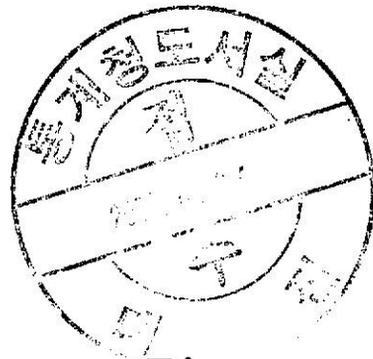


번역자료

310.123  
등 140

# 물가의 경제분석

2000. 3



기 획 과

2000. 3

## 알 림

본 자료는 일본 東京大學出版會에서 발간한 『物價의 經濟分析』(白塚重典 著, 1998)을 저자의 승인을 얻어 번역한 것입니다.

본서는 물가와 금융정책을 둘러싼 기본적인 문제점을 정리한 것으로서 물가지수와 금융정책, 소비자 물가지수의 계측오차, 소비자물가지수에 있어서 품질변화의 계측, 가격조사 방법이 물가지수에 미치는 영향, 소비자 물가지수의 정확도 등과 같이 물가와 금융정책에 관련된 문제점들을 포괄하고 있어 관련 업무에 많은 도움이 될 것으로 생각합니다.

다만, 본 자료는 기획과에서 소비자물가지수 품질평가업무에 참고하기 위해 번역한 것이므로 내부 자료로 활용해 주시기 바랍니다.

2000. 3

기 획 과 장

## 머 리 말

이 책은 내가 1994년 봄부터 1997년 봄까지 일본은행 금융연구소에서 연구활동을 하면서 물가와 금융정책에 관련된 연구성과를 가필·수정·재정리한 것이다.

내가 금융연구에 있어 물가와 금융정책을 둘러싼 일련의 연구를 수행해 온 과정을 볼 때, 소속된 일본은행을 둘러싼 환경은 크게 바뀌었다. 구체적으로는 1998년 4월부터 시행되는 새로운 일본은행법의 제정이 그것이다. 그 제정에 이르는 과정에서 수상의 사적(私的)연구회인 [중앙은행연구회]와 그곳에서의 논의를 근거로 한 [금융제도 조사회]에서 일본 중앙은행의 존재방식에 관한 광범한 문제가 검토되었다. 이러한 검토를 통해 중앙은행제도를 둘러싼 논의가 크게 심화되고, 동시에 물가와 금융정책을 둘러싼 문제의식이 고양되었음을 볼 수 있었던 점은 나 자신의 연구활동에 대한 커다란 활력소가 되었다고 생각된다.

중앙은행의 기본적인 사명은 안정적인 금융·경제의 안정적인 환경을 유지함으로써 경제의 지속적인 성장에 공헌하는데 있다고 되어 있다. 그러나, 의회·정부의 경제운영은 여러 가지 이유에서 인플레이를 지향하는 경향이 있기 때문에 이에 대한 방지책으로써 금융정책 당국의 독립성이 기대되고 있다. 이 때문에, 물가안정이란 과제를 실현하기 위해서는 정부로부터 중앙은행이 독립해야 할 필요가 있다는 점에 대해 거의 전세계적으로 합의가 이루어지고 있다고 할 수 있다. 새로운 일본은행법도 이러한 세계적인 조류에 따라 제정된 것이다.

이와 같이 금융정책을 어떤 틀에 따라 운영할 것인가 하는 점에서는 합의가 도출되고 있다. 그러나 한편으로, 금융정책운영상, 물가의 안정을 어떻게 정의할 것인지, 또 그것을 어떻게 계측할 것인지 하는 점에 대해서 반드시 합의가 얻어지고 있는 것은 아닌 것 같다. 가령, 현실적으로 관찰되는 소비자 물가지수나 도매물가지수, GDP디플레이터 같은 각종 물가지수의 변동에는 여러 일시적인 충격(shock)과 계측오차가 영향을 미치고 있다. 따라서, 관찰되는 물가지표의 변동에는 물가가 얼핏 보기에 상당히 변동하고 있는 것 같아도 그 영향은 일과성(一過性)으로 보이거나, 물가의 추세에 변화가 일고 있음에도 불구하고, 이것이 일시적

충격(shock)으로 간주되어, 걸보기에는 물가안정 기반이 유지되고 있는 경우 등, 다양한 사태가 발생할 수 있게 된다. 그 결과, 물가안정 기반이 유지되고 있는지의 여부를 판단하기란 실은 극히 어려우며 또한, 물가상승률의 바람직한 수준을 계수적으로 표현하는 일은 용이치 않은 일이라고 할 수 있다.

또한, 1980년대 후반 이후의 일본경제 동향을 보면, 일반물가수준이 비교적 안정적 추이를 보이고 있는 가운데, 자산가격이 대폭적으로 상승·하락함과 동시에 경기의 진폭도 대규모적인 양상으로 바뀌었다. 이 때문에, 금융정책 운영에는 자산가격도 목표에 포함시켜야 한다는 주장이 제기되는 등, 자산가격의 변동과 물가안정, 혹은 금융정책운영과의 관계를 어떻게 생각할 것인가 하는 난제가 제기되고 있다.

이 책에서는 이러한 물가와 금융정책을 둘러싼 문제의식에 근거하여 다음과 같이 3부로 나누어 책을 구성하였다. 우선, 제1부에서는 [물가와 금융정책]이라는 제목으로, 물가와 금융정책을 둘러싼 기본적인 문제의식을 정리했다. [금융정책의 최종목표가 되는 물가안정을 어떻게 정의하고 이를 어떻게 계측할 것인가]하는 문제를 어떠한 방식으로 생각해 나갈 것인지를 논의한 후에 물가안정을 목표로 하여 금융정책을 운영해 나가는 일의 중요성에 관해, 거시경제이론 및 인플레이션 목표관리정책(targeting)을 실천하고 있는 나라들의 실례를 들어 검토했다. 계속되는 제2부에서는 [물가지표의 정확도]문제를 들어, 소비자 물가지수의 계측오차 발생요인과 그 정량적(定量的)인 평가를 하고, 그 결과를 토대로 일본 소비자 물가지수의 계측오차 크기에 대해 종합적인 평가를 했다. 마지막 제3부에서는 다시금 물가지수와 금융정책을 둘러싼 문제로 시선을 돌려 [유효한 물가지표의 구축]이라는 제목(title)으로 금융정책 운영상의 목표지표로서 보다 효과적인 물가지표를 구축하기 위한 가능성에 대해 검토했다. 구체적으로는 금융정책 운영상의 목표가 되는 물가지표에 있어 자산가격의 변동을 어떻게 자리 매김 할 것인가, 기초적인 물가변동을 포착하기 위해 현행 물가지표를 어떻게 수정해야 할 것인가 하는 두 가지 문제를 들어 기술했다.

이 책에서 분석은 물가안정과 금융정책이라는 커다란 문제의식 속에서 전개되

고 있으나 분석 방법이나 내용은 상당히 다방면에 걸쳐 있다. 때문에 독자의 문제의식에 따라 각 장을 적절히 선택하여 읽을 수 있도록 본문은 부(部)나 장(章)을 독립된 스타일(style)로 집필했다. 예를 들어 제2부의 [소비자 물가지수의 계측오차]는 이것만으로 완결된 하나의 논제(topic)가 될 수 있을 것으로 생각되는데, 대규모적인 횡단면(cross section)·데이터를 이용한 계량분석방법의 적용례로서 실증분석을 중심으로 읽을 수도 있을 것이다. 또, 거시경제학 또는 금융정책에 흥미를 가진 독자에게는 제2부에서는 3장 [소비자물가지수의 계측오차]와 9장 [물가지표의 정확도]의 주요부분을 읽는 정도에 그치되, 주로 제 1부와 제 3부를 읽는 방법도 권하고 싶다.

이 책에서 거론한 논제(topic)들 가운데서 나 스스로도 논의가 가장 크게 엇갈릴 수 있을 것으로 생각하는 분야는 소비자물가지수 계측오차의 정량적인 평가에 대한 부분이다. 내가 아는 한, 일본의 소비자물가지수에 대해 상방(上方)편의 크기를 정량적으로 평가하려는 시도는 이 책이 처음이다. 나는 본서에서 나타낸 시산(試算)이 현 상황에서 이용 가능한 정보를 모두 담은 최선의 추계값일 것으로 생각하고 있다. 그러나, 동시에 이 추계값은 대담한 가정에 입각한 것도 사실이며, 따라서 비판받아야 할 점도 많을 것으로 생각한다. 단, 이것은 다른 시각에서 본다면 물가지수의 문제를 둘러싼 일본의 경제학자, 민간 경제학자, 그리고 관련된 여러 관청의 실무자·경제학자간에 물가지수의 계측오차를 둘러싼 문제에 관한 충분한 연구가 축적되어 있지 않은 증거라고 할 수가 있다. 미국에서는 1996년 말에 소위 보스킨 보고서가 공표된 이래, 경제학자·민간경제학자·물가지수작성 당국인 BLS 경제학자 등이 한데 뭉쳐 현재까지도 계속적으로 활발한 논의가 계속되고 있다. 거기서는 방대한 연구 축적 위에 보다 치밀한 논의가 이루어지고 있으나, 그럼에도 불구하고 논의는 수렴되고 있지 않다. 이 책에서 제시한 시험계산 결과가 앞으로 일본의 물가지수 계측오차를 둘러싼 문제를 연구하는 하나의 발판이 되었으면 하는 것이 나 자신의 바램이다.

한편, 이 책에서 기술된 의견은 필자 개인의 것이며, 필자가 소속된 일본은행의 것은 아님을 미리 언급해 두는 바이다.

이 책을 작성하는 과정에서, 문자 그대로 많은 분들의 도움을 받았다. 우선, 翁邦雄씨로부터는 금융연구소에 부임한 이래, 이 책의 토대가 되는 연구를 하는 과정에서 직속 상사로서 논문작성에 대해 극진하고도 정중한 지도를 받았으며, 동시에 그 연구성과를 책으로 출판하도록 열심히 권해 주셨다. 또, 吉川洋 선생님께서도 당시 객원연구원으로서 금융연구소에 근무하고 계셨던 인연으로, 출판에 이르기까지의 노고를 맡아 주셨다. 이 두 분과의 만남이 없었다면 이 책이 세상에 나올 수 없었을 것이다.

나아가, 이 책의 토대가 된 논문을 작성하는 과정에서, 太田誠선생님, 黒田昌裕선생님, 北川源四선생님, 谷千凰彦선생님, 深尾光洋선생님, 國友直人선생님, 南部鶴彦선생님, 牧厚志선생님, 高木信二선생님, 福田愼一선생님, 澁谷浩선생님 등 매우 많은 선생님들로부터 유익한 논평(comment)을 받았다. 일본은행의 입사동기인 藤木裕씨로부터는 직장 동료로서 또한 친구로서 항상 자극을 받았으며, 곤란할 때의 상담 상대로서 유익한 조언을 받았다. 직장 상사인 黒田선생님, 白川方明씨, 高橋씨, 市川信幸씨, 井上哲也씨는 내가 물가와 금융정책 연구에 몰입할 수 있는 환경을 만들어 주셨고 뿐만 아니라 매우 많은 원조를 베풀어주셨다. 또, 동경대학출판회의 黒田拓也씨에게는 이 책의 간행에 이르기까지 많은 노고를 끼쳤다. 한편, 이 책의 토대가 된 논문에는 동료인 藤木裕씨, 中田祥子씨와 공동으로 작성한 것이 포함되어 있다. 이들 논문을 바탕으로 이 책의 일부를 작성하도록 허락해 주신 두 분에게 감사의 뜻을 표시하고 싶다.

마지막으로 개인적인 일이지만, 내 연구활동을 따뜻하게 지켜봐 주고 지지해 준 아내 明子와 두 아이, 弘愼·美歌에게 감사를 보낸다. 더불어 나를 오랜 기간에 걸쳐 키워 주신 부모님에게도 이 책을 바치고 싶다.

1997년 12월

白塚重典

# 목 차

제 1 부 물가와 금융정책 .....	7
제 1 장 물가의 안정 : 그 의미와 계측상의 문제 .....	9
1. 물가안정의 의미와 그 계측 .....	10
1.1 물가안정의 논의 : 금융정책 운영의 목표 .....	10
1.2 물가안정의 계측 : 금융정책의 목표지표 .....	13
2. 이 책의 구성 .....	18
제 2 장 물가지수와 금융정책 .....	20
1. 인플레이션 목표관리정책의 이론적인 해석 .....	20
1.1 중앙은행의 독립성을 둘러싼 논의와 최적계약 모델 .....	21
1.2 인플레이션·바이어스의 발생과 그 해소책 .....	23
1.3 최적계약(最適契約)모델을 둘러싼 논의에 관한 유의 조항 .....	36
2. 인플레이션 목표관리정책 대상지표를 둘러싼 여러 문제 .....	40
2.1 목표 대상 물가지표와 기초적(基調的)인 물가변동 .....	41
2.2 목표 범위와 물가지수의 상방 편향 .....	45
2.3 자산가격의 취급 .....	46
3. 정 리 .....	47
제 2 장의 보 론(補論) .....	49
최적계약의 기본 모델의 도출 과정 .....	49

제 2 부 물가지표의 정확도 .....	53
제 3 장 소비자 물가지수의 계측오차 .....	55
1. 계측오차의 여러 요인 .....	57
1.1 대체효과의 영향 .....	57
1.2 품질변화의 영향 .....	59
1.3 신제품 등장의 영향 .....	60
1.4 통계작성 기술적인 문제 .....	62
2. 계측오차 발생 메커니즘의 정리 .....	63
3. 정 리 .....	65
제 4 장 물가지수 계산식과 계측오차 .....	66
1. 기본적인 물가지수 계산식 .....	67
1.1 지수계산식의 종류 .....	67
1.2 고정기준 방식과 연쇄기준 방식 .....	68
2. 고정기준 라스파이레스 물가지수의 상방편의 .....	69
3. 품목단위 집계상의 문제 .....	71
4. 지수계산식 개선의 방향성 .....	72
4.1 고정기준 라스파이레스 물가지수를 대체할 수 있는 지수계산식 ....	72
4.2 지수계산식 변경의 구체적인 효과 .....	73
4.3 품목지수로의 집계상의 문제에 대한 대응책 .....	74
5. 정 리 .....	74
제 4 장의 보 론(補論) .....	76
보론1 산술평균 지수와 기하평균 지수 : 지수수준의 영향 .....	76
보론2 라스파이레스 물가지수와 생계비 지수 .....	77
보론3 연쇄기준 토크퀘비스트 물가지수에 대해서 .....	81

제 5 장 품질 변화의 계측(1) : 이론적 기초 .....	86
1. 품질변화를 포착하는 견해 .....	87
1.1 품질의 정의 : 헤도닉 가설 .....	87
1.2 랭커스터 · 모델에 의한 품질변화의 포착 .....	88
1.3 일본의 PC시장에의 응용 예 .....	89
2. 헤도닉 접근법의 이론적 기초작업 : 로젠의 이론모델 .....	91
3. 정 리 .....	95
제 6 장 품질 변화의 계측(2) : 실증연구 .....	96
1. 제품별로 본 품질변화의 착안점 .....	96
1.1 현저한 기술혁신의 진전과 품질변화 예측의 어려움 .....	96
1.2 소비자기호의 다양화에 포착 .....	97
1.3 정가(定價)와 실세가격(實勢價格) .....	99
1.4 옵션성의 포착 .....	99
2. 헤도닉 접근법에 의한 실증분석의 기준 .....	100
2.1 헤도닉 접근법의 실증분석의 적용 .....	100
2.2 실증분석상의 문제 .....	100
3. 현저한 기술혁신의 포착 : PC의 사례연구 .....	103
3.1 PC · 헤도닉 함수의 추계결과 .....	103
3.2 PC시장의 역동적인 구조변화 .....	105
4. 소비자기호의 다양화의 포착: 승용차의 경우 조사 .....	106
4.1 승용차 헤도닉 함수의 추계결과 .....	106
4.2 사이즈 · 스타일별 가격변동의 차이 .....	108
5. 정가와 실세가격(實勢價格): 비디오카메라의 사례연구 .....	109
5.1 비디오카메라 · 헤도닉 함수의 추계결과 .....	109
5.2 실세가격과 정가의 추계매개변수의 비교 .....	112
5.3 기능, 타입(type), 메이커 .....	113
5.4 진부화의 빠름 .....	114

6. 패션성의 포착 : 의류제품의 사례연구 .....	114
6-1 의류제품의 헤도닉 함수의 추계결과 .....	114
6-2 가격차와 패션성 · 기능성 .....	115
7. 정 리 .....	121
<b>제 6 장의 보 론(補論)</b> .....	122
보론 1. 함수형 선택의 문제 .....	122
보론2 다중공선성과 설명변수의 선택 .....	124
<b>제 7 장 품질변화와 물가지수</b> .....	136
1. 품질변화가 물가지수에 주는 영향 .....	136
1.1 헤도닉물가지수의 시험계산결과 .....	136
1.2 가격지수의 하락효과 .....	138
2. CPI에의 헤도닉 · 접근법의 적용가능성 .....	140
2.1 기본적인 윤곽 .....	141
2.2 승용차에 있어서 사례연구 .....	142
3. 서비스가격이 안고 있는 문제 .....	146
3.1 집세 지수의 문제점 .....	146
3.2 의료비지수의 의문점 .....	148
4. 품질조정기법의 문제가 영향을 미치는 범위 .....	149
5. 정 리 .....	151
<b>제 7 장의 보 론(補論)</b> .....	152
헤도닉 물가지수의 산출방법 .....	152
<b>제 8 장 가격조사와 물가</b> .....	154
1. 가격조사 샘플(sample)의 문제 : 가격파괴와의 관계 .....	154
1.1 가격파괴와 물가지수의 관계 : 개념정리 .....	154
1.2 소매업의 구조변화와 물가지수 디플레이션(deflation) .....	157
1.3 코오베 지진재해의 사례연구(case study) .....	164

2. 가격조사방법의 문제 .....	166
2.1 조사일의 문제 .....	166
2.2 민영(民營)집세의 문제 .....	168
3. 가중치작성방법의 문제 .....	169
3.1 기초자료가 되는 가계조사의 문제 .....	169
3.2 내구소비재·주택의 취급 .....	170
3.3 내구소비재 가중치 작성방법의 문제 .....	172
3.4 귀속집세의 취급 .....	173
4. 정 리 .....	176
<b>제 9 장 소비자 물가 지수의 정확도 .....</b>	<b>178</b>
1. 계측 오차의 정량적 평가 .....	178
1.1 정량적 평가의 범위 .....	178
1.2 요인별 편의 크기에 관한 상정(想定) .....	180
1.3 계측 오차의 크기 .....	182
1.4 보스킨 보고서와의 비교 .....	183
2. 계측 오차의 금융 정책적 함의 .....	185
3. CPI의 정확도 개선에 적합한 대책 .....	187
<b>제 3 부 유효한 물가지표의 구축 .....</b>	<b>191</b>
<b>제 10 장 자산 가격 변동과 물가 지수 .....</b>	<b>193</b>
1. 물가 지수 개념의 동학적(動學的)인 확장 .....	193
1.1 동학적인 가격 변동 요인의 고려 .....	194
1.2 물가 지수 개념의 동학적인 확장 : 동학적 균형 가격 지수 .....	194
1.3 동학적(動學的) 균형 가격 지수의 시산(試算) .....	195

2. 동학적 균형 가격 지수를 이용할 경우의 문제점 .....	197
2.1 자산 가격 부분의 가중치 분배 타당성 .....	197
2.2 자산 가격 통계의 정확도 .....	199
2.3 자산 가격 변동의 배경과 정책적 합의 .....	202
2.4 동학적 균형 가격 지수의 신뢰도 .....	206
3. 정 리 .....	210
제 10 장의 보 론(補論) .....	212
보론1 동학적으로 확장된 물가 지수의 정식화 .....	212
보론 2 회귀분석에 의한 물가지수 관측오차의 계측 .....	213
제 11 장 기초적(基調的)인 물가변동의 포착 .....	215
1. 물가안정의 포착 .....	216
1.1 금융정책의 최종 목표로서의 물가안정 .....	216
1.2 물가안정의 포착 .....	217
2. 이상치 수정지표의 구축 .....	219
2.1 일시적인 교란요인의 영향 .....	219
2.2 계절변동의 영향 .....	228
2.3 계측오차의 영향 .....	231
3. 물가의 기초적인 변동을 포착하기 위한 지표 .....	232
3.1 이상치 수정지표에 의한 물가추세의 판단 .....	232
3.2 1980년대 후반이후의 물가 추세의 평가 .....	238
4. 정 리 .....	240
참고문헌 .....	242

제 1 부

---

## 물가와 금융정책



## 제 1 장 물가의 안정 : 그 의미와 계측상의 문제

금융정책의 최종목표는 일반적으로 [물가의 안정]이라고 일컬어진다. 그러나, 금융정책 운영상의 물가안정 정의에 대해서는 반드시 합의가 얻어지고 있는 것은 아니다. 또, 금융정책에는 그 발동에서 물가변동에 영향이 미치기까지 시차(lag)가 존재하기 때문에 예방적(pre-emptive)으로 운영해 나갈 필요가 있다. 이 경우, 물가통계에 의해 관측된 물가변동 중에서 금융정책이 대응해야 할 물가변동의 기초적인 변화를 적절하고 정확하게 파악하는 것이 중요하다.

그러나, 현실적으로 관찰되는 소비자물가지수나 도매물가지수, GDP 디플레이터와 같은 각종 물가지표의 변동에는 여러 종류의 일시적인 충격(shock)과 계측오차(計測誤差)가 영향을 미치고 있다. 따라서, 관찰되는 물가지표의 변동에는 물가가 일견(一見) 상당히 변동하고 있는 것 같아도 그 영향은 일과성(一過性)으로 보이는 경우나, 물가의 추세에 변화가 일어나고 있음에도 불구하고 이것이 일시적 충격으로 부인되어, 외형상으로 물가안정의 기반이 유지되고 있는지의 여부를 판단하는 것은 실은 극히 어려우며 물가상승률의 바람직한 수준을 계수적으로 표시하기란 용이치 않다.

또, 1980년대 후반 이후의 일본경제의 동향을 보면 일반물가수준이 비교적 안정적 추이를 보이는 가운데 자산가격이 대폭적으로 상승·하락하면서, 경기의 진폭도 대규모적인 양상으로 바뀌었다. 이 때문에, 금융정책 운영에 있어 자산가격도 목표에 포함시켜야 한다는 주장이 대두되는 등, 자산가격의 변동과 물가안정, 혹은 금융정책운영과의 관계를 어떻게 생각할 것인가 하는 난제가 제기되고 있다.

이 책에서는 이러한 물가와 금융정책을 둘러싼 문제의식을 염두에 두어, [금융정책의 최종목표라는 물가안정을 어떻게 정의하고 이를 어떻게 계측할 것인가]하는 문제를 논의했다. 이 장에서는 이를 위한 도입부분으로서 2장 이하에서 전개할 물가와 금융정책의 관계에 관한 경제분석 조감도를 제시하도록 하겠다. 즉, 금융정책 목표들 중의 하나로 일컬어지는 [물가안정]의 의미와 그 계측상의 문제점을 금융정책의 운영을 염두에 두고 가능한 한 구체적인 수준으로 검토하겠다.

## 1. 물가안정의 의미와 그 계측

이 절에서는 [물가안정을 어떻게 정의하고 이를 어떻게 계측할 것인가]하는, 이 책 전체를 통한 문제의식에 대해 그 큰 틀을 정리한다.

### 1.1 물가안정의 논의 : 금융정책 운영의 목표

물가안정을 정의하는 개념으로서는 맹아적(萌芽的)인 사고까지 포함하여 ① 허용 외환시세변동폭(target zone)의 중시(重視), ②[가격안정 하의 지속적 경제성장] 중시, ③예상형성(豫想形成) 중시라는 3가지 개념으로 구분된다.

#### 허용 외환시세변동폭(target zone)의 중시

우선 첫 번째 개념은 물가변동에 대해 허용 가능한 외환시세변동폭을 설정할 수가 있고, 인플레이션이 그 범위 안에 있는 한, 경기상황 등을 주시하면서 금융정책을 발동하도록 하는 것이다. 이 접근방식에서는 정책 목표간에 사전적(辭典的) 서열이 있는 것으로 여겨, 우선 물가를 가장 중시하고, 그것이 목표범위 내에 있을 때는 그 밖의 목표도 고려한다. 그러나, 제 2계층 이하의 목표(가령 경제성장이나 고용)가 아무리 좋은 성과를 거둬도 제 1계층의 목표(물가)가 조금이라도 손상된다면 금융정책은 실패했다고 생각한다.

허용 외환시세변동폭 중시의 가장 전형적인 예는 최근, 구미 각국에서 채택하는 나라가 늘고 있는 인플레이션 목표관리정책(inflation targeting)의 프레임 을 지적할 수 있다. 이 프레임에서는 금융정책의 최종목표가 되는 인플레이션의 목표범위가 미리 공표 된다<sup>1)</sup>. 또, FRB의 일부 경제학자가 제창하고 있는 기회주의적 접근방식(opportunistic approach)은 이러한 개념에 가깝다<sup>2)</sup>.

이 개념은 중앙은행의 행동 성과를 물가상승률이라는 형태로 객관적으로 평가하기 쉽다는 점에서 커다란 이점이 있다. 한편, 버블(bubble)시기를 반성한

---

1) 캐나다 연방은행 부총재인 Charles Freedman [1996], 영란(英蘭)은행 경제학자 Haldance[1996]은 인플레이션 목표관리정책(inflation targeting)이 인플레이션을 중간목표로 운영되고 있다고 지적하고 있다. 이 견해에 입각하면 인플레이션 목표관리정책은 실질적으로 후술할 제 3의 입장인 예상형성(豫想形成)중시와 거의 동등한 것으로 생각된다.

2) 기회주의적 접근방식(opportunistic approach)은 물가안정을 궁극적인 목표로 보고 있기는 하나 인플레이션이 장기적인 목표값에서 그다지 벗어나 있지 않은 수준에 있든가 혹은 그 수준에서 크게 벗어날 가능성이 높지 않은 것이라면 물가에 영향을 주는 바람직한 충격일 가능성을 염두에 두어 졸속한 정책대응을 자제해야 한다는 견해이다. 자세한 내용에 대해서는 Orphanides and Wilcox [1996]을 참조.

다는 관점에서 보면, 가령 이 시기에 외환시세변동폭을 설정했다고 했을 때, 도대체 어떠한 물가지수를 선택하고 또한 구체적으로 어떤 폭으로 외환시세변동폭을 설정해야 적절하고 정확한 금융정책 운영이 될 것인가, 하는 물음에 대답하는 것이 중요한 요소가 된다.

### [물가안정 하의 지속적 경제성장] 중시

두 번째는 지속적인 경제성장과 일치하는 물가변동이 바로 물가안정이라는 개념이다. 이는 바꿔 말하면 실제 경제·물가의 커다란 변동을 극구 회피하는 것을 목표로 하는 것에 가깝다<sup>3)</sup>. 그러나, 물가안정은 지속적 성장의 필요조건일지라도 충분조건은 아니다<sup>4)</sup>. 또한 지속적 성장을 위해 필요한 물가변동의 조작적(operational) 정의의 어려움과도 맞물려, 중앙은행의 책임이 애매해진다 는 문제를 안게 된다. 이 점을 해결하지 않으면 중앙은행으로서의 신뢰성 확보는 어렵다. 그래서, 경제성장의 지속 가능성을 중시하는 견해에 입각한 경우 라도 [안정시켜야 할 물가지표가 무엇이었는가]하는 문제는 계속적으로 남게 된다.

### 예상형성(豫想形成) 중시

마지막 개념은 경제주체의 인플레이 기대 안정화를 중시하는 것이다. 이는 경제의 안정성과 효율성을 실현시키기 위한 필요조건으로서 물가안정, 특히 사람들의 인플레이 기대를 진정시키는 것이 중요함을 주장하는데 있다<sup>5)</sup>.

이러한 견해에 서면 가령 통계로서 표시되는 물가상승률이 정착하고 있다 하더라도 향후 계속 저금리를 유지하는 것이 장래에 대한 경제주체의 기대를

3) 미에노 전 일본은행 총재는 1994년 5월의 기사라기회(會) 강연에서 [물가의 안정은 물가지수의 안정이 아니다. 물가의 배후에 있는 경제 동향이 중장기적으로 봐서 균형 잡히고 지속적인 성장일 때 비로소 진짜 물가안정이라고 할 수 있다.]라고 진술하고 있다.

4) 한편, 물가와 경제성장의 관계에 대해서는 Fischer[1993], Barro[1995]가 최근의 [새로운 경제성장이론]에 관한 실증연구 속에서 물가안정은 경제성장에 플러스 영향을 미친다는 이론을 제시하고 있다. 새로운 경제성장이론을 둘러싼 논의에 대해서는 예를 들어 Barro and Sala-Martin[1995], 藤木[1996]을 참조할 것.

5) 가령, 그린스핀 FRB의장은 1996년 8월에 개최된 [물가안정을 요구하며]라는 제목을 붙인 캔사스시 연방준비은행 주최의 회의에서 금융정책이 추구해야 할 물가안정의 정의에 대해 [중앙은행의 눈으로 보아 물가안정을 정책운영상 정의한다면 {경제주체의 의견 결정시, 장래 일반물가수준의 변동을 가장 빨리 고려할 필요가 없는 상태}가 될 것이다.]라고 진술하고 있다.

현저하게 강화시키는 경우에는 일찌감치 금리를 인상함으로써 금후의 물가가 상승하지 않도록 노력하는 것이 된다. 이 견해는 물가지수의 안정을 목표로 하면서 지속적 경제성장을 시야에 넣는다는 점에서 물가안정의 정의에 관한 위 2가지의 개념을 통합한 측면을 갖고 있다. 한마디로 말하면 [지속적인 물가안정]을 목표로 하는 개념인 것이다. 물가안정에 관한 이 세 번째 정의는 인플레이 기대의 진정화라는 척도를 갖는 만큼 두 번째 정의보다는 개념적으로 명확하지만, 물가지수(index) 등 기대 인플레이율을 직접 측정하는 도구가 일본에는 아직 존재하지 않기 때문에<sup>6)</sup>, 현 상황에서는 금융정책의 목표와 책임의 정량적인 평가가 곤란하다는 점은 두 번째 정의와 마찬가지로다.

### 물가의 안정에 관한 이 책의 입장

이상, 물가안정에 관한 3가지 정의를 검토했으나 어느 정의를 취할 것인가 하는 점에 대해서는 반드시 일반적인 합의가 이루어지고 있는 것은 아니다.

그러나, 이상 3가지 접근방식은 반드시 서로간에 모순되어 있는 것은 아니다. 가령, 물가안정을 통한 중장기적인 경제성장의 실현을 중앙은행의 역할이라고 생각하여 그를 위해 물가가 장래적으로도 안정되어 있는 상태를 창출한다면 결과적으로 인플레이 기대가 진정된 상태도 유지될 것이기 때문에 제2와 제3의 개념은 양립할 수 있는 개념이 된다. 따라서, 여기서는 물가안정을 제2와 제3의 개념을 합친 의미에서의 [지속적인 물가안정]으로 정의한다.

이러한 물가안정의 정의는 새로운 일본은행법 하에서 일본은행의 주요 임무가 물가안정인 점으로 명시되어 있다. 또, 그 궁극적인 목표는 국민의 경제후생 향상에 있는 것으로 생각된다. 이와 같이 생각하면 새로운 일본은행법 하에서는 어떠한 척도에 있어서의 [물가지체의 안정]이 요구될 뿐만 아니라 그와 동시에 그 점을 통해 경제의 안정성을 확보, 중장기적인 경제성장을 실현하기 위한 전제조건을 제공해야 할 것이 요구되는 셈이다. 이는 위에서 언급한 [지속적인 물가안정]을 목표로 하는 데에 가까운 것으로 생각된다.

6) 물가지수(index)의 시장거래가격에서 기대 인플레이율을 도출하는 자세한 방법에 대해서는 北村[1995]를 참조할 것.

## 1.2 물가안정의 계측 : 금융정책의 목표지표

일반적으로 금융정책에서 정책판단을 내리거나 그 실행을 평가하는 경우, 물가의 안정을 측정하는 대리변수로서 GDP디플레이터나 소비자물가지수(CPI), 도매물가지수(WPI)와 같은 물가지수가 사용되고 있다. 그러나, 상술한 의미에서의 물가안정은 장래의 물가동향을 강도 높게 염두에 두고 있는 것이니 만큼 단순히 통계상에 나타나는 물가상승률이 낮다는 표면적인 물가안정과 반드시 일치하지는 않는다. 따라서, 물가상승률 그 자체의 바람직한 수준으로서 정의될 수 없다. 이는 금융정책의 운영에 있어 참된 의미로서의 [물가의 안정]을 어떻게 계측해 나갈 것인가 하는 문제를 제기하고 있는 것이다. 이러한 관점에서 보면 금융정책의 목표가 되는 물가지표를 특정(特定)하는 데 있어 다음과 같은 문제를 검토할 필요가 있다.

우선, 첫 번째는 물가지수 계측오차의 문제이다. 일반물가수준의 변동을 포착하는 물가지수의 정밀도가 반드시 완벽하다고는 할 수 없다. 즉, 통계작성상, [통계오차]가 불가피하게 섞여 그 영향으로 인해 물가지표의 정밀도라는 문제가 물가통계를 보는 데 있어 중요한 포인트가 되게 된다. 즉, 물가지수의 계측오차는 물가지수에 상방편의를 초래하는 경우가 많아, 경제정책의 운영 혹은 거시경제의 분석에 커다란 영향을 줄 수 있다. 두 번째로 자산가격의 변동이 묵시적으로(implicit) 포함되어 있는 장래의 가격변동에 관한 정보라는 동학적(動學的)인 물가변동의 영향을 반영시키기란 현실적으로 어렵다. 세 번째로 단기적인 외생적(外生的) 충격(shock)의 영향이 섞여, 기초적(基調的)인 물가변동을 지켜보기 힘든 경우를 상정할 수 있다.

### 물가지수의 계측오차

우선 CPI를 작성할 때 사용되는 고정기준 라스파이레스지수 계산식의 한계를 검토함으로써, 물가지수통계 작성에 있어, 실무적인 관점에서 계측오차의 문제에 대해 검토하겠다.

상술한 바와 같이 CPI는 고정기준 라스파이레스방식에 따라 작성되고 있다. 이는 ①기준시점에 고정된 가중치에 따라 조사가격을 가중평균하는 방식으로, 이해가 수월한 지수 계산식인 점, ②기본적으로 비교시점의 가격을 조사함으

로서 가격지수를 작성할 수 있기 때문에 통계작성의 비용을 억제할 수 있다는 점 등의 장점을 보유하고 있다.

그러나, 동시에 이 고정기준 라스파이레스방식을 이용한 물가통계 작성은 물가지수의 변동에 계측오차를 혼입(混入)시키는 커다란 요인도 되고 있다. 즉, 고정기준 라스파이레스지수 계산식의 프레임에서는 상대가격의 변동에 동반하는 소비자 행동의 변화나, 신제품의 등장, 진부화된 제품의 소멸이라는 경제활동의ダイナミック한 변화에 대응하기가 힘들다.

이러한 문제는 ①조사가격의 정밀도, ②가중치의 정밀도, ③지수 계산식의 적절함이란 물가지수를 구성하는 3가지 요소를 통해 CPI에 계측오차를 초래하고 있다. 그리고 이들 3가지의 구성요소에 영향을 끼치는 요인은 3장에서 자세하게 검토하겠지만, ①상대가격변동에 동반하는 대체효과, ②품질변화의 영향, ③신제품 등장의 영향, ④통계작성상의 기술적인 문제의 4가지로 구분된다.

한편, CPI의 통계오차를 논의하는 경우, 비교대상이 되는 것은 본래 가계의 효용수준을 일정하게 보았을 경우, 지출총액의 변동을 나타내는 생계비지수이다<sup>7)</sup>. 즉, CPI의 계측오차는 일반적으로

$$(CPI의\ 변동) = (생계비지수의\ 변동) + (계측오차)$$

라고 쓸 수가 있다. 이 경우, 계측오차의 문제는 계측오차의 크기(바이어스)와 그 분산의 2가지 관점이 있을 수 있다. 이 책에서는 계측오차에 대해 주로 CPI의 바이어스 크기에 대해 검토하는데, 그 분산에 관해서도 필요에 따라 언급한다.

### 자산가격의 변동과 물가안정

다음으로 자산가격과 물가지수의 관계를 일반적으로 주로 이용되는 물가지수 개념을 동학적(動學的)으로 확장하여 정리한다.

물가변동에 대해 논의할 때, 보통은 어느 1시점에서의 소비활동에 착안해, 물가지수는 그 가격변동을 포착하는 것이라고 생각한다. 그러나, 소비자는 단순히 1시점에서의 재화(財貨)·서비스 소비의 흐름뿐만 아니라 장래시점에서

7) 생계비지수와 CPI에서 채택되고 있는 라스파이레스지수 계산식의 관계에 대해서는 3장 보론(補論)을 참조할 것. 한편, 가계의 효용함수가 유사하게 확대되는(소득수준이 변화해도 지출패턴이 불변이 된다) 경우에는 라스파이레스지수가 생계비지수의 상한(上限)이 된다.

의 소비흐름도 염두에 두어 소비활동에 관한 의사결정을 한다고 생각하는 것이 보다 자연스러울 것이다. 이 경우, 물가지수를 구축하는 데에도 동학적인 가격변동의 영향을 고려할 필요가 있다고 할 수 있다. 즉, 소비자의 생계비를 측정하는 물가지수는 현시점의 재화·서비스가격 뿐만 아니라 장래에 있어서의 재화·서비스가격도 포함되어야 하는 것이다.

이러한 견해에 입각하면 금융정책의 운영상, 물가안정의 수준을 판단하는 기준으로서 주요 물가동향을 나타내는 소비자물가지수나 GDP 디플레이터 외에 장래의 재화·서비스가격을 묵시적(implicit)으로 포함하고 있는 자산가격의 동향도 감안해야 한다는 주장은 정당화될 것이다. 특히 일본에서는 1980년대 후반에 일반 물가수준이 안정화되고 있는 가운데, 자산가격이 크게 상하로 변동하는 사태를 경험했다. 이 점을 근거로, 자산가격을 금융정책 운영상의 참고지표로서 활용해 나가는 데 있어 그 문제점을 논의하는 것은 유용할 것으로 생각된다.

특히 자산가격은 장래의 인플레이 동향이라는 사람들의 기대를 생생하게 반영하여 변동하는 지표이기 때문에, 금융정책을 운영해 나가는 데 있어 유용한 정보를 얻을 수 있다. 금융정책이 중장기적인 물가안정을 목표로 하는 이상, 과거의 물가지표 변동만을 봐서는 불충분하다. 따라서 금융정책의 운영상, 물가지표의 동향에 장래의 재화·서비스가격을 묵시적으로 포함하는 자산가격의 동향을 가미하여 판단해 나가는 것이 중요함은 말할 필요도 없을 것이다.

그러나, 자산가격을 금융정책 판단의 핵심으로서 자리 매김해 나가는 일은 아래의 문제점을 고려하면 곤란한 점이 많다.

첫 번째 문제는 자산가격이 장래의 재화·서비스 가격의 상승예상 이외에도 여러 요인의 영향을 받고 있어, 자산가격의 변화가 곧바로 장래시점에서의 재화·서비스가격의 변동을 의미하는 것은 아니라는 점에 기인한다. 이 결과, 기술변화를 반영한 자산가격의 변동까지도 인플레이로 인식되어 버리는 커다란 결함을 안게 된다. 더욱이, 자산가격의 변동 자체가 펀더멘털즈(fundamentals)로부터 벗어날 가능성도 생각할 수 있다.

두 번째 문제는 자산가격의 예측오차 크기이다. 금융정책의 운영목표 중에

서, 물가변동의 동학적(動學的)인 요소를 보다 깊이 고려하려 할 때, 장래 재화·서비스가격의 예상을 반영하는 자산가격의 비중이 커지게 된다. 그러나, 이 경우, 주요 물가지수에도 계측오차의 문제가 있기는 한데, 상대적으로는 높은 정밀도로 측정되고 있는데 대해 자산가격의 정밀도는 현저히 낮다는 점이 커다란 문제점으로 떠오른다.

### 물가의 기초적(基調的)인 변동

마지막으로 물가지수에서 일시적인 교란요인의 영향을 제거, 금융정책이 대응해야 할 기초적인 물가변동을 어떻게 추려낼 것인가 하는 문제에 대해 논의해 본다.

금융정책 정책과급효과의 시차(lag)을 염두에 두어 예방적 정책운명을 할 필요가 있는 한편, 정책운영의 책임을 확보하는 것도 중요해지고 있다. 이 때문에 금융정책이 지향해야 할 지속적인 물가안정과 일치하는 형태로 또한 일반적으로 이해될 수 있도록 물가의 안정도를 측정하는 대리변수로서 사용되고 있는 소비자물가지수(CPI)나 도매물가지수(WPI), GDP 디플레이터와 같은 물가지수 자체에 수정을 가하는 방안을 검토할 필요가 있다.

이러한 견해에 입각한 한가지 방향을 제시한다면 실제의 물가상승률과 동시에 기대 인플레이션을 계측하는 것이다. 이를 위해서는 이러한 정보를 포함하는 물가지수의 신설, 또는 기존 금융시장의 동향에서 얻어지는 정보의 추출 등을 생각할 수 있다.

다른 한 방향은 물가지표 자체에 내재하는 기초적(基調的)인 동향을 도출(導出)하는 것이다. 이 경우, 종래에는 [소비자물가지수·총합]에서 기후불순 등의 일시적 요인의 영향을 강하게 받는 신선식품의 변동을 제외한 [소비자물가지수·신선식품을 제외한 총합](이하, [CPI 신선식품제외]로 호칭)에 주목해 왔다. 그러나, 물가지표의 표면적인 변동에는 여러 일시적 충격이 영향을 미치고 있어, 이러한 기초적인 물가변동에 관한 정보의 추출은 간단한 것이 아니다<sup>8)</sup>.

8) 이 밖에 물가지수의 계측오차가 상방 바이어스를 초래하고 있어, 물가상승률의 과대평가로 이어진다는 문제도 지적할 수 있다. 또, 금융정책에의 관계(implication)을 고려할 때 이 물가지수의 계측오차는 그때 그때의 경제환경, 기술혁신 속도 등에 의존해 변동할 가능성이 높아, 반드시 일정한 것은 아니라는 점을 간과할 수 없다.

금융정책에서 달성되어야 할 물가의 안정을 [지속적인 물가안정]이라 정의하고 그 변동을 기초적인 물가변동으로 생각하면 금융정책이 주목해야 할 물가지표는 물가변동 중 계절적인 변동이나 일시적인 변동의 영향을 제외한 추세적·순환적인 변동으로 생각할 수 있다. 즉, 물가변동을

$$(\text{물가변동}) = (\text{추세}) + (\text{계절변동}) + (\text{일시적 변동})$$

으로 나타냈을 때, 계절변동·일시적 변동과 같은 일시적 요인을 제외한 추세 부분이 있게 된다<sup>9)</sup>. 혹은 계절변동과 일시적 변동을 넓은 의미에서의 일시적인 변동요인, 추세를 항구적인 변동요인으로 생각하는 것도 가능할 것이다.

종래, 데이터 변동을 일시적인 변동요인과 항구적인 변동요인으로 분리하려는 시도는 시계열(時系列) 데이터 분석 프레임에서도 있어 왔다. 가령, Beveridge and Nelson(1981)은 1변수 시계열모델에 의해, 또는 Blanchard and Quah(1989)는 2변수 시계열 모델에 의해, 이 문제에 접근하고 있다. 단, 전자에 대해서는 Watson(1986)이 지적하듯이 일시적인 요인과 항구적인 요인의 상관관계에 일정 가설을 둘 필요가 있고, 이 가정 여하에 따라 다른 추계결과가 얻어진다는 문제가 있다. 또, 후자에 대해서도 외부 발생적인 충격이 다수 존재하는 경우에 대해서는 문제가 생긴다.

이 책에서는 횡단면(cross section) 방향에서 본 물가변동의 분포가 일반적으로 정규분포와 달리 좌우로 비대칭적인 형상이 되고 있는 사실에 착안해, 각 시점에서의 횡단면방향 정보를 활용함으로써 물가변동의 기초적인 요소를 반영한 항구적인 변동요소를 추출해 보도록 한다. 구체적으로는 각 시점에서의 개별 품목 가격변동의 양끝에 분포하는 부분을 제외시킴으로서 중심이 되는 부분의 정보만을 이용하는 이상치 수정지표(異常値 修正指標, limited influence estimator)를 구축한다. 이는 일반적으로 중앙치(median) 또는 절사평균치(trimmed mean)라 불리는 통계량에 해당한다.

9) 단, 여기서의 [추세]는 확정적 추세(deterministic trend)뿐만 아니라 확률추세(stochastic trend)를 포함하는, 항구적인 변동요인이다. 즉, 각각의 기(期)에 따른 추세의 변화는 일정하지 않은 확률변수로 간주, 순환적인 변동도 확률경향 그 자체의 변동으로 본다. 환언하면 확률변수인 각각의 충격이 누적됨으로서 현재의 물가수준이 규정되며, 한번 발행한 충격이 항구적인 영향을 갖는다고 생각한다.

이 접근방식은 아래와 같은 두 가지 커다란 장점을 가지고 있다. 우선 첫 번째로 추정치가 정확한(robust) 점이다. 물가변동의 횡단면 방향의 분포가 정규분포에서 떨어져 있는 경우, 가중평균치는 정확한 추정치가 되지 않지만, 중앙치 또는 절사평균(trimmed mean)을 이용함으로써 이 점을 보완할 수 있다<sup>10)</sup>.

두 번째는 실무적 간편함이다. 정책판단지표로서의 유용성이라는 관점에서 볼 때 계산방법의 간편성은 극히 중요한데, 이런 점에서 이들의 통계량은 물가지수의 품목 데이터를 입수하면 가중평균하기만 하면 되기 때문에 아주 용이하게 계산할 수 있다. 또, 각 시점마다 이용 가능한 정보만을 이용하기 때문에, 일반적인 시계열(時系列)분석방법과 달리 새로운 시계열이 추가되어도 과거의 결과는 소급적인 영향을 받지 않는다.

## 2. 이 책의 구성

이상에서 정리한 물가와 금융정책의 관계를 둘러싼 문제의식에 따라 이 책에서는 아래와 같이 논의를 전개해 나간다.

우선 2장에서는 1장에서 정리한 물가지표의 문제점을, 최근의 금융정책의 새로운 조류인 인플레이션 목표관리정책(inflation targeting)을 통해 구체적인 정책운영의 틀 속에서 검토한다. 또, 아울러 인플레이션 목표관리정책의 이론적인 기초를 둘러싼 논의를 소개, 표준적인 거시경제이론에 있어 물가의 안정이 어떤 위치에 있는가를 검토한다.

다음 제 2부에서는 3장에서 9장까지를 물가지수 계측오차의 문제 검토에 할애한다. 3장에서는 물가지수가 안고 있는 계측오차의 문제에 대해 개략적으로 보고, 4장에서 9장까지는 자세하게 이를 검토, 지수계산식의 문제, 품질조정 방법의 문제, 통계작성기술상의 문제 세 가지에 대해 구체적인 문제의 소재를 명확히 한다.

4장에서는 지수계산식의 문제를 검증, 공표된 지수분류수준([품목] 이상)에서의 영향과 비공표 지수분류수준([품목]이하)에서의 영향에 대해 각각 검토한다. 또, 아울러 상방 바이어스를 보완하기 위한 대체적인 지수계산식을 제안한다.

10) 이 책에서는 [정확한(robust)]라는 용어를, 기본적인 가정에서의 사소한 괴리로 인해 큰 영향을 받지 않는다는 의미로 이용하고 있다. 정확한 추계량에 대해서는 Huber[1981]을 참조할 것.

5장에서 7장까지는 품질조정방법의 문제점을 들어보도록 한다. 5장에서는 품질변화를 정량적으로 포착할 때의 표준적 프레임인 헤도닉 가설에 대해, 그 기본 개념과 그 이론적 배경을 소개한다. 6장은 헤도닉 가설을 PC, 승용차, 비디오카메라, 기성복제품과 같은 다양한 소비재에 적용하여 계측상의 고안에 따라, 다양한 관점에서 품질변화를 파악할 수 있음을 제시한다. 또, 이러한 계측에서 계량경제학적인 다소 전문적인 논점에 대해서도 보론으로 보충한다. 7장에서는 6장에서의 실증결과를 토대로, 품질조정기법 문제가 CPI에 어느 정도의 편의를 마치고 있는가를, 정량적인 평가와 덧붙여 검토하겠다.

8장에서는 통계 작성상 기술적인 문제에 초점을 맞추겠다. 여기에서의 포인트는 가격 조사 샘플 문제로서 자리 매김 할 수 있는 근년의 「가격파괴」라고 불리어지는 소매구조 변화의 영향을 정량적으로 평가하게 된다. 또, 가격 조사 방법과 가중치 작성 방법 문제점을 검증하고, 가격지수 계측오차의 변동요인이 될 수 있는 것을 지적하겠다.

9장에서는 4장에서 8장까지의 실증결과를 총괄하고, 일본 CPI 계측오차가 경제정책 운영에 미치는 관계(implication)를 논의하겠다. 또한, CPI정확도를 개선하기 위한 방안을 검토하도록 하겠다.

마지막으로 제 3부에서는 금융정책 운영상의 목표지표로써 보다 유효한 물가지표를 구축할 가능성에 대해서 검토하겠다.

10장에서는 현행의 물가지수를 동학적(動學的)으로 주장하는 것을 통해, 자산가격을 물가지수로 취급하는 가능성을 검토하겠다. 1980년대 이래의 일본 경험은, 물가가 안정한 가운데, 자산가격이 크게 변동하고, 이것에 관련해 실제 경제도 큰 변동을 나타낸다는 것을 말해 주고 있다. 이 때문에 금융정책은 일반 물가 안정뿐만 아니라 자산가격의 안정도 그 정책 목표에 넣어야 한다는 논의가 제기되고 있다. 10장에서는 이러한 주장의 현실 타당성을 논의하겠다.

이어지는 11장에서는 금융정책이 대응해야 하는 기초적인 물가 변동을 어떻게 포착할까를 검토하겠다. 구체적으로는 일본의 CPI 데이터를 사용해서 일시적인 혼란 요인을 조정한 이상치 수정지표(異常値 修正指標)를 구축한 위에, 이 기초적(基調的)인 물가지표를 사용하여, 1980년대 이후 일본 물가추세에 관한 사례연구를 행하겠다.

## 제 2 장 물가지수와 금융정책

이 장에서는 금융정책에 있어서 새로운 조류로 부상하고 있는 「인플레이션 목표관리정책(inflation targeting)」을 들고, 물가지수와 금융정책을 둘러싼 문제에 대해 고찰하고자 한다.<sup>1)</sup> 인플레이션 목표관리정책 하에서는 금융정책의 최종목표가 되는 물가 상승률이 공표되며, 이것을 직접적인 목표관리정책 대상으로 한 정책운영이 이루어진다. 또 사후적(事後的)으로 실현한 물가 상승률의 값으로 금융정책의 실행이 평가된다. 이 때문에 그 정책 운영 프레임에 있어서의 물가지표의 위치를 검토하는 작업을 통해, 물가지수와 금융정책 관계가 보다 선명하게 부각된다고 생각되어진다.

이하, 우선 제1절에서는 인플레이션 목표관리정책의 이론적인 기초를 논의하고, 물가안정을 목표로 하는 금융정책의 운영이 표준적인 거시 경제이론 속에서 어떻게 이해될 것인가를 검토하겠다. 그리고, 제2절에서는 인플레이션 목표관리정책의 경험을 통해서 1장에서 검토한 물가와 금융정책을 둘러싼 여러 문제에 대해서, 실제의 금융정책운영의 틀 속에서 좀더 깊게 논의해 보고자 한다.

### 1. 인플레이션 목표관리정책의 이론적인 해석

금융정책 운영에 있어서, 최근 구미 선진국에서는 1970년대에 유효했던 통화공급량 등의 양적금융지표(量的金融指標, monetary aggregates)를 중간 목표로 하는 접근방법이 후퇴하고, 금융정책의 최종목표인 물가상승률을 직접 목표관리정책의 대상으로 하는 인플레이션 목표관리정책(inflation targeting)이 확대되어 가고 있다. 이 절에서는 이러한 인플레이션 목표관리정책에 의한 정책운영 프레임에 이론적인 기초를 제공하는 중앙은행의 최적계약(最適契約)에 관한 논의를 소개하겠다.

인플레이션 목표관리정책의 경제이론적인 배경으로서는 McCallum(1996), Leiderman and Svensson(1995)가 지적한, 금융정책은 장기적으로는 물가에

1) 각국이 인플레이션 목표관리정책을 채용하기까지의 경위, 구체적인 정책운영 프레임의 자세한 부분에 대해서는 일본은행조사통계국(1994) 및 Leiderman and Svensson(1995)의 논문을 참조.

큰 영향을 미치지 않지만, 실제 경제에는 거의 영향을 주지 않고, 장기적인 물가안정에 전념하는 것이 바람직하다는 견해를 지적할 수 있다. 또 Svensson(1997a)는, 인플레이션 목표관리정책을 금융 정책에 있어서 동학적 불일치성(動學的 不一致性)과 거기에 기인하는 인플레이션 목표관리정책을 해소하기 위한 방책으로서 Walsh(1995a)가 제시한 최적계약모델로서 해석할 수 있다고 주장한다.<sup>2)</sup>

물론, 그 거시경제 실행의 영향에 대해서는 McCallum(1996), Leiderman and Svensson(1995)가 지적한 대로, 현시점까지는 채용된 시기가 짧고, 또 세계적으로 인플레이션이 저하하는 국면에 있던 점으로 미루어, 단정적인 결론을 내기가 어렵다.

