 제외시키는 방법(CPI_{fe})이 널리 사용되어 왔다.

사실상 신선식품과 에너지 관련 품목들은 기타의 품목에 비해 가격 변화 폭이 매우 크다. 그 결과 개별 품목 가격 상승률의 경험적 확률 밀도함수, 즉 頻度 히스토그램에서 식료품과 에너지 관련 품목들의 가격 상승률은 히스토그램의 중심에서부터 멀리 떨어진 극단적인 영역에 위치하는 경향이 있다(Bryan·Cecchetti(1994)). 그러므로 이들 품목의 가격지수를 제외시킴으로써 총지수상의 高頻度 잡음을 제거하는 효과를 얻을 수 있다. 제2차 석유파동 직후에 소개된 이 방법은 1979~1980년의 인플레이션이 식료품 및 에너지 관련 품목의 가격 급등에 의해 크게 영향을 받았다는 認識과 符合할 뿐 아니라 방법 자체가 매우 간단하다는 장점 때문에 오늘날에 이르러서도 널리 사용되고 있다.

그럼에도 불구하고 이 방법은 이론적 근거가 薄弱하다는 비판을 면할 수 없다. 우선 非通貨的 事件에 좌우되는 품목이 何必 식료품과 에너지 관련 품목이나 하는 질문이 제기된다. 이를테면 에너지 가격상승에 의해 교통요금이 인상되거나 반도체 가격의 국제시세가 급락하여 개인용 컴퓨터 가격이 하락할 경우 이는 분명히 국내 需要要因과는 일차적인 관련이 없을 것이므로 重心 인플레이션을 측정에서 제외될 수 있어야 할 것이다. 즉 非通貨的 사건에 의해 가격이 좌우되는 개별 품목들이 여러 가지가 있을 수 있음에도 불구하고 특별히 식료품과 에너지 관련 품목만을 제외시키는 것은 일반적인 방법이 되기 어렵다.

그리고 식음료품과 에너지 관련 품목들이 非通貨的 事件에 의해 좌우되는 경향이 있다는 점은 이해할 수 있으나 이들을 아예 全期間

에 걸쳐 제외시키는 것은 바람직하지 않다. 왜냐하면 석유파동이나 기후조건의 갑작스런 변화가 없는 平常時에는 이들 품목의 가격도 통화량 내지 총수요에 의해 결정된다고 보지 않을 수 없기 때문이다. 그럼에도 불구하고 平常時에서조차 이들 품목을 아예 제외시켜 버리는 것은 重心 인플레이션을 추정에 寄與할 수 있는 情報를 事前에 拋棄하는 것이라 할 수 있다.

이러한 CPI_fe의 약점을 보완하려는 시도가 최근 들어 활발하게 이루어지고 있다. 즉 CPI_fe의 當初의 趣旨를 일반화하여 개별 품목 가운데 異例的인 큰 폭의 가격변화를 겪는 품목들은 그것이 식료품과 에너지 관련 품목이 아니더라도 重心 인플레이션을 측정에서 제외시키는 방법이다. 예를 들어 개별 가격 상승률의 경험적 분포의 中間값(median: Bryan·Pike(1991), Bryden·Carlson(1994)) 또는 $\alpha\%$ 折枝 샘플 平均(trimmed sample mean: Bryan·Cecchetti(1994)) 등을 구하고 이들을 重心 인플레이션으로 看做하는 방법이 그것이다. $\alpha\%$ 절지샘플 평균은 경험적 확률분포를 左右의 極端에서부터 $\alpha/2\%$ 씩 잘라내어 $1-\alpha\%$ 만을 남긴 뒤 이렇게 양끝이 잘라진 분포를 사용하여 샘플 平均을 산출하는 방법이며 중간값은 경험적 확률분포의 좌우에서 50%씩 잘라내어 中間값을 찾아내는 방법이다¹³⁾.

이들 방법은 CPI_fe처럼 全期間에 걸쳐 특정 품목만을 제외시켜 버리는 것이 아니라 모든 품목을 대상으로 하되 극심한 가격변화를 겪는 경우만을 선택적으로 제외시키고 있다. 식료품이나 에너지 관련 품목들도 가격변화가 극심하지 않다면 重心 인플레이션을 측정에 포함되고 서비스 업종이나 비식료품이라 할지라도 가격변화가 극심한 시점에 한하여 重心 인플레이션을 측정에서 제외된다. 이렇게 함

13) 그러므로 이 방법은 GDP 디플레이터의 중심 인플레이션을 측정에는 적용될 수 없으며 소비자 물가지수나 생산자 물가지수와 같이 개별 가격 변화율에 대한 정보가 可用한 경우에만 적용될 수 있다.

으로써 인플레이션 분포의 位置 推定量(location estimator)이 극단적인 관측치들에 의해 영향을 받지 않도록, 즉 robust하도록, 측정할 수 있다. 다시 말하여 가격이 急騰落하는 경우는 供給要因에 의해 유발되는 경우라고 보고, 이들을 제외시킴으로써 重心 인플레이션율이 이들에 의해 좌우되지 않도록 하는 것이다.

결국 이 방법은 相對價格體系가 安定된 상태에서의 인플레이션율이 重心 인플레이션율이라고 보고 상대가격체계를 不安定하게 만들만큼 극단적으로 가격이 변화하는 품목들을 제외시킨다는 생각이다. 이 생각은 통화량 변화의 인플레이션에 대한 영향이 경제전반에 걸쳐 고르게 나타나는 반면 공급측면의 충격효과는, 특히 단기적¹⁴⁾으로는, 경제의 특정부분에 집중되어 나타나는(sector specific) 경향이 있다는 假設을 暗黙의인 前提로 하고 있다. 앞에서 언급한 바와 같이 통화량 또는 총수요의 변화는 거의 모든 개별 품목의 가격을 상당히 일률적으로 변화시키지만 석유파동이나 기후변화 등은 석유류 제품과 식료품이라는 일부 품목에 대해서만 집중적으로, 큰 폭의 가격변화를 유발시키기 때문에 극단적인 가격변화 품목들에 의해 영향을 받지 않는(robust) 인플레이션 지표를 만들 수 있다면 그것은 通貨의 現狀으로서의 인플레이션율에 ‘가까운’ 지표를 의미한다.

그러나 이들 방법 역시 개별 소비자가격 상승률 가운데 일정 부분을 제외시켜 나가고 있기 때문에 그에 해당하는 만큼의 情報의 損失이 따른다. 또한 이들 방법은 가격결정의 이론모형에서 출발하지 않고 곧바로 개별 물가 상승률의 분포로부터 重心 인플레이션율을 추정해 나가고 있기 때문에 추정된 결과에 대해 경제적인 의미를 부여

14) 물론 예를 들어 석유류 가격이 변화할 경우 그로 인하여 중장기적으로 영향을 받지 않는 품목은 거의 없을 것이다. 그러나 석유류 가격 변화로 인하여 ‘한달’만에 가격이 영향을 받는 소비재품목은 석유류를 제외하고는 별로 없을 것이다. 그러므로 본 연구에서처럼 소비자물가의 ‘前月對比’ 상승률을 분석하는 경우에 한하여 이러한 전제가 성립할 수 있을 것이다.

하기 어려운 단점(Zeldes(1994))이 있다. 이를테면 중간값 또는 α % 折枝平均 같은 것들은 통계학적으로는 물론 흥미로운 통계량(estimator)이지만 경제학적 관점에서 과연 어떤 근거로 그들을 重心 인플레이션율의 추정치라고 믿을 수 있을 것인가, 왜 何必 α %를 잘라내야 하며 왜 何必 중간값이어야 하는가 하는 식의 질문이다. 이들 방법은 인플레이션 연구의 새로운 시도로서 평가받을만 하지만 以上에서와 같은 문제점을 가지고 있다.

개별 가격 상승률 데이터를 사용하여 重心 인플레이션율을 추정하려는 점과 인플레이션 분포의 비정규적 특성에서 출발하고 있다는 점¹⁵⁾에서 중간값 또는 α % 折枝平均의 방법은 본 연구와 동일하다. 그러나 본 연구가 이들 방법과 다른 점으로 다음의 두 가지를 들 수 있다. 우선 본 연구에서 제안하는 重心 인플레이션율 측정방법은 모든 데이터를 제외시키지 않고 활용하고 있다는 점에서 이들의 연구와 차별된다. 둘째, 본 연구는 제 IV 장에서 논의하게 될 독점적 경쟁 기업의 가격결정 이론을 확장한 새로운 가격결정 모형에 기초하여 重心 인플레이션율을 측정함으로써 이들 연구에 비해 이론적 근거를 갖추었다고 할 수 있다.

제 VI 장에서는 우리나라의 데이터를 사용하여 얻은 중간값과 α % 折枝平均의 추정결과를 제시하였으며 이것과 혼합분포 모형으로 추정한 重心 인플레이션율과의 비교분석을 논의하였다. 그에 앞서 다음의 제 III 장과 제 IV 장에서는 우리나라 개별 소비자 가격 상승률의 비정규적 특징들과 그 의미를 간략하게 설명하는 한편 重心 인플레이션율 측정의 이론적 근거인 확장된 독점적 경쟁기업의 가격결정 이론을 소개하기로 한다.

15) 이들 연구는 인플레이션 분포의 비대칭성이 공급충격에 의해 발생한다고 보기 때문에 이로부터 분포의 좌우를 잘라냄으로써 重心 인플레이션율을 측정하고 있다.

제Ⅲ장 個別消費者價格上昇率分布의特徵

총소비자 물가지수(aggregate consumer price index) P_t 는 바스켓(basket)에 포함된 N 개의 개별 품목 가격지수 P_t^i ($i=1, \dots, N$)를 각각의加重值 w_i 로써 가중평균¹⁶⁾한 것이며 총소비자 물가 상승률 π_t 도 N 개의 개별 가격 상승률 π_t^i 의 가중평균치이다.

$$(3.1) \quad P_t = \sum_{i=1}^N w_i P_t^i, \quad \sum_{i=1}^N w_i = 1$$

$$\pi_t \equiv \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} = \sum_{i=1}^N w_i \cdot \frac{P_{t-1}^i}{P_{t-1}} \cdot \pi_t^i$$

결국 총소비자 물가 상승률 π_t 는 N 개의 개별 가격 상승률 π_t^i ($i=1, \dots, N$)이 가지고 있는 인플레이션에 대한 풍부한 정보를 가중 평균치라는 하나의 숫자로 要約한 것이다. 즉 총인플레이션율은 개별 가격 상승률 분포의 重心位置(central location)가 어디에 있느냐를 보여주는 것으로서 개별 가격 상승률은 총인플레이션율을 중심으로 分散되어 있다.

만약 개별 가격 상승률의 분포가 정규분포를 따른다면 총인플레이션율은 그 분포의 위치에 대한 완벽하고 충분한(complete and sufficient) 추정치로서 인플레이션을 분포의 위치를 추정함에 있어서 餘他の 정보는 불필요(redundant)할 따름이다. 이는 정규분포의 특성¹⁷⁾상, 평균값이 주어지면 그 분포의 위치는 완벽하게 정해지

16) w_i 는 기준연도의 시점에서 소비자가 i 번째 소비재를 구입하기 위해 지출한 금액의 전체 지출금액에 대한 비중으로서 이는 도시가계연보를 통해 산출되며 5년에 한번씩 개편된다.

17) 정규분포는 오직 평균과 분산만으로 분포의 모든 것이 결정된다. 예를

기 때문이다.

인플레이션율에 대한 수많은 이론적·계량적 연구에서 인플레이션율의 확률분포는, 또는 인플레이션율 오차항의 확률분포는, 정규분포로 想定되어 왔으며 그에 대한 참고문헌은 굳이 나열할 필요가 없을 정도이다. 인플레이션율의 확률분포로서 정규분포가 널리 사용되어 온 것은 정규분포 이외의 어떤 특정한 분포를 想定하여야 할 뚜렷한 이유가 발견되지 않았었기 때문이 아닌가 생각된다.

어떤 특정한 非正規 分布를 想定하여야 할 필요가 없을 때에는 일반적으로 정규분포를 사용하는 것이 타당하다. 인플레이션율을 결정하는 요인들 가운데 특별히 중요한 확률적 영향력을 가지는 요인이 없이, 무수히 많은 微微한 雜音(negligible noise)들이 모여 인플레이션율을 결정하고 있다면 그 분포는 重心極限整理(central limit theorem)에 의하여 정규분포를 따른다고 볼 수 있다. 또한 정규분포를 사용하면 분석결과의 漸近的 性質(asymptotic property)을 도출하는 데에 편리하다는 장점이 있다.

그러나 최근들어 가격 상승률의 분포가 비정규적 특징들을 나타내고 있다는 연구(Mizon·Saffort·Thomas(1990), Ball·Mankiw(1994, 1995), 유윤하·성명기(1996), 朴宗奎(1996, 1997a,b))들이 발표되고 있다. 朴宗奎(1997a)는 우리나라 소비자물가의 전월대비 상승률의 경험적 분포가 나타내는 비정규적 특징을 네 가지로 정리하였다.

첫째, 가격 상승률 분포는 0%에서 集中(concentrated)되어 있다. 즉 가격변화가 전혀 없는 경우가 壓倒的으로 많다.

둘째, 우리나라의 소비자물가 상승률의 분포는 거의 대부분 非對

들어 평균이 μ 이고 분산이 σ^2 인 정규분포의 積率母函數(moment generating function)는 $M(t) = \exp(\mu t + \sigma^2 t^2 / 2)$ 인데 여기서 볼 수 있듯이 하나의 정규분포에 대한 모든 情報는 오직 평균과 분산만으로 充分하고 完璧하게 要約될 수 있다.

稱的이며 특히 陽의 歪度(positive skewness)를 보이는 경우가 상대적으로 많다.

셋째, 이례적으로 큰 폭의 변화율을 나타내는 개별 품목들로 인하여 소비자물가 상승률의 분포는 대부분의 경우 꼬리가 정규분포보다 두텁다(heavy tail).

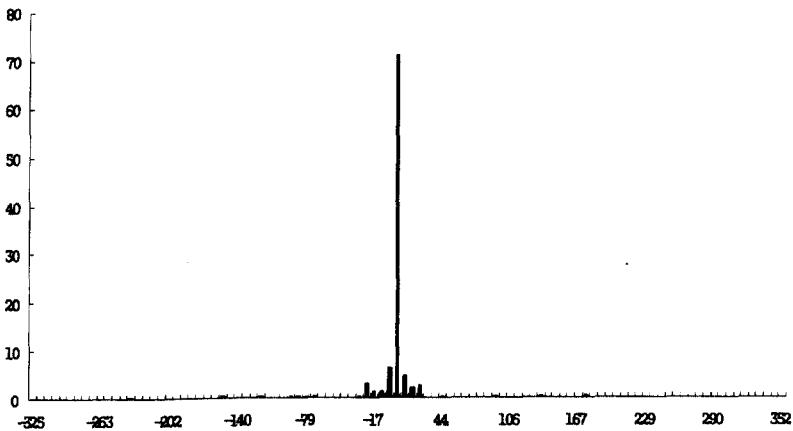
넷째, 最頻값(mode)이 唯一하지 않은 경우(multi-modality)가 발견된다.

다음에서는 이들 각각의 非正規의 특징들의 의미와 重心 인플레이션을 추정에 대해 가지는 시사점에 대해 설명하고자 한다.

1. 價格의 名目硬直性: 價格變化率 分布 對 價格衝擊 分布

아래의 [圖 3.1]은 1995년 기준 509가지 개별 소비자 물가지수 전월대비 상승률의 경험적 확률분포, 즉 頻度 히스토그램의 한 예이다.

[圖 3.1] 前月對比 價格變化率 히스토그램의 例示(1998년 10월)



이 히스토그램은 식 (3.1)의 가중치 w_i 만큼의 품목이 존재하는 것으로 想定하여 작성된 것이다. 예를 들어 남자구두의 소비자 물가지수에서 차지하는 가중치는 2.4/1000인데 전체 개별 품목의 수는 509가지가 아닌 10,000가지라고 보아서, 남자구두의 가짓수는 24개라고 간주하였다. 그러므로 남자구두의 가격이 전월대비 10% 상승하였다고 할 때, 10%의 가격변화가 발생한 제품의 개수가 24개가 있다고 보아 10%에서의 頻度를 1/509가 아닌 24/10,000로 계산한 것이다.

사실상 개별 지수 각각의 품목에는 단 하나의 제품만이 있는 것이 아니라 여러 가지의 품목들이 포함되어 있다. 남자구두라는 품목은 여러 가지 남자구두를 포괄하는 분류일 뿐 그 속에는 여러 가지 다양한 종류의 구두가 포함되어 있다. 제Ⅳ장의 가격결정 모형에서의 가격설정자이자 생산주체는 差別化된 제품을 생산하는 독점적 경쟁기업들이며 이들은 同質的인 생산함수 및 기술을 가지고 있다고 가정하고 있다. 이러한 가정은 각 기업의 생산량 역시 대체로 동일하다는 것을 暗黙的으로 의미한다. 그러므로 제Ⅳ장의 이론분석에서 뿐 아니라 제Ⅴ장의 重心 인플레이션을 추정에서도 재화와 용역을 생산하는 모든 기업이 물가의 결정에 있어서 동일한 영향력을 미치도록 각 제품의 가중치만큼의 기업이 존재하여 동일한 물량을 생산한다¹⁸⁾고 보았으며 히스토그램의 작성에 있어서도 마찬가지로 방법을 사용하였다. 이러한 접근방법은 가중치 조정방법(weight adjusted method)이라고 하는데, 가중치와는 무관하게 가격 증가율 데이터만으로 히스토그램을 작성한다 해도 위에서 열거한 바, 개별 소비자물가지수 상승률 분포의 네 가지 특징은 변함이 없다.

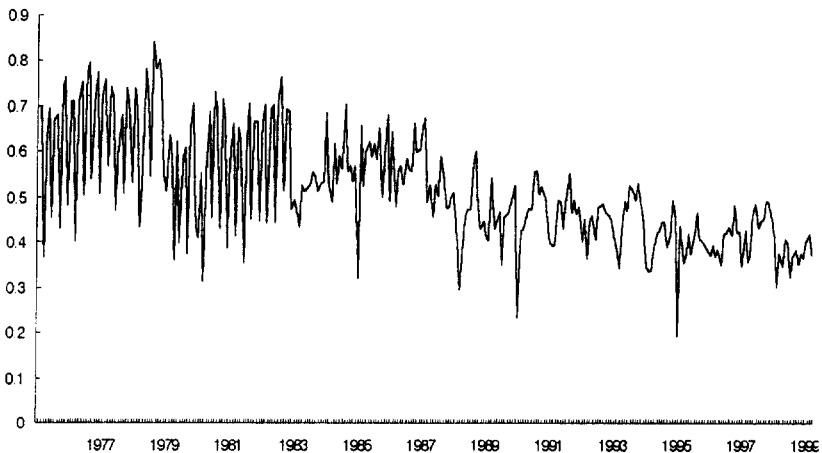
그런데 [圖 3.1]의 히스토그램에서 보는 바와 같이 가격 상승률

18) 따라서 각 개별 기업이 생산하는 제품들은 물가 바스켓에서 동일한 가중치를 부여받는다.

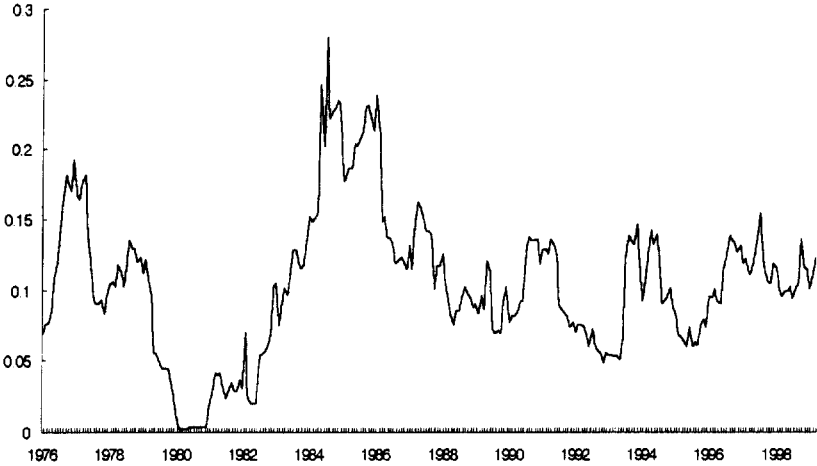
이 전혀 없는 품목의 個數, 즉 가격 상승률 0%에서의 頻度는 다른 값에서의 頻度에 비하여 壓倒的으로 크다. 물론 이 그림은 히스토그램인만큼, 0%를 포함하는 구간에 속하는 데이터는 모두 그 구간에서의 頻度에 더(加)하여진다. 그러므로 이 그림에서 가장 높이가 큰 막대는 가격 상승률이 정확히 0%인 경우뿐 아니라 0%에 가까운 가격변화를 보이는 경우도 포함하는 頻度이다.

[圖 3.2]는 1975년 2월부터 1999년 3월까지 개별 품목가격의 전월대비 상승률 가운데 정확히 값이 0%인 경우만을 추출하여 그 頻度(이를 h_0 이라고 부르기로 한다)를 그린 그림이다. 이 그림에서 보듯이 가격이 전혀 변하지 않는 頻度는 매일 약 40~80% 정도로서 1970년대 후반과 1980년대 초에는 약 60~80%에 달하다가 1980년대 후반부터 최근까지는 약 40~50% 정도에 달하고 있다. 만약 가격 상승률이 0%인 경우의 頻度が 40%라면 그것은 가격이 변화하지 않는 품목이 전체의 40%라고 이해하면 될 것이다.

[圖 3.2] 前月對比 價格變化率 중 h_0 의 推移(1975.2~1999.6)



[圖 3.3] 前年 同月對比 價格 變化率 中 h_0 의 推移(1976.1~1999.6)



[圖 3.1]과 [圖 3.2]에서부터 볼 수 있듯이 가격이 전혀 변화하지 않는 경우의 확률은 다른 값을 보일 경우의 확률에 비해 모든 기간에 걸쳐 압도적으로 크다.

그리고 [圖 3.3]에서 보는 바와 같이 전년 동월대비, 즉 12개월 전의 가격과 비교한 경우에 있어서도 가격 상승률이 0%인 頻度 h_0 는 크게는 25% 이상, 그리고 1980년대 후반부터 최근까지 대략 10~15%에 달하는 등, 1년이라는 시간이 지난 뒤에도 가격이 전혀 변하지 않는 부분이 상당히 존재하고 있음을 알 수 있다.

그런데 가격 상승률이 0%인 경우는 그렇지 않을 경우와 매우 다른 의미를 가진다. 가격 상승률이 0%가 아닐 경우는 가격변화 요인만큼을 그대로 가격에 반영한 결과라고 볼 수 있지만 가격이 변하지 않았을 경우는 가격변화 요인이 전혀 없었기 때문일 수도 있고 가격변화 요인이 발생하였으나 가격설정자들이 가격을 변화시키지 않았을 수도 있다. 가격 변화요인이 발생하였음에도 불구하고 가격

설정자들이 가격을 변화시키지 않는 현상을 가격의 名目硬直性(nominal rigidity)이라고 한다.

新케인지안의 이론¹⁹⁾의 하나로서 가격의 名目硬直성에 대한 메뉴費用(menu cost: Mankiw(1985)) 이론에 따르면 가격 설정자가 가격을 변화시키기 위해서는 메뉴板을 바꾸는 데 필요한 약간의 비용이 든다. 그러므로 가격 변화요인이 발생하였을 때, 즉 가격충격이 발생하였을 때, 그것을 가격에 반영하여 얻어지는 이윤의 크기가 메뉴 비용보다 작다면 가격 설정자들은 가격을 변화시키지 않는다. 그러므로 가격충격의 크기가 메뉴비용보다 크다면 가격설정자들은 가격충격의 크기만큼 가격을 변화시키지만 그렇지 않을 경우 가격변화요인이 발생하였음에도 불구하고 가격을 변화시키지 않는다(Ball·Mankiw(1995)). 그러므로 실제 가격이 조금이라도 변화하는 경우와는 달리, 가격 상승률이 0%인 관측치는 가격충격이 전혀 발생하지 않았을 경우와, 가격충격이 발생하였으나 그 크기가 메뉴비용보다 작아 가격에 반영되지 않았을 경우가 混在되어 나타나는, 하나의 汚染된 觀測值(contaminated observation)인 것이다.

朴宗奎(1997a)는 [圖 3.2]에서 보는 바와 같이 h_0 가 다른 값에서의 頻度에 비해 압도적으로 크다는 사실에 注目하여 이러한 汚染된 관측치를 인플레이션 분석에 포함시켜야 할 것인가, 제외시켜야 할 것인가에 대해 논의한 바 있다. 즉 본 연구에서와 같이 인플레이션을 需要要因에 의한 부분과 供給要因에 의한 부분으로 분리시키고자 할 경우 가격 상승률 분포를 그대로 사용할 것인가 아니면 그로부터 h_0 를 제외시킨 분포(지금부터는 h_0 를 제외시킨 가격 상승률 분포를 「價格衝擊分布」라고 부르기로 한다)를 사용할 것인가 하는 문제가 제기된다. 朴宗奎(1997a)에 따르면 價格衝擊分布는 가

19) 예를 들어 Sheshinski·Weiss(1977, 1983), Akerlof·Yellen(1985), Mankiw(1985), Caplin·Spulber(1987), Ball·Romer(1989a), Caplin·Leahy(1991)등

격 상승률 분포가 가지고 있는 비정규적 특징을 그대로 保存(preserve)하고 있으며, 기존의 연구에서 사용되어 온 가격 상승률 분포 대신 價格衝擊分布를 사용하는 것이 인플레이션율의 추이를 더욱 성공적으로 설명할 수 있다고 주장하였다. 이에 따라 本章에 제시된 각종의 히스토그램의 例示 및 이에 관련된 논의와 제 V 장의 重心인플레이션을 추정에서는 價格衝擊分布²⁰⁾를 사용하였다.

가격변화가 전혀 없는 h_0 이 다른 頻度에 비해 壓倒的인 개별 소비자 가격 상승률 분포를 정규분포로 想定할 수 없음을 의미한다. 정규분포는 連續分布(continuous distribution)인데, 連續分布의 한 점에서의 確率尺度(probability measure)는 0이므로 連續分布를 따르는 확률변수의 관측치가 어느 한 점에 集中(concentrate)될 확률은 0이다. 그러므로 소비자물가 상승률의 경험적 확률분포가 0%에서 집중되어 있는 경향은 連續分布인 정규분포로서는 설명할 수 없다.