### 1.1 중앙은행의 독립성을 둘러싼 논의와 최적계약 모델

종래, 공공선택이론(公共選擇理論) 문헌에서는 의회, 정부의 경제운영은 여러 가지 이유에서 인플레이션 지향이 되는 경향이 있고, 이것에 대한 브레이크로서, 금융정책당국의 독립성(내지는, 특정의 법칙(rule)에 따른 정책운영)이 기대되고 있다. 그러나, 중앙은행도 일종의 관료조직인 것을 고려하면, 정부관료는 예산 최대화에 주력하지만, 중앙은행은 국민의 이익을 생각해서 행동한다. 이러한 사실을 선험적(先驗的)으로 가정하고 분석을 진행하는 것은 부자연스러울 것이다. 즉, 공공선택이론의 분석적 입장을 관철하기 위해서는 중앙은행의 행동원리도 분석되어야만 할 것으로 생각된다.

이 때, 검토의 대상이 되는 것은, ①중앙은행의 사명은 무엇인가, ②사명을 달성하기 위해, 중앙은행은 어떻게 행동할 것인가, ③중앙은행은 그 행동의 경위와 결과를 국민에게 어떻게 설명할 것인가, 하는 점일 것이다. 사명이 명확히 규정되어 있으면, 사후적으로 중앙은행의 실행을 평가 가능케 한다. 이 때문에 인플레이션을 평가기준으로서, 경영자 보너스가 기업의 수익에 연동(連動)하듯이 중앙은행 총재에 대한 금전적 보수를 인플레이션에 연동시킨다고 할 수

2) 금융정책에 있어서의 동학적(動學的) 불일치성 및 거기에서 기인하는 인플레이션 바이어스를 둘러싼 논의에 대해서는 이제까지의 연구성과를 모은 논문집 Persson and Tabellini(1994)를 참조할 것(이 책의 서문은, 이 문제에 대한 간결한 조사결과 외에, Kydland and Prescott(1977), Barro and Gordon(1983) 등, 대표적인 논문을 다수 수록하고 있다)

있다. 사회일반이 이해하기 쉬운 보수체제도 제안되고 있다. 그러나 실현된 인플레이션에는 중앙은행이 통제 불가능한 외부 발생적인 충격도 영향을 주고 있기 때문에, 실행의 평가에 있어서 어떤 범위까지가 경제운영의 교졸(巧拙)이라고 하는 중앙은행의 책임에 귀속되어지는가를 판단하는 것은 어렵다<sup>3)</sup>. 또 중앙은행은 사회일반이 알 수 없는 금융시장에 관한 자세한 사적(私的)정보를 이용하면서 금융정책을 수행하고 있다고 여겨지고 있기 때문에, 중앙은행이 그 사명에 대해 충실하게 행동할 수 있는 동기가 확보된 보수체제가 필요해진다.

이처럼, 정보에 비대칭성이 존재하는 상황에 있어서는 노동경제학, 게임이론, 산업조직론 등으로 넓게 응용되어 있는 의뢰인·대리인(Principal-Agent) 관계의 분석이 유용하다. 이러한 분석으로, 대리인만이 알 수 있는 정보에 존재하여, 대리인의 실행이 결정될 때에, 의뢰인은 대리인의 실행에 관한 정보 중, 관측 가능한 부분에 연동(連動)한 임금계약을 제공함으로써, 대리인에게 훌륭한 동기를 부여할 수 있음이 알려졌다. 이 의뢰인·대리인 관계분석과 밀접히 관계하고 있는 것이, Persson and Tabellini(1993), Walsh(1995a), Svensson(1997a) 같은, 중앙은행에 대한 최적계약모델(optimal contract model)이라 총칭되는 일련의 문헌이다.

표준적인 최적계약 모델에서는 인플레이션, 산출량(실질 GDP) 목표치 주변의 변동을 가능한한 적게 하는 사명(使命)을 가진 중앙은행이 검토의 대상이 되고 있다. 즉, 중앙은행의 최종목표는 물가의 안정과 산출량의 안정이다. 또 중앙은행은 통화공급량(money supply)의 신장률을 변경하고, 인플레이션을 통제한다고 가정한다. 그리고, 중앙은행은 경제에 관해서 국민 일반이 알 수 없는 정보를 가지고 있기 때문에, 재량적으로 통화공급량의 신장률을 변경함으로써 인플레이션을 일으키고, 산출량을 확대하는 것도 가능하다고 가정한다.

최적계약 모델은 이같은 이론적 상정(想定)을 바탕으로, 중앙은행총재와 정부가 실현 인플레이션에 비례하는 성과계약(performance contract)을 맺을 것을 제안하고 있다. 이 계약에 의해 중앙은행이 타인이 알기 어려운 정보에 대해

3) 예를 들면, 인플레이션 목표관리정책에 기초를 둔 금융정책의 운영에 있어서는 원유가격의 급등에 따른 교역조건의 대폭적인 변화, 제해·천재, 간접세율의 변경이라고 하는 공급측면에 있어서의 외부 발생적인 충격의 영향에 의한 인플레이션 목표수준으로 부터의 괴리(乖離)를 용인하는 면책조항이 규정되어 있는 경우가 많다, 자세한 것은 다음 절에서의 논의를 참조할 것

서 유연하게 대처하고 경제안정화의 임무를 수행하면서, 인플레이션을 과잉으로 끌어올리지 않도록 중앙은행이 동기 부여한 결과로써, 사회에 있어서의 최적의 균등이 달성될 수 있다는 것이 이론적으로 증명되고 있다. 실제로 성과계약을 도입하고 있는 중앙은행은 존재하지 않지만, Svensson(1997a)는 Walsh(1995a)의 성과계약과 동등한 결과를, 중앙은행에게 사회일반보다 낮은 인플레이션 목표치를 채용하게 함으로써 달성할 수 있다고 주장했다. 또 Walsh(1995a)는 인플레이션 목표치의 달성에 실패한 중앙은행 총재의 파면을 암시하는 뉴질랜드 중앙은행제도에 관해, 성과계약의 틀 속에서 설득력있는 논거를 제시하고 있다.

즉 최적계약모델이라는 것은, 중앙은행에 의해 사회에 있어서 최적의 금융정책의 운영을 가능케 하기 위한 제도적 틀로써, 인플레이션에 관한 성과계약 및 이것을 현실로 운영가능하기 위한 프레임으로써 인플레이션 목표관리정책의 유효성을 주장하는 것이라고 이해할 수 있다. 이 절에서는 이러한 최적 계약 모델이 표준적인 경제학의 틀 속에서 어떻게 자리매김하고 있는가를 검토한다<sup>4)</sup>.

## 1.2 인플레이션·바이어스의 발생과 그 해소책

다음에는, 표준적인 거시 경제학의 틀 속에서, 인플레이션 바이어스의 발생과 그 해소책에 관한 논의를 소개하겠다.

### 동학적(動學的) 불일치성(不整合性)과 인플레이션 바이어스

우선, 중앙은행의 최적계약을 표준적인 거시경제학의 틀 속에서 논의할 출발점이 되는 모델을 도입하겠다. 이하에서는 경제에, 정부·중앙은행·민간부문 3종류의 경제주체가 존재한다고 생각한다.

첫 번째로 정부, 중앙은행, 민간 부문은 모두 (2-1)식에서 보여지는 손실함수를 최소화한 것으로 한다<sup>5)</sup>.

4) 덧붙여, 여기에서는 은행고사(銀行考査)의 문제, 중앙은행의 [마지막 대주(貸主)] 기능이라고 하는 섬세한 (prudence) 정책의 문제는 다루지 않는다. 또 중앙은행 내부조직의 검토를 행하고 있지 않기 때문에, 이 책에서는 중앙은행과 중앙은행총재는 동의(同義)로 사용되고 있다.

5) 인플레이션을 단순히 이승(二乘)시킨 항(項)에 가중치를 추가하고 있지만, 이것은 목표로 하는 인플레이션 수준을 제로로 가정하고 있기 때문이다. 또한, 이 경우 인플레이션의 척도로써, 물가지수가 안고 있는 예측오차를 조정할 것을 이용되고 있다고 해석할 수 있다.

$$L = \beta\pi^2 + (y - y^*)^2 \quad (2-1)$$

여기에서  $\pi$ 는 인플레이션,  $y$ 는 산출량(對數值),  $y^*$ 는 산출량(對數值)의 목표치이다. (2-1)식은 정부의 경제정책운영목표가 인플레이션·산출량에 대해 각각의 목표치인 제로로  $y^*$ 근접하고 있음을 나타내고 있다.

두 번째, 임금에 관한 명목계약(名目契約)이 각기(各期)의 초기에 체결되기 때문에, 예기치 않은 인플레이션의 발생은 산출량의 확대를 불러일으킨다. 즉, 다음과 같은 루카스형(形)의 총공급 곡선이 가정된다.

$$y = y^c + \alpha(\pi - \pi^e) + \varepsilon \quad (2-2)$$

여기에서,  $\pi^e$ 는 민간부문의 기대 인플레이션이고,  $\varepsilon$ 은 평균 제로로, 계열상관(系列相關)이 없는 공급 충격이다<sup>6)</sup>. 또  $y^c$ 는 자연실업률에 대응하는 산출량 수준으로, 예기치 않은 인플레이션이 없는 경우, 산출량 수준은  $y^c$ 가 된다.

더욱이, 민간부문의 인플레이션 기대는, 공급충격  $\varepsilon$ 을 관측하기 전에 형성되며, 또한 목표로 삼는 산출량 수준은 자연실업률에 대응하는 산출량 수준을 웃돌고 있어, 정부에는 예기치 않은 인플레이션을 일으키는 유인(誘因)이 존재한다고 가정한다<sup>7)</sup>. 즉,

$$k \equiv y^* - y^c \geq 0 \quad (2-3)$$

가 된다.

6) 덧붙여, McCallum(1995, 1997b)가 지적한 것처럼, 공급 충격이 자연실업률 그 자체를 변화시킬 가능성이 있을 경우, 오차항(誤差項)의 해석은 더욱 확대된다.

7) 금융정책에 있어서 인플레이션·편의를 논의하는 표준적인 모델에 있어서는, 최적(最適)의 산출량·자연실업률에 대응한 수준을 웃돈다( $y^* > y^c$ 가 된다)는 가정이 있어, 이것이 정부(또는 중앙은행)에 예기치 않은 인플레이션을 일으키는 유인(誘因)을 제공한다. 이 가정이 놓여지게 되는 배경으로서는, 통상, ①노동시장에 있어서 어떤 이유로 인해 명목임금의 경직성이 존재하고 있기 때문에 자연실업률에 대응한 수준이 반드시 최적의 상태인 것은 아니라는 점, ②정부의 재정수지 자금을 조달(finance)하는 수단으로써 인플레이션 세(稅)를 이용하는 유인(誘因)이 존재한다는 점이 지적되고 있다. 자세한 것은 예를 들면, Barro Gordon(1983b)를 참조

한편, 중앙은행은 공급 충격  $\varepsilon$ 에 관한 부호  $\theta$ 를 관측한 후, 통화공급량을 설정한다. 여기에서,  $\theta = \phi + \varepsilon$ 이고,  $\phi$ 는 관측오차로,  $\varepsilon$ 과는 서로 무관하다. 이 경우,  $\theta$ 를 인지한 상태에서의  $\varepsilon$ 에 관한 중앙은행의 기대치는,  $s\theta$ (단,  $\varepsilon^2 / (\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\phi^2)$ )이다.

중앙은행은 통화공급량의 증가율을 결정함으로써, 인플레이션을 제어한다. 즉, 다음(2-4)식이 성립하게 된다.

$$\pi = m + v - \gamma\varepsilon \quad (2-4)$$

단,  $m$ 은 통화공급량의 증가율이고,  $v$ 는 평균치 제로의 유통속도로의 충격, 내지는 인플레이의 통제에러(control error)이고,  $\theta$ ,  $\phi$ ,  $\varepsilon$ 는 서로 무관하다고 한다.

(2-2) ~ (2-4)식에서 제시되는 경제에 있어서, 경제에 있어서의 인플레이션을 평균 제로로 하면서, (2-1)식을 최소화하기 위해서는 통화공급량의 증가율을 다음(2-5)식처럼  $\theta$ 의 관측치에 따라 설정하는 것이 바람직하다고 알려져 있다<sup>8)</sup>.

$$m(\theta) = \left(\gamma - \frac{\alpha}{\alpha^2 + \beta}\right)s\theta \equiv \delta s\theta \quad (2-5)$$

(2-5)식의 해석은 다음과 같다. 우선, 만약 공급 충격이 불가 상승물에 영향을 미치지 않거나( $\gamma=0$ ), 또는 극히 적은 영향밖에 미치지 않을 경우,  $\alpha$ 와  $\beta$ 는 플러스이기 때문에, 공급충격의 부호  $\theta$ 에 비례해서 통화공급량의 증가율을 저하시키는 것이 바람직하다. 다음으로, 충격이 대폭으로 인플레이션을 저하시킬 정도로 큰 가치를 가질 경우, 공급 충격 부호  $\theta$ 에 비례하여 통화공급량의 증가율을 높여야만 한다.

중앙은행이 (2-5)식에 따라서 금융정책을 운영하면, 장기적으로 사회의 경제 후생은 최대화된<sup>9)</sup>다. 그렇지만, (2-5)식에 의한 정책운영은 실제로는 곤란하다. 즉, 민간경제주체가 중앙은행이 예기치 않은 인플레이를 발생시키는 것을 염두에 둘 경우, 정책의 법칙(rule)은 (2-5)식이 아닌,

$$m^{dis}(\theta) = (\alpha k / \beta) + \delta s\theta \quad (2-6)$$

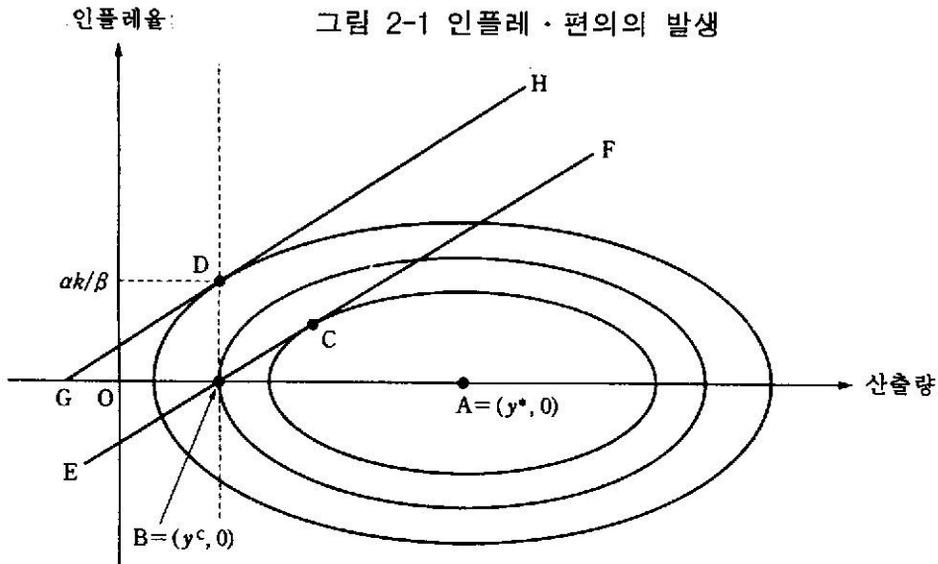
가 된다고 알려져 있다<sup>10)</sup>.

8) 자세한 도출(導出) 과정은 이 장의 보론(補論)을 참조할 것.

9) 사회의 경제후생을 최대로 하는 점은, 인플레이를 제로 하에서 목표로 하는 산출량 수준 \*을 실현하는 것이지만, 이것은 자연실업률에 대응하는 산출량 수준을 초과하고 있어, 금융정책만으로는 장기적으로 실현 불가능하다.

10) 도출과정의 자세한 것은 본장의 補論을 참조할 것.

이하에서는, 이 점에 대해서 그림 2-1을 이용해 설명하겠다<sup>11)</sup>. 그림 2-1에 제시된 A점을 중심으로 하는 타원이 (2-1)식에서 나타낸 손실함수이다. 타원은 각각 일정한 손실수준을 나타낸 무차별곡선이며, 타원이 보다 중심으로 접근해 갈수록 손실은 적어지고, 사회적 후생수준은 높아진다. 사선 GH와 EF는 (2-2)식의 공급함수로, 각각 기대 인플레이율이  $ak/\beta$ 와 제로의 경우에 대응하고 있다.



(자료) 白塚·藤木 【1997】에서 인용

한편, 중앙은행은 공급 충격 부호  $\theta$ 에 따라서 통화공급량의 증가율  $m$ 을 변경함으로써, 경제를 여러 가지 균형(均衡)으로 유도할 수 있다. 중앙은행이 만약 사회에 있어서 가장 적절한 (2-5)식의 정책 법칙(rule)에 따라서 정책 운영을 행할 경우, 평균적으로 경제는 인플레이가 제로로, 산출량이 자연실업률과 일치하는  $y^c$ 의 B점으로 유도된다.

그렇지만, 실제로 민간경제주체의 기대 인플레이율이 제로이고, 중앙은행이 경제를 B점으로 유도할 수 있다고 가정하면, 중앙은행은 보다 높은 경제후생을 실현하기 위해, 예기치 않은 인플레이율을 발생시키게 됨으로써, 사선 EF의 위를 오른쪽 위 방향으로 이동시켜, 경제를 C점으로 유도하려고 할 것이다. 그

11) 그림 2-1~2-3의 설명은 Minford(1995)에 의한 분석을 확장한 것이다.

러나, C점에서는 실제의 인플레이율이 민간경제주체의 기대 인플레이율을 웃돈다. 이 때문에, 장기적으로 기대 인플레이율이 실현 인플레이율에 맞추어 조정되다는 메커니즘이 작용하여, C점의 균형은 장기적으로는 유지 불가능하게 된다.

이 결과, 실현될 장기균형점(長期均衡點)은 자연실업률에 대응한 산출량 수준상에 있어서 무차별곡선과 총공급곡선이 접하는 D점이 된다. D점에서는 민간경제주체의 기대 인플레이율이  $ak/\beta$ 로, 실현 인플레이율과 일치하고 있다. 또, 산출량은 원래 중앙은행이 재량적(裁量的) 확장정책을 개시한 B점과 같은 레벨이다. 즉, 재량적 금융정책에 의한 경기확대책은 단기적으로는 경제를 C점으로 이동시켜 사회적 후생을 높이지만, 장기적인 관점에서 보면 경제는 D점에 이르게 되어, 산출량에는 아무런 영향을 미치지 않은 채, 인플레이율이  $ak/\beta$ 만큼 높아지게 된다. 여기에서,  $ak/\beta$ 의 인플레이율은 중앙은행이 재량적으로 금융정책을 운영한 결과, 아무런 산출량 확대의 대가도 없이 발생해버리는 인플레이율로, 이것이 「인플레 편익」이다.

인플레 편익은 중앙은행이 산출량 확대를 기도(企圖)하는 정도인  $k$ 와 예기치 않은 인플레에 따라서 산출량이 확대할 정도인  $a$ 가 클 수록, 또 사회가 인플레 저하 장점을 평가하는 정도인  $\beta$ 가 작을수록 높아진다는 것을 알 수 있다.

### 인플레·바이어스를 해소하기 위한 이제까지의 논의

Kydland and Prescott(1977) 이래의 문헌은 어떻게 인플레 바이어스를 해소시킬까라는 점을 둘러싸고 발전해 왔다. 다음으로, 이러한 분석의 대표예인 K% 법칙(rule), 보수적 중앙은행안(保守的中央銀行案)을 간단히 소개하겠다<sup>12)</sup>.

우선, Kydland and Prescott(1977)이 행했던 인플레 바이어스를 해소하기 위해 제안은 K%법칙(rule)의 채용이다. 즉, 통화공급량의 증가율  $m$ 을 기대 인플레이율과 일치하는 수준으로(여기에서는 제로)로 고정해 버리고, 공급 충격에 관한 부호\*에는 반응시키지 않는 것이다. 이 해결책에 따르면, 경제는 평균적으로 최선(最善)의 B점으로 유도되기 때문에, 인플레 바이어스는 해소된다.

12) 인플레·바이어스의 해결책으로서 K%법칙(rule), 보수적 중앙은행 위임 외에, 중앙은행의 인플레·파이터(Infla·Fighter)로서의 신인(信認)을 고려하는 접근법도 보인다. 이 점에 대해서는 Barro and Gordon(1983b), Barro(1986), 安孫子·早川(1986) 등을 참조.

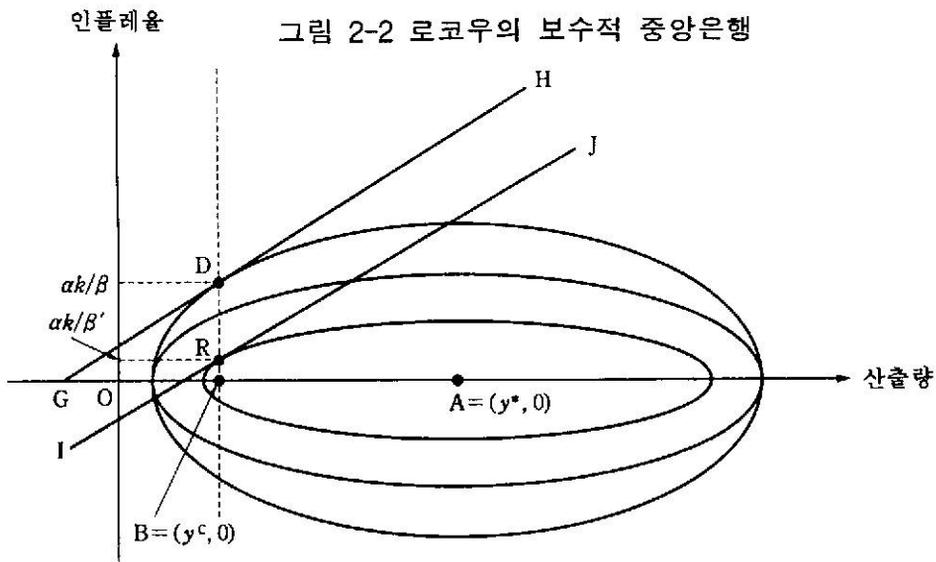
중앙은행이 경제 안정화의 임무를 수행하는 데에는, (2-5)식에 따라서  $\theta$ 에 반응하는 것이 바람직하지만, 이 역할은 K% 법칙(rule) 아래에서는 단절된다<sup>13)</sup>.

한편, Rogoff(1985)는, 인플레이 바이어스를 저하시키기 위해서는, 인플레이를 산출량에 대한 사회적인 선호(選好)에 맞추어 다소 인플레이를 주저하는 사람을 중앙은행총재로 임명해, 금융정책의 수행을 위임하는 것이 바람직하다고 주장했다. 이 점에 대해서 본 것이 그림2-2이다.

여기에서 중앙은행의 손실함수는

$$L = \beta \pi^2 + (y - y^*)^2 \quad (2-7)$$

이고, 인플레이에 의한 손실의 감응도(感應度)를 나타내는 가중치가  $\beta > \beta'$  라는, 사회일반보다 큰 수치를 취하게 된다 (이하, 이것을 「가중치에 관한 보수적 중앙은행」 <weight conservative central bank> 14)이라고 부른다).



(資料) 白塚・藤木 [1997] 에서 인용

13) 더구나 실제로 K% 법칙(rule)적인 정책 운영을 행하고 있는 중앙은행은 존재하지 않지만, K% 법칙(rule)을 옹호하는 논자는, 여기에서의 모델에서 상정되고 있는 것처럼 중앙은행이 \*에 대해서 (2-5)식에 따라서 적절하게 반응하는 것은 인지(認知)시차, 정책발동까지의 시차라고 하는 각종의 반응에 의해서 현실에는 불가능할 것이라고 지적하면서, 이러한 점을 고려하면 K%법칙(rule)이 타당한 정책운영 방법이 될 수 있다고 주장한다. 물론 이러한 제안에 대해, 실증적으로 통화공급량과 실제경제와의 관련이 불안정한 것을 근거로 부정적인 입장을 펴는 논자도 미국을 중심으로 많아, 의견의 일치가 이루어지지 않고 있다.

14) 이 사명은 (1997a)에 의한다.

그림2-2에 있어서는, 가중치에 관한 보수적 중앙은행이 재량적으로 금융정책을 운영한 경우, 장기적인 균형점이 R이 됨을 나타내고 있다. R은 그림2-1에서 D점을 유도했다는 것과 같은 이유에서 B점의 바로 위에 있지만, 인플레이에 의한 손실의 감응도(感應度)가 보다 큰 값인  $\beta$ 를 갖기 위해 손실함수의 타원은 같은 중심치에서 다소 인플레이에 대해 편평한 형태가 된다. 그 결과, 인플레이 바이어스는 저하한다.

단, 인플레이에 의한 손실의 감응도가 커짐에 따라 (2-5)식에 제시되어 있는  $\delta$ 가 저하하기 때문에 경제 안정화 효과는 저하한다. Rogoff(1985) 모델은, 공급 충격에 대한 경제 안정화 효과는 희생이 되지만, 장기적으로 보아 낮은 인플레이율을 실현하기 위해서, 금융정책의 운영을 비율에 관한 보수적 중앙은행에 위임한다는 이론적 근거를 제공한 것으로, 중앙은행의 독립성을 지지하는 모델로 평가되는 경우가 많다.

또한, Rogoff(1985) 모델의 결론인 「다른 조건을 일정하다고 했을 때, 독립성이 높은 중앙은행이 있는 나라에서는 ①인플레이율은 낮아지고 ②산출량의 변동은 높아지는 경향이 보인다」라는 두 명제의 실증적인 타당성에 관해서는, ①에 대해서는 실증적인 지지가 모아지는 경우가 많지만, ②를 지지하는 실증 결과는 드물다<sup>15)</sup>.

이상, 두개의 전통적인 모델에서, (2-5)식(통화공급량 법칙(rule)의 식)에 기초를 둔 최적의 금융정책운영을 실시하는 것은, 중앙은행의 재량적인 금융정책을 전제로 하는 한 불가능한 일로, 인플레이 바이어스를 삭감하는 대신에, 중앙은행의 최종목표에서 경제 안정화의 역할을 포기해야 할 것 같은 인상을 받는다. 실제, Rogoff(1985) 이래 나타났던 문헌의 다수는 경제안정화와 인플레이 바이어스 삭감에 마치 물가와 고용의 상충관계(trade-off)가 있는 듯한 결론을 유도하고 있었다. 하지만 다음에 소개할 최적계약(最適契約) 모델 아래에서는 경제 안정화와 인플레이 바이어스 삭감의 동시달성이 가능해진다.

15) 중앙은행의 독립성과 경제의 실행과의 관련에 관한 실증연구 조사는 Eijffinger and de Haan(1996)를 참조. 또 그 제검토는 藤木(1996), Walsh(1997)을 참조.

### 최적계약 모델에 의한 인플레이 바이어스의 해소

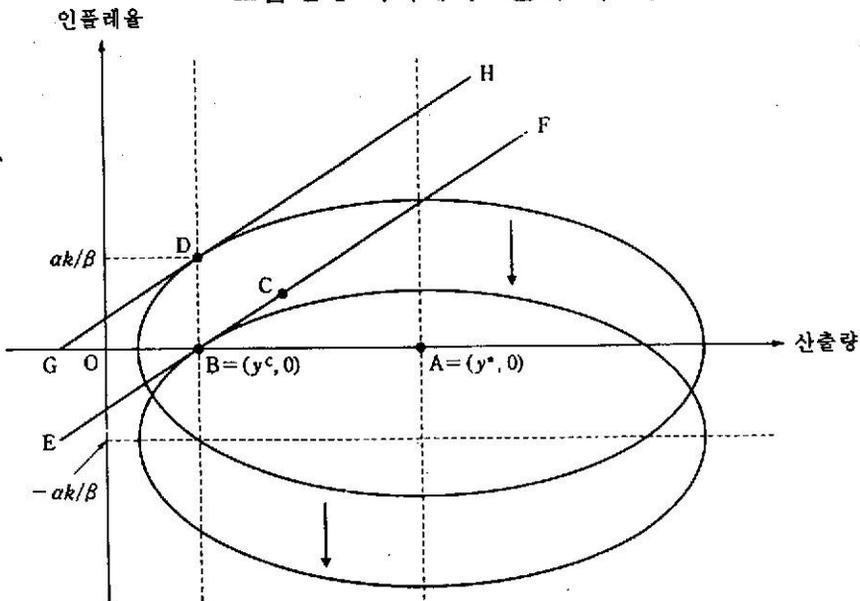
Walsh(1995a)에 의한 최적 계약의 기본 모델은, 중앙은행이 공급 충격에 대한 경제 안정화를 위해 최선의 역할을 완수하면서(즉, (2-5)식에 따른 정책을 운영을 수행하면서), 게다가 인플레이 바이어스를 삭감시킴으로써, 경제를 그림 2-1에 나오는 B점으로 유도하는 방법이 있다는 것을 이론적으로 지적했던 것이다. Walsh(1995a)에서는 다수의 모델이 고찰되고 있지만, 그 제안을 가장 쉽게 이해하기 위해서는 그림 2-3이 가장 효과적이다.

앞에서 서술한 것처럼, 재량적 금융정책 하에서의 장기균형(長期均衡) D점은 최적점(最適點)인 B점의 정북(正北) 방향에 있다. 따라서 어떤 방법으로, 그림 2-3에 있는 것처럼 중앙은행의 목적함수를 인플레이 바이어스에 상응하는  $ak/\beta$ 만 정남(正南) 방향으로 평행 이동시킬 수 있다면, 최적점인 B점이 중앙은행의 재량적인 금융정책 하에서도 달성될 수 있다. Walsh(1995a)는 중앙은행과 정부가 다음(2-8)식에서 나타난 인플레이율에 관한 성과계약(performance contract)을 맺음으로써, 이 목적을 달성할 수 있다고 제창했다.

$$t(\pi) = t_0 - 2ak\pi,$$

$$E(t-L) = 0 \tag{2-8}$$

그림 2-3 최적계약모델의 기본형



(資料) 白塚・藤木 [1997] 에서 인용

(2-8)식의 첫 번째 행은, 이 계약은 중앙은행 총재에  $t_0$ 의 고정급(固定給)을 지불하는 것 외에, 인플레이율이 1포인트 오를 때마다,  $2ak$  만큼 중앙은행총재에 벌칙이 가해지는 것을 의미한다. 두 번째 행은, 이 계약에 의해서 중앙은행총재의 효용 수준이 평균적으로는 제로가 되는 것을 보증하고 있고, 이 조건에 의해서 정수(定數)  $t_0$ 는 결정된다. 여기에서는 제로가 중앙은행총재의 유보임금(留保賃金)수준이 되어, 이 조건이 충족되지 않으면, 중앙은행총재의 자격이 주어지지 않도록 설정되어 있다<sup>16)</sup>. (2-8)식의 계약을 도입한 결과, 중앙은행은 (2-1)식이 아닌, 마치 다음의 (2-9)식이 최대화해야 하는 목적함수인 것인 양 행동하게 된다.

$$L^{CB} \equiv (t - L) = (t_0 - 2ak\pi) - [\beta\pi^2 + (y - y^*)^2]$$

$$= -\beta\left[\pi - \left(-\frac{ak}{\beta}\right)\right]^2 + constant \quad (2-9)$$

(2-9)식의 두 번째 행에서 알 수 있는 바와 같이, Walsh(1995a)의 제안에 따라서 그림2-3에서 나타난 것처럼 중앙은행의 목적 함수의 아래 방향으로의 평행 이동이 실현되기 위해서, 경제는 최적점(最適點)인 B점으로 유도된다. 게다가 여기에서 얻을 수 있는 균형은 ① 중앙은행의 목적 함수가 평행 이동할 뿐이기 때문에, 중앙은행의 정책반응함수는 사회에 있어서 가장 적절한 (2-5)식과 일치하고 있다. ② 인플레이 바이어스는 완전히 해소된다, 라는 상당히 뛰어난 특색을 가지고 있다. 즉, 여기에서는 공급 충격에 대한 경제 안정화와 인플레이 바이어스의 해소라는 두개의 목적이 동시에 달성되고 있는 것이다.

Walsh(1995a)의 기본 모델은 정부와 중앙은행의 계약에 의해, 「인플레이 파이터」를 완성시키는 프레임이라고 이해하면 알기 쉽다. 즉, 민간부문에서의 명목계약(名目契約)이 이루어지기 이전에, 정부와 중앙은행은 함께 저(低)인플레이정책에 찬성한다. 따라서 정부는 중앙은행이 공급 충격을 과잉 조정함으로써 인해, 인플레이 바이어스를 발생시키는 것을 막도록 (2-8)식에 따라서 계약

16) 여기에서,  $\pi$  대신에  $m$  에 관한 성과계약을 맺더라도 효과는 같다. 이것은, (2-4)식에서 알 수 있는 것처럼,  $\theta$  에 관한 조건부 기대치에서 보더라도 통화공급량이 1단위 상승함으로써 인해, 인플레이율이 1단위 상승하기 때문이다. 더구나 총재의 유보임금의 수준이 제로 이상의 임의의 정수인 경우에 대해서는 고정임금 부문에서 조정된다고 이해할 수 있다.

을 맺는다. 그러나 민간부문의 인플레이 기대가 형성되고, 명목계약이 체결된 후에 대해서는, 정부는 인플레이 바이어스를 발생시켜 경제를 그림2-1의 C점으로 유도할 것을 중앙은행에 희망하게 된다. 한편, 중앙은행은 공급 충격에 관한 부호  $\theta$ 를 인지한 상태에서, 예기치 않은 인플레이의 비용(cost)와 장점의 균형을 계속 잡으면서, 재량적으로 통화공급량을 변경하며, 금융정책을 실행한다. 그러나 정부와 (2-8)식의 계약을 맺은 결과, 중앙은행은 (2-9)식에 나타낸 것과 같이 목적함수에 직면하게 되며, 추가적으로 1단위의 인플레이를 발생시키는 손실은 사회 일반보다도 항상 일정치(一定値) 만큼 높다. 따라서 중앙은행은 정부가 사후적(事後的)으로 기대하는 일정치의 인플레이 바이어스 발생의 장점을 정확히 부정하는 금융정책을 수행하도록 동기를 부여받고 있기 때문에, 결과적으로 인플레이 바이어스는 발생하지 않는다<sup>17)</sup>.

이상의 모델의 프레임을 중앙은행의 독립성과 책임성(Accountability)라는 관점에서 정리해 보면 다음과 같다<sup>18)</sup>. 우선 중앙은행의 독립성에 대해서, Walsh(1995a) 모델에서는 중앙은행의 최종 목표 설정이 정부와의 계약에서 규정되어 있고, 그런 의미에서 중앙은행의 최종목표 독립성(Goal Independence)은 존재하지 않는다. 그러나 중앙은행은 공급충격에 관한 사적(私的)정보  $\theta$ 를 고려하고 재량적으로 통화공급량의 공급을 행한다는 조작목표 독립성(操作目標 獨立性, Instrument Independence)을 유지하고 있다. 이러한 설정 속에서 중앙은행의 재량적인 금융정책 운영에 의해 정부와 사전에 합의한 최종 목표인 저(低)인플레이 정책이 달성 가능하게 된다.

책임성(Accountability)과의 관계에서는 인플레이율과 산출량의 목표치에서 편차를 최소화한다 라는 중앙은행의 목표가 명시되어 있고, 정부목표와 그 운영 프레임에 관한 투명성은 상당히 높다. (2-8)식의 계약을 정부와 중앙은행이 맺음으로 인해, 중앙은행이 사적인 정보  $\theta$ 를 이용하여 금융정책을 운영해도, 그것으로 인한 사회적 손실이 발생하지 않는다는 점이 중요하다. 즉, (2-8)식의

17) 단, McCallum(1995, 1997b), Minford(1995), al-Nowaihi and Levine(1996)이 지적한 것처럼, 이러한 정부와 중앙은행의 성과계약에 대해서는 민간부문이 인플레이 기대를 형성한 후에는 정부에 있어서 이것을 이행할 인센티브가 없다. 이 때문에 성과계약은 예기치 않은 인플레이를 발생시키는 유인(誘因)을 중앙은행으로부터 정부로 이전시킨다는 지적도 보인다. 이 점에 대해서는 제4절에서 논의하겠다.

18) 중앙은행의 독립성과 책임성(Accountability)을 둘러싼 논점에 대해서는 Briault, Haldance and king(1997), Fischer(1995a)를 참조할 것.

계약은 실현한 인플레이율이라는 사회일반에 관측 가능한 변수로 존재하고, 중앙은행만이 가진 공급 충격에 관한 사적 정보에는 의존하지 않는다. 따라서 인플레이를 일으키지 않는다는 명성을 쌓은 중앙은행이,  $\theta$ 의 값을 사회에 대해서 위장 보고해, 예기치 않은 인플레이를 발생시키는 유인(誘因)이 존재하지 않는다.

이 결론은 중앙은행에 요구되는 책임성(Accountability)의 개념을 넓게 해석해서 정보공개 일반에까지 확대할 경우, 정보공개의 범위에 대해서 정책운영의 프레임을 명료히 사회일반에 제시하는 것이 가능하다면, 중앙은행이 가질 수 있는 모든 정보를 공개할 필요는 없다는 것을 시사하는 듯이 보인다. 단, 모델에서 얻을 수 있는 결론은 인플레이 바이어스가 어떤  $\theta$ 아래에서도 정수(定數)이며,  $\theta$ 가 인플레이 바이어스의 크기에 영향을 미치지 않는다는 가정에 의존하고 있으므로, 그 일반화에는 주의가 필요하다<sup>19)</sup>.

### 최적계약 모델 인플레이션 목표관리정책에 의한 실현

Walsh(1995a)가 제창한 균형(均衡)을 실현하기 위한 가장 좋은 방법은, 중앙은행 총재와 정부 사이에서  $t_0$ 의 고정급(固定給)에 추가, 인플레이율이 1포인트 하락할 때마다  $2ak$  보너스를 지불하는 인플레이율에 관한 성과계약을 맺는 것이다. 그러나 실제 중앙은행에서, 이러한 성과계약을 도입하고 있는 예는 존재하지 않는다<sup>20)</sup>.

이러한 가운데에 있어서, Svensson(1997a)는 (2-9)식에 주목하여, Walsh(1995a)가 제창한 (2-8)식에 의한 계약은 중앙은행이 인플레이 목표치로써  $-ak/\beta$ 를 선언한 것, 내지는 최적(最適)이라고 생각한 인플레이 수준이 사회 일반보다도 낮은 중앙은행(이하, 「인플레이 목표에 관한 보수적 중앙은행」 <inflation target conservative central bank>) <sup>21)</sup>에 금융정책을 위임하는 것과

19) svensson(1997a)에 제시되어 있는 것처럼, 당기(當期)의 생산이 전기(前期)의 생산에 영향을 받을 경우, 인플레이 바이어스는 일정치가 되지 않는다. 이 점에 대해서는 白塚・藤木(1997)을 참조할 것.

20) Goodhart(1994)에 의하면, 뉴질랜드에서 인플레이 목표치를 달성한 총재에게 보너스를 지불하자는 안(案)이 제안되었지만, 정치적으로 도입이 곤란했던 경험이 있다.

21) 이 命名은 Svensson(1997a)에 의한 것이다. 또, Svensson(1997a)는 Rogoff(1985)가 고안한, 일반적으로 「보수적 중앙은행」이라고 불리어지는, 인플레이의 손실 감용도가 민간보다도 큰 중앙은행을 「가중치에 관한 보수적 중앙은행」(Weight-conservative central bank)라고 命名하고 있다. 가중치에 관한 보수적 중앙은행에 대한 논의는 보론2를 참조할 것.

마찬가지라고 지적했다<sup>22)</sup>. 인플레이 목표치의 선언은, 중앙은행 총재에 인센티브 임금을 도입하는 것보다 용이하며, 실제 선진각국 중에서 인플레이션 목표관리정책을 도입하는 나라가 많아지고 있다. 따라서 만약, 최적계약(最適契約)모델과 같은 결과를 인플레이션 목표관리정책의 도입으로 인해 얻을 수 있다면 안성맞춤인 것이다<sup>23)</sup>. 인플레이션 목표관리정책 도입에 관해서는 학계에서도 찬동(贊同)의 목소리가 높아지고 있다. 예를 들면, Fischer(1995c)는 다음처럼 서술하고 있다. 인플레이는 장기적으로는 금융적 현상이기 때문에 인플레이를 정책의 목표로 삼는 것은 이론적으로는 명쾌하다. 단, 중앙은행의 정책판단 기간이 단기적이고, 통화공급량이 비중립적인 세계인 것에 기인, 실제 경제와의 균형을 잡는 것도 필요할 것이다. 특히 인플레이를 유일한 정책 목표로 삼는다면, 물가상승과 산출량 감소를 동시에 일으킬 수 있는 공급 충격에 경제가 휩쓸렸을 때에도 긴축이 필요하게 된다. 이상의 분석을 근거로, Fischer(1995c)는, 실무적으로는 공급 충격으로의 적절한 반응을 조합한 인플레이션 목표관리정책이 바람직하다고 결론짓고 있다<sup>24)</sup>.

22) Svensson(1997a)에서는 (2-8)식에서 제시되었던 중앙은행의 목적함수에 있어서, 산출량 대신으로 고용률을 이용해서 분석을 행하고 있지만, 여기에서 논의의 본질은 다르지 않다.

23) 마이너스 인플레이율을 목표치로 선언하는 것은 인플레이율 스케일의 문제라고 이해할 수 있을 것이지만, 후술한 대로, 인플레이 목표치에 대한 신인(信認)이라는 관점에서는, 이 모델이 그대로 현실의 인플레이션 목표관리정책의 운영 프레임과 동일시되는 것에는 문제가 남을 것이다. 즉, 중앙은행이 계약한 인플레이 목표치는 계약의 결과로서 실현될 균형에 있어서의 인플레이율과는 같지 않다. 따라서 이것은 실제의 인플레이션 목표관리정책에 근거한 금융정책이, 공표된 인플레이 목표치를 실현하게끔 운영되고 있는 것과는 부합되지 않는다.

24) 그와 같은 논의는 McCallum(1997a)에서도 전개되고 있다. 이러한 인플레이션 목표관리정책에 근거한 정책운용을, 금융정책의 「법칙(rule)과 재량(裁量)」이라는 관점에서 보면, 물가상승률의 목표 범위를 의식하면서, 공급충격에 재량적으로 대응하게 된다. 이것은, 인플레이션 목표관리정책은 K%법칙(rule)처럼 엄격한 정책 법칙(rule)이라고 이해할게 아니라, Bernanke and Mishkin(1997)이 지적한 것처럼 「계약 조건부 裁量」(constrained discretion)이며, 정책운영의 투명성과 일치성을 높이기 위한 프레임이라고 이해하는 것이 적절하다고 생각된다.

한편, 인플레이션 목표관리정책의 채용에 관해서는, 인플레이율의 조작가능성과 정책 파급 효과의 지연(time lag)라는 관점에서, 실제로 목표를 실현하는 것이 우려되고 있는 까닭에 금융정책의 신인(信認)을 향상시키는 목적에는 별 도움이 되지 않을 것이라는 우려도 있다<sup>25)</sup>.

이상의 논점에 대해서 Svensson(1997a) 모델을 보면, 우선 Fischer(1995c)가 지적한 공급 충격 반응에 관해서는, 중앙은행의 정책 법칙이 (2-5)식에서 나타난 것처럼 사회에 있어서 최적(最適)의 정책 법칙이 되고 있다는 점에서, Svensson(1997a) 모델은 일반적인 인플레이션 목표관리정책보다 더 뛰어남을 알 수 있다.

그러나, Svensson(1997a)의 논의에 대해서는 중앙은행이 선언한 마이너스 목표치  $-ak/\beta$ 가 실현되지 않는다는 점에서, 인플레이 목표치에 대한 신인(信認)이라는 관점에서 볼 때, 이것을 인플레이션 목표관리정책으로 보는 데에는 의문이 남는다. 즉, 여기에서 인플레이 목표치가 되는 인플레이율은 자연실업률에 대응하는 것이고, 최적의 산출량 수준  $y^*$ 와의 조합으로는 장기적으로 보더라도 달성될 수가 없는 것이다. 따라서 여기에서의 모델은 단순히 중앙은행이 마이너스 인플레이 목표치에 관계(commit)했다고 해석해서는 안 된다. 오히려, 인플레이션 바이어스를 제로로 하고, 사회적으로 보다 바람직한 산출량을 동시에 달성할 수 있는 공급 충격 반응 함수식을 유도하기 위한 방책으로서, 인플레이 목표에 관한 보수적 중앙은행에 금융정책을 위임하는 것이 중요하다고 이해하는 쪽이 자연스러울 것이다. 또 이 경우 중앙은행 최적의 반응 함수를 도출(導出)하기 위한 동기로서, Walsh(1995a)에서 시사되었던 것처럼 금전적인 유인(誘因)이 아닌, 사회 일반보다 낮은 인플레이 목표라는 비금전적인 유인(誘因)을 고안한 점에 큰 공헌이 있었다고 말할 수 있을 것이다. 물론 실현되지 않는 목표치를 최적(最適)이라고 하는 점에서, 중앙은행의 신인(信認) 확보와 어떻게 양립할 것인가 하는 큰 문제가 남아있는 것은 사실이다.

25) Svensson(1997b)는 인플레이션 목표관리정책에 근거한 정책운영의 신인(信認)을 향상시킬 방책으로서, 중앙은행이 인플레이율의 예측치를 공표하고, 이것을 정책운영상의 중간 목표로 할 것을 제창하고 있다. 즉, 인플레이율의 예측치는 정의에 의해 조작성(操作性)이 높고, 최종목표인 인플레이율에 가장 밀접한 상관(相關)으로서 선행하고 있기 때문에, 중간목표로서 매력적인 점을 갖고 있다. 게다가 사후적(事後的)으로 인플레이율의 예측치의 정확함을 체크함으로써 중앙은행의 정책운영에 관한 신인(信認)을 향상시킬 수 있다. 또한, 실제로 인플레이션 목표관리정책을 채용하고 있는 중앙은행 관계자로부터, 인플레이션 목표관리정책이 인플레이 예측의 중간목표로서 운영되고 있다는 지적도 보여지고 있다(Charles Freedman(1996), Haldance(1996))

### 1.3 최적계약(最適契約)모델을 둘러싼 논의에 관한 유의 조항

이하에서는 이제까지 고찰해 온 중앙은행의 최적계약 모델을 둘러싼 논의에 대해서, 현실적인 관계(implication)를 논할 경우의 유의조항을 정리하겠다.

우선 첫 번째로 문제가 되는 것은, 인플레이 바이어스가 존재한다고 가정했을 경우, 그것이 정량적(定量的)으로 얼마나 큰 것인가 하는 점이다.

Walsh(1995a)의 기본 모델에서, 인플레이 바이어스는  $ak/\beta$ 이다. 따라서  $\alpha$ (총 공급곡선의 편의)와  $k$ (자연실업률에 대응하는 산출량(產出量) 수준과 정책운영의 목표로 삼는 산출량 수준의 괴리가 작을수록 인플레이 바이어스는 작다. 일본의 경제구조는, Cargill *et al*(1997)에서 논의되어 있는 것처럼 일반적으로 단기(短期) 필립스곡선의 기울기가 급한 경사를 이룬다고 여겨지고 있다(이것은 (2)식에 있어서  $\alpha$ 가 작은 것을 의미한다). 또, 높은 경제성장이라고 하는 경제의 실행 외에, 2번의 석유위기 이래, 물가 안정으로의 지향이 고조되고 있다는 점에서, 자연실업률에 대응하는 산출량 수준과 정책목표가 되는 산출량 수준의 차(差)는 그다지 크지 않을 것이라 여겨진다. 따라서 일본에 있어서 인플레이 바이어스의 수준은 꽤 작다고 추측할 수가 있다<sup>26)</sup>.

여기에서는 인플레이 바이어스의 크기가 어느 정도인지, 일단 목적지를 잡아 두자. (2-2)式에서  $\alpha$ 는 기대 인플레이율과 실현 인플레이율의 괴리와 실현 산출량과 완전고용 산출량의 괴리의 비율이 되는 것을 알 수 있다. 전자에 관해서는 Fujiki and Kitamura(1995)의 추계(推計)에서 시산치(試算値)를 얻을 수 있다. 즉, 소비·자산가격 모델에 의한 기대 인플레이율의 추계(推計)로는, 1960~92년 데이터에 의하면 기대 인플레이율은 평균 약 1.5%, 한편 GDP 실질인자(實質因子)에서 본 인플레이율은 평균 5%이기 때문에, 양자의 차이는 3.5% 정도이다. 후자에 대해서는 만약 일본 노동시장이 거의 균형상태일 경우, 실현 산출량과 완전고용 산출량의 괴리는 극히 작은 것이고, 가령 그것이 1-2% 이라고 하면  $\alpha$ 의 그럴듯한 크기는 0.3~0.6 정도라는 계산이 된다<sup>27)</sup>. 가령  $\beta$ 가 1,  $k$ 가 2% 정도라고 하면, 인플레이 바이어스는 고작 1.2%정도에 머물게 된다. 이것은 금융정책이 물가 변동에 미치는 효과가 꽤 긴 시차를 가지고 있는 것을 생각하

26) 일본에 있어서의 인플레이·바이어스의 크기에 관한 논의는 Walsh(1997)도 참조할 것.

27) Broadbent and Barro(1997)의 미국 데이터에 의한 추계(推計)에서  $\alpha$ 은 0.3정도이다.

면, 오차의 범위 내 정도밖에 되지 않는다.

단, 위에서 이야기한 시산식(試算式)은 상당한 대략적인 것으로, 최적계약 모델의 정책 제언의 유효성을 정량화(定量化)하기 위해서는, 본래(2-1) ~ (2-4)식으로 이루어지는 중앙은행의 목적함수를 포함하는 거시 경제체계의 추정이 필요하게 된다. 그러나 이제까지, 이러한 시도는 수치 해석상의 곤란으로 인해, Broadbent and Barro(1997) 등의 예외를 제하고, 거의 보여지고 있지 않다. 또, 가령 중앙은행의 목적함수가 추계(推計)가능 하더라도, 성과계약을 실행하는데 있어서는 사회의 손실함수를 금전(金錢) 기간(term)에 환산한 후에, 중앙은행총재의 고정급(固定給) 부분의 수준을 결정할 필요가 있다.

두 번째로, 인플레 바이어스가 존재했을 때, 이러한 균형(均衡)에 이르기까지의 조정속도가 어느 정도이며, 또 국민 전체로서 어느 정도 장래의 인플레에 의한 폐해를 줄일까 하는 것이, 단기적인 확장적 금융정책 실행의 시비(是非)에 있어서 빠질 수 없는 논점이지만, 이러한 점도 명확히 규명되지 않고 있다.

특히 이제까지의 거시 경제학에 있어서 중앙은행제도를 둘러싼 논의는, 중앙은행에 있어서의 인플레 목표치에 관계할 기술(commitment technology)의 부재(不在)가 즉 인플레 바이어스의 발생으로 이어진다는 논리구성이었다. 그러나 중앙은행이 정책목표로 하는 물가의 안정이, 지속적인 경제성장의 기초로서의 증장기적인 물가안정인 것을 고려하면, 중앙은행의 손실함수가 한 기(期)만의 인플레이션, 경제 성장률의 실행만을 의존하고 있다고는 볼 수 없다.<sup>28)</sup>

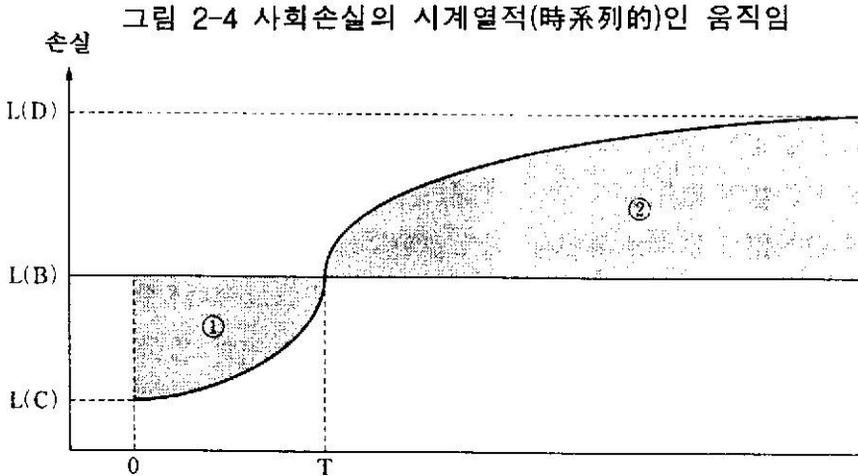
지금 경제 구조는 (2-2) ~ (2-4)식에서 표시된 산출량에 추세가 없는 가장 기본적인 것이 있지만, 중앙은행의 손실함수는 (2-1)식이 아닌, (2-1)식의 장래에 걸친 비용(cost)를 할인율  $\mu$ 에서 뺀 다음 식과 같은 형태일 것으로 생각된다.

$$V(y_{t-1}) = \min_{\pi_t, \pi_t^e} E_{t-1}[\beta\pi_t^2 + (y_t - y^*)^2 + \mu V(y_t)] \quad (2-10)$$

인플레·바이어스를 둘러싼 논의는 중앙은행에 있어서, 단기적으로는 예상

28) 인플레·바이어스에 관한 동학적(動學的)인 분석은 계속적으로 반복되는 게임 속에서, 인플레·파이터(Infla·fighter)로서의 중앙은행의 명성(reputation)과 신인(credibility)과의 관계에서 논의되는 것이 많다. 이 점에 대해서는 Barro and Gordon(1983b), Barro(1986), 安孫子·早川(1986)등을 참조할 것.

되지 않는 인플레이션을 일으킴으로써 산출량 수준의 증대가 가능해졌다고 하더라도, 장기적으로는 사람들의 인플레이션 기대가 조정되어, 산출량은 자연실업률에 대응한 수준에 구속되고, 인플레이션을 높이는 효과밖에 되지 않는다는 것을 주장한다. 이 경우, 중앙은행 손실을 나타내는 것은 그림 2-4와 같다.



(주) 그림중의 L(·)은 그림 2-1의 B, C, D점에 대응하는 손실수준

이 그림에서 알 수 있는 것처럼, 단기적으로 중앙은행이 예기치 않은 인플레이션을 일으킬 유인(誘因)을 가지고 있다고 가정하는 것은, 중앙은행의 할인율이 충분히 작고, 단기적으로 산출량 수준을 증대시킬 이익의 할인 현재가치(①의 부분)가 장기적으로 인플레이션 바이어스를 일으킬 수 있는 손실의 할인현재가치(②의 부분) 보다도 큰 것을 의미하고 있다. 그러나 중앙은행의 정책목표가 중장기적인 물가 안정에 있다고 본다면, 할인율은 1에 가까운 값을 갖고, 단기적으로 예기치 않은 인플레이션이 초래하는 장기적인 손실을 최소화하도록 행동한다고 하면, 인플레이션·바이어스의 유인(誘因)은 보다 작아진다.

세 번째, 정부와 중앙은행이 최적계약을 체결함으로써 바람직한 균형을 실현할 수 있다 하더라도, 정부로서 중앙은행과 계약을 맺을 유인(誘因)이 존재할 것인가 하는 점도 문제이다.

이 장에서 소개한 Walsh(1995a)에서는 정부와 중앙은행의 계약에 의해서 인플레이션 바이어스를 해소할 수 있다는 결과가 나타나고 있다. 그러나 동학적

(動學的) 불일치성 논의 가운데에서 왕왕 지적된 것처럼, 정부에 근시안적인 행동을 취하게 하는 유인(誘因)이 있다고 한다면, 정부의 할인율이 작고, 인플레이션 바이어스에 의해서 장기적으로 생기는 손실을 작게 어렵할 것이다. 이 경우 경제가 앞에서 나온 그림2-1에 있는 B점과 같은 균형상태에 있다고 하면, 정부가 사회적으로 최적(最適)의 균형을 유지하기 위해, 중앙은행과 계약을 맺는 인센티브는 존재하지 않게 된다.

단, D점처럼 경제가 인플레이션 바이어스를 떠 안은 균형에 있다고 하면, 정부가 중앙은행과 계약을 맺음으로서, 과대(過大)한 인플레이션을 삭감하고, 바람직한 균형을 실현하려고 하는 유인(誘因)은 존재할 수 있다. 이것은 뉴질랜드와 캐나다 같은, 1980년대에 경제실행이 좋지 않았던 나라들에서 인플레이션 목표관리정책을 도입하여, 물가안정을 실현하려고 하는 움직임이 보여지는 것과 잘 부합되고 있다.

이 밖에 정부와 중앙은행 사이에서 성과계약이 체결되었다고 하더라도, 이미 각주17)에서도 지적한대로, Walsh(1995a)의 기본 모델로는 McCallum(1995,1997b), Minford(1995)가 제기한, 정부와 중앙은행의 성과계약에는 민간부문이 인플레이션을 형성한 후에는 정부에 이것을 이행할 인센티브가 없다는 문제가 남는다. 환언하면, 정부에 있어서 체결한 성과계약을 이행하는 유인(誘因)이 확보되지 않으면 이 계약은 예기치 않은 인플레이션을 발생시키는 유인(誘因)을 중앙은행에서 정부로 이전시키는 것에 지나지 않을 수도 있는 것이다.

물론, Svensson(1997a)가 주장한 것처럼, 성과계약을 비금전적인 유인(誘因)으로 변환할 수 있다고 하면, 정부에 계약 이행의 유인(誘因)이 있는지 어떤지는 문제가 되지 않는다. 단, Svensson(1997a)의 주장이라고 하더라도, 이미 검토한 것처럼 인플레이션 목표치와 그 결과 실현될 인플레이션이 일치하지 않는다는 문제는 남는 것으로, 최적계약 모델이 금융정책 운영의 프레임으로서 현실 타당성이 높은 것인가 하는 의문이 남을 것이다.

물론, 이 정부에 계약 불이행의 가능성이 존재할 문제에 대해서는 al-Nowaihi and Levine(1996)이 표준적인 최적계약 모델이 무한 반복되는 게임에 있어서의 명성(reputation)의 요소를 채택, 금융정책의 투명성을 확보함에 따라 사후적(事後的)인 계약 불이행의 가능성을 크게 줄일 수 있다고 주장하고 있다. 즉

al-Nowaihi and Levine(1996)은 정부에 사후적인 계약이행 인센티브가 존재하지 않는 것을, 금융정책에 관한 사후적인 재교섭 문제로서 다루었다. 이 재교섭의 과정은 국민으로부터도 명확한 것이기 때문에, 금융정책 운영의 투명도를 높여 주면, 신인(信認)을 중시하는 정부에서는 재교섭을 회피할 인센티브가 생기게 된다.

마지막으로 네 번째, 이제까지의 논의에서는 인플레이 억제와 산출량의 안정화가 중앙은행의 최종목표가 되어 왔다. 그러나 이 모델에 있어서 중앙은행이 금융정책을 발동시켜, 예기치 않은 인플레이를 발생시키는 메리트가 존재하는 것은, 어떤 이유로 인한 명목임금(名目賃金)의 경직성이 존재한 결과, 자연실업률에 대응하는 산출량 수준이 사회적으로 최적(最適)의 산출량 수준을 밑돌고 있기 때문이다. 경제의 비효율성의 원천이 명확할 경우, 거기에 직접 작용하는 정책 수단을 할당하는 것은 경제정책 할당론의 기본적인 정리(定理)이고, 이 경우 노동시장에 대한 구조정책으로 대응해야 한다는 것은 말할 필요도 없다.

## 2. 인플레이션 목표관리정책 대상지표를 둘러싼 여러 문제

앞 절에서는 인플레이션 목표관리정책을 표준적인 거시 경제학의 틀 속에서 중앙은행의 최적계약 모델이라고 해석할 수 있다는 것을 제시했다. 거기에서는 인플레이션 목표관리정책이 금융정책에 있어서 동학적(動學的)불일치성과 거기에서 기인하는 인플레이 바이어스를 해소하기 위한 방책이라고 이해된다. 이 절에서는 이러한 이론적인 기초를 갖는 인플레이션 목표관리정책에 근거한 금융정책의 운영에 있어서, 실제로 목표 대상이 되는 물가지표를 둘러싼 문제점을 검토한다.

인플레이션 목표관리정책을 채용한 여러 나라에 있어서의 금융정책은, 목표로 하는 물가상승률을 공표, 이것을 직접적인 목표로 삼아 운영되고 있다<sup>29)</sup>.

---

29) 인플레이션 목표관리정책에 근거한 금융정책의 운영은, 인플레이 목표치와 일치하는 한, 통화공급량과 환율을 중간목표로서 이용하는 것을 배제하지 않는다. 예를 들면, Leiderman and Svensson(1995)가 지적하고 있는 것처럼, 독일 프데스뱅크에 의한 통화 목표관리정책(monetary targeting)은 통화공급량의 증가율의 목표치의 배경으로, 목표로 하는 인플레이율이 상정되어 있고, 어떤 종류의 인플레이션·목표관리정책이 행해지고 있다고 하는 이해도 가능하다.

이러한 정책운영의 구성에 있어서는, 사후적(事後的)으로 실현한 물가상승률의 값(值)으로서 금융정책의 실적이 평가된다. 따라서 앞 장에서 검토한 계측오차의 크기와 외부 발생적인 충격의 식별이라고 하는 물가지수가 안고 있는 문제점을 어떻게 고려해 갈 것인가가 상당히 중요한 포인트로 대두된다. 이하에서는 인플레이션 목표관리정책 대상 물가지표를 둘러싼 구체적인 논점으로, 목표 대상 지표의 특정화, 목표 중심치(中心值), 범위설정, 기초적(基調的)인 물가변동의 포착방법, 면책조항의 네 가지 문제를 차례대로 들고, 검토하겠다.

## 2.1 목표 대상 물가지표와 기초적(基調的)인 물가변동

목표 대상으로 삼는 물가지표에 대해서는 각국 모두 CPI를 채용하고 있다. 그 이유로서는 국민 전체에 있어서의 물가 변동을 계측하는데 있어서 가장 적절한 지표라는 점 외에, 속보성(速報性), 공표후의 수정(訂正)빈도와 기술적인 점도 지적되고 있다. (예를 들면, Bank of Canada(1991b)참조)<sup>30)</sup>. 단 CPI라고 해도 반드시 모든 나라에서 단순히 종합지수를 목표 대상으로 삼고 있는 것은 아니다. 각국의 CPI 작성방법에 맞추어, 종합지수에서 특수 요인의 영향을 받기 쉬운 품목을 공제(控除)하고 있는 나라가 많다(예를 들면, Bank of Canada(1991b)참조).

### 목표 대상 지표

각국의 목표 대상 지표에 있어서, CPI 종합지수에서 공제되는 품목은 다음 세 종류로 구분된다. 첫 번째는 월별 변동이 큰 품목으로, 예를 들면, 캐나다에서는 CPI 종합지수에서 월별 변동이 큰 식료 및 연료를 공제한 계열을 목표 대상으로 특정화하고 있다(Bank of Canada(1991b)).

30) 금융정책의 목표로 삼아야 하는 물가지표로서, CPI와 GDP 실질인자(實質因子) 중 어느 것이 보다, 바람직할까라는 점에 대해서는, 금후 검토의 여지가 있다고 생각되어진다. 이념적으로는 예를 들면 커버리지(coverage)라는 관점에서 보면, GDP 실질인자가 보다 넓다라는 견해와, 추가가치 실질인자이기 때문에 환율 변동 등의 외생적(外生的) 충격의 영향이 과대하게 나타내기 힘들다는 판단도 얻을 수 있다. 이 때문에 CPI와 GDP 실질인자는 중장기적으로 보면, 상당한 변동을 보이고 있지만, 단기적으로는 괴리하는 국면도 보여진다. 단, 일본의 경우 GDP 실질인자는 속보성(速報性)에 결여되며, 이념에 가까운 확보치(確報值)와 속보치(速報值)의 차이가 크다는 등의 문제가 있다.

표 2-1 CP 전년비(前年比)의 표준오차

	총합	기조	음료	연료
캐나다	2.054	2.051	2.003	4.753
영국	2.810	2.036	2.237	3.872
스웨덴	3.081	1.906	4.129	5.665
핀란드	1.241	1.108	n.a.	n.a.
(참고)일본	1.104	1.002	8.007	2.818

(자료) BIS Data Bank, 총무청 통계국 「소비자 물가지수」

(注) 1. 計測기간은 1988년 1월부터 1994년 12월, 핀란드는 1990년 1월부터 1994년 11월

2. 각국의 基調지수는 다음과 같다.

캐나다 : 식료, 연료 제외, 영국 : 주택융자금리 제외, 스웨덴 : 간접세, 보조금 제외,  
핀란드: 세금·보조금, 주택가격·주택융자금리, 제외, 일본 : 신선식품 제외

3. 스웨덴의 연료에는 家賃을 포함한다.

4. 일본의 연료는, 전기비, 도시 가스비, 프로판가스비, 전등, 가소린을 합성한 것.

둘째로 금리 감응적(金利感應的)인 품목을 들 수 있으며, 자택거주 비용의 산입(算入)에 있어서, 주택융자금리를 이용하고 있는 나라에서는, 이것을 제외하고 있는 케이스가 많다(영국, 스웨덴<sup>31</sup>). 이것에 대해서는 주택융자금리를 포함하면, 금융긴축이 물가상승으로 이어지기 때문에, 정책 판단상 오류를 범할 가능성이 크다고 설명하고 있다<sup>32</sup>).

셋째는 간접세, 보조금이다. 목표 대상 지표를 미리 이들의 영향을 뺀 베이스로 하고 있는 곳은 핀란드 1개국뿐이지만, 뉴질랜드, 캐나다에서는, 면책조항으로서 간접세율의 변경을 명시하고 있다.

또한, 각국의 CPI의 변동을 보기 위해, 표 2-1에 전년비(前年比)의 표준편차를 표시했다. 각국 모두 식료, 연료의 표준편차는 크고, 특수 요인에 의해 유동되기 쉬운 품목임을 알 수 있다. 단 기조적(基調的) 지수로서 종합 지수로부터 어떠한

31) 자택 거주 비용을 CPI에 산입(算入)하는 방법으로는 크게 나누어서 ①순(net) 취득 비용, ②사용자 비용(cost)(비교 가능한 임대 집세를 유용(流用)), ③사용자 지불액(음자지불액)의 세 가지 방법이 있다(타웨이(1990)을 참조). ③의 방법을 취할 경우에는, 신용으로 구입한 내구(耐久)소비재의 지수작성 방법과의 일치성(整合性)을 어떻게 고려할 것인가하는 문제가 생기므로, 유의가 필요하다.

32) 일본의 물가통계에 채용되고 있는 금리감응적(金利感應的)인 품목으로서는 예를 들면, CSPI(기업용 서비스가격지수)의 리스(lease)를 들 수 있다. (리스의 가격지수는, 장기 우대금리(prime rate)와 거의 평행하게 추이).

품목을 통제하고 있는가에 상관없이, 기초적 지수의 표준 편차는 종합 지수보다도 작게 되어 있고, 각국의 CPI 통계의 특징에 맞추어서 적당한 품목을 통제하는 것으로, 기초적인 변동이 포착되어 있다고 추측된다.

### 면책조항

외부 발생적인 충격에 대해서는, 수요 충격은 상쇄(相殺)한 한편, 공급 충격은 수용(accommodate)하고, 필요 이상의 디플레 혹은 인플레이 영향(impact)을 제한하는 기본적인 사고방식에 입각해서 목표 범위로부터 괴리를 용인(容認)하는 조항(면책조항)을 취하고 결정하고 있는 나라도 보인다.

각국의 면책 조항에 관한 규정을 자세히 보면, 우선 뉴질랜드에서는 간접세를 변경의 일차적 영향, 수출입 물가의 변동에 수반되는 교역조건 변화의 일차적 영향, 위기적인 상황(천재, 가축의 疫病)에 의한 일시적인 괴리는 허용되는 것으로 하고 있다. 단, 괴리의 사실을 대장성에 통지한 후, 30일 이내에 새로운 목표 범위를 설정할 의무가 수반되고 있다. 이러한 일시적인 충격의 영향에 대해서, 뉴질랜드준비은행에서는 CPI 종합지수와 다른 물가지표(물가의 기초적(基調的)인 변동을 포착하기 위해 「가중 중앙치(加重中央値)」 「이상치 수정완료 평균치(異常値 修正完了 平均値)」 외에 무역재·비무역재별 지수, 민간·정부별 지수 등의 지표) 사이에서의 변동의 차이를 봄으로서 일시적인 충격의 영향을 체크하고 있다고 하고 있다(Rae(1993)). 단, 일시적인 충격을 정확히 추측하는 것을 불가능하며, 어디까지나 추계(推計)에 지나지 않는다는 인식도 아울러 나타나고 있다.

다음으로, 캐나다에서는, 간접세를 변경, 수요·공급면에서의 큰 충격(천재, 원유 가격의 급격한 상승)에 의한 직접적인 영향에 수반하는 괴리는 허용된다. 단, 구체적인 수속에 관한 규정은 보여지고 있지 않다. 또 영국에서는, 면책조항은 특정화되어 있지 않지만, 목표 범위로부터 이탈한 경우에는, 정부(영국 은행은 아니다)가 그 이유 및 목표 범위의 복귀 시기에 대해서 설명할 의무를 지고 있다.

한편, 스웨덴에 있어서는 면책 조항에 관한 규정이 일절 존재하지 않는다. 이것은, 스웨덴에서는 인플레이션 목표관리정책을 중앙은행이 일방적으로 선

언할 뿐으로, 정부로부터의 정식적인 승인은 이루어지고 있지 않은 것에 영향을 받고 있는 것으로 생각된다. 이 때문에 설정한 목표에 관한 책임 관계가 불명확한 상태로, 금융정책에 대한 신인(信認) 저하의 하나의 요인으로 작용하고 있다고 지적되고 있다(Svensson(1995)). 요즘, 핀란드에서는 환율이 크게 하락하고 있기 때문에 1995년까지는 목표 범위로부터 괴리를 허용하고 있다. 단, 1995년 이후의 운용에 대해서는 자세히 알 수 없다.

이러한 면책조항에 대해서, 이것을 큰 외생적(外生的) 충격 발생에 따라 그때마다 결정해 가면, 중앙은행의 형편에 맞춰 목표로 부터 제외되는 부분이 결정된다는 견해가 정착할 우려가 있기 때문에 신인(信認) 확보의 관점에서<sup>33)</sup> 미리 면책 조항을 명확히 해 두는 것이 바람직하다고 지적되고 있다.(Ammer and Freeman(1994)). 그러나 실제로 수용(accommodate)해야 할 공급 충격의 세부적인 면을 사전에 규정하는 것은 불가능한 일로, 목표 범위로부터 괴리된 경우에는 그 사유 등을 명시 할 의무를 중앙은행(또는 정부)가 지도록 규정하고 있는 나라도 보인다(뉴질랜드, 영국).

또한, 면책조항의 유무와 금융정책 운영의 관계에 대해서는 일반적인 해석으로서 면책조항이 없는 경우에는 목표 범위로부터 괴리에 대해서 반드시 벌칙 규정이 발동된다고 이해되어진다. 그러나 면책 조항에 대한 특별한 규정이 없는 국가(스웨덴 및 핀란드)에서는 벌칙규정에 관한 규정도 명시되어 있지 않은 실정이다.

면책조항과의 관계에서는, 면책 조항에 해당하지 않은 사유에 의해서 목표 범위를 일탈한 경우, 그 책임을 누가 어떠한 형태로 질 것인가 하는 문제 외에, 일단, 목표 범위를 일탈한 인플레이션을 어떠한 경로로 다시 목표 범위 내로 복귀시킬 것인가 하는 문제도 중요해진다. 그러나, 이제까지 목표 범위를 일탈한 국가는 없었으며, 따라서 이 점에 관한 명시적인 논의도 없다. 인플레이션 목표관리정책(inflation targeting)에 의한 정책운영의 프레임에 대해서는 이러한 운영적(operational) 수준에서의 문제점에 대해서, 금후, 검토해 가야 할 많은 과제가 있으리라 생각된다.

33) 금융정책의 信認에 관한 논의에 대해서는 이제까지의 연구 성과를 모은 논문집인 Persson and Tabellini(1994)를 참조할 것, 그들에 의한 同書 서론(introduction)은 이 문제의 간결한 조사로 되어있는 것 외에, Kydland and Prescott(1977), Barro and Gordon(1983) 등, 대표적인 논문을 다수 수록하고 있다.

## 물가의 기초적인 지표의 활용

CPI 종합지수를 목표 대상으로 하고 있는 나라는, 뉴질랜드, 스웨덴 두 나라이다. 물론, 이들 나라의 사정을 좀더 자세히 들여다보면, 양자 모두 실질적으로는 기초적(基調的) 지수를 목표로, 정책운명을 행하고 있다고 이해할 수 있다. 우선, 뉴질랜드에서는 알기 쉬운 목표이라는 관점에서 정부가 종합지수의 채용을 고집하고 있지만, 뉴질랜드준비은행에서는 Ⅱ章에서 검토할 기초적인 물가 변동을 포착하기 위한 지표를 사용해 정책 판단을 행하고 있다(Roger(1994a,1994b)를 참조). 또 앞에서 말한 대로, 상당히 상세한 면책조항이 규정되어 있는 점에 미루어, 실질적으로는 기초적인 물가지수에 대해서 목표를 행하고 있는 것으로 생각되어진다. 또 스웨덴에서는, 리크스뱅크(스웨덴은행)가 매월마다 물가상승률 모두를 목표 범위 안에 수용하려는 것이 아니라는 견해를 밝히고 있다(Svensson(1995)를 참조). 예를 들어 이것이 연평균 기준으로 본다는 것을 의미하고 있다고 하면, 월별 변동을 균일하게 본다는 것으로 해석, 실질적으로 특수 요인의 영향을 배제하고 있는 것으로 볼 수 있다.

## 2.2 목표 범위와 물가지수의 상방 편익

목표 중심치(中心値)에 대해서는 현재, 각국 모두, 전년비(前年比) 1~2.5% 정도의 범위로 설정하고 있지만, 계측오차의 문제를 감안하더라도, 반드시 제로·인플레이션 수준을 목표로 정하고 있는 것은 아니다. 또 각국 모두 물가안정을 정책 목표로 들며, 인플레이의 비용(cost)를 강조하고 있지만, 물가안정과 공표되었던 목표 수준의 관계에 대해서 명확한 대응이 이루어지고 있는 것은 아니다.

이 가운데, 캐나다만이 5개국 가운데에서 유일하게, 목표 범위와 제로 인플레이션의 관계가 명확하다.(예를 들면 Thiessen(1994)를 참조). 즉, 현행의 목표 범위는 1998년까지 「물가안정과 일치하는 CPI 상승률」을 확정하기까지, 물가 상승률을 서서히 떨어뜨리는 과정의 과도적인 목표로 자리 매김 되고 있고, 제로·인플레이션과는 일치하는 수준이 이루어지지 않은 것으로 인식되고 있다. 아울러, 캐나다연방은행의 경제학자 Crawford(1993)은 CPI의 상방편익을 +0.5%정도라고 시산(試算)하고 있다.

한편, 뉴질랜드에 있어서는 목표 중심치(1%)가, 대략 제로 인플레이션과 일치하는 수준으로서 설정되어 있다.(뉴질랜드 CPI의 상방 바이어스는 최대 1.5~2%정도라고 상정되어 있다. Reserve Bank of New Zealand(1994)를 참조). 단, 물가 안정의 정의로서는, 「중앙은행의 물가안정으로의 수행(commitment)에 대한 신인(信認)을 높이는데 투자하는 물가상태」(Ebert(1994))인 것이 중요하다는 입장을 취하고 있다. 이 밖에 스웨덴에 대해서도, 스웨덴의 인플레이션 목표관리정책의 기본적인 프레임을 나타낸 Svensson(1992)은, CPI의 상방편의를 고려하면, 제로 인플레이션은 2%정도라는 견해를 보이고 있어, 실증적인 논거는 나타내고 있지 않지만, 굳이 말하자면, 스웨덴도 제로 인플레이션과 거의 일치하는 목표 수준이라고 간주할 수 있을 것이다.

물론, 이러한 목표치를 특정화하기 위해서는 물가지수가 안고 있는 계측오차 문제뿐만 아니라, 노동시장을 중심으로 하는 가격 경직성의 정도가 물가변동과 관련해 어떻게 변화하는가 하는, 디스인플레이 비용과의 비교·고찰이 필요할 것이다.

### 2.3 자산가격의 취급

1980년대 후반이래 일본경제의 동향을 보면, 일반물가 수준이 비교적 안정적으로 추이하는 가운데, 자산(資産)가격이 대폭으로 상승·하락하면서 경기의 진폭도 대규모로 바뀌었다. 이러한 가운데, 금융정책의 운영에 있어서 자산가격도 목표에 포함시켜야 한다는 주장되었다. 이론적으로도, 소비자의 생계비를 측정하는 물가지표에 현시점의 재화(財貨)·서비스 가격뿐만 아니라, 장래에 있어서의 재화·서비스가격도 넣어야 한다는 사고에 입각하면, 금융정책 운영상 묵시적(implicit)으로 포함하고 있는 자산가격의 동향도 감안해야 한다는 주장이 된다.

그러나, 인플레이션 목표관리정책 채용국에서는 이러한 자산가격 변동과 물가안정의 관계에 대해서는 명시적인 논의가 행해지고 있지 않다. 물론, 10장에서 검토하겠지만, 일반적인 물가 지수의 동학적(動學的)인 확장으로서 자산가격과 물가지수의 합성으로서 나타나는 물가지표를 그대로 금융정책 운영상의 판단재료로서 활용해 가는 것은, 자산가격과 또한 물가지표의 가중치, 지표의 정확성이라는 관점에서 어려운 것도 또한 사실이다.

### 3. 정 리

이 장에서는, 금융정책에 있어서의 새로운 조류로 부상하고 있는 「인플레이션·목표관리정책」에 착안, 물가지수와 금융정책 운영의 관계에 대해서 고찰을 해 보았다.

우선 인플레이션 목표관리정책의 이론적인 기초를 제공하는 견해로서 Walsh(1995a), Svensson(1997a) 등에 의한 최적계약(最適契約) 모델을 소개했다. 최적계약 모델은 인플레 바이어스를 소거하면서 공급 충격에도 유연한 대응을 한다는 의미에서 가장 적절한 금융정책 운영을 가능하게 한다는 프레임으로서, 중앙은행총재와 정부 사이의 인플레율·산출량에 관한 성과계약이 유효하다는 것을 지적했다. 또, Svensson(1997a)는 성과계약을 대신해, 중앙은행이 사회일반에 보다 낮은 인플레율 목표치를 선언하는 것도 유효하다고 주장하고 있다.

단, Svensson(1997a)의 논의에 관해서는 중앙은행이 선언하는 마이너스 인플레 목표치가 실현되지 못하고, 인플레 목표치에 대한 신인(信認)확보가 곤란하다는 문제가 지적된다. 이 점을 토대로 하면, 이 모델은 단순히 중앙은행이 마이너스 인플레 목표치에 관계(commit)했다고 해석할 것이 아니라, 사회적으로 바람직한 중앙은행의 반응함수를 도출하기 위한 방책으로서 인플레 목표에 관한 보수적 중앙은행에 금융정책을 위임하는 것의 중요성을 지적하고 있다고 이해하는 쪽이 자연스러울 것이다. 또 이 경우, 중앙은행의 최적한 반응함수를 도출(導出)하기 위한 동기로서, Walsh(1995a)에서 시사된 금전적인 유인(誘因)이 아닌, 사회일반보다 낮은 인플레 목표라는 비금전적인 유인(誘因)을 고안한 점에 큰 공헌이 있었다고 말할 수 있을 것이다.

이어서, 1장에서 제시했던 물가지표가 안고 있는 세 가지 문제 - 물가지수의 계측오차, 자산가격 변동과 물가 안정, 기초적인 물가 변동의 포착 - 에 대한 인플레이션·목표관리정책 채용국에서의 기본적인 견해를 정리했다. 인플레이션 목표관리정책 채용국에서는 중앙은행이 목표로 하는 물가 상승률을 공표하고, 이것을 직접적인 목표 대상으로 삼아 금융정책을 운영하고 있다. 또 사후적(事後的)으로 실현한 물가 상승률의 값을 토대로 금융정책의 실행이 평가된다. 따라서 물가지수의 금융정책 운영에 있어서, 앞서 말한 물가지표가 안

고 있는 문제를 어떻게 고려해 갈 것인가가 상당히 중요한 포인트가 된다. 그러나 각국 모두가 물가지수가 안고 있는 여러 문제에 대한 명확한 회답을 가지고 있는 것은 아니다. 이른바, 이들 문제에 대한 즉흥적인 대응, 그리고 그에 따른 정책 판단의 실행이라고 하는 것이 실상일 것이다.

마찬가지로, 일본의 금융정책을 생각할 경우에도, 물가지수가 안고 있는 세 가지 문제는 중요한 논점이 될 수 있다. 이하, 본서에서는 3장에서 9장으로 구성되는 제Ⅱ부에 있어서, 물가지수의 계측오차의 문제를 들고, 그 요인을 상세히 분석함과 동시에 상대방의 크기를 정량적(定量的)으로 평가하겠다. 이어, 제Ⅲ부에서는 금융정책의 운영과 물가지표의 관계로 논의를 전환시켜, 자산가격 변동과 물가안정, 기초적인 물가변동의 포착, 이라는 두 가지 문제를 가지고 각각 10장, Ⅱ장에서 차례대로 검토하겠다.

## 제 2 장의 보 론(補論)

### 최적계약의 기본 모델의 도출 과정

여기에서는 본문중의 (2-1)~(2-4)식으로 나타낸 경제에 있어서, ①중앙은행이 공급 충격의 부호(signal)를 관측했을 때에, 최적(最適)의 정책반응이 (2-5)식에 나타난 통화공급량의 공급법칙이 된다는 것, 물론 ②민간부문이, 중앙은행이 공급 충격의 부호에 반응하고 있는 것을 알 경우, 정책반응은 (2-6)식이 되고, 인플레이 바이어스가 발생하는 것을 나타낸다.

우선, 공급 충격의 부호에 대한 중앙은행의 가장 적절한 정책반응 함수가 (2-5)식에서 나타내었던 통화공급량의 공급 법칙이 되는 것을 나타낸다. 여기에서 중앙은행은, 공급 충격 부호  $\theta$  을 관찰하고 행동하지만, 민간부문은 중앙은행이 관찰한 공급 충격의 부호  $\theta$  을 조합해서 행동하고 있는 것을 모르고 판단한다.

중앙은행의 손실함수가 2차 형식이기 때문에 최적의 함수는

$$m(\theta) = a + \theta b \tag{2-A-1}$$

라는 선형(線形)의 형태가 된다. 이 때문에 중앙은행의 최적화 행동은, 손실 함수를 최소화하려고 하는(2-A-1)식의 계수(係數),  $a$ ,  $b$ 를 선택한다고 생각할 수 있다.

거기에서 중앙은행의 손실함수 (2-1)식에 (2-A-1)식과 (2-2) ~ (2-4) 식을 대입하여 정리해,  $\pi^e = E[m] = a$ 가 된다는 것에 주의하며 기대치를 잡으면,

$$E[L] = E[a\theta b - \alpha\gamma\epsilon + \epsilon - k]^2 + \beta(a + \theta b - \gamma\epsilon)^2 \tag{2-A-2}$$

가 된다. 따라서 (2-A-2)식을  $a$ ,  $b$ 에 대해서 최소화하기 위한 1階의 조건은,

$$E[\beta(a + \theta b - \gamma\epsilon)] = 0 \tag{2-A-3}$$

$$E[\alpha\theta(a\theta b - \alpha\gamma\epsilon + \epsilon - k) + \beta\theta(a + \theta b - \gamma\epsilon)] = 0 \tag{2-A-4}$$

이다. 여기에서  $E[\theta] = 0$ ,  $E[\epsilon] = 0$ 라고 가정되어 있으므로, (2-A-3)식의 조건을 평가하면

$$a = 0 \tag{2-A-5}$$

을 얻을 수 있다. (2-A-5)식을 (2-A-4)식에 대입해,  $\theta = \varepsilon + \phi$ 인 것을 고려하여, (2-A-4)식을 평가하면,

$$a^2\sigma_\theta^2b - a^2\gamma\sigma_\varepsilon^2 + a\sigma_\varepsilon^2 + \beta\sigma_\theta^2b - \beta\gamma\sigma_\varepsilon^2 = 0 \quad (2-A-6)$$

가 된다. 이 양변을  $\sigma_\theta^2$ 로 빼고,  $s = \sigma_\varepsilon^2 / (\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\theta^2) = \sigma_\varepsilon^2 / \sigma_\theta^2$ 인 것에 주의하면,

$$b = \left\{ \gamma - \frac{\alpha}{a^2 + \beta} \right\} s = \delta s \quad (2-A-7)$$

가 도출된다. 따라서, 최적의 통화공급량의 공급 법칙은,

$$m(\theta) = \left\{ \gamma - \frac{\alpha}{a^2 + \beta} \right\} s\theta = \delta s\theta \quad (2-A-8)$$

가 된다.

다음으로, 민간경제주체가 중앙은행은 공급 충격에 관한 부호에 반응하고 있는 것을 알 경우, 균형에 있어서 플러스 인플레이율이 존재하는 것을 나타낸다. 여기에서 중앙은행은 공급 충격에 관한, 부호를 관찰하고, 민간부문의 인플레이 기대를 주어진 것으로 하고, 손실함수를 최소화하려고 행동한다. 즉, 중앙은행은 (2-A-1)식에 대해서 공급 충격에 관한 부호  $\theta$ 을 관찰한 다음, 조건부 기대치를 최소화한다. 여기에서  $E_\theta(\cdot)$ 은 공급 충격에 관한 부호  $\theta$ 을 관찰한 후의 조건부 기대치를 의미하고 있다.

$$E_\theta[L] = E[(aa + a\theta b - \alpha\gamma s\theta - a\pi^e + s\theta - k)^2 + \beta(a + \theta b - \gamma s\theta)^2] \quad (2-A-9)$$

이 경우, 최소화를 위한 1階의 조건은,  $a$ ,  $b$ 모두에 대해서도 동일한

$$E_\theta[a(aa + a\theta b - \alpha\gamma s\theta - a\pi^e + s\theta - k) + \beta(a + \theta b - \gamma s\theta)] = 0 \quad (2-A-10)$$

가 된다. 여기에서 (2-A-10)식은 민간부문의 행동과 일치하여야 할 필요가 있기 때문에, 그 무조건적 기대치를 갖더라도 성립하는 것이다. 따라서  $\pi^e = a$ 가 되는 것에 주의하면

$$a = \frac{\alpha k}{\beta} \quad (2-A-11)$$

를 얻을 수 있다. 이것을 다시 (2-A-10)식에 대입해서 정리하면,

$$b = \left( \gamma - \frac{\alpha}{\alpha^2 + \beta} \right) s \quad (2-A-12)$$

가 된다. 이 때문에 중앙은행의 통화공급량의 공급법칙(rule)은

$$m^{dis}(\theta) = \delta s \theta + \frac{\alpha k}{\beta} \quad (2-A-13)$$

가 되고, 균형에 있어서의 인플레이율은  $\alpha k / \beta$ 라는 플러스치를 취한다.



제 2 부

---

**물가지표의 정확도**



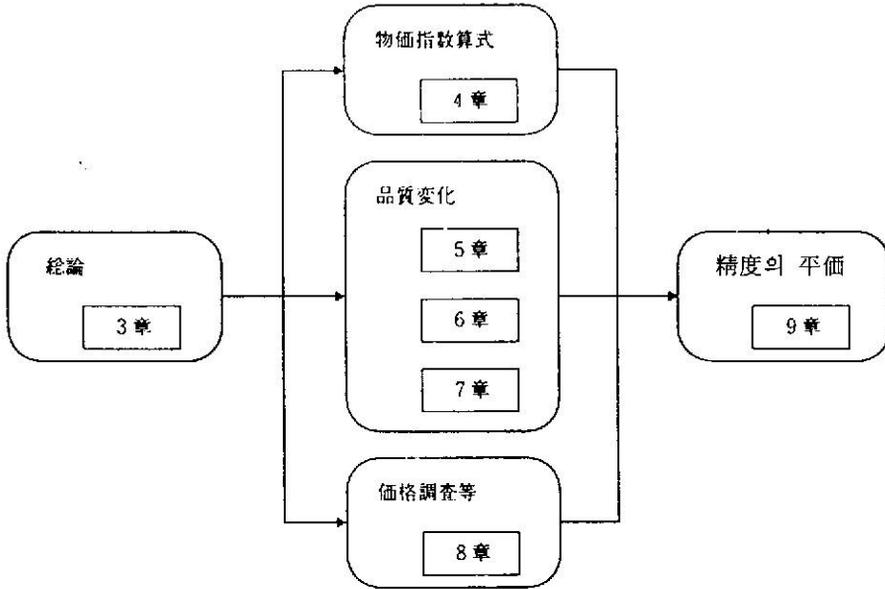
## 제 3 장 소비자 물가지수의 계측오차

1장에서 정리한 바와 같이 소비자물가지수(CPI)는 고정기준 라스파이레스(Laspyres)방식에 따라 작성되고 있다. 이 고정기준 라스파이레스 방식은 간편하면서도 명료한 통계작성방법인 동시에 물가지수의 변동에 통계오차를 혼입(混入)시키는 커다란 요인도 되고 있다. 즉, 고정기준 라스파이레스지수 계산식의 틀 안에서는 상대가격 변동에 동반하는 소비자행동의 변화나 신제품 등장, 진부화된 제품의 소멸과 같은 경제활동의ダイナミック한 변화에 대응하기가 어렵다. 이러한 다이내믹한 경제활동의 변화는 ①상대가격변동에 동반되는 대체효과, ②품질변화의 영향, ③신제품 등장의 영향, ④통계 작성상의 기술적인 문제라는 4가지 요인에 의해 물가지수의 통계오차를 발생시킨다. 이들 4가지 요인은 통계작성 방법이라는 관점에서 보면 물가지수의 구성요소인 지수 계산식, 조사가격, 가중치의 3가지 적절도, 정확도를 통해 물가지수에 계측오차를 초래하고 있는 것이 된다.

제2부에서는 이러한 소비자물가지수의 계측오차 문제에 초점을 맞춰 앞서 서술한 계측오차의 요인을 검토한다. 우선, 이 장에서는 물가지수가 안고 있는 계측오차의 문제에 대해 개략적으로 살펴본다. 그 후, 4장에서 8장에 걸쳐 지수 계산식의 문제(4장), 품질조정방법의 문제(5장~7장), 가격조사방법의 문제(8장) 3가지에 대해 구체적인 문제의 소재를 순차적으로 밝히고 이들이 초래하는 편의의 크기를 정량적으로 평가한다. 그리고 나서 9장은 이들의 실증결과를 총괄하여 일본의 CPI 정확도에 대한 정량적(定量的)인 평가를 하고, 한편 CPI의 계측오차가 경제정책 운영에 대해 미

치는 관계(implication)와 CPI의 정밀도를 개선하기 위한 방책을 검토한다. 이상과 같은 논의의 흐름을 개념적 그림으로 정리하면 그림 3-1과 같다.

그림 3-1 제 2부의 구성



제2부의 [소비자물가지수의 계측오차]는 이것만으로도 하나의 완결된 논제가 될 수 있을 것으로 생각되는데, 커버하고 있는 논제도 폭넓기 때문에 제 2부의 도입이 되는 본 장을 읽으신 독자는 4장 이하에 대해서는 각자의 흥미에 따라 읽기 바란다. 물가지수의 계측오차 문제 전반에 흥미를 가진 독자가 제2부 전체의 장을 읽는다면 일본의 소비자물가지수가 안고 있는 문제점의 전모를 이해할 수 있을 것이다. 또, 금융정책 또는 거시경제학에 흥미를 가진 독자는 본 장을 읽고 물가지수 계측오차 문제점의 기본적인 논점을 파악하고 나서, 9장으로 넘어가, 계측오차의 크기와 그 경제정책 운영상의 관계를 이해하면 충분할 것으로 생각된다. 또는 헤도닉(hedonic) 가설에 흥미를 가진 독자는 5장에서 7장까지를 순차적으로 읽으면 그 이론적인 배경, 실증분석의 구체적인 방법과 그 적용사례, 물가지수통계작성상의 응용 등 헤도닉 가설을 이용한 경제분석을 개략적으로 파악할 수 있을 것이다.

이야기가 중복되기는 하나, 이하 이 장에서는 소비자물가지수의 계측오차

문제를 검토할 제2부의 도입부분으로, 계측오차의 발생원인을 정리한다. 이 때, 일본의 CPI가 안고 있는 문제점을 지수이론상의 문제와 통계작성 실무상의 문제라는 2가지 관점에서 가능한한 구체적인 형태로 검토한다.

## 1. 계측오차의 여러 요인

이 절에서는 우선 물가지수에 계측오차를 초래하고 있다고 생각되는 ①상대 가격변동에 동반되는 대체효과, ②품질변화의 영향, ③신제품 등장 영향, ④ 통계작성상의 기술적인 문제이란 4가지 요인에 대해 검토한다.

### 1.1 대체효과의 영향

CPI는 기준 연차(年次)로 고정된 시장바구니에 따라 특정 점포에서 판매되고 있다고 결정된 제품의 가격변동을 조사하기 때문에, 상대가격변화에 동반하는 소비자 판매행동의 변화(대체효과, substitution effects)가 반영되기 힘들다.

구체적인 영향은 ①조사품목간에 발생하는 대체, ②조사가격을 품목단위로 집계할 때의 대체, ③품목내에서의 구입품목간의 대체, ④기준점포간의 대체, ⑤할인점의 신규 진입에 따른 대체로 나눠 생각하면 이해하기 쉽다. 한편, 이들 대체효과 중, ①은 지수 계산식의 문제, ②는 조사품목을 품목단위로 집계할 때의 문제, ③~⑤는 조사가격의 문제로 크게 분류할 수 있다.<sup>1)</sup> ① 품목간에 있어서의 대체 : 품목을 가중평균하기 위한 가중치가 기준시점으로 고정되어 있는데 기인하는 편의. 가령, 고기와 생선을 예로 들면 일반적으로 양자 서로 대체적인 관계에 있다고 생각되기 때문에 고기의 가격이 상승하면 가계는 생선으로 구입을 바꾼다. 그러나, CPI에 있어서의 고기와 생선의 가중치는 기준시점의 것이 이용되기 때문에 고기가격 상승을 과대하게 평가, 상방 편의가 발생한다. ② 조사품목 가격을 품목단위로 집계할 때의 대체 : 품목간에서의 대체효과와 동시에 일반적으로는 공표되어 있지 않은 품목 이하의 개별조사품목 가격 데이터를 품목단위로 집계하는 단계에서도 ①과 같은 대체효과에 기인하는 편의가 발생한다. ③ 동일 품목 내에서의 구입

1) 9장에서 소개하는 보스킨 보고서에서는, ①을 상위 집계단계에서의 대체효과(upper level substitution), ②를 하위 집계단계에서의 대체효과(lower level substitution), ⑤를 할인점 등의 신규 가게가 나타남에 수반되는 대체(new outlet substitution)라 부르고 있다.

품목간 대체 : 조사 대상 품목 이외에도 밀접한 대체제품이 다수 존재하는데  
 기인하는 편의. 가령, 컬러 TV를 예로 생각해 보면 현행 CPI에서는 21인치형  
 의 음성다중수신장치내장 형태(특정의 상표와 모델을 지정)이 조사대상품목이  
 되고 있는데, 가전판매점이나 대형 시장(mart) 등의 진열대에는 위성방송수신  
 튜너(tuner)를 내장한 대형 형태에서 동남아시아 여러 나라에서 생산된 싸구  
 려 소형 TV까지 다양한 컬러 TV가 전시·판매되고 있다. CPI의 가격은 상품  
 의 대표성을 고려하여 선정하고 있다고는 해도 대다수 품목의 경우, 특정 품  
 목에 대해서만 조사가 이루어지고 있기 때문에 품목 전체의 가격변동을 파악  
 하기가 곤란한 경우도 많다. ④ 기존 점포간 대체 : 소비자의 가격탐색 행동을  
 가격조사상, 다 파악할 수 없다는 점에서 발생하는 편의. 가령, 대다수 소비자  
 들은 가까운 대형 시장(mart), 백화점, 전문점 등에서 그때그때 가장 싼 제품  
 을 구입하려는 것으로 생각된다. 그러나, CPI는 특정한 일시·점포의 판매가  
 격을 조사하기 때문에 이러한 움직임을 충분히 포착하고 있지 않다. ⑤ 할인점  
 등의 신규 점포가 나타남에 따른 대체 : 최근의 [가격과피]와 관련하여 주목받  
 고 있는 소매업의 구조변화에 동반하는 바이어스. CPI의 가격조사에서는 할인  
 점이 거의 포함되고 있지 않기 때문에, 소비자가 기존의 소매점·백화점 등에  
 서 가격저하 폭이 큰 할인점으로 이동하고 있는 실태는 물가지수의 변동에 좀  
 처럼 반영되지 않는다2).

이 밖에 기준개정으로부터의 시간 경과와 더불어 상대가격의 변동을 반영하  
 여 품목별 물가지수 수준에 높낮이가 발생한다. 이러한 지수수준의 차이는 라  
 스파이레스 방식과 같은 산술평균지수에서 지수수준이 높아진 품목을 과대 평  
 가한다는 문제가 있다3).

---

2) 할인점 진출에 따른 영향을 물가지수에 반영시킬 경우, 기존 점포와 할인점간의 제품 가격차가 기존점포  
 와 할인점에서 판매되고 있는 제품간 품질차에 맞는 것인지 하는 문제를 고려할 필요가 있다. 양자의 품  
 질차와 가격차를 검토하는 판단기준의 하나는 소비자의 판매행동 변화를 봄으로서, 가령 기존점포에서  
 할인점으로 고객이 이동하고 있는 경우, 양자의 품질차를 고려하고서도 할인점이 비교적 싸다는 판단을  
 하는 소비자가 증가하고 있다고 볼 수 있다. 단, 여기서의 품질차는 [제품 그 자체의 품질차]뿐만 아니라  
 쇼핑의 편리함, 계산이나 주차장의 혼잡성, 애프터서비스의 충실성과 같은 [판매서비스의 품질차]도 포함  
 한다는 점에 주의할 필요가 있다.

3) 자세한 것은 4장 보론 1을 참조할 것.

## 1.2 품질변화의 영향

물가지수의 가격조사시, 특정 상품을 계속적으로 조사하는데 경제구조의 변화나 기술혁신의 진전 등에 동반해 조사대상 품목이 시장에서 소멸하거나 대표성을 잃는 등, 동일한 조사품목을 지속적으로 조사하기는 힘든 경우가 많다. 따라서 조사품목의 변천에 맞춰 조사품목을 바꿀 필요가 있다. 이 때, 물가지수는 신규조사품목간 품질차를 적절한 방법으로 조정, 순수한 가격변동을 물가지수에 반영시킨다([품목변경]).

일본의 CPI 품목변경 절차는 ①신규조사품목간 품질·용량 등에 차이가 없는 경우, 신규품목의 가격을 그대로 접속시킨다(직접 대체법[직접비교처리]), ②신규조사품목간에 품질은 동일하지만 용량 등에 차이가 있고 용량과 가격이 비례관계에 있다고 간주될 수 있는 경우, 용량비에 따라 가격을 조정하여 접속시킨다, ③신규조사품목간에 품질향상과 동시에 가격도 상승했다고 명확하게 인정되는 경우에는, 신규품목의 가격지수를 불변으로 하여 접속시킨다(가격링크법[보합(保合)처리]), 는 3종류 방법이 주로 채택되고 있다<sup>4)</sup>.

물가지수는 품질을 일정하게 유지했다고 할 경우의 가격변화를 포착하는 것이기 때문에 그 상승률은 표면가격의 상승률에서 품질향상률을 뺀 값으로 생각할 수 있다. CPI의 품질조정방법을 표면가격변화율과 품질변화율의 관계에 따라 정리하면, 우선 직접대체법은 [품질향상률=제로]로 처리함으로써, 물가지수상승률은 표면가격상승률과 동등해진다. 또, 가격링크법은 [표면가격상승률=품질향상률]로 간주하기 때문에 물가지수상승률은 제로가 된다. 따라서 대다수의 품목변경이 속할 것으로 생각되는 [가격차≠품질차]의 케이스가 적절하고 정확하게 처리되는 것은 용량만 변화했을 때로 한정된다.

이와 같이 CPI의 품목변경시 품질조정에는 상당한 한정적 방법이 채택되고 있기 때문에 품질변화 파악에는 자체적 한계가 존재하고 있다. 그 결과, CPI는 기술혁신이 현저한 마이크로 에レクト로닉스(micro electronics)제품을 중심으로, 가격조정 대상의 품질향상을 과소평가, 상방편의를 갖는다.

4) 한편, WPI에서는 이들 방법 외에 생산비용을 토대로 품질차를 조정하는 [비용비교법]이 널리 이용되고 있으며 이 밖에 뒤에서 다법칙(rule) [헤도닉 가설]도 일부 품목에서 채택되고 있다.

### 1.3 신제품 등장의 영향

신제품이 등장한 후, 이들이 물가지수의 시장바구니에 도입되기까지는 시차가 존재하기 때문에 신제품 등장의 영향이 CPI에 적절하게 반영되기 힘들며, 상방편의의 원천이 되는 것으로 생각된다. 즉, 신제품이 등장하고 일반가정에 보급돼 가는 과정에서는 신제품 그 자체가 새로운 수요를 창출함과 동시에 신제품이 기존제품으로 교체되어 간다. 이는 소비자가 신제품이 기존제품에 비해 품질변화 조정기준상 상대적으로 싸다고 판단하고 있음을 의미하고 있다. 그 결과, 신제품이 신속하게 대상범위에 도입되지 않는 한, 조사대상 품목의 조사대상의 품목에 대한 상대가격이 상승, 물가지수에는 상방편의가 발생하게 된다. 이를 개념화시켜 나타내면 그림 3-2와 같이 된다.

실제로 지금까지의 기준개정시 신규채용품목을 보면 표 3-1에 나타난 바와 같이 신제품이 꼭 적절한 시기에 도입되어 왔다고는 할 수 없다. 신제품 채용까지의 시차를 좀 자세하게 살펴보면, 우선 내구소비재에 대해서는 소형승용차, 피아노는 1970년, 전자동전기세탁기, 스테레오·테이프레코더는 1975년, 전자렌지·소형전자계산기는 1980년, 냉난방 겸용 룸에어콘은 1985년, 워드프로세서·비디오카메라는 겨우 1990년 보통승용차·전화기는 1995년 기준부터인 점을 미루어볼 때, 일반가정에 보급되고 나서 다소 시차를 두고 도입되고 있다. 더욱이 PC나 팩스, 휴대폰 등은 여전히 지수대상범위에 도입되어 있지 않다.

또, 신제품 도입의 시차는 서비스에 대해서도 인정된다. 가령, 차고임대료나 유원지 입장료 등은 1985년 기준으로 도입되었으며 햄버거와 같은 외식가격이나 비디오대여료가 도입된 것은 1990년 기준이 되고 나서이다. 이밖에 이동통신에 의한 통화요금이나 렌트카 요금 등은 여전히 도입되고 있지 않으며, 또한 신용카드나 계좌이체수수료 등의 각종 금융서비스에 대해서도 지수대상의 외로 취급되고 있다<sup>5)</sup>.

---

5) CSPI(기업용 서비스가격지수)에서는 계좌이체수수료 등의 각종 수수료는 이미 도입되고 있다. 한편, 가중치가 큰 금융마진에 대해서는 지수대상의 외로 취급하고 있기 때문에 금융관련 서비스의 커버리지(coverage)가 낮다는 지적도 있으나, 이 서비스에 대해서는 경제이론적인 견해와 데이터 수집실무라는 양쪽 측면이 있어, 물가지수를 작성하기 위해 해결해야 할 과제가 많아, 물가지수 작성은 현단계에서는 상당히 힘든 것으로 생각된다.

이러한 신제품의 CPI에의 도입시차는 기술혁신의 속도가 빠르고, 제품 사이클이 짧은 제품에서 특히 현저하다. 이는 이들 제품에 관해서는 품질조정이 극히 곤란하다는 점에서 계속적으로 가격조정을 하기가 힘든 것으로 판단되며, 이 때문에 지수대상범위로 도입이 보류되기 쉬운 경향이 있기 때문인 것으로 추측된다.

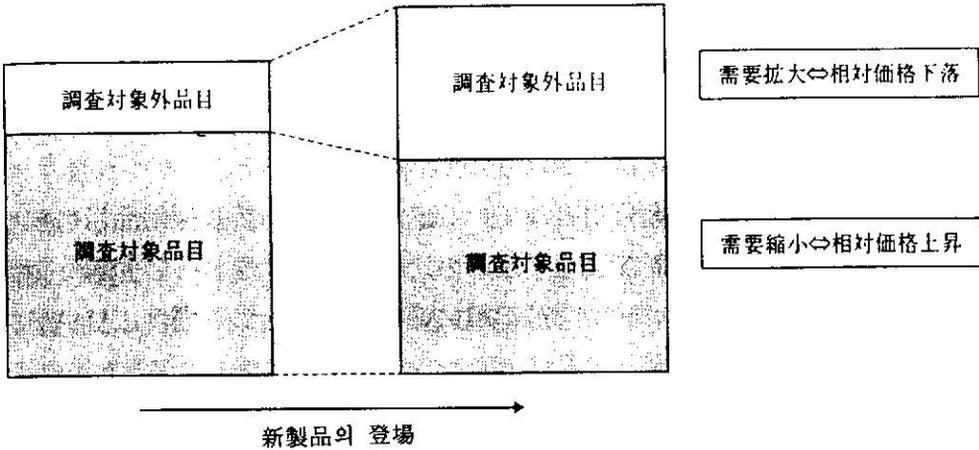
이 외에 조사품목이 세분화되어 있어 결과적으로 신규 채용품목에 대해서 유사한 기능을 하는 기존조사품목과의 비교가 이루어지지 않는다는 문제도 지적된다. 가령, 장래에 PC가 신규로 채용된다고 했을 경우, 워드프로세서로부터의 대체에 동반되는 영향은 계산되지 않는다<sup>6)</sup>.

표 3-1 기준시 개정에 있어 주요한 신규채용 품목

	내 구 소 비 재	서 비 스
1970년	소형승용차, 피아노, 에어컨, 컬러TV	자동차교습소, 화재보험
1975년	전자동전기세탁기, 스테레오, 테이프레코더, 가스온풍기	학교급식, 고속도로요금,
1980년	전자렌지, 소형계상기	아이점심(외식), 이발비
1985년	냉난방겸용, 룸에어컨, 비디오테이프, 레코더	주차장임대료 유원지 입원료, 자동차보험(입의), 하수도료 운송료(택배)
1990년	워드프로세서, 비디오카메라	햄버거(외식), 비디오렌탈료
1995년	보통승용차, 전화기, 가정용 TV게임	피자파이, 노래방사용료
미채용	PC, PC관련부품, Fax, 휴대전화	신전전통화료, 렌트카, 각종금융서비스, 인터넷

6) 물론, 많은 신제품에는 기존제품이 갖고 있지 않은 새로운 기능을 제공하는 것도 많아, 비교가능성이라는 의미에서는 한계가 있다. 가령 인터넷을 통한 전자메일의 교환이나 휴대폰의 이용은 기존의 전화, 팩스, 우편 등을 이용하는 정보교환과는 밀접한 대체관계에 있으나 새로운 커뮤니케이션 수단으로서의 색채도 짙다고 생각된다.

그림 3-2 신제품 등장的影响



#### 1.4 통계작성 기술적인 문제

통계오차의 발생원인으로서는 이제까지 설명한 대체효과, 품질변화, 신제품 등장 등의 요인 외에 일본의 소비자 물가지수 고유의 통계작성 기술적인 문제도 지적할 수 있다. 통계작성 기술적인 문제로서는 가격조사방법 문제와 가중치문제로 크게 나눌 수 있다.