2. 價格衝擊 分布의 非對稱性

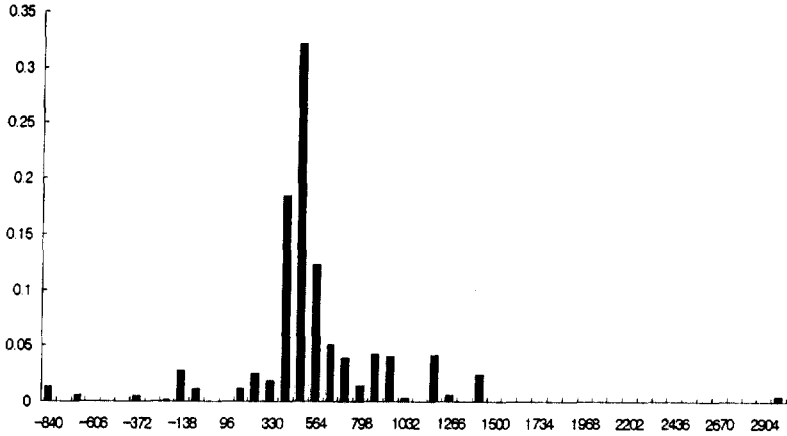
어떤 분포가 정규분포와 같이 對稱的이라면 歪度(skewness), 즉 3次積率(third moment)은 0에 가까워야 한다. 만약 그 분포가 오른쪽으로 치우쳐(skewed to the right) 있다면 歪度は 陽數이며 왼쪽으로 치우쳐(skewed to the left) 있다면 歪度は 陰數로 나온다. 분포의 歪도가 0이 아닐 때 그 분포는 非對稱的인 분포이다. 우리나라의 價格衝擊 分布의 歪도는 0에서 크게 벗어나고 있는 경우가 대부분이므로 그 분포는 非對稱的인 非正規分布를 따른다고 할 수 있다.

[圖 3.4]는 오른쪽으로 치우쳐 있는 분포(1989년 3월), 즉 양의

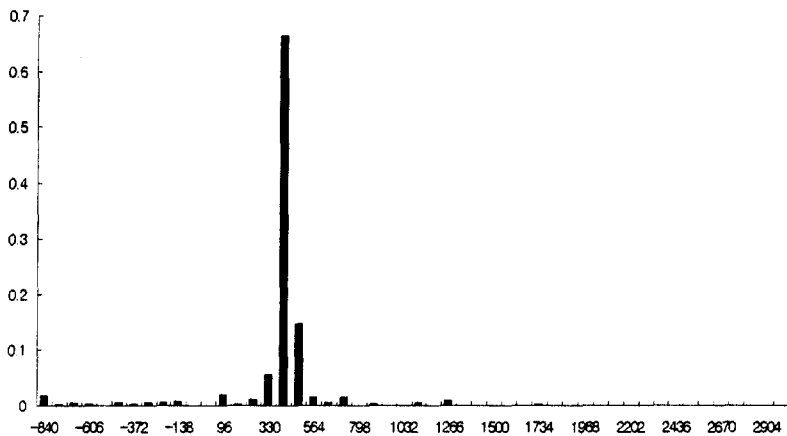
20) 價格衝擊分布는 需要要因은 물론 供給要因에 따른 가격충격을 모두 網羅하고 있다. 제 V 장 제3절에서는 여기에 대해 보다 자세히 論議하고 있다.

歪度を 가지는 분포를, [圖 3.5]는 왼쪽으로 치우쳐 있는 분포 (1999년 6월), 즉 陰의 歪度を 가지는 분포를 각각 例示하고 있다.

[圖 3.4] 陽의 歪度を 가지는 인플레이션率 分布의 例示(1989년 3월)



[圖 3.5] 陰의 歪度を 가지는 인플레이션率 分布의 例示(1999년 6월)

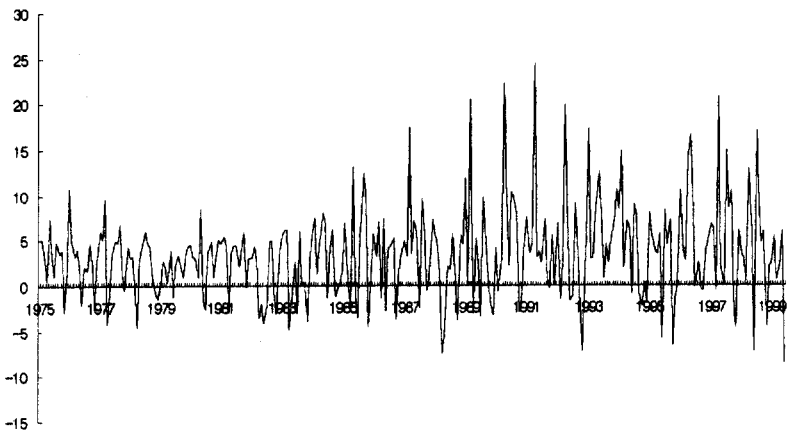


[圖 3.4]에서 보는 바와 같이 歪度가 陽인 분포에서 어떤 품목의 가격 증가율이 평균치보다 낮다면 그것은 평균치에 비해 그다지 낮지 않지만, 평균치보다 높다면 그것은 ‘매우’ 높을 수 있음을 의미한다. 즉 가격 상승률이 평균치보다 낮다면 평균치에 비해 그다지 작지 않지만 평균치보다 높다면 그것은 매우 높아지는 경향이 있다는 것이다.

[圖 3.6]은 1975년 2월부터 1999년 6월까지 293개월 동안의 價格衝擊 分布의 歪度を 보여주고 있는데 歪度は 대부분 0에서부터 벗어나고 있으며 분포가 오른쪽으로 치우친 경우는 220개월(전체의 75.09%)에 걸쳐 나타나고 있어 왼쪽으로 치우친 경우(전체의 24.91%)보다 압도적으로 많다.

Ball·Mankiw(1994, 1995)는 Blanchard·Kiyotaki(1987) 모형에 메뉴 費用理論을 도입하여 가격 價格衝擊分布의 비대칭성을 설명하고 있다. 즉 메뉴비용이 존재한다면 非對稱的 價格충격이 발생하거나(Ball·Mankiw(1995)), 가격충격이 대칭적이더라도 인플레이션률이 항상 陽으로서 일정할 경우(Ball·Mankiw(1994))에

[圖 3.6] 인플레이션율 分布의 歪度(1975.2~1999.6)



價格衝擊分布은 오른쪽으로 치우친, 陽의 歪度를 나타내는 비대칭성을 보인다.

이처럼 Ball·Mankiw(1994, 1995)의 설명에서는 메뉴비용의 존재가 바로 價格衝擊分布의 비대칭성을 유발시키는 원인으로 想定되어 있다. 그러나 朴宗奎(1997b)는 메뉴비용의 존재는 이러한 비대칭성을 설명하기 위해 必須不可缺한 조건이 아니라는 점을 주장하였다. 각 기업이 속한 산업의 특성에 따라 어떤 요소가격의 충격이 일부기업의 제품가격에만 영향을 주는 특성을 가진다면 메뉴비용이 없더라도 價格衝擊分布의 비대칭성은 나타난다.

즉 메뉴비용의 존재는 가격의 비대칭성을 強化하는 조건임은 분명하지만 메뉴비용이 존재하지 않더라도 價格衝擊分布의 비대칭성은 설명할 수 있다. 다음의 제Ⅳ장에서 설명하는 바와 같이 개별 기업들이 자신이 속한 산업에 따라 서로 다른 外部生産要素를 사용한다면 모든 가격 설정자들의 행동양식은 동질적(homogenous)이라 하더라도 최종적인 가격조정 결과는 사실상 異質의 경제주체들이 모여 있는 것처럼 나타난다는 데에 非對稱性的 核心的 原因이 있는 것이다.

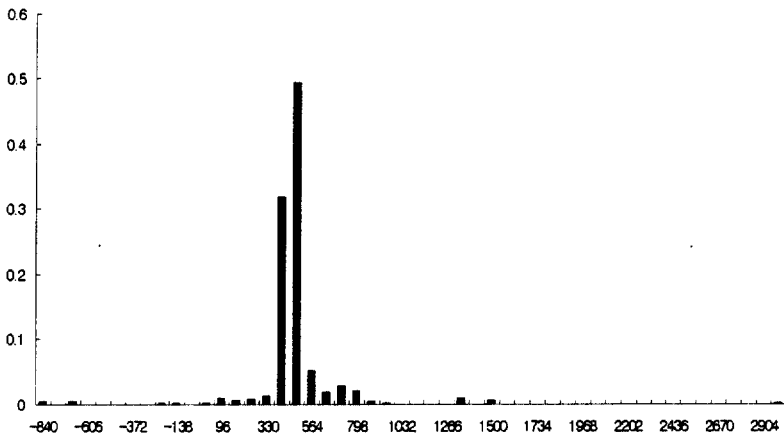
3. 두터운 꼬리(heavy tail)

어떤 분포의 꼬리가 얼마나 두터우냐 하는 것은 그 분포의 4차 積率(fourth moment)인 尖度(kurtosis)로 판단한다. 정규분포의 尖度는 평균값과 분산에 관계없이 언제나 3으로 일정하다. 그러므로 어떤 분포가 꼬리가 두터운(얇은) 분포라는 것은 정규분포에 비해 尖度값이 크다(작다)는 것을 의미한다.

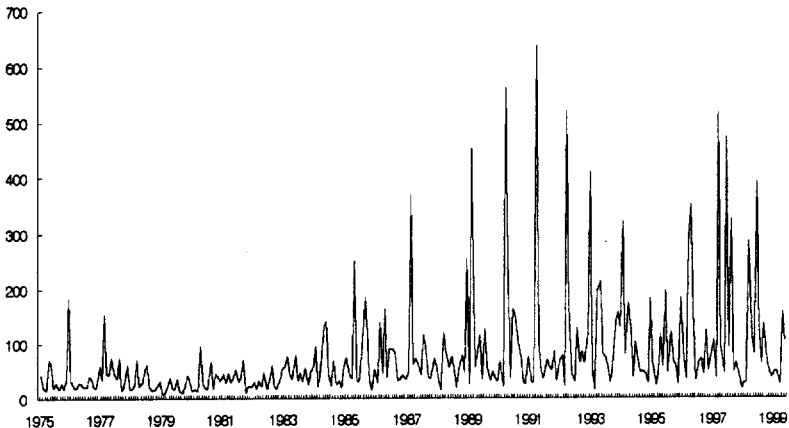
분포의 꼬리가 두텁다는 것은 분포의 중심에서부터 멀리 떨어진 영역에서 그 변수의 값이 실현될 확률이 크다는 것을 의미한다. 예를 들어 평균값이 0인 標準正規分布(standard normal distribution)를 따르는 변수의 값은 절대값이 3보다 클 확률이 1%에 지나

지 않으나 정규분포보다 꼬리가 두터운 분포를 따르는 경우 그 확률은 1%보다 크다. 그러므로 일반적으로 어떤 변수의 절대값이 매우 큰 경우가 많다면 대체로 그 변수는 꼬리가 두터운 분포를 따른다고 할 수 있다.

[圖 3.7] 두터운 꼬리(heavy tail)를 갖는 분포의 例示(1991년 4월)



[圖 3.8] 인플레이션율 分布의 尖度(1975.2~1999.6)



[圖 3.8]에서 제시한 것처럼 우리나라 價格衝擊分布의 尖度는 정규분포의 그것(즉 3)보다 매우 크게 나타나고 있다. 이는 곧 극단적인 값들이 실현되는 경우가 많다는 것을 의미한다. 이러한 극단적인 값들은 모든 값들의 가중평균치인 총소비자물가 상승률의 움직임에 크게 영향을 미친다. 서론에서 예로 든 1989년 3월의 풋고추 가격급등은 그 가중치가 1.2/1000로 미미함에도 불구하고 당시 총소비자물가가 전월대비 9.02%(年率)를 기록하는 데에 14.3%만큼 기여한 바 있다. 이처럼 어떤 변수가 꼬리가 두터운 분포를 따르고 있음에도 불구하고 이를 정규분포로 想定한 뒤 분포를 추정한다면 다음과 같은 통계학적 문제가 야기된다.

Masreliez·Martin(1977)은 실제 데이터가 정규분포를 따르지 않는다면, 특히 꼬리가 두터운(heavy tail) 非正規分布를 따른다면 분포의 위치에 대한 推定量(estimator)으로서의 평균값은 효율성(efficiency)이 현저히 떨어진다는 점을 지적한 바 있다. 어떤 推定量의 효율성이 낮다는 것은 정확한 추정을 위해서 더욱 많은 데이터가 필요함을 의미하므로 효율성이 떨어질수록 추정치는 부정확해진다.

랜덤샘플(random sample) X_1, \dots, X_n 의 확률분포가 평균, 즉 중심위치가 θ 인 정규분포를 따른다면 θ 의 추정량인 \bar{X} 는 一樣的 最小分散 不偏推定量(UMVUE: uniformly minimum variance unbiased estimator)이다. 그러나 그 확률분포가 정규분포가 아니라면, 극단적인 예를 들어, 평균이 θ 인 코시(Cauchy)분포²¹⁾를 따른다면 \bar{X} 의 분포와 개별 확률변수 X_i 의 분포는 동일(Lehmann(1983))하다. 그러므로 평균값을 취하든 하나의 관측치를 사용하든 θ 에 대하여 얻을 수 있는 정보는 다르지 않으므로 관측치를 아무리 많이 얻는다 해도 중심위치의 추정에 전혀 도움이 되지 않는다. 물론 코시분포는 尖度が 無限大(∞)인, 꼬리가 두터운 대표적인 분포

21) 중심위치가 θ 인 코시분포의 확률밀도함수는 $f(x) = 1/[\pi(1+(x-\theta)^2)]$ 이다.

이므로 이것은 극단적인 例라고 할 수 있다. 그러나 이 例는 확률분포가 꼬리가 두터운 비정규분포일 경우 정규분포를 가정한 분석의 결과가 신뢰성이 없을 수 있음을 克明하게 보여주고 있다. 다시 말하여, 價格衝擊分布의 두터운 꼬리는 총인플레이션율이 價格衝擊分布의 중심위치 추정량으로서 생각보다 정확하지 않을 수 있음을 시사하고 있다.

그러므로 인플레이션율의 분포가 꼬리가 두터운 분포를 따른다면 이를 정규분포로 想定하였을 때 총소비자물가 상승률은 이 분포의 중심 위치의 추정치로서 효율성이 떨어지므로 결국 현재 진행중인 인플레이션율에 대해 부정확한 정보를 제공할 뿐이다. 이를테면 붓고추의 가격 상승이 전체 물가를 主導한다면 眞正한 인플레이션율이 과연 무엇인가 하는, 총소비자물가 상승률과 所謂 ‘體感物價’ 사이에 乖離가 발생한다.

비대칭성 문제와는 달리 價格衝擊分布의 두터운 꼬리에 대해서는 筆者가 아는 한 아직 이론적인 설명이 제시되지 않고 있다. 朴宗奎(1997b)는 이에 대해 비대칭성과 마찬가지로 각 기업이 속한 산업의 특성에 따라 어떤 요소가격의 충격이 일부 기업의 제품가격에만 영향을 주는 경제에서는 가격 상승률 분포의 꼬리가 정규분포보다 두텁게 나타남을 시뮬레이션을 통하여 보였다. 비대칭성의 경우와 마찬가지로 여기에 있어서도 메뉴비용의 존재는 분포의 꼬리를 더욱 두텁게 하는 역할을 할 뿐, 그것 없이도 가격 상승률의 분포의 꼬리는 두텁게 나타날 수 있다.

經濟 內에는 가격결정의 여건이 異質的인 경제주체들이 모여 있기 때문에 이들이 정하는 가격 상승률을 하나의 정규분포로 보기에 는 극단적인 값들이 너무 많이 나타난다. 예를 들어 가격 상승률이 극심한 가격설정자 그룹과 가격 상승률이 완만한 가격설정자 그룹의 두 그룹으로 이루어진 경제를 想定해 보자. 그리고 각 그룹에서 결정하는 가격 상승률이 모두 정규분포를 따르며 모든 가격 상승률 값

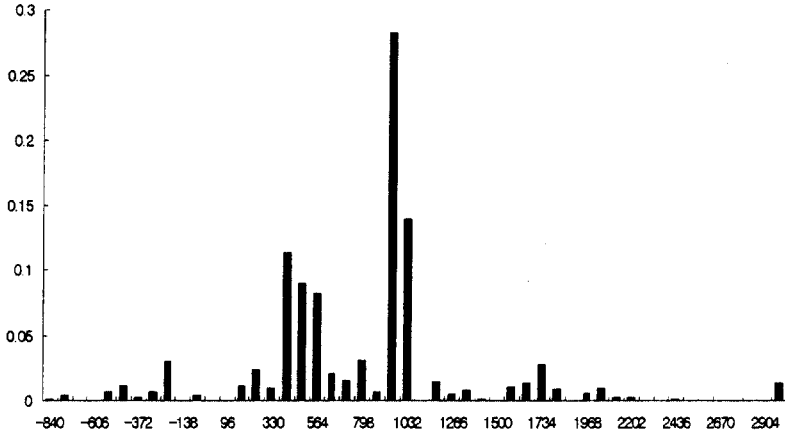
이 어느 분포에서부터 생성되는지를 알 수 있다고 가정해 보자. 이 때 각 그룹이 결정하는 가격 상승률들은 그 그룹의 분포로 설명하지 못할만큼 극단적인 값들이 많은 것은 아니다. 그런데 전체적인 가격 상승률 분포는 이질적인 분포의 결합형태로 나타나게 되며 이러한 혼합분포를 하나의 정규분포로 설명하기에는 극단적인 값이 너무 많이 발생하는 것처럼 보이게 되어 그 분포의 꼬리는 정규분포의 그것보다 두텁게 나타난다.

4. 唯一하지 않은 最頻값 : multi-modality

[圖 3.9]는 1979년 9월의 價格衝擊分布의 히스토그램으로서 複數의 最頻값(multi-modality)이 가장 뚜렷하게 나타나는 경우이다. 그런데 유일하지 않은 최빈값을 찾는 작업은 사실상 價格衝擊分布의 히스토그램을 가지고 눈으로 찾아보는 방법(eye-ball search)에 의존할 수밖에 없다. 즉 歪度나 尖度와 같이 어떤 數學的인 지표를 통하여 찾을 수는 없기 때문에 최빈값의 個數를 정확히 제시하기는 어렵지만 [圖 3.9]에서 보는 것처럼 최빈값이 유일하지 않은 경우는 상당수 발견된다. 이는 소비자가격 상승률 분포(또는 가격충격분포)가 複數의 最頻값을 가지는 분포를 따르는 경우가 있음을 의미하며 이는 정규분포의 가설을 棄却하는 顯著한 증거가 될 수 있다.

일반적으로 어떤 분포의 최빈값이 유일하지 않다면 그 분포는 혼합분포의 형태일 가능성이 높다. 그 대표적인 예가 제 II 장에서 설명한 넙치(herring)의 크기의 분포이다. [圖 2.1]에서와 마찬가지로 넙치의 크기는 암수에 따라 뚜렷한 차이가 있으며 수컷의 크기의 평균치와 암컷의 크기의 평균치의 두 점에서 각각 최빈값이 형성되고 있다. 이러한 현상은 흔히 데이터가 서로 이질적인 두 개의 모집단에서 추출되었을 때 나타난다. 그러므로 제 IV 장에서 소개하는 모

【圖 3.9】 最頻값이 唯一하지 않는 경우의 例示(1979.9)



텔에서처럼 가격 설정자들의 가격 상승률이 그 속하는 그룹에 따라 서로 이질적일 경우 그리고 각 그룹의 평균치가 매우 다를 경우 각각의 평균치를 중심으로 複數의 최빈값이 나타날 수 있다.

5. 個別 價格 上昇率 分布의 非正規性(non-normality)

이상에서 살펴본 바와 같이 우리나라 개별 소비자 가격 상승률 분포는 0%에서 집중되어 있고, 비대칭적이며, 꼬리가 두터우며, 때때로 최빈값이 유일하지 않은 특징을 가지고 있다. 반면에 인플레이션율의 확률분포로서 널리 사용되어 온 정규분포는 연속분포로서 대칭적(symmetric)이고, 尖度(kurtosis)는 평균과 분산에 관계없이 언제나 3이며, 최빈값이 唯一한(uni-modal) 분포이다. 그러므로 위에서 나열한 네 가지 특징들은 모두 정규분포의 가정을 기각하는 증거라고 할 수 있다.

아래에서는 Kolmogorov 검정법²²⁾을 사용하여 우리나라 소비자 물가의 價格衝擊 分布가 정규분포를 따른다고 볼 수 있는지를 검정하여 보았다. Kolmogorov 검정법은 어떤 분포의 經驗的 累積密度函數(empirical cumulative density function)와 정규분포의 累積密度函數가 커다란 차이를 나타내는지를 비교해 보는 방법이다. 이 방법은 샘플의 크기가 커질수록 經驗的 累積密度函數는 理論的(true) 累積密度函數로 確率的으로 收斂(convergence in probability)한다는 Glivenko-Cantelli 整理²³⁾에 근거하고 있다. 이에 의하면 어떤 확률변수 X 가 정규분포 $\Phi(x)$ 를 따를 경우 다음의 Kolmogorov 검정통계량 D_n 의 값은 0에 가까워야 한다.

$$D_n = \sup_{-\infty < x < \infty} | \hat{F}_n(x) - \Phi(x) |$$

여기서 $\hat{F}_n(x)$ 는 확률변수 X 의 경험적 누적분포함수(empirical cumulative density function)를 나타낸다.

[圖 3.10]은 Kolmogorov 검정통계량의 값과 95% 및 99% 棄却域의 값들을 함께 그린 것이다. 이에 따르면 Kolmogorov 검정통계량은 99%의 기각역의 값을 顯著하게 벗어남으로써 정규분포의 귀무가설을 強하게 棄却하고 있다.

이와 같은 현저한 비정규적 특성에도 불구하고 만약 인플레이션의 확률분포를 정규분포로 想定한다면 실제 소비자 물가지수 증가율의 비정규적 특징을 포착할 수 없다. 정규분포는 오직 평균과 분산에 의해 모든 것이 결정되는 분포이므로 인플레이션의 확률분포를 정규분포로 想定함은 오직 분포의 위치(location, 즉 평균값)와 개별 가

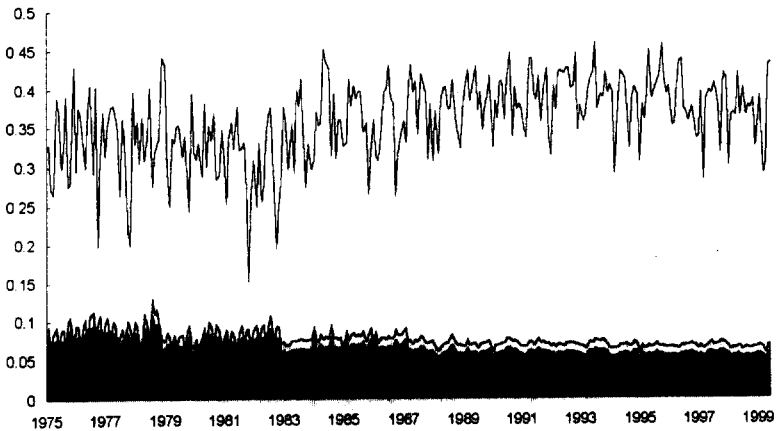
22) 어떤 분포가 정규분포를 따르는지를 검정하는 방법으로는 Bickel·Doksum(1977)을 참조하기 바란다. 본 보고서에서 Kolmogorov 검정법을 사용하는 이유는 Bickel·Doksum(1977)으로부터 유의값(critical value)에 대한 표를 얻을 수 있었기 때문이었다.

23) 즉 $\sup_x | \hat{F}_n(x) - F(x) | \rightarrow 0$ in probability임.

격 상승률의 편차(즉 분산)에 대한 정보만을 얻을 수 있을 뿐이다. 즉 정규분포의 모형은 개별 가격 상승률이 가지고 있는 인플레이션에 대한 풍부한 정보를 평균과 분산만으로 요약하고 있을 뿐이다. 만약 개별 가격 상승률의 실제 분포가 정규분포를 따른다면 그 분포에 관한 모든 정보는 평균과 분산만으로 충분하고 완벽(sufficiently and completely)하게 요약된다. 이는 정규분포의 특성상, 평균값이 주어지면 그 분포의 위치(location)는 완벽하게 정해지므로 더 이상의 것은 분포의 위치를 추정함에 있어 불필요하기 때문이다.

그러나 價格衝擊分布가 非正規性을 가지고 있는 경우에는, 정규분포의 경우와는 달리, 총인플레이션율이 제공하는 인플레이션에 대한 정보가 매우 制限的일 수밖에 없다. 즉 價格衝擊分布를 비대칭적으로, 꼬리를 두텁게, 최빈값이 유일하지 않도록, 0%에서 집중되

[圖 3.10] Kolmogorov 檢定統計量



註：전월대비 상승률의 경우임. 회색 부분과 검은 부분은 각각 유의수준 1%, 5%임.

도록 하는 경제적 요인들은 현재 진행중인 인플레이션을 설명함에 있어서 매우 중요한 역할을 할 가능성이 있다. 이를 거꾸로 말하자면, 개별 물가 상승률 가운데 이러한 경제적 요인들에 의해 비정규적으로 실현된 부분은 인플레이션에 대해 더 이상 불필요하지 않으며, 오히려 매우 중요한 정보를 제공할 潛在性을 가지고 있다는 것이다.

제 IV 장 새로운 價格決定 模型

본 연구의 가격결정 모형은 Blanchard·Kiyotaki(1987)의 독점적 경쟁기업 모형²⁴⁾에서 생산자가 노동 이외에도 그 기업이 속하는 산업 고유(industry specific)의 外部生産要素를 사용함을 반영하도록 모형을 擴張하고 있다. 산업 고유의 外部生産要素는 이를테면 석유류, 국제 원자재처럼 그 가격이 外生的으로, 즉 模型 外部에서부터 결정되는 것으로서 그 변화는 공급측면의 가격충격으로 나타난다.

그러므로 본 연구가 想定하고 있는 경제의 모습은 생산요소의 상당부분을 경제외부로부터의 輸入에 의존하고 있는 獨占的 競爭市場이다. 이 경제는 소규모 경제로서 국제시장에서의 독점력을 가지고 있지 않으므로 국내기업은 外部生産要素의 가격에 대해 커다란 영향력을 미칠 수 없다. 따라서 국제시장에서의 시세가 큰 폭으로 변화하였다면 그것은 국내 총수요의 변화에 따라 국내 기업이 생산량을 변화시키기 위하여 생산요소의 수입량을 변화시켰기 때문이라고 할 수 없다. 즉 外部生産要素 가격의 커다란 변화는 국내 총수요의 변화로는 설명하지 못하는 공급측면의 가격충격인 것이다.

물론 총수요를 결정하는 요인의 변화에 따라 가격이 급변할 가능성을 전혀 배제할 수는 없다. 예를 들어 소비자의 選好(preference)構

24) 이 모형은 一般均衡 解를 명시적으로 표현하는 장점을 가지고 있으며 가격의 명목 및 실질 경직성(nominal and real rigidity)을 다루는 여러 논문에서 널리 사용되고 있다(Ball·Maniw(1994, 1995) 등). 그러나 d'Aspremont et al.(1996)은 이 모형이 기초로 하고 있는 Dixit·Stiglitz(1977) 模型이 模型內 기업 숫자를 고정되어 있다고 가정함으로써 進入·退出에 대한 충분한 고려를 하지 못하고 있기 때문에 진정한 의미의 일반균형 해가 될 수 없다고 주장한 바 있음을 참고하기 바란다.