가격조사방법의 문제점으로서의 다음의 2가지가 크다. 우선 첫 번째는 특정 일의 가격을 조사하기 때문에 바겐세일, 계절요금 등의 특수요인이 혼입(混入)되기 쉽다는 문제를 들 수 있다. 즉, CPI의 가격조사는 원칙적으로 매월 12일을 포함하는 주의 수·목·금 중 어느 한날에 실시되기 때문에, 요일구성의 차이에 의해 실제 조사일은 최대 8일간을 전후하게 된다<sup>7)</sup>. 이 결과, 바겐품목으로 대표되듯이 어느 달의 특정 기간에 조사일이 겹치는지의 여부에 따라 가격변동이 크게 달라지는 품목이 보이게 된다<sup>8)</sup>. 또 두 번째로 민영 집세에 대해 가격조사가 3개월에 1회로 이루어지는 점, 가격조사의 샘플수가 적은 점,

7) 예외적으로 취급되고 있는 것으로서 숙박료(매월 5일을 포함하는 주의 금·토의 숙박요금), 방세(3개월에 1회의 조사, 후술), 신선식품(매월 3회 조사)을 들 수 있다. 한편, 신선식품이 월 3회로 조사되고 있는 것은 기후요인 등에 따라 가격이 크게 변동하기 쉽기 때문이다.

8) CPI에서는 항상 판매되고 있는 재화(財貨)·서비스의 가격을 조사한다는 관점에서 원칙적으로 특가품을 조사대상에서 제외하고 있으나, 조사시점에서 7일 이상 연속적으로 특가로 판매되고 있는 것에 대해서는 이것을 조사대상에 도입하여 취급하고 있다. 이 때문에 조사일이 최대 8일 전후가 되면 요일구성에 따라 특가품이 조사대상이 되다 말다 하는 일이 생길 수 있다.

등의 문제 때문에, 월별 지수변동이 해마다 크게 벌어지기 쉽다는 문제가 지적된다.

한편, 가중치 문제로는 그 산출기초자료가 되고 있는 [가계조사]가 안고 있는 문제가 크다. 즉, 溝口(1992)는 지금까지의 논의를 개관, ①조사대상으로 하는 가정의 표본추출작업에 편중이 보이는 점, ②단독가구가 포함되지 않았으며, 주부 이외의 가계구성원의 지출이 포착되기 어려워 가계전체로서의 소비 지출 파악도가 낮다는 점의 2가지 문제를 지적하고 있다<sup>9)</sup>. 또 이 밖에 귀속(歸屬) 집세의 가중치 산출방법 등의 문제점이 지적된다.

## 2. 계측오차 발생 메커니즘의 정리

여기서는 CPI가 안고 있는 계측오차의 영향을 구체적으로 평가하기 위한 출발점으로서 앞 절에서 검토한 대체효과, 품질변화, 신제품 등장, 통계작성상의 기술적인 문제라는 4가지 계측오차의 원인을 지수 계산식, 조사가격의 정확도, 가중치의 정확도라는 가격지수를 구성하는 3가지 요소로 환원시켜 문제의 소재를 특정화하겠다.

우선 대체효과로서 정리된 문제는, 품목분류 이상의 단계에서의 대체효과는 지수 계산식의 문제, 그 이하 단계에서는 조사가격을 품목단위로 집계할 때의 문제, 품목 내에서 구입품목간의 대체, 기존점포간 대체, 할인점의 신규진입에 따른 대체, 4가지였다. 이들은 처음 2가지를 지수계산상의 문제, 나머지 2가지가 가격조사 정확도의 문제로 생각할 수 있다.

다음으로 품질변화, 신제품의 등장은 모두 CPI 작성방법 내에서는 조사가격의 정확도에 큰 영향을 주는 품질조정방법의 문제점과 밀접한 관계가 있다. 앞 절에서는 품질변화는 조사대상 품목 내에서의 재화·서비스의 개량, 신제품 등장은 조사대상 품목에 포함되지 않는 개별적 재화·서비스의 등장으로서 독립된 요인으로 논의했다. 그러나, 양자의 차이는 재화·서비스의 품목분할을 어느 정도 세분화할 것인가 하는 점에 크게 의존하고 있어, 통계작성의 실무상의 관점에서는 명확하게 구분하기 힘들다. 또, 앞 절에서도 지적했듯이

9) 최근에는 1994년 9월 8일자 일본경제신문(석간)에도 [가계조사에 4가지 문제]라는 제목으로 ①기입하는데 힘이 들 뿐 아니라, 사례가 적으며 기입누락이 발생하기 쉽다, ②조사대상에서 단독가구가 빠져 있다, ③조사 샘플수가 적다, ④용돈이나 교제비 등, 불투명한 지출이 증가하고 있다는 문제점용 지적하는 기사가 게재되었다.

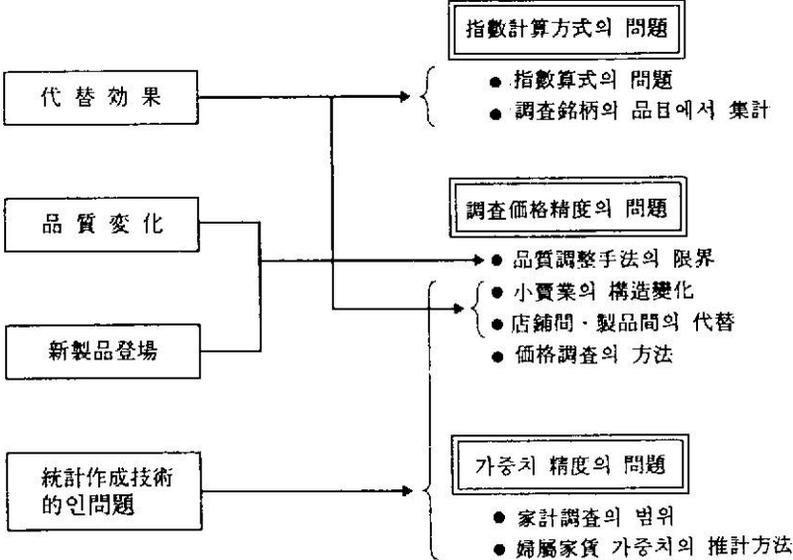
일본의 경우, 품질조정방법으로서 상당히 한정적인 방법이 채택되고 있기 때문에, 품질조정상의 문제가 크다. 그 결과, PC로 대표되듯이 품질조정이 적절하고, 정확하게 이루어질 수 없기 때문에, 조사대상에서 제외되는 품목이 존재하고 있다.

마지막으로 통계작성의 기술적인 문제로서 가격조사방법의 문제, (가계조사)의 커버리지(coverage), 귀속(歸屬) 집계 가중치의 추계(推計)방법 등 3가지를 지적했다. 이들은 가격조사방법의 문제가 조사가격 정확도의 문제, 나머지 {가계조사}의 커버리지와 귀속집계 가중치의 추계방법이 가중치 정확도의 문제로 분류된다.

이상의 논의를 총괄하면 대체효과, 품질변화, 신제품등장, 통계작성기술상의 문제라는 4가지 계측오차발생요인은 물가지수를 구성하는 지수계산방법, 조사가격, 가중치의 3가지 요소 각각이 안고 있는 문제를 통해 그림 3-3에 나타낸 경로에 따라 물가지수 전체로서의 변동에 편의를 초래하고 있다.

한편, 소매업의 구조변화 문제는 대체효과 내용 안에서 논의했으나 계측오차에 주는 영향이라는 관점에서 보면, 가격조사 샘플의 적절성 문제로 생각할 수도 있다. 따라서 이하에서는 이 문제를 통계작성 기술적인 문제에 포함시켜 검토하기로 하겠다.

그림 3-3 정량적(定量的)인 평가 대상범위



### 3. 정 리

이 장에서는 물가지수가 안고 있는 계측오차의 발생요인을 도식으로 나타내어 정리했다. 이 책에서는 4장에서 9장까지를 할애하여 계측오차의 발생원인에 대해 보다 자세하게 검토하고 있는데, 여기서는 이 장의 정리로서 다음 장 이후에 거론할 문제점을 다시 한번 간단하게 요약해 둔다.

우선, 4장은 대체효과의 영향을 검토한다. 여기서는 지수 계산식의 문제, 품목단위에 대한 집계상 문제 2가지를 검토한다. 또, 지수 계산식 문제에 대해서는 현행 라스파이레스 물가지수 계산식을 대체할 새로운 지수계산식을 제안한다.

다음으로 5장에서 7장까지는 품질변화와 신제품 등장의 문제를 일괄하여 품질조정방법의 문제로서 검토한다. 구체적으로, 우선 5장에서 재화·서비스의 품질을 보다 객관적으로 포착하기 위한 방법으로 헤도닉 가설을 소개하고, 계속되는 6장에서 이 가설을 각종 내구소비재, 의류제품에 적용한 실증결과를 소개한다. 그리고 7장은 품질조정기법의 문제가 물가지수의 정확도에 미치는 영향을 정량적(定量的)으로 평가함과 동시에, 헤도닉 접근법을 구체적으로 물가지수 구축에 따른 틀로 검토하겠다.

그리고, 8장에서는 가격조사 샘플, 가격조사 방법이라는 통계 작성상의 기술적인 문제에 대해서 언급하겠다.

마지막으로, 9장에서는 4장에서 8장까지의 논의를 총괄하고, 일본의 CPI의 계측오차의 크기에 대해서 정량적인 평가를 내린다. 또 시산(試算)한 계측오차의 크기를 미국에서의 시산(試算) 결과를 나타낸 「보스킨 보고서」와 비교, 경제정책 운영상의 영향에 대해서 논의하겠다.

## 제 4 장 물가지수 계산식과 계측오차

이 장에서는 소비자 물가지수(CPI: Consumer Price Index)의 계측오차에 관한 문제 중에서, 지수계산식의 문제에 주목해, 이것에 기인하는 CPI 상방편의의 크기를 검정하겠다.

일본에서 CPI 작성에 채용되는 라스파이레스지수 계산식은, 비교시점에 있어서의 물가 정보를 기준시점으로 고정된 가중치에 따라서 가중평균하는 방식이다. 이 지수 계산식은, 비교시점에 있어서의 수량 정보를 조사할 필요가 없기 때문에, 통계작성에 따른 비용(cost)을 억제할 수 있다는 장점이 있고, 세계 각국에서 각종 지수통계 작성에 폭넓게 이용되고 있다. 그러나, 라스파이레스지수 계산식은, 생계비 지수의 상승을 과대평가한다고 물가지수이론상 알려져 있다<sup>1)</sup>. 이것은 기준 시점에 가중치를 고정하고 있기 때문에 상대가격의 변동에 대응하고 품목간 지출액을 조정한다라는 소비자의 최적화 행동(最適化行動)을 반영시키는 것이 어렵기 때문이다.

그래서 이 장에서는 CPI에서 채택하고 있는 라스파이레스 계산식과 지수이론상, 보다 바람직한 특성을 가지고 있다고 생각되어지는 토른퀘비스트(Tornqvist) 계산식과 피셔(Fisher) 계산식을 비교하여, 양자의 괴리 폭을 체크함으로써, CPI의 지수계산식에 기인하는 상방편의의 크기를 검증한다. 또, 물가 통계상으로는 공표되지 않은, 개별 조사가격을 품목단위에 집계할 경우의 문제도 아울러 검토한다. 그리고, 지수계산식의 문제점을 보완하기 위해 대체적인, 그리고 현실적으로 실현 가능한 지수계산식을 제시한다.

이 장에서는 토른퀘비스트 가격지수와 피셔 물가지수를 「실제생계비지수」의 대리 변수로 간주하고 있다. 그러나 이들 지수는, Diewert(1976)에서 나타내고 있는 것처럼, 모두 특정의 효용함수(혹은 최소지출함수)와 이론적으로 일치하는 물가지수인 기준에서 보았을 때, 바람직한 물가지수 계산식이다<sup>2)</sup>. 따라서 이러한 복수(複數)의 지수계산식을 비교한 접근법에서는, 지수계산식 배후에 가정되어 있는 효용함수형에 선형성(先驗性)이 뛰어난 가정을 두고 있게

1) 이 점에 대해서는 이 장의 보론2에서 자세하게 검토하겠다.

2) Diewert(1976)은 이러한 지수계산식을 최량지수(Superlative Index)라 부른다. 이 점에 대해서는, 이 장의 보론3도 참조할 것.

된다. 복수(複數)의 지수계산식을 비교해, 라스파이레스 지수의 상방편의를 추  
계할 경우, 이점에 유의해 둘 필요가 있다.

### 1. 기본적인 물가지수 계산식

이 절에서는, 물가지수의 대표적인 산출방법에 대해서 정리하겠다. 지수계산  
식은 개별의 가격정보를 집계하는 방식과 기준시점 방법의 조합에 의해 여러  
가지 변형이 생각되어진다.

#### 1.1 지수계산식의 종류

물가지수의 계산식은 가중평균하기 위한 가중치로서 어떤 시점의 것을 채용  
할까, 또 가중평균 방법으로서 산술평균을 가질 것인가, 아니면 기하평균을 가  
질 것인가 라는 2개의 관점에서 크게 분류할 수 있다. 이하에서는 대표적인 4  
종류의 물가 지수 계산식(라스파이레스 물가지수<Laspeyres Price Index>, 파  
쉐 물가지수<Paasche Price Index>, 피셔 물가지수<Fisher Price Index>, 토  
른퀘비스트 물가 지수<Tornqvist Price Index>에 대해서 정리하겠다<sup>3)</sup>.

지금, 품목  $i$ 의  $t$ 기에 있어서 가격을  $p_{it}$ , 구입수량  $x_{it}$ , 또, 물가지수의 기  
준시점을  $0$ 기, 비교시점을  $t$ 기라 하면, 이들 4종류의 물가지수 계산식은 모두  
다음과 같이 정의된다.

①라스파이레스(Laspeyres) 물가지수(기준시 가중치에 의한 산술 평균 지수)

$$P_{0t}^L = \frac{\sum_{i=1}^n p_{i,t} x_{i,0}}{\sum_{i=1}^n p_{i,0} x_{i,0}} = \sum_{i=1}^n w_{i,0} \times \frac{p_{i,t}}{p_{i,0}} \quad (4-1)$$

②파쉐(Paasche) 물가지수(비교시 가중치에 의한 산술 평균 지수)

$$P_{0t}^P = \frac{\sum_{i=1}^n p_{i,t} x_{i,t}}{\sum_{i=1}^n p_{i,0} x_{i,t}} = \sum_{i=1}^n w_{i,t} \times \frac{p_{i,t}}{p_{i,0}} \quad (4-2)$$

3) 물가지수 산식에는 이들 4종류 외에도 다수의 산식이 존재한다. 자세한 것은 Selvanathan and Prassada  
Rao(1994), 森田(1989)등을 참조할 것.

③피셔(Fisher) 물가지수(①과②의 기하평균 지수)

$$P_{0,t}^F = \sqrt{P_{0,t}^L \times P_{0,t}^P} \quad (4-3)$$

④토른퀘비스트(Tornqvist) 물가지수(기준시, 비교시의 평균 가중치에 의한 기하평균 지수)

$$P_{0,t}^T = \prod_{i=1}^n \left( \frac{p_{i,t}}{p_{i,0}} \right)^{\frac{w_{i,0} + w_{i,t}}{2}} \quad (4-4)$$

단, (4-1)~(4-2)식에 있어서,  $w_{i,s} = p_{i,s}x_{i,s} / \sum_{i=1}^n p_{i,s}x_{i,s}$  이다.

## 1.2 고정기준 방식과 연쇄기준 방식

위에서 말한 지수계산식은 고정기준방식(固定基準方式)이라고 불리는 것으로, 기준시점을 어느 한 시점으로 고정해서 산출하는데, 이것을 각기(各期)마다 변경하여, 전기(前期)를 기준으로 하는 지수를 매기마다 링크해 가는 연쇄기준방식(連鎖基準方式)이라 불리는 산출방법도 존재한다<sup>4)</sup>.

연쇄기준 베이스의 물가지수를 일반적인 형으로 표현하면,

$$CP_{0,t}^k = P_{0,1}^k \times P_{1,2}^k \times \dots \times P_{t-1,t}^k = \prod_{s=0}^{t-1} P_{s,s+1}^k \quad \text{단, } k=L, P, F, T \quad (4-5)$$

이 되지만, 여기에서 구체적인 계산식을 라스파이레스 물가지수를 예로 들어 생각해 보자. 지금, 기준시점을 s期, 비교시점을 s+1期로 하는 라스파이레스 물가지수는,

$$P_{s,s+1}^L = \frac{\sum_{i=1}^n p_{i,s+1}x_{i,s}}{\sum_{i=1}^n p_{i,s}x_{i,s}} = \sum_{i=1}^n w_{i,s} \times \frac{p_{i,s+1}}{p_{i,s}} \quad (4-6)$$

라고 쓸 수 있다. 이것을 이용해서 기준시점을 0期, 비교시점을 t期로 하는 연쇄기준 베이스의 라스파이레스 물가지수  $CP_{0,t}^L$ 는,

$$CP_{0,t}^L = P_{0,1}^L \times P_{1,2}^L \times \dots \times P_{t-1,t}^L = \prod_{s=0}^{t-1} P_{s,s+1}^L \quad (4-7)$$

4) 통상, 물가지수는 목차 베이스에서 작성되어 있기 때문에, 엄밀한 의미에서의 연쇄지수를 작성하기 위해서는, 가중치를 매월 변경할 필요가 있지만, 이것은 통계작성상, 현실적인 방법이 아니다. 이 때문에 관례적으로 1년 이내의 짧은 간격으로 가중치를 변경해 가는 방식이 연쇄기준 방식이라고 불리어지고 있다. 자세한 것은, 森田(1989) II장을 참조.

라고 정의된다. 또, 마찬가지로, 파쇄 물가지수, 피셔 물가지수, 토른퀘비스트 물가지수의 연쇄기준 베이스의 지수계산식은,

$$CP_{0,t}^P = \prod_{s=0}^{t-1} P_{s,s+1}^P \quad (4-8)$$

$$CP_{0,t}^F = \prod_{s=0}^{t-1} P_{s,s+1}^L \times P_{s,s+1}^P = \sqrt{CP_{0,t}^L \times CP_{0,t}^P} \quad (4-9)$$

$$CP_{0,t}^T = \prod_{s=0}^{t-1} P_{s,s+1}^T = \prod_{s=0}^{t-1} \prod_{i=1}^n \left\{ \frac{p_{i,s+1}}{p_{i,s}} \right\}^{\frac{w_{i,t+1} + w_{i,t}}{2}} \quad (4-10)$$

이 된다.

## 2. 고정기준 라스파이레스 물가지수의 상방편의

다음으로, 앞서 말한 여러 지수계산식에 기초한 물가지수계열을 작성하고, 이들의 변동을 비교 검토하는 것을 통해, 고정기준 라스파이레스 계산식이 일으키는 상방편의의 크기를 검증하겠다.

고정기준 라스파이레스 물가지수의 상방편의의 크기에 대해서, 미국에서는 이미 다수의 추계(推計)가 행해지고 있다. 예를 들면, Aizcorbe and Jackman(1993)은 미국의 CPI에 대해서, 207품목, 44지역별로 가장 세분화된 레벨 데이터 약 8천계열을 이용, 연쇄기준 토른퀘비스트 지수·피셔 지수를 합성하여, 고정기준 라스파이레스 지수와 지수변동의 차이를 비교, 검토하고 있다<sup>5)</sup>. 이것에 의하면, 품목간의 대체효과에 따라서, 미국의 CPI는 1982년부터 1991까지 사이에, 연율 0.2%의 상방편의가 나타난다고 결론짓고 있다<sup>6)</sup>.

이에, 일본의 CPI 데이터를 이용해서, 지수계산식의 차이에 의해서 생기는 물가변동의 차이를 검토하도록 하겠다. 구체적으로는 CPI계열 안에서 1970~95

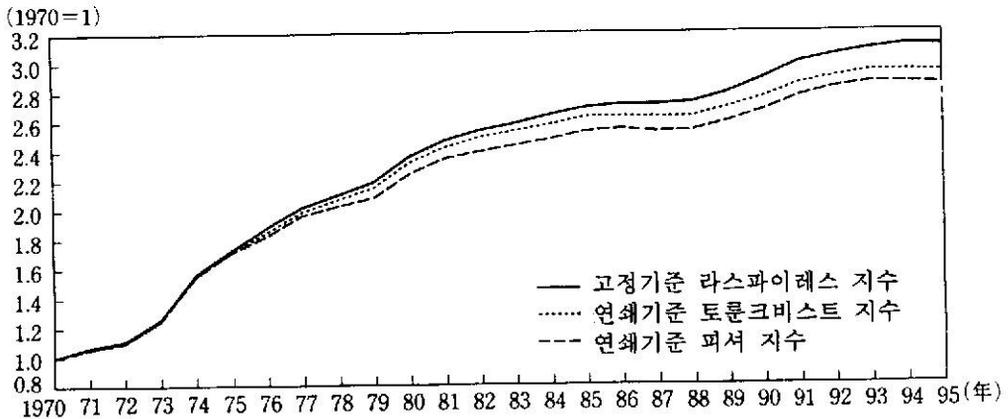
5) 대체효과의 크기를 보기 위해 라스파이레스 물가지수와 비교해야 하는 것은, 기준 시점에서 효용 수준을 일정하게 유지할 경우의 소비지출액의 비율로서 정의된 [생계비지수]이다. 라스파이레스 물가지수, 파쇄 물가지수와 생계비 지수의 관계에 대해서는, 이 장의 보론 2를 참조할 것. 또 여기에서 구체적으로 비교의 대상으로서인 토른퀘비스트 물가지수, 피셔 물가지수는 모두 거시경제학적 기초에 입각한 함수론적 지수론의 관점에서 바람직한 물가지수로 간주되는 [최람물가지수] <superiative price index> 라 되어 있다. 이 점에 관한 논의의 자세한 것은 이 장의 보론 3을 참조할 것.

6) 이 밖에, Braithwait(1980), Manser and McDonald(1988) 등에서도 편의의 추계가 행해지고 있어, 연율 0.1~0.2% 정도의 상방편의가 존재한다는 결과를 얻고 있다. 단, 이들 추계는 Aizcorbe and Jackman(1993)에 비교해 대상 연차가 오래되고, 또 분류 기준도 대략적이다.

년까지 연속한 계열이 이용가능한 최소의 분류기준(88분류)을 추출하고, 이것에 대응하는 가중치를 「가계조사」로부터 매년 시산(試算)함으로써<sup>7)</sup>, 고정기준 베이스의 라스파이레스 물가지수(CPI에 해당)<sup>8)</sup>와 연쇄기준 베이스의 토른케비스트 물가지수, 피셔 물가지수를 합성했다. 결과는 그림4-1에 나타나고 있지만, 고정기준 라스파이레스 물가지수와 연쇄기준 토른케비스트·피셔 물가지수의 사이에는 상당히 큰 괴리가 관찰된다.

각 계산식의 1995년의 지수수준은, 1970년을 1로 보았을 때, 고정기준 라스파이레스 물가지수가 2.961, 연쇄기준 토른케비스트 물가지수가 2.874, 연쇄기준 피셔 물가지수가 2,808이 된다. 이것을 연율 변화율로 환산하면, 순서대로, 4.438%, 4.313%, 4.2164%가 되고, 고정기준 라스파이레스 물가지수는 연쇄기준 토른케비스트·피셔 물가지수에 대해서, 모두 연율 0.125%, 0.221%의 상방편의를 가지게 된다는 계산이 된다. 이것은 앞서 말한 Aizcorbe

그림 4-1 지수산식에 의한 물가변동의 차이



(자료) 총무청 「소비자물가지수」 및 「가계조사」에서 추계

- 7) 구체적으로는, 총무청(1992)에서 나타내고 있는 1990년 기준지수의 가계조사조사항목과 CPI품목분류의 대응관계를 근거로, 소분류 베이스의 CPI가중치를 각 해마다 산출하고, 이 가중치를 사용하여, CPI소분류지수를 가중평균해 종합지수를 작성했다. 단, 매해마다의 가중치 산출이 곤란한 귀속(歸屬)집세에 대해서는 대상 외로 한다.
- 8) CPI에서는 5년마다 기준 개정이 행해져, 가중치가 갱신될 것을 감안, 여기에서 작성하는 고정기준 라스파이레스 물가 지지도, CPI의 기준개정에 맞추어서 가중치를 변경해 계산하고 있다.

표 4-1 지수산식에 의한 물가변동의 차이

		1970-75	1975-80	1980-85	1985-90	1990-95	1970-95
(연율 변화율)							
고정기준라스파이레스지수	(a)	11.379	6.315	2.586	1.117	1.153	4.438
연쇄기준토른퀘비스트지수	(b)	11.026	6.219	2.510	1.002	1.152	4.313
연쇄기준피셔지수	(c)	10.960	5.669	2.466	1.041	1.272	4.216
(과리)							
연쇄기준토른퀘비스트지수	(a)-(b)	0.353	0.096	0.076	0.114	0.001	0.125
연쇄기준피셔지수	(a)-(c)	0.419	0.646	0.120	0.076	-0.119	0.221

(자료) 총무청 『소비자 물가지수』 및 『가계조사』에 의해 추계(推計)

(備考) 사사오입(四捨五入)으로 연율 변화율의 차는 과리와 반드시 일치하지 않는다.

and jackman(1993)이 제시한 0.2% 정도라는 미국의 추계(推計)결과를 약간 밀돌고 있다. 또 Aizcorbe and jackman(1993)에서는 품목 분할을 세분화해서 추계하면 편의가 커진다는 가능성도 관찰되고 있어, 대상을 보다 세분화해서 계산하면 상방편의가 확대된다는 것을 알려준다.

이 사이에, 5년씩 기간을 분할해, 고정기준 라스파이레스 물가지수와 연쇄기준 토른퀘비스트·피셔 물가지수의 과리를 계산한 결과를 표 4-1에 나타냈다. 이 표를 보면, 기간과 지수계산식에 따라, 과리의 크기가 상당히 달라지는 것을 알 수 있다.

### 3. 품목단위 집계상의 문제

조사 상품의 품목단위를 둘러싼 집계의 문제는, 일반적으로는, 품목이하 단위의 가격지수가 공개되지 않기 때문에 집계가 곤란하다. 단 미국에 있어서는, 소비자물가지수 통계작성 당국인 BLS(Bureau of Labor Statistics)의 경제학자들에 의한 시산치(試算値)가 나와 있다. 보스킨 보고서에서는, 이들 연구를 기초로, 조사 상품의 품목단위를 둘러싼 집계시(集計時)의 상방편의를 0.25%로 추정하고 있다.

일본에서는, 이런 류의 연구 성과가 현재까지 공표되고 있지 않다. 단, ① 현시점에 있어서 일본의 CPI 상승률이 저수준이고, 지수 계산식에 기인하는 편익이 거의 무시할 수 있는 수준이며, ② 일본의 CPI 품목은 미국에서의 품목층(item strata)보다도 분류가 자세하다는, 두 가지 점을 함께 고려했을 때, 미국에서의 추계치(推計値) 보다 상당히 작을 것이다.

#### 4. 지수계산식 개선의 방향성

CPI 가올기를 검증하기 위해 이용한 토른퀘비스트 물가지수와 피셔 물가지수를 작성하기 위해서는, 비교시점(比較時点)의 가중치가 필요하다. 그러나, 가중치 산출을 위한 기초자료가 되는 [가계조사]가 공표될 때까지의 시차를 감안하면, 이들 지수계산식을 실제의 물가지수 작성작업에 적용하는 것은 곤란하다고 생각되어진다. 단, 그 한편으로 이미 살펴본 대로, 지수계산식에서 기인하는 상방편의를 무시할 수 없는 것도 사실이다. 따라서 보다 상방편의가 작고, 아울러 현실적인 지수계산식으로서 어떠한 것을 얻을 수 있을 것인가를 검토해 둘 필요가 있다.

##### 4.1 고정기준 라스파이레스 물가지수를 대체할 수 있는 지수계산식

고정기준 라스파이레스 물가 지수의 상방편의를 축소하기 위해서는, 품목간의 대체효과와 상승품목의 과대평가라는 두 문제점을 개선할 필요가 있다. 따라서, 지수계산식의 개선책은 연쇄기준 방식과 기하평균지수의 채용이 큰 포인트가 된다. 이하에서 검토할 지수계산식은 연쇄기준 방식에 의한 기준시의 가중치 기하평균 물가지수로, 그 구체적인 지수계산식을 나타내면 다음과 같다.

$$CP_{0,t}^A = \prod_{s=0}^{t-1} \prod_{i=1}^n \left\{ \frac{p_{i,s+1}}{p_{is}} \right\}^{w_{i,s}} \quad (4-11)$$

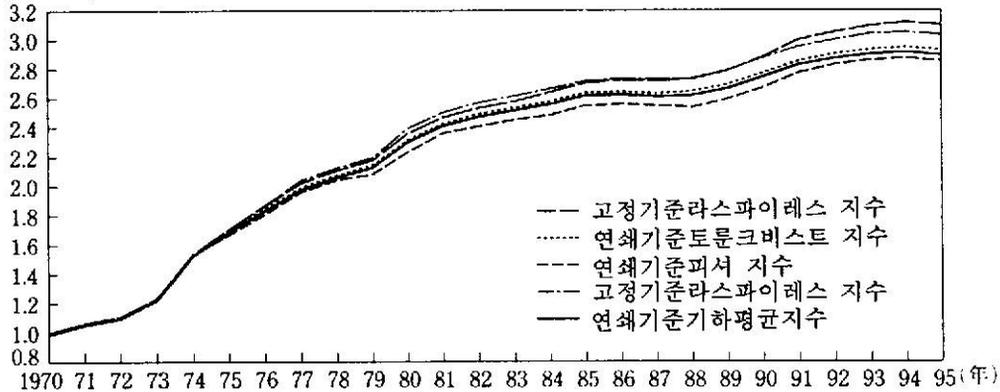
이 연쇄기준 방식에 의한 기준시의 가중치 기하평균 물가지수는 전년의 소비 지출액을 기준으로 매년 가중치를 산출하고, 이에 따라, 기하평균 방식을 취해, 가중평균을 구한 것이다. 따라서 가중치 산출의 수고는 증가하지만, 품목 자체의 재검토는 이제까지 대로 5년에 한번 기준을 개정할 때 하면 되므로, 실현 가능성은 높다 할 수 있다<sup>9)</sup>.

#### 4.2 지수계산식 변경의 구체적인 효과

앞에서 나온 그림4-1에서 이용한 가격·가중치 데이터에 의해, 연쇄기준 가중치 기하평균 물가지수를 시산(試算)한 결과를 그림4-2로 나타냈다. 이것을 보면, 이 지수는, 연쇄기준 토른퀘비스토 물가지수와 거의 같은 수준으로 추이하고 있고, 상방편의가 해소되고 있다. 다시 확인을 하는 의미에서, 연쇄기준 라스파이레스 물가지수도 합해서 구상해 보았는데, 이것은 고정기준 라스파이레스 물가지수에 상당히 가까운 수준으로 추이하고 있었으며, 연쇄기준 토른퀘비스토 물가지수에 대해서 연 평균 약 1.5%의 상방편의가 남는 결과가 된다. 이것은 기준시 가중치에 의한 가중평균이더라도, 매년, 가중치를 개정한 후, 기하평균에 의해서 가중하는 연쇄기준·기하평균방식을 채용하는 것으로, 지수계산식 자체에 기인하는 바이어스가 거의 해소될 수 있다는 것을 의미하는 것이다.

단, 라스파이레스 물가지수는 지수이론상, 생계비지수의 상한을 나타내는 것이기 때문에 소비자에게 미치는 최대한의 영향을 본다고 하는 관점에서, 생계비 지수의 근사치로서는 라스파이레스 물가지수가 타당하다 라는 견해도 얻을 수 있다. 또 통계의 연속성을 고려하면, 곧바로, 라스파이레스 계산식에 의한 물가지수 작성을 중지하는 것은 좋은 대책이 아니다.

(1970=1) 그림 4-2 연쇄기준·기준시 가중치 기하평균지수의 도입 효과



(자료) 총무청 「소비자물가지수」 및 「가계조사」에서 추계

9) 이 지수 계산식에 대해서도 CPI가 가계 조사에 선행해서 공표되기 때문에 가계 조사의 12월 조사 결과가 공표될 때까지 연초 수개월분에 대해서는 가계 조사가 공표로 되었던 단계에서 가중치를 수정하고, 다시 개정할 필요가 있다. 단, CPI, 가계조사는 아무래도 총무청이 작성하고 있는 통계이기 때문에, 가중치의 개정 작업은 어느 정도, 단축할 수 있으리라 생각된다.

따라서, 현실적인 대응책으로서는, 일정기간 동안 라스파이레스 물가지수와 기하 평균지수를 병행하여 작성·공표해 나가야 한다. 또한, 이 경우에는 복수(複數)의 지수계산식을 공표함으로써, 사용자에게 쓸데없는 혼란을 주지 않도록, 모든 지수 계산식의 의미를 명확하게 해 두는 것이 필요할 것이다.

#### 4.3 품목지수로의 집계상의 문제에 대한 대응책

미국에서 CPI를 작성하고 있는 BLS에서는 조사가격의 품목단위를 둘러싼 집계방식을, 종래의 산술평균을 대신해서 기하평균을 취함으로써, 상방편의를 도모하고 있다. 이미 설명한 대로 개별 조사가격을 산술평균에 의해 집계하면 지수 수준이 높은 상승 경향을 보이고 있는 조사가격의 변동이 과대하게 평가되어, 상방편의가 생기게 된다. 이에 반해, 기하 평균은 상승 경향에 있지만, 하락 경향에 있는 것도 동등하게 평가하는 것이 특징이다.

일본에서도, 미국과 같이 품목지수의 집계방식을 산술평균에서 기하평균으로 이행한 것에 대해 검토할 가치가 있다고 생각되어진다. 단, 이 문제의 검토에는 일반에게는 공개되지 않은 개별 점포에 관련한 가격의 정보가 필요 불가결하기 때문에 CPI 작성당국인 총무청에서의 검토를 기다리지 않으면 안된다<sup>10)</sup>.

### 5. 정리

이 장에서는, 상대가격 변동에 기인하는 CPI의 계측오차를 라스파이레스 지수와 최량지수(最良指數)의 비교를 통해서 검증함과 동시에, 이 편의를 해소하기 위해 실현 가능한 지수계산식의 개선 방향성을 검토했다.

우선, 상대가격 변동에 수반되는 계측오차의 크기에 대해서는 고정기준 라스파이레스 물가 지수(CPI에 해당)가 연쇄기준 토른퀘비스토 물가지수, 피셔 물가지수에 대해서 모두 연을 환산으로 0.125%, 0.221%의 상방편의를 제시하고 있는 것으로 보여졌다. 이것은, Aizcorbe and jackman(1993)이 제시한 0.2% 정도의 미국의 추계(推計)성과를 약간 밑돌고 있다.

10) 단, 일본의 CPI에서는 한 품목당 하나의 조사상품을 특정해 가격조사를 행하고 있다. 이 때문에, 통계 작성당국 측에서도 품목 내에서의 대체관계를 검증하기 위한 가격 데이터를 충분히 보유하고 있지 않다고 생각된다. 따라서 기하평균법의 도입에 의해서 제품간의 대체관계가 초래하는 가격 집계상의 왜곡이 어느 정도 해소될 것인지를 검증하기에는 큰 곤란이 수반될 것이다. 이 점은 장래의 큰 검토 문제가 될 것이다.

다음으로, 지수계산식 개선의 방향성에 대해서도 검토가 이루어졌다. 결론은 연쇄기준 방식에 의한 기준시의 가중치 기하평균 지수계산식의 도입이 바람직하다는 것이다. 현행 CPI에서 채용되고 있는 고정기준 라스파이레스 지수계산식은 품목간의 대체효과와 지수수준이 높은 품목의 과대평가라고 하는 두 가지 문제점을 안고 있다. 이러한 고정기준 라스파이레스 지수의 계산식상의 문제에서 기인하는 상방편의는 연쇄기준·기준시의 가중치 기하평균지수에 의해서 거의 해소할 수 있음을 나타냈다. 이 결과는 상대가격 변동에 수반되는 물가지수의 계측오차에 대처하면서, ①연쇄기준 방식의 채용에 의해 가능한 한 최신시점(最新時点)의 가계지출 행동에 관한 정보를 가중치에 반영시킬 것, ②기하평균지수에 의해 지수수준의 고저에 관계없이 가격 변동을 균등하게 평가시킬 것, 이 두 가지 점이 상당히 중요하다는 것을 시사한다.

물가지수에 관한 대체효과의 영향을 둘러싼 연구로서는, 이 장에서 살펴본 라스파이레스 물가지수와 최량물가지수의 비교 외에, 다음 두 가지의 접근법을 고려할 수 있다. 이들 접근법에 의한 대체효과 크기의 검증은, 금후의 과제가 될 것이다.

첫 번째 접근법은 이 장에서 채용한 접근법의 경제이론적인 문제점을 개선하기 위해, 특정한 소비자 행동 모델을 추계(推計)한 위에, 최소지출함수를 도출시켜, 경제 이론과 일치적인 생계비 지수를 계산하려 하는 것이다. 이 접근법의 대표적 응용 예로서는 Braithwait(1980)이 있는데, 미국에서의 1958년부터 1973년까지의 데이터를 이용하여, 종합 지수에서 +1.5%의 상방편의가 생겼다는 계측결과를 보여주고 있다<sup>11)</sup>.

그리고 두 번째 접근법으로서 동태적·요소·모델(dynamic factor model)<sup>12)</sup>이라 불리어지는 시계열(時系列)모델을 이용해, CPI의 구성요소 가운데 기초적(基調的)인 물가변동을 유출할 기법이 있다. 이것은 최근 급속히 발전하고 있는 시계열 모델에 관한 통계기법을 활용한 것으로, 이제까지 미국의 Bryan and Cecchetti (1984)의 연구가 유일한 것이다. 그 결과는 1967년부터 1992년까지의 사이에 연율 평균 +0.6% 포인트의 상방편의가 생겼음을 나타내고 있다.

11) 단, 이 접근법에 있어서도, Braithwait(1980)이 지적한 것처럼 어느 정도의 품목이 정리될 때마다 집계되었던 거시 데이터를 이용하기 때문에, 품목간의 대체관계에 관한 정보가 상쇄(相殺)되어, 대체효과를 과소 추계할 가능성이 있는 점에 유의가 필요하다. 이 점을 고려하면, 가능한 한 자세하게 품목을 분할해 추계(推計)를 행하는 것이 바람직하겠다. Braithwait(1980)에서는 가계 지출 전체를 53 품목으로 분할한 데이터를 이용하고 있다.

12) 동태적·요소·모델에 대해서는 加納·濟藤(1984), Stock and Watson(1989)을 참조할 것.

## 제 4 장의 보 론(補論)

### 보론1 산술평균 지수와 기하평균 지수 : 지수수준의 영향

라스파이레스형(型)의 물가지수는, 가중산술평균에 의해 지수의 합성을 행하고 있지만, 산술평균 방식은, 물가 상승률을 보고, 경향적으로 하락하고 있는 품목(지수수준이 높은 품목)을 크게 평가한다는 결점이 있다.

표4-A-1은, 산술평균지수와 기하평균지수의 변동 패턴의 차이를 나타낸 수치 예이다. 이 예에서 물가지수는 품목 A와 품목 B, 2품목으로 구성되며, 가중치는 모두 균등하게 배분되고 있다. 또 각 품목의 가격 변동은, 품목 A가 시점 0에서 시점 1,2로, 두 배씩 상승한 후, 시점 3,4에서 50%씩 하락, 품목 B는 그 반대가 된다고 상정하고 있다. 따라서, 각 품목의 전년비변화율(前期比變化率)은, 품목 A, B에서, 시점 1,2와 시점 2,3 사이에서 대칭적인 형태가 된다.

표 4-A-1 산술평균지수와 기하평균지수의 시산예

	시점0	시점1	시점2	시점3	시점4
물가(엔)					
품목A	4,000	8,000	16,000	8,000	4,000
품목B	4,000	2,000	1,000	2,000	4,000
산술평균	4,000	5,000	8,500	5,000	4,000
기하평균	4,000	4,000	4,000	4,000	4,000
지수(시점0=100)					
품목A	100.0	200.0	400.0	200.0	100.0
품목B	100.0	50.0	25.0	50.0	100.0
산술평균	100.0	125.0	212.5	125.0	100.0
기하평균	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
변화율(%)					
품목A		100.0	100.0	-50.0	-50.0
품목B		-50.0	-50.0	100.0	100.0
산술평균		25.0	70.0	-41.2	20.0
기하평균		0.0	0.0	0.0	0.0

요즘 종합지수의 움직임을 보면, 산술평균 방식은, 지수수준이 높은 품목 A의 움직임을 보다 크게 반영해 변동하고 있는 반면, 기하평균 방식은 양자의 움직임을 균등하게 평가, 지수수준이 보합지세의 경향을 보인다. 산술평균 방식에 대해서 특히 시점 1과 2,3과 4의 변동을 비교해 보면, 각각의 품목의 변동율은 같으면서, 상대적으로 지수수준이 높은 시점 2, 3에 있어서 품목 A의 변동이 크게 반영되는 것을 확인할 수 있다.

이 점을, 수식을 사용해서, 정리해 두겠다. 지금 일반적으로  $t$ 期の 라스파이레스 물가지수 (종합)  $P_t$ 은

$$P_t = \sum_{i=1}^n w_{i,0} p_{i,t} \quad \text{단,} \quad \sum_{i=1}^n w_{i,0} = 1 \quad (4-A-1)$$

라고 정식화 할 수 있다. 여기에서  $w_{i,0}$ 은  $i$ 財 ( $i=1,2, \dots, n$ )의 가중치,  $p_{i,t}$ 은  $t$ 期の  $i$ 財의 개별 물가지수를 의미하고 있다. 이 때, 물가지수의 전기(前期) 변화율은,

$$\pi_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} = \frac{\sum_{i=1}^n w_{i,0} (p_{i,t} - p_{i,t-1})}{P_{t-1}} = \sum_{i=1}^n \frac{w_{i,0} p_{i,t-1}}{P_{t-1}} \frac{p_{i,t} - p_{i,t-1}}{p_{i,t-1}} = \sum_{i=1}^n w_{i,t} \dot{p}_{i,t}$$

$$\text{단, } w_{i,t} = \frac{w_{i,0} p_{i,t-1}}{P_{t-1}}, \quad \dot{p}_{i,t} = \frac{p_{i,t} - p_{i,t-1}}{p_{i,t-1}} \quad (4-A-2)$$

라고 표시할 수 있다. 이것은 종합물가지수의 변화율이, 기준시의 가중치를 전기(前期) 종합지수와 개별지수의 비율로 조정한 가중치(이하, 「실질 가중치」라고 부른다)에 의한 가중평균이 되는 것을 의미하고 있다.

## 補論2 라스파이레스 물가지수와 생계비 지수

CPI는 지수론적으로는, 소비자선택이론 위에 입각한 「생계비지수」를 라스파이레스 물가지수에 의해 근사하고 있다고 해석할 수 있다.<sup>1)</sup>

생계비지수라는 것은, 물가수준의 변동을 어느 시점과 등가(等價)한 재화(財貨)·서비스(시장바구니)를 가계가 구입하기 위해 필요한 소비지출 금액에

1) 물가지수의 지수론으로서의 논의에 대해서는 Diewert(1987), Poiak(1989), 森田(1989)등을 참조.

따라서 측정하려고 하는 것이다. 이 경우, 가격 변동에 수반하는 생계비의 변화는, 소비자의 후생에 어떠한 영향이 미치는가에 따라 평가되고, 소비자 선호(選好)의 이론에 근거해, 동일 무차별곡선상의 재화·서비스를 구입하기 위해 필요한 소비지출 금액의 비율로서 정의된다. 즉, 소비자의 일정한 효용비율을  $u^R$ , 시점  $t$ 에 있어서 이 효용수준을 실현하기 위해 필요한 소비지출액을  $C(p^t, u^R)$ 라고 하면, 시점 0을 기준시점으로 하는 시점 1의 생계비 지수는 다음 식과 같이 정식화(定式化)된다.

$$P(p^1, p^0, u^R) = \frac{C(p^1, u^R)}{C(p^0, u^R)} \quad (4-A-3)$$

또 어느 시점의 소비 수량을 고정하는 형태의 물가지수는,  $q^R$  을 시점  $j$ 에 있어서의 가격 벡터(vektor)  $p^j$ 의 아래에서 효용을 최대화하는 소비수량 벡터라 하면, 일반적인 형태로서 다음 식과 같이 표시할 수 있다.

$$P(p^1, p^0; q^R) = \frac{p^1 q^R}{p^0 q^R} \quad (4-A-4)$$

따라서 라스파이레스 지수, 파쉐 지수는 각각

$$P(p^1, p^0; q^0) = \frac{p^1 q^0}{p^0 q^0} \quad (4-A-5)$$

$$P(p^1, p^0; q^1) = \frac{p^1 q^1}{p^0 q^1} \quad (4-A-6)$$

로 표시된다.

이상의 정식화(定式化)를 토대로, 라스파이레스 지수, 파쉐 지수와 생계비 지수의 관계를 정리해 두면, 우선 라스파이레스 지수와 생계비 지수 사이에는 다음식의 관계가 성립한다.

$$P(p^1, p^0; q^0) = \frac{p^1 q^0}{p^0 q^0} \leq \frac{C(p^1, u^1)}{C(p^0, u^1)} = P(p^1, p^0; u^1) \quad (4-A-7)$$

즉, 우선, 분자끼리를 비교하면, 소비 벡터(vektor)  $q^0$  는 효용 수준  $u^0$ 을 실현하지만, 가격 벡터  $p^1$ 아래에서 반드시 지출 금액을 최소화하고 있는 것은

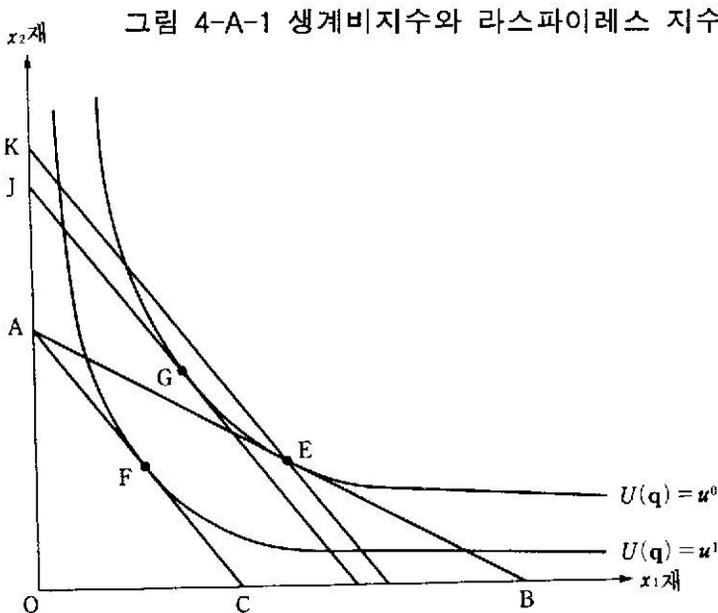
아니기 때문에, 가격 벡터  $p^1$ 에 대한 소비 벡터  $q^0$ 의 지출 금액인  $p^1 q^0$ 은 가격 벡터  $p^1$ , 효용수준  $u^0$ 의 아래에서 지출금액을 최소로 하는  $C(p^1, u^0)$ 을 웃돌게 된다. 한편, 본모는 정의에서  $p^0 q^0$  와  $C(p^0, u^0)$ 가 동등해진다.

파쇄 지수와 생계비 지수의 관계는 같은 논의에 의해,

$$P(p^1, p^0; q^1) = \frac{p^1 q^1}{p^0 q^1} \leq \frac{C(p^1, u^1)}{C(p^0, u^1)} = P(p^1, p^0; u^1) \quad (4-A-8)$$

가 된다.

이상의 관계를 그림으로 확인해 두면, 우선, 그림4-A-1에 있어서 시점 0의 소비자 균형은 당초의 예산제약선(豫算制約線) AB와 효용수준  $u^0$ 에 대응하는 무차별곡선의 접점 E에서 실현한다. 여기에서 제 1財의 가격이 상승하면, 예산제약선이 AC에 이동하고, 소비자 균형은 F로 이동한다. 이 상대가격 하에서 시점 0에 있어서의 효용수준  $u^0$ 을 보증하기 위해서는, G가 실현될 필요가 있다. 새로운 상대가격 하에서 E,G를 실현하기 위해서는 G가 실현될 필요가 있다. 새로운 상대물가 하에서 E,G를 실현하기 위해 필요한 예산제약선은 제각기, K,J에서 세로축과 교차하지만, 여기에서는 제 2財의 가격은 불변하다고 가정하고 있기 때문에, 원점에서의 거리의 비(比)가 지출금액의 비가 된다.



따라서, 라스파이레스 지수, 생계비 지수,

$$P(p^1, p^0; q^0) = \frac{p^1 q^0}{p^0 q^1} = \frac{OK}{OA} \quad (4-A-9)$$

$$P(p^1, p^0; u^0) = \frac{C(p^1, u^0)}{C(p^0, u^0)} = \frac{OI}{OA} \quad (4-A-10)$$

에 대해서

$$\frac{OK}{OA} < \frac{OI}{OA} \quad (4-A-11)$$

이 되고, 라스파이레스 지수가 생계비 지수보다 커지는 것이 확인된다.

또, 파쉐 지수와 생계비 지수의 관계에 대해서도, 마찬가지로 그림4-A-2에서,

$$P(p^1, p^0; q^1) = \frac{p^1 q^1}{p^0 q^1} = \frac{OA}{OM} \quad (4-A-12)$$

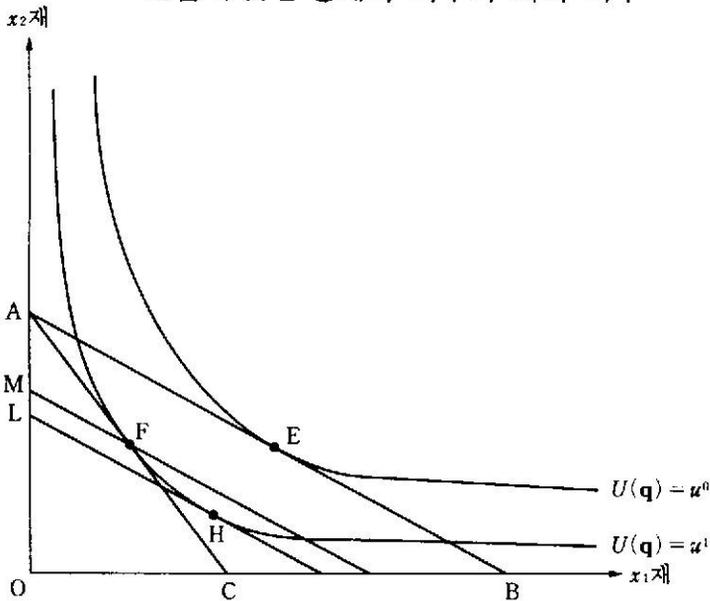
$$P(p^1, p^0; u^1) = \frac{C(p^1, u^1)}{C(p^0, u^1)} = \frac{OA}{OL} \quad (4-A-13)$$

이 되고,

$$\frac{OA}{OM} < \frac{OA}{OL} \quad (4-A-14)$$

라고, 생계비 지수가 파쉐 지수를 웃도는 것으로 나타난다.

그림 4-A-2 생계비 지수와 피셔 지수



단, 여기에서 유도되었던(4-A-11)식과(4-A-14)식의 부등식은, 생계비 지수가 파쉐 지수와 라스파이레스 지수의 중간에 반드시 위치하는 것을 의미하는 것은 아니다. 즉 생계비 지수는, 어느 시점의 효용수준을 기준으로서 측정할 것인가에 의존하기 위해, 일반적으로 동일한 효용 함수를 가지고 있었다고 하더라도, 소득수준이 다르면, 상대가격변화의 영향이 달라진다. 따라서, 시점0, 1의 효용수준을 기준으로 하는 생계비 지수,  $P(p^1, p^0; u^0)$ ,  $P(p^1, p^0; u^1)$ 의 대소관계는 일반적으로는 부정확하다.

생계비지수가 파쉐 지수와 라스파이레스 지수의 중간에 위치하기 위해서는 효용함수가 유사하게 확대되는(homothetic) 형상(形狀)으로, 소득·소비곡선이 원점에서 직선이 되고, 소득수준이 변화하더라도 지출 패턴은 불변이라는 것이 필요하게 된다. 상사 확대적(homothetic, 相似擴大的)인 효용함수를 가정하면, 지출함수를  $C(p, u) = a(p) \times b(u)$ 라는 형으로 가격과 효용수준에 관해 분리 가능해 진다는 것이 알려져 있다<sup>2)</sup>, 이 때문에 생계비 지수는 가격 벡터에만 의존하게 된다. 즉,

$$\begin{aligned} P(p^1, p^0; u^0) &= \frac{C(p^1, u^0)}{C(p^0, u^0)} = \frac{a(p^1) \times b(u^0)}{a(p^0) \times b(u^0)} = \frac{a(p^1)}{a(p^0)} \\ &= \frac{a(p^1) \times b(u^1)}{a(p^0) \times b(u^1)} = \frac{C(p^1, u^1)}{C(p^0, u^1)} = P(p^1, p^0; u^0) \quad (4-A-15) \end{aligned}$$

가 되고,

$$P(p^1, p^0; q^1) \leq P(p^1, p^0; u^1) = P(p^1, p^0; u^0) \leq P(p^1, p^0; q^0) \quad (4-A-16)$$

라는 관계가 성립한다.

### 補論3 연쇄기준 토른퀘비스트 물가지수에 대해서

여기에서는 본문에서 라스파이레스 물가지수와 비교하여, 상대가격 변동에 수반되는 편의의 지침으로서 연쇄기준 토른퀘비스트 물가지수에 대해 이론적인 기초를 정리하겠다. 다음으로는 연쇄기준 토른퀘비스트 물가지수를 디비시아(Divisia) 물가지수의 이산근사(離散近似)라고 이해할 수 있다는 점, 그리고, Diewert(1976)가 최량지수(最良指數)라고 부른 바람직한 물가지수의 성격을 구비하고 있다는 점이 보인다.

2) Deaton and Muellbauer(1980) 5장을 참조

### 이산(離散)디비지아(Divisia)지수로서의 해석

디비지아지수는 명목치를 수량지수와 가격지수로 나누어, 경제성장의 요인 분석을 행하는 케이스 등에 자주 이용되는<sup>3)</sup>, 평가가 높은 지수 계산식의 하나이다. 여기에서 물가지수에 초점을 맞추기 위해, 디비지아 물가지수  $P(t)$ 를 일반적인 형으로 표현하면,

$$P(t) = P(0) \times \exp \left\{ \int_0^t \frac{\sum_{i=1}^n \dot{p}_i(t) q_i(t)}{\sum_{i=1}^n p_i(t) q_i(t)} dt \right\} \quad (4-A-17)$$

라고 정의된다. 여기에서  $p_i(t)$ ,  $q_i(t)$ 는  $t$ 기에 있어서의 第  $i$ 財( $i=1,2, \dots, n$ )의 가격과 소비수량,  $\dot{p}_i(t)$ 은  $p_i(t)$ 의 시간에 관한 導함수  $dp_i(t)/dt$ 를 의미하고 있다. 더욱이,  $t$ 기에 있어서의 第  $i$ 재의 지출 시장점유율(share)을,

$$w_i(t) = \frac{p_i(t) q_i(t)}{\sum_{i=1}^n p_i(t) q_i(t)} \quad (4-A-18)$$

이라고 하면, 디비지아 물가지수는

$$P(t) = P(0) \times \exp \left\{ \int_0^t \sum_{i=1}^n w_i(t) \left( \frac{\dot{p}_i(t)}{p_i(t)} \right) dt \right\} \quad (4-A-19)$$

라고 표현할 수 있다. 이 식에서 알 수 있듯이, 디비지아 물가지수는 시간에 관한 연속 함수로서 정의된다는 특징을 가지고 있다.

단, 디비지아 물가지수를 실제의 데이터에 적용하기 위해서는 연속형이 아닌, 이산형(離散型)에 근사할 필요가 생긴다. 지출 시장점유율(share)을 이용한 형태의 디비지아 물가지수를 이산근사(離散近似)하면, 지출 시장점유율을 가중치로 하는 가중기하 평균에 의한 연쇄기준 지수

$$P(t) = P(0) \prod_{s=0}^{t-1} \left\{ \prod_{i=1}^n \left( \frac{p_i(s+1)}{p_i(s)} \right)^{\bar{w}_i(s)} \right\} \quad (4-A-20)$$

에 귀착한다. 이때, 가중치를 당기(當期)와 전기(前期)의 평균치

$$(\bar{w}_i(t) = \{w_i(t) + w_i(t-1)\}/2) \text{ 라고 한다면,}$$

3) 자세한 것은 黒田(1984) 12장, 黒田(1989) 6,7장을 참조할 것.

$$P(t) = P(0) \prod_{s=0}^{t-1} \prod_{i=1}^n \left\{ \frac{p_i(s+1)}{p_i(s)} \right\}^{\frac{w_i(s+1) + w_i(s)}{2}} = CP_{0,t}^T \quad (4-A-21)$$

이 되고, 제2절에서 정의한 토른케비스트 물가지수와 동등해진다(단, 본문 중에서는  $P(0)=1$ 로 기준화되어 있다<sup>4)</sup>

### 최량지수(superlative index number)로서 자리 매김

다음으로 함수론적 지수론(functional index number approach)의 관점에서, 토른케비스트 물가지수의 특징을 정리해 두자, 일반적으로 물가지수, 수량지수라고 하는 지수의 산출은 개별정보를 집약·평가한다라는 집계문제로 이해할 수 있다. 이 때문에 함수론적 지수론은 지수 산식과 그것에 대응하는 집계함수를 구하고, 지수 계산식의 성질을 검토해 가게 된다.

이런 입장에서 Diewert(1976)은 지수계산식이 바람직함의 기준으로서, 어느 지수계산식이 특정의 집계함수와 이론적으로 일치하는 관계에 있는가 하는 견해를 보이고, 이것을 만족할 지수 계산식을 「함수일치지수」(exact index number)라고 부른다. 그리고 이 함수일치지수군 가운데 지수와 일치하는 집계함수가 임의의 2계 미분 가능한 함수 근사식을 부여하는 경우, 그 지수계산식을 특히 [최량지수(最良指數)](superlative index number)라 정의하고 있다. Diewert(1976)에서는 디비지아 지수의 이산근사로서 정식화되는 토른케비스트 지수가 트랜스·로그형(形) 집계함수(trans-log aggregation function)와 일치하는 최량지수라는 것을 나타내고 있다<sup>5)</sup>.

지금, 0期和 1期の 물가지수, 수량함수를

$$P(p_0, p_1, q_0, q_1) \quad (4-A-22)$$

4) 디비지아가 함수에 대해서 지적되고 있는 문제로서는,  $I_{rs} \times I_{st} = I_{rt} (r \neq 1)$  라고 정식화된 순환 테스트에, 일반적으로는 합격하지 않는다는 점을 들 수 있다. 이것은 디비지아 지수의 경로 의존성(path dependence)에 기인하는 것이다. 디비지아 물가지수가 경로독립이 되는 것은, 효용함수가 유사하게 확대되는(homothetic) 것으로 알려져 있다. 효용함수가 유사하게 확대되는 것은(homothetic), 지수론 가운데에서 자주 가정되지만, 그 현실적 타당성에는 논의의 여지가 있다고 하겠다.

5) 또한, 피셔 물가지수에 대해서도, Diewert(1976)가,  $C(p) = (\sum \sum a_{ij} p_i p_j)^{\frac{1}{2}}$  단,  $a_{ij} = a_{ji}$ 라는 2차형식의 가격함수와 일치적인 것을 나타내고 있다.

$$Q(p_0, p_1, q_0, q_1) \quad (4-A-23)$$

라고 표시한다. 단,  $p_t, q_t$ 은, 각각 제  $t$ 期の 가격 벡터, 수량 벡터이다. 여기에서 물가지수, 수량지수에 대응하는 집계함수를  $C(p_t), u(q_t)$ 라 할 때에 지수계산식과 집계함수와의 사이에

$$P(p_0, p_1, q_0, q_1) = C(p_1)/C(p_0) \quad (4-A-24)$$

$$Q(p_0, p_1, q_0, q_1) = u(q_1)/u(q_0) \quad (4-A-25)$$

라는 관계가 일의적(一意的)으로 성립할 경우, 이 지수 계산식은 집계함수와 일치(exact)한다고 정의하고, 이러한 집계함수와 일의적(一意的)인 대응 관계를 가진 지수계산식을 함수일치적 지수라 부른다.

여기에서 트랜스·로그형 가격함수는

$$\ln c(p) = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n a_{i,j} \ln p_i \ln p_j$$

$$\text{단, } \sum_{i=1}^n a_i = 1, \quad a_{i,j} = a_{j,i}, \quad \sum_{j=1}^n a_{i,j} = 0 \quad (i=1, 2, \dots, n) \quad (4-A-26)$$

라고 정식화된다. 여기에서, Diewart(1976)에 나타나 있는 이차근사(二次近似)의 정리(quadratic approximation lemma)<sup>6)</sup>를 이용하면,

$$\begin{aligned} \ln c(p_1) - \ln c(p_0) &= \frac{1}{2} \left\{ \frac{\partial \ln c(p_1)}{\ln p_1} + \frac{\partial \ln c(p_0)}{\ln p_0} \right\} (\ln p_1 - \ln p_0) \\ &= \frac{1}{2} \left\{ \frac{p_1}{c(p_1)} \frac{\partial \ln c(p_1)}{\ln p_1} + \frac{p_0}{c(p_0)} \frac{\partial \ln c(p_0)}{\ln p_0} \right\} (\ln p_1 - \ln p_0) \end{aligned}$$

6) 2차근사의 정리(quadratic approximation lemma)는 다음과 같다. 지금, 2차함수  $F(z)$ 가,

$$F(z) = a_0 + \sum_{i=1}^n a_{1i} z_i + \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n a_{2ij} z_i z_j \quad \text{라고 정의되고, 매개변수에 대해서, } a_{2ij} = a_{2ji} \text{가}$$

$$\text{충족되었을 때, 그 때만, } F(x_1) - F(x_0) = \frac{1}{2} \{ \nabla F(x_1) + \nabla F(x_0) \} (x_1 - x_0)$$

단,  $\nabla F(z)$  ( $t=1, 2$ )은,  $z_t$  ( $t=1, 2$ )로 평가한 함수  $F(z_t)$ 의 미계수 벡터가 성립한다.

$$= \frac{1}{2} \left\{ \frac{p_1 q_1}{c(p_1)} + \frac{p_0 q_0}{c(p_0)} \right\} (\ln p_1 - \ln p_0)$$

(∵ Shephard's lemma)

$$= \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (w_{i1} + w_{i0}) \ln \left( \frac{p_1}{p_0} \right) \quad (4-A-27)$$

가 유도되어, 토른퀘비스트 물가지수가 트랜스·락 물가지수와 일치라는 점이 보여진다.

또한, 트랜스·락 효용함수는,

$$\ln u(q) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln q_i + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n \alpha_{ij} \ln q_i \ln q_j \quad (4-A-28)$$

라고 정식화되지만, 트랜스·락 가격함수와 트랜스·락 효용함수는 서로 쌍대(雙對)관계가 아닌 것에 주의할 필요가 있다. 이 때문에 토른퀘비스트 물가지수와 토른퀘비스트 수량지수 사이에서는 PQ=V와 요소역전(要素逆轉) 테스트가 성립하지 않게 된다.

## 제 5 장 품질 변화의 계측(1) : 이론적 기초

일반적으로 물가지수라는 것은, 어느 기준 시점으로부터 일정한 품질이 확보되었을 때의 물가 변동을 포착하는 「품질조정완료 물가지수」라고 이해할 수 있다. 그러나, 재화(財貨)의 품질을 조정한 품질조정완료 물가지수를 작성하는데는, 일정해야 하는 품질이라는 것이 대체 무엇인가라는 문제가 제기된다. 품질이라는 것은, 일반적으로 재화·서비스에 대한 주관적인 평가를 말하는데, PC처럼 기술 혁신이 현저한 제품에 대해서는, 일정한 품질이 확보된 가격을 조정하기 위해, 구체적으로 어떠한 수단을 취해야 하는가 하는 큰 문제가 발생한다.

경제 분석상, 재화·서비스의 품질변화를 포착하는 수단으로서 「헤도닉(hedonic)·접근법」<sup>1)</sup>이 폭넓게 이용되고 있다. 헤도닉·접근법에서는 제품의 품질이 이것을 구성하는 기능과 성능으로 나뉜다고 생각해, 이들을 반영할 객관적인 지표를 이용하여 종합적인 품질을 개별의 기능, 성능의 완화로서 평가한다. 이 기법에 대해서는 적용 범위가 기능·성능에 관한 정보를 모을 수 있는 일부의 제품·서비스에 한정되는 것과, 지수작성에 요구되는 비용(cost)이 과다하게 되는 문제점이 지적되고 있다. 그러나, 그 최대의 장점은 품질이라는 주관적인 평가에 관해서 자의성(恣意性)을 배제하고, 기능·성능을 나타내는 객관적인 지표에서 판단기준을 구하는 점이 있다.

이 장에서 7장까지 3장을 들어, 헤도닉·접근법을 적용해, 소비자 물가지수에 있어서의 품질 변화의 문제를 검토하겠다. 이 장에서는 논의의 출발점으로 [헤도닉·접근법]의 기본적인 견해를 정리하겠다. 그를 위해 우선 제품의 품질을 어떻게 정의할 것인가 하는 점을 논의한 후, 품질변화의 문제를 분석할 기본적인 틀로 되고 있는 랭커스터·모델에 의한 소비자 행동이론을 소개하겠다. 게다가, Rosen(1974)의 논의를 밟아가면서, 헤도닉·접근법의 이론적 기초를 검토하겠다.

1) 헤도닉·접근법에 의한 분석은 농업경제학자 Waugh(1928)가 보스톤 시장의 야채 가격 분석에 적용한 업적을 단서로 한다. 단, 직역하면 쾌락적이라는 의미가 되는 [hedonic]이라는 용어는 그 후 Court(1939)가 동기법을 이용해서 자동차 분석을 했을 때, 품질을 안락함과 쾌적함을 나타내는 여러 특성 혹은 성능 지표에 환원시킬 것을 의식하고 명명(命名)한 것이다. 헤도닉·접근법의 자세한 내용은 제2절에서 소개하지만, 太田(1980), Berndt(1991) 등도 참조할 것.

## 1. 품질변화를 포착하는 견해

이 절에서는 재화·서비스의 품질을 그 특성에 환원시켜 파악하고자 하는 헤도닉 가설에 대해서 검토한 후, 그 구체적인 분석 틀을 제공하는 랭커스터·모델을 소개하겠다. 또 아울러, 랭커스터·모델을 일본의 컴퓨터 시장에 적용시켜, 간단한 분석을 시도해보겠다.

### 1.1 품질의 정의 : 헤도닉 가설

헤도닉·접근법에서는 경제에서 취급되는 각종 재화·서비스의 가격이, 그 재화·서비스의 품질을 나타내는 각종 특성에 의존하고 있다고 생각한다. 이 접근법에 경제학적 의미를 부여하는 것이 바로 헤도닉 가설이라고 불리는 견해로, 어느 재화·서비스의 전체적인 품질을 여러 특성의 합성이라고 본다.

여기에서 우선 문제가 되는 것은, 특성에 따라서 파악하려고 하는 품질의 의미이다. 太田(1980)에 따라서, 품질이라는 단어의 정의를 정리해 두면 ①어느 재화가 제공하는 기능·서비스를 구성하는 객관적인 여러 특성의 수준, ②어느 재화가 객관적인 여러 특성의 수준에 대한 종합적인 평가라는 두 가지 의미가 있다고 생각되어진다. 전자의 의미에서의 품질이란, PC를 예로 들어 생각해 보면, 처리속도, 주 기억용량, 보조 기억장치의 종류·용량이라는 카탈로그 등에 기재되어 있는 물리적인 특성을 조합시켜 표현할 수 있다. 이 경우 품질의 정의는 이러한 여러 특성의 수준이 완전히 동일한 PC는 같은 품질이고, 다른 PC는 다른 품질이라는 것이 된다.

그러나 물가 지수에 있어서 품질 변화의 문제를 처리할 경우에는, 후자인 [재화(財貨)의 객관적 특성에 대한 종합적인 평가]라는 의미에서 품질을 파악할 필요가 생긴다. 즉, 컴퓨터의 가격변화를 평가하기 위해서는 컴퓨터 한대에 포함되어 있는 여러 특성의 수준을 뭔가 한 개의 지표에 종합시킴으로써, 어느 컴퓨터의 품질은 다른 어떤 컴퓨터 품질의 몇 배인가를 정량적(定量的)으로 비교하는 기법이 필요하게 된다. 헤도닉·접근법은 공통의 객관적 성질을 나타내는 특성의 수준에 의존해서 제품가격이 결정된다고 생각하기 때문에, 공통의 객관적 특성이 금액환산 가능하게 된다<sup>2)</sup>

---

2) 헤도닉·접근법은 수학적으로는 다음과 같이 표현할 수 있다. 즉, 어떤 제품  $i$ 의 기능·성능을 나타내는 여러 특성을  $n$ 차원의 벡터(vektor)  $C^i$  라고 하면, 이것을 금융 환산된 품질  $p^i$  (스칼라)로 변환한 함수  $h(\cdot)$ 로서  $p^i = h(C^i)$ 라고 표현된다.

## 1.2 랭커스터·모델에 의한 품질변화의 포착

이상과 같은 헤도닉·접근법에 대해서, 경제 이론적인 기초를 주고 있는 것은, [새로운 소비자 이론]이라고 불리어지는 [랭커스터·모델(Lancaster model)]에 근거한 소비자행동이론이다<sup>3)</sup>.

여기에서 랭커스터·모델과 통상적인 거시경제학에서의 소비자 행동 모델의 차이에 대해, 그림5-1을 이용해서 설명을 하겠다. 우선 통상적인 거시경제학의 틀에서는, 품질이 조금이라도 다른 재화는 완전히 별도의 재화로서 취급한다. 즉, 그림5-1(a)에 있어서, 대체관계에 있는 제품 1과 제품 2는 서로 조금씩 품질이 다르기 때문에, 별개의 재화로서 정의되며, 소비자의 선호 관계는 이 두 종류 재화의 소비량 위에서 정의되고 있다. 그리고 소비자의 균형은 예산집합(豫算集合)과 무차별곡선이 접한  $E^*$ 가 된다. 이러한 재화의 수와 품질이 부여된 것이라는 단순화 가정은, 현실 경제에 대한 일차적인 근사(近似)로써 허용되고 있지만, 품질 변화와 재화의 다양화·차별화가 중요한 경제 현상이 되고 있는 현대에 있어서는 재화의 수와 품질이 어떻게 결정될 것인가가, 중요한 경제 문제로서, 자주 부각된다.

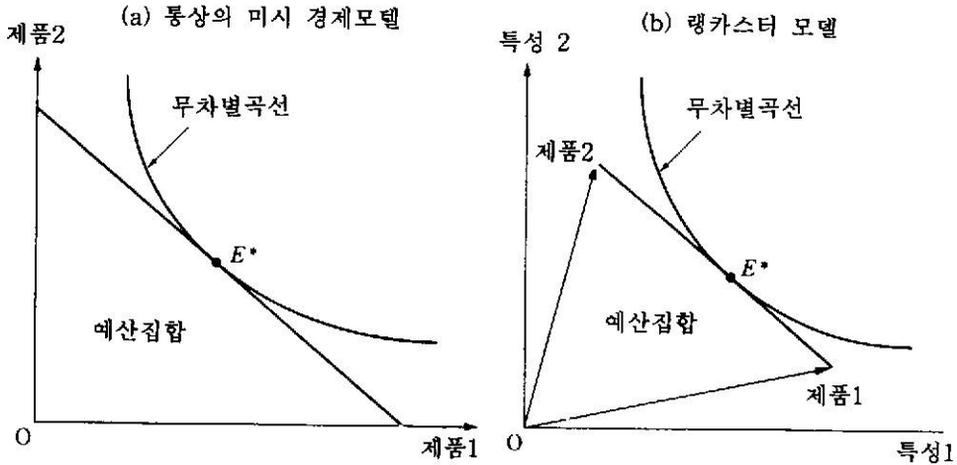
이에 대해, 랭커스터·모델에 기초한 소비자 행동이론에 있어서는, 품질 변화와 재화의 다양성·차별화의 문제를 다루기 때문에, 소비자의 선호관계를, 소비하는 재화의 수량이 아닌, 재화의 소비에 의해 취득되는 특성의 양에 대해 정의한다. 그림 5-1(b)에서, 제품1·2는, 각각 특성 1·2로 분해되고, 그 조합인 벡터(vektor)의 방향에 의해 표현된다.

여기에서는 간단화를 위해, 경제에는 재화가 두 종류밖에 존재하지 않는다는 가정을 두고 있어, 벡터의 길이는 소비자의 소득을 제품단가로 제한 값과 동등해진다. 따라서, 이 소비자의 예산집합은 두 개의 벡터에 의해 둘러싸인 삼각형이 된다. 또, 소비자의 선호관계는 특성의 수량에 대해 정의되고, 소비자 균형은,

---

3) 랭커스터·모델의 틀을 이용하여 소비자의 합리적인 행동을 전제로 가격과 여러 특성의 관계로서 정의되는 헤도닉 함수가 도출(導出)된다. 더구나 랭커스터·모델의 보다 일반적인 논의에 대해서는 Lancaster(1991), 太田(1980)등을 참조.

그림 5-1 소비자 균형



예산집합과 무차별곡선의 접점  $E^*$ 이 된다. 이러한 취급에 의해, 밀접한 대체관계에 있는 제품의 다양화·차별화와 신제품의 등장 같은 분석이 가능해진다.

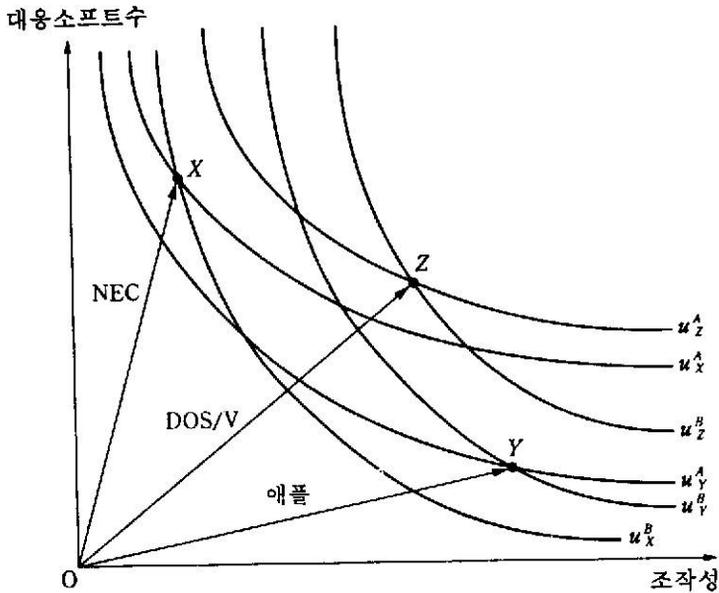
### 1.3 일본의 PC시장에의 응용 예

이상의 테두리를 기초로, 그림 5-2에 의해, 1993~94년에 걸친 윈도우 보급에 수반된 DOS/V PC의 매출확대를 예로 들어 생각해 보겠다. 단순화를 위해, PC의 품질을 구성하는 특성은, 대응 소프트웨어 수와 조작성의 두 종류로, PC 가격은 모두 동일하다고 본다. 또, 경제에는 타입A와 타입B의 2종류의 소비자가 존재하여, 소비자 타입A는, 상대적으로 대응소프트의 충실을 중시하고 있어 무차별곡선의 경사가 완만하고, 반대로, 타입B는 조작성을 중시하고 있어, 무차별곡선의 경사가 급하다.

지금, 이 타입A·B 2명의 소비자가 PC를 1대 구입하려고 생각하고 있다. 여기에서의 소비자의 행동은, 경제에 존재하는 PC중에서 1대를 선택하는 것으로, 어떤 PC를 구입한 경우, 다른 경쟁제품은 모두 구입되지 않는다. 즉, 여기에서는 재화가 분할불가능이라는 것을 가정하는 것이다. 앞에 나온 그림 5-1(b)에서는, 재화가 무한히 분할 가능하다고 생각했으므로, 여기에서의 가정과 다른 점에 주의가 필요하다.<sup>4)</sup>

4) 이 때문에, 소비자의 예산집합은, 앞의 그림 5-1(b)과 같은 삼각형이 아니고, 제품을 가리키는 원점을 출발점으로 하는 벡터의 종점(終点)의 집합이 된다(그림 5-2에 있어서의 X,Y,Z에 해당).

그림 5-2 랭커스터 모델의 응용 예  
(DOS/V PC의 매출확대의 분석)



DOS/V PC가 참가하기전의 일본의 PC시장을 간단하게 정리하면, 대용소프트는 많으나 조작성이 떨어지는 NEC의 PC (벡터 OX)와 대용 소프트웨어는 적으나 조작성이 뛰어난 애플PC (마찬가지로 OY)의 두 종류의 기종이 존재하고 있었다고 볼 수 있다. 이 상황에 있어서는, PC를 구입하려고 하는 소비자는 X와 Y를 비교하여, 효용수준이 높은 쪽을 선택하게 된다. 따라서, 소프트웨어의 충실을 중시하고 있는 소비자 타입A는 NEC의 PC를 선택하고 ( $U_X^A > U_Y^A$ ), 반대로, 조작성을 중시하는 소비자 타입B는 애플PC를 선택( $U_X^B < U_Y^B$ )하게 된다. 여기에 대용 소프트웨어가 비교적 많고, 조작성도 뛰어난 윈도우를 탑재시킨 DOS/V PC (OZ)가 등장하자, 소비자 형태 A, B 모두, 균형점이 보다 높은 효용수준을 얻을 수 있는 Z에 이동하여 ( $U_Z^A > U_X^A, U_Z^A > U_Y^A$ ,  $U_Z^B > U_X^B, U_Z^B > U_Y^B$ ), 소비자의 수요가 기존의 NEC, 애플에서 DOS/V PC로 크게 이동한다. 이 결과, NEC, 애플에서는 DOS/V PC에 대항하기 위해, 가격·성능비를 개선시킨 신제품을 투입할 필요에 임박하게 된다.

## 2. 헤도닉 접근법의 이론적 기초작업 : 로젠의 이론모델

다음으로, 로젠[1974]의 논리에 따라, 여러 특성을 거래하는 암묵적인 시장을 상정하여, 여기에서의 여러 특성에 관한 수요·공급의 시장균형 가격곡선으로서 헤도닉 함수가 도출되는 것을 나타내겠다.

지금,  $n$ 차원의 여러 특성 벡터  $z=(z_1, z_2, \dots, z_n)$ 에 의해 품질이 표현되는 차별화된 제품군을 고려한다. 이 시장에 있어서, 어떤 특성  $z$ 를 갖는 제품에 대해서 실제로 관찰되는 가격으로부터, 여러 특성과 가격을 결부 짓는 헤도닉 함수  $p(z)=p(z_1, z_2, \dots, z_n)$ 가 유도된다. 단, 이 제품군에는 충분히 다수의 제품이 존재하고, 모든 특성의 선택이 연속적으로 가능하다고 가정한다.

우선, 소비자의 효용최대화 행동을 고려한다. 어떤 소비자가 소비하는 여러 특성 벡터를  $z$ , 가치척도재(價値尺度財)를  $x$ 라고 하면, 이 소비자의 효용함수는  $U(z, x)$ 로 표시된다. 또, 예산제약은, 소비자의 소득  $y$ 에 대해  $y=p(z)+x$ 로 정의된다. 여기에서, 소비자가 프라이스티커(ply-sticker)로서 행동한다고 가정하면, 그 합리적 행동은 다음과 같이 정식화(定式化)된다.

$$\begin{aligned} \max_z U(z, x) \\ \text{s.t. } y = p(z) + x \end{aligned} \quad (5-1)$$

최적화를 위한 일계(一階) 조건은,

$$p_z = \frac{U_z(z, y-p(z))}{U_x(z, y-p(z))} \quad (5-2)$$

가 된다. 여기에서,  $p_z$ ,  $U_z$ ,  $U_x$ 는, 각각 일계의 편도함수를 의미하고 있다.

다음으로, 소비자의 효용수준  $u$  아래에서의 구입함수(bid function)를  $\theta(z; u, y)$ 로 하면,

$$U(z, y - \theta) = u \quad (5-3)$$

이 성립하고 있다. 나아가, (5-3)식을 미분하는 것으로,

$$\theta_{z_i} = U_{z_i} / U_x > 0 \quad (5-4a)$$

$$\theta_{z_i z_j} = (U_x^2 U_{z_i z_j} - 2U_{z_i} U_x U_{z_j} + U_{z_i}^2 U_{xx}) / U_x^3 < 0 \quad (5-4a)$$

를 얻을 수 있다. 이것은, 가치함수가 증가함수 내지 오목함수라는 것을 나타낸다.

가치함수  $\theta(z; u, y)$ 는 주어진 효용수준과 소득의 아래에서 특성 벡터  $z$ 를 획득하기 위해 즐거이 지출하는 금액을 나타내고 있고, 한편, 소비자 쪽에서 본 헤도닉 함수  $p(z)$ 는, 소비자가 시장에 있어서 최소한 지불하지 않으면 안되는 금액을 의미하고 있다. 따라서, 소비자의 효용은, 가치함수와 헤도닉 함수의 접점에 있어서 최대화되고 있다. 즉, 소비자의 최적화(最適化) 행동의 결과,

$$\theta(z^*; u^*, y) = p(z^*) \quad (5-5a)$$

$$\theta_z(z^*; u^*, y) = p_z(z^*) \quad (5-5b)$$

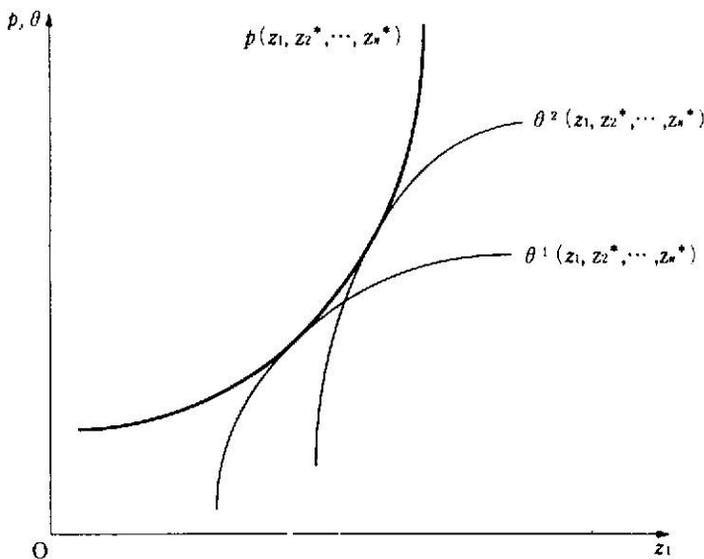
가 충족되게 되어, 헤도닉 함수는 소비자의 구입함수의 포물선으로 볼 수 있다. 이 상태를 특성벡터의 제 1요소에 대해서 도식화한 것이 그림5-3이다.

다음으로, 기업의 이윤최대화행동인데, 통상의 경우와는 조금 달라서, 생산량  $M$ 외에, 생산하는 제품의 특성벡터  $z$ 에 대해 의사결정을 행한다. 즉, 기업의 비용함수는  $C(M, z)$ 로 나타날 수 있다. 여기에서, 기업도 프라이스티커(ply-sticker)로 행동하기 때문에, 그 이윤최대화 행동은,

$$\max_{z, m} \pi = p(z)M - C(M, z) \quad (5-6)$$

로 정식화된다. 따라서, 이윤최대화를 위한 일계(一階) 조건은,

그림 5-3 소비자의 균형



$$p_z = C_z(M, z) \quad (5-7a)$$

$$p(z) = C_M(M, z) \quad (5-7b)$$

이 된다. 여기에서, 소비자의 경우와 마찬가지로, 판매함수(offer function)  $\phi(z, \pi)$ 을 상정하면,

$$\pi = M\phi - C(M, z) \quad (5-8)$$

이 성립한다. 이것을  $z, \pi$ 로 미분하면,

$$\phi_z = C_z/M > 0 \quad (5-9a)$$

$$\phi_\pi = 1/M > 0 \quad (5-9b)$$

를 얻어져, 판매함수는 증가함수 내지 볼록 함수라는 것을 알 수 있다.

판매함수는 기업이 제품을 판매해도 좋다고 생각하는 최저한의 가격이고, 또, 기업에서 본 헤도닉 함수는, 시장에 있어서 기업에 지불되는 최고가격을 의미하고 있다. 따라서, 기업의 균형에 있어서는,

$$p(z^*) = \phi(z^*, \pi^*) \quad (5-10a)$$

$$p_z(z^*) = \phi_z(z^*, \pi^*) \quad (5-10a)$$

가 성립하고, 헤도닉 함수는, 기업의 판매함수의 포물선으로 볼 수 있다. 이것을 여러 특성 벡터의 제 1요소에 대해 도식화한 것이, 그림 5-4이다.

그림 5-4 기업의 균형

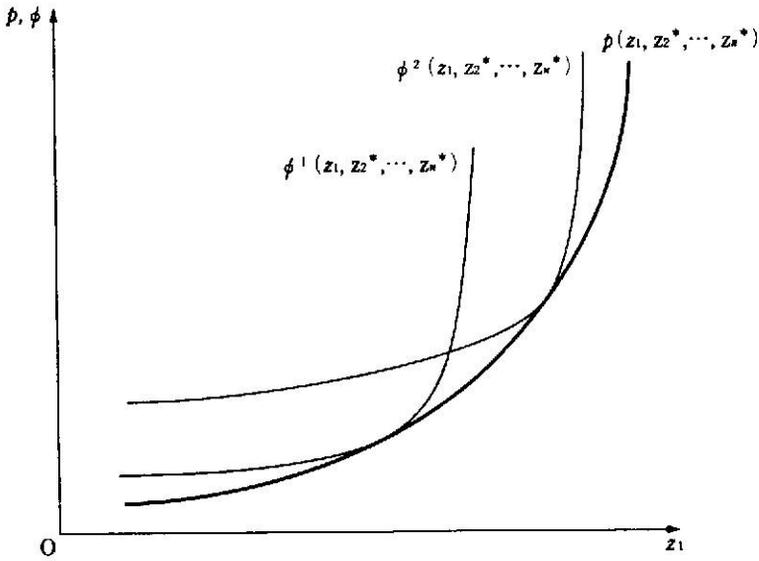
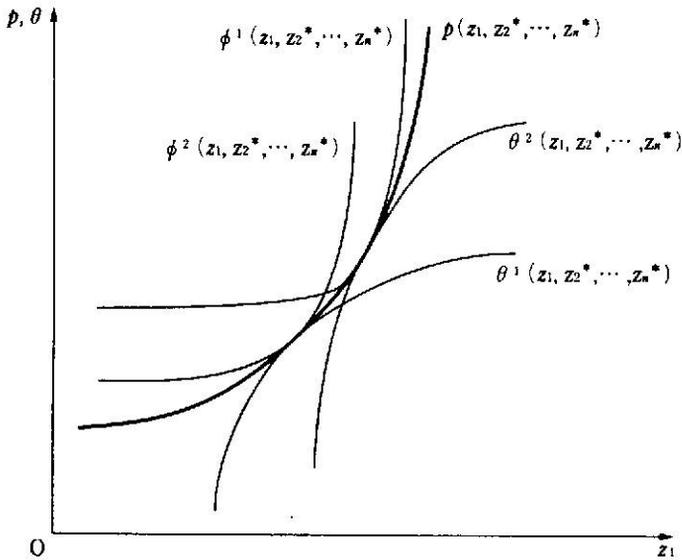


그림 5-5 시장의 균형



이 결과, 시장균형에 있어서는, 그림5-5에 나타낸 대로, 판매측과 구매측이 완전히 매치하고, 소비자의 구입함수와 기업의 판매함수가, 시장을 균형 짓는 헤도닉 함수를 끼고 접하고 있어서, 헤도닉 함수는, 소비자의 구입함수와 기

업의 판매함수 양자의 포물선이라고 볼 수 있다. 따라서, 헤도닉 함수는, 소비자의 선호(選好)와 기업의 생산기술 같은 개별경제주체의 정보를 반영하고 있는 게 아니라, 시장에 있어서 관찰되는 가격과 여러 특성의 관계를 나타내고 있는 것에 불과하다고 이해할 수 있다<sup>5)</sup>.

또한, 헤도닉 함수는, ①기업의 생산기술이 모두 동일한 경우에는, 기업의 판매함수가 모두 동일해져, 기업의 공급함수를 식별하는 한편, ②소비자의 선호가 모두 동질적인 경우는, 소비자의 구입함수가 동일해져서, 소비자의 수요함수를 식별하게 된다.

### 3. 정 리

이 장에서는 품질변화를 포착하기 위한 경제학상의 틀인 헤도닉 접근법에 대해, 기본적인 사고방식 및 이론적인 기초를 정리했다.

헤도닉 접근법에서는, 경제에서 거래되고 있는 각종의 재화·서비스의 가격이, 그 재화 서비스의 품질을 나타내는 여러 종류의 「특성」(characteristics)에 의존하고 있다고 생각했다. 그리고, 이 접근에 경제학적 의미를 부여하는 것이, 어떤 재화·서비스의 전체적 품질을 각종 특성의 합성이라고 보는 「헤도닉 가설」이라 불리는 사고방식이었다. 나아가, Rosen[1974]이 보였듯이, 헤도닉 함수가 재화·서비스의 특성 위에 소비자의 선호를 가정하는 랭커스터 모델에 입각하면, 여러 특성을 거래하는 암묵적인 시장에 있어서의 여러 특성에 대한 수요·공급이 균형을 이루는 시장균형가격곡선으로 도출(導出)되는 것을 소개했다. 이 때문에 헤도닉 함수의 실증연구에 있어서는, 채용하는 함수형에 대해 사전적인 제약은 존재하지 않는 것이 된다.

다음 장에서는, 헤도닉 접근법을 여러 가지 내구·비내구 소비재에 적용한 실증연구를 소개한다. 이러한 실증연구는, 실제로 관찰되는 가격을 그 제품이 가지는 여러 특성으로 회귀시킨다고 하는 형태를 취하고 있으나, 어느 것이나 이 장에서 소개한 것과 같은 이론적인 틀에 따른 것으로, 결코 이론 없는 제측은 아니라는 점을 강조해 두고 싶다.

---

5) 헤도닉 함수가, 시장에 있어서 관찰되는 가격과 여러 특성의 관계를 취하고 있다는 결론은, 헤도닉 함수의 함수형(形)에 대해, 선형적(先驗的)인 이론적 제약이 존재하지 않는다는 것을 의미하고 있다.

## 제 6 장 품질 변화의 계측(2) : 실증연구

앞장에서 검토한대로, 재화·서비스의 품질변화를 포착하는 방법으로서, 경제 분석상, 헤도닉 접근법이 널리 이용되고 있다. 헤도닉 접근법은 재화·서비스의 전체적 품질을 그 기능·성능이 가져오는 각종 「특성」의 합성이라고 생각한다. 따라서, 거기에서 포착되는 품질변화는 재화·서비스에 따라 다양하다. 이 장에서는, 필자에 의한 최근의 실증연구결과를 전망하는 것을 통해, 가격차에 의미 있는 영향을 주는 제품특성이 헤도닉 접근법에 의해 어느 정도 포착될 수 있을까, 또, 구체적으로 재화·서비스의 어떠한 기능차·성능차가 가격차를 보는 데에 있어서 중요한 것인가 등의 점을 검토한다. 이하에서는 우선, 제품마다 품질변화를 포착한 후에 포인트를 정리한다.

이어서, 헤도닉 접근법에 의한 실증 분석의 시스템에 대해 설명한다. 그 후에, 그 시스템을 PC, 승용차, 비디오카메라, 의류제품에 각각 적용하여, 각각 기술혁신, 소비자행동의 다양화, 정가와 실제가격, 패션성 등의 측면에서 착안한 분석을 행한다<sup>1)</sup>.

### 1. 제품별로 본 품질변화의 착안점

이 절에서는, 우선 이 장에서 예로 드는 PC, 승용차, 비디오카메라, 의류제품의 4종류의 제품에 대해서, 품질 변화 분석을 하는데 있어서의 기본적인 문제의식을 정리한다.

#### 1.1 현저한 기술혁신의 진전과 품질변화 예측의 어려움

PC를 제재(題材)로 하는 분석에서는 기술혁신이 두드러지고, 상품주기(product cycle)가 짧은 제품에 있어서, 어느 정도 정확하게 품질변화를 계측할 수 있는가 하는 점을 검증한다. CPI에서는, 품질변화를 정확하게 포착할 수 없어, 물가지수의 대상에서 제외되고 있는 제품을 볼 수 있다. 여기서 살펴보는 PC는 그 대표적인 제품이라 할 수 있다. 최근, PC시장에서는, 기술혁신

1) 이 장에서는, 각각의 제품에 관한 주요한 분석결과를 발췌한 것이다. 실증분석의 보다 자세한 결과에 대해서는 각각의 문헌(白塚[1994, 1995 b], 白塚·黒田[1995, 1996])를 참조하길 바란다.

의 속도가 매우 빨라, 가격저하가 두드러지게 나타나고 있다. 또 PC회사의 참여와 퇴출, 그리고 신구모델의 교차가 빈번하게 관찰된다. 이 때문에 종래의 물가지수작성기법 시스템으로는, 품질조정완료 가격지수를 구축해, 항시 업데이트(update)해 가는 것이 곤란해진다. 이러한 기술혁신이 두드러지는 제품들 물가지수대상에서 제외해두면, 품질조정 완료 후의 가격 하락이 가격지수에 반영되지 않아, 상방편의를 초래할 위험성이 크다. 또 이들 제품을 적절한 시기에 받아들이지 않으면 특히, 보급기에 관찰되는 큰 폭의 가격하락이 가격지수에 반영되지 않게 되는 결과를 낳는다.

헤도닉 접근법은, 제품의 품질이 이것을 구성하는 기능과 성능으로 나뉜다고 생각해, 이를 반영한 객관적인 지표를 이용하여 종합적인 품질을 개별의 기능·성능의 총화로서 평가한다. 이러한 헤도닉 접근법을 이용하는 최대의 장점은, 품질이라는 주관적인 평가에 대해서, 자의성(恣意性)을 배격하여, 기능·성능을 나타내는 객관적인 지표에 품질평가의 판단기준을 찾도록 하는 점에 있다. 그리고 이러한 장점은 가격과 성능·기능지표까지 수집하면, 그 품질평가가 비교적 쉬울 수 있다는 의미에서, PC처럼 품질변화가 심하고, 상품주기가 짧은 제품에 있어서, 특히 크다고 생각된다.

## 1.2 소비자기호의 다양화에 포착

승용차가격에 대해서는, 다양한 소비자의 기호를 어떻게 하면 정확하게 포착할 수 있을까 하는 점에 초점을 맞추어서 분석을 한다.

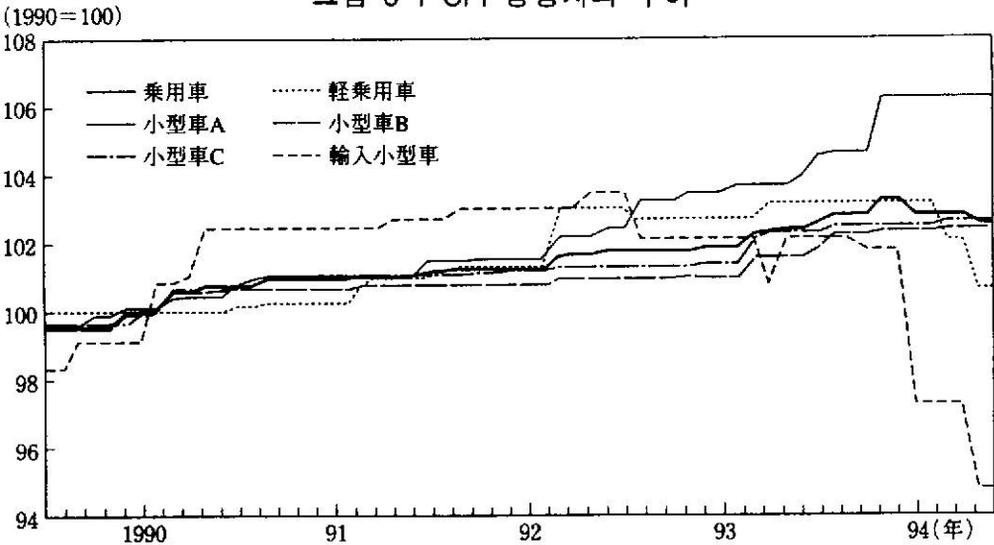
승용차시장에 있어서의 가격의 움직임은 CPI가 어떻게 포착하고 있는가를 보기 위해, 그림 6-1로서 승용차의 CPI(전국)에 대해서, 소비세율 변경의 영향을 조정했던 기본의 계수를 구상했다<sup>2)</sup>. 승용차의 종합지수(그림 중에서 두꺼운 선)는, 1990년 이후, 1994년 중반까지 완만하게 상승하여 끝무렵에서는 거의 보합지세의 움직임을 보이고 있다. 품목별의 움직임을 조금 자세하게 보면, 최근시점에 있어서 수입승용차가 크게 하락하고 있는 것이 눈에 띄고 있지만, 국산승용차의 지수에 대해서는, 상승 또는 보합지세의 움직임을 보이고 있다.

2) 보통승용차, 소형승용차에 대해서는 1989년 4월의 소비세율도입 당초, 물품세 폐지에 따른 세수입의 감소를 완화하기 위해, 6%의 할증세율(통상은 3%)이 적용되었지만, 세율은 1992년 4월에 4.5%, 1994년 4월에 3%로 단계적으로 인하되고 있다.

이러한 움직임은 가격을 억제해서 저렴한 느낌을 전반에 내세운 모델이 증가하고 있는 것으로 보여지고 있지만, 우리들의 실제 느낌과는 다소 차이가 있다고 생각한다.

우리들의 실제 느낌과 차이가 나게 되는 원인은, 승용차의 CPI작성방법, 특히 개별조사제품마다의 품질조정이 충분하지 않다는 점과 조정대상의 커버리지(coverage)가 좁고, 또한 조사대상상 품목이 적기 때문에, 가격지수로서의 대표성에 문제가 있다는 점에 있다<sup>3)</sup>. 즉 3장에서도 검토한대로 CPI의 품질조정기법이 반드시 품질변화를 적절하게 평가하는 것이 아니기 때문에, 이것이 바이어스의 큰 원천이 되고 있다. 또, 조사대상범위에 대해서는 승용차가 전부 5가지의 품목으로 분할되고 있어, 경승용차부터 소형승용차까지 포함되고 있음에도 불구하고, 보통승용차는 조사대상에서 제외되어 있다<sup>4)</sup>. 또 조사품목의 자세한 내용에 대해서, CPI를 작성하고 있는 총무청으로 부터의 공표가 없어, 불분명한 부분이 많다. 조사품목 수는 각 품목 모두 몇 개 씩 주어진다라고 보여지지만, 조사품목의 구성상, 차종과 승용차크기의 균형을 어떤 방법으로 고려하고 있는가는 명확하지 않다<sup>5)</sup>.

그림 6-1 CPI 승용차의 추이



(비고) 소매세율변동의 영향을 조정한 베이스  
(자료) 총무청 「소비자물가지수」

3) CPI와 생활실태의 차이라는 문제를 종합지수에서 생각할 경우에는, 평균적인 바스켓(basket)이라는 것은 무엇인가 하는 점이 큰 문제가 되지만, 승용차와 같은 개별품목에 대해서는 이 점은 문제로 할 필요는 없다고 생각되어진다.

4) 그후, 1996년이 되어서 실시된 1995년 기준개정에 따라서 보통승용차가 CPI대상품목에 포함되었다.

5) 조사품목에 대해서도 신차등록대수를 참고로 매년 회복되고 있다고 하지만 자세한 내용은 명확하지 않다.

### 1.3 정가(定價)와 실세가격(實勢價格)

비디오카메라의 분석에서는 기술혁신과 소비자기호의 다양화라는 점 외에, 정가(定價)와 실세가격(實勢價格)이라는 2종류의 가격 데이터를 수집해, 양자의 가격형성 메카니즘의 차이를 고찰한다. 동시에 발매후의 시간경과에 따른 제품 진부화(陳腐化)의 영향에 대해서도 분석한다.

가전제품시장을 보면, 일반적으로 회사가 설정한 「정가(定價)」와 실제로 취급되고 있는 「실세가격」과는 차이가 난다<sup>6)</sup>. 회사가 설정한 정가(표준소매가격)는, 상품의 품질·성능 등을 고려한 상품선택의 기준이 되는 가격이 된다. 그렇지만 현실적으로는 항상 인하된 가격이고, 정가로 상품을 구입하는 소비자는 전무하다. 이 때문에 소매점과 소비자 모두는 정가에서 얼마나 할인되는가하는 점에 주목하여 거래한다. 또 회사 쪽에서도 소매시장에서는 표준가격에서 할인된 가격으로 판매된다는 것을 예측하여 표준소매가격을 설정한다.

이런 2종류의 가격의 관계가, 시계열적(時系列的)으로 어떻게 변화하고 있는가, 기종의 가격 대, 등급에 의해서 어떻게 다른가하는 점이 분석된다.

### 1.4 옵션성의 포착

종래의 헤도닉 접근법은 승용차, PC, 메인프레임 컴퓨터와 같은 내구소비재, 혹은 자본재를 중심으로 적용되어왔다. 이들 제품의 공통적인 특징은 기술진보가 크고, 제품의 품질이 눈에 띄게 향상되고 있다는 점이다. 그렇지만 헤도닉 접근법의 적용대상은 이러한 기술진보를 반영했던 품질변화를 수반하는 재화에 한정되지 않는다.

의류제품은, 소비자 기호에 맞추어서 다양한 종류의 제품이 판매되고 있고, 가격과 품질의 변형이 넓고, 같은 제품에 있어서도 브랜드와 소재, 디자인 등 품질에 커다란 차이가 보여진다. 또 계절에 의해서 봄 제품·가을 제품의 교체가 일어나 가격대가 크게 변한다. 이 때문에 의류제품에 대해서도, 제품의 품질을 포착하는 기법으로서 헤도닉 접근법을 적용해 제품의 소재, 봉제, 디자인, 브랜드라는 정보를 활용하는 것은 필요하다고 생각된다.

---

6) 가전제품의 소매시장에 있어서의 가격형성 메카니즘에 관해서는 伊藤 외[1995]가 흥미 있는 분석을 하고 있다.

## 2. 헤도닉 접근법에 의한 실증분석의 기준

이 절에서는 헤도닉 접근법에 의한 실증분석의 틀을 정리한 후, 설명변수의 선택과 다중공선성(多重共線性)의 회피, 함수형의 선택이라는 두 가지의 헤도닉 함수 추계(推計)상의 계량경제학적 문제로의 대응을 검토한다.

### 2.1 헤도닉 접근법의 실증분석의 적용

앞 절에서 소개했던 대로 헤도닉 접근법에서는, 품질을 그 제품이 갖는 각종 특성을 종합한 것으로 받아들인다. 또 재화(財化)·서비스의 가격과 그의 성능·기능에서 보이는 여러 특성을 나타내는 헤도닉 함수는, Rosen[1974]이 나타낸 재화·서비스가 있는 여러 특성의 수요와 공급이 일치하는 시장균형가격곡선으로서 정의된다. 이 때문에, 헤도닉 함수의 함수형에 대해서는 선형적(先驗的)인 제약은 존재하지 않는다.

실제의 헤도닉 함수의 추계(推計)작업은, 관찰된 가격을 피(被)설명변수에, 또 품질에 영향을 준 적절한 여러 특성을 설명변수로서 선택해, 정수항과 오차 항을 받아들이는 형식으로 회귀 분석한다. 구체적인 추계식을 반대수선형(半對數線形)의 모양으로 나타내면, 다음과 같은 식이 된다.

$$\ln p_{i,t} = \alpha + \sum_{j=1}^n \beta_j x_{i,j,t} + \sum_{k=1}^T \delta_k d_{i,k,t}, \quad (6-1)$$

여기에서  $p_{i,t}$ ,  $x_{i,j,t}$ ,  $d_{i,k,t}$ ,  $u_{i,t}$ 는 각각  $t$ 기에 있어서의 제  $i$ 재의 가격,  $t$ 기에 있어서의 제  $i$  재(財)의 제  $j$ 번째의 특성, 제  $k$ 기의 시간 더미(dummy), 오차 항을 의미하고 있다. 또,  $\alpha$ ,  $\beta_j$ ,  $\delta_k$ 은 각각 추계된 정수항, 및 특성, 시간 더미(dummy)에 걸린 추계매개변수이다.

### 2.2 실증분석상의 문제

위에 기술한 헤도닉 접근법 데이터에 적용해서, 실증분석을 행한 뒤의 문제점으로써, 이하에서는 함수형의 선택, 설명변수의 선택과 다중공선성(多重共線性)의 회피 2문제에의 대응을 설명한다.

## 함수형의 선택

헤도닉 함수는 이론적으로는 앞장에서 검토했던 대로 Rosen[1974]이 나타낸 재화·서비스가 갖는 여러 특성의 수요와 공급이 일치하는 시장균형가격곡선으로서 정의된다. 따라서,

헤도닉 함수의 함수형에 대해서는 선험적(先驗的)인 제약은 존재하지 않는다. 이 때문에 함수형의 선택은 실증적인 관점에서 선택하는 것이 좋다.

구체적인 체크 포인트로서는 ① 추계식(推計式)이 잘 맞는가, ② 추계매개변수의 논리적일치성(整合性), ③ 추계작업의 용이함, ④ 추계결과 해석 등의 4가지를 들 수 있다. 이들 체크 포인트 중, ③에 대해서는 함수변환이 용이하고, 통상적인 OLS를 이용할 수 있는 양대 수선형(兩對數線形), 반대수선형(半對數線形), 선형(線形)의 일반적인 함수형이 우수하다는 것을 쉽게 알 수 있다. 또 ④에 대해서도 양대 수선형, 반대수선형의 피(被)설명변수를 대수 변환했던 함수형은 연차 더미(dummy)의 추계매개변수에서 품질조정이 끝난 물가지수를 직접 산출할 수 있는 장점이 있는<sup>7)</sup> 등 추계매개변수의 해석도 역시 일반적인 함수형이 용이하다. 이밖에 ②에 대해서는, 추계매개변수의 유의도(有意度)와 부호조건에 대해서 각 함수형마다 체크하는 작업이 필요하게 된다.

마지막으로 ①의 추계식이 잘 맞는가 하는 점에 대해서는, 일반적으로 결정계수를 보는 경우가 많지만, 피설명변수를 함수 변환하면 분산의 크기가 변화하므로, 결정계수를 직접 비교하는 것은 가능하지 않다. 이에, 복스=콕스 검정(檢定)에 의해, 다른 함수형이 잘 맞는지를 통계적으로 체크하게 된다<sup>8)</sup>. 구체적으로는 피설명변수와 설명변수(더미변수를 제외)에 대해서, 다음(6-2)식의 의해 정의되는 복스=콕스 변환<sup>9)</sup>을 행해, 계수매개변수와 복스=콕스 변환매개

7) 양대 수선형, 반대수선형의 연차 더미(dummy)의 추계매개변수는, 품질조정완료 물가지수의 대상 값이라고 이해된다. 또, 헤도닉 함수의 추계결과로부터 품질조정완료 물가지수(헤도닉 물가지수)를 작성하는 사고방식에 대해서는 7장의 보론을 참조.