造가 갑자기 바뀌어 어떤 제품에 대한 수요가 급격히 변화함에 따라 가격이 급변할 수 있다. 또한 기술혁신이나 규모의 경제(return to scale)의 변화로 인하여 수요가 늘어날수록 평균적인 생산비가 작아져 그 제품의 상대가격이 하락할 수 있다. 기술혁신이나 규모의 경제는 공급측면의 요인이며 選好構造는 소비자의 수요량을 결정짓는 요인이기는 하지만 이는 대개 공급측면의 요인으로 받아들여지고 있다.

이러한 모형구조는 비단 생산요소를 貿易을 통한 輸入에 의존하는 것 말고도 여러 가지 상황을 표현하고 있다. 이를테면 이 모형에서는 정부가 제외되어 있으므로 정부의 행동변화는 모두 경제 외부요인으로 간주할 수 있다. 따라서 정부가 소비자 가격에 영향을 미칠 수 있는 稅率이나 공공요금을 변화시키는 정책을 취하였다면 이는 마치 국제 원자재 가격의 변화처럼 經濟外部로부터의 공급충격으로 이해된다. 한편 농수산물, 특히 신선식품 같은 것은 생산요소를 海外로부터 輸入할 필요가 거의 없지만 신선식품의 생산에 매우 중요한 역할을 하는 氣候條件은 經濟外部로부터 輸入하는 생산요소라고 해석할 수 있다. 즉 作況이 부진하다면 氣候條件이라는 생산요소의 가격이 상승하였기 때문이며 반대로 作況이 좋다면 氣候條件이라는 생산요소의 가격이 하락하였기 때문이라고 볼 수 있다.

다음의 제1절에서는 본 연구가 기초로 하고 있는 Blanchard·Kiyotaki(1987)의 가격결정 이론에서부터 불연속 시간(discrete time)에서의 가격 상승률 결정에 관해 논의한다. 이 기본모형에 공급충격에 노출되어 있는 外部生産要素를 포함시킨 확장 모형은 제2절에서 소개한다.

1. 基本模型

가. 基本模型의 假定

經濟 內에는 N 개의 소비재가 있으며 각각의 소비재는 N 개의 獨占

的 競爭企業(monopolistically competitive firm)에 의해 생산·판매된다. 각각의 消費財는 差別化되어 있기 때문에 서로 不完全 代替財의 관계를 가지고 있으며 이들을 생산하는 각 기업은 독점적 경쟁 기업으로서 일정한 市場占有力(market power)을 보유한다. 그들은 자신이 當面하고 있는 右下向의 수요곡선을 認識하고 있으며 이에 따라 자신이 판매할 수 있는 수요량을 주어진 조건으로 받아들이는(quantity taker) 한편 자신이 생산한 제품의 판매가격을 결정하는 가격 설정자(price setter)들이다. 그리고 각 기업은 t 기에 있어서의 전반적인 물가수준을 정확히 알 수는 없으며 共有하고 있는 情報集合(information set)에 근거하여 이를 예상할 수 있을 뿐이다.

그리고 이 經濟 內에는 n 개의 가게가 있으며 각 기업은 제품의 생산을 위하여 n 개의 가게로부터 노동을 고용하고 그 대가로 임금을 지불한다. 가게는 임금소득과 배당소득으로 결정되는 예산제약을 초과하지 않는 범위에서 자신의 효용을 극대화할 수 있도록 개별 소비재에 대한 수요량 및 저축액을 정한다. 개별 제품에 대한 수요곡선은 n 개의 가게의 그 제품에 대한 수요량을 합계하여 결정되며 경제의 실질 총수요는 개별 제품의 수요량을 합계하여 결정된다.

한편 기업은 자신이 생산하는 제품에 대한 수요곡선을 알고 있으며 이 수요를 충족시킨다는 전제하에 자신의 이윤을 극대화할 수 있도록 최적 노동고용량을 정하며 이로써 얻어지는 이윤을 다시 극대화할 수 있도록 최적 상대가격을 결정한다.

이 과정에서 통화시장이 균형을 이룬다면 총수요는 실질 통화량(M/P)와 비례하게 되며 개별 제품에 대한 수요량 및 나아가 기업의 최적 상대가격도 실질 통화량의 함수로 표현된다. 즉 개별 소비재의 최종 상대가격은 가게의 효용극대화와 기업의 이윤극대화, 그리고 통화시장의 균형을 동시에 만족하는 一般均衡의 解로써 도출된다.

이러한 최적 상대가격의 결정과정을 수식을 통해 살펴보면 다음과 같다.

나. 家計의 最適化 問題와 需要曲線

i 번째 기업은 i 번째 제품을 생산하기 위하여 n 개의 가게로부터 W_j , ($j=1, \dots, n$)의 임금을 지불하고 N_j 만큼의 노동을 고용한다. 그러므로 j 번째 가게는 i 번째 기업에게 N_j 의 노동을 공급하여 W_j 의 임금소득과 V_j 만큼의 배당소득을 얻는다. 그리고 은행으로부터 M_j 의 자금을 무이자로 대출받는다. 이와 같이 소득과 대출금으로 可用財源이 마련되면 j 번째 가게는 i 번째 제품을 C_{ij} 만큼 구입하고 나머지 M'_j 는 저축을 한다.

j 번째 가게는 식 (4.1.1)의 예산 제약식하에서 식 (4.1.2)의 효용함수²⁵⁾를 극대화하므로 이 가게의 최적화 문제는 식 (4.1.3)과 같이 쓸 수 있다.

$$(4.1.1) \quad \sum_{i=1}^m P_i C_{ij} + M'_j = W_i N_j + M_j + \sum_{i=1}^m V_{ij} \equiv I_j$$

$$(4.1.2) \quad U_j = \left(m^{\frac{1}{1-\theta}} C_j \right)^\gamma (M'_j / P)^{1-\gamma} - N_j^\theta$$

$$\text{Max}_{C_{ij}, M'_j} \Lambda_j = \left(\sum_{i=1}^m C_{ij}^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right)^{\frac{\theta\gamma}{\theta-1}} m^{\frac{\gamma}{1-\theta}} \left(\frac{M'_j}{P} \right)^{1-\gamma}$$

$$(4.1.3) \quad \text{s.t.} \quad \sum_{i=1}^m P_i C_{ij} + M'_j = I_j$$

25) 여기서 θ 는 각 製品間의 代替彈力性(elasticity of substitution)을 나타내며 $m^{\frac{1}{1-\theta}}$ 는 正常化(normalization)를 위한 계수이다. 그리고 C_j 는 j 번째 가게의 제품별 소비량의 합계물, P 는 총물가 수준을 나타내는데 이들은 각각 다음과 같이 集計된다.

$$C_j \equiv \left(\sum_{i=1}^m C_{ij}^{\frac{\theta}{\theta-1}} \right)^{\frac{\theta-1}{\theta}}, \quad P \equiv \left(\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m P_i^{1-\theta} \right)^{1/(1-\theta)}, \quad \theta > 1.$$

j 번째 가게는 이 최적화 문제를 풀어 자신의 효용을 극대화하는 i 번째 제품에 대한 최적 수요량 C_{ij}^D 와 최적 대출금 규모 M'_j 를 식 (4.1.4)와 같이 정하며 n 개의 가게에 대하여 이들을 집계한 i 번째 제품에 대한 수요 Y_i^D 와 경제 전체적 실질 총수요 Y_D 는 식 (4.1.5) 및 (4.1.6)과 같다.

$$(4.1.4) \quad C_{ij}^D = \frac{\gamma I_j}{mP} \left(\frac{P_i}{P} \right)^{-\theta}, \quad M'_j = (1-\gamma)I_j$$

$$(4.1.5) \quad Y_i^D = \sum_{j=1}^n C_{ij}^D = \frac{1}{m} \left(\frac{P_i}{P} \right)^{-\theta} \sum_{j=1}^n \frac{\gamma I_j}{P}$$

$$(4.1.6) \quad Y_D = \frac{\sum \sum P_i C_{ij}^D}{P} = \frac{\gamma}{P} \sum_{j=1}^n I_j$$

한편 가게저축의 합계는 곧 통화수요이므로 통화시장이 균형을 이룬다면 통화공급 M 은 최적 대출금의 합계인 통화수요 M_D 와 같아져 실질 총수요 Y_D 와 i 번째 제품에 대한 수요곡선은 각각 식(4.1.7), 식 (4.1.8)과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$(4.1.7) \quad Y_D = \frac{\gamma}{1-\gamma} \frac{M}{P}, \quad M = M_D = \sum_{j=1}^n M'_j = (1-\gamma) \sum_{j=1}^n I_j$$

$$(4.1.8) \quad Y_i^D = \frac{Y_D \left(\frac{P_i}{P} \right)^{-\theta}}{m} = \frac{\gamma/m}{1-\gamma} \frac{M \left(\frac{P_i}{P} \right)^{-\theta}}{P}$$

여기서 $\theta > 1$ 이므로 독점적 경쟁기업들은 상대가격에 대해 우하향하는 수요곡선에 當面하며 이로부터 얻어지는 상대가격과 수요량 사이의 관계를 주어진 것으로 받아들인다.

다. 企業의 最適化 問題와 價格決定

i 번째 기업은 자신이 생산하는 제품에 대한 우하향하는 수요곡선, 즉 식 (4.1.8)을 알고 있으며 이 수요량을 충족시키기 위하여 N_{ij} 만큼의 노동을 고용한 뒤 식(4.1.9)의 CES(constant elasticity of substitution) 생산함수²⁶⁾에 따라 Y_i 만큼 생산하되 식 (4.1.10)의 이윤함수를 극대화하는 노동 수요량 N_{ij}^D 를 구한다.

$$(4.1.9) \quad Y_i = \left(\sum_{j=1}^n N_{ij}^{(\sigma-1)/\sigma} \right)^{\sigma/(1-\sigma)(1/\alpha)} \quad \alpha \geq 1, \sigma > 1.$$

$$(4.1.10) \quad V_i \equiv P_i Y_i - \sum_{j=1}^n W_j N_{ij}$$

그러므로 i 번째 기업의 최적화 문제는 식(4.1.11)로 요약되며 그 해로써 얻어지는 노동수요량 N_{ij}^D 는 식(4.1.12)와 같이 얻어진다²⁷⁾.

$$(4.1.11) \quad \underset{N_{ij}}{Min} \sum_{j=1}^n W_j N_{ij} \quad \text{s.t.} \quad Y_i = \left(\sum_{j=1}^n N_{ij}^{(\sigma-1)/\sigma} \right)^{\sigma/(\alpha(\sigma-1))}$$

$$(4.1.12) \quad N_{ij}^D = (\alpha W_j)^{-\sigma} Y_i^{\sigma - \alpha(\sigma-1)} = n^{\sigma/(1-\sigma)} (W_i/W)^{-\sigma} Y_i^{\alpha}$$

제품 수요량을 충족시키기 위하여 이만큼의 노동을 고용하였을 경우 이 기업이 얻을 수 있는 최대이윤은 식(4.1.13)과 같으며 이를

26) 여기서 σ 는 要素間的 代替彈性, $1/\alpha$ 는 規模의 收益率(rate of return to scale)을 나타낸다.

27) 여기서 $W = \left(\frac{1}{n} \sum_{j=1}^n W_j^{1-\sigma} \right)^{1/(1-\sigma)}$ 는 평균임금 수준이다. 이 노동 수요량을 생산함수에 대입하여 정리하면 i 번째 기업이 공급하는 제품의 수량 Y_i^S 은 곧 그 제품에 대한 수요량 Y_i^D 와 동일함을 알 수 있다.

다시 최대화시키는 상대가격 P_i/P 는 식(4.1.14)²⁸⁾로 정해진다.

$$(4.1.13) \quad V_i \equiv P_i \frac{Y_D}{m} \left(\frac{P_i}{P}\right)^{-\theta} - n^{1-\sigma} W \left(\frac{Y_D}{m}\right)^\alpha \left(\frac{P_i}{P}\right)^{-\alpha\theta}$$

$$(4.1.14) \quad \frac{P_i}{P} = \left[\frac{\alpha\theta}{\theta-1} n^{1/(1-\alpha)} \frac{W}{P} \left(\frac{Y_D}{m}\right)^{\alpha-1} \right]^{1/(1-\theta+\alpha\theta)}$$

$$= \left[a_i \left(\frac{\gamma/m}{1-\gamma} \frac{M}{P} \right)^{\alpha-1} \right]^{1/(1-\theta+\alpha\theta)}$$

라. 不完全 價格認識과 不連續 時間에서 名目價格 上昇率의 近似 (approximation)

결국 식(4.1.14)는 Blanchard·Kiyotaki(1987)의 모형을 푼 결과로서 개별 기업의 連續 時間(continuous time)에서의 최적 상대가격의 결정식이다. 그런데 본 연구의 제량적 분석의 대상은 연속시간에서의 상대가격 자체가 아니라 불연속 시간에서의 개별 소비자가격 상승률 데이터이므로 식(4.1.14)로부터 불연속 시간에서의 최적 명목가격의 상승률 $\pi'_i \equiv \Delta P'_i / P'_{i-1}$ 의 결정식을 도출해 내야 하는데 이를 위해서 다음과 같은 不完全 價格認識의 假定이 필요하다.

각 기업은 t 기에 있어서의 전반적인 물가수준 P_t 를 정확히 알 수 없으며 共有하고 있는 情報集合(information set)에 근거하여 이를 예상할 수 있을 뿐이다. 그러므로 i 번째 기업은 총물가수준이 아닌 총예상물가수준에 대한 상대가격을 정할 수밖에 없다. 즉 i 번째 기업은 t 기의 總物價水準에 대한 기대치 P_t^e (aggregate expected price level)를 형성한 뒤 그에 기초하여 자신의 이윤을 극대화하는 상대가격(desired relative price) $\phi'_i \equiv P'_i / P_t^e$ 을 결정한다. 이로부터 i

28) 여기서 $a_i \equiv \frac{\alpha\theta}{\theta-1} n^{1/(1-\alpha)} \frac{W}{P}$ 를 의미한다.

번째 消費財의 名目價格水準(nominal price level) P_t^i 는 식(4.1.15)와 같이 정해지며 이 식으로부터 개별 소비자가격 상승률 π_t^i 를 결정하는 항등식 (4.1.16)이 얻어진다²⁹⁾.

$$(4.1.15) \quad P_t^i = P_t^\alpha \frac{P_t^i}{P_t^\alpha} \equiv P_t^\alpha \phi_t^i$$

$$(4.1.16) \quad \pi_t^i \equiv \frac{P_t^i - P_{t-1}^i}{P_{t-1}^i} = \pi_t^\alpha + (1 + \pi_t^\alpha) \eta_t^i$$

다음으로 식(4.1.14)에 자연 로그를 취한 뒤 통화량의 로그에 대해 편미분을 하면 식(4.1.17)³⁰⁾이 얻어지며 식(4.1.18)이 성립한다.

$$(4.1.17) \quad \frac{\partial \ln P_t^i / P}{\partial \ln M} = \frac{\alpha - 1}{1 + \theta(\alpha - 1)} \equiv h_m$$

29) 여기서 $\pi_t^\alpha \equiv \frac{P_t^\alpha - P_{t-1}^\alpha}{P_{t-1}^\alpha}$, $\eta_t^i \equiv \frac{P_t^i / P_t^\alpha - P_{t-1}^i / P_{t-1}^\alpha}{P_{t-1}^i / P_{t-1}^\alpha} \equiv \frac{\phi_t^i - \phi_{t-1}^i}{\phi_{t-1}^i}$ 는 i 번째 기업

의 기대 인플레이션을 및 상대가격 증가율을 나타낸다. 식(4.1.16)에 의하면 가격 설정자는 자신의 최적 상대가격 증가율(η_t^i)이 주어졌을 때 기대 인플레이션을(π_t^α)이 높을수록 판매가격의 증가율(π_t^i)을 높게 책정한다. 거꾸로 기대 인플레이션을(π_t^α)이 주어졌을 때 자신의 최적 상대가격 증가율(η_t^i)이 높을수록 판매가격(π_t^i)을 높게 책정한다.

30) 여기서 h_m 은 통화량 증가에 대한 상대가격의 탄성치를 의미하는데 $\theta > 1$, $\alpha \geq 1$ 이라면 h_m 의 값은 0보다 크지만 1보다는 작다. α 가 1보다 큰 규모 체감(decreasing return to scale)의 경제라면 α 가 클수록(규모의 경제가 작을수록), 그리고 θ 가 작을수록(제품간 대체탄력성이 작을수록) h_m 의 값은 커지므로 주어진 통화량 증가에 대해 기업은 상대가격을 높게 책정한다. 반면에 α 가 1보다 작은 규모 체증(increasing return to scale)의 경제에서는 h_m 이 음수이므로 통화량이 증가하여 총수요가 증가할수록 평균생산비는 더 낮아져 상대가격은 더 낮게 책정될 것이다. 그리고 α 가 1이어서 규모 불변(constant return to scale)의 경제라면 h_m 은 0이므로 수요의 변화에 대해 상대가격은 변화하지 않는다.

$$(4.1.18) \quad \frac{\partial P_i/P}{\partial M} = \frac{\partial \ln P_i/P}{\partial \ln M} \cdot \frac{P_i/P}{M} = h_m \frac{P_i/P}{M}$$

그런데 不完全 價格認識의 假定下에서 $P'_i/P_i \simeq P'_i/P_i^\alpha \equiv \phi'_i$ 이며 不連續時間에서는 $\frac{\partial P_i/P}{\partial M} \simeq \frac{\Delta \phi'_i}{\Delta M_t}$ 이므로 (4.1.18)의 近似的 표현 은 $\frac{\Delta \phi'_i}{\Delta M_t} = h_m \cdot \frac{\phi'_i}{M_{t-1}}$ 이다. 이로부터 $\frac{\Delta \phi'_i}{\phi'_{t-1}} = h_m \frac{\Delta M_t}{M_{t-1}} = h_m \dot{M}_t$ 의 관계가 성립하며 이 결과를 이용하여 i 번째 제품의 명목가격 상승 률 π'_i 는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$(4.1.19) \quad \begin{aligned} \pi'_i &\equiv \pi_i^\alpha + (1 + \pi_i^\alpha) \eta'_i \equiv \pi_i^\alpha + (1 + \pi_i^\alpha) \frac{\Delta \phi'_i}{\phi'_{t-1}} \\ &= \pi_i^\alpha + (1 + \pi_i^\alpha) h_m \dot{M}_t \\ &= h_m \dot{M}_t + \pi_i^\alpha + \pi_i^\alpha \cdot h_m \dot{M}_t \end{aligned}$$

이 식에서의 확률변수는 오직 기대 인플레이션을 π_i^α 밖에 없으므로 개별 소비자가격 상승률은 통화량 증가에 의한 確定的(deterministic) 部分과 確率變數(random variable)인 기대 인플레이션 率, 그리고 양자가 相乘作用을 일으키는 부분으로 區分된다. 이 때 인플레이션 期待心理가 漫然되어 π_i^α 가 클수록 통화량 증가가 개별 가격 상승에 미치는 영향은 더욱 커진다. 또한 인플레이션 期待가 실제 인플레이션과 같은 방향으로 움직인다면, 통화량 증가는 인플레이션을 높을수록 실질생산보다는 인플레이션으로, 물가가 안정될수록 인플레이션보다는 실질생산의 증가로 歸着될 것이므로 Ball·Mankiw·Romer(1988)의 인플레이션－실질생산의 相衝關係(in-

flation-output trade-off)를 설명할 수 있게 된다³¹⁾.

한편 製品間의 대체 탄력성이 작아서 각 기업의 市場占有력이 클수록, 즉 θ 가 작을수록, 명목통화량 증가에 대한 상대가격의 탄력성인 h_m 의 값이 커지므로 최종적인 개별가격 상승률은 통화량에 대해 더욱 민감하게 반응한다. 이는 시장점유력이 큰 기업일수록 가격조정이 수요변화에 기초할 誘因(incentive)이 크다는 Rotemberg · Saloner(1987)의 이론적 결과와도 일치한다³²⁾.

그리고 生産技術上의 規模收益率 $1/a$ 가 클수록 h_m 은 작아지므로 동일한 명목통화 증가에 대응하는 가격 상승 폭은 작아진다. 이는 규모수익률이 큰 경제일수록 명목총수요의 변화에 대해서는 가격 상승을 통한 마크업(markup)보다는 이윤의 변화를 통하여 흡수할 것이라는 의미를 갖는다.

한편 π_i^e 의 분산은 기대 인플레이션을 π_i^e 의 분산이 클수록 커질 것이므로 각 기업의 기대 인플레이션율이 서로간에 많은 편차가 있을수록 개별 소비자가격 상승률의 편차도 커질 것임을 알 수 있다. 또한 기대 인플레이션율의 분산이 동일하더라도 시장점유력이 크거나 그리고/또는 규모 수익률이 작아 h_m 이 클수록, 그리고 통화량 증가율이 급격히 늘어날수록 개별 소비자가격 상승률의 편차는 커진다.

기본모형에 따른 가격 증가율 결정식인 식(4.1.19)는 이와 같이 다양한 이론적 시사점을 주고 있지만 개별 소비자물가 상승률의 경험적 분포의 비정규적 특징을 설명하지는 못한다. 위에서 언급한

31) 그러나 제 V장에서 설명하는 바와 같이 이 현상은 정규-정규 혼합분포 모형으로는 파악되지 못하며 數値分析에 의한 非正規分布模型을 통해서만 파악될 수 있다.

32) 물론 Rotemberg·Saloner의 논문에서는 가격조정의 頻度(frequency)에 대한 것인 반면 이 내용은 가격조정의 폭(magnitude)에 대한 것이다. 그러나 시장점유력이 클수록 수요변화에 기초하여 가격을 책정(demand base pricing)한다는 결론은 일치한다.

바와 같이 식 (4.1.19)에서의 확률변수는 오직 기대 인플레이션을 π_t^e 밖에 없는데 이것이 정규분포를 따른다고 할 경우, 정규분포를 따르는 π_t^e 의 線形函數인 π_t' 도 역시 정규분포를 따르게 된다. 그러므로 기대 인플레이션을 π_t^e 의 분포가 비정규적이라는 가정을 하지 않는 한 개별 소비자가격 상승률의 비정규적 특징들, 즉 비대칭성, 두터운 꼬리, 유일하지 않은 최빈값 등은 기본모형으로써는 설명할 수 없다. 다시 말하여 π_t' 의 분포가 對稱的이며 두터운 꼬리를 가지고 있지 않은 동시에 uni-modal하다면 π_t' 의 분포 역시 대칭적이고 두터운 꼬리를 가지고 있지 않으며 또한 uni-modal할 것이다.

이상과 같이 Blanchard·Kiyotaki(1987)의 모형에 불완전한 가격인식의 가정을 추가한 우리의 기본모형으로는 소비자 물가지수 분포상의 특징을 설명하기 어렵다. 다음 절에서는 기본모형이 제시하는 이론적 함의를 잃지 않은 채 소비자 물가지수 분포상의 비정규적 특징을 포착할 수 있는 새로운 가격결정 모형을 제시하고자 한다.

2. 價格決定의 擴張模型

가. 擴張模型의 假定

확장모형에서는 앞 절의 기본모형에서 설명한 諸假定들을 그대로 받아들이는 외에 추가적으로 다음과 같은 가정을 필요로 한다.

앞에서 강조한 바와 같이 본 연구는 異質的인 複數(multiple)의 요인에 의해 가격 변화가 초래됨을 전제로 하고 있다. 보다 구체적으로 말하여 확장모형에서는 경제 내의 가격 설정자들이 이윤을 극대화하기 위하여 명목가격 및 상대가격을 결정한다는 점에서는 동질적이나 비용측면의 여건이 서로 다르다는 점에 있어서는 이질적일 수 있음을 허용하고 있다.

기본모형에서는 기업의 생산요소가 오직 가계가 제공하는 노동에

국한되어 있었지만 확장모형에서는 모든 기업이 노동 이외에 산업고유(industry specific)의 생산요소를 필요로 한다고 가정한다. 그리고 이들 기업고유의 생산요소의 가격은 경제외부로부터의 가격충격에 의하여 영향을 받을 수 있다.

예를 들어 석유화학제품을 생산하는 기업과 의복을 생산하는 기업이 필요로 하는 외부 생산요소는 서로 다르므로 원유나 綿絲 등 요소가격의 변화에 따라 이들 두 기업이 생산하는 제품의 가격도 서로 다른 모습으로 움직일 것이다. 만약 綿絲의 가격이 급변하였다 하더라도 그것은 석유화학제품의 생산비에는 별다른 영향을 주지 않을 것이며 국제원유가가 급등락한다면 그것은 綿絲보다는 석유화학제품의 가격에 직접적인 영향을 줄 것이다. 이러한 공급측면의 서로 다른 비용여건은 다음과 같이 표현할 수 있다.

한 경제가 필요로 하는 外部生産要素는 모두 $K (< \infty)$ 가지가 있다고 할 때 $\iota_i(k)$ ($i=1, \dots, N, k=1, \dots, K$)는 i 번째 기업이 k 번째 外部生産要素를 사용할 경우 $\iota_i(k)=1$ 을, k 번째 外部生産要素를 필요로 하지 않는다면 $\iota_i(k)=0$ 을 부여하는 指示函數(indicator function)라 하자. 그리고 i 번째 기업이 사용하는 外部生産要素의 가짓수를 $K_i \equiv \sum_{k=1}^K \iota_i(k)$ 라고 표시한다.

經濟 內의 N 개의 기업은 여러 가지의 外部生産要素를 사용할 수 있는 동시에 한 생산요소는 여러 기업에 의해 사용될 수 있다. 그런데 한 기업이 각각 어떠한 外部生産要素들을 사용하는가 하는 것은 경제의 산업구조에 의하여 이미 정해져 있다. 그리고 동일한 산업에 속하는 기업들은 대체로 비슷한 종류의 外部生産要素를 사용할 것이다. 그러므로 모든 i 와 k 에 대하여 다음의 부등호가 성립한다.

$$K_i < K, \quad \forall i, \quad \sum_{i=1}^N \iota_i(k) < N, \quad \forall k.$$

이 부등호가 의미하는 것처럼 각 기업은 전체 外部生産要素의 일

부만을 사용하며, 각 外部生産要素는 일부 기업에 의해서만 사용된다. 따라서 어떤 外部生産要素의 가격이 공급충격에 의해 급변할 때 그것은 그 생산요소를 사용하는 일부 기업의 생산비에만 직접적인 영향을 줄 따름이다.

i 번째 기업은 j 번째 가계에 W_j 의 임금을 지불하여 N_{ij} 만큼의 노동을 고용하는 것은 물론 k 번째 外部生産要素를 단위당 S_k 의 가격으로 G_{ik} 만큼 구입하는데 공급충격으로 S_k 가 변화한다면 k 번째 생산요소를 사용하는 기업에 대해서만 가격변화 요인이 발생한다. 또한 外部生産要素의 가격변화는 가격 설정자들이 전혀 예상하지 못한 하나의 충격이라는 의미에서 그것은 인플레이션 期待의 형성과 독립적으로 발생하는 사건이라고 가정한다.