8) 복스=콕스 검정의 자세한 내용에 대해서는, Greene[1996] 10장을 참조

9) 복스=콕스 변환은,  $\theta = \lambda = 0$  때, 약간 특수한 모양을 하고 있는 것처럼 보이지만, 이것은 로피탈의 정리에 의해

$$\lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{x^\lambda - 1}{\lambda} = \lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{d(x^\lambda - 1)/d\lambda}{1} = \lim_{\lambda \rightarrow 0} x^\lambda \times \ln x = \ln x$$

이고, 0 이외의 값인 경우의 극한값으로서 도출되어, 복스=콕스 변환은 0에 있어서도 연속된다.

변수  $\theta, \lambda$  를 최우법(最尤法)에 의해 추계 한다<sup>10)</sup>.

$$p_{i,t}^{(\theta)} = \alpha + \sum_{j=1}^l \beta_j x_{i,j,t}^{(\lambda)} + \sum_{j=l+1}^n \beta_j x_{i,j,t} + \sum_{k=1}^T \delta_k d_{i,k,t} + u_{i,t}$$

$$\text{단, } p_{i,t}^{(\theta)} = \begin{cases} \frac{p_{i,t}^{\theta} - 1}{\theta} & \theta \neq 0 \\ \ln p_{i,t} & \theta = 0 \end{cases}$$

$$x_{i,j,t}^{(\lambda)} = \begin{cases} \frac{x_{i,j,t}^{\lambda} - 1}{\lambda} & \lambda \neq 0 \\ \ln x_{i,j,t} & \lambda = 0 \end{cases} \quad (6-2)$$

단, 여기서 특성변수  $x_{i,j,t}$  가운데,  $l+1$ 부터  $n$ 까지는 더미(dummy)변수에서 복스=콕스 변환의 대상 밖이라고 가정하고 있다.

### 설명변수의 선택과 다중공선성의 회피

헤도닉 함수의 추계에 있어서는, 설명변수로서 어떤 여러 특성을 취할 것인가가 문제가 된다<sup>11)</sup>. 헤도닉 함수의 추계(推計)를 행하는 경우에는 데이터 세트 작성의 시점에서, 제품의 기술적인 특성을 고려하여, 가격 설명력이 높은 기능·성능지표에 목표를 두고, 데이터를 수집해 가게 된다. 그러나 이들 기능·성능지표 사이에는 다중공선성(多重共線性)이 강하게 일어나는 경우가 많다<sup>12)</sup>. 이런 다중공선성이 강한 데이터를 설명변수로 했던 회귀분석에서는, 추

10) 복스=콕스 변환형의 추계에 대해서는 Amemmiya [1985]에서 지적되고 있는 대로, 복스=콕스 변환된 변수  $z(\lambda)$  에 대해서,

$$z(\lambda) \geq -1/\lambda \quad (\text{if } \lambda > 0) \\ \leq -1/\lambda \quad (\text{if } \lambda < 0)$$

라는 제약이 있으므로, 잔차항(殘差項)의 분포는 정규분포가 되지 않는다. 이 때문에 잔차항이 정규 분포하는 것을 가정하고 있는 최우법에서의 추계결과에는 바이어스가 일어난다는 문제가 있다. Amemmiya [1985]에서는 비선형 이단계 최소자승법(非線形二段階最小自乘法)에 의한 추계를 제창하고 있지만 추계방법이 조금 테크니컬화하기 때문에, 일반적으로는 그다지 이용되고 있지 않다. 따라서 복스=콕스검증은, 함수형의 적합 여부를 판단하는 체크 포인트의 하나에 지나지 않는다. 이 책에서는 복스=콕스변환의 추계기법 자체를 문제로 하고 있는 것이 아니기 때문에, 일반적으로 이용되고 있는 최우법으로 추계 하지만, 그 추계결과에는 편견이 일어날 수 있다는 것을 염두에 두고, 평가해야 할 필요가 있다.

- 11) 설명변수의 선택과 다중공선성의 회피에 관한 논의의 자세한 내용은, 이 장의 보론 2를 참조할 것. 거기서는 승용차에 헤도닉 접근법을 적용하는데 있어서, 설명변수간의 다중공선성을 어떻게 회피할 것인가에 관한 문제를 자세하게 검토하고 있다.
- 12) 다중공선성의 문제를 이하에서 분석대상으로 살펴보는 승용차로 생각해 본다. 승용차는 기능·성능을 나타내는 각종 카탈로그·데이터를 입수하는 것이 가능하다. 그렇지만 그 한편으로, 그 여러 특성간의 다중공선관계가 강한 것이 특징이다. 예를 들면 차의 크기를 나타내는 지표로서, 차체의 길이·폭·높이 외에, 홀 베이스, 실내공간 등, 각종 지표가 존재하고 있고, 이들 지표간의 상관관계가 높은 것은 자

계매개변수의 분산이 크게되고, 추계식이 불안정화 되기 쉽다는 문제가 있다.

다중공선성의 문제를 해결하는 수단으로서 크게 나누어 2가지의 방향이 생각된다. 먼저, 첫 번째로 주성분분석을 이용하여, 상관관계가 강한 다수의 변수의 공통변수를 나타내는 주성분을 합성해, 이것을 회귀분석의 설명변수로 쓰는 방법이다. 합성된 주성분은 서로 관계가 없기 때문에 다중공선성의 문제는 회피된다. 두 번째는, 수집했던 여러 특성치(特性値)를 모두 이용하는 것은 포기하고, 가격 설명력이 높고, 또한 다중공선성의 영향이 적은 여러 특성을 몇 개 추출하는 방법이다. 이 때, 통계적인 기법에 의한 다중공선성의 영향을 진단해, 어떤 특성이 어떠한 다중공선 관계에 있는가를 체크하게 된다<sup>13)</sup>.

### 3. 현저한 기술혁신의 포착 : PC의 사례연구

이 절에서는, PC의 예를 들어, 기술혁신이 현저하고, 상품주기도 짧은 제품에 있어서, 헤도닉 접근법으로 품질변화를 정확하게 계측할 수 있는가 하는 점을 검증하겠다.

#### 3.1 PC·헤도닉 함수의 추계결과

헤도닉 함수의 추계결과는 표 6-1에 나타나 있는 대로이다. 샘플기간은 1990~1994년의 5년간이고, 여기서는 전(全)샘플기간의 데이터를 모두 추계 했던 총년차(總年次)에서의 추계결과와 2년마다 샘플을 분할해서 추계 했던 인접(隣接) 2년차에서의 추계결과를 게재하고 있다. 설명변수로서 채용되고 있는 여러 특성은 CPU의 클럭 주파수, 메모리의 크기, 하드디스크의 용량, 확장슬롯의 수, 화면표시의 정밀도란 5종류의 지표에, 타입 더미(dummy)(데스크탑, 랩탑, 노트북의 구분), 모니터종류(데스크탑의 경우에는 칼라인가 흑백인가, 또, 랩탑과 노트북의 경우에는 칼라인가 흑백인가 외에 STN, TFT와 같은 액정타입), CPU타입(386, 486, 펜티엄 등), 회사더미(dummy), 연차더미(dummy)와 같은 더미변수이다.

---

명에 가깝다. 또 대형 승용차는 차체의 길이, 폭, 높이가 모두 크고, 무거운 뿐만 아니라, 파워가 큰 엔진을 장착해, 연비도 나쁜 경우가 많은 것도 쉽게 알 수 있다.

13) 다중공선성에 대한 대응책으로는, 이 밖에 리치 회귀를 하는 것도 생각할 수 있다. 그렇지만 리치회귀에 대해서는 리치 매개변수의 결정기반에 학계에서도 일치된 견해가 없고, 다중공선성의 문제가 반드시 해결되는 것도 아니기 때문에, 이 책에서는 리치 회귀는 적용하지 않는다. 리치회귀의 자세한 내용에 대해서는 養谷[1992], Judge [1985] 등을 참조.

표 6-1 PC.헤도닉함수의추계결과

	총년차추계	인접2년차추계			
		90-91년	91-92년	92-93년	93-94년
정수항	302022(0.191*)	1.5987(0.297*)	2.5321(0.352*)	2.5426(0.210*)	3.0759(0.258*)
클럭주파수	0.3210(0.035*)	0.5827(0.092*)	0.3734(0.097*)	0.3881(0.044*)	0.3937(0.029*)
메모리	0.0654(0.015*)	0.0775(0.017*)	0.0632(0.018*)	0.0510(0.020*)	0.1109(0.019*)
용량	0.0567(0.005*)	0.0824(0.006*)	0.0817(0.008*)	0.0524(0.007*)	0.0314(0.005*)
확장슬롯	0.2436(0.035*)	0.1272(0.035*)	0.3198(0.046*)	0.1728(0.055*)	0.2212(0.041*)
화면표시	0.2693(0.030*)	0.4008(0.037*)	0.3181(0.040*)	0.3107(0.032*)	0.1428(0.040*)
Type Lap Top	0.2272(0.042*)	0.1758(0.031*)	0.2371(0.042*)	0.1244(0.072**)	( )
note book	0.1048(0.048*)	0.0143(0.058)	-0.0596(0.066)	0.1040(0.070)	0.2774(0.062*)
모니터 흑백	0.2587(0.111**)	-0.0290(0.116)	-0.4661(0.119*)	-0.8149(0.136*)	( )
플라즈마	0.3165(0.200)	0.5682(0.111*)	0.0632(0.154)	-0.4141(0.053*)	( )
color 액정	0.3994(0.058*)	0.2765(0.095*)	0.0551(0.033**)	0.3136(0.131*)	0.2939(0.044*)
TET액정	0.5608(0.038*)	0.4495(0.031*)	0.3950(0.35*)	0.4784(0.058*)	0.4764(0.036*)
CPU 8bit CPU	-0.26990(0.076*)	-0.0207(0.100)	( )	( )	( )
16bit CPU	-0.1382(0.038*)	0.0091(0.050)	-0.0951(0.053**)	-0.3827(0.085*)	( )
펜티엄	0.2137(0.061*)	( )	( )	( )	0.3450(0.037*)
PowerPC	-0.0911(0.072)	( )	( )	( )	0.0445(0.080)
FD2 Drive이상	0.0460(0.038)	0.1392(0.042*)	-0.0658(0.057)	0.1302(0.066**)	0.0274(0.043)
CD-ROM Drive	-0.0419(0.047)	( )	0.3679(0.031*)	0.1487(0.069**)	0.1014(0.043*)
사운드기능	-0.0450(0.066)	( )	( )	( )	-0.0341(0.061)
윈도우즈프린스틀	-0.0926(0.045**)	( )	0.1866(0.039*)	0.1656(0.074**)	-0.0234(0.035)
대형모니터	0.4583(0.066*)	0.6154(0.052*)	0.6227(0.060*)	0.1810(0.059*)	0.2039(0.043*)
62년차 1991	-0.18820(0.037*)	-0.2113(0.026*)	( )	( )	( )
1992	-0.3650(0.043*)	( )	-0.1877(0.031*)	( )	( )
1993	-0.6897(0.044*)	( )	( )	-0.3839(0.036*)	( )
1994	-0.9259(0.051*)	( )	( )	( )	-0.3393(0.027*)
에이서	-0.7733(0.060*)	( )	( )	( )	-0.5926(0.059*)
애플	0.2484(0.054*)	0.3746(0.083*)	0.2754(0.069*)	0.2501(0.070*)	0.0451(0.062)
컴덱	-0.2685(0.043*)	( )	( )	-0.2924(0.064*)	-0.2079(0.033*)
DEC	-0.5108(0.096*)	( )	( )	-0.3495(0.079*)	-0.2637(0.042**)
델	-0.4376(0.051*)	( )	( )	-0.3660(0.078*)	-0.3476(0.0645*)
epson	-0.1733(0.023*)	0.0115(0.027)	-0.1585(0.034*)	-0.3292(0.035*)	-0.1748(0.035*)
후지츠	-0.1495(0.063*)	0.2134(0.065*)	-0.0494(0.069)	-0.2050(0.084*)	-0.1267(0.082**)
IBM	-0.2233(0.051*)	( )	-0.1740(0.049*)	-0.2246(0.064*)	-0.2331(0.052*)
팩커드벨	-0.5272(0.040*)	( )	( )	-0.6692(0.056*)	-0.3784(0.054*)
로시바	-0.1424(0.053*)	-0.1027(0.055**)	-0.1320(0.050*)	-0.2363(0.070*)	-0.1200(0.037*)
자유도수정완료					
꺾임계수	0.7955	0.9553	0.9058	0.7762	0.7917
전차평방향	26.1014	2.3067	7.2160	11.0360	6.9486
샘플수	569	154	224	268	289

(자료) 백종 【1994】

(비고) 괄호안은 표준오차, 또 \*는 1%, \*\*는 5%의 유의수준으로 유의

추계결과는, 각 샘플기간 모두 양호한 실행을 나타내고 있다. 즉, 추계식의 결정계수가 높고, 또 매개변수도 모두 부호조건이 일치하며, 또한 통계적으로 유의미하다.

### 3.2 PC시장의 역동적인 구조변화

다음으로 추계 매개변수의 시계열적인 움직임을 주목하고, 거기서 이해할 수 있는 PC시장의ダイナミック한 구조변화를 고찰해 본다:

먼저, 5종류의 주요 성능지표에 걸친 추계매개변수를 보면, 기술혁신의 진전 등을 반영해, 매년 그 값이 변화하고 있다. 특히 하드디스크용량의 매개변수가 1992, 93년을 경계로 큰 폭으로 하락하고 있는 것이 두드러진 것 외에, 화면표시장치도 1994년에 들어서 꽤 낮아지고 있다. 이들 움직임은 하드디스크와 그래픽보드<sup>14)</sup>의 가격저하의 움직임과도 잘 부합되고 있다. 한편, 메모리와 확장슬롯의 추계매개지수의 움직임은 상대적으로 안정적인 추이를 보이고 있다. 다음으로, 회사 더미(dummy)의 추계매개변수에 주목하면 이것은 다른 여러 특성이 모두 동일한 경우의 가격차에 해당해, 예를 들면, 회사의 기술력과 애프터서비스의 질, 대응소프트의 충실도와 같은 「제외된 여러 특성」(omitted characteristics)<sup>15)</sup>의 영향을 포착하고 있다고 생각 할 수 있다.

먼저, 애플사 더미(dummy)는, 매킨토시OS를 탑재했기 때문에, 그래픽측면에서 사용자가 상호작용(user interface)하는데 조작성이 우수하다는 점 등에서, 1992~93년경까지의 윈도우가 본격적으로 보급되기 이전에는 비가격 경쟁력이 높아, 상당히 큰 추계매개변수가 얻어졌지만, 1993~94년에 윈도우가 본격적으로 보급되면서, 그 추계 값이 급속하게 저하되었다.

또, 1993년경부터 본격참여가 시작된 컴팩, 델 같은 해외의 DOS/V PC 메이커의 회사 더미는, 약 -0.2 ~ -0.4 전후의 추계매개변수를 얻고 있다. 이것은 각 특성이 동일한 경우, DOS/V PC가 NEC의 PC에 비해 20~30%정도 더

14) 컴퓨터의 신호를 모니터에 표시하기 위해 비디오신호로 변환하는 부품으로 이 부품의 성능에 의해 화면의 해상도와 발색수, 표시속도 등이 큰 영향을 받는다.

15) 「제외된 여러 특성」의 문제에 대해서는 太田 [1980]을 참조

싸다는 것을 의미하고 있다. 회사 더미의 기본이 되고 있는 NEC PC가 조금 높은 가격에서 거래되고 있다는 이유도 있지만, 이러한 가격차에는 DOS기본의 소프트웨어를 중심으로 한 NEC컴퓨터대응 소프트웨어의 자산 같은, 기능지표에 나타나지 않은 제외된 모든 특성에 기인하는 가격차를 포착하고 있다는 측면도 있다고 생각된다. 또한, DOS/V 컴퓨터 메이커의 참여시기와의 관계에서는, 이들 메이커가 참가하기 이전인 1990년에서 1992년 사이에는, 인접 2년마다의 추계식이 결정계수가 0.9전후 또는 그 이상이 되며, 잘 맞고 있었으나, 1993년 이후 결정계수가 저하하고 있다. 이것은 DOS/V컴퓨터·메이커의 참가 이후, 빠른 속도로 지속적으로 진행되고 있는 일본의 PC시장의 구조변화가 영향이 나타나고 있기 때문으로 추측된다<sup>16)</sup>.

#### 4. 소비자기호의 다양화의 포착 : 승용차의 경우 조사

이 절에서는 승용차가격을 대상으로 다양화하는 소비자의 기호를 어떻게 하면 포착할 것인가에 대해 검토한다.

##### 4.1 승용차 헤도닉 함수의 추계결과

승용차에 대한 헤도닉 함수의 추계결과를 표 6-2에 게재하고 있다.

여기에서 설명변수는 엔진의 파워를 나타내는 지표인 [마력], 차체의 크기를 나타내는 지표의 [휠 베이스], 거주공간의 크기를 나타내는 지표의 [실내공간]의 3지표가 채용되고 있다.

---

16) 일본의 PC시장의 가격동향을 분석한 예로써, 鬼木[1994]를 참조.

표 6-2 승용차 헤도닉 함수의 추계결과

	총년차추계	인접 2년차추계			
		1990-91년	1991-92년	1992-93년	1993-94년
점수항	5.998(0.063**)	5.602(0.115**)	5.919(0.102**)	6.247(0.094**)	6.270(0.087**)
마력	0.374(0.035**)	0.388(0.017**)	0.380(0.015**)	0.376(0.014**)	0.035(0.013**)
휠베이스	0.283(0.027**)	0.405(0.052**)	0.299(0.044**)	0.175(0.039**)	0.197(0.036**)
실내공간	0.049(0.008**)	0.069(0.013**)	0.056(0.013**)	0.055(0.012**)	0.043(0.011**)
에어컨	0.045(0.009**)	0.035(0.014**)	0.045(0.015**)	0.044(0.015**)	0.044(0.015**)
오토에어컨	0.098(0.007**)	0.092(0.011**)	0.102(0.011**)	0.112(0.012**)	0.112(0.014**)
ABS	0.086(0.008**)	0.059(0.014**)	0.078(0.012**)	0.090(0.012**)	0.099(0.013**)
4WS	0.079(0.011**)	0.092(0.015**)	0.063(0.016**)	0.053(0.017**)	0.049(0.019**)
에어백	0.051(0.007**)	0.044(0.017**)	0.043(0.011**)	0.049(0.010**)	0.056(0.010**)
선루프	0.050(0.009**)	0.075(0.014**)	0.071(0.014**)	0.043(0.013**)	0.030(0.013*)
나비게이터	0.128(0.025**)	0.163(0.048**)	0.158(0.043**)	0.110(0.027**)	0.127(0.023**)
헤치백	-0.094(0.009**)	-0.096(0.012**)	-0.098(0.013**)	-0.082(0.014**)	-0.077(0.014**)
쿠페	0.060(0.010**)	0.084(0.016**)	0.056(0.016**)	0.055(0.016**)	0.042(0.016**)
하도콜	0.037(0.006**)	0.030(0.011**)	0.033(0.010**)	0.042(0.010**)	0.038(0.010**)
웨곤	0.053(0.010**)	0.025(0.016)	0.039(0.016**)	0.065(0.015**)	0.068(0.014**)
윈Box	0.122(0.029**)	0.092(0.049)	0.086(0.046*)	0.085(0.040*)	0.124(0.037**)
오프로드	0.171(0.016**)	0.204(0.034**)	0.156(0.027**)	0.152(0.022**)	0.156(0.023**)
모터차	0.067(0.008**)	0.072(0.015**)	0.085(0.014**)	0.088(0.012**)	0.674(0.012**)
경승용차	-0.038(0.012**)	-0.031(0.018*)	-0.030(0.019)	-0.038(0.020*)	-0.053(0.019**)
디젤	0.135(0.013**)	0.121(0.021**)	0.100(0.022**)	0.140(0.020**)	0.190(0.020**)
V형8기통	0.166(0.017**)	0.124(0.032**)	0.117(0.030**)	0.167(0.026**)	0.213(0.023**)
V형6기통	0.015(0.008**)	0.051(0.015**)	0.025(0.014*)	0.042(0.013**)	0.068(0.013**)
로터리엔진	0.172(0.024**)	0.154(0.045**)	0.171(0.032**)	0.164(0.033**)	0.199(0.034**)
4속AT	0.104(0.006**)	0.094(0.009**)	0.110(0.009**)	0.107(0.009**)	0.096(0.009**)
4속메뉴얼	-0.222(0.021**)	-0.192(0.027**)	-0.219(0.033**)	-0.237(0.047**)	-0.262(0.030**)
FF	-0.065(0.008**)	-0.040(0.013**)	-0.061(0.013**)	-0.070(0.014**)	-0.080(0.013**)
4WD	0.071(0.009**)	0.087(0.014**)	0.087(0.014**)	0.073(0.015**)	0.042(0.015**)
닛산	0.036(0.007**)	0.039(0.012**)	0.045(0.012**)	0.052(0.011**)	0.019(0.011)
미츠비시	0.007(0.010)	0.023(0.016)	0.013(0.015)	-0.004(0.015)	-0.009(0.015)
마츠다	0.010(0.009)	0.028(0.014*)	0.024(0.015)	0.003(0.015)	-0.019(0.015)
혼다	0.001(0.009)	0.004(0.013)	0.002(0.015)	0.009(0.015)	0.000(0.014)
이스즈	0.030(0.014*)	0.052(0.020**)	0.053(0.019**)	0.023(0.022)	-0.031(0.019)
후지중공	-0.043(0.010**)	-0.053(0.017**)	-0.048(0.017**)	-0.029(0.015*)	-0.020(0.015)
다이하츠	-0.010(0.011)	-0.016(0.017)	0.007(0.017)	-0.004(0.018)	-0.020(0.018)
스즈키	-0.010(0.014)	0.032(0.022)	0.007(0.023)	-0.037(0.023)	-0.039(0.024*)
1991년	-0.003(0.007)	-0.007(0.007)			
1992년	0.012(0.008)		0.013(0.007*)		
1993년	-0.001(0.008)			-0.014(0.007*)	
1994년	-0.011(0.008)				-0.007(0.007)
자유도수정완료					
결정계수	0.940	0.942	0.940	0.941	0.942
전자평방법	30.733	11.393	12.131	12.021	11.326
샘플수	2,449	957	985	1,000	993

(자료) 백종 [1995b]

(비교) 1. 팔로안은 단지, Breusch and Pagan [1979]의 검정기법에 의해 불균형분산의 존재가 인정되는 때문에, White [1980]의 수업에 기초해서 이것을 조정

2. \*\*는 1%, \*는 5%의 유의 수준으로 유의.

또 옵션기능을 조정하기 위해서 에어컨, 자동에어컨, ABS, 4WS, 에어백시스템, 선루프, 네비게이터의, 7개 옵션기능장착의 유무가 더미변수로서 작용한다. 또 그 외의 정량화 곤란한 기능·성능지표로서, 스타일(세단, 쿠페, 헷치 백(hatch back)등), 사이즈(보통승용차, 소형승용차, 경승용차), 엔진종류(가솔린, 디젤)의 구분, 가솔린에 대해서는 V형, 직렬(直列), 로터리 등의 구분), 자동차 변속기(4속 오토매틱, 5속 매뉴얼 등) 구동방식(FR,FF,4WD), 메이커(도요타, 닛산, 미쯔비시)를 더미변수화해 설명변수에 추가했으며, 추계샘플에 대해서 연차(年次) 더미를 함께 넣었다.

#### 4.2 사이즈·스타일별 가격변동의 차이

그럼 다음은, 보통차, RV차의 이행이라는 소비자기호의 다양화가 가격변동에 어떤 영향을 주는가를 검증한다. 구체적으로는 위의 서술의 추계에 인용된 데이터를 승용차의 사이즈·스타일별로 구분해서 헤도닉 함수를 추계하고, 각각의 물가지수를 산출한 결과를 본다<sup>17)</sup>. 결과는 도표6-2처럼 나타난다.

이들 그래프를 보면 보통승용차와 소형승용차의 물가지수의 변동은 세단과 하드 톱은 비교적 비슷하지만, 그 이외의 스타일은 서로 크게 다르다. 게다가 쿠페는 보통승용차의 지수수준이 크게 웃도는 한편, 웨건과 화물승용차에서는 반대로 보통승용차의 지수수준이 낮아지고 있어, 보통승용차·소형승용차별의 지수변동의 방향성과 크기에는 스타일마다 꽤 큰 차이가 관찰된다.

승용차는 사이즈, 스타일 따위의 속성마다, 특성이 다를 뿐만 아니라 그 가격변동도 크게 차이가 남이 확인되었다. 이것은 현행 CPI가 안고 있는, 조사상품이 적고, 보통승용차가 대상에서 제외되는 보상범위가 협소하다는 문제가, CPI에 치우침을 초래할 가능성이 있다는 것을 시사하고 있다. 특히 최근에는 보통승용차의 세율인하를 받은 차체(車體)와 엔진의 대형화, 웨건, 오프로드(off-road)차라 같은 RV차의 유행으로, 승용차의 사이즈·스타일의 다양화가 진전되고 있는 만큼, 조사상품과 보상범위 문제는 깊은 영향을 주고 있다고 추측된다.

17) 추계된 헤도닉 함수에서 물가지수를 계산하는 방식에 대해서는, 7장의 보론을 참조. 여기에서는 추계샘플 수의 한계 때문에, 총산년차 데이터에 따른 추계결과를 이용하고 있다.

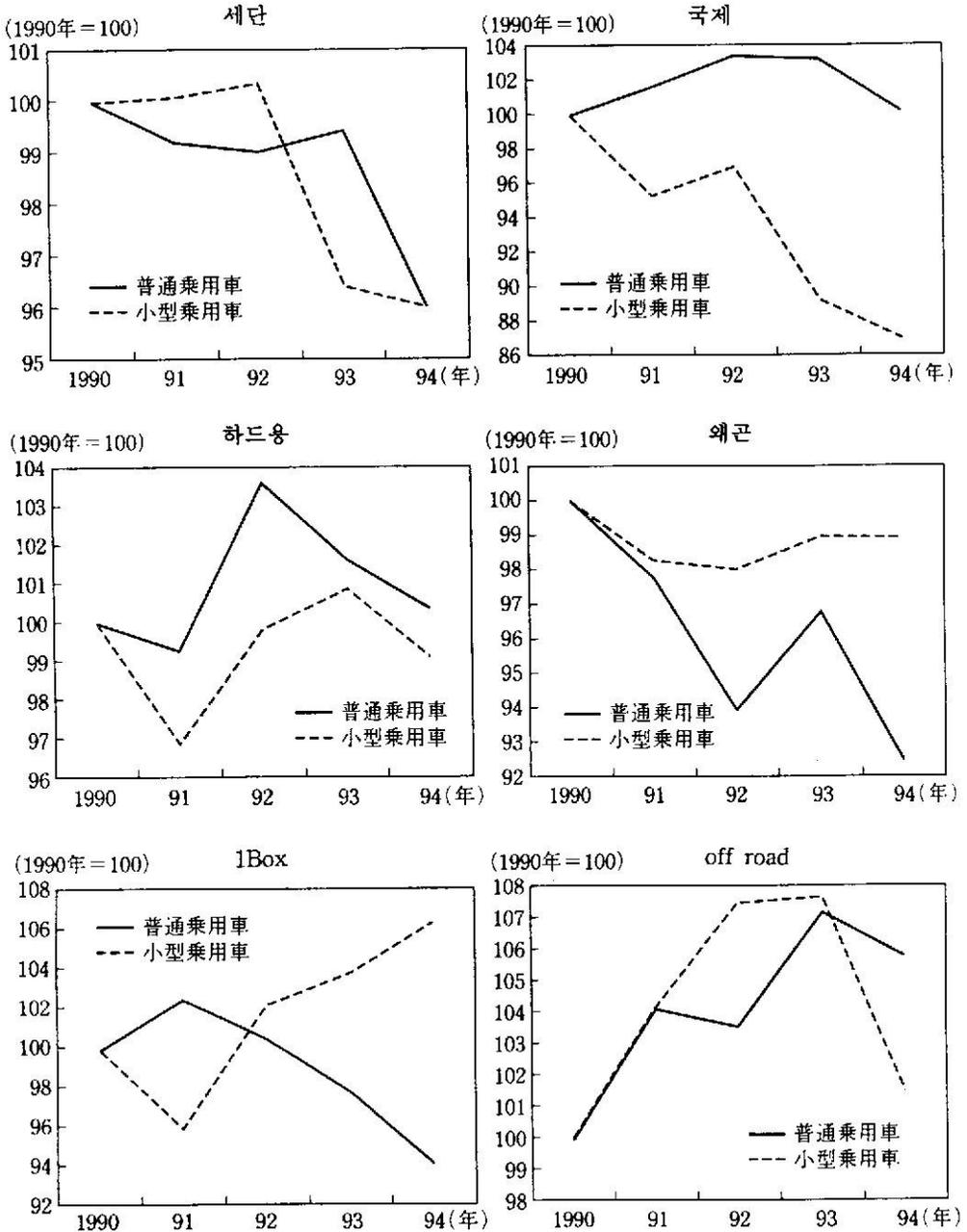
## 5. 정가와 실세가격(實勢價格): 비디오카메라의 사례연구

이 절에서는 비디오카메라에 대한 기술혁신과 소비자기호의 다양화 외에, 정가와 실세가격이란 2종류의 가격 데이터를 수집, 양자의 가격형성구조의 상이함을 고찰한다.

### 5.1 비디오카메라·헤도닉 함수의 추계결과

표 6-3에는 白塚·黒田[1995]의 자료로, 비디오카메라·헤도닉 함수의 추계 결과를 게재하고 있다. 여기에서는 설명변수로, 기능·성능을 나타내는 모든 특성 중에서, 총화소수(總畫素數), 줌배율, 외형치수의 3가지가 채용되고 있으며, 테크타입(8머리, Hi8, VHS-C, S-VHS-C)의, 5종류의 옵션기능의 유무(CCD매수, 손떨림 보정기능, 액정칼라파인더, 외부액정표시창, 재생가능 액정모터), 메이커, 연차 및 발매 후 경과년수를 나타내는 정보가 각각 더미변수로써 이용되고 있다.

그림 6-2 승용차 사이즈, 스타일별 헤도닉물가지수의추이



(資料) 白塚 [1995 b].

표 6-3 비디오카메라 . 헤도닉함수의 추계결과

	실세가격베이스	정가베이스
	총년차추계	총년차추계
정수항	4.153(0.120**)	4.538(0.094**)
총화소수	0.064(0.031*)	0.053(0.026*)
줌배율	0.035(0.012**)	0.021(0.009**)
외형크기	0.036(0.005**)	0.032(0.007**)
Hi8	0.107(0.051*)	0.127(0.044**)
VHS-C	-0.062(0.123)	-0.250(0.088**)
S-VHS-C	0.160(0.121)	0.012(0.086)
CCD2	0.478(0.179**)	0.351(0.079**)
CCD3	0.527(0.088**)	0.479(0.094**)
COLOR화인더	0.133(0.035**)	0.071(0.031*)
손떨림교정기능	0.165(0.042**)	0.140(0.037**)
외부액접표시창	0.078(0.034*)	0.089(0.029**)
재생가능액정모니터	0.478(0.179**)	0.087(0.083)
마츠시타	-0.205(0.125)	0.051(0.091)
VICTA	-0.126(0.122)	0.193(0.089*)
CANNON	0.019(0.053)	0.153(0.046**)
SHARP	-0.471(0.159**)	-0.003(0.063)
미츠버시	-0.294(0.135*)	0.165(0.101)
히타치	-0.138(0.055**)	0.091(0.049*)
미놀타	-0.052(0.230)	0.134(0.097)
산요	0.041(0.076)	0.179(0.076*)
교세라	-0.084(0.070)	0.023(0.050)
토시바	-0.206(0.147)	-0.044(0.060)
후지	-0.347(0.149*)	0.124(0.117)
올림퍼스		0.044(0.124)
펜탁스		0.203(0.095*)
니콘		0.042(0.150)
1989년		0.088(0.052*)
1991년	-0.110(0.047*)	-0.016(0.042)
1992년	-0.230(0.056**)	-0.092(0.052*)
1993년	-0.350(0.066**)	-0.171(0.055**)
1994년	-0.471(0.074**)	-0.262(0.063**)
발매후경과1년	-0.094(0.039**)	
발매후경과2년	-0.203(0.050**)	
발매후경과3년	-0.176(0.070**)	
발매후경과4년	-0.322(0.104**)	
발매후경과5년	-0.607(0.178**)	
자유도수정완료결정계수	0.768	0.750
전자평방향	2.912	1.135
샘플수	162	115

(자료) 백총·흑전 【1995】에서 재계

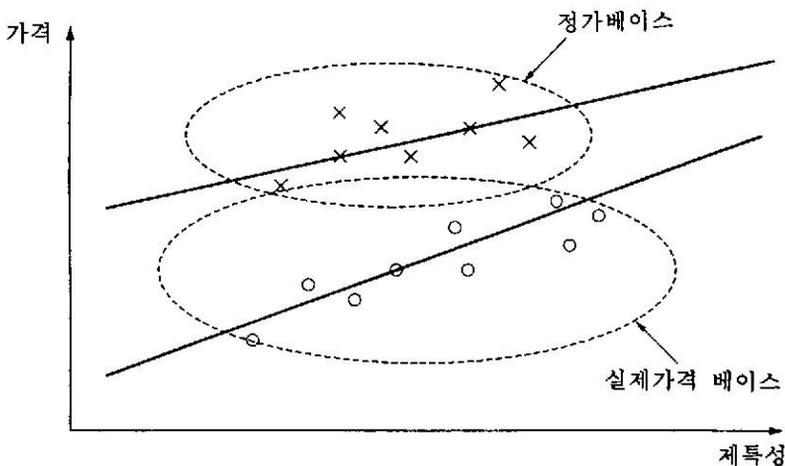
(비교) 1. \*\*는 1%수준, \*는 5%수준이며 각각유의.

2. 괄호안은, 표준편차(Breusch and Pagan 【1979】의 방법으로, 균일분산이라고 하는 귀무가설이 기각되지 않기 때문에, 불균일분산의 영향은 조정하지 않았다.

## 5.2 실세가격과 정가의 추계매개변수의 비교

실세가격 베이스와 정가기본의 추계매개변수를 비교해 보면, 전자 쪽이 정수항(定數項)은 작은 반면, 여러 특성과 기능더미(dummy)의 매개변수가 크다. 이것은 일본의 비디오카메라시장에서 그림6-3의 모양으로, 실세가격베이스 쪽이 정가 베이스에 비해, 기능수준 차이에 대해, 보다 큰 가격차를 주고 있다는 결과로 해석할 수 있다. 伊藤 등[1995]에서 지적된 것처럼 메이커가 소매시장에서 가격이 떨어진 실세가격으로 거래되는 점을 고려해, 표준소매가격(정가)을 설정하고 있다고 하면, 이 추계결과는 다음처럼 이해할 수 있을 것이다. 즉, 비디오카메라에 대한 지식이 그다지 없는 소비자가 구입할 경우가 많은 저가격대 기종은, 높게 정가를 설정해 가격인하율을 크게 보이게 하며, 대량의 제품을 처분하려고 한다. 그 한편으로, 파워유저(power user:컴퓨터 기능을 익혀 그 능력을 최대한 활용하는 사용자)가 구입하는 고가격대 기종은 대량판매는 불가능하지만, 기능을 중시해 가격인하율을 상대적으로 작게 억제한다는 해석이다.

그림 6-3 실세가격(實勢價格) 베이스와 정가기본의 추계결과와 함수개념(概念)그림



### 5.3 기능, 타입(type), 메이커

각각의 특성·기능더미에 대해서는, 의미 있는 플러스 매개변수가 추계 되고 있고, 이러한 옵션기능추가에 따른 가격상승을 꽤 정확하게 포착하고 있다고 생각된다. 다만 재생가능액정모니터에 대해서는, 정가 베이스에서의 추계매개변수가 의미가 없다. 이 점에 대해서는 샘플로 채용된 선발(先發)메이커인 샤프사가, 모니터부착제품을 전략 제품으로서 취급, 소매가격 베이스에서 의도적으로 싼 가격 설정을 하고 있었다는 해석도 성립할 것이다.

즉 모니터부착제품에 대해서, 의도적으로 싼 희망소매가격을 설정한 결과로서 재생가능액정모니터에 관해, 기능·성능에 대한 할인점 시장에서의 평가를 반영한 실세가격 베이스에서는 의미 있는 추계결과가 얻어지는 한편, 메이커 희망소매가격 베이스에서의 추계결과에서는 의미 있는 가격을 나타내지 않았다고 해석된다. 사실 재생가능 액정모니터 부착 제품을 발매하고 있는 대표적인 메이커인 샤프사제품의 할인율(실세가격의 메이커 희망소매가격에 대한 할인율)을 보면, 모니터부착제품은 모니터가 부착되지 않은 제품에 비해 꽤 낮다.

다음으로, 타입별 더미(8미리, Hi8, VHS-C, S-VHS-C의 구별, 8미리가 기본)에 대해서는 실세가격 베이스, 정가 베이스의 모든 결과에서, 8미리와 VHS-C가 상대적으로 싸고, Hi8, S-VHS-C의 고화질 타입이 고가라는 관계가 관찰된다. 총계적인 의미에 대해서는, Hi8의 추계매개변수는 의미가 있으며, VHS-C, S-VHS-C는 의미가 있다는 결과가 된다. 이것은 VHS-C의 통상양식에서의 녹화시간이 30분으로 짧기 때문에, 3배속 모드로 녹화되는 일이 많고, 고화질타입의 S-VHS-C타입이라도, 8미리로 큰 차이가 없다는 평가로 생각할 수 있을 것이다.

이 밖에 메이커 더미(소니가 기본)에 대해서는, 실세가격 베이스와 정가 베이스로 부호조건이 역전하고 있는 것이 많다. 이것은 정가기준에서의 메이커마다의 가격설정전략과, 이것에 대한 할인점시장에서의 평가가 다를 것을 보여준다. 따라서 단순히 광고나 가게의 희망소매가격에서의 할인율을 비교하는 것만으로는, 다른 메이커간의 싸고 비쌌은 판단할 수 없다는 점을 시사해 준다.<sup>18)</sup>

18) 메이커간의 가격차를 판단하기 위해서는 추계된 잔차(殘差)를 이용해 각 회사별로 시장점유율변동을 분석할 수도 있다. 그러나 이 책에서는 필요한 샘플 수를 충분히 확보할 수 없었기 때문에 분석을 보류했다. 이 점에 대한 자세한 자료는 CowlingCubbin [1971] 참조할 것.

## 5.4 진부화의 빠름

마지막으로 발매후 경과년수 더미(dummy)의 움직임을 보겠다. 이 더미는 시간의 경과에 따른 제품의 진부화를 포착하기 위한 것이다. 발매후 3년 이상 경과한 샘플은 매우 적어, 추계매개변수의 정확도가 낮다고 생각되기 때문에, 1년 및 2년경과 더미의 추계매개변수에 주목해 보면, 표6-3에서 본 추계매개변수는, 각각 -0.09, -0.20로, 발매후 2년간의 품질조정을 시행한 후에도, 계속해서 연율(年率) 약 10%씩 가격저하가 나타나는 계산이 된다. 이러한 가격저하는 제품특성만으로는 포착할 수 없는 제품 자체에 체화(體化)되고 있는 기술의 진부화가 진행하고 있음을 시사하는 것이다.

발매 후에 있어서의 가격저하의 움직임을 배경으로서 ①생산라인에 있어서의 학습효과에 의한 생산 원가비의 저하와, ②시간에 따른 가격차별의 2가지의 요인이 있다고 생각할 수 있다<sup>19)</sup>. 우선 학습효과에 따른 생산 원가비의 저하에 대해서는 누적생산대수의 증가에 따라, 생산라인의 효율성이 향상하고 단위 생산원가비가 저하한다는 효과이다. 또 시간에 따른 가격차별은 가격경쟁력이 높아, 가격탄력성이 작은 발매직후에는 높은 가격설정을 해두고, 제품의 진부화에 따라 가격탄력성 상승에 맞추어 가격을 저하시킨다는 판매전략이다.

## 6. 패션성의 포착 : 의류제품의 사례연구

이 절에서는 의류제품을 들어, 패션성과 기능성이라는 일반적인으로 정량화(定量化)하기가 쉽지 않은 특성에 대해서 분석한다.

### 6-1 의류제품의 헤도닉 함수의 추계결과

표6-4~표6-7은 각각 스커트, 팬츠, 블라우스, 스웨터의 4가지 아이템에 대한 추계결과를 정리한 것이다. 추계기간은 봄여름 제품(1994, 95년의 봄여름제품 2 기간), 가을

19) 이 점에 대해서는 伊藤[1995] 2장도 참조할 것.

겨울 제품(1994, 95년의 가을겨울제품 2 기간) 및, 기간을 특정화하지 않은 봄여름 제품과 가을겨울제품을 합계한 것 (1994, 95년의 봄여름·가을겨울제품의 전 4 기간)으로, 각각 인접한 2연차(年次)의 샘플에 의해서 추계를 하였다.

전체적으로 보았을 때, 부호조건은 대체로 선험적(先驗的)으로 예상된 방향을 보이고, 통계적으로 의미 있는 매개변수가 많고, 또 결정계수도 0.55~0.84 정도의 값을 보이고 있다.

따라서 의류제품에 대해서도, 헤도닉 접근법으로 품질 차의 포착이 상당수 가능하다고 판단할 수 있다.

## 6-2 가격차와 패션성·기능성

추계매개변수를 보면, 우선 소재(기본은 합성섬유)에서는 소재 그것에 가격 경쟁력이 있다고 생각되는 실크, 축면(견직물의 일종)과 섬유주원료 자체에 희소성이 있는 캐시미어, 알파카<sup>20)</sup> 등은 정(正)의 큰 가격을 보이는 동시에 통계적으로도 의미가 있게 된다. 또 화학섬유에 대해서도 재생섬유가 스웨터에서 정(正)의 의미, 동시에 큰 매개변수를 보이고 있다.

---

20) 알파카는 남미페루를 원산으로 하는 마나를 담은 가축. 그 털은 보온성, 광택, 촉감 등이 우수해서 상질의 직물로 만들어진다.

표 6-4 스키트의 추계결과

	존하·추동물물	존하물	추동물
정수합	8.690(0.058**)	8.796(0.075**)	8.564(0.115**)
면	-0.173(0.046**)	-0.071(0.076)	-0.204(0.100*)
마	0.042(0.099)	0.050(0.168)	-
울	0.008(0.048)	-0.088(0.061)	0.042(0.075)
실크	0.278(0.069**)	0.296(0.125*)	0.977(4.468)
가족	0.530(0.049**)	-	0.562(0.208**)
합성섬유(베이스)	-	-	-
재생섬유	0.044(0.071)	0.005(0.077)	0.163(0.135)
캐주얼	-0.156(0.036**)	-0.279(0.058**)	-0.095(0.063)
프린트	0.124(0.048**)	0.057(0.067)	0.107(0.090)
미니	-0.200(0.033**)	-0.234(0.039**)	-0.154(0.060**)
속지포함	0.108(0.043**)	0.113(0.076)	0.152(0.077*)
일본제(베이스)	-	-	-
중국제	-0.116(0.046**)	-0.113(0.064*)	-0.130(0.059*)
필리핀제	-0.090(0.047*)	-0.079(0.111)	-0.098(0.149)
천취회(베이스)	-	-	-
디노스	0.186(0.049**)	0.092(0.046*)	0.257(0.069**)
1994년존하	(베이스)	(베이스)	-
1994년추동	0.003(0.039)	-	(베이스)
1995년존하	0.088(0.049*)	0.078(0.064)	-
1995년추동	0.062(0.041)	-	0.066(0.057)
자유도 수정완료결정계수	0.603	0.681	0.573
전자평방향	3.808	1.168	2.195
샘플수	145	74	71
불균일분산처리	있다	있다	없다

(자료) 백종·혹전 【1996】 .

(비고) 1. \*\*는 1%수준, \*는 5%수준으로 각각 유의

2. ( )안은 표준오차(Brewsch and Pagan(1979) 테스트로, 균일 분산이라고하는 귀무반설이 기각되는 경우는,White(1980)에 의거하여 불균일 분산의 영향을 조정하고 있다.)

3. 이하, 표 6-5~표 6-7에 관해서도 마찬가지.

표 6-5 팬츠의 추계결과

	춘하·추동물물	춘 하 물	추 동 물
정수항	8.709(0.061**)	8.644(0.063**)	8.786(0.108**)
면	-0.138(0.058**)	-0.122(0.074)	-0.125(0.090)
마	0.123(0.257)	0.164(0.219)	-
울	0.003(0.070)	-0.038(0.095)	0.019(0.110)
실크	0.550(0.152**)	0.773(0.177**)	0.147(0.285)
면	0.375(0.232)	0.327(0.197)	-
합성섬유(베이스)	-	-	-
재생섬유	0.023(0.077)	-0.001(0.090)	0.074(0.128)
캐주얼	-0.105(0.060*)	-0.059(0.064)	-0.304(0.129*)
엘레강스계	0.199(0.061**)	0.232(0.081**)	0.188(0.099*)
색수	-0.070(0.021**)	-0.036(0.026)	-0.109(0.033**)
속지포함	0.225(0.054**)	0.295(0.065**)	0.182(0.100*)
일본제(베이스)	-	-	-
중국제	-0.174088(0.056)	-0.174(0.081*)	-0.007(0.081)
인도네시아제	-0.422230(0.174**)	-0.504(0.155**)	
타이제	0.000(0.230)	0.016(0.199)	
필리핀제(원단·일본제)	-0.001(0.165)		-0.013(0.193)
천취회(베이스)	-	-	-
디노스	0.313(0.040**)	0.288(0.051**)	0.316(0.061**)
1994년춘하물	(베이스)	(베이스)	-
1994년추동물	0.000(0.063)	-	(베이스)
1995년춘하물	-0.027(0.053)	-0.041(0.047)	-
1995년추동물	-0.029(0.049)	-	-0.034(0.068)
자유도 수정완료결정계수	0.700	0.740	0.680
전자평방 합	6.498	2.102	3.904
샘플수	166	79	87
불균일 분산처리	있다	있다	없다

(자료) 백총·흑전 【1996】

(비고) 1. 캐주얼은 티노팬, 이지팬츠 등, 비교적 터프한 타입의것.

2. 엘레강트계는, 논캐주얼 중에서, A 라인이나 브리츠펜츠 등, 특히 화려한 용도로서 구별되는것.

표 6-6 블라우스의 추계결과

	춘하 · 춘동물물	춘 하 물	춘 동 물
정수항	8.654(0.046**)	8.656(0.055**)	8.658(0.066**)
면	-0.273(0.040**)	-0.258(0.051**)	-0.264(0.068**)
마	-0.798(1.285)	-0.882(1.268)	-
물	0.418(0.196*)	0.395(0.204*)	1.575(1.188)
실크	0.117(0.092)	0.011(0.121)	0.360(0.157*)
합성섬유(베이스)	-	-	-
재생섬유	-0.58(0.084)	-0.049(0.095)	-0.219(0.286)
엘레강스케	0.075(0.044*)	0.058(0.063)	0.073(0.064)
카프스부착	0.233(0.081**)	0.144(0.105)	0.487(0.179**)
레이스(부분)	0.158(0.069*)	0.131(0.085)	-
긴소매(베이스)	-	-	-
반소매	-0.416(0.085**)	-0.382(0.087**)	-
프린트무늬	0.140(0.043**)	0.107(0.053*)	0.190(0.079*)
색소	-0.033(0.007**)	-0.035(0.010**)	-0.039(0.011**)
복수가공	0.208(0.060**)	0.507(0.127**)	-
일본제(베이스)	-	-	-
중국제	-0.116(0.043**)	-0.055(0.065)	-0.203(0.062**)
타이제	-0.209(0.106*)	-0.283(0.210)	-0.073(0.120)
인도제	-0.674(0.201**)	-	-0.703(0.203**)
베트남제	0.282(0.197)	-	-0.350(0.194*)
(원단 · 이탈리아제)	0.075(0.197)	-	0.024(0.201)
천취회(베이스)	-	-	-
디노스	0.402(0.045**)	0.402(0.067**)	0.359(0.065**)
1994년춘하물	(베이스)	(베이스)	-
1994년추동물	-0.070(0.053)	-	(베이스)
1995년춘하물	-0.039(0.042)	-0.042(0.044)	-
1995년추동물	-0.047(0.043)	-	-0.002(0.050)
자유도 수정완료결정계수	0.777	0.769	0.803
전자평방 합	5.251	2.646	1.994
샘플수	168	93	75
불균일 분산처리	있다	있다	없다

(자료) 백충 · 흑전 【1996】

(비고) 엘레강트계는, 드레이프 등이 붙어 있는 것 등, 화사한 용도로 구별되는 것.

표 6-7 스웨터의 추계결과

	춘하·춘동물	춘하물	춘동물
정수항	8.987(0.078**)	8.782(0.070**)	9.016(0.093**)
면	--0.353(0.078**)	-0.213(0.069**)	-0.471(0.138**)
마	0.164(0.150)	0.031(0.107)	-
울	-0.104(0.084)	0.229(0.183)	-0.168(0.093*)
실크	-0.068(0.148)	-0.197(0.332)	-0.037(0.159)
케시미어	0.417(0.186*)	-	0.427(0.143**)
앙고라	0.023(0.175)	-	0.064(0.242)
말파카	0.683(0.123**)	-	0.830(0.191**)
합성섬유(베이스)	-	-	-
재생섬유	0.416(0.133**)	0.262(0.122*)	0.633(0.203**)
장단	0.038(0.049)	-0.118(0.073)	0.129(0.072*)
반스매	-0.406(0.141**)	-0.314(0.060**)	-0.171(0.271)
노슬리브	-0.343(0.049**)	-0.286(0.094**)	-
수직물	0.429(0.084**)	-	0.263(0.173)
사이즈수	-0.162(0.038**)	-0.152(0.040**)	-0.221(0.045**)
무늬있는것	0.198(0.060**)	0.045(0.066)	0.274(0.075**)
일본제(베이스)	-	-	-
한국제	-0.040(0.193)	0.010(0.077)	-
중국제	0.026(0.046)	0.047(0.055)	-0.024(0.058)
이탈리아제	0.163(0.095*)	-	0.357(0.102**)
타이제	0.099(0.081)	-	0.005(0.171)
천추회(베이스)			
디노스	0.500(0.062**)	0.821(0.070**)	0.306(0.068**)
1994년춘하물	(베이스)	(베이스)	-
1994년추동물	-0.180(0.087*)	-	(베이스)
1995년춘하물	-0.130(0.059*)	-0.063(0.046)	-
1995년추동물	-0.177(0.089*)		-0.071(0.052)
자유도 수정완료결정계수	0.689	0.836	0.724
전자평방향	9.512	2.409	4.016
샘플수	184	83	101
불균일분산처리	있다	있다	없다

(자료) 백종·혹전 [1996]

이것은 독특한 느낌을 주는 레이온과 폴리노직, 텐셀<sup>21)</sup>같은 재생섬유가, 종래의 자연소재를 능가하고 있음을 반영하고 있다. 그밖에 면은 모두 의미 있는 가격을 얻을 수 있다.

스타일·더미에 대해서는, 패션성·기능성을 나타내는 더미변수에 대해서, 대체로 부호조건(符號條件)이 합치하고있는 것 외에, 통계적으로도 의미 있는 결과가 얻어지고 있다. 예를 들면 스커트의 주름, 팬츠·블라우스의 엘레간트계(系), 블라우스의 레이스부착, 수제(手製)스웨터 같은 변수가 플러스 값을 얻는 반면, 스커트·팬츠의 캐주얼계는 마이너스가 되고 있다. 또 소매길이 등, 용량의 차이를 나타내는 매개변수는, 선형적으로 의도된 의미 있는 방향을 보이고 있다. 예를 들면 스웨터와 블라우스의 반소매, 소매 없는 것은 긴소매보다 2~3할 정도 싸다는 결과가 얻어진다.<sup>22)</sup>

또 부가적 기능더미에 대해서도, 전체로서 통계적으로 의미 있는 가격을 보이고 있다. 특히 블라우스의 추계에 쓰인 특수가공 더미는, 어느 기간에 있어서나 플러스로 의미 있는 가격을 보이고 있다. 이 더미변수는 형상안정(形狀安定)가공, 방수가공 같은 섬유단계에서의 가공에 더해져, 속이 비치는 소재의 사용 등, 특히 부가적이라고 판단한 것을 통합한 것이다. 또 색깔 수와 사이즈가 마이너스로 의미 있는 가격을 보이고 있는 것은, 대량생산을 해, 싼 가격으로 판매하는 것을 목적으로 한 샘플의 영향을 흡수하고 있다고 생각된다.

그밖에 생산국 더미에 대해서는 이탈리아제 더미가 플러스로 의미 있는 반면, 남미·아시아제 더미는 스웨터를 제외하면 대체로 마이너스 가격을 보이고 있다. 이것은 이탈리아제품의 브랜드이미지 등이 조정되고 있다고 볼 수 있다. 또 카탈로그·더미에서는 천취회(千趣會)보다 디노스가 10% 정도, 심할 경우, 최대 80%정도 비싸다는 것을 알 수 있다.<sup>23)</sup> 이 가격차에는, 목표층의

21) 텐셀이란, 최근 영국에서 개발된 셀룰로오스 계의 재생섬유로, 촉감이 부드럽고, 가정에서 세탁할 수 있는 등의 특징이 평가되어, 최근 섬유업체의 붐이 일고 있다. 최근에는 겉옷뿐만 아니라 진(jean)이나 속옷제품에도 사용되고 있다. 이 섬유는 제작 공정이 간단하고, 폐액(廢液)의 재이용이 가능해, 생태학 섬유라고도 불려진다.

22) 스웨터에 대해서는 재료소비량이 적은 장단(丈短) 더미가 의미 있게 플러스되고 있다.

이것은 1995년의 가을겨울상품 기간에는 반소매·짧은 타입의 스웨터가 유행하고 있음을 반영하고 있다고 추측된다. 곧 의류제품의 헤도닉 함수는, 소비자기호의 변화라는 수요 쪽의 원인에 의해서 변화하고 있을 가능성이 높다. 이 때문에 유행의 변화를 정확하게 포착한다는 관점에서, 샘플기간의 길이에 주의할 필요가 있다.

차이에 따른 진열상품의 차이라고 하는, 이미 짜여있는 설명변수만으로는 포착할 수 없는 품질 차가 반영되고 있다고 생각된다.

이상의 각종 의류제품에 관한 헤도닉함수의 계측결과는 패션성·기능성에 관한 기본적인 정보를 이용한 것으로, 다종 다양한 의류제품의 품질 차를 상당정도 조정할 수 있다는 것을 의미한다. 곧 의류제품에서는, 소비자의 기호에 맞추기 위해서 다양한 차별화가 도모되고 있지만, 가격차에 반영되는 품질 차라는 단계에서 보면, 패션성·기능성에 관한 정보를 상당정도 압축한 것이 된다. 결국 CPI 의류의 지수정도는, 이러한 의류제품의 품질에 관한 특징을 헤도닉 접근법에 의해 조정함으로써 개선될 가능성이 높다.<sup>24)</sup>

## 7. 정 리

이 장에서는 물가지수에 있어서의 품질 조정을 행하는 대표적인 기법인 헤도닉 접근법을 적용해, 각종 내구소비재의 기능차·성능차가 어느 정도 포착될 수 있을 것인가에 대해 검토했다.

품질변화라 해도, 거기에는 다양한 측면이 존재한다. 곧 PC는 현저한 기술 혁신의 진전과 짧은 상품주기, 승용차는 사이즈·스타일의 다양화 같은 소비자 기호의 다양화, 비디오카메라는 정가와 실세가격의 차이, 의류제품은 패션성·기능성을 한정된 지표에서 어느 정도 조정 가능한가, 라는 점에 각각 주안을 둔 분석이 진행되었다. 이들 4가지 경우, 모두 헤도닉 접근법의 실증결과는 극히 양호하며, 이 기법에 의해 내구소비재뿐만 아니라 의류제품을 포함하는 폭넓은 제품의 품질변화를 정확하게 포착할 수 있음이 확인되었다.

---

23) 이점에 대해서는, 추계작업에 있어서 카탈로그의 확보가 불충분했기 때문에 샘플수에 한계가 있다는 문제가 지적된다. 이번 추계에서는 카탈로그·더미를 포함함으로써, 카탈로그 특유의 품질차를 조정할 수 있음이 실증적으로 보여지고 있기 때문에, 보다 많은 카탈로그의 채용·샘플수의 확보가 금후의 연구 과제로서 남는다.

24) 다만, 여기에서의 추계결과는 꽤 한정적인 샘플에 따른다는 점에 유의가 필요하다.

## 제 6 장의 보 론(補論)

### 보론 1. 함수형 선택의 문제

본문 중의 헤도닉 함수 추계작업에서 PC는 양대 수선형(兩對數線形) 승용차, 비디오카메라는 반대수선형(半對數線形)을 가정해서 추계작업을 행했다. 이 보론 1에서는, 2절에서 보여준 함수형 선택에 관한 기본적인 생각에 입각해서 승용차의 예를 들어, 구체적인 함수형을 검토한다.

헤도닉 접근법을 이용한 승용차의 실증연구에서는 지금까지 반대수선형, 또는 선형(線形)의 함수형이 쓰여지고 있는 일이 많았다. 예를 들면 太田[1978, 1980], Gordon[1990]에서는 반대수선형이, 또 Arguea and Hsiao [1993]에서는 선형이 채용되고 있다.

표 6-A-1에, 샘플전체를 이용해서 복스=콕스 변환형과 반대수선형, 선형의 3자를 추계한 결과를 나타냈다. 이것을 보면, 대수우도(對數尤度)는 복스=콕스 변환형이 가장 크지만, 반대수선형과는 그다지 큰 차이가 없다. 여기에서 양자의 차이에 대해, 통계적인 검토를 하기 위해, 복스=콕스 변환형에 의한 추계매개변수가 반대수선형인(피(被)설명변수의 변환매개변수가 0)이라는 귀무(歸無)가설에 대해 2승검정(2乘檢定)을 한다. 검정결과는 5% 유의(有意)수준의 임계치 3.8을 크게 웃도는 119.2라는 검정량이 얻어지고, 歸無가설이 기각된다.

같은 표에 나타낸 추계매개변수를 보면, 3종류의 모든 특성에 대해서는, 복스=콕스 변환형, 대수선형과 함께 선형적으로 기대된 플러스 부호기준이 되고 있다.<sup>1)</sup> 또 그 외에 더미변수에 걸리는 추계매개변수에 대해서도, 혼다자동차 더미는 정부반대(正負反對)로 향하는데, 의미 있는 것이 되지 않는다. 따라서 복스=콕스 함수형 대신에 반대수선형을 이용해도, 추계결과가 크게 변한다고는 생각하지 않는다. 그 반면에 반대수선형을 이용하면, 연차(年次) 더미의 추계매개변수를 진수변환(眞數變換)하는 것만으로 물가지수를 간단히 얻을 수 있으며<sup>2)</sup>, 그 표준오차를 그대로 물가지수의 표준편차로서 이용할 수 있다<sup>3)</sup>고 하는, 추계결과는 해석상 큰 장점이 있다. 이상의 모든 점들을 종합하면, 여기서의 분석에는 반대수선형을 이용하는 것이 적당하다고 판단된다.

- 1) 경승용차 더미의 추계매개변수는 의미가 없다는 결과지만 이것은 복스=콕스 검정의 추계결과가 표준오차에 불균일분산(不均一分散)의 영향을 조정하고 있지 않은 배이스 값을 보이고 있기 때문으로, 본문 중에서 살펴본 헤도닉 함수의 추계결과(총년차추계)를 보면 경승용차 더미의 추계매개변수는 1%수준으로 의미가 있다는 결과를 얻을 수 있다.
- 2) 헤도닉 함수의 추계결과로부터 물가지수를 산출하는 방법에 대해서는 7장의 보론을 참조할 것.
- 3)  $x$ 가 0 근처에 있을 경우  $\chi = \ln(1+x)$ 와의 근사식(近似式)이 성립하기 때문에, 추계매개변수의 표준오차는 비율이라고 간주할 수 있다.

표 6-A-1 복스=콕스 검정의 결과

	복스=콕스변환형	반대수선형	선형
(변수파라미터)			
피설명변수	0.277552(0.025)	0	1
설명변수	1	1	1
대수심도	-16515.9	-16575.4	-16927.6
잔차평방향	1864.19	30.73	1.446E+08
추계파라미터			
정수항	13.159(0.960**)	6.704(0.782**)	404.690(84.4**)
마력	3.034(0.577**)	0.374(0.081**)	785.180(191.1**)
휠에이스	2.230(0.451**)	0.283(0.066**)	513.300(130.1**)
실내공간	0.415(0.093**)	0.049(0.012**)	120.200(31.1**)
에어콘	0.404(0.102**)	0.045(0.014**)	127.150(37.2**)
오토에어콘	0.755(0.149**)	0.098(0.027**)	163.050(42.9**)
ABS	0.830(0.182**)	0.086(0.025**)	303.690(82.0**)
4WS	0.607(0.154**)	0.079(0.026**)	137.160(45.8**)
에어백	0.540(0.132**)	0.051(0.017**)	238.660(67.7**)
선루프	0.393(0.097**)	0.050(0.015**)	97.600(30.5**)
네비게이터	1.362(0.385**)	0.128(0.051**)	667.560(202.4**)
해치백	-0.589(0.117**)	-0.094(0.026**)	-46.042(20.6**)
쿠파	0.504(0.123**)	0.060(0.021**)	132.430(39.7**)
하드톱	0.309(0.085**)	0.037(0.013**)	80.555(26.7**)
웨곤	0.401(0.107**)	0.053(0.016**)	78.831(28.7**)
1BOX	0.943(0.245**)	0.122(0.035**)	197.210(66.6**)
오프로드	1.406(0.284**)	0.171(0.049**)	359.880(97.0**)
보통승용차	0.628(0.140**)	0.067(0.020**)	206.060(55.9**)
경승용차	-0.033(0.086)	-0.038(0.026)	144.300(45.0**)
디젤	1.085(0.220**)	0.135(0.034**)	267.230(69.7**)
V형8기통	2.134(0.509**)	0.166(0.054**)	1262.900(359.3**)
V형6기통	0.468(0.115**)	0.051(0.018**)	159.635(46.5**)
로터리엔진	1.705(0.427**)	0.172(0.059**)	685.610(197.5**)
4속AT	0.793(0.151**)	0.104(0.028**)	172.070(45.1**)
메뉴얼	-1.312(0.253**)	-0.222(0.058**)	-90.452(43.9**)
FF	-0.576(0.132**)	-0.065(0.019**)	-182.250(49.7**)
4WD	0.487(0.109**)	0.071(0.022**)	68.030(26.1**)
닛산	0.293(0.084**)	0.036(0.012**)	75.570(26.0)
미츠비시	0.016(0.069)	0.007(0.009)	-22.614(20.7*)
마츠타	0.007(0.074)	0.010(0.010)	-47.838(25.4*)
혼다	-0.049(0.079)	0.001(0.010)	-54.782(27.3)
이스즈	0.197(0.104*)	0.030(0.015*)	18.876(27.6)
후지중공	-0.275(0.090**)	-0.044(0.017**)	-30.442(23.4)
다이하츠	-0.090(0.090)	-0.010(0.012)	-28.121(26.0)
스즈키	-0.016(0.111)	-0.010(0.015)	30.867(31.9)
1991년	-0.045(0.058)	-0.003(0.007)	-20.674(16.9)
1992년	0.051(0.059)	0.012(0.008)	-9.093(16.7*)
1993년	-0.055(0.062)	-0.001(0.008)	-37.897(19.6**)
1994년	-0.150(0.070*)	-0.011(0.009)	-68.403(24.9**)

(비고) 1. 괄호안은 표준오차(불균일 분산의 영향을 조정하지 않음)

2. \*\*는 1%, \*는 5%의 유의수준으로 유의

## 보론2 다중공선성과 설명변수의 선택

여기서는 본론의 실증분석에 이용했던 설명변수를, 사전에 수집했던 다수의 특성치(特性值) 중에서 어떻게 해서 선택할 것인가 하는 문제를 검토한다. 다중공선성(多重共線性)의 진단에 대해서는 養谷[1992], Belsley, Kuh and Welsch [1980]이, 구체적인 기법을 제시하고 있지만, 이런 방식을 승용차의 헤도닉 분석에 적용했던 사례로서 Arguea and Hsiao [1993]이 있다. 여기서는 이 논문에 따라서, 사전에 수집한 11종류의 여러 특성 중에서 헤도닉 함수의 추계에 필요한 설명변수를 선택하는 문제를 검토해 간다.

### (1) 승용차의 여러 특성 데이터와 다중공선성

헤도닉함수의 추계를 실시할 경우에는, 데이터세트작성의 시점에서, 제품의 기술적인 특성을 고려해, 가격설명력이 높을 것 같은 기능·성능지표에 목표를 두고, 데이터를 수집해가게 된다. 그러나 이들 기능·성능지표간에는 다중공선성이 강하게 일어나는 경우가 많다. 특히 이곳에서 분석대상이 되고 있는 승용차에 대해서는 여러 카탈로그·데이터의 입수가 가능하지만, 그 한편으로 그들의 여러 특성간의 다중공선관계가 강한 것이 특징이다. 수집했던 11종류의 여러 특성치(特性值) 간의 상관관계를 계산하면, 실내공간과 승차 정원, 배기량과 토크는, 0.9를 넘는 강한 상관계수가 존재하며, 또한 0.7~0.8전후의 높은 상관(相關)을 나타내는 것이 다수 보여진다. 이런 여러 특성간의 높은 상관관계는, 차의 크기를 나타내는 지표로서, 차체의 길이·폭·높이 외에, 휠베이스, 실내공간 등 각종의 지표가 존재하기 때문으로, 이들의 지표간의 상관인 높은 것은 자명(自明)한 일이다. 또 대형 승용차는 차체의 길이와 폭 그리고 높이가 모두 크고, 무거울 뿐만 아니라, 파워가 큰 엔진을 장착하고 있어, 연비도 나쁜 경우가 많다. 이 역시 쉽게 알 수 있으리라 생각된다.

이러한 다중공선성이 강한 데이터를 설명변수로 하는 회귀분석에서는, 추계매개변수의 분산이 커지고, 추계식이 불안정화되기 쉬운 문제가 생긴다. 표 6-A-2에는 여기서 수집한 11종류의 여러 특성 데이터 모두를 이용한 헤도닉함수의 추계결과를 나타내고 있다. 실제 이 표에 나타난 추계결과는, 통계적으로 의미 있는 매개변수가 적은 것 외에, 부호조건이 선형적으로 예상되는 방

향과 역전하거나, 매년 플러스·마이너스가 흔들리는 등, 매우 불안정하다. 물론 추계결과가 불안정화하다는 것은 데이터 세트의 샘플구성이 매년마다 치우치는 것에 의한 영향이 있다고 생각된다. 그러나 본론에서 나타낸 여러 특성을 복합한 추계결과에 있어서는 단년차추계(單年次推計)의 결과에서도 매개변수의 크기에 상하의 변동은 보이나, 적어도 부호조건은 일정한 점을 감안하면, 모든 여러 특성을 이용한 추계에서는 다중공선성의 영향이 상당히 크리라 판단된다. 이런 다중공선성의 문제를 해결하는 수단으로서 크게 나누어 2가지 방향을 생각할 수 있다. 우선 첫 번째는 주성분분석을 이용해, 상관관계가 강한 다수의 변수의 공통변동을 타나내는 주성분을 합성하여, 이것을 회귀분석의 설명변수로 하는 방법이다. 합성된 주성분은 서로의 무관하기 때문에, 다중공선성의 문제가 회피된다. 두 번째는 수집한 여러 특성치를 모두 이용하는 것을 포기하고, 가격설명력이 높고, 다중공선성의 영향이 적은 여러 특성을 어느 정도 추출해 내는 방법이다. 그 때 통계적인 기법에 의한 다중공선성의 영향을 진단해, 어느 여러 특성이 어떤 다중공선관계에 있는가를 검토하게 된다. 다음에서는 우선 (2)에서는 전자의 주성분분석에 의한 대응을 검토하겠다. 결론적으로, 주성분분석에 의한 대응이 반드시 적절한 것은 아니라는 판단 아래, 후자의 접근법을 채용하게 된다. 통계적인 설명변수선택의 구체적인 체크방법에 대해서는 (3)(4)에서 언급하겠다.

## (2) 주성분분석의 이용가능성

다중공선성이 강한 다수의 변수를 이용해서 분석을 하는 경우, 주성분분석에 의해 각 변수에 공통으로 포함된 변동요소(주성분)를 추출하고, 이것을 설명변수로 삼아 회귀분석을 하는 기법을 생각할 수 있다. 주성분분석을 이용하면, 서로 관계가 있는 다수의 변수에 대해, 그 변동을 소수의, 그리고 무관한 주성분으로 집약할 수 있다는 장점이 있다<sup>4)</sup>.

이 때문에 주성분을 회귀분석의 설명변수로서 이용하면, 변수의 집약화가 가능해져, 자유도(自由度)를 높일 수 있으며, 산출된 주성분은 서로 무관하기 때

4) 주성분분석의 자세한 내용에 대해서는 本多·島田 [1977], 맨리[1992] 등의 다변량 해석에 관한 해설서를 참조할 것

문에, 다중공선성의 문제도 회피 가능해진다.

그래서 1990~1994년까지의 모든 샘플을 사용해서 11종류의 여러 특성치에 의한 주성분을 산출해, 계산된 고유값과 계수(원래의 변수에서 각 주성분을 합성하기 위한 가중치)를 표 6-A-3으로 나타내고 있다<sup>5)</sup>. 먼저 각주성분의 고유값을 보면, 제1주성분과 제2주성분이 다른 주성분에 비해서 매우 큰 값을 취하고 있는 점이 두드러진다. 고유값을 여러 특성치의 수로 제외한 값은, 여러 특성의 모든 변동 내에서 각 주성분이 어느 정도를 설명하는가를 나타내고 있다. 이 값을 계산하면 제1주성분이 58.2%, 제2주성분이 24.7%가 된다. 이 양자로 모든 변동의 82.9%를 설명하고 있는 것을 알 수 있다.

다음으로 각 주성분의 관계를 보면, 제1주성분은 연비(燃費)를 제외한 모든 특성에 대해서 플러스의 큰 값을 취하고 있는 반면, 연비는 마이너스의 큰 값을 취하고 있다. 이것은 분명히 승용차의 「일반적인 크기」를 나타내는 지표가 되고 있다. 또 제2주성분은 홈베이스, 마력, 토크에 대해 플러스의, 높이, 실내공간, 승차정원에 대해 마이너스 값을 나타내고 있다.

이것은 「스포츠성」과 「거주성」의 비교로 생각되고, 승용차의 「스포츠도」를 대표하고 있다고 이해된다. 제3주성분은 높이, 토크에 플러스, 길이, 휠 베이스, 승차정원, 연비에 마이너스의 값을 취하고 있지만, 이것이 승용차의 어떤 특성을 반영하고 있는가는 불확실하다. 결과는 나타나 있지 않지만, 인접2연차(年次), 단연차(單年次)로 샘플을 나누어서 주성분을 계산해 보면, 제1주성분과 제2주성분에 대해서는, 계수의 부호조건이 모두 샘플기간에서도 동일하게 나타나, 꽤 안정된 결과를 얻을 수 있으며, 크기와 스포츠도를 정확하게 포착하고 있다. 하지만, 제3주성분 이후가 되면, 부호조건이 샘플 기간에 의해 불안정해져, 각각이 어떤 특성을 포착하고 있는가가 일정하지 않음과 동시에, 그 포착하고 있는 특성이 무엇인가 하는 점이 매우 불명확해진다.

이상의 두 가지 점을 토대로, 승용차의 특성은 크기를 나타내는 제1주성분과 스포츠도를 나타내는 제2주성분의 2가지에 의해서 대부분이 설명된다고 판단된다.

5) 주성분의 산출에는 GAUSSX ver.3.2를 이용했다

표 6-A-2 전자특성의 이용과 헤도닉함수의 추계결과

	1990년	1991년	1992년	1993년	1994년
점수항	5.954(0.393**)	6.603(0.376**)	6.700(0.366**)	6.963(0.377**)	7.039(0.375**)
전자	0.142(0.050**)	-0.022(0.046)	0.038(0.042)	0.045(0.044)	0.080(0.045*)
전폭	-0.529(0.200**)	-0.239(0.181)	0.231(0.196)	-0.201(0.182)	-0.356(0.187*)
전구	0.302(0.144*)	0.187(0.140)	0.191(0.121)	0.038(0.112)	0.095(0.113)
실내공간	0.025(0.024)	0.000(0.016)	0.006(0.017)	0.016(0.017)	-0.004(0.013)
휠베이스	0.188(0.068**)	0.054(0.065)	0.036(0.059)	0.001(0.054)	-0.032(0.057)
차체중량	0.248(0.059**)	0.811(0.103**)	0.818(0.084**)	0.667(0.086**)	0.585(0.084**)
승차정원	-0.024(0.015)	-0.039(0.011**)	0.038(0.011**)	-0.053(0.011**)	-0.032(0.011**)
연비	0.004(0.003)	-0.007(0.002**)	0.006(0.002**)	-0.013(0.002**)	-0.011(0.003**)
배기량	0.125(0.032**)	0.006(0.033)	0.055(0.025*)	-0.026(0.023)	0.025(0.027)
마력	0.288(0.028**)	0.192(0.037**)	0.206(0.032**)	0.192(0.031**)	0.151(0.027**)
토크	0.000(0.000)	0.003(0.003)	0.004(0.003)	0.002(0.002)	0.005(0.002*)
에어콘	0.017(0.018)	-0.003(0.019)	0.009(0.018)	0.035(0.018*)	0.024(0.018)
오토에어콘	0.099(0.014**)	0.082(0.012**)	0.089(0.013**)	0.094(0.014**)	0.091(0.017**)
ABS	0.066(0.018**)	0.051(0.014**)	0.058(0.012**)	0.048(0.015**)	0.085(0.014**)
4WS	0.064(0.018**)	0.011(0.019)	0.019(0.020)	0.033(0.012**)	0.066(0.018**)
에어백	0.107(0.029**)	0.059(0.017**)	0.050(0.011**)	0.072(0.011**)	0.048(0.011**)
선루프	0.068(0.022**)	0.018(0.017)	0.027(0.017)	0.008(0.014)	0.018(0.015)
네비게이터	-0.024(0.079)	0.170(0.050**)	0.071(0.050)	0.107(0.023**)	0.106(0.024**)
해치백	0.010(0.020)	-0.047(0.017**)	0.059(0.019**)	-0.015(0.018)	-0.042(0.019*)
쿠페	0.075(0.023**)	0.023(0.020)	0.025(0.019)	0.008(0.017)	0.014(0.017)
하드톱	0.020(0.014)	-0.020(0.014)	0.010(0.012)	0.016(0.011)	0.016(0.011)
웨곤	0.022(0.022)	-0.014(0.020)	0.008(0.018)	0.029(0.016*)	0.006(0.018)
180X	-0.024(0.077)	-0.128(0.061*)	0.115(0.051*)	-0.004(0.048)	-0.026(0.047)
오프로드	0.009(0.072)	-0.204(0.053**)	0.224(0.043**)	-0.164(0.045**)	-0.138(0.043**)
보통승용차	-0.039(0.027)	-0.012(0.018)	0.005(0.016)	0.032(0.014*)	-0.008(0.015)
경승용차	-0.036(0.045)	-0.030(0.044)	0.059(0.048)	-0.042(0.048)	-0.027(0.050)
디젤	0.084(0.026**)	0.041(0.026)	0.011(0.024)	0.088(0.024**)	0.046(0.026*)
V형8기통	-0.060(0.048)	0.063(0.048)	0.170(0.038**)	0.147(0.033**)	0.115(0.039**)
V형6기통	0.043(0.019*)	0.020(0.017)	0.033(0.014*)	0.014(0.015)	0.010(0.014)
로터리엔진	0.094(0.097)	0.134(0.044**)	0.254(0.052**)	0.164(0.053**)	0.234(0.064**)
4속AT	0.066(0.013**)	0.051(0.011**)	0.067(0.010**)	0.045(0.011**)	0.060(0.010**)
메뉴얼	-0.166(0.037**)	-0.189(0.026**)	0.178(0.084*)	-0.212(0.033**)	-0.246(0.031**)
FF	-0.012(0.017)	-0.020(0.015)	0.020(0.017)	-0.027(0.015*)	-0.044(0.015**)
4WD	0.057(0.019**)	-0.007(0.018)	0.017(0.018)	-0.004(0.018)	-0.016(0.017)
닛산	0.016(0.017)	0.025(0.014*)	0.031(0.014*)	0.024(0.012*)	-0.023(0.013*)
미츠비시	0.023(0.020)	0.017(0.016)	0.005(0.016)	0.009(0.015)	-0.008(0.016)
마츠다	0.013(0.017)	0.036(0.017*)	0.036(0.018*)	-0.026(0.019)	-0.029(0.018*)
혼다	0.022(0.018)	0.035(0.015**)	0.017(0.017)	0.004(0.014)	-0.017(0.016)
이스즈	0.054(0.027*)	0.004(0.022)	0.005(0.025)	-0.00(0.4020)	-0.018(0.020)
후지중공	-0.043(0.023*)	-0.044(0.024*)	0.005(0.018)	0.006(0.016)	-0.020(0.016)
다이하츠	-0.008(0.023)	0.037(0.021*)	0.053(0.021**)	0.022(0.021)	-0.002(0.020)
스즈키	0.053(0.034)	0.082(0.034**)	0.035(0.037)	-0.007(0.033)	-0.028(0.043)
자유도수정완료					
결정계수	0.952	0.961	0.959	0.964	0.962
잔차평방합	4.243	3.641	3.958	3.499	3.379
팔호안은	0.471	486	499	501	492

(비고) 1. 팔호안은 표준오차. 단, Whit(1980) 에 기초하여 균일분산의 영향을 조정  
 2. \*\*는 1%, \*는 5%의 유의수준으로유의

표 6-A-3 주성분의 계산 결과(총년차 데이터)

주성분 고유치	주 성 분 의 계 수											
	전 장	전 폭	전 고	실내공간	휠베이스	중 량	승차정원	연 비	배기량	마 력	휠 크	
1	6.399	0.910	0.887	0.239	0.463	0.705	0.933	0.415	-0.862	0.944	0.782	0.852
2	2.722	0.149	0.160	-0.903	-0.830	0.404	-0.206	-0.816	0.072	0.062	0.491	0.222
3	0.714	-0.311	-0.174	0.234	-0.154	-0.451	0.125	-0.267	-0.276	0.131	0.189	0.299
4	0.290	-0.011	-0.024	-0.172	0.146	-0.161	-0.151	0.206	0.187	-0.050	0.220	0.246
5	0.270	-0.101	-0.367	0.033	0.073	0.311	0.000	0.018	-0.062	-0.050	0.081	0.093
6	0.243	-0.061	0.024	0.127	-0.034	0.082	0.117	-0.085	0.356	0.150	-0.122	0.173
7	0.102	0.055	-0.059	-0.017	0.166	-0.047	0.057	-0.146	0.073	0.059	0.117	-0.135
8	0.093	0.115	0.010	0.017	0.077	-0.016	0.030	-0.119	-0.019	-0.193	-0.076	0.123
9	0.078	-0.070	0.108	0.133	-0.020	0.059	-0.023	-0.012	0.042	-0.120	0.145	-0.039
10	0.051	-0.055	0.060	0.014	0.092	0.037	-0.147	-0.068	-0.042	0.064	-0.041	0.031
11	0.039	0.122	-0.051	0.089	-0.054	-0.016	-0.093	0.002	0.015	0.032	0.022	0.001

(비고) 파라미터의 유의도란의 ◎는 1% 수준으로 유의함을 나타냄.

이에, 여러 특성 대신에 이들 2가지의 주성분을 설명변수로 취해, 헤도닉 함수의 추계를 해보기로 하겠다.

추계결과는 표 6-A-4에 나타나는 대로이지만, 추계식의 실행은 자유도수정(自由度修正)완료 결정계수가 0.95전후가 되어 매우 양호하다. 또 2가지의 주성분은 모두 1%의 수준에서 의미 있는 결과를 얻고 있고, 높은 가격설명력을 가지는 것을 알 수 있다. 그러나 본문 중에서 채용한 3종류의 여러 특성 (마력, 휠 베이스, 실내용적)을 설명변수로 하는 헤도닉함수와 비교하면, 결정계수의 개선은 0.01포인트정도에 그쳐, 추계식의 실행에 결정적인 차이는 보이지 않는다.

표 6-A-4 주성분의 추계결과

	자유도 수정완료결정계수	전차평방합	페레메타의 유의할 정도	
			주성분1	주성분2
총년차추계	0.946	27.423	◎	◎
90-94년				
인접2년차추계	0.944	10.953	◎	◎
90-91년	0.947	10.702	◎	◎
91-92년	0.948	10.623	◎	◎
92-93년	0.951	9.556	◎	◎
93-94년				
90년	0.941	5.379	◎	◎
91년	0.949	4.897	◎	◎
92년	0.943	5.502	◎	◎
93년	0.951	4.864	◎	◎
94년	0.950	4.487	◎	◎

또, 추계 매개변수 그것에 대해서도 그 해석은 직감적으로는 곤란하다. 즉, 합성된 주성분은 제1주성분이 크고, 제2주성분이 스포츠도를 나타내고 있는 것은 분명하지만, 이것을 합성한 각각의 여러 특성의 계수는 기술혁신과 소비자의 기호, 데이터 세트의 샘플구성변화 등을 반영하며, 매년 변동하고 있다. 이 때문에 추계매개변수의 값을 어떻게 평가할 것인가, 혹은 추계매개변수의 시계열 적인 안정성을 어떻게 체크할 것인가 하는 점에 문제를 남기지 않을 수 없다. 더욱이 본문 중에서 행한 것처럼 다양한 방법으로 샘플을 분할해 추계를 행할 경우, 각각 다른 주성분을 합성하지 않으면 안 되는데, 이 결과 서로의 추계결과의 비교도 어려워진다.

주성분분석에서는 다수의 여러 특성의 변동을 소수의 서로 관계없는 주성분으로 합성할 수 있고, 각 샘플의 특징 점을 억압한다는 전제 하에, 유용한 분석기법이 된다. 또 추계 식의 실행도 양호한 것을 얻을 수 있다. 그렇지만 지금까지 검토해 온 여러 문제를 고려하면, 작업부담의 증대에 상응하는 장점은 기대할 수 없다고 판단되, 이 책에서의 분석에 있어서 다중공선성의 문제를 해결하기 위한 적절한 기법이라고 말할 수 없다.

### (3) 다중공선성의 진단

승용차의 헤도닉 함수추계작업에 있어서, 다중공선성의 문제점에 대해서 Arguea and Hsiao [1980] 에서는, Belsley, Kuh and Welsch [1980] 에서 보

인 통계적 진단기법을 이용해, 미국의 승용차 데이터를 체크하고 있다. 거기에 서는 수집한 15종류의 여러 특성(데이터) 중에서, 다중공선성의 영향이 적고, 가격설명력이 높은 변수로서 마력, 휠 베이스, 라게이지 베이스, 브레이크의 4 변수를 선택하고 있다. 먼저 여기서는 다중공선성의 통계적진단기법에 대해서 사곡(叢谷) [1992] 에 따라서 정리해 두기로 한다<sup>7)</sup>.

지금, k개의 여러 특성  $X_j$ 가 존재하고, 그 상관행렬 R의 고유값을  $\lambda_j$ 라 하면, 다중공선성의 존재여부를 진단하는 통계량(統計量)이 되는 상태지표(狀態指標, condition index)는,

$$K_j = \frac{\lambda_{\max}}{\lambda_j} \quad (6-A-1)$$

로서 정의된다. 이렇게 해서 산출된 상태지표에 의한 다중공선성의 판단준비로서, Bekskey *et al.* [1980]이 말한,

- ①  $K_j < 10$ 일 때 다중공선성의 정도는 작다.
- ②  $15 \leq K_j \leq 30$ 은 다중공선성이 약간 있다.
- ③  $K_j \geq 100$  일 때는 추계매개변수의 정도를 현저하게 손상시킬 우려가 있다.
- ④  $K_j$ 의 큰 값이 동시에 2가지 이상 관찰될 때는, 복수의 선형함수가 설명변수사이에 생긴다라는 것이 일반적인 기준이 되고 있다.

다음으로 어떤 회귀계수(回歸計數)가 다중공선성의 영향을 받는가를 진단하기 위해 VIF(variance inflation factor, 분산확대요인)과 VIF기여도라는 2가지 통계량이 도입된다.

여러 특성의 상관행렬 R를 대각화(對角化)하여, 대각요소에 그 고유값  $\lambda_j$ 을 가져오는 직교행렬(直交行列)을 P라고 하면, 이때 추계매개변수의 분산을 어느 정도 증폭시키는지 하는 것을 나타내는  $VIF_j$ 는,

$$VIF_j = \sum_{i=1}^k p_{j,i}^2 \quad j = 1, 2, \dots, k \quad (6-A-2)$$

- 
- 6) 15종류의 여러 특성은 마력, 길이, 폭, 중량, 배기량, 가속력 (45Kms~65Kms), 가속력 (0Kms~60Kms), 브레이크, 최소회전반경, 좌석위치, 라게이지 스페이스, 감속비, 시내주행연비, 교외주행연비이다.
  - 7) 사곡(叢谷) [1992]의 논의는 기본적으로는 Belsley, Kuh and Welsch [1980]를 따르지만, 어느 추계매개변수가 다중공선성의 영향을 받는지를 설명변수의 상관행렬의 고유값을 기본으로 진단해야 한다는 점이 다르다. 즉 Belsley *et al*은 직교행렬(積率行列)의 고유값에 기인한 진단을 제창하고 있는 것에 반해, 사곡(叢谷)은 설명변수의 단위에 의해서 고유값, 고유벡터(vektor)의 크기에 영향을 받지 않는 상관행렬의 고유값을 이용할 것을 제창하고 있다.

라고 나타낼 수 있다. 게다가  $VIF_j$ 중에서 고유값  $\lambda_i$ 에 기인한 비율을 의미하는 VIF기여도(寄與度)  $\pi_{j,i}$ 는,

$$\pi_{j,i} = \frac{p_{j,i}^2 / \lambda_i}{VIF_j} \quad i, j = 1, 2, \dots, k \quad (6-A-3)$$

가 되고, 여기서

$$\sum_{i=1}^k \pi_{j,i} = 1 \quad (6-A-4)$$

가 성립한다.

(6-A-1)식으로부터는 고유값이 작을수록, 또 고유 벡터의 요소  $P_{ji}$ 가 절대값으로 클수록  $VIF_j$ 는 커지면서, 추계매개변수의 분산이 확대되는 것을 알 수 있다. 단, 고유값이 작은 것은, 높은 다중공선성 관계가 보여지는 것을 의미한다. 하지만 이것에 의해서 모든 추계매개변수에 영향을 끼치는 것은 아니라 하는 점에는 주의할 필요가 있다. 즉, 강한 다중공선성이 생긴다하더라도, 설명변수  $X_j$ 가 그 다중공선관계에 들어있지 않으면,  $\pi_{ji}$ 는 작고,  $VIF_j$ 도 작은 값을 취하기 때문에, 추계매개변수의 분산도 확대되지 않으며, 또한 안정적인 추계결과가 얻을 수 있으리라 생각되어진다.

표 6-A-5 상태지표, VIF기여도(1994년)

고유치	상대 지표	전장	전폭	전고	실내 공간	휠베 이스	차량 중량	승차 정원	연비	배기량	마력	토크
6.561	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.01
2.540	2.58	0.00	0.00	0.00	0.01	0.04	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01
0.867	7.57	0.00	0.02	0.01	0.01	0.02	0.00	0.00	0.03	0.02	0.01	0.00
0.284	23.11	0.01	0.06	0.02	0.05	0.00	0.00	0.00	0.02	0.07	0.02	0.06
0.263	24.94	0.03	0.01	0.10	0.01	0.55	0.00	0.00	0.01	0.01	0.00	0.02
0.197	33.37	0.06	0.01	0.02	0.03	0.02	0.01	0.18	0.09	0.01	0.00	0.08
0.095	69.10	0.08	0.08	0.03	0.34	0.00	0.00	0.15	0.12	0.10	0.02	0.05
0.085	77.15	0.15	0.00	0.03	0.03	0.00	0.05	0.00	0.31	0.20	0.13	0.18
0.048	138.13	0.24	0.03	0.18	0.14	0.04	0.14	0.59	0.33	0.01	0.00	0.29
0.040	163.41	0.27	0.00	0.19	0.00	0.04	0.81	0.05	0.08	0.01	0.03	0.01
0.021	316.74	0.15	0.79	0.42	0.38	0.28	0.00	0.02	0.00	0.57	0.79	0.29

여기서 수집했던 여러 특성 데이터를 이용해서 상태지표 VIF, VIF기여도를 산출하고8), 다중공선성의 영향을 검토한다. 표 6-A-5에는 1994년의 데이터에 대해서 계산 결과를 나타내고 있다. 강한 다중공선성이 존재한다고 생각되는 100을 넘는 상태지표가 3가지 관찰된 것 외에, 30이상의 것도 3가지 존재한다. 가장 큰 상태지표 316.74에 대응한 VIF기여도를 보면, 폭, 높이, 실내공간, 휠 베이스, 배기량, 마력, 트럭의 7변수가 0.25을 넘고 있고, 추계매개변수의 분산이 증폭되고 있다고 진단된다. 다음으로 큰 상태지표 163.41에 대해서는 길이, 차량중량의 2변수가, 0.25를 넘는 VIF기여도를 보이고 있다.

이상과 같은 단계를 각 해의 데이터에 대해서 또 다시 적용하여, 다중공선관계를 확인해 간다. 각 샘플기간의 상태지표를 표6-A-6에 나타내고 있는데, 100을 넘는 강한 다중공선성을 보이는 상태지표가 5, 6개 존재하고 있다. 따라서 각 해 모두 적어도 5~6 그룹의 다중공선관계가 존재했다고 생각할 수 있기 때문에, 유효한 설명변수는 최대 5종류 정도라는 말이 된다. 또 각 샘플기간마다의 VIF기여도를 산출하면, 어떤 여러 특성 값도 적잖게 얼마간의 다중공선관계에 관계하고 있다는 것을 알 수 있다. 다중공선성의 영향의 적은 결정적인 여러 특성은 존재하지 않는다. 따라서 여기서의 다중공선성의 진단결과로는 바람직한 설명변수는 확정할 수 없게 된다.

그래서 다음에서는 복수(複數)의 여러 특성의 조합으로, 헤도닉 함수의 추계를 실시해, 추계식이 적합한지, 추계매개변수의 부호조건, 안정성을 가미하며, 최종적으로 채용할 설명변수를 결정해가기로 한다.

표 6-A-6 상태지표

총 년	인 집 2 년 차				단 년 차				
	90-91	91-92	92-93	93-94	90	91	92	93	94
1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
2.4	2.1	2.3	2.5	2.6	2.0	2.2	2.4	2.6	2.6
9.0	8.9	9.9	9.6	8.3	8.1	9.7	10.0	9.1	7.6
22.1	17.1	22.6	23.3	23.6	13.3	21.4	22.6	23.9	23.1
23.7	22.1	25.2	25.1	24.9	20.4	25.6	25.6	24.8	24.9
26.3	26.5	25.8	30.0	33.3	27.0	26.2	27.2	33.9	33.4
63.0	42.0	69.4	68.4	68.1	35.9	66.1	72.9	65.5	69.1
68.5	61.1	86.5	89.9	81.5	50.6	84.3	90.0	90.8	77.1
82.4	79.5	127.5	139.9	147.9	74.5	123.2	126.5	157.9	138.1
124.5	90.1	176.0	193.5	183.3	88.9	78.3	185.4	209.3	163.4
164.4	150.4	293.4	313.4	321.8	144.5	301.0	304.8	341.6	316.7

8) 표준적인 계량분석패키지소프트웨어로 상태지표 등의 다중공선성을 진단하기 위한 통계량을 산출할 수 있는 것으로서 SHAZAM이 있지만 취급하는 샘플수의 제약도 있기 때문에 여기서는 GAUSS ver.3.0을 이용하고, 이들 통계량을 산출할 프로그램을 작성한다.

#### (4) 설명변수의 선택

먼저, 11종류의 여러 특성 중, 「엔진의 파워」, 「차체의 크기」, 「거주공간의 크기」와 같은 3종류의 기능·성능에 관련한 여러 특성을 각각 3가지씩 추출하고, 이것을 조합해서 총연차, 단연차(單年次)의 3패턴의 샘플 분할에 대해서 다시 추계(推計)하고, 어느 여러 특성의 조합이 적합한가를 검토했다. 추출했던 여러 특성은 ① 「엔진의 파워」로서, 마력, 트럭, 배기량, ② 「차체의 크기」로서, 길이, 휠 베이스, 중량, ③ 「거주공간의 크기」로서, 실내공간, 승차정원, 높이의 각각 3변수씩, 합계 9변수이다. 추계결과의 자유도 수정완료 결정계수는, 표 6-A-7에 게재했다. 모든 조합은 0.92~0.96정도의 범위가 되고, 적합 여부도 양호하다고 판단된다. 따라서 문제는 추계때개변수의 부호조건과 안정성이라는 것이 된다. 또한, 여기서 3종류의 조합을 보는 이유는 다음의 2가지의 사유에 의하고 있다.

표 6-A-7 설명변수의 조합

변수			총연차		인접2년차					단년차			
엔진	크기	거주공간	90-94	90-91	91-92	92-93	93-94	90	91	92	93	94	
마력	중량	승차정원	0.956	0.951	0.959	0.960	0.961	0.944	0.961	0.957	0.962	0.959	0.957
마력	중량	실내공간	0.955	0.951	0.959	0.959	0.960	0.946	0.960	0.956	0.960	0.959	0.956
마력	중량	전고	0.955	0.952	0.959	0.958	0.959	0.945	0.960	0.956	0.960	0.958	0.956
토크	중량	승차정원	0.945	0.936	0.954	0.954	0.956	0.924	0.957	0.951	0.956	0.954	0.949
토크	중량	실내공간	0.944	0.936	0.954	0.953	0.954	0.925	0.956	0.950	0.953	0.953	0.948
토크	중량	전고	0.943	0.936	0.953	0.952	0.953	0.924	0.956	0.950	0.953	0.952	0.947
마력	전장	전고	0.946	0.947	0.944	0.947	0.949	0.946	0.945	0.942	0.951	0.946	0.946
마력	전장	실내공간	0.945	0.945	0.942	0.945	0.948	0.945	0.943	0.940	0.950	0.945	0.945
마력	전장	승차정원	0.945	0.945	0.942	0.945	0.948	0.944	0.943	0.940	0.950	0.944	0.945
배기량	중량	승차정원	0.940	0.937	0.945	0.944	0.947	0.930	0.949	0.941	0.947	0.944	0.942
배기량	중량	실내공간	0.939	0.936	0.945	0.943	0.944	0.930	0.948	0.941	0.944	0.941	0.941
마력	휠베이스	전고	0.940	0.942	0.941	0.941	0.942	0.940	0.942	0.939	0.943	0.940	0.941
마력	휠베이스	실내공간	0.940	0.942	0.940	0.941	0.942	0.941	0.941	0.938	0.944	0.939	0.941
배기량	중량	전고	0.938	0.936	0.943	0.942	0.943	0.930	0.947	0.939	0.944	0.940	0.940
마력	휠베이스	승차정원	0.938	0.940	0.938	0.939	0.941	0.938	0.939	0.935	0.942	0.938	0.939
토크	전장	전고	0.929	0.922	0.944	0.945	0.948	0.918	0.945	0.942	0.947	0.947	0.939
토크	전장	승차정원	0.929	0.921	0.943	0.946	0.949	0.918	0.944	0.941	0.949	0.947	0.939
토크	전장	실내공간	0.928	0.921	0.943	0.945	0.947	0.918	0.944	0.941	0.947	0.947	0.938
토크	휠베이스	실내공간	0.920	0.912	0.941	0.941	0.942	0.905	0.943	0.938	0.941	0.942	0.933
토크	휠베이스	전고	0.920	0.912	0.941	0.941	0.942	0.904	0.943	0.939	0.940	0.942	0.932
토크	휠베이스	승차정원	0.920	0.911	0.940	0.941	0.943	0.904	0.942	0.938	0.942	0.942	0.932
배기량	전장	승차정원	0.926	0.923	0.922	0.927	0.935	0.919	0.924	0.919	0.934	0.932	0.926
배기량	전장	전고	0.925	0.923	0.922	0.926	0.932	0.920	0.924	0.919	0.931	0.930	0.925
배기량	전장	실내공간	0.925	0.923	0.922	0.926	0.932	0.919	0.924	0.918	0.931	0.930	0.925
배기량	휠베이스	승차정원	0.921	0.919	0.919	0.923	0.929	0.916	0.922	0.916	0.928	0.927	0.922
배기량	휠베이스	전고	0.920	0.919	0.919	0.921	0.927	0.916	0.921	0.916	0.925	0.925	0.921
배기량	휠베이스	실내공간	0.920	0.919	0.919	0.921	0.926	0.916	0.921	0.916	0.925	0.924	0.921

(비고) 결정계수의 평균치가 큰 순서대로 소-트

먼저 첫 번째, 승용차의 특성을 전제로, 보론 1에서 주성분분석을 이용해서 검토해던 대로, 「크기」와 「스포츠성 대 거주성」이 중요한 요소가 되고 있는 점에 서, 이들 요소를 재는 것이면 「엔진의 파워」, 「차체의 크기」, 「거주공간의 크기」를 나타내는 여러 특성의 조합을 보는 것으로 충분할 것이다. 또, 두 번째로 는 여러 특성을 4종류이상 첨가한 헤도닉 함수를 추계 하면, 추계매개변수의 부 호조건이 역전되는 경우가 큰 폭으로 증가한다는 것 외에, 안정성도 크게 손상되 어, 다중공선성의 영향이 꽤 크게 나타나기 때문에 안정적인 추계결과를 얻기 위 해서는, 설명변수를 3종류 이내로 억제해둘 필요가 있다.

이에, 추계결과를 자세히 살펴보면, 우선, 엔진의 파워에 대해서는 마력을 채용 한 케이스가 대체로 양호하다. 따라서 이것을 채용하는데 별 문제가 없다고 판단 된다. 차의 크기에 관한 지표는, 결정계수를 보면 중량을 채용한 경우가 대체로 많은데, 이 때에는, 대개의 경우에서, 주거공간의 지표에 관한 추계매개변수가 마 이너스 수치가 된다. 따라서, 길이와 휠 베이스의 어느쪽을 채용할 것인가가 문제 가 된다.

이에 관해서는, 대략 같은 결과가 얻어지지만, 휠 베이스의 채용한 경우의 쪽이, 매개변수의 유의도(有意度)와 부호조건 등이 약간 우수하다. 마지막으로, 주거공 간의 크기는, 별 차이가 없지만, 승용차의 기술적인 특성을 고려하면 실내공간을 채용한 것이 적당하다고 생각된다.<sup>9)</sup>

이상의 검토결과에서, 이 책에서의 분석으로는, 승용차의 헤도닉함수의 설명변 수로서, 마력, 휠 베이스, 실내공간이란 3종류의 여러 특성치를 채용하기로 한다. 그리고 마지막으로 선택한 세종류의 여러 특성치에 따라, 승용차의 기술적 특성 이 충분히 포착되어 있는가를 확인한다. 구체적으로는, 이 3개의 여러 특성을 설 명변수로 취해, 제외한 여러 특성에 대해 회귀분석을 행한다. 각 년도마다 샘플을 분할하고 추계를 행한 결과 가운데, 자유도수정완료 결정계수를 표 6-A-8에 나타냈다. 이것을 보면, 어느 여러 특성이나, 0.6에서 0.9정도의 상당히 높은 결정계수가

9) 이 외에, 승차정원을 채용하면, 경승용차에 관해서는, 모두 4명이 되어버리므로, 샘플을 분할하고 추계를 행할 경우, 자유도(自由度)를 잃어버린다는 의문도 보여진다.

나타나고, 이 3종류의 특성으로, 제외된 여러 특성에 의해 나타낸 승용차의 기술적 특성도, 충분히 포착되는 것이 확인된다.

표 6-A-8 설명변수와 제외한 제특성과의 회귀

	1990년	1991년	1992년	1993년	1994년
전장	0.793	0.825	0.821	0.820	0.817
전폭	0.616	0.644	0.669	0.660	0.644
전고	0.818	0.757	0.718	0.672	0.631
차량중량	0.731	0.779	0.741	0.720	0.684
승차정원	0.821	0.821	0.837	0.832	0.840
연비	0.657	0.621	0.621	0.666	0.643
배기량	0.729	0.771	0.762	0.745	0.717
토크	0.843	0.902	0.866	0.850	0.843

## 제 7 장 품질변화와 물가지수

앞장에서의 검토를 통해서, 헤도닉·접근법(approach)은 다양한 재화·서비스, 특히 기술혁신과 소비자기호의 변화가 두드러진 내구소비재와 기성복(apparel)제품에 있어서, 그 품질변화를 포착하는 수단으로서 극히 유효하다는 것이 나타났다.

이 장에서는, 앞장에서 나타낸 헤도닉·접근법의 실증결과를 기초로, 개인용 소형컴퓨터(personal computer), 승용차, 비디오카메라의 3종류의 내구소비재에 대해 품질 조정된 물가지수(헤도닉 물가지수)를 시험 계산하고, 이것들과 대응하는 CPI를 비교하는 것을 통해서, 품질조정기법의 문제가 CPI 계측오차에 끼치는 영향을 정량적으로 평가한다. 또, 이미 3장에서 검토한대로, 일본의 CPI에서 이용되고 있는 품질 조정기법은, 극히 한정적인 것이며, 그 가격변동 중에는, 본래, 품질 변화분량으로서 공제 되어야할 부분이 혼입되어 있을 가능성이 크다. 이 문제를 보정하기 위해, 물가지수 작성이라고 하는 통계작성상의 실무적인 측면에서, 헤도닉 접근법을 어떻게 활용해 갈 수 있는가하는 문제점도 고찰한다.

### 1. 품질변화가 물가지수에 주는 영향

본 절에서는, 개인용 소형컴퓨터, 승용차, 비디오카메라의 3종류의 내구소비재에 관해, 먼저, 헤도닉 물가지수를 시험 계산하고, 이것들을 대응하는 CPI와 비교함으로써, 품질조정기법에 기인하는 계측오차의 크기를 검증한다.

#### 1.1 헤도닉물가지수의 시험계산결과

먼저, 앞절에서 추계한, 개인용 소형컴퓨터, 승용차, 비디오카메라의 3종류의 내구소비재의 헤도닉 함수를 토대로 품질 조정된 물가지수를 산출하고, 평균단가와 더불어 표 7-1에 정리했다.<sup>1)</sup>

각 제품의 움직임을 조금 상세히 보면 다음과 같다. 먼저, 개인용 소형컴퓨터

1) 헤도닉함수에서 품질 조정된 및 물가지수를 산출하는 방법에 대해서는, 이 장의 보론을 참조할 것.

터에 대해서는, 1994년에 있어서의 지수수준(1990년=100)이 32.6이라고 되어있고, 이것은, 연비율 평균 약25%의 속도로 하락하고 있는 것을 의미하고 있다. 한편, 품질변화를 고려하지 않은 평균단가는, 연비율 약3% 하락되어 있지만, 1991년에 상승한 후, 하락하는 형태로 되어있어, 헤도닉 물가지수와는 전혀 다른 변동을 나타내고 있다. 또, 전년비의 추세에 주목하면, 1992년부터 1993년에 하락간격이 급격히 확대된 것을 볼 수 있는데, 이것은 컴팩, 델 등의 DOS/V 개인용 소형컴퓨터·메이커가 일본의 개인용 소형컴퓨터시장에 본격 진출을 개시하고, NEC가 가격정책을 크게 방향 전환시켰던 시기와 궤도를 같이하고 있다. 이것은, 앞장에서 가리킨 개인용 소형컴퓨터의 헤도닉 함수의 추계(推計)결과 중에서, DOS/V 개인용 소형컴퓨터·메이커의 추계매개변수(parameter)가 마이너스이면서 의미가 있는 것과도 꼭 맞는다.

다음, 승용차에 관해서는, 1990년부터 1994년에 걸친, 데이터 세트(data set)의 평균가격의 상승률은, 연이율 4% 이었던 것에 대해, 품질 조정된 물가지수는, 연 비율 -0.4%의 간격으로 하락되었다. 게다가, 매년의 움직임을 쫓아보면, 품질 조정된 물가지수는, 1990년부터 1991년에 약간 떨어진 후, 1992년에 걸쳐 상승하고, 그 후, 1993년, 1994년에 크게 하락하고 있다.

표 7-1 헤도닉물가지수의 추계(推計)결과

	1990년	1991년	1992년	1993년	1994년	연율(年率)	누적(累積)
<b>개인용소형컴퓨터</b>							
평균단가	100.0	133.6 (33.6)	110.7 (-17.1)	93.3 (-15.7)	88.0 (-5.7)	(-3.1)	(-12.0)
헤도닉지수	100.0	81.0 (-19.0)	67.1 (-17.1)	45.7 (-31.9)	32.6 (-28.8)	(-24.5)	(-67.4)
<b>승용차</b>							
평균단가	100.0	107.7 (7.7)	112.8 (4.7)	114.3 (1.3)	117.1 (2.4)	(4.0)	(17.1)
헤도닉지수	100.0	99.3 (-0.7)	100.6 (1.3)	99.2 (-1.4)	98.5 (-0.7)	(-0.4)	(-1.5)
<b>비디오카메라</b>							
평균단가	100.0	83.8 (-16.2)	73.2 (-12.6)	79.1 (8.1)	77.4 (-2.1)	(-6.2)	(-22.6)
헤도닉지수	100.0	89.6 (-10.4)	79.5 (-11.3)	70.5 (-11.3)	62.4 (-11.5)	(-11.1)	(-37.6)

(비고) 1. ( )안은 전년비(단위, %)

2. 헤도닉 물가지수는, 개인용 소형컴퓨터, 승용차가 인접2연차 추계(推計)결과, 비디오카메라가 실제 가격데이터에 의한 총 연차 추계 결과로부터 작성

1992년에는, 강재(鋼材)등의 가격상승을 이유로, 상용차(商用車)를 중심으로 가격상승의 움직임이 나타나지만, 품질을 조정한 기본(base)에서 보면, 승용차에서도 가격상승이 나타나는 것을 알 수 있다.

또, 1993년 이래의 저 가격 모델(model) 투입의 움직임은, 앞장에서도 본바와 같이 CPI에는 반영되지 않았지만, 헤도닉 물가지수에서는, 이것을 정확하게 포착하고 있는 것이 확인된다. 게다가, 비디오카메라에 관해서는, 데이터 세트(set)의 평균단가는 연이율평균 -6%로 하락하고 있는 것에 대해, 품질조정을 행했던 헤도닉 물가지수는 연이율 -11%로, 이것을 웃도는 가격으로 하락하고 있다.

이 사이의 움직임을 조금 상세하게 보면, 데이터 세트(set)의 평균단가의 변동은, 1990년부터 1992년에 걸쳐 -16%, -12%로 크게 하락한 후, 1993년에 +8%의 상승, 1994년에 -2%로 다시 소폭 하락했고, 매년 크게 변동하고 있다. 이것에 비해, 품질조정을 행했던 헤도닉 물가지수에서 보면, 연이율 -10%~ -12%의 거의 일정한 페이스로 하락하고 있다. 이 결과, 샘플(sample)기간 전반의 2년 사이에는(1991, 1992년), 평균단가의 하락 폭이 헤도닉 물가지수의 하락 폭을 웃도는 한편 후반의 2년간(1993, 1994)은 거꾸로 헤도닉 물가지수의 하락 폭이 평균단가의 하락 폭을 크게 웃도는 형태가 되었다.