나. 家計 및 企業의 最適化 問題와 相對價格의 決定

이상과 같이 확장모형에서 外部生産要素의 사용을 도입한다 하여도 가계의 예산제약(식 (4.1.1)), 효용함수(식 (4.1.2)), 최적화 문제(식 (4.1.3)), i 번째 제품에 대한 수요곡선(식 (4.1.5)) 등은 기본모형과 동일하며 기업의 생산함수가 CES 형태라는 것과 그리고 가계 및 기업이 최적화를 추구한다는 것도 기본모형과 동일하다.

그러나 기업의 생산함수와 이윤함수, 최적화 문제는 각각 다음의 식 (4.2.1), (4.2.2), (4.2.3)과 같이 달라진다.

$$(4.2.1) \quad Y_i = \left(\sum_{j=1}^n N_{ij} \frac{\sigma-1}{\sigma} + \sum_{k=1}^K G_{ik} \frac{\sigma-1}{\sigma} \ell_i(k) \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} a^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad a \geq 1, \sigma > 1$$

$$(4.2.2) \quad V_i = P_i Y_i - \sum_{j=1}^n W_j N_{ij} - \sum_{k=1}^{K_i} S_k G_{ik} \ell_i(k), \quad V_i = \sum_{j=1}^n V_{ij}$$

$$(4.2.3) \quad \underset{N_{ij}, G_{ik}}{\text{Min}} \sum_{j=1}^n W_j N_{ij} + \sum_{k=1}^{K_i} S_k G_{ik}$$

$$st. Y_i^\sigma = \left(\sum_{j=1}^n N_{ij} \frac{\sigma-1}{\sigma} + \sum_{k=1}^K G_{ik} \frac{\sigma-1}{\sigma} \iota_i(k) \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{1}{\alpha}}$$

i 번째 기업은 당면한 수요곡선(식 (4.1.5))에 의해 주어진 수요량을 충족시킨다는 전제하에 자신의 이윤을 극대화한 결과 노동 및 外部生産要素의 수요량을 결정한다³³⁾.

$$\begin{aligned} (4.2.4) \quad N_{ij}^D &= (\alpha W_j)^{-\sigma} Y_i^{\sigma - \alpha(\sigma-1)} \\ &= W_j^{-\sigma} (nW^{1-\sigma} + K_i S_i^{1-\sigma})^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} Y_i^\alpha, \\ G_{ik}^D &= (\alpha S_k)^{-\sigma} Y_i^{\sigma - \alpha(\sigma-1)} \\ &= S_k^{-\sigma} (nW^{1-\sigma} + K_i S_i^{1-\sigma})^{\frac{\sigma}{1-\sigma}} Y_i^\alpha, \end{aligned}$$

이와 같이 생산요소의 투입량을 결정한 i 번째 기업의 이윤은 식 (4.2.5)로 주어지는데 이 기업은 식 (4.2.5)를 다시 극대화시키는 상대가격을 식 (4.2.6)과 같이 결정한다.

$$\begin{aligned} (4.2.5) \quad V_i &= P_i Y_i^D - \sum_{j=1}^n W_j N_{ij}^D - \sum_{k=1}^K S_k G_{ik}^D \iota_i(k) \\ &= P_i \frac{Y_D}{m} \left(\frac{P_i}{P} \right)^{-\theta} - (nW^{1-\sigma} + K_i S_i^{1-\sigma})^{\frac{1}{1-\sigma}} \left(\frac{Y_D}{m} \right)^\alpha \left(\frac{P_i}{P} \right)^{-\alpha\theta} \end{aligned}$$

33) 여기서 S_i 는 i 번째 기업이 지불해야 하는 외부생산요소 가격의 평균지표로서 다음과 같이 집계된다. $S_i = \left(\frac{1}{K_i} \sum_{k=1}^K S_k^{1-\sigma} \iota_i(k) \right)^{\frac{1}{1-\sigma}}$. 이 식에서 정해지는 노동 및 외부 생산요소의 고용량은 i 번째 제품을 수요량 (Y_i^D) 만큼 생산할 수 있는 규모이다.

$$\begin{aligned}
 (4.2.6) \quad \frac{P_i}{P} &= \left[\frac{\alpha\theta}{\theta-1} \left\{ n \left(\frac{W}{P} \right)^{1-\sigma} + K_i \left(\frac{S_i}{P} \right)^{1-\sigma} \right\}^{1/(1-\sigma)} \left(\frac{Y_D}{m} \right)^{\alpha-1} \right]^{1/(1-\theta+\alpha\theta)} \\
 &= \left\{ \frac{\alpha\theta}{(\theta-1)} \left\{ n \left(\frac{W}{P} \right)^{1-\sigma} + K_i \left(\frac{S_i}{P} \right)^{1-\sigma} \right\}^{1/(1-\sigma)} \right. \\
 &\quad \left. \left(\frac{\gamma/m}{1-\gamma} \frac{M}{P} \right)^{\alpha-1} \right\}^{1/(1-\theta+\alpha\theta)}
 \end{aligned}$$

다. 不連續 時間에서 名目價格 上昇率의 近似

식 (4.2.6)은 기본모형에 外部生産要素를 도입한 확장모형으로부터 가계와 기업의 一般均衡 解로써 얻어지는 i 번째 제품의 최적 상대가격이다. 기본모형에서와 같이 불연속 시간에서 불완전 가격인식의 가정하에 식 (4.2.6)과 식 (4.1.16)을 이용하여 명목가격 증가율의 결정식을 얻을 수 있다.

우선 식 (4.2.6)에 자연로그를 취한 뒤 통화량과 k 번째 外部生産要素 가격 S_k^* 의 로그에 대해 각각 편미분하면 상대가격의 통화량에 대한 탄성치는 기본모형의 식 (4.1.17)과 같으며 상대가격의 外部生産要素 가격에 대한 탄성치는 식 (4.2.7)과 같다³⁴⁾.

$$\begin{aligned}
 (4.2.7) \quad \frac{\partial \ln P_i/P}{\partial \ln S_k^*} &= \frac{\partial \ln P_i/P}{\partial S_i} \frac{\partial S_i}{\partial S_k^*} \frac{\partial S_k^*}{\partial \ln S_k^*} \\
 &= \frac{1}{1-\theta+\alpha\theta} \frac{S_k^{1-\sigma} \iota_i(k)}{nW^{1-\sigma} + K_i S_i^{1-\sigma}}
 \end{aligned}$$

34) $\frac{\partial \ln P_i/P}{\partial S_i} = \frac{1}{1-\theta+\alpha\theta} \frac{K_i S_i^{-\sigma}}{nW^{1-\sigma} + K_i S_i^{-\sigma}}, \frac{\partial S_i}{\partial S_k^*} = \frac{1}{K_i} \left(\frac{S_k^*}{S_i} \right)^{-\sigma} \iota_i(k)$

$$= \frac{1}{1 + (\alpha - 1)\theta} \frac{\iota_i(k)}{n \left(\frac{S_*}{W}\right)^{\sigma-1} + K_i} \equiv h_m \cdot \iota_i(k)$$

앞 절에서 언급한 기본모형의 여러 가지 이론적 시사점은 확장모형에서도 그대로 성립한다. 뿐만 아니라 확장모형에서는 다음과 같은 이론적 시사점을 추가적으로 얻을 수 있다.

본 연구에서는 $\alpha > 1$ 을 가정하고 있으므로, i 번째 기업이 k 번째 외부생산요소를 사용하고 있는 한(즉 $\iota_i(k) = 1$), k 번째 외부생산요소의 가격 S_* 의 상승에 대하여 i 번째 제품의 상대가격은 상향조정 된다(즉 $h_m > 0$). 그리고 소비에 있어 제품간 대체탄력성(θ)이 작을수록, 규모의 수익률이 작을수록(α 가 클수록) 동일한 요소가격 상승에 대해 상대가격은 더 많이 올라간다. 그러므로 h_m 는 α 와 θ 의 크기에 대하여 상대가격의 통화량에 대한 탄성치(h_m)와 동일한 방향으로 반응한다. 즉 상대가격의 변화를 유발시키는 원인이 통화량 이전 요소가격 상승이건 상대가격은 α 가 클수록, θ 가 작을수록 더 많이 상승한다. 그런데 h_m 는 명목 임금수준(W)이 높은 상태일수록 더 커진다. 즉 요소가격이 상승하면 임금이 높을수록 비용을 흡수하지 못하고 가격상승으로 반영한다.

한편 i 번째 제품의 생산에 여러 가지 외부생산요소가 사용될수록(K_i 가 클수록), 그리고 k 번째 요소가격의 수준(S_*)이 이미 높은 상태일수록 요소가격의 상승에 대해 상대가격은 덜 올라간다.

한편 상대가격을 통화량과 外部生産要素 가격에 대해 全微分한 뒤 식 (4.1.16)과 식 (4.2.7)을 이용하여 정리하면 식 (4.2.8)³⁵⁾과 확장모형에서의 최적 상대가격 증가율 결정식 (4.2.9)를 얻을 수 있다.

$$35) \quad \frac{\partial P_i/P}{\partial M} = \frac{\partial \ln P_i/P}{\partial \ln M} \frac{P_i/P}{M}, \quad \frac{\partial P_i/P}{\partial S_*} = \frac{\partial \ln P_i/P}{\partial \ln S_*} \frac{P_i/P}{S_*}$$

$$36) \quad \frac{\partial P_i/P}{\partial M} = h_m \frac{P_i/P}{M}, \quad \frac{\partial P_i/P}{\partial S_*} = h_i(k) \iota_i(k) \frac{P_i/P}{S_*}$$

$$(4.2.8) \quad d(P_i/P) = \frac{\partial P_i/P}{\partial M} dM + \sum_{k=1}^K \frac{\partial P_i/P}{\partial S_k} dS_k$$

$$= h_m \frac{P_i/P}{M} dM + \sum_{k=1}^K h_{ik} \iota_i(k) \frac{P_i/P}{S_k} dS_k$$

$$(4.2.9) \quad \frac{\dot{P}^i}{P} = h_m \dot{M} + \sum_{k=1}^K h_{ik} \dot{S}_k \iota_i(k)$$

이 식이 의미하는 바와 같이 상대가격의 변화를 초래하는 요인은 통화량의 증가(또는 명목 총수요의 증가)와 外部生産要素의 가격변화의 두 가지로 나뉘어진다. 그리고 각각의 원인이 상대가격을 얼마나 증가시키는지 하는 것은 앞에서 설명한 대로 경제를 특성지우는 규모의 수익률이나 대체탄력성과 같은 기초적 파라미터 값들과 기업이 當面하고 있는 임금 및 요소가격의 현재수준에 달려 있다.

기본모형에서와 마찬가지로 불완전 가격인식의 가정하에서는 $P_t^i/P_t \approx P_t^i/P_t^\alpha \equiv \phi_t^i$ 이므로 불연속 시간에서 식 (4.2.10)이 성립³⁶⁾하며 이로부터 식 (4.2.11)과 식 (4.2.12)를 얻는다.

$$(4.2.10) \quad \frac{\partial P_i/P}{\partial M} \approx \frac{\Delta \phi_t^i}{\Delta M_t} = h_m \cdot \frac{\phi_{t-1}^i}{M_{t-1}}$$

$$\frac{\partial P_i/P}{\partial S_k} \approx \frac{\Delta \phi_t^i}{\Delta S_k^*} = h_{ik} \iota_i(k) \frac{\phi_{t-1}^i}{S_{t-1}^*}$$

$$(4.2.11) \quad \Delta \phi_t^i = h_m \frac{\phi_{t-1}^i}{M_{t-1}} \Delta M_t + \sum_{k=1}^K h_{ik} \iota_i(k) \frac{\phi_{t-1}^i}{S_{t-1}^*} \Delta S_k^*$$

$$(4.2.12) \quad \pi_t^i = \pi_t^i + (1 + \pi_t^{\alpha}) h_m \dot{M}_t + (1 + \pi_t^i) \sum_{k=1}^K h_{ik} \dot{S}_k \iota_i(k)$$

식 (4.2.12)에 따르면 기대 인플레이션율과 통화량(또는 총수

요)의 증가, 그리고 요소가격의 상승에 따라 제품의 명목가격이 상승하며 기대 인플레이션율이 높을수록 통화량 및 요소가격의 증가는 더욱 커다란 가격상승을 유발시킨다. 뿐만 아니라 소비자의 선호에 의해 결정되는 제품간의 대체탄력성이 작거나 생산기술상 규모의 수익률이 작을수록, 그리고 임금수준이 높을수록 가격상승의 폭은 더욱 커진다.

라. 重心 인플레이션率 推定에 관한 擴張模型의 示唆點

식 (4.2.12)는 外部生産要素를 사용하여야 하는 독점적 경쟁기업들이 책정하는 명목가격의 상승률이다. 만약 경제외부로부터 공급측면의 가격충격이 발생하여 \dot{S}_i^* 가 0이 아닌 값을 나타낸다면 k 번째 外部生産要素를 사용하는 기업은 통화량과 기대 인플레이션율 이외에도 外部生産要素의 가격변화 $\dot{S}_i^*(\neq 0)$ 를 명목가격 상승률에 반영한다. 그러므로 i 번째 제품의 명목가격 상승률 가운데 外部生産要素의 가격변화, 즉 $\dot{S}_i^*(\neq 0)$ 로 말미암은 부분은 공급충격에 의한 인플레이션이라는 의미를 갖는다.

식 (4.2.12)에 따르면 공급충격이 발생할 경우 명목가격 상승률은 네 가지 요인으로 분해된다. 명목가격 상승률은 통화량 증가에 의한 확정적 부분($h_m \dot{M}_t$), 기대 인플레이션율(π_t^e), 外部生産要素의 가격변화에 의한 부분($\sum_{k=1}^n h_{ik}(k) \dot{S}_i^*$), 그리고 통화량 및 外部生産要素의 가격변화가 기대 인플레이션율과 상승작용을 일으키는 부분($\{h_m \dot{M}_t + \sum_{k=1}^n h_{ik}(k) \dot{S}_i^*\} \pi_t^e$)으로 나누어진다.

한편 외부생산요소의 가격변화가 전혀 없다면, 즉 모든 k 에 대하여 \dot{S}_i^* 의 값이 0이라면 개별 소비재 명목가격 상승률의 결정식은 기본모형의 식 (4.1.19)로 돌아가게 됨을 알 수 있다. 외부생산요소의 가격변화가 전혀 없다는 것은 공급측면의 가격충격이 전혀 발생하지

않는 상태를 의미하는데 이 때 명목가격의 변화는 오직 통화량 증가와 기대 인플레이션율에 의해서만 결정된다.

그러므로 식 (4.1.19)에서 기대 인플레이션율 π_t^e 의 평균값을 $\widehat{\mu}_t^e$ 라고 하면 \dot{S}_t^* 의 값이 0이라는 조건하에서의 인플레이션율은 식 (4.2.13)과 같이 추정된다.

$$(4.2.13) \quad \widehat{\pi}_t^e | \{ \dot{S}_t^* = 0, \forall k \} = \widehat{h}_m \dot{M}_t + (1 + \widehat{h}_m \dot{M}_t) \widehat{\mu}_t^e$$

본장의 제1절 가항에서 언급한 바와 같이 外部生産要素의 가격변화는 인플레이션 期待의 형성과 독립적인 사건으로 가정하였으므로 공급충격이 발생한다는 조건하에서의 인플레이션율의 추정치는, \dot{S}_t^* 의 평균값이 $\widehat{\mu}_t^{*e}$ 일 때 식 (4.2.14)와 같다.

$$(4.2.14) \quad \widehat{\pi}_t^e = \widehat{h}_m \dot{M}_t + (1 + \widehat{h}_m \dot{M}_t) \widehat{\mu}_t^e + (1 + \widehat{\mu}_t^e) \sum_{k=1}^K \widehat{h}_{in,t_i}(k) \widehat{\mu}_t^{*e}$$

그러므로 공급충격에 의해 유발된 인플레이션율은 식 (4.2.14)에서 식 (4.2.13)을 차감한 $(1 + \widehat{\mu}_t^e) \sum_{k=1}^K \widehat{h}_{in,t_i}(k) \widehat{\mu}_t^{*e}$ 로 추정될 것이다. 그리고 다음 장에서 논의하는 바와 같이 공급충격의 존재는 인플레이션율의 확률분포를 혼합분포의 형태로 변형시키는 역할을 하게 된다.

제 V 장 重心 인플레이션率의 測定過程

본 연구에서는 식 (4.2.12), 즉 확장모형의 독점적 경쟁기업의 명목가격 상승률 결정식을 세분류별 소비자 물가지수 월별 상승률 데이터를 사용하여 추정함으로써 重心 인플레이션율을 측정하고 있다. 그런데 식 (4.2.12)를 직접적으로 추정하기는 기술적으로 매우 어렵기 때문에 이를 두 단계에 걸쳐 단순화하여 정규-정규 혼합분포의 형태로 전환시키는 것이 필요하다.

이렇게 단순화된 인플레이션율 결정식은 最尤推定法으로 추정한다. 그런데 最尤推定法을 통한 혼합분포의 추정은 初期값(initial value)에 따라 수렴결과가 크게 좌우되는 경향이 있기 때문에, 초기값에 별로 영향을 받지 않는 것으로 알려져 있는 E-M 알고리즘을 최적화 알고리즘으로 사용하였다.

한편 제 III 장 제 1 절에서 價格 上昇率의 頻度 히스토그램으로부터 증가율이 0%인 빈도 h_0 를 분석에서 제외시켜야 한다고 강조한 것을 想起할 필요가 있다. 본장에서는 실제로 重心 인플레이션율을 측정함에 있어서 이와 같은 명목가격 경직성에 의해 발생한 문제를 어떻게 처리해야 하는지에 대해 설명하였다.

본장에서는 이와 같은 重心 인플레이션율 측정과정에 대해 자세히 설명하고, 측정결과 및 그에 대한 계량적 분석은 제 VI 장에서 논의하기로 한다.

1. 重心 인플레이션率의 推定模型

重心 인플레이션율을 추정하기 위해서는 i 번째 기업의 명목가격

상승률 결정식 (4.2.12)를 계량적으로 추정할 수 있도록 단순화시키는 것이 필요하다. 물론 重心 인플레이션율을 식 (4.2.12)로부터 직접적으로 추정하는 것이 가장 바람직할 것이지만 이 식으로부터 π_t^e 의 확률분포를 구축하는 것은 매우 어렵다. 이를테면 π_t^e 의 우도함수(log-likelihood function)는 數學的 형태로 導出하기가 거의 불가능하다³⁷⁾. 따라서 본 연구에서는 기존의 인플레이션 연구에서 흔히 사용되는 Taylor 近似法에 따라 이 식을 近似시킴으로써 계량모형을 단순화하기로 하였다.

확장모형에서는 π_t^e 의 결정식을 위하여 개별가격 상승률의 항등식 (4.1.16)을 이용하였지만 자연로그의 Taylor 近似法에 따라 이 항등식을 (5.1)과 같이 近似시킬 수 있다.

$$(5.1) \quad \pi_t^e \equiv \frac{P_t^e - P_{t-1}^e}{P_{t-1}^e} \simeq \Delta \ln(P_t^e) = \Delta \ln P_t^e + \Delta P_t^e / P_t^e$$

$$\pi_t^e \simeq \pi_t^e + \phi_t^e$$

이처럼 개별 가격 증가율을 Taylor 근사법으로 근사시킨 뒤 제 IV장에서 논의한 과정을 밟아 개별가격 상승률의 결정식을 도출할 경우 外部生産要素의 가격변화와 기대 인플레이션율이 상승작용을 일으키는 부분인 $\sum_{k=1}^k h_{ik} \pi_t^e(k) \dot{S}_i^* \pi_t^e$ 항이 사라져 식 (4.2.12)는 식 (5.2)로 단순화된다³⁸⁾.

37) 그럼에도 불구하고 식 (4.2.12)로부터 π_t^e 의 확률분포의 우도함수를 직접적으로 도출하려면 數值分析(numerical analysis)에 의한 접근방법을 취하여야 할 것이다. 그러나 이 접근방법은 우도함수의 수렴에 매우 오랜 시간이 걸릴 뿐 아니라 안정적인 수렴결과를 얻기도 매우 어려웠다. 그러므로 數值分析에 의한 중심 인플레이션율의 추정 은 향후의 과제로 미루기로 하였다.

38) 이 도출과정은 제 IV장의 방법을 그대로 따르면 되므로 본문에서 구체적인 도출과정은 생략하기로 한다.

$$(5.2) \quad \pi_t^i = h_m \dot{M}_t + (1 + h_m \dot{M}_t) \pi_t^{ei} + \sum_{k=1}^K h_{ik} \iota_i(k) \dot{S}_t^k$$

이 식에서 개별가격 상승률 π_t^i 를 결정하는 확률변수는 기대 인플레이션을 π_t^{ei} 와 K 개의 外部生産要素의 가격상승률 ($\dot{S}_t^k, k=1, \dots, K$) 들이다. 확장모형의 가정에서 논의한 바와 같이 이들은 서로 상호독립이므로 π_t^i 는 독립적 확률변수들의 線型結合(linear combination)임을 알 수 있다. 그러므로 확장모형을 Taylor 근사법에 따라 단순화시킬 경우 π_t^i 의 확률분포는 결국 π_t^{ei} 및 K 개의 \dot{S}_t^k 의 분포 등 총 $K+1$ 개의 분포를 결합한 혼합분포의 형태를 가진다. 이처럼 外部生産要素의 존재는 π_t^i 의 분포를 혼합분포로 만드는 핵심적인 역할을 하고 있다.

그런데 혼합분포의 추정에 있어서 K 의 값이 무엇인가, 즉 π_t^i 의 분포가 몇 개의 독립적인 분포의 결합으로 구성되어 있는가 하는 문제는 상당히 엄밀한 통계학적 논의를 요한다³⁹⁾. 본 연구에서는 K 가 1이라고, 즉 수많은 공급충격 변수들을 하나로 묶어 대표적인 한가지의 공급충격만이 발생한다고 제한함으로써 이 논의를 迂廻하기로 하였다. 그러므로 식 (4.2.12)에 등장하는 1에서 K 까지의 外部生産要素 가운데 k 번째 外部生産要素 하나만을 남기고 나머지를 무시하면 이 식은 (5.3)으로 단순화된다.

$$(5.3) \quad \pi_t^i = h_m \dot{M}_t + (1 + h_m \dot{M}_t) \pi_t^{ei} + \iota_i(k) h_{ik} \dot{S}_t^k$$

이상과 같은 두 단계의 단순화를 통하여 π_t^i 는 기대 인플레이션을 π_t^{ei}

39) 하나의 혼합분포가 몇 개의 분포의 결합으로 되어 있는가를 추정하는 문제는 최근 활발한 연구가 진행되고 있는 분야 중 하나이다(Richardson · Green(1997)).

와 공급충격 \dot{S}_i^* 이 통화증가율 \dot{M}_i 및 이에 대한 가격상승률의 탄성치 h_m 을 媒介로 線型結合된 것임을 알 수 있다. 그러므로 π_i^* 의 분포는 이들 두 변수(π_i^* 와 \dot{S}_i^*)가 따르는 독립적인 두 개의 분포를 결합한 식 (2.1)과 같은 혼합분포의 형태를 가진다.

다음으로 i 번째 기업을 어떤 특정 기업이 아닌 대표적(representative) 기업으로 간주하였을 때 필요한 가정과 아울러 기대 인플레이션율과 공급충격의 분포에 대한 가정과 식 (5.3)의 표기를 단순화하는 문제에 대해 논의하기로 한다.

확장모형의 가정에서 논의한 바와 같이 한 기업이 어떠한 外部生産要素를 사용하는가는 그 경제의 산업구조에 의하여 이미 정해져 있다. 그러나 研究者의 입장에서는 어떤 특정 기업이 몇 개의 外部生産要素를 사용하고 있는지에 대한 상세한 정보를 가지고 있지 못하다. 식 (5.3)에서는 外部生産要素의 個數를 하나로 제한하였는데, i 번째 기업이라는 특정 기업이 이 外部生産要素를 사용하는지는 當事者가 아닌 研究者로서는 정확히 알지 못한다. 研究者는 i 번째 기업이라는 특정기업의 가격설정 과정을 관찰하는 것이 아니라 대표적 기업의 가격설정 과정을 관찰하고 있는 것이며, 다만 모든 기업이 이 外部生産要素를 사용하는 것이 아니라 일부 기업만이 사용한다는 사실만을 알고 있을 뿐이다⁴⁰⁾.

이러한 조건을 전제로 하였을 때 지금까지의 논의에 등장하였던 i 번째 기업이라는 특정 기업을 대표적 기업으로 간주함으로써 研究者가 알 수 없는 사항들을 확률적으로 처리할 필요가 있다. 특히 식

40) 예를 들어 동전의 表面이 나올 확률을 연구하는 觀察者가 100개의 동전을 한꺼번에 던지는 실험을 한다고 하자. 이 때 관찰자는 동전을 던진 결과 표면이 나올 확률이 1보다 작다는 것은 알고 있지만, 각각의 동전이 表面이 나오는지 또는 裏面이 나오는지를 모두 알아야 할 필요는 없다. 그 관찰자는 대표적인 동전을 던졌을 때 표면이 나오는 사건을 하나의 확률변수로 설정한 뒤 데이터를 사용하여 이를 추정하면 그만이다.

(5.3)에서 확정적 지시함수였던 $\zeta_i(k)$ 는 확률변수로 대체되어야 한다. 이렇게 대체된 확률변수를 λ 라고 할 때 그것은 대표적 기업이 外部生産要素를 사용하고 있을 경우에는 1을, 그렇지 않을 경우에는 0을 부여하는 확률변수로서 1을 부여할 확률은 α 이다⁴¹⁾.

그러므로 外部生産要素의 가격충격이 발생하였을 때 그로부터 직접적인 영향을 받는 산업에 속하는 기업들이 전체 기업에서 차지하는 비율, 다시 말해 공급충격에 노출된 기업들의 비율은 α 이다. 개별기업이 생산하는 제품은 물가 바스켓에서 동일한 가중치를 부여받고 있으므로 α 는 공급충격에 따라 가격이 변화하는 제품들의 가중치의 합계라는 의미를 갖는다. 따라서 α 는 공급충격이 물가에 미치는 영향이 얼마나 광범위한가를 나타내는 지표로 해석될 수도 있다.

이처럼 λ 는 대표적 기업에게 공급충격이 발생하는가, 또는 대표적 기업이 공급충격에 노출되어 있는가를 識別하는 확률변수의 역할을 한다. 또한 대표적 기업이 공급충격에 노출되는 사건을 확률변수로 처리함으로써 본 연구에서는 에너지 또는 식품 등 일부 특정산업만이 산업별 요소가격 충격에 당면하는 것이 아니라 모든 기업이 공급측면의 가격충격에 당면할 수 있음을 가정하고 있다.

다음으로 식 (5.3)의 기대 인플레이션을 π_t^e 를 Y 로, 外部生産要素의 가격변화를 S_t^* 와 그것의 명목 가격상승률에 대한 탄성치 $h_{i,k}$ 를 하나로 묶어 X 로 표기하며 이들은 각각 정규분포를 따른다고 가정한다. 그 가운데 확률변수 X 는 外部生産要素의 가격변화에 따라 대표적 기업의 명목가격 상승률이 어떻게 변하는지를 나타내는 것으로서 공급충격에 의한 인플레이션율의 크기, 즉 공급 인플레이션율을 의미한다.

그리고 기대 인플레이션을 Y 와 공급 인플레이션을 X , 그리고 대

41) 이러한 확률분포를 베르누이(Bernouilli) 분포라고 하는데 1의 값을 가질 확률이 α 인 베르누이 분포를 $Ber(\alpha)$ 로 표시한다.

표적 기업이 공급충격에 노출되었는가를 결정하는 λ 는 상호 독립적 (mutually independent)이라고 가정한다. 우선 기본모형의 가정 (제 IV 장 제1절 가항)에서 설명한 바와 같이 인플레이션 期待는 그 기업이 어떠한 산업에 속하고 있는가에 관계없이 서로 독립적으로 동일 (independently and identically) 하게 형성된다 (Y 와 λ 는 독립). 그리고 공급충격은 개별 기업이 총물가 수준 (aggregate price level)에 관한 인플레이션 期待를 형성한 뒤에 갑자기 찾아오는 하나의 충격으로서, 이는 경제외부요인에 의해서만 결정될 뿐, 국내경제의 산업구조 및 국내 기업의 인플레이션 期待와는 무관하게 발생한다 (X 와 λ , X 와 Y 는 독립). 끝으로 대표적 기업의 명목가격 상승률을 Z 로, 식 (5.3)에서 미지의 상수였던 $h_m \dot{M}_t$ 를 a 로 표시하면 식 (5.3)은 식 (5.4)로 고쳐 쓸 수 있다.

$$(5.4) \quad Z = a + (1+a)Y + \lambda X$$

$$X \sim N(X: \mu_x, \sigma_x^2), Y \sim N(Y: \mu_y, \sigma_y^2), \lambda \sim Ber(a)$$

식 (5.4)는 기대 인플레이션을 Y , 공급충격의 크기 X 의 분포를 정규분포로 가정하고 있다. 이들을 非正規 분포로 가정하려 하였을 때 무수히 많은 비정규분포 가운데 어떤 형태의 비정규분포가 가장 타당한지를 결정해야 하는데 이에 대해 경제이론은 아무런 방향을 제시하여 주지 않고 있다. 重心極限整理에 따르면 정규분포는 무수히 많은 微微한 (negligible) 잡음들이 모여서 형성하는 분포이므로 기대 인플레이션율의 분포가 정규분포를 따른다는 가정은 무수히 많은 가격 설정자들의 기대 인플레이션을 가운데 확률적으로 특별히 중요한 영향력을 가지는 것은 없다는 의미이다. 다시 말하여 일부의 기업들이 가지고 있는 기대 인플레이션율이 다른 기업의 인플레이션 期待 형성에 특별히 중요한 영향을 미치지 않는으며 모든 사람의 기

대 인플레이션율은 어떤 일정한 규칙없이 평균값 μ , 를 중심으로 無作為(random)的으로 흩어져 있다는 의미이다.

한편 공급충격의 크기 X 가 정규분포라 하는 것도 무수히 많은, 微細한 經濟外部的 雜音들에 의해 공급충격의 크기가 결정됨을 의미한다. 이는 다시 말하여, 국내의 독점적 경쟁기업이 경제외부에서 일어나는 外部生産要素의 결정과정에 대해 체계적으로(systematically) 이는 바가 없음을 의미하기도 한다.

그리고 기대 인플레이션율와 공급 인플레이션율을 정규분포로 가정함은 이들 분포가 對稱的임을 가정하는 것이기도 하다. 즉 기대 價格衝擊分布나 공급충격의 크기의 분포가 예를 들어 오른쪽으로 치우친 모습을 가진다거나, 특정한 형태의 비정규분포를 따른다는 가정을 事前的으로 하지 않는다는 의미이다.

이처럼 기대 인플레이션율 Y 와 공급충격 X 가 對稱的인 정규분포를 따른다고 가정하여도 식 (5.4)의 명목가격 상승률 Z 의 분포는 비정규적 특징들(오른쪽으로 치우친 비대칭성, 두터운 꼬리 등)을 나타냄을 시뮬레이션 분석으로 보일 수 있다(朴宗奎(1997b)). 그러므로 식 (5.4)의 명목가격 상승률 결정식은 우리가 관찰하는 소비자 물가지수의 분포상의 비정규적 특징들을 표현할 수 있다.

나. 重心 인플레이션率 推定模型의 estimability 問題

확장모형에서의 명목가격 상승률 결정식인 식 (4.2.12)에 비해 식 (5.4)의 형태는 매우 단순화되어 계량분석 작업 또한 수치분석에 비해 매우 간단해지고 있다. 그러나 단순화의 代價로 식 (4.2.12)가 가지는 풍부한 이론적 시사점 가운데 상당부분을 잃을 수밖에 없다. 그 결과 우리는 需要要因(통화량 및 인플레이션 期待)에 의한 인플레이션율, 즉 重心 인플레이션율의 평균값과 분산, 供給 인플레이션율의 평균값과 분산, 그리고 공급충격에 노출될 확률의

다섯 가지 母數만을 분리하여 추정해 낼 수 있을 뿐이다. 이를 보다 구체적으로 설명하면 다음과 같다.

식 (5.4)를 식 (5.5)으로 다시 써보면 명목가격 상승률 Z 는 정규분포를 따르는 두 개의 확률변수를 베르누이 분포를 따르는 λ 에 의해 결합시킨 것이라는 점이 보다 명확해진다.

$$(5.5) \quad Z = (1 - \lambda)\{a + (1 + a)Y\} + \lambda\{a + (1 + a)Y + X\}$$

그리고 식 (5.6)과 같이 변수들을 정의하면 명목가격 상승률 Z 는 식 (5.7)로 나타나며 그 확률밀도함수는 전형적인 정규-정규 혼합분포(normal-normal mixture distribution)의 형태(식 (5.8))로 나타난다.

$$(5.6) \quad Z_0 \equiv a + (1 + a)Y \sim N(Z_0 : m_0, \sigma_0^2),$$

$$Z_1 \equiv a + (1 + a)Y + X \sim N(Z_1 : m_1, \sigma_1^2),$$

$$m_0 \equiv a + (1 + a)\mu_y, \quad \sigma_0^2 \equiv (1 + a)^2 \sigma_y^2,$$

$$m_1 \equiv a + (1 + a)\mu_y + \mu_x, \quad \sigma_1^2 \equiv (1 + a)^2 \sigma_y^2 + \sigma_x^2$$

$$(5.7) \quad Z = (1 - \lambda)Z_0 + \lambda Z_1$$

$$(5.8) \quad p(z) = (1 - \lambda)N(z : m_0, \sigma_0^2) + \lambda N(z : m_1, \sigma_1^2)$$

식 (5.8)은 우리가 추정할 1995년 기준 개별 소비자 물가지수의 價格衝擊 分布의 확률밀도함수이다. 이 식은 서론에서 소개한 복해산 넘치의 크기를 분석하는 혼합분포인 식 (1)과 동일한 형태로서

最尤推定法을 사용하여 식 (5.8)의 母數인 $a, m_0, m_1, \sigma_0^2, \sigma_1^2$ 등을 추정할 수 있다.

앞에서 논의한 바와 같이 식 (5.7)의 λ 는 대표적 기업이 공급충격에 노출되어 있는지를 識別하는 확률변수이다. 즉 $\{\lambda=1\}$ 이라면 기업이 공급충격에 노출된다는 것, 즉 대표적 기업에게 공급충격이 발생한다는 것이며 $\{\lambda=0\}$ 이라면 기업이 공급충격에 노출되지 않는다는 것, 즉 대표적 기업에게 공급충격이 발생하지 않는다는 것이다.

식 (5.7)에서 $\lambda=0$ 이면 Z 는 Z_0 , $\lambda=1$ 이면 Z 는 Z_1 이다. 그러므로 대표적 기업에게 공급충격이 발생하느냐 하지 않느냐에 따라 인플레이션율의 확률분포는 평균과 분산이 서로 다른 별개의 정규분포를 따르게 된다.

그러므로 공급충격이 발생하지 않는다는 조건($\{\lambda=0\}$ 하에서 인플레이션율의 條件附 平均(conditional mean)과 條件附 分散(conditional variance)은 각각 m_0, σ_0^2 이며 공급충격이 발생한다는 조건($\{\lambda=1\}$) 하에서의 그것은 각각 m_1, σ_1^2 이다.

$$(5.9) \quad m_0 = E(Z | \lambda=0), \quad \sigma_0^2 = Var(Z | \lambda=0)$$

$$m_1 = E(Z | \lambda=1), \quad \sigma_1^2 = Var(Z | \lambda=1)$$

그런데 식 (5.6)을 살펴보면 m_1 에는 需要要因에 의한 인플레이션율은 물론 供給 인플레이션율이 섞여 있음을 알 수 있다. 이 가운데 供給 인플레이션율의 기대치와 분산은 X (식 (5.3)에서 $h_{ix} S_i^*$)의 평균과 분산인 $\mu_x = m_1 - m_0, \sigma_x^2 = \sigma_1^2 - \sigma_0^2$ 이므로 이들은 각각 $\hat{\mu}_x = \hat{m}_1 - \hat{m}_0, \hat{\sigma}_x^2 = \hat{\sigma}_1^2 - \hat{\sigma}_0^2$ 로 추정할 수 있다. 그러나 정규-정규 혼합분포 모형으로는 需要要因 가운데 통화량 또는 명목 총수요의

증가에 기인하는 부분(a)과 기대 인플레이션을 (μ_y)이 非線型的으로 결합된 m_0 만을 추정할 수 있을 뿐 이들을 분리하여 추정하지는 못한다.

이러한 정규-정규 혼합분포의 estimability 문제는 개별가격 상승률의 항등식을 식 (5.1)과 같이 Taylor 근사하였기 때문에 발생하는 문제로서 需要要因의 인플레이션을 보다 細分하여 분리추정해 내지 못한다는 것⁴²⁾일뿐 인플레이션을 가운데 需要要因에 의한 인플레이션율과 공급 인플레이션율은 분리추정해 낼 수 있다.

2. E-M 알고리즘(Expectation-Maximization algorithm)

정규-정규 혼합분포의 추정에 대한 방법론은 매우 오래 전부터 발전하여온 만큼 그 방법도 여러 가지가 있다. 본 연구에서는 이 가운데 最尤推定法을 사용하여 혼합분포의 모수들, 즉 식(5.8)에서의 a , m_0 , m_1 , σ_0^2 , σ_1^2 들을 추정하고 있다. 最尤推定法으로 정규-정규 혼합분포를 추정할 때 技術的으로 문제가 되는 점 가운데 하나는 최적화 문제의 收斂(convergence) 與否에 관한 것으로서 尤度函數(likelihood function)의 表面(surface)이 복잡할수록 모수들의 초기값을 어떻게 주느냐에 따라 수렴결과가 크게 좌우될 수 있다 (Redner·Walker(1984)).

E-M(Expectation-Maximization) 알고리즘은 Dempster·Laird·Rubin(1977)에 의해 널리 알려지기 시작한 최적화 방법으로서 尤度函數가 주어졌을 때 그로부터 기대치 형성단계(Expectation-step)와 최대화 단계(Maximization-step)의 두 가지 단계를 반복하여 수행함으로써 수렴점, 즉 최적점을 찾아내는 방법이다. E-M

42) 즉 기대 인플레이션율(π_t^e), 통화증가에 대한 인플레이션율의 탄성치(h_m), 공급충격에 대한 인플레이션율의 탄성치(h_n)등을 따로 추정할 수는 없다.

알고리즘은 초기값을 어떻게 주든 매우 안정적(reliable)으로 최적점에 수렴하는 성질을 가지고 있으며 이 점이 바로 초기값에 따라 수렴결과가 좌우되는 餘他의 최적화 알고리즘에 비해 E-M 알고리즘이 가지는 가장 중요한 장점이라고 할 수 있다. 예를들어 최적화 알고리즘으로 널리 사용되고 있는 뉴턴-랩슨(Newton-Raphson) 알고리즘은 초기값에서 출발하여 傾斜가 가장 급한 방향으로 우도함수의 최적점을 찾아 나가다가(steepest descent method) 우도함수가 수렴하지도 않으면서 더 이상 최적화되지도 않을 경우 이제까지 찾아오던 값들을 포기하고 白紙狀態에서 초기값을 무작위적으로 설정한 다음 최적점을 새로이 찾아가기 시작한다. 이럴 때마다 우도함수는 감소할 수 있다. 그러나 E-M 알고리즘은 언제나 우도함수의 값을 증가시키며 적어도 局地的(local) 또는 전체적(global) 최적점에 가까운 영역(neighborhood)까지 찾아낼 수 있다(Boyles(1983)).

E-M 알고리즘은 線型收斂(linear convergence)하므로 수렴속도는 최적화 초기단계에서는 상당히 빠르지만 최적점 가까이에서 특히 우도함수의 형태가 평평(flat)할 경우에는 매우 느려질 수 있다. 그러므로 최적화의 초기단계에서는 E-M 알고리즘을 사용하다가 최적화가 어느 정도 이루어진 뒤 통상적인 뉴턴-랩슨 알고리즘으로 전환할 것을 원하는 경우가 많다(Shumway·Stoffer(1991), Redner·Walker(1984), Watson·Engle(1983), Engle·Watson(1985)등) Redner·Walker(1984)는 식 (5.10)에서처럼 m 개의 정규분포 $p_i(z | \phi_i)$, $i=1, \dots, m$ 를 결합한 혼합분포 $p(x | \Phi)$ 를 最尤推定法으로 추정함에 있어서 E-M 알고리즘을 적용하고 있다. 여기서 x 에 대한 관측치는 N 개(z_1, \dots, z_N)이며 추정하여야 할 혼합분포의 모수들은 α_i 및 $\phi_i \equiv \{\mu_i, \sigma_i^2\}$ ($i=1, \dots, m$)이다⁴³⁾.

43) 본 연구에서 추정하려는 정규-정규 혼합분포는 두 개의 정규분포를 결합한 것이므로 m 값은 2이다.

$$(5.10) \quad p_i(z | \phi_i) = \sum_{i=1}^m \alpha_i p(z | \phi_i),$$

$$p_i(z | \phi_i) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} (\det \Sigma_i)^{1/2}} e^{-\frac{1}{2}(z - \mu_i)' \Sigma_i^{-1} (z - \mu_i)}$$

우선 기대치 형성단계(E-step)에서의 모수들을 $\Phi^E \equiv \{\alpha_i^E, \phi_i^E, i=1, \dots, m\}$ 라 하면 최대화 단계(M-step)에서의 모수들 $\Phi^M \equiv \{\alpha_i^M, \phi_i^M, i=1, \dots, m\}$ 은 식 (5.11)로 정해진다.

$$(5.11) \quad \alpha_i^M = \frac{1}{N} \sum_{k=1}^N \frac{\alpha_i^E p_i(z_k | \phi_i^E)}{p(z_k | \Phi^E)}$$

$$\phi_i^M = \arg \max_{\phi_i \in \Omega_i} \sum_{k=1}^N \log p_i(z_k | \phi_i) \frac{\alpha_i^E p_i(z_k | \phi_i^E)}{p(z_k | \Phi^E)}$$

이를 정규-정규 혼합분포에 대해 적용하면 $\phi_i^M \equiv \{\mu_i^M, \sigma_i^{2M}\}$ 은 다시 (5.12)로 정해진다.

$$(5.12) \quad \mu_i^M = \left\{ \sum_{k=1}^N z_k \frac{\alpha_i^E p_i(z_k | \phi_i^E)}{p(z_k | \Phi^E)} \right\} / \left\{ \sum_{k=1}^N \frac{\alpha_i^E p_i(z_k | \phi_i^E)}{p(z_k | \Phi^E)} \right\}$$

$$\sigma_i^{2M} = \left\{ \sum_{k=1}^N (z_k - \mu_i^M)(z_k - \mu_i^M)' \frac{\alpha_i^E p_i(z_k | \phi_i^E)}{p(z_k | \Phi^E)} \right\} /$$

$$\left\{ \sum_{k=1}^N \frac{\alpha_i^E p_i(z_k | \phi_i^E)}{p(z_k | \Phi^E)} \right\}$$

첫 번째 E-M 단계에서는 모수들의 초기 값 $\Phi^0 \equiv \{\alpha_i^0, \phi_i^0, i=1, \dots, m\}$ 을 Φ_1^E 에 代入한 뒤 식 (5.11)과 (5.12)로부터 Φ_1^M 을 얻는다. 그리고 두 번째 E-M 단계에서는 첫 번째 단계에서의 Φ_1^M 을 두 번째 단계의 Φ_2^E 에 代入한 뒤 다시 식 (5.11)과 (5.12)로부터 Φ_2^M 을 얻는다. 그리고 모수값들이 수렴할 때까지 E-M 과정을 되풀이하여 수행(iteration)한다.

본 연구에서는 식 (5.8)의 정규-정규 혼합분포의 추정을 위해 E-M 과정을 200회씩 반복하여 Φ_{200}^M 을 구한 뒤 이를 초기값으로 하여 통상적인 뉴턴-랩슨 알고리즘으로 돌아가 최적화를 마치는 작업을 하였다.

3. 名目價格 硬直性の 重心 인플레이션率 測定에 관한 示唆點

제Ⅲ장 제1절에서는 重心 인플레이션율의 추정을 위하여 가격변화율이 정확히 0%인 頻度 h_0 를 제외시킨 價格衝擊 分布를 사용하여야 함을 강조한 바 있다. 이에 따라 식 (5.8)의 모수들인 α , m_0 , m_1 , σ_0^2 , σ_1^2 의 값을 추정하는 과정에서도 가격상승률 분포 대신, h_0 를 제외시킨 價格衝擊 分布를 사용하였다.

h_0 는 가격변화요인이 전혀 발생하지 않았거나 또는 가격변화요인이 발생하였음에도 불구하고 가격을 변화시키지 않은 경우, 즉 명목 가격 경직성이 나타나는 경우의 頻度を 의미한다. 그러므로 가격상승률 분포에서 h_0 를 제외시키는 것은 가격상승률분포 가운데 名目價格 硬直性에 拘礙받지 않는 부분만을 추려내는 작업이라 할 수 있다. 반면에 실제 인플레이션율은 식 (3.1)에서 보는 바와 같이 모든

개별지수의 증가율들을 가중평균하고 있으므로 거기에는 당연히 h_0 이 포함된다. 결국 가격상승률분포와 價格衝擊分布는 h_0 로 말미암아서 서로 달라지며, [圖 3.2]가 보여주는 바와 같이 다른 頻度에 비해서 h_0 는 압도적으로 크므로 兩 分布의 차이 또한 작지 않다.

h_0 를 제외시킨 분포, 즉 價格衝擊分布는 需要要因이건 供給要因이건 가격충격이 발생하였을 뿐 아니라, 동시에 그에 대응하여 가격 설정자가 가격을 변화시킨 결과로서의 개별 가격이 어떻게 변하느냐에 대한 분포이다. 그러므로 가격충격분포는 수요측면과 공급측면을 網羅한 가격충격의 분포로 해석되며, 이러한 가격충격에 當面한 가격 설정자는 이를 자신의 메뉴비용과 비교하여, 가격을 조정할 것인지의 與否를 판단할 것이다.

그러므로 價格衝擊分布를 사용하여 추정한 식 (5.8)의 혼합분포는 실제로 결정된 인플레이션율이 아닌, 인플레이션 충격을 설명하는 확률분포이며 分布 母數의 推定值들은 어디까지나 名目價格 硬直性이 實現되기 以前의 상태에서 추정한 결과이다. 예를 들어 \hat{m}_0 는 가격충격 가운데 수요요인에 의한 부분이 얼마인가를 나타내는 추정치이지 실제 인플레이션율 가운데 수요요인으로 설명될 수 있는 부분이 얼마인가를 추정하는 것은 아니다. 그러므로 가격충격분포를 사용하여 혼합분포의 모수들을 추정함으로써 重心 인플레이션율, 즉 식 (5.8)의 \hat{m}_0 을 추정한 뒤, 여기에 다시 $(1-h_0)$ 을 곱해 주어야만이 수요요인에 의해 가격이 '실제로' 변화한 부분을 측정할 수 있다.

다음 장에서 제시한 重心 인플레이션율의 측정치는 \hat{m}_0 이 아닌 $(1-h_0)\hat{m}_0$ 이다.

한편 본 연구에서 추정하려는 공급 인플레이션율은 공급충격 ($m_1 - m_0$)에 의해 '실제로' 가격이 변화한 부분이다. 그런데 수요요인과는 달리 공급충격은 일부 기업에만 해당하므로 공급충격이 얼마나 광

범위한가를 측정하는 계수(α)와 명목가격 경직성에 구애받지 않는 비율($1-h_0$)을 곱하여야 하며 다음 장의 공급 인플레이션율의 측정치는 공급충격의 크기 $\hat{m}_1 - \hat{m}_0$ 가 아닌 $\hat{\alpha}(1-h_0)(\hat{m}_1 - \hat{m}_0)$ 으로 추정된 것이다.

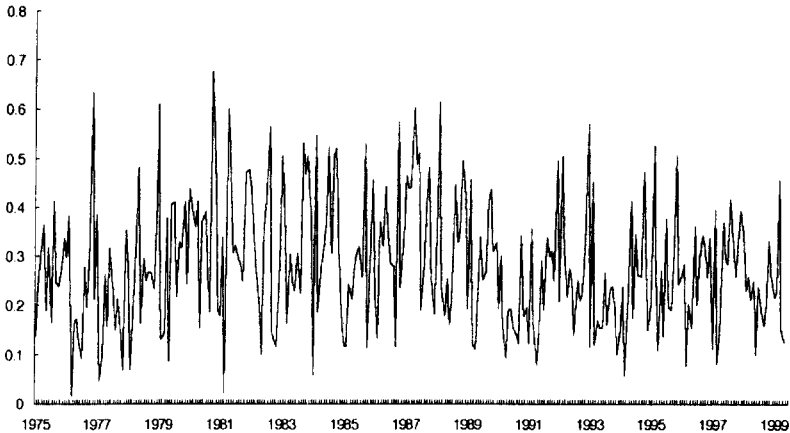
제 VI 장 重心 인플레이션率 測定結果 및 計量的 分析

1. 重心 인플레이션率 測定結果

[圖 6.1]에서 [圖 6.4]는 각각 1995년 기준 509가지 품목별 소비자 물가지수의 전월대비 상승률 분포를 사용하여 위에서 설명한 방법에 의하여 공급충격이 발생하였을 확률, 重心 인플레이션을, 공급충격의 크기 등을 추정한 결과이다.

[圖 6.1]은 공급충격이 발생하였을 확률($\hat{\alpha}$), 또는 우리나라 소비

[圖 6.1] 供給衝擊이 發生하였을 確率의 推定值

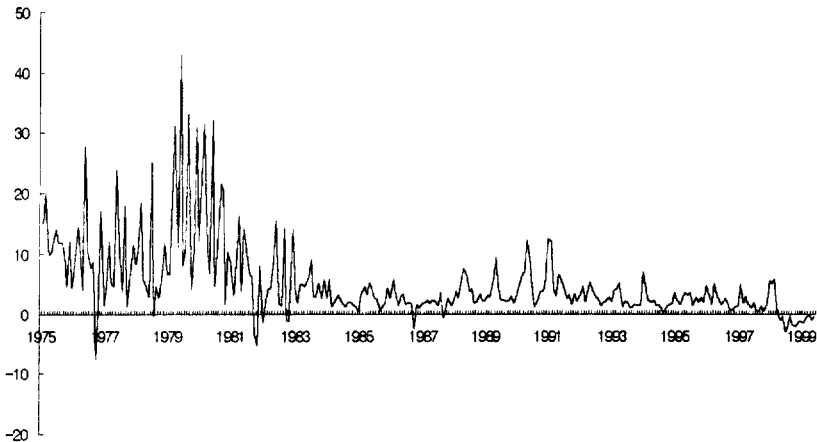


註：1975.2~1999.6

자물가 바스켓에 포함되어 있는 재화와 용역이 공급충격에 노출되어 있을 확률의 추정치이다. 이 확률은 작게는 20%에서 많게는 50~60%에 달하는 것으로 나타나고 있지만 실제 인플레이션율의 역사적 변동 추이와는 뚜렷한 관련이 없는 모습을 나타내고 있다. 그러므로 실제 인플레이션율의 결정에 있어서 중요한 것은 한 시점에서 얼마나 많은 기업이 공급충격에 노출되어 있을 것인가 하는 점보다 공급충격의 크기와 重心 인플레이션율의 크기라고 할 수 있다.

[圖 6.2]는 본 연구의 최종 목표였던 重心 인플레이션율($(1-h_0)\hat{m}_0$)의 추정결과이다. 이 그림으로부터 1975년 2월부터 1999년 6월까지 293개월간의 중심인플레이션율의 추이를 기간별로 다음과 같이 구분⁴⁴⁾할 수 있다. 우선 1975년 2월부터 1979년 2월까지 49개월 동안 重心 인플레이션율은 평균 9.17%를 기록하다가 1979년

[圖 6.2] 重心 인플레이션率 推定值(1975.2~1999.6)



註: 前月對比 年率化 값임.

44) 이와 같은 기간별 구분은 사실상 視角에 의존한 구분에 불과한 것으로서 보다 정확한 구분을 위해서는 엄밀한 통계적 분석이 필요하다.

3월부터 1980년 11월까지 21개월 동안 重心 인플레이션율은 평균 17.69%의 높은 수치를 나타내었다. 그 이후 1984년 3월까지 40개월 동안 重心 인플레이션율은 평균 5.18%로 낮아졌으며 1984년 4월부터 1988년 4월까지 49개월 동안에는 평균 2.23%로 매우 안정되었다가 1988년 5월에서 1991년 8월까지 40개월 동안 평균 4.56%로 다시 높아졌다.

1991년 9월부터 1998년 4월까지 80개월 동안의 重心 인플레이션율은 평균 2.43%였으며 1998년 5월부터 1999년 6월까지 14개월 동안에는 우리나라 인플레이션 歷史上 극히 異例的⁴⁵⁾으로 음수의 값을 지속적으로 유지하여 평균 -1.25%를 기록하였다. 1998년 5월 이후 重心 인플레이션율이 음수로 전환되었다는 것은 외환위기 이후 극도로 침체된 需要要因이 물가에 반영되기 시작하였기 때문이다.

[圖 6.3]은 1975년 2월부터 1999년 6월까지 年率化한 전월대비 실제 인플레이션율과 重心 인플레이션율 추정치를 함께 그린 것이다. 이 그림에 따르면 외환위기 발생 직후인 1998년 1월 전월대비 소비자물가 상승률은 1997년 12월의 연 1.08%에서 연 30.35%

〈表 6.1〉 期間別 平均 實際 인플레이션率과 重心 인플레이션率

(단위: 개월, %)

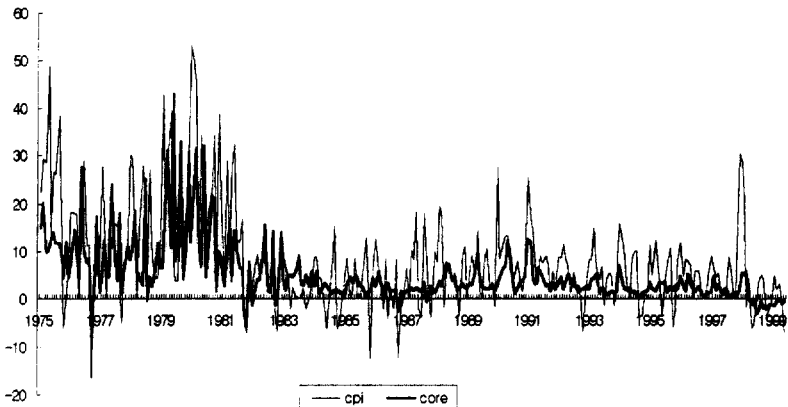
期 間	75.2 ~79.2	79.3 ~80.11	80.12 ~84.3	84.4 ~88.4	88.5 ~91.8	91.9 ~98.4	98.5 ~99.6
個月數	49	21	40	49	40	80	14
重心 인플레이션率	9.17	17.69	5.18	2.23	4.56	2.43	-1.25

45) [圖 14]에 따르면 1975년 2월부터 1998년 4월까지 279개월 동안 중심 인플레이션율이 음수의 값을 나타냈던 경우는 1976년 10월(-7.64%), 1981년 10월(-3.46%)과 11월(-5.37%), 1982년 10월(-1.16%), 11월(-1.20%), 1986년 10월(-2.56%)의 단 6개월에 불과하였으며 음수의 중심 인플레이션율이 2개월 이상 지속되었던 적은 한번도 없었다.

로 대폭 상승하였다. 이는 1981년 6월의 32.30% 이래 199개월만에 가장 큰 폭의 상승률이었다. 그 뒤 1998년 2월에서 3월까지 전월대비 소비자물가 상승률은 각각 연 28.55%, 20.65%만큼 큰 폭의 상승세를 지속하였다. 그러나 같은 기간중 重心 인플레이션율은 1.53%, 5.62%, 5.09%에 불과하였으며 그로부터 2개월 뒤인 1998년 5월부터는 추세적인 디플레이션에 접어들게 되었다. 이는 외환위기 직후 3개월 동안 소비자물가가 급등한 것은 총수요의 급등에 의한 것이 아니라 어디까지나 외환위기에 따른 공급측면의 가격충격에 기인하였음을 시사하고 있다. 이 공급충격은 1979년의 오일쇼크처럼 일부 제품의 가격이 급등한 것이라기보다는 환율급등에 의한 수입물가 및 생산자물가의 급등이라는 經路를 통해 나타난 것으로 생각된다.

[圖 6.4]는 공급충격의 크기($(1-h_0)\hat{\alpha}(\hat{m}_1 - \hat{m}_0)$)의 추정치인데 외환위기 직후인 1998년 1월의 공급충격에 의한 인플레이션율

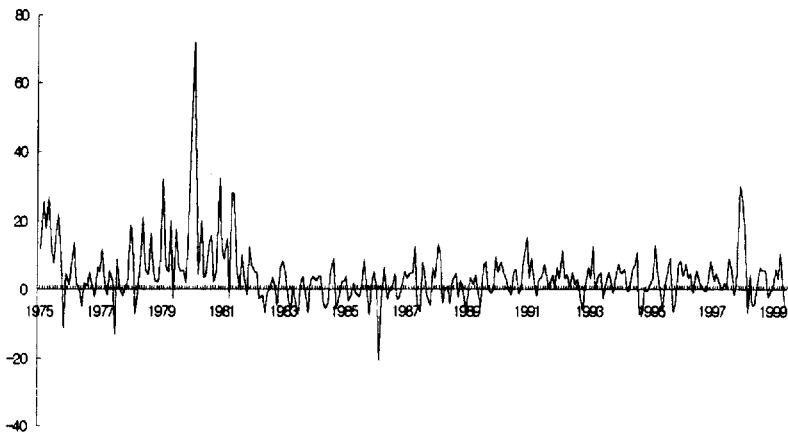
[圖 6.3] 實際 인플레이션率과 重心 인플레이션率의 測定值



註：1975.2~1999.6, 前月對比 年率化값임.

은 전월의 연 0.96%에서 크게 상승한 年 29.20%를 기록하였다. 이는 1980년 2월 공급 인플레이션율이 年 62.76%에 달한 이래 233개월, 즉 19년 5개월만에 가장 큰 폭의 상승이었으며 1975년 이후 인플레이션 역사상 세 번째(1980년 1월의 34.75%가 두 번째였음)로 가장 높은 상승률이었다. 1998년 2월과 3월의 공급인플레이션율은 각각 年 24.4%과 16.09%로서 이 기간중 중심인플레이션율의 안정에도 불구하고 실제 소비자물가 상승률이 20~30%에 달하도록 하는 핵심적인 역할을 하였다.

[圖 6.4] 供給 인플레이션率의 推定值



註：1975.2~1999.6, 前月對比 年率化값임.

2. 기존의 重心 인플레이션율 측정방법과의 비교

[圖 6.2]의 重心 인플레이션율은 需要要因, 즉 통화량 변화와 인플레이션 期待에 의해 발생하는 인플레이션으로서 만약 명목총수요

와 통화량 사이의 관계가 안정적이라면, 그리고 인플레이션 期待도 통화정책에 의해 좌우되는 것이라면, 이 重心 인플레이션율은 通貨의 現狀(monetary phenomenon)으로서의 인플레이션율이라는 의미를 가질 수 있다.

최근 우리나라는 중앙은행이 인플레이션율 목표를 정한 뒤 이를 준수하도록 하는 것을 내용으로 하는 한국은행법을 개정(1998년 4월 1일)한 바 있다. 그러나 서론에서 언급한 바와 같이 통화당국이 책임질 수 있고, 책임져야 하는 인플레이션은 실제 인플레이션율 자체라기보다는 重心 인플레이션율인 것이다. 따라서 중앙은행은 통화관리의 중간목표를 실제 인플레이션율 또는 과거 인플레이션율이 아닌 重心 인플레이션율로 택하는 것이 타당하다고 생각된다.

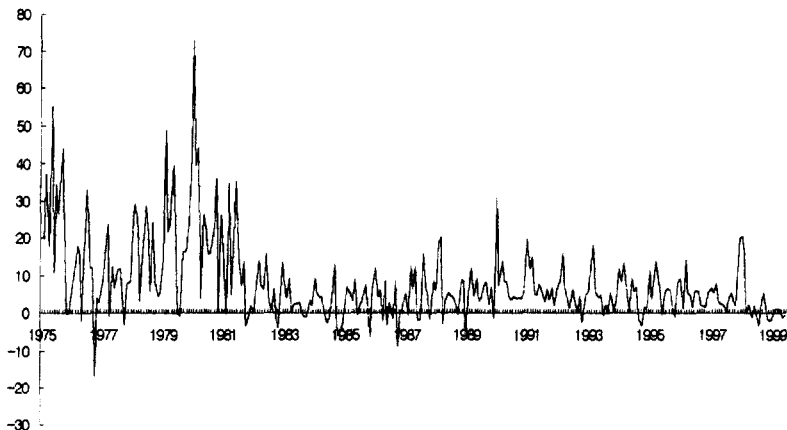
이러한데 국내경기 과열로 인하여 거의 모든 품목의 가격이 전반적으로 상승하고 있다고 판단되면, 즉 重心 인플레이션율이 상승하고 있다면, 총수요의 억제를 위하여 통화기조를 긴축적으로 선회하는 것이 바람직할 것이다. 그러나 총수요와 직접적인 관련이 없는 공급측면의 요인에 의하여 일부 품목의 가격이 급격히 변하면서 전체 물가의 흐름을 주도하고 있다면, 즉 공급충격에 의해 물가가 오르고 있다면, 통화기조를 긴축적으로 선회하여 물가안정 의지를 밝히거나 성장물의 회생을 방지하기 위해 화폐수요의 증가를 수용(accommodation)할 수 있을 것이다. 이러한 판단을 위해서는, 어떤 방법에 의하든, 重心 인플레이션율 및 공급 인플레이션율을 분리하여 추정하는 작업이 필요하다. 그런데 서론에서 언급한 바와 같이 본 연구에서 제안한 방법 외에도 重心 인플레이션율의 추정방법은 여러 가지가 있으므로 이들 가운데 어느 것을 선택해야 하는가라는 문제가 있다.

본장에서는 소비자 물가지수나 생산자 물가지수처럼 총지수 외에 可用한 개별 품목지수 데이터를 사용하는 방법, 즉 중간값(Med로 부르기로 한다)과 절지 샘플 평균값(Trim으로 부르기로 한다)을

구해 보고 이들과 본 연구에서 제안한 [圖 6.2](Core로 부르기로 한다)의 추정치의 통계적 성질을 비교해 보고자 한다. 물론 소비자 물가지수에서 식음료품 및 에너지 관련 지수를 제외시키는 CPI_fe 도 비교의 대상이다. 결국 [圖 6.2]의 추정치와 아울러 모두 4가지 重心 인플레이션율 측정치(CPI_fe, Med, Trim, Core) 가운데 어느 지표가 통화정책의 중간목표로서 유용하겠는가, 소비자 물가지수 자체를 사용하는 것보다 重心 인플레이션율 지표를 사용하는 것이 타당한가를 살펴보는 것이 본장의 목적이다.

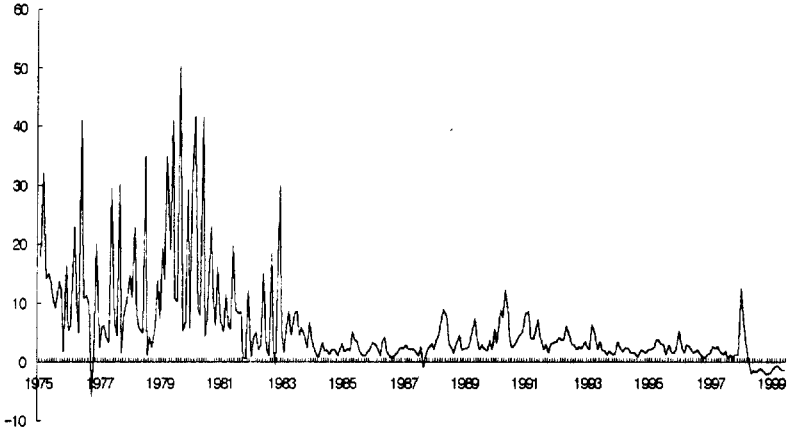
[圖 6.5]에서 [圖 6.7]은 각각 CPI_fe, 중간값의 추정치(Med), 그리고 20% 절지 샘플평균(Trim)의 추정치이다. 이들은 모두 1970년대 말에서 1980년대 초반과 1990년대 초반, 외환위기를 전후한 기간중의 높은 인플레이션을 반영하고 있어 우리가 가지고 있는 인플레이션에 관한 認識과 대체로 잘 符合하고 있는 것으로 보인다.

[圖 6.5] CPI_fe



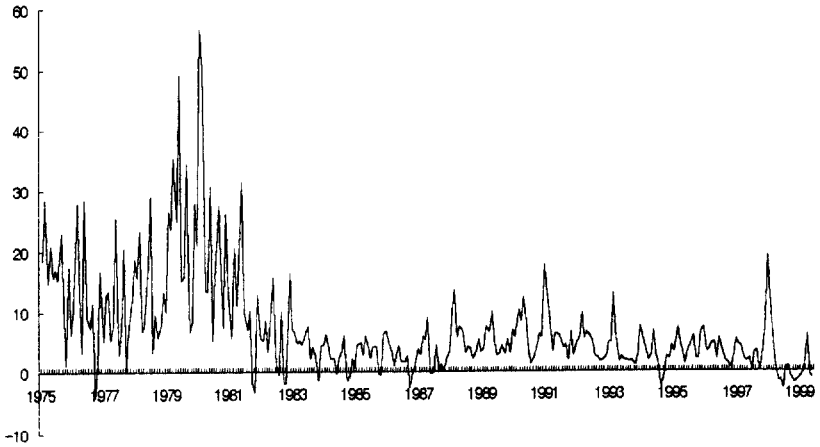
註 : 1975.2~1999.6, 前月對比 年率化값임.

[圖 6.6] 中間값(median)의 推定值



註：1975.2~1999.6, 前月對比 年率化값임.

[圖 6.7] 20% 折枝 샘플 平均의 推定值



註：1975.2~1999.6, 前月對比 年率化값임.

다음에서는 [圖 6.2]의 중심인플레이션을 추정치(Core)의 통계적 성질을 CPI_fe, Med, Trim등 重心 인플레이션을 지표들 및 소비자물가 상승률(CPI)과 비교함으로써 기존의 연구에 의한 방법과 본 연구에서 제안하고 있는 혼합분포모형 추정이라는 새로운 방법이 어떤 차별성을 갖는지에 대해 살펴보고 있다.

가. 인플레이션率의 豫測力

우선 소비자물가 상승률(CPI) 및 CPI_fe, Med, Trim, Core 등의 重心 인플레이션을 지표 가운데 어느 지표가 실제 소비자물가 상승률의 미래 값을 잘 예측할 수 있는지를 살펴보기로 한다.

$$(6.1) \pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \pi_{t-i}^* + \varepsilon_t, \quad t = m+1, \dots, T-f$$

식 (6.1)에서 π_t 는 소비자물가 상승률(CPI), π_t^* 는 인플레이션을 지표로서 이 식은 가장 단순한 형태의 單一變數 인플레이션을 推定式이다.

〈表 6.2〉는 $m=12$ 이고, 이 식의 π_t^* 에 소비자물가 상승률(CPI), CPI_fe, Med, Trim, Core를 각각 대입하였을 때, f 값에 따른 추정식의 \bar{R}^2 이다. 이 표에 나타난 바와 같이 지난 12개월간의 인플레이션을 지표들 가지고 현재의 소비자물가 상승률을 설명함에 있어서 소비자물가 상승률 자신의 과거값보다 重心 인플레이션을 지표들이 우수하다는 점은 特記할 만하다 하겠다. 그리고 重心 인플레이션을 지표 가운데 그동안 널리 사용되어 온 CPI_fe보다는 Med, Trim, Core가 더 우수한 것으로 나타나고 있다. 특히 [圖 6.2]의 Core는 소비자물가를 가장 잘 설명하고 있다.

식 (6.1)의 모수추정 결과로부터 f 개월 이후까지의 소비자물가 상승률을 예측하였을 때의 MSE(mean squared error)는 식 (6.2)로 정의되며 f 값에 따른 MSE의 값은 〈表 6.3〉에 제시되어 있다.

〈表 6.2〉 單一變數 인플레이션率 推定式의 \bar{R}^2

f	CPI	CPI_fe	Med	Trim	Core
6	0.3269	0.3301	0.3395	0.3497	0.3932
12	0.3295	0.3311	0.3388	0.3485	0.3905
18	0.3258	0.3344	0.3475	0.3531	0.4037
24	0.3372	0.3464	0.3617	0.3669	0.4209
30	0.3346	0.3443	0.3602	0.3645	0.4192
36	0.3303	0.3403	0.3564	0.3608	0.4162
42	0.3298	0.3396	0.3576	0.3619	0.4175
48	0.3287	0.3389	0.3572	0.3638	0.4167
54	0.3285	0.3399	0.3599	0.3638	0.4186
60	0.3263	0.3379	0.3574	0.3605	0.4200

〈表 6.3〉 單一變數 인플레이션率 豫測結果의 MSE

f	CPI	CPI_fe	Med	Trim	Core
6	0.8992	0.8125	1.3800	1.0831	0.8100
12	1.0797	0.9794	1.5739	1.2581	0.9180
18	1.0483	0.9249	1.3948	1.1332	0.7547
24	0.8768	0.7420	1.1452	0.9172	0.5021
30	0.8973	0.7568	1.0763	0.8934	0.4699
36	0.9493	0.8172	1.1093	0.9587	0.5087
42	0.9093	0.8057	0.9840	0.8711	0.4171
48	0.8904	0.8079	0.9545	0.8493	0.4031
54	0.9135	0.8363	0.7955	0.7625	0.2356
60	1.0213	0.9096	0.8327	0.8103	0.3416

$$(6.2) \text{MSE}_f \equiv \sqrt{\frac{1}{f} \sum_{i=T-f}^T (\pi_i - \hat{\pi}_i)^2}, \quad \hat{\pi}_i = \hat{\alpha} + \sum_{j=1}^m \hat{\beta}_j \pi_{i-j}^*$$

이 표에 의하면 예측 기간이 6개월에서 60개월 이후의 소비자물가 상승률을 예측함에 있어서 Core가 가장 우수하며, 나머지 重心인플레이션을 지표 가운데 CPI_fe가 6개월에서 48개월 이후의 인

플레이션율을 예측함에 있어서 Med나 Trim보다 우수하고, 36개월 이후까지의 예측기간에서는 소비자가물가 상승률(CPI) 자신이 Med나 Trim보다 우수한 것으로 나타났다.

나. 通貨量과의 關係

통화당국이 실제 인플레이션을 자체가 아닌 重心 인플레이션을 통화관리의 중간목표로 설정하였다면⁴⁶⁾ 본 연구에서 제시한 重心 인플레이션을 추정방법(Core)이 얼마나 유용하게 사용될 수 있을지에 대해 점검해 볼 필요가 있다. 이를 위해서 통화량과 重心 인플레이션을 얼마나 예측할 수 있는지, 그리고 통화량과 重心 인플레이션율 사이의 인과관계(causality)가 어떤 방향에서 성립하는지를 살펴보아야 할 필요가 있다.

통화량의 변화가 미래의 重心 인플레이션율을 잘 예측하지 못한다면, 그리고 통화량으로부터 重心 인플레이션으로의 인과관계가 성립하지 못한다면, 해당 통화지표를 움직임으로써 重心 인플레이션율을 조절하기는 어렵다는 것을 의미한다. 또한 重心 인플레이션율로부터 통화량으로의 인과관계가 성립한다면 해당 통화지표가 과거의 重心 인플레이션율에 의해 교란되거나 영향을 받는 內生性(endogeniety)을 의미한다.

〈表 6.4〉는 1년에 걸친 통화량의 변화가 1년에서 5년 뒤의 인플레이션 지표들을 얼마나 설명할 수 있는지를 살펴본 결과로서 식 (6.

46) 송옥헌(1999)은 기대 인플레이션율을 암묵적 중간목표로 설정하여 통화정책을 운용할 경우 과거 인플레이션율을 중간 목표표로 택하였을 경우보다 인플레이션율을 안정시키는 물론 인플레이션율 및 금리의 변동성을 낮게 유지할 수 있다고 주장하였다. 본 연구에서의 중심 인플레이션율은 通貨的 現狀으로서의 인플레이션율로서 기대 인플레이션율을 포괄하는 개념이며 그 추정방법도 시계열 분석과 전혀 다른 접근방법을 취하고 있다. 그러나 송옥헌의 연구가 인플레이션율 자체가 아닌, 기대 인플레이션율을 중간목표로 택하여야 한다고 주장한 점에 있어서 본 연구와 동일한 視角을 가지고 있다.

3)에서 $m=12$ 이고 K 는 12에서 60까지일 때 각각의 \bar{R}^2 를 정리한 것이다. 이 식에서 통화량은 외환위기 이후 중심 통화지표로 정해진 본원통화(RB)와 총유동성(M3)이며⁴⁷⁾ 분석기간은 총유동성 증가율의 월별 데이터가 可用한 1982년 2월부터 1999년 4월까지이다.

$$(6.3) \quad \frac{1}{K} \sum_{j=1}^K \pi_{t+j}^* = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \frac{M_{t-i+1} - M_{t-i}}{M_{t-i}} + \varepsilon_t$$

이 표에 따르면 본원통화가 다섯 가지 인플레이션율 지표 가운데 그 미래값을 가장 잘 설명할 수 있는 것은 Core이며 그 다음으로는 Med와 Trim, CPI_fe와 CPI의 順으로 나타나고 있다. 한편 총유동성이 미래값을 가장 잘 설명할 수 있는 것은 Med이며 그 다음으로 Core, Trim, CPI_fe, CPI 順으로 나타나고 있다.

이는, 현재 통화정책의 중심지표로 사용되고 있는 본원통화와 총유동성이 가장 잘 예측할 수 있는 인플레이션율 지표는 소비자물가 상승률(CPI) 및 그동안 널리 사용되어 온 CPI_fe보다는 Core, Med, Trim 등의 중심 인플레이션율들이라는 말로 요약할 수 있다. 이 결과는 통화당국이 본원통화나 총유동성의 조절을 통하여 통제할 수 있는 인플레이션은 인플레이션율 자체가 아닌 重心 인플레이션율이라는 서론의 주장을 뒷받침하고 있다.

重心 인플레이션율이 실제 인플레이션율 보다 통화량에 의한 예측력이 높게 나오는 것은 重心 인플레이션율이 실제 인플레이션율 데이터에서부터 통화량과 무관한 高頻度 雜音인 供給 인플레이션율을 제거하고 있기 때문이며, <表 6.4>의 결과는 본 연구에서 제안한 측정방법에 비해 성공적으로 제거하고 있음을 보여주고 있는 것이라고 생각한다.

47) 외환위기를 계기로 우리나라의 통화정책의 중심지표는 종전의 MCT 및 M2에서 본원통화 및 총유동성으로 바뀌었다.

〈表 6.4〉 通貨指標의 未來 인플레이션率에 대한 說明力(82.1~99.4)

K	CPI	CPI_fe	Med	Trim	Core
RB					
6	0.2111	0.2393	0.3486	0.3539	0.3811
12	0.0477	0.1031	0.3699	0.2300	0.3985
18	0.1364	0.2120	0.5074	0.3672	0.5260
24	0.2282	0.3034	0.6327	0.4991	0.6526
30	0.3819	0.3926	0.6474	0.6025	0.7203
36	0.3554	0.3222	0.5253	0.5357	0.6597
42	0.3054	0.2834	0.4006	0.4345	0.5411
48	0.2013	0.1806	0.2722	0.2944	0.3719
54	0.2103	0.2064	0.1908	0.2467	0.2684
60	0.1042	0.1011	0.0548	0.1010	0.1122
M3					
6	0.1249	0.1398	0.4079	0.2144	0.3310
12	0.0794	0.1414	0.5181	0.3475	0.4064
18	0.1498	0.2085	0.5756	0.4103	0.4165
24	0.1638	0.1964	0.6382	0.4728	0.4524
30	0.2583	0.2761	0.6484	0.5327	0.5058
36	0.2748	0.2571	0.6380	0.5213	0.5519
42	0.3531	0.3296	0.6610	0.5618	0.6033
48	0.3408	0.3015	0.5802	0.505	0.5687
54	0.3579	0.3307	0.4791	0.4559	0.5117
60	0.3281	0.3352	0.4478	0.4412	0.4930

다음으로 식 (6.4)는 통화량과 인플레이션을 지표 사이의 인과관계를 가장 단순한 형태의 Granger 인과관계로 살펴보고 있다⁴⁸⁾.

48) 물론 이러한 Granger 인과관계 검정이 과연 진정한 의미의 인과관계를 나타내는 것으로 볼 수 있는가에 대해서는 논란의 여지가 있다. 그러므로 식 (6.4)는 y 의 과거 값들을 포함하였을 때 x 가 y 를 예측할 수 있는나 하는 것을 검정한다고 해석하는 것이 바람직할 것이다. 이 식의 분석기간도 총유동성 전월대비 증가율 데이터가 可用한 1982년 2월부터 1999년 4월까지이다.

〈表 6.5〉는 이 식에서 $m=12$ 일 때 $\gamma_i (i=1, \dots, m)$ 가 동시에 모두 0이라는 귀무가설에 대한 F -검정통계량의 p 값을 제시하고 있다.

$$(6.4) \quad y_t = \alpha \sum_{i=1}^m \beta_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_i X_{t-i} + u_t$$

〈表 6.5〉 Granger 검정결과(p -값)

	RB		M2		M3	
	$M \Rightarrow \pi$	$\pi \Rightarrow M$	$M \Rightarrow \pi$	$\pi \Rightarrow M$	$M \Rightarrow \pi$	$\pi \Rightarrow M$
CPI	0.0044	0.5718	0.2597	0.0001	0.0041	0.0150
CPI-fe	0.0459	0.1437	0.7567	0.0001	0.0121	0.0620
Med	0.0000	0.4310	0.0046	0.0226	0.0050	0.5889
Trim	0.0002	0.4799	0.2622	0.0138	0.0502	0.5028
Core	0.0000	0.1830	0.0084	0.0869	0.0002	0.4668

註 : 分析期間은 1982.2~1999.4임.

이 표에는 각 통화지표마다 두 개의 行(column)이 있는데 첫 번째 行은 통화지표로부터 인플레이션 지표로의 인과관계를, 두 번째 行은 인플레이션 지표로부터 통화지표로의 인과관계를 검정하고 있다. 이에 따르면 본원통화(RB)는 소비자물가 상승률(CPI)은 물론 CPI_fe, Med, Trim, Core 등 모두 5가지 인플레이션율 지표를 예측할 수 있는 반면 인플레이션율 지표의 과거값에 의해 영향을 받지 않는 것으로 나타나고 있다.

그러나 통화지표의 범위가 달라짐에 따라 Granger 검정결과는 본원통화의 경우와 매우 다르게 나타난다. 우선 총유동성(M3)은 CPI_fe, Med, Trim, Core 등의 重心 인플레이션율 지표의 미래 값을 예측하고 있지만 이들 지표의 과거값에 의해 영향을 받지 않는다는 점에 있어서는 본원통화의 경우와 마찬가지로이다. 그러나 총유동성은 소비자물가 상승률(CPI)의 미래 값을 예측하는 동시에 소

비자물가 상승률의 과거값에 의해 영향을 받고 있는 内生性⁴⁹⁾을 보이고 있다.

한편 총통화(M2)는 분석기간중 소비자물가 상승률(CPI), CPI_fe, Trim 등에 대해 「 $M \Rightarrow \pi$ 」의 p값이 모두 유의수준 5%를 넘고 있어 총통화가 이들 인플레이션을 지표의 미래값에 대해 유의한 영향력을 가지지 못하고 있는 것으로 나타나고 있다. 뿐만 아니라 총통화는 「 $\pi \Rightarrow M$ 」의 p값이 CPI, CPI_fe, Med, Trim에 대해 모두 5% 미만의 값을 유지하고 있어 총통화는 이들 인플레이션을 지표의 과거값에 의해 영향을 받는 内生性을 가지고 있음을 알 수 있다. 이미 알려진 바와 같이 총통화는 1996년 하반기중 신탁제도의 개편에 따라 그 움직임이 불규칙적으로 변한 것을 계기로 현재 중심 통화지표로서 더 이상 운용되지 않고 있으며 이러한 제도 개편이 총통화와 인플레이션 사이의 관계에 대해서도 커다란 영향을 미쳤을 것이다.

실제로 분석기간을 1996년 6월까지로 한정하여 이러한 제도 개편에 따른 문제를 비켜갔을 때의 결과는 <表 6.6>인데 이에 따르면

<表 6.6> Granger 검정결과(p-값)

	RB		M2		M3	
	$M \Rightarrow \pi$	$\pi \Rightarrow M$	$M \Rightarrow \pi$	$\pi \Rightarrow M$	$M \Rightarrow \pi$	$\pi \Rightarrow M$
CPI	0.0029	0.2469	0.0309	0.1157	0.0070	0.0196
CPI_fe	0.0380	0.0871	0.0811	0.0620	0.0118	0.0815
Med	0.0001	0.6713	0.0001	0.4256	0.0032	0.5610
Trim	0.0033	0.5624	0.0649	0.5461	0.0425	0.4356
Core	0.0000	0.2867	0.0000	0.9121	0.0087	0.4901

註：分析期間은 1982.2~1996.6임.

49) 이러한 内生性은 통화당국이 총통화를 조절할 때 이들 인플레이션을 지표의 과거 움직임에 따른 화폐수요의 변화를 수용(accommodate)하였기 때문이라고 해석할 수도 있다.

소비자물가 상승률에 대한 총통화의 내생성은 나타나지 않고 있다. 그러므로 <表 6.5>에서의 총통화와 인플레이션을 지표와의 인과관계는 1996년 이후의 제도 변화에 의해 크게 영향을 받았음을 알 수 있다.

1996년 6월까지의 데이터로 분석하였을 때 총통화와 CPI_fe 및 Trim와의 인과관계가 어느 방향으로도 나타나지 않고 있는 것은 <表 6.5>와 다르지만 Med와 Core의 통화지표들과의 인과관계는 <表 6.5>의 결과와 달라지지 않고 있다.

결국 1982년 2월부터 1999년 4월까지, 또는 1996년 6월까지의 데이터로 분석해 본 결과, 각각의 통화지표는 다른 인플레이션 지표를 비해 [圖 6.2]의 重心 인플레이션(Core)과 Med를 가장 잘 예측하고 있으며 Core와 Med에 대해 내생성을 가지지 않고 있다. 이런 의미에서 본 연구에서 추정된 重心 인플레이션율과 Med는 통화정책의 중간목표로서 다른 인플레이션 지표보다 더욱 적절한 것으로 보인다.

다. 供給 인플레이션率과 필립스 커브

본 項에서는 重心 인플레이션율 측정방법들이 경제학적으로 의미 있는 공급 인플레이션율을 산출해 내는가를 점검함으로써 본 연구에서 제안하는 정규-정규 혼합분포의 추정방법(Core)과 기존의 重心 인플레이션율 추정방법의 타당성을 비교해 보고자 한다. 만약 重心 인플레이션율의 측정방법이 실제 인플레이션율로부터 수요요인에 의한 인플레이션율을 성공적으로 분리하여 추출하였다면 그로부터 거울에 비친 그림자(mirror image)처럼 얻어지는 공급 인플레이션율도 공급 인플레이션율로서의 바람직한 성질을 가지고 있어야 할 것이다.

중간 값(Med)이나 折枝 샘플 平均(Trim), CPI_fe 등으로부터 공급 인플레이션율을 산출한다면 그것은 실제 인플레이션율에서부

터 이들 지표들을 차감하여 얻을 수밖에 없다. 또한 重心 인플레이션율이 수요요인에 의해 유발된 인플레이션율이라면 실제 인플레이션율에서 重心 인플레이션율을 차감한 값은 수요 以外的 原因에 의해 유발된 인플레이션율, 즉 공급 인플레이션율을 의미할 것이다.

Ball·Mankiw(1995)에 의하면 인플레이션 분포의 비대칭성은 주로 공급측면의 가격충격에 기인한다. 즉 陽의 공급충격이 발생하면 인플레이션 분포는 오른쪽으로 기울어진(skewed to the right) 모습을, 陰의 공급충격이 발생하면 왼쪽으로 기울어진(skewed to the left) 모습을 나타낸다. 서론에서 언급한 바와 같이 총인플레이션율은 개별 가격증가율의 가중평균치이다. 그러므로 예를 들어, 陽의 공급충격의 크기가 매우 큰 극단적인 값을 실현하고, 또 그것이 인플레이션에 미치는 기여도가 클수록 인플레이션율은 그만큼 상승한다. 반면에 중간값과 $\alpha\%$ 절지 샘플 평균은 이러한 극단적인 값에 의해 좌우되지 않으므로 매우 커다란 공급측면의 가격충격이 발생한다면 중간값이나 $\alpha\%$ 절지 샘플 평균보다 총인플레이션율이 높게 나타날 것이다. 이 때 총인플레이션율에서 중간값이나 $\alpha\%$ 절지 샘플 평균을 차감한 것은 陽의 값을 나타내어 陽의 공급측면의 가격충격이 발생하였음을 반영할 수 있다.

[圖 6.8]에서 [圖 6.10]은 실제 소비자물가 상승률(CPI)에서부터 CPI_fe, Med, Trim을 차감하여 공급 인플레이션율을 얻은 결과이다. 반면에 본 연구에서는 실제 인플레이션율에서 重心 인플레이션율을 차감하는 방법을 사용하는 대신 정규-정규 혼합분포의 추정 결과로서 [圖 6.4]과 같이 공급인플레이션율의 추정치를 얻고 있다⁵⁰⁾.

우선 [圖 6.8], 즉 CPI_fe로 산출한 공급 인플레이션율의 경우 제

50) 그러므로 중심 인플레이션율과 공급 인플레이션율을 합한 것과 실제 인플레이션율과의 차이는 정규-정규 혼합분포의 모형에서 오차항의 추정치가 된다.

2차 오일쇼크와 1998년 말 외환위기를 전후하여 공급 인플레이션율이 상승한다는 커다란 추세에 있어서는 대체로 우리의 認識과 부합한다 하겠으나 그 세부적인 時點에 있어서, 예를 들어 물가가 年率로 53.1% 상승하였던 1980년 1월의 공급 인플레이션율을 -19.56%로 측정하고 있는 것 등은 [圖 6.4]의 측정결과와 다르다고 할 수 있다. 그리고 공급 인플레이션율이 0%를 중심으로 거의 無作爲的으로 分散되어 있는 듯한 인상을 주고 있는 점이 [圖 6.4]와 다른 점이라 하겠다.

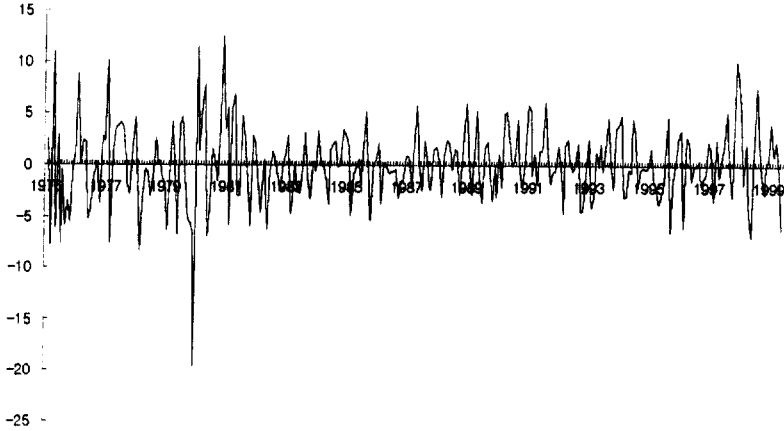
한편 [圖 6.9]와 [圖 6.10]의 측정결과에서도 1979년 6~9월의 4개월 동안 공급 인플레이션율이 -29.6%, -7.0%, -6.3%, -35.1% 및 -37.8%, -11.4%, -12.1%, -19.3% 등 '連續的'으로 커다란 陰의 값을 나타내고 있는 반면 [圖 6.4]에서는 이 기간중 공급 인플레이션율을 -6.5%, 14.2%, 2.5%, -2.2%으로 측정하고 있다.

반면에 1983년을 전후한 기간에 공급 인플레이션율이 상당기간 동안 陰의 값을 나타내고 있는 점과 외환위기로 인한 공급인플레이션율의 크기가 제2차 오일쇼크의 그것에 이어 가장 큰 값이었다는 점에 있어서는 [圖 6.4]의 결과와 類似하다.

그러나 우리가 가지고 있는 인플레이션에 대한 認識은 不正確할 수 있고 또한 이상과 같은 논의는 결국 눈(眼)으로 판단한 결과에 지나지 않으므로 이들 그림으로부터 각각의 重心 인플레이션을 측정 방법들을 差別化하기는 어렵다고 할 수 있다. 예를 들어 [圖 6.9]와 [圖 6.10]과 같이 1979년 10월에 발생한 제2차 오일쇼크의 直前 4개월 동안 공급 인플레이션율이 커다란 陰의 값을 나타내었는지 아니면 [圖 6.4]과 같이 이 기간 중 陰陽의 값이 번갈아 나타났는지에 대해서는 계량적 분석 없이 그 眞僞를 판단하기 어렵다.

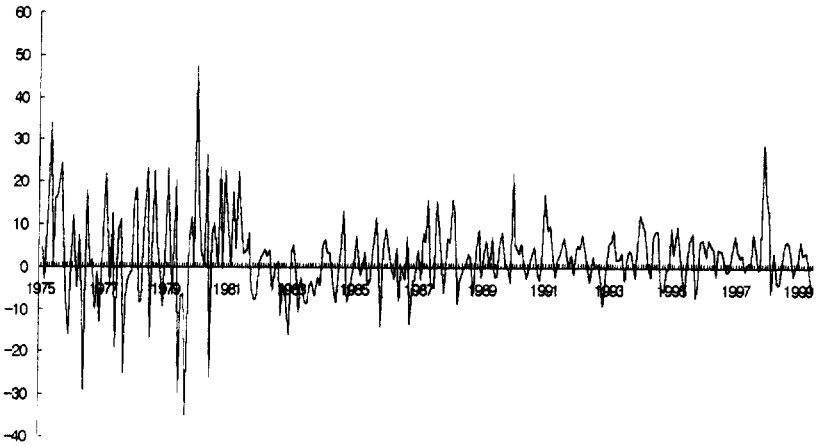
식 (6.5)은 단기 필립스 커브를 추정하는 식으로서 π_t 는 전월 대비 소비자물가 상승률, U_t 는 월별 실업률을 나타낸다. 필립스 커브

[圖 6.8] CPI_fe에 의한 供給 인플레이션率(1975.2~1999.6)



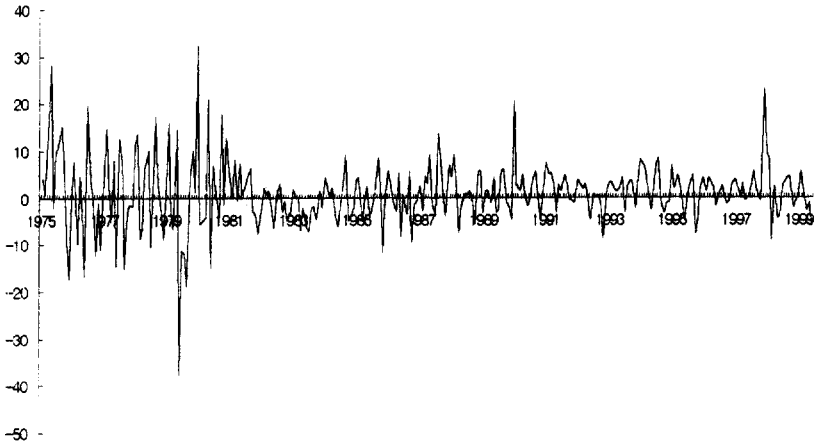
註 : CPI_CPI_fe임. 前月對比 年率化값임.

[圖 6.9] Med에 의한 供給 인플레이션率(1975.2~1999.6)



註 : CPI-Med임. 前月對比 年率化값임.

[圖 6.10] Trim에 의한 供給 인플레이션率(1975.2~1999.6)



註 : CPI_Trim임. 前月對比 年率化값임.

가 시사하는 바, 실업률과 인플레이션을 사이의 陰의 상관관계가 성립한다면 이 식에서 π_t^s , 즉 실업률의 계수값들은 음수로서 有意(significant)하여야 한다.

$$(6.5) \pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \pi_{t-i} + \sum_{j=1}^m r_j U_{t-j+1} + \delta \pi_t^s + e_t$$

그런데 필립스 커브는 공급측면의 가격충격에 의해 移動할 수 있으므로 식 (6.4)처럼 공급 인플레이션을 π_t^s 를 설명변수로 포함시켰을 경우 실업률 계수들의 p 값과 \bar{R}^2 가 어떻게 나오는지 살펴보기로 한다.

$$(6.6) \pi_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \pi_{t-i} + \sum_{j=1}^m r_j U_{t-j+1} + \delta \pi_t^s + e_t$$

<表 6.7>은 식 (6.5) 및 (6.6)의 추정에 있어서 m 을 달리하였을 때 추정식의 \bar{R}^2 값을 나열한 것이다. 여기에 따르면 m 값에 관계없이, 즉 短期를 몇 개월로 보느냐에 관계없이, [圖 6.4]의 공급

〈表 6.7〉 短期 필립스 커브 推定式의 \bar{R}^2 (1975.2~1999.6)

m	Base	CPI_fe	Med	Trim	Core
3	0.2541	0.2721	0.3143	0.2556	0.5012
6	0.2699	0.2954	0.3441	0.2676	0.5023
9	0.2712	0.3059	0.342	0.2685	0.4979
12	0.3426	0.3619	0.4139	0.3406	0.5238
15	0.3378	0.3561	0.4079	0.3355	0.5332
18	0.3576	0.3803	0.4323	0.355	0.5473

주: Base는 식 (6.5)를 나머지 行은 식 (6.6)을 추정한 결과임. CPI_fe는 [圖 6.8], Med는 [圖 6.9], Trim은 [圖 6.10], Core는 [圖 6.4]의 공급 인플레이션율임.

인플레이션율을 추가하는 것이 단기 필립스 커브의 精度(fitting)를 가장 좋게 하고 있음을 알 수 있다. 이 표에 의하면 공급 인플레이션율을 필립스 커브의 추정식에 설명변수로 추가할 경우 \bar{R}^2 가 상승하며 특히 [圖 6.4]의 공급 인플레이션율과 Med로 얻은 공급 인플레이션율([圖 6.9])을 사용할 경우 \bar{R}^2 는 두드러지게 상승하고 있다.

이러한 \bar{R}^2 값에 대한 결과에서 짐작할 수 있듯이, 인플레이션율에 대한 설명에 있어서 실업률이 陰數⁵¹⁾로 有意(significant)한 경우는 오직 [圖 6.4]의 공급 인플레이션율을 공급충격으로 포함시켰을 경우에 국한되고 있다.

〈表 6.8〉은 실업률 항의 계수들 ($\gamma_j, j=1, \dots, m$)이 동시에 0이라는 가설, 즉 실업률이 인플레이션율에 대한 설명력이 전혀 없다는 가설에 대한 F-검정의 p값들을 나열한 것이다. 이 표의 Base 列(column)은 단기 필립스 커브의 이동에 관한 요인, 즉 공급충격을 감안하지 않고는 실업률이 인플레이션율에 대한 설명력이 유의하지

51) 따로 보고하지는 않았으나 실업률 항 계수의 합 $\sum_{j=1}^m \hat{\gamma}_j$ 은 모든 경우에 있어서 음수로 나타나고 있다.

〈表 6.8〉 短期 필립스 커브 推定式에서 失業率項의 p-값(1975.2~1999.6)

m	Base	CPI_fe	Med	Trim	Core
3	0.8328	0.7013	0.701	0.8539	0.0128
6	0.2918	0.2993	0.3106	0.304	0.0166
9	0.3104	0.2899	0.3040	0.3201	0.0194
12	0.2153	0.2085	0.1425	0.2085	0.0219
15	0.4423	0.3599	0.3267	0.4393	0.0495
18	0.5485	0.5464	0.572	0.5545	0.0832

註: 식 (6.6)의 결과임. CPI_fe는 [圖 6.8], Med는 [圖 6.9], Trim은 [圖 6.10], Core는 [圖 6.4]의 공급 인플레이션율임.

않다는 점을 보여주고 있다. 이는 다시 말하여 공급충격을 감안하지 않고는 실업률이 증가할 때 인플레이션율이 하락한다는 단기 필립스 커브의 관계가 유의하게 성립할 수 없다는 것이다.

이와 같이 공급충격으로서 [圖 6.4]의 공급 인플레이션율을 사용할 때만이 단기 필립스 커브의 관계가 유의하게 浮刻된다는 〈表 6.8〉의 결과는 餘他の 重心 인플레이션율 추정방법과는 달리 혼합분포의 모형으로써 실제 인플레이션율을 분리하는 방법만이 수요요인으로서의 인플레이션율을 성공적으로 분리하고 있음을 의미한다고 하겠다.

특히 〈表 6.9〉는 식 (6.6)의 공급 인플레이션율의 계수 δ 의 추정치인데 이에 따르면 Trim으로 얻은 [圖 6.10]의 경우 9개월 이내의 단기간에 있어 공급 인플레이션율의 계수값이 음수로 나오고 있다. 이는 陽의 가격충격이 발생하였을 때 필립스 커브가 우상향으로 이동한다는 이론적 결과와 반대되는 결과로서 Trim으로써 얻은 공급 인플레이션율이 경제학적으로 의미있는 추정치가 될 수 없을 가능성을 示唆해 주고 있다.

〈表 6.9〉 短期 필립스 커브에서 供給 인플레이션率 係數 δ 의 推定值

m	CPI_fe	Med	Trim	Core
3	0.4247	0.2094	-0.0665	0.0745
6	0.4824	0.2310	-0.0191	0.0708
9	0.5503	0.2241	-0.0082	0.0703
12	0.4255	0.2226	0.0258	0.0650
15	0.4190	0.2232	0.0215	0.0709
18	0.4594	0.2426	0.0105	0.0698

註: 식 (6.6)을 추정한 결과임. CPI_fe는 [圖 6.8], Med는 [圖 6.9], Trim은 [圖 6.10], Core는 [圖 6.4]의 공급 인플레이션율임.

이상과 같은 단기 필립스 커브를 통한 분석에서는 혼합분포 모형을 통해 산출한 공급 인플레이션율을 제외하고는 나머지 인플레이션율 지표들이 실업률과 인플레이션율 사이의 단기적인 陰의 상관관계를 유의하게 나타내지 못하고 있다. 이 결과를 거꾸로 말하자면, CPI_fe나 중간값, 절지 샘플 평균을 重心 인플레이션율로 간주하는 방법들이 과연 수요요인에 의한 인플레이션율을 제대로 분리하여 측정하고 있는가에 대해 의문을 제기하고 있다고 할 수 있다⁵²⁾.

52) 물론 단기 필립스 곡선의 함수형태는 식 (6.5)나 (6.6)과 다르게 설정할 수 있고 그에 따라 분석결과도 달라질 수 있을 것이므로 본 연구에서 이 결과에 대해 지나치게 강한 주장(claim)을 할 생각은 없다.

제 VII 장 要約 및 政策示唆點

1. 研究內容의 要約

본 연구는 重心 인플레이션율을 통화량 증가와 인플레이션 期待에 의해 유발된 인플레이션율로 정의하고 실제 인플레이션율에서 이를 분리하여 추정하는 문제에 대해 논의하였다.

본 연구에서는 重心 인플레이션율을 측정하기 위해 1995년 기준 509가지 개별 소비자 물가지수의 월별 상승률 데이터를 사용하여 인플레이션율의 확률분포를 정규-정규 혼합형태로 상정하고 最尤 推定法에 의해 이 분포를 추정하였다. 이로부터 얻어지는 혼합분포의 모수추정치를 이용하여 重心 인플레이션율 및 공급 인플레이션율, 개별 기업이 공급충격에 의해 가격을 변화시킬 확률 등을 측정할 수 있었다.

이와 같이 중심 인플레이션율 측정을 위하여 정규-정규 혼합분포의 모형을 추정한 것은 北海產 넙치의 크기를 분석하기 위해 정규-정규 혼합분포를 추정하는 문제와 본 연구에서의 重心 인플레이션율을 측정하는 문제는 매우 유사하다고 보았기 때문이다.

넙치는 암수에 따라 크기가 확연하게 다르고 어획된 넙치가 암수 인지를 육안으로 구별하기 어려운 상황에서 넙치의 크기를 분석할 때에는 정규-정규 혼합분포로 상정하여 분포의 모수값을 추정할 수 있다. 이는 넙치의 크기가 암수에 따라 異質的이라는 점을 인정하여 어획된 넙치의 모집단이 하나가 아닌, 평균값이 서로 다른 異質的인 두 개의 모집단으로 본다는 것이다.

이와 마찬가지로 실제 인플레이션율 가운데 需要要因에 의해 유발

된 인플레이션율과 供給要因에 의해 유발된 인플레이션율이 각각 얼마씩인가를 데이터로 관측하기는 불가능하다. 그리고 重心 인플레이션율은 低頻度(low frequency)의 특성을, 공급 인플레이션율은 高頻度(high frequency)의 특성을 가지고 있다는 변동성(variability)의 차이가 重心 인플레이션율과 공급 인플레이션율의 통계적 성질을 확연하게 구별하고 있는 것으로 널리 알려져 있다. 본 연구에서는 이 두 가지 사실에 着眼하여 넵치의 경우와 마찬가지로 重心 인플레이션율을 측정하기 위해 인플레이션율의 확률분포를 분산이 서로 다른 두 개의 정규분포의 혼합형태인 정규-정규 혼합분포로 상정하였다.

기존의 重心 인플레이션율 측정방법은 그 이론적 기반이 薄弱하다는 비판을 받아 왔었다. 본 연구에서는 정규-정규 혼합분포 모형이 新케인지안의 가격결정 이론으로부터 자연스럽게 도출될 수 있음을 보이기 위하여 Blanchard·Kiyotaki(1987)의 가격결정 모형을 확장한 새로운 가격결정 모형을 제시하였다. 이 확장모형은 가격 설정자인 獨占的 競爭企業이 자신이 속하는 산업의 특성에 따라서 다른 外部生産要素를 사용하며, 이 外部生産要素의 가격은 공급 측면의 價格衝擊에 露出되어 있다는 가정을 Blanchard·Kiyotaki(1987)의 모형에 추가한 것이다.

이러한 가정에 의하면 개별 기업들은 생산기술이나 이윤 극대화를 추구한다는 점에서는 同質的이지만 산업특성에 따라서 서로 다른 外部生産要素를 사용하고 있기 때문에 가격결정의 최종적 결과는 서로 다를 수밖에 없다. 그리고 최종적 가격조정의 결과는 그 경제가 마치 異質的인 가격 설정자들로 구성되어 있는 듯한 모습을 나타낸다.

확장모형으로부터 개별 상대가격의 결정은 一般均衡의 解로써 얻어지는데 이를 不連續時間에서 近似시킴으로써 명목가격 상승률의 결정식을 얻을 수 있다. 이 식으로부터 인플레이션율의 결정요인은 통화량(또는 명목 총수요), 인플레이션 期待, 外部生産要素의 가격

충격(공공공급충격), 그리고 이들이 서로 相乘作用을 일으키는 부분의 네 가지 요인으로 分解(decompose)됨을 알 수 있다. 여기서 공급측면의 가격충격이 전혀 발생하지 않을 때에는 네 가지 요인 가운데 통화량(또는 명목 총수요), 기대 인플레이션을, 그리고 통화량과 인플레이션 期待가 相乘作用을 일으키는 부분의 세 가지만 남게 되는데 이것이 바로 본 연구에서 측정하고 있는 重心 인플레이션율이다.

정규-정규 혼합분포는 확장모형의 명목가격 상승률 결정식으로부터 두 단계의 단순화 과정을 거쳐 자연스럽게 도출될 수 있으며 따라서 이 혼합분포 모형은 경제주체들이 서로 異質的이라는 케인지안적 생각을 充實하게 反映하고 있다. 그리고 정규-정규 혼합분포는 정규분포보다 일반적인 확률분포로서 실제 인플레이션율의 頻度 히스토그램이 나타내고 있는 非正規的 特徵들(0%에 확률척도가 집중되어 있는 현상, 즉 명목가격의 경직성, 오른쪽으로 치우친 비대칭성, 두터운 꼬리 등)을 포착할 수 있다.

본 연구에서 정규-정규 혼합분포를 실제 개별 소비자물가 가격 월별 상승률 데이터를 사용하여 최우추정법으로 추정할 때, 수렴결과가 초기값에 의해 별로 의존하지 않는 E-M 알고리즘을 사용하였다.

본 연구에서는 최우추정법으로 추정된 정규-정규 혼합분포의 모수들을 사용하여 重心 인플레이션율을 측정하고 있다. 이러한 과정으로 측정되는 重心 인플레이션율(Core)은 소비자물가 상승률(CPI)은 물론, 기존의 방법으로 측정된 CPI_fe(즉 소비자 물가지수에서 식음료품 및 에너지 관련지수를 제외시켜 얻은 重心 인플레이션율), Med(중간값:Median), 절지 샘플 평균(Trim:trimmed sample mean)등의 餘他의 重心 인플레이션율 지표보다 여러 가지 면에서 우수한 통계적 성질을 가지고 있다.

우선 Core는 CPI 자신은 물론 CPI_fe, Med, Trim 등보다 실제 소비자물가 상승률(CPI)을 잘 예측(forecast)하고 있다. 또한

Core와 Med는 소비자물가 상승률은 물론 여타의 인플레이션을 지표에 비해 현재 우리나라의 중심 통화지표인 본원통화 및 총유동성에 의해 가장 잘 예측되는 동시에 미래의 통화량의 변화를 예측하지 않는다.

이러한 성질은 곧 서론에서 언급한 바와 마찬가지로 통화당국이 조절할 수 있고 조절해야 하는 인플레이션율은 인플레이션을 자체가 아닌 重心 인플레이션을, 즉 통화당국의 통제영역 안(內)에 있는, 通貨的 現狀(monetary phenomenon)으로서의 인플레이션율이라는 주장을 뒷받침하고 있다.

이처럼 통화당국이 통화기조를 설정함에 있어서 현재 및 과거의 인플레이션을 자체가 아닌 重心 인플레이션율을 중간 목표로 하고자 할 때 과연 어떤 방법에 따라 측정된 重心 인플레이션율을 택할 것인가 하는 문제가 뒤따를 것이다. 본 연구에서는 각각의 방법에 따라 重心 인플레이션을 측정하였을 때 그 副產物로 얻어지는 공급 인플레이션율이 短期 필립스 커브의 관계식, 즉 失業率과 인플레이션율 사이의 陰의 相關關係를 浮刻시킬 수 있을 것인가를 분석하였다. 그 결과 본 연구에서 제안하고 있는 정규-정규 혼합분포 추정을 통해 얻은 공급 인플레이션율만이 이러한 음의 상관관계를 유의하게 만들 수 있었으며 여타의 重心 인플레이션을 측정방법으로써는 단기 필립스 커브의 실업률 項을 유의하게 만들지 못함을 보였다. 이는 거꾸로 말하여 餘他の 重心 인플레이션을 측정방법이 과연 需要要因에 起因하는 인플레이션율을 제대로 분리하여 측정하는가에 대해 의문을 제기하는 증거가 될 수 있다고 생각한다.

그리고 그동안 통화정책의 중요한 관심이었던 문제, 즉 어떤 통화지표를 중심 통화지표로 선정할 것인가하는 문제도 중요하지만 거꾸로 통화정책으로써 어떤 인플레이션율을 관리할 것인가 하는 문제도 이에 못지않게 중요하다는 示唆點을 얻을 수 있다.

통화지표 선정을 위하여 물가지수에 대해 외생성을 가지는 통화를

선정하는 것도 중요하지만 물가지수 가운데 공급측면으로부터 발생하는 일시적인 인플레이션을 제외하여 통화적 현상으로서의 인플레이션分만을 따로 추출해 낸다는 것이 얼마나 중요한 작업인가를 여기서 알 수 있다.

2. 本 研究의 政策示唆點 및 맺음말

이상과 같은 본 연구의 연구결과는 통화당국이 통화기조를 설정함에 있어 과거 및 현재의 인플레이션을 자체에 주목하기보다는 重心인플레이션율에 주목할 것을 권고하고 있다. 이러한 제안을 따른다면 통화기조의 설정이 과거 및 현재의 인플레이션 자체에 주목하였을 경우와 상당히 달라질 수 있다고 생각된다.

앞에서 설명한 바와 같이 1998년 5월을 계기로 우리나라의 重心인플레이션율은 史上 類例없이 14개월 동안 연속적으로 陰의 값을 나타내고 있다. 이는 곧 외환위기로 인하여 1998년 소비자물가가 연평균 7.5% 상승한 것은 수요요인에 기인하였다기보다는 공급요인에 기인하였음을 의미한다. 특히 1998년 5월부터는 총수요(또는 통화량) 측면에 있어서나 인플레이션 期待에 있어서나 인플레이션의 수요요인은 전혀 없었으며 수요측면에서는 오히려 디플레이션이 진행되기 시작하였던 것이다.

그러므로 통화당국이 수행해야 할 임무는 환율안정을 비롯하여 여러 가지가 있겠지만 당시의 상황에서 통화당국이 수요요인에 따른 인플레이션을 조절하고자 하였다면, 대략 1998년 5월 경부터 통화기조를 신축적으로 가져갈 수 있는 여건이 형성되었었다고 생각된다.

1998년 5월부터 은행간 콜금리는 종전의 20%대에서 17.3%로 낮아졌고 9월에는 한 자리수인 8.12%로 낮아졌으며 1999년 2월에는 5.5%를 기록하는 등 외환위기 이후 금리는 비교적 빠른 속도로 하락하였다. 그러나 통화량, 특히 본원통화의 추이를 살펴보면

통화당국은 1998년 하반기까지 극심한 금융경색과 경기침체로 산업기반 붕괴의 우려가 澎湃하고 있었음에도 불구하고 본원통화를 IMF와 합의한 한도보다 매우 낮은 수준으로 공급하고 있었다.

〈表 7.1〉은 1998년 2/4분기 「IMF 자금인출 승인 및 의향서」에 나타난 1998년 1~4분기 중 본원통화 증가율의 한도액과 실제 공급된 본원통화 평잔의 월평균 규모이다.

여기에 의하면 1998년 1~3/4분기까지 제로 공급된 본원통화는 한도액보다 평균 20.2%만큼 미달하였으며 미달규모(A-B)는 실제 공급된 본원통화의 25.5%에 이르렀다. 1998년과 같이 경기위축과 금융경색이 극심하였던 상황에서 통화를, 그것도 본원통화를 이처럼 억제한 것은 거시경제에 매우 부정적인 영향을 주었을 것이며 1998년 경제성장률이 -5.8%로 하락하는 데에 상당한 기여를 하였을 것으로 짐작된다. 이와같이 통화의 超緊縮 基調를 유지하였던 것이 환율안정을 위해 불가피하였다 해도, 통화의 超緊縮을 통하

〈表 7.1〉 1998年中 本源通貨 供給 限度額과 實際 供給額

	1998. 1/4	1998. 2/4	1998. 3/4	1998. 4/4
本源通貨 限度額(A)	25조 8,826억	23조 2,829억	23조 6,378억	24조 1,174억
(增加率, %)	15.2	15.7	14.2	13.9
實際 本源通貨 供給額(B)	20조 7,350억	18조 6,800억	18조 7,229억	20조 2,341억
(增加率, %)	-7.7	-7.2	-9.6	-4.4
A-B	5조 1,476억	4조 6,629억	4조 9,149억	3조 8,833억
(A-B)/A (%)	19.9	20.0	20.8	16.1
(A-B)/B (%)	24.8	25.0	26.3	19.2

여 환율안정이라는 목표는 달성하였을지언정 디플레이션 및 경기위축이라는 대가를 치루어야 했음에 비추어, 환율안정과 경기위축 兩者間の 균형 있는 評價⁵³⁾에 대해 엄밀한 事後分析이 뒤따라야 할 것이다.

서론에서 언급한 바와 같이 통화당국이 조절할 수 있고 조절하여야 하는 것이 重心 인플레이션율이라 한다면, 그리고 통화정책의 수립에 있어서 물가안정의 측면만을 고려한다면, 늦어도 1998년 5월부터는 통화정책 기조를 팽창적으로 전환할 수 있는 여건이 조성되지 않았었나 하는 아쉬움이 남는다.

본 연구에서 제안하는 혼합분포의 추정을 통한 重心 인플레이션율 추정방법은 이상에서 설명한 바와 같이 여러 가지 바람직한 이론적 및 통계적 특성을 가지고 있다. 그렇지만 정규-정규 혼합분포의 추정은 어디까지나 이론적 결과인 비선형적 모형에 대한 단순화 모형으로서, 단순화를 하지 않았을 때 얻을 수 있었던 많은 이론적 시사점에 대한 검증을 하지 못하고 있다. 단순화를 하지 않았을 때의 인플레이션율 분포는 정규-정규 혼합분포가 아닌 복잡한 형태의 비정규분포가 되며 이는 수치분석에 의해 추정될 수밖에 없다. 앞으로 수치분석에 의한 인플레이션율 분포의 추정과 그것이 시사하는 중심인플레이션율 추정방법이 인플레이션의 결정과정에 대해 어떠한 추가적인 정보를 제공할지를 살펴보는 것은 著者の 향후 연구과제이다.

53) 박종규(1999)는 1998년중 경상수지의 획기적인 개선이 있었지만 경상수지 1달러를 개선시키기 위해 실질 GDP는 2.44달러 감소하였으며, 경기둔화가 설명할 수 있는 것보다 약 2%p 정도 많은 실업이 발생한 것으로 분석하였다. 따라서 외환위기를 경험하였던 역사적 사례에 비추어 1998년에 우리 경제가 겪어온 과정은 성공적이었다고 하기 어려운, 성장과 실업의 희생을 기초로 한 조정과정(adjustment at the cost of growth)이었다고 평가하였다.

參 考 文 獻

- 金文昱, 「우리나라의 根源的 인플레이션率(underlying rate of inflation) 測定結果」, 『조사통계월보』, 한국은행, 1990. 10.
- 朴宗奎, 「코어 인플레이션을 측정과 인플레이션 충격」, 미발표 논문, 韓國租稅研究院, 1996.
- _____, 「메뉴費用과 價格衝擊分布」, 『財政金融研究』, 第4卷 第1號, 韓國租稅研究院, 1997a, pp. 54~92.
- _____, 「메뉴費用과 產業別 要素價格衝擊下에서의 獨占의 競爭企業의 價格決定」, 『財政金融研究』, 第4卷 第1號, 韓國租稅研究院, 1997b, pp. 93~137.
- _____, 「외환위기 이후 거시경제 여건의 변화」, 『재정포럼』, 1999년 7월호, 韓國租稅研究院.
- 송옥헌, 「物價安定目標制下的 通貨政策 運用方式－期待 인플레이션을 暗默的 中間 目標로 하는 準則의 有用性 分析」, 『경제분석』, 제5권 제1호, 한국은행 조사부, 1999. 1, pp. 1~30.
- 柳潤河·成明基, 「우리나라 소비자물가 변동의 분포와 정책시사점」, 『KDI 政策研究』, 1997년 가을호, 韓國開發研究院.
- 李仁杓, 『適正 通貨指標의 選定－共積分 接近에 의한 分析－』, 정책보고서 94-02, 韓國租稅研究院, 1994.
- Akerlof, George and Janet Yellen, "A Near-rational Model of the Business Cycle with Wage and Price Inertia," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100, No. 5, 1985, pp. 823~838.

- Ball, Laurence and David Romer, "Are Prices Too Sticky?," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104, No. 3, 1989a, pp. 507~524.
- _____, "The Equilibrium and Optimal Timing of Price Changes," *Review of Economic Studies*, Vol. 56, No. 2, 1989b, pp. 179~198.
- _____, "Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money," *Review of Economic Studies*, Vol. 57, 1990, pp. 183~203.
- _____, "Sticky Prices as Coordination Failure," *American Economic Review*, Vol. 81, No. 3, 1991, pp. 539~552.
- Ball, Laurence and N. Gregory Mankiw, "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations," *The Economic Journal*, No. 104, 1994, pp. 247~261.
- _____, "Relative-Price Changes As Aggregate Supply Shocks," *The Quarterly Journal of Economics*, Feb. 1995, pp. 161~193.
- Ball, Laurence, N. Gregory Mankiw, and David Romer, "The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-off," *Brookings Papers on Economic Activities*, 1988, pp. 1~83.
- Baumol, William J. and Alan S. Blinder, *Economics: Principles and Policy*, 5th ed., Harcourt Brace Jovanovich, Publishers, 1991.
- Bickel, Peter J. and Kjell A. Doksum, *Mathematical Statistics*, Holden-Day, Inc., 1977.
- Blanchard, Olivier J., "Price Asynchronization and Price Level Inertia," Rudiger Dornbusch and Mario

- Henrique Simonsen(eds.), *Inflation, Debt and Indexation*, Cambridge: MIT Press, 1983, pp. 3~24.
- _____, "The Wage-Price Spiral," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 101, No. 3, 1986, pp. 534~565.
- _____, "Aggregate and Individual Price Adjustment," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, 1987, pp. 57~122.
- Blanchard, O. and D. Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *AER*, Vol. 79, No. 4, 1989, pp. 655~673.
- Blanchard, O. and N. Kiyotaki, "Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand," *American Economic Review*, Vol. 77, No. 4, Setp. 1987, pp. 647~666.
- Blinder, A.S., "The Anatomy of Double-Digit Inflation in the 1970s," Robert E. Hall(ed.), *Inflation: Causes and Effects*, Chicago: University of Chicago Press, 1982, pp. 261~282.
- Boyles, Russell A., "On the convergence of the E-M algorithm," *Journal of Royal Statistical Society*, Ser B. 45, No. 1, 1983, pp. 47~50.
- Bryan, Michael F. and Christopher J. Pike, "Median Price Changes: An Alternative Approach to Measuring Current Monetary Inflation," *Economic Commentary*, Federal Reserve Bank of Cleveland, December 1991.
- Bryan, Michael F. and Stephen G. Cecchetti, "Measuring Core Inflation," N. Mankiw(ed.), *Monetary Policy*, NBER, Studies in Business Cycles, Vol. 29, The

- University of Chicago Press. 1994, pp. 195~215.
- Bryden, Edward and John B. Carlson, "On Disinflation since 1982: An Application of Change-Point Tests," *Economic Review*, Vol. 80, Federal Reserve Bank of Cleveland, First Quarter 1994, pp. 31~41.
- Caplin, Andrew S. and Daniel F. Spulber, "Menu Costs and the Neutrality of Money," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102, No. 4, 1987, pp. 703~725.
- Caplin, Andrew S. and John Leahy, "State-dependent Pricing and the Dynamics of Money and Output," *Quarterly Journal of Economics*, 1991, pp. 683~708.
- Carlton, Dennis W., "The Rigidity of Prices," *American Economic Review*, Vol. 76, No. 4, September 1986, pp. 637~658.
- Cooper, Russell and Andrew John, "Coordinating Coordination Failures in Keynesian Models," *Quarterly Journal of Economics*, 103, 1988, pp. 441~463.
- Cukierman, Alex, *Inflation, Stagflation, Relative Prices and Imperfect Information*, Cambridge University Press, 1984.
- d'Aspremont, Claude, Rodolphe Dos Santos Ferreira and Louis-Andre Gégard-Varet, "On the Dixit-Stiglitz Model of Monopolistic Competition," *American Economic Review*, Vol. 86, No. 3, 1996, pp. 623~629.
- Dempster, A. P., N. M. Laird and D. B. Rubin, "Maximum likelihood from incomplete data via the E-M algorithm," (with discussion) *Journal of Royal Statistical Society*, 1977, Ser B. 1~38.

- Dixit, Avinash and Joseph Stiglitz, "Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity," *American Economic Review*, Vol. 67, June 1977, pp. 297~308.
- Engle, Robert and Mark W. Watson, "Applications of Kalman Filtering in Econometrics," Discussion paper No. 1187, Harvard Institute of Economic Research, 1985.
- Fisher, S., "Relative Shocks, Relative Price Variability, and Inflation," *Brookings Papers on Economic Activity*, No. 2, 1981, pp. 381~431.
- Friedman, Milton, "Perspectives on Inflation," *Newsweek*, June 24, 1975.
- Gordon, Robert J., "What Is New—Keynesian Economics?," *Journal of Economic Literature*, Vol. XXVIII, September 1990, pp. 1115~1171.
- Hallman, Jeffrey J., Richard D. Porter and David H. Small, "Is the Price Level Tied to the M2 Monetary Aggregate in the Long Run?," *The American Economic Review*, Vol. 81, No. 4, Sept. 1991, pp. 841~858.
- Lehmann, E. L., *Theory of Point Estimation*, John Wiley & Sons, 1983.
- Lucas, R.E., "Some Internal Evidence on Output—Inflation Trade—offs," *American Economic Review* 63, 3, June 1973, pp. 326~334.
- Mankiw, N. Gregory, "Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 100, No. 2, 1985, pp. 529~538.

- Masreliez, C. Johan and R. Douglas Martin, "Robust Bayesian estimation for the linear model and robustifying the Kalman filter," *IEEE Transactions on Automatic Control*, Vol. AC-22. No. 3, 1977, pp. 361~371.
- Mizon, Grayham E., J. Claire Safford and Stephen H. Thomas, "The Distribution of Consumer Price Changes in the United Kingdom," *Economica*, Vol. 57, May 1990, pp. 249~262.
- Okun, Arthur M, "Inflation: Its Mechanics and Welfare Cost," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1981, pp. 351~401.
- Pearson, K., "Contributions to the mathematical theory of evolution," *Phil. Trans, Royal Soc.*, 184A, 1894, pp. 59~68.
- Phelps, Edmund S., *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, NY: Norton, 1970.
- Redner, Richard A. and Homer F. Walker, "Mixture Densities, Maximum Likelihood and the EM Algorithm," *SIAM Review*, Vol. 26, No. 2, April 1984, pp. 195~239.
- Richardson, Sylvia and Peter Green, "On Bayesian Analysis of Mixtures with an Unkown Number of Components,"(with discussion) *Journal of Royal Statistical Society*, Ser B, 59, No. 4, 1997, pp. 731~792.
- Rotemberg, Julio, "The New Keynesian Microfoundations," *NBER Macro Annual*, 1987, pp. 69~116.
- Rotemberg, Julio J. and Garth Saloner, "A Supergame—

- Theoretic Model of Price Wars during Booms,” *American Economic Review*, Vol. 76, No. 3, 1986, pp. 390~407.
- _____, “The Relative Rigidity of Monopoly Pricing,” *American Economic Review*, Vol. 77, No. 5, 1987, pp. 917~926.
- Shapiro, M. and M. Watson, “Sources of Business Cycle Fluctuations,” *NBER Macro Annual*, 1988, pp. 111~148.
- Sheshinski, E. and Y. Weiss, “Inflation and Costs of Price Adjustment,” *Review of Economic Studies*, Vol. 44, June 1977, pp. 287~303.
- _____, “Optimum Pricing Policy under Stochastic Inflation,” *Review of Economic Studies*, Vol. 50, No. 3, 1983, pp. 513~529.
- Shumway, R. H. and D. S. Stoffer, “An approach to time series smoothing and forecasting using the E-M algorithm,” *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 3, No. 4, 1982, pp. 253~264.
- Sims, C.A., J. Stock and M. Watson, “Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots,” *Econometrica*, Vol. 58, No. 1, 1990, pp. 1361~1401.
- Taylor, John B., “Aggregate Dynamics and Staggered Contracts,” *Journal of Political Economy*, LXXXVIII, 1980, pp. 1~23.
- Watson, Mark W. and Robert F. Engle, “Alternative algorithms for the estimation of dynamic factor, MIMIC and varying coefficient regression models,” *Journal of*

Econometrics, 23, 1983, pp 385~400.

Zeldes, Stephen, "Comment," N. Mankiw(ed.), *Monetary Policy*, NBER, Studies in Business Cycles, Vol 29, The University of Chicago Press, 1994, pp. 216~219.

混合分布 推定을 통한 重心(core) 인플레이션率 測定

朴宗奎

석유과동, 외환위기로 인한 환율급등, 원자재 국제시세의 등락, 作況不振 등에 의해 유발된 인플레이션은 통화당국이 어찌해 볼 도리가 없는, 領域 밖의 일들이라고 할 수 있다. 본 연구에서는 통화당국이 책임질 수 있고 책임져야 하는 인플레이션을 통화량 증가와 인플레이션 期待에 의해 유발된 부분, 즉 重心(core) 인플레이션을로 한정한 뒤 실제 인플레이션율에서 이를 분리하여 추정하는 문제에 대해 논의하고 있다. 이 개념에 의하면 통화당국이 실제로 할 수 있는 일이란 인플레이션 자체가 아닌, 重心 인플레이션을 鎮靜시키는 것일 뿐이다.

重心 인플레이션을 추정에는 여러 가지 방법이 있으나 본 연구에서는 인플레이션율의 확률분포를 정규-정규 혼합형태로 상정하고 1995년 기준 509가지 개별 소비자물가지수의 월별 상승률 데이터를 사용하여 最尤推定法에 의해 이 분포를 추정한 뒤 이로부터 얻어지는 혼합분포의 모수 추정치를 이용하여 重心 인플레이션을 및 공급 인플레이션을, 개별 기업이 공급충격에 의해 가격을 변화시킬 확률 등을 측정하는 과정을 제시하고 있다. 본 연구에서는 重心 인플레이션율의 측정문제가 北海産 넙치의 크기를 분석하는 문제와 매우 유사하다고 보고 있다. 넙치는 암수에 따라 크기가 확연하게 다르지만 어획된 넙치가 암수인지를 육안으로 구별하기는 매우 어렵다. 마찬가지로 중심 인플레이션율은 低頻度(low frequency)의 특성을,

供給 인플레이션율은 高頻度(high frequency)의 특성을 가지고 있어 양자의 통계적 성질이 확연하게 다르지만 이들을 데이터를 통해 따로 따로 관측하기는 불가능하다. 이러한 사실에 着眼하여 본 연구에서는 넓치의 크기를 분석하는 경우와 마찬가지로 인플레이션율의 확률분포를 분산이 서로 다른 두 개의 정규분포의 혼합분포로 상정하였다.

기존의 重心 인플레이션을 측정방법은 그 이론적 기반이 박약하다는 비판을 받아왔었다. 그러나 본 연구에서는 Blanchard·Kiyotaki (1987)의 가격결정 모형에 기초하여 가격 설정자인 獨占的 競爭企業이 자신이 속하는 산업의 특성에 따라 서로 다른 外部生産要素를 사용하며, 이 外部生産要素의 가격은 공급측면의 價格衝擊에 露出되어 있다는 가정을 추가한 확장모형을 제시한 뒤 정규-정규 혼합분포 모형이 이 확장모형으로부터 자연스럽게 도출됨을 보이고 있다.

이 확장모형은 명목가격 상승률의 결정식이 통화량(또는 명목 총수요), 인플레이션 期待, 外部生産要素의 가격충격(곧 공급충격), 그리고 이들이 서로 相乘作用을 일으키는 부분의 네 가지 요인으로 分解(decompose)됨을 보여 주고 있다. 여기서 공급측면의 가격충격이 전혀 발생하지 않을 때에는 이들 네 가지 요인 가운데 통화량(또는 명목 총수요), 기대 인플레이션을, 그리고 통화량과 인플레이션 期待가 相乘作用을 일으키는 부분의 세 가지만 남게 되는데 이것이 바로 본 연구에서 측정하고 있는 重心 인플레이션율이다.

정규-정규 혼합분포는 정규분포보다 일반적인 확률분포로서 실제 인플레이션율의 頻度 히스토그램이 나타내고 있는 非正規的 特徵들(0%에 확률척도가 집중되어 있는 현상, 즉 명목가격의 경직성, 오른 쪽으로 치우친 비대칭성, 두터운 꼬리 등)을 포착할 수 있다. 또한 이러한 과정으로 측정되는 重心 인플레이션율(Core)은 소비자 물가 상승률(CPI)은 물론, 기존의 방법으로 측정된 CPI_{fe} (즉 소비자 물가지수에서 식음료품 및 에너지 관련지수를 제외시켜 얻은

重心 인플레이션율), Med(중간값), 절지 샘플 평균(trimmed sample mean: Trim)등의 餘他の 重心 인플레이션율 지표보다 몇 가지 면에서 우수한 통계적 성질을 가지고 있다.

우선 중심 인플레이션율은 소비자물가지수 자신을 포함하여 여타의 인플레이션율 지표보다 미래의 소비자물가 상승률을 잘 예측하고 있다. 또한 중심 인플레이션율은 소비자물가 상승률은 물론 여타의 인플레이션율 지표에 비해 현재 우리나라의 중심 통화지표인 본원통화 및 총유동성에 의해 가장 잘 예측되는 동시에 미래의 통화량의 변화를 예측하지 않는다.

한편 본 연구에서 제안하고 있는 정규-정규 혼합분포 추정을 통해 얻은 공급 인플레이션율만이 短期 필립스 커브의 관계식, 즉 失業率과 인플레이션율 사이의 陰의 相關關係를 유의하게 만들 수 있었으며 여타의 重心 인플레이션율 측정방법으로써는 단기 필립스 커브의 실업률항을 유의하게 만들지 못하는 것으로 분석되었다. 이는 거꾸로 말하여 餘他の 重心 인플레이션율 측정방법이 과연 需要要因에 起因하는 인플레이션율을 제대로 분리하여 측정하는가에 대해 의문을 제기하는 근거가 될 수 있다.

이러한 결과들은 통화당국이 통화기조를 설정함에 있어 과거 및 현재의 인플레이션율 자체에 주목하기 보다는 重心 인플레이션율에 주목할 것을 권고하고 있다. 이러한 제안을 따른다면 통화기조의 설정이 과거 및 현재의 인플레이션 자체에 주목하였을 경우와 상당히 달라질 것으로 예상된다.

예를 들어 본 연구의 분석결과 1998년 5월을 계기로 우리나라의 重心 인플레이션율은 史上 類例없이 연속적으로 陰의 값을 나타내기 시작하였다. 이는 곧 1998년 5월부터 총수요(또는 통화량) 측면에 있어서나 인플레이션 期待에 있어서나 수요측면의 인플레이션 요인은 전혀 없었으며 오히려 수요측면에서는 前例없는 디플레이션이 진행되기 시작하였음을 의미한다. 그러므로 당시의 상황에서 통화당국

이 수요요인에 따른 인플레이션만을 조절하고자 하였다면, 대략 1998년 5월경부터 통화기조를 신축적으로 가져갈 수 있는 여건이 형성되었었음을 의미한다.

그러나 당시 금융경색과 실물경제의 붕괴에 대한 위기감이 팽배하고 있음에도 불구하고 통화당국은 1998년 연말까지 긴축기조를堅持하였고 이러한 통화당국의 의지와 긴축기조에 대한 집착은 환율과 물가안정에 기여하였을지언정 그 代價로 엄청난 실물생산의 손실과 대규모 실업의 발생을 초래하였음을 감안할 때, 통화당국이 통화기조 설정을 위하여 현재 및 과거의 실제 인플레이션율이 아닌 重心인플레이션율에 注目하였었다라면 하는 아쉬움이 남는다.

<Abstract>

Measuring core inflation rate by mixture density estimation

Park, Jongkyu

Since April 1st, 1998, the Central Bank of Korea has assumed the legal responsibility of setting a target inflation rate and keeping the actual inflation rate under the target rate.

In some cases, the central bank cannot directly control inflation if it is led by an oil price shock, raw material price shock, drought, flood, consumption tax increases, currency crisis, and so forth. This study defines core inflation as the inflation driven by both money supply increases and inflation expectations, which can and should be controlled by the central bank. Based on this definition, a new method of measuring the core inflation rate is proposed in this study.

The inflation rate is assumed to follow a normal-normal mixture distribution, and a monthly data set of individual indices of the consumer price index(CPI) is used for maximum likelihood estimation of the mixture density parameters. Core inflation rate, supply side inflation rate, and the probability of the arrival of a price shock are measured

using estimated parameters of the mixture density.

The distributional assumption of a normal-normal mixture for the inflation rate is adopted because I hypothesized that the population of the inflation rate consists of two heterogenous populations: one of which generates demand-driven low frequency data, the other generates supply-driven high frequency data. For each observed inflation rate, we cannot distinguish its source population. A normal-normal mixture model is flexible enough to describe non-normal characters of the histogram of the actual inflation rate, such as skewness to the right, heavy tail, degenerated probability mass at 0%, etc. On the other hand, a normal-normal mixture density for the inflation rate can be derived naturally from a price setting model of a monopolistically competitive firm that is exposed to supply-side industry-specific price shocks. Therefore, this method is not ad hoc: it has a New Keynesian theoretical basis.

Of course there are other ways of measuring the core inflation rate, such as calculating the median or $\alpha\%$ trimmed mean out of a histogram of inflation rate data, subtracting energy and food price indices out of CPI. However, the new method presented in this study can provide a better estimation in the sense that: first, it forecasts the future CPI inflation rate more successfully than the CPI itself and/or other measures; second, it is forecasted by monetary aggregates more successfully than CPI itself and/or other measures; and third, it does not forecast future monetary aggregates. Furthermore, the coefficient of unemployment is

estimated to be significant and negative only when the price shock measured by this method is augmented in a simple short-run Phillip's curve estimation.

The policy implication from these results is that the monetary authority focuses better on core inflation than CPI itself in determining monetary stance. Applied to Korean data, this study presents historical monthly core inflation rate estimation results. It shows a consecutive uninterrupted negative core inflation rate since May 1998, which is truly exceptional for the Korean experience. This means that while we were observing positive rates of inflation due to the currency crisis, the demand driven inflation, which can and should be controlled by the central bank, has been negative since May 1998.

In this situation, if the central bank insists on focusing on the inflation rate itself, it may overkill aggregate demand, which is exactly what happened in Korea in the second half of 1998.

Although the successful blocking of the usual devaluation-inflation spiral right after the Korean currency crisis can be attributed to the extremely tight monetary stance, regrettably the tight monetary policy continued far too long, contributing to a painful loss of real output and mass unemployment.