이상, 3종류의 내구소비재에 대해서, 품질 조정된 물가지수와 평균단가의 추이(推移)를 비교했지만, 어느 쪽의 제품에 대해서도, 품질 조정된 물가지수는 평균단가를 밀돌고 있다. 이것은 물가수준의 변동을 볼 때, 품질변화를 전혀 고려하지 않은 평균단가만을 보면, 실제적인 움직임을 잘못 볼 위험성을 이야기하고 있다. 특히, 품질변화의 영향이 큰 개인용 소형컴퓨터에 대해서는, 평균 가격에서는 가격변동의 실세를 파악할 수 없는 것이 분명하다. 이것은, 품질변화의 영향을 정확하게 공제하지 않으면, 물가지수에 상방(上方)편의를 초래될 가능성이 큰 것을 나타내고 있다.

## 1.2 가격지수의 하락효과

개인용 소형컴퓨터, 승용차, 비디오카메라 등의 내구 소비재에서는, 어느 쪽이든 품질 조정된 후의 물가변동을 나타내는 헤도닉 물가지수의 상승률이

마이너스가 되어있어, 품질조정을 행했던 기본(base)에서 보면, 가격은 하락경향을 보이고 있다. 그러나, CPI에서는 품질조정이 불충분하기 때문에, 이러한 품질향상이, 물가상승률에서 충분히 제거되지 않아, 이 결과 내구 소비재를 중심으로 해서 상방(上方)편의가 초래되고 있다고 추측된다.

그래서, 먼저, 이것들의 내구소비재에 있어서의 품질변화가, CPI에 대해 어느 정도의 상방 편의를 가져오고 있는가를 시험 계산해 놓는다. 다시 말해, 앞에서 추계(推計)했던 각종 내구소비재의 헤도닉 물가지수를, 이것에 해당하는 CPI의 품목지수와 서로 바꾸어놓을 경우, CPI 종합, 내구소비재를 어느 정도로 떨어뜨리는 효과가 있는지를 표 7-2로 시험 계산했다.<sup>2)</sup>

표 7-2 CPI의 하락효과

	가중치 (%)	물가상승률(연율, %)			기여도(연이율, %)	
		CPI	헤도닉	과리	대내구재	대종합
승용차	1.8	0.1	-0.4	-0.5	-0.16	-0.01
비디오카메라	0.1	-4.0	-9.6	-5.6	-0.09	-0.01
개인용 소형컴퓨터	0.1	n.a.	-24.4	n.a.	-0.36	-0.02

(자료) 百塚 [1994,1995b],00 · 黒田[1995]

(비고) 1. 상방 편의 시험계산수치는 어느 쪽이나 1991년부터 1994년까지의 평균치

2. 가중치는, 1990기준지수에 있어서 종합 가중치

3. 개인용 소형컴퓨터에 대해서는, 워드프로세서의 절반의 가중치에 상당한다고 가정해서 시험계산(가중치산출 기초자료인 『가계조사』에서는, 워드프로세서와 개인용 소형컴퓨터를 일괄한 지출항목으로서 조사하고, 1990년 시점에서 양자의 지출 점유율은 대략 반반으로 추측된다.

2) 여기에서는, 개인용 소형컴퓨터의 가중치에 대해서, 워드프로세서의 가중치의 절반이 바뀌어놓아졌다고 상정(想定)하고 있다. 즉, 현행의 CPI에서는, 개인용 소형컴퓨터가 지수대상외로 되어 있지만, 워드프로세서는 지수대상으로서 들어가 있다. 한편, CPI의 가중치 산출기초자료가 된 『가계조사』에서는, 워드프로세서와 개인용 소형컴퓨터를 하나의 항목으로서 조사를 행하고 있다. 이 때문에, CPI 워드프로세서의 가중치로서는, 가계조사의 워드프로세서·개인용 소형컴퓨터의 지출금액 모두가 산입 되어있다. 소비자물가의 가중치 작성시에 가계 조사품목을 분할할 때, 분할 비율을 결정하는 정당한 통계가 존재하지 않을 경우, 균등 배분되는 것이 일반적이기 때문에, 여기에서는, 워드프로세서의 가중치(동경에서는 0.17%)를 이분할 하고, 워드프로세서와 개인용 소형컴퓨터에 균등하게 나눈다고 상정하고 있다.

단지, 이 상정(想定)은 전혀 근거 없는 것은 아니다. 추측계산에 이용한 데이터의 1990년의 평균단가는 36만 8천엔이지만, 개인용 소형컴퓨터와 같은 방법으로 월간 『아스키』에 게재되었던 광고에서 워드프로세서의 평균단가를 산출하면 12만 4천엔이 되어, 가격비는 대략 3대 1이 되고 있다. 또, 경제 기획청에서 실시하고 있는 「소비동향조사」에 의하면, 1990년에 개인용 소형컴퓨터를 구입한 세대는 전체의 약2%, 워드프로세서가 약6%로 되어 있다. 이것들의 세대가 1대씩 개인용 소형컴퓨터, 워드프로세서를 구입했다고 가정하면, 구입 대수 비는 1대 3이 된다. 따라서, 개인용 소형컴퓨터와 워드프로세서에 대한 가계의 소비지출은, 대략 1대 1정도가 되고있다고 추측할 수 있다.

개인용 소형컴퓨터, 승용차, 비디오카메라의 시험계산결과를 순서대로 보아 가면, 1990년부터 1994년의 5년간에, 년을 환산해서 총합은, 각각 0.01%, 0.01%, 0.005%, 대내구 소비재에서는, 0.2%, 0.2%, 0.1%씩, 하락 효과가 있는 것이 확인되었다. 이것들의 값을 단순하게 합계해도, 2%의 가중치의 품목만으로, 총계에서는 0.03%, 내구 소비재에서는 0.3%의 상방(上方)편의(偏倚)가 나타난다고 하는 계산이 된다. 이 때문에, 소형(Micro)·전자(electronics) 관련제품을 다수 포함하고 있는 내구소비재 전체(Total)로서 보면, CPI의 하락효과는, 무시하지 못할 가능성이 높다.

품질조정기법에 가인하는 계측오차의 영향을 평가하기 위해서는, 다음의 두 가지에 주의할 필요가 있다. 먼저, 제1은, 계측오차의 크기가, 시계열적(時系列的)으로 변동하고 있는 점이다. 예를 들어, 승용차에 대해서 보면, 1993년부터 1994년에 걸쳐서는, CPI의 하락 효과가, 총계에서 0.01%~0.02%포인트, 내구 소비재에서 0.3~0.6%포인트 확대되어 있다.

두 번째, 품질조정기법의 문제는 단지 채용품목 내에서의 품질조정이 불충분한 문제에 머물지 않고, 적절한 품질조정기법이 이용되고 있지 않은 까닭에, 신제품지수대상에의 수거가 미리 보내지는 경향이 있다는 점이다. 예를 들면, 내구소비재 중에서도, 개인용 소형컴퓨터에 대표되는 소형(Micro)·전자(electronics)제품은, 기술혁신의 속도가 빠르고, 제품 주기가 짧기 때문에, 품목 변경시에 품질조정의 문제가 나타나기 쉽다. 이 때문에, 가격조사의 계속성을 확보하는 것이 곤란한 경우가 많고, 품목변경시의 물가지수 바스켓에의 수거가 늦어지는 경향이 있다. 사실, 개인용 소형컴퓨터는 전과 다름없이 지수대상 외로 취급이 되는 편이지만, 워드프로세서도 지수대상에 포함된 것은 1990년 기준지수부터 이다.

## 2. CPI에의 헤도닉·접근법의 적용가능성

앞 절에서의 검토결과에서, CPI에서는 재화·서비스의 품질변화의 영향이 적절하게 조정되어있지 않을 가능성이 제시되었다. 이 절에서는, CPI에 있어서의 품질조정기법을 개선하기 위해, 먼저 CPI의 작성에 헤도닉·접근법을 이

용하는 기본적인 사고방식을 제시한다. 그 위에, 승용차에 의한 사례연구를 통해서, 본 절에서 제시하는 시스템을 CPI작성작업에 적용할 가능성을 검증한다.

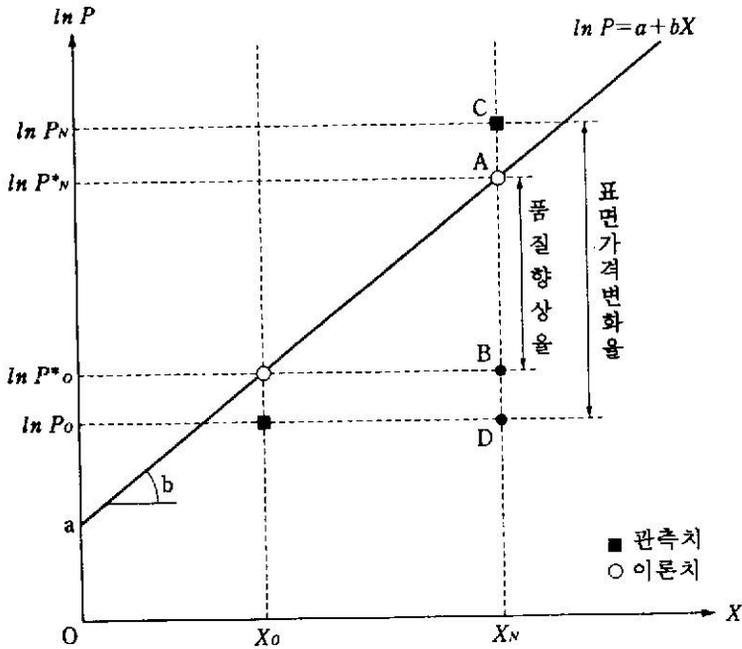
## 2.1 기본적인 윤곽

헤도닉함수의 추계(推計)결과에서 물가지수를 산출하는 방법은, 일반적으로, 앞 절에서 이용한 연차 더미(dummy)에 걸린 추계매개변수(parameter)의 참값을 취하는 경우가 많다. 그러나, 헤도닉·접근법을 CPI로 이용할 경우, 다른 품목과 평형을 이루기 위해서는, 물가지수작성방법으로서 품목특정방식의 윤곽을 유지할 필요가 있다. 그래서, 양자의 절충 방안책으로서, 추계한 헤도닉함수를 신구(新舊)조사품목간의 품질변화의 평가에 이용하고, 여기에서 구해지는 품질변화율에 의해, 표면가격변화율을 디플레이트(deflator) 하는 방법을 생각할 수 있다.

구체적으로, 그림 7-1로서, 모든 특성이 하나의 사례에 있어서는 이 기법의 개념도를 나타냈다. 이 그림에서는, 횡축에 특성치(X), 종축에 가격( $\ln P$ , 대수(對數) 변환치)을 취하고 있으며, 헤도닉 함수는, 절편 a, 기울기 b의 직선으로서 표현되어 있다.

또, 신구제품의 제 특성치를 각각  $X_N$ ,  $X_O$ 로 하면, 이론가격(당 제품의 제 특성치를 추계한 헤도닉 함수에 대입해 구한 추계치)은, 특성치에서 직선까지의 높이(그림에 「O」로 나타낸 점까지의 높이)로서 구한다. 여기에서 품질변화율을, 신구제품간의 이론가격의 비율이라고 정의하면, 신구제품의 이론가격(대수 변환치)의 차(AB)가, 품질 변화율에 상당한다. 또, 실제로 관찰된 신구제품가격을, 그림에서 「■」로서 나타낸 점과, 역시, 그 높이의 차(CD)가 표면가격변화율이 된다. 따라서, 이 양자의 차가 품질 조정제 및 가격의 변화율이 된다. 그러므로 이 케이스에서는, 표면가격의 상승폭이 품질 향상폭을 상회하고 있기 때문에, 품질 조정제 및 가격은 상승하게 된다.

그림 7-1 품목특정방식에서의 헤도닉 접근법의 이용(개념도)



이상의 사고방식에 기초하면, 표면가격, 품질, 품질 조정제 및 가격의 변화율의 사이에,

- (품질변화율) < (표면가격변화율) ⇒ 품질 조정제 및 가격 상승
- (품질변화율) = (표면가격변화율) ⇒ 품질 조정제 및 가격 보합
- (품질변화율) > (표면가격변화율) ⇒ 품질 조정제 및 가격 하락

의 관계가 성립하는 것을 알 수 있다.

## 2.2 승용차에 있어서 사례연구

CPI 품질조정기법의 문제가, 구체적으로 어느 정도, 상방(上方)편의를 가져오는가의 점을 정량적으로 밝히기 위해, 작성한 데이터 세트(set)의 속에서 대표적인 모델을 추출하고, 전의 헤도닉·접근법을 품목특정방식의 물가지수작성방법에 집어넣을 생각에 따라, 품명변경의 시뮬레이션을 행했다. 대상으로

한 것은, 도요타와 닛산의 대표적인 차종, 합해서 13차종으로, 데이터섹터(data sector) 속에서, 가능한 만큼 연속적인 모델을 매년마다 추출하고, 인접 2연차 데이터에 의해서 추계한 헤도닉 함수를 써서 품질변화를 평가했다.<sup>3)4)</sup>

시뮬레이션결과는, 표7-3에 정리했다. 동표(同表)에는, 각 차종마다 상단에 표면가격, 중단에 품질, 하단에 품질조정계 및 가격의 변화율을 각각 표시했다.<sup>5)</sup> 예를 들어, 최상단에 보이는 도요다·코로라를 예로 해 보면, 1990년부터 1991년에 걸친 모델체인지가 있고, 표면가격이 20.5%상승하고 있지만, 헤도닉 함수에 의해 평가된 품질도 17.1%향상하고 있기 때문에, 실질적인 가격상승률은 3.4%에 머물고 있다.

시뮬레이션결과 전체를 개관하면, 전부 52건(13×4년) 속의 28건에서 품질변화가 제로가 아니라고 평가되고 있다. 그 안에, 품질조정계 및 가격변화율이, 이 표의 최하단에 나타낸 헤도닉물가지수(인접 2연차 데이터에서 추계결과에 기초한 것)의 표준오차의 2배 이내에 머무른 것은, 1994년 도요다·캠리이다. 따라서, 그것 이외의 27건의 케이스에서는 품질조정계 및 가격변화율은, 특히 제로와 다르게 된다고 판단된다. 품질조정계 및 가격의 상승·하락별의 건수는, 상승하고 있는 케이스가 11건, 하락하고 있는 케이스가 16건, 하락한 케이스가 상승한 케이스를 상회하고 있다. 이 결과를 보는 한, 품질변화에 기인하는 CPI의 치우침은, 물가상승률 과대평가의 방향으로 나오기 쉽다고 생각된다.

- 
- 3) 현시점에서는, CPI의 조사품목으로서, 어떠한 차종의 어느 모델이 채용되어있는가는, 명확하지 않기 때문에, 여기에서의 시뮬레이션은, 대표적인 차종에 관해서, 데이터섹터의 안에서 비교적 연속적인 모델을 파악하고 있다. 단지, 太田[1980]에서는, 실제로 발생한 CPI의 품목변경에 대해서, 헤도닉 접근법에 의한 품질변화의 평가와의 차이를 검토하고, 과거에 있어서는, CPI의 조사품목의 상승이 함께 한 모양이다.
  - 4) 품질변화를 평가하는 헤도닉함수는, 인접 2년 추계의 결과를 채용하고 있다. 이것은, 전 절에서 검토한 대로, 샘플구성의 왜곡의 영향을 억제하고, 수요·공급 면에서의 기초적조건의 변화에 수반한 추계를 파라미터의 영향이 생기지 않는 샘플기간으로서는 인접2연차가 적당하다고 판단되기 때문이다. 그러나, 이미 검토한 대로 사이즈 스타일마다의 승용차의 특성은 꽤나 다르기 때문에, 각 모델의 품질변화를 보다 정확하게 평가하기 위해서는, 사이즈모델마다의 헤도닉함수를 추계할 필요가 있다고 생각된다. 따라서, 공식적인 물가지수통계에 있어서는, 품목특정방식의 테두리를 유지한 채로, 승용차에 헤도닉 접근을 적용하기에는, 추가적인 검토가 필요하다고 생각된다.
  - 5) 헤도닉 접근법에 의한 품질평가는, 모델체인지가 생겨도, 함수의 실명변수인 제 특성이나 터미변수의 수치에 변화가 생기지 않는다면, 품질변화는 없다고 평가된다. 따라서, 품질변화율이 제로인 것은, 모델체인지가 없었다는 것을 반드시 의미하지 않는다는 점에 주의할 필요가 있다.

여기에서의 시플레이션은, 사이즈와 스타일이라고 했던 품목의 연속성을 확보한다고 하는 것의 관점에서, 동일 모델을 가능한 한 쫓아가도록 배려하고있다. 그러나, 실제로, 물가지수를 작성해 가는 것에 있어서, 보통승용차나 RV차의 증가 등, 사이즈와 스타일의 다양화라고 하는 문제에 직면한다. 이러한 케이스에서는 현행 CPI의 품질조정기법에 한계가 있는 것을 밝혀두고, 치우침이 크게되는 위험(risk)도 크다고 생각된다. 또, 품질변화가 적절하게 평가되지 않으므로, 품목의 교체가 적절한 타이밍(timing)으로 행해지지 않는다고 하는 가능성도 부정할 수 없다.

물론, 조사대상의 연속성에 단절이 있는 케이스에 있어서, 헤도닉·접근법이 만능은 아니다. 이것은 헤도닉·접근법에서는 설명변수로 했던 제 특성과 더미(dummy)변수의 변화가 품질변화의 평가대상이 되기 때문에, 이것들을 포함하지 않는 「제외되는 제 특성」의 영향을 제거할 수 없기 때문이다. 따라서, 스타일이 크게 다르면, 헤도닉·접근법에 있어 품질평가에도 바이어스가 생긴다. 그러나, 이것들의 문제이 관해서는, 접속하는 품목을 가능한 한 비슷한 스타일로 한다고 하는 것과, 만일 다른 사이즈, 스타일의 것을 접속하는 것이라면, 그것에 걸 맞는, 보다 세분화된 샘플에서의 추계결과를 이용해야 한다고 생각된다. 물가지수작성작업에서 헤도닉·접근법을 어떻게 이용해 가는가의 문제에 있어서는, 보다 구체적인 수준의 연구가 이제부터의 문제이다.

표 7-3 거래상품변경의 시뮬레이션 결과

		1991년	1992년	1993년	1994년
카를라	표면가격	20.5	0.0	1.4	0.7
	품질	17.3	0.0	0.0	0.0
	품질조정후 가격	3.2	0.0	1.4	0.7
카리나	표면가격	0.0	-9.5	0.0	9.1
	품질	0.0	-15.6	0.0	14.3
	품질조정후 가격	0.0	6.1	0.0	-5.2
코로나	표면가격	0.0	8.6	0.0	0.9
	품질	0.0	18.0	0.0	0.0
	품질조정후 가격	0.0	-9.5	0.0	0.9
캄리	표면가격	0.0	11.9	0.0	-4.0
	품질	0.0	9.7	0.0	-4.3
	품질조정후 가격	0.0	2.2	0.0	0.3
마크 II	표면가격	0.0	0.0	10.4	2.6
	품질	0.0	0.0	50.9	-6.2
	품질조정후 가격	0.0	0.0	-40.5	8.8
크라운	표면가격	7.8	0.0	1.8	0.0
	품질	14.1	0.0	-1.0	0.0
	품질조정후 가격	-6.3	0.0	2.8	0.0
셀시오	표면가격	0.0	5.3	8.2	0.7
	품질	0.0	0.0	0.0	2.5
	품질조정후 가격	0.0	5.3	0.2	-1.8
서니	표면가격	3.0	2.9	5.9	-4.4
	품질	0.0	0.0	21.8	-16.5
	품질조정후 가격	3.0	2.9	-15.9	12.1
프리메라	표면가격	3.0	4.7	0.8	1.7
	품질	9.8	9.7	0.0	5.0
	품질조정후 가격	-6.8	-5.0	0.8	-3.3
블루버드	표면가격	1.3	0.8	1.8	4.1
	품질	9.2	-8.9	0.0	11.3
	품질조정후 가격	-7.9	9.7	1.8	-7.1
스카이라인	표면가격	11.6	0.0	-1.9	14.0
	품질	9.7	0.0	15.1	23.0
	품질조정후 가격	1.9	0.0	-17.0	-9.0
세드릭	표면가격	13.8	0.0	5.8	0.0
	품질	27.1	-11.0	12.1	0.0
	품질조정후 가격	-13.3	11.0	-6.3	0.0
시아	표면가격	0.0	-0.7	9.5	0.0
	품질	-7.0	-8.7	24.2	0.0
	품질조정후 가격	7.0	7.9	-14.6	0.0
문제가 생기는 경우		7	7	6	7
실질가격 상승		3	5	1	2
실질가격 하락		4	2	5	5
헤도닉물가지수의 표준오차		0.7	0.7	0.7	0.7

### 3. 서비스가격이 안고 있는 문제

품질조정 문제는, 내구소비재이외의 분야에서도 무시할 수 없는 영향을 미치고 있다고 생각되어진다. 예를 들어, 서비스에 관해서는, 애초에 「표준적인 서비스 1단위」가 무엇인가 하는 점을 특정하기 곤란한 점 등, 미해결의 문제가 많고, CPI 중에서도 가격정확도에 관해서 개선의 여지가 많은 분야라고 생각된다.<sup>6)</sup> 그러나, 일본에서는, 이 분야에 관한 연구축적은 꽤 제한되어있다.<sup>7)</sup> 이하에서는, CPI집세 및 의료비에 관해서, 가격조사에 있어서 품질조정 문제점을 지적한다.

#### 3.1 집세 지수의 문제점

먼저 CPI집세에서는, 주거면적당의 평균임료를 조사하고 있지만, 평균적인 주택의 구조와 쾌적함이 향상하고 있는 것을 생각하면, 이것들의 조사가격은 상방 치우침을 얻고 있을 가능성이 높다. 다시 말해, 표 7-4에서는 주거의 구조와 쾌적함이 시계열적으로 어떻게 변화해 왔는가를 나타내고 있다. 그 중에서도, 철근, 철골 콘크리트의 점유율이 크고 확대되어 있다. 또, 목조 중에서는, 내화목조에의 이동(shift)이 현저하다. 게다가, 화장실의 수세식화율, 욕실의 보유비율도 해마다 상승하고, 쾌적함의 관점에서도 개선이 보여지고 있다. 또, 자기집 비용에 관해서는, 민영 집세의 조사를 행하고, 이것을 자기 집의 귀속집세로서 활용하고 있다.<sup>8)</sup> 그러나, 일본의 경우, 민영집세와 자기 집에서 거주수준이 대폭 틀리기 때문에, 조사가격의 품질조정상의 문제가 크다. 다시 말해, 그림 7-2에 나타난, 목조주택·비목조주택에서 자기 집·민영 차가(借

6) 예를 들면, Griliches[1992], Kroch[1991]을 참조

7) 서비스가격변동과 품질변화의 함수에 관해서는, 佐和호카[1989]가 숙박료의 헤도닉물가지수를 추계하고, CPI 상승률이 헤도닉 물가지수 상승률을 상회하는 결과를 얻고 있다. 이외에는, 伊藤·廣野[1992]의 가입, 南部[1994]의 의료비등의 연구가 있지만, 유감스럽지만 어느 쪽의 연구도 CPI 에의 영향을 검토하기 위해 추계결과를 활용 하는 것에는 문제가 있다고 생각된다. 다시 말해, 伊藤·廣野[1992]의 추계는, 주택정보지에서 가격·특성 데이터를 작성하고 있기 때문에, 신규 계약 가입을 분석대상으로서 하고, 본래, CPI에서 포착할 만한 평균 집세를 과대평가하고 있다고 판단된다. 또, 南部호카[1994]에서는 그 안에 나타나있는 추계결과의 평가로서, 헤도닉함수의 설명변수만으로는, 기술진보 등에 수반한 품질변화가 조정되어 있지 않고, 연차 더미(dummy)의 추계매개변수에 품질변화의 영향이 상당히 혼입(混入)되어 있는 것이다.

8) CPI 민영집세에 있어서 조사품목은, ①목조소주택(木造小住宅)(30㎡미만의 목조주택), ②목조중주택(30㎡ 이상의 목조주택), ③비목조주택(목조이외의주택)의 3품목으로 분류되어있다.

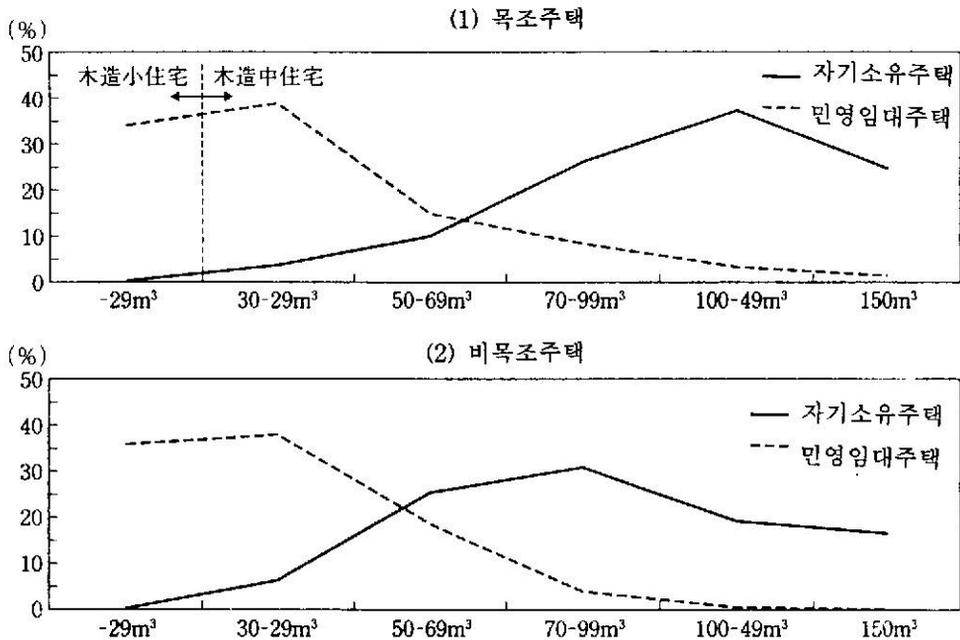
家)별 연건평의 분포를 보면, 목조주택, 비목조주택, 어느 쪽에 있어서도, 자기 집과 민영차가에서는 거주수준에 큰 차이가 있다. 그 때문에, 자기 집에 상당하는 거주면적이 큰 주택의 실제집세를 충분히 확보하는 것이 가능하냐는 점에 큰 의문이 남는다.

표 7-4 주거의 구조·쾌적함의 추이

	1973년	1978년	1983년	1988년	1993년
목조주택비율	86.2	81.7	77.4	73.0	68.1
(방화목조비율)	19.7	25.4	31.3	31.7	34.0
비목조주택비율	13.8	18.3	22.6	27.0	31.9
(철근·콘크리트조비율)	10.5	15.2	20.0	24.5	29.0
수세화율	31.4	45.9	58.2	66.4	75.6
욕실보유율	73.3	82.8	88.3	91.2	93.5

(자료) 총무청통계국 『주택통계조사보고』 각년.

그림 7-2 자기집·민영임대가구별의 연건평



(資料) 總務庁統計局『住宅統計調査報告』(平成5年).

표 7-5 CPI 의료비의 주요한 조사품목

조사품목	가중치	조사품목의 내용
(의약품)		
감기약(종합감기제)	0.0011	신루루A
감기약(해열진통제)	0.0005	바파린A
위장약(건위소화제)	0.0002	판시론 신위장약
위장약(복합위장제)	0.0005	太田胃散
종합비타민제	0.0012	판비탄하이
혼합비타민제	0.0012	아리나민A
드링크제	0.0012	리포비탄D
피부병약	0.0005	멘소래담
상처약	0.0004	토크혼A 또는 사론파스 A
구충제	0.0007	仁丹
한방약	0.0029	중장탕(부인약·탕약)
(보험의료 서비스)		
진찰료	0.0128	1점 당 단위, 진찰행위점수, 약가기준 및 환자부담율의 변화율
입원비	0.0032	정상분만료, 입원일수8일
마사지요금	0.0004	보험적용외의 전신마사지, 시술시간 1시간정도

(비고) 가중치는 CPI종합을 1로서 계산

### 3.2 의료비지수의 의문점

CPI의료비에 관해서는, 의료기술의 진보를 어떻게 포착하고, 반영시키는가라고 하는 커다란 문제가 제기되지만,<sup>9)</sup> 일본의 경우, 애초에 조사품목이 극히 한정적이고, 의료지출전체의 가격변동을 정확히 반영한 것인가의 의문이 크다. 예를 들어, 표 7-5에 나타난 대로, 의약품에 관해서는, 약국에서 판매되고 있는 표준적인 감기약, 위장약 등이 채용되고있는 것 뿐으로, 병원에서의 처방에 관해서는, 대상 외이다.

또 의료서비스에 관해서도, 입원비는 출산에 따르는 정상분만비만이 대상이 되고, 일반적 치료를 위한 입원, 수술비 등은 커버되고 있지 않다. 또 의료비에 관해서는, 가중치가 과소평가 되고, 품질조정의 문제는, 보다 큰 영향(impact)을 미칠 수 있다는 점도 목인할 수 없다.

9) 예를 들면, Shapiro and Wilcox[1996]을 참조

즉, CPI가중치는, 「가계조사」를 기본으로 산출하기 위해, 각 가정이 실제로 지불했던 의료비만이 계상되어 있다. 그러나, 의료비의 지불은, 건강보험조합을 경유하여 지불된다고 하는 간접적인 형태로의 지출이 특히 큰 가중치를 차지하고 있다. 이 결과, 「가계조사」에서 가중치를 산출한 경우, 의료비지출의 가중치를 과소평가 하는 결과로 이어진다고 생각된다.

#### 4. 품질조정기법의 문제가 영향을 미치는 범위

마지막으로, 품질변화에 기인하는 CPI 전체(Total)로서의 상방 편익의 크기를 계산해 둔다.

먼저, 이 장에 있어서 품질조정기법의 문제점에 관한 검토결과를 참고로 해서, CPI대상품목 안에서, 품질조정이 현저하게 곤란하다고 생각되는 범위를 특정화하면, 결과는 표 7-6과 같이 나타나고, CPI전체의 가중치는 약 30%에 달한다. 게다가, 이들 품목의 평균적인 상방 편익의 크기에 관해서는, Gordon[1990]에서 나타낸 내구 소비재 전체에서 연율 평균 1~1.5%의 계산을 베이스로 해서, ①일본의 CPI에서는 헤도닉·접근법이 전혀 이용되어 있지 않은 것, ②일본의 CPI의 품목분할이 세분화되어 있어, 조사품목의 특정화가 극히 세밀하게 행해지고 있기 때문에, 채용품목에서 커버되지 않는 신제품의 산입이 기준 개정시에 한정되는 점, ③품질조정방법이 한정적이기 때문에, 기술혁신이 두드러진 품목이 조사대상에 편입될 때까지의 시차가 긴 것, 등을 고려하고, 상한(上限)을 2배의 3%라고 상정(想定)한다.<sup>10)</sup> 이 결과, 품질조정의 영향은 0.30~0.90% 정도라고 하는 계산이 된다. 또, 중심치에 대해서는, 상한의 0.70%라고 상정한다.<sup>11)</sup>

10) 미국과 일본에 있어서 내구소비재의 하락 템포는 큰 차이는 없다고 생각된다. 예를 들어 제1절에서 후계된 개인용소형컴퓨터에 관한 헤도닉가격지수는, 연율 약 30%의 간격으로 하락하고 있다. 이것은 대략 같은 시기에 있어서 미국에서의 추계결과를 가리킨 Berndt and Griliches[1993]과 대충 일치한다. 단지, 여기에서의 시산(試算)은, CPI 서비스에 관해서도, 내구소비재와 동일한 크기의 상방편익의 존재한다고 가정하고있는 점에 유의가 필요하다. 앞에 기술한 대로 CPI 서비스는, 가격정확도에 문제가 크다고 생각되지만, 그 크기에 대해서는, 구체적인 검토가 행해지고 있지 않다.

11) 여기에서의 추계는, 품질변화의 영향이 있는 범위를 특정화하고, 그 범위에 대해서 평균적인 상방편익의 크기가 존재하는 한편, 그것이상의 범위에 관해서는, 상방편익의 존재하지 않는다고 가정을 하고 있다. 이것은, 일본에 있어서, 개별의 재화·서비스마다 상방편익의 어느 정도 존재하는가를 판정하는 연구가 압도적으로 부족하기 때문이라는 대응이다. 본래라면, 재화·서비스마다 상방편익의 크기는 다르다고 생각하는 것이 일반적이고, 금후의 연구가 기대된다.

표 7-6 CPI 에 있어서 품질변화의 영향범위

	가 중 치	품질조정 편의의 영향범위	비 고
상 품	0.51859	0.09530	
농수축산물	0.08663	0.00000	
식료공업제품	0.13494	0.00000	
섬유제품	0.06544	0.04592	
양복	0.02727	0.02727	
셔츠·웨타류	0.01864	0.01864	
그 외	0.01952	0.00000	
내구소비재	0.05462	0.03911	
가사용 내구재	0.00601	0.00601	전자렌지, 전기냉장고 등
냉온방용품구	0.00446	0.00446	롬에어콘, 전기화로 등
자동차	0.01818	0.01818	
교양오락용내구재	0.00972	0.00883	TV, 비디오카메라 등
완구	0.00311	0.00087	TV게임기
그 외	0.01315	0.00076	전화기
그 외의 공업제품	0.11315	0.01027	
의약품	0.01043	0.01027	
그 외	0.10272	0.00000	
전기·도시가스·수도	0.04377	0.00000	
출판물	0.01734	0.00000	
서 비 스	0.48411	0.21568	
민영임세	0.03161	0.03161	
자가의 귀속집세	0.13401	0.13401	
공공·개인 서비스요금	0.25077	0.05007	
보건의료 서비스	0.01579	0.01541	진찰료, 임원비, 제와 맛사지
항공운임	0.00381	0.00381	
통화료	0.01745	0.01745	
숙박료	0.01340	0.01340	
그 외	0.20031	0.00000	
외 식	0.06773	0.00000	
총 합	1.00000	0.31099	

(비고) 1. 가중치는 1990년기준 베이스

2. 사사오입의 관계에서 내역항목합산치는 합계 란의 수치와 반드시 일치하지는 않는다.

## 5. 정 리

이 장에서는, 6장에서 행했던 헤도닉·접근법의 실증(實證)결과를 이용해서, 품질조정기법의 한계에 기인하는 CPI의 계측오차에 관해서 정량적(定量的)인 파악을 시도했다.

먼저, 제1절에서는, 개인용 소형 컴퓨터, 승용차, 비디오카메라의 3종류의 내구 소비재에 관해서, 품질 조정된 물가지수를 산출하고, 이것들의 제품의 품질 변화가 CPI에 어느 정도의 상방편의를 초래하는가를試算(試算)했다. 이 결과, 이들 내구소비재에서는 어느 쪽이나 품질 조정된 물가변동을 나타낸 헤도닉 물가지수의 상승률이 마이너스가 되는 것을 나타냈다. 또, 그 한편으로, CPI에서는 품질조정이 불충분한 것, 혹은 처음부터 CPI대상품목에 포함 되어있지 않은 제품도 있다는 점을 감안하면, CPI에서는 품질 향상이 충분히 고려되지 않고, 이 결과, 내구소비재를 중심으로, 상방 편의가 초래되고 있는 것이 명확하게 되었다.

또, 제2절에서는 CPI의 품목 변경시에 있어서 품질조정기법의 문제점에 대해서, 보다 구체적인 검토를 행했다. 먼저, 헤도닉·접근법을 CPI에서 채용되고 있는 품목특정방식의 영역에 넣기 위한 기본적인 사고방식을 제시한 위에, 승용차에 관해서 품목변경의 모의시험을 행했다. 이 결과, 현행의 품질조정기법은, 개별조사품목의 변경에 즈음하여, 품질변화의 영향을 충분히 조정(調整)하지 못하고, 문제가 생긴 사례가 많은 것이 확실해졌다.

게다가, 제3절에서 고찰한 바와 같이, 일본의 CPI에서는, 서비스분야의 지수 정확도에 있어서, 문제가 클 가능성이 높다. 특히, 채집한 평균적인 주거수준의 향상과 의료기술의 진보 등의 영향은 무시할 수 없다.

이상과 같은, 일본의 CPI에 있어서 품질조정기법의 문제에 의거하면, 제4절에서 검증한 바와 같이, 품질조정기법의 문제점은 CPI전체의 약30%의 가중치에 영향을 끼치고있다고 생각된다. 이 결과, 상방 편의(偏倚)의 원천(源泉)으로서도, 극히 커다란 영향을 가지고 있는 것이 된다.

## 제 7 장의 보 론(補論)

### 헤도닉 물가지수의 산출방법

여기에서는, 헤도닉함수의 추계결과로부터, 품질 조정된 물가지수를 산출하는 사고방식을 정리한다. 헤도닉함수의 추계결과를 기초로 해서 산출된 품질 조정된 물가지수를 「헤도닉물가지수」라고 부른다. 이하에서 물가지수산출에 이용한 헤도닉함수는, 개인용 소형 컴퓨터의 추계(推計)작업에서 이용한 다음 식에서 나타난 양대수선형(兩對數線形)을 상정(想定)한다. 즉,

$$\ln p_{i,t} = \alpha + \sum_{j=1}^n \beta_j \ln x_{i,j,t} + \sum_{k=1}^T \delta_k d_{i,k,t} + u_{i,t} \quad (7-A-1)$$

여기에서,  $x_{i,j}, d_{i,j}, u_{i,t}$ 은 각각  $t$ 기(期)에 있어서 제  $i$ 재(財)의 제  $j$ 번째의 특성, 제  $k$ 기의 기간 더미, 오차 항을 의미하고 있다. 역시, 승용차, 비디오카메라에서 이용했던 반대수선형의 함수형을 이용해도 이하와 같은 논의가 가능하다.

구체적인 헤도닉 물가지수의 산출방법은, 헤도닉함수의 추계식에 연차더미(dummy)를 포함하는가 아닌가로 달라진다. 먼저, 연차더미를 포함한 총년차 추계, 인접(隣接) 2년차추계(2年次推計)에 있어서는, 연차더미에 걸린 추계매개 변수(parameter)를 참수(眞數) 변환한 수치가 품질 조정된 물가지수가 된다. 즉, 기준시점( $t=0$ )에 있어서 제  $j$ 번째의 특성의 크기를 0로 하고, 이것을 (7-A-1)식에 대입하면, 기준시점의 연차더미는 모두 0의 수치를 취하고, 또, 비교시점( $t=s$ )에 대해서는

$$d_{i,k,t} = \begin{cases} 1 & (t=s) \\ 0 & (t \neq s) \end{cases} \quad (7-A-2)$$

가 되기 때문에, 기준시점 및 비교시점에 있어서 품질을 일정하게 한 추계가 격은,

$$\ln \hat{p}_o = \hat{\alpha} + \sum_{j=1}^n \hat{\beta} \ln x_j^* \quad (7-A-3a)$$

$$\ln \hat{p}_o = \hat{\alpha} + \sum_{j=1}^n \hat{\beta}_j \ln x_j^* + \hat{\delta}_s \quad (7-A-3b)$$

가 된다. (단,  $\hat{\phantom{x}}$  는 추계치인 것을 나타낸다.)

여기에서, (7-A-3b)식과 (7-A-3a)식의 차를 취하면,

$$\ln \hat{p}_s - \ln \hat{p}_o = \hat{\delta}_s \quad (7-A-4)$$

이 되고, 연차더미에 걸린 매개변수  $\delta_s$ 는 0기(期)에 대한  $s$  기의 품질 조정된 물가지수의 대수치(對數值)가 되는 것을 알 수 있다. 따라서, 기준시점 0기를 100이 되는 비교시점  $s$ 기의 헤도닉물가지수

$$I_{os} \text{는, } I_{os} = \exp(\delta_s) \times 100 \quad (7-A-5)$$

로서 산출된다.

다음으로, 연차더미를 추계식에 포함하지 않은 단년차(單年次) 데이터(data)에 의해 헤도닉 물가지수의 작성방법을 검토한다.<sup>1)</sup> 0기 및  $s$  기의 추계매개변수를 기준시점으로 한 특성의 크기  $x_j$ 에 의해 평가하고, 그 진수를 취하면, 품질을 일정하게 한 0기,  $s$  기의 추계가격이 다음식대로 얻어진다.

$$\hat{p}_o = \exp(\alpha_o + \sum_{j=1}^n \beta_{jo} x_j^*) \quad (7-A-6a)$$

$$\hat{p}_s = \exp(\alpha_s + \sum_{j=1}^n \beta_{js} x_j^*) \quad (7-A-6b)$$

따라서, 기준시점의 0기를 100으로 하는, 비교시점  $s$  기의 헤도닉 물가지수

$$I_{os} \text{는 } I_{ok} = \hat{p}_s / \hat{p}_o \times 100 \quad (7-A-7)$$

이 된다.

1) 연차더미를 이용하지 않은 품질 조정된 물가지수의 산출방법으로서, 이 원고에서 이용한 기준시점의 평균적인 특성치에 의해 추계매개변수를 평가하는 방법 외에, ①기준시점과 비교시점의 양방에 존재하는 제품은 조사가격을 이용하고, 기준시점 밖에 존재하지 않는 제품에는, 헤도닉함수에 의한 추계가격에 의해 채우고, 제품의 점유율을 가중치로서 물가지수를 산출하는 합성방법(composite), ②추계된 특성의 그립자가격을 이용해서, 기준시점의 제품 특성, 각제품의 점유율에 의해, 물가지수를 합성하는 방법(특성가격지수)등도 존재한다. (Triplett [1988], Cole *et al.*[1986]등을 참조). 그러나, 이것들의 방법에는, 각 모델의 시장점유율에 관한 정보가 필요하게 된다는 제약이 있다.

## 제 8 장 가격조사와 물가

본 장에서는, CPI의 추계오차에 관해서, 조사가격·가중치 등을 둘러싼 일 본고유의 통계작성 기술적인 문제점을 고찰한다. 통계작성 기술적인 문제로서는, 가격조사방법의 문제와 가중치의 문제로 크게 나뉘어진다는 먼저 근래 가격 파괴와의 관계에서 주목을 끌고 있는 물가지수의 물가조사샘플의 문제에 관해 개념정리를 하고 나서, 가격파괴와 CPI의 함수를 둘러싼 논점을 돌이켜보는 동시에, 코오베지진의 사례연구(case study)를 통해서, 할인점 등의 진출확대의 정량적(定量的)인 영향을 검증한다. 계속해서, CPI 가격조사 방법에 관해서, 계절성 상품과 민영집세·자기 집의 귀속(歸屬)집세가격의 문제점을 정리한다. 이어서 가중치 작성방법상의 문제점으로서, 기초자료가 되는 「가계조사」가 안고있는 문제와 내구소비재·자기 집의 귀속집세의 취급에 관해서 논의한다.

### 1. 가격조사 샘플(sample)의 문제 : 가격파괴와의 관계

#### 1.1 가격파괴와 물가지수의 관계 : 개념정리

가격파괴와 CPI의 관계에 관해서 검토하기 위한 출발점으로서, 먼저, 「CPI가 가격파괴현상을 적절하게 반영하고 있다」란, 어떠한 상태를 의미하고 있는 가라는 점에 관해서, 개념정리를 해두고, 여기에서 중요한 점은, CPI의 현행 작성방법의 아래에서, 가격파괴가 치우침(bias)을 초래하고 있는가 아닌가를 점검하는 포인트는 무엇인가를 명확히 하는 것이다.

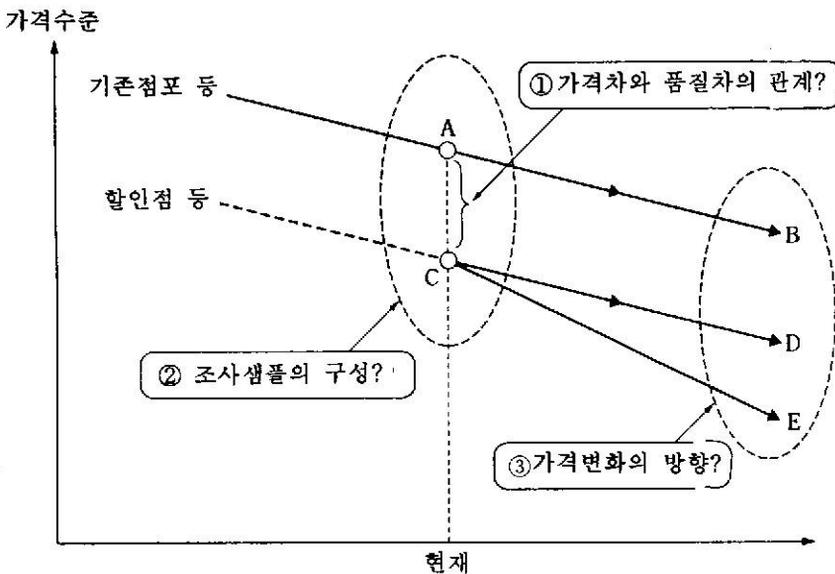
이러한 체크포인트(checkpoint)로서, 구체적으로는, 이하의 3점을 들 수 있다. (체크포인트의 개념도를 그림 8-1로서 나타낸다)

- ① **품질차와 가격차의 관계** 밀접한 대체제품이 복수의 점포형태로 병행적으로 판매되고 있는 경우, 점포형태간의 가격차는 그 품질차에 대응하고 있는가(그림 8-1에 있어, A,C사이의 가격차가 그 품질차에 대응하는가)
- ② **조사샘플의 구성** 조사가격의 샘플은 소비자의 구입행동을 적절히 반영하고 있는가(동, 가격샘플이 A,C를 적절한 비율로 안고있는가)

③ 가격변화의 방향과 변화율의 크기 똑같은, 밀접한 대체관계에 있는 제품이 복수의 점포형태로 병행적으로 판매되고 있는 경우, 양자의 (품질 조정된 베이스에서의) 가격변동의 방향성은 평행(parallel)인가(동, C에서의 가격변화의 방향은, A부터 B로의 가격변화와 평행적인 D로 향하고 있는가, 그렇지 않으면 평행적이지 않은 E등으로 향하고 있는가).

여기에서, 3개의 체크포인트에 관해서 좀더 상세히 보면,

그림 8-1 가격파괴와 CPI의 관계의 개념도



먼저, 제1의 체크포인트는 기준점포와 할인점(discount store)사이에 있어서 제품의 가격차가, 기준점포와 할인점에서 판매되고 있는 제품간의 품질차에 대응하고 있는가 라고 하는 것이다. 단지, 여기에서의 품질차는, 정확하게는, 「제품 그 자체의 가격차」 만이 아니고, 쇼핑의 편리함, 계산대와 주차장의 혼잡도, 애프터 서비스의 충실도 라는 「판매서비스의 품질차」도 포함되는 점에 주의가 필요하다. 만일, 여기에서의 가격차가 품질차와 동일한 것이라면, 품질을 일정하게 한 경우의 가격변동을 파악하는 CPI에서는, 가격은 불변이라고 간주된다.

그러나, 기준점포에서 할인점으로 손님의 유동이 있다고 보여지는 실상을

생각하면, 양자의 품질차를 고려한 위에서도 할인점(discount store)이 싸다고 판단하는 소비자가 증가하고 있다고 추측된다. 즉, 소비자에 있어서, 기존점포와 할인점(discount store)의 어느 쪽이나 밀접한 대체관계에 있는 상품이 구입 가능하다고 하면, 양자의 소매가격을 품질차에 있어서 조정한 베이스의 가격을 비교한 위에, 싼 쪽에서 구입하고 있다고 생각된다 이 것은, 다음의 식에서,

$$\begin{aligned}
 (\text{기존점포에서의 판매가격}) &\geq (\text{할인점의 판매가격}) \\
 &< \\
 &+ (\text{제품자체의 품질차}) \\
 &+ (\text{판매서비스의 품질차})
 \end{aligned}$$

(좌변)>(우변)이 성립하고 있는 것을 의미하고, 이 품질차를 조정한 베이스에서의 가격차에 대해서는, CPI상에서도 지수수준의 하락으로서 반영시킬 필요가 있다.

또, 제2의 체크포인트가 되는 조사샘플의 구성은, 할인점에서의 상품구입과 개인(private) 브랜드(brand)상품의 구입이, 소비자의 사이에서 어느 정도 일반화하고 있는가 라고 하는 것이다. 제1의 체크포인트에서는, 할인점 쪽이 품질조정 뒤의 가격이 싸다고 판단하는 소비자가 증가하고 있다고 보여지지만, 이러한 소비자가 어느 정도 대세를 점유하게 되고 있는가 라고 바꿔 말할 수 있다.

이점, 각종 제품의 할인점이 차례로 오픈하고, 업적을 넓히고 있는 현상을 보면, 할인점에서의 판매점유율이 확대경향에 있는 것은 틀림없다고 판단되고, 이러한 점포에서의 판매가격도, 물가동향을 본 위에, 무시할 수 없게되고 있다고 생각된다.(물론, 이러한 소비자의 구입행동의 변화에 관해서는, 어떠한 제품에서, 어떠한 점포형태로 이동하고 있는가의 실태조사가 필요한 것은 말할 것도 없다.)

최후로, 제3의 체크포인트의 기존점포와 할인점의 가격변동이 평행(parallel)으로 이동하고 있는가의 점이지만, 이것이 중요한 의미를 가진 것은, CPI는 가격의 절대수준을 측정하는 것은 아니고, 가격변동의 방향성을 파악하는 것에 목적이 있기 때문이다. 다시 말해, 가격변동의 방향성을 파악하기 위해서는, 가격의 절대수준을 문제로 할 필요는 없고, 조사대상품목이, 그 속한 품목 전체의 가격변동과 평행으로 이동하면, 가격지수에 치우침은 생기지 않는다.

단지, 가격변동의 방향성에 관해서는, 최근시점에서의 움직임이 평행이었어도, 이후도 영속적(永續的)으로 안정한 관계가 유지될 보장은 없는 것에 주의해야만 한다.

## 1.2 소매업의 구조변화와 물가지수 디플레이션(deflation)

물가지수의 정확도, 혹은 「계측오차」라고 하는 문제를 둘러싸고는, 이 「가격파괴」와의 관련된 문제가 많다. 즉, 할인점과 길가(roadside)점포의 증가, 대형 슈퍼에서의 개인(private) 브랜드제품 취급의 확대 등, 「가격파괴」라고 불리는 움직임이 광범화 되고 있다. 그 한편에서, CPI(신선식품을 제외한 총계 베이스)는, 1995년 3월까지 완만한 상승을 계속해 왔다.<sup>1)</sup> 그 때문에 「CPI는, 최근의 가격하락의 움직임을 확실하게 반영하지 못하고, 생활실감(生活實感)과의 괴리가 크다」라는 비판이 높아지고, 다양한 수준(level)에서 논의가 넓어지고 있다.

이하에서는, 이러한 CPI에 대한 비판과 이것에 대한 총무청측에서의 반론을 돌이켜보는 것을 통해, 「가격파괴」에 대표되는 소매업의 구조변화가, 물가지수에 어떠한 영향을 주고있는가를 정리한다.

### CPI 에 대한 비판

「CPI는 가격파괴의 실태를 적절하게 반영하지 못하고, 생활실감과 떨어져있다.」라는 주장을 지지하는 논거(論據)로서 자주 인용되는 조사결과에, ①통상산업성[1994]에 의한 「최근의 소매물가의 상황에 관한 조사결과」와 ②대형슈퍼 西友[1994]에 의한 「西友물가지수」의 두 가지의 조사가 있다. 이제까지의 의논을 평가할 실마리로서, 최초에, 이 두 개의 소매가격조사의 개요를 정리한다.(양 조사의 개요에 관해서는 표 8-1을 참조)

먼저, 통상산업성에 의한 조사에서는 점포형태별의 소매가격차의 파악과 「소매물가통계조사」라는 할인점 등을 포함한 점포형태별가격수준이 비교가 목적이다. 이 때문에, 조사방법으로서는, CPI 대상품목에서 가중치가 큰 25품목을 선택하고, 1994년 2월 시점에 있어서 동경도구부(東京都區部)의 점포가격을 조사<sup>2)</sup>했다. CPI가격과 차이는, 조사점포에 할인점을 다수 집어넣고 있다는

1) CPI(신선식품의 제외한 총계) · 전년동월비는, 1995년 4월에 -0.1%와 1987년 5월 (-0.2%)이래 약 8년 만에 마이너스로 전환됨

것 이외, ① 조사하는 날에 토요일을 포함하고 있는 것, ②7일 이내의 단기간 세일<sup>3)</sup>이나 묶음판매<sup>4)</sup>상품의 가격을 포함하고 있는 것, 의 두가지 점이 크게 다르게 되어있다. 이 조사결과를 통해, ① 「소매물가통계조사」와의 비교에서는, 25품목의 조사대상품목 중 23품목에 있어 「소매물가통계조사」가 보다 비싸게 되어 있었던 점, ② 점포형태를 저 가격인 것부터 늘어 놓으면, 할인점, 슈퍼, 전문점, 콤비니언스 스토어, 백화점의 순이 되고, 평균하면, 백화점은 할인점에 대해서 4할 정도 비싼 것으로 나타났다.

표 8-1 통상산업성·西友의 소매가격조사의 개요

	통상산업성 조사	西友 물가지수
조사의 목적	① 점포형태별 소매가격차의 파악 ② 「소매물가통계조사」와 할인점등을 포함한 가격수준의 비교	① 소비자가 기호변화에 동반한 소비자의 구입상품가격의 변화를 파악
조사의 개요	① 대상품목...CPI 대상품목 중, 가중치 높은 25품목(CPI 커버리지는 4.5%) ② 조사품목...원칙적으로 「소매물가통계조사」와 동일 ③ 조사시점...1994년 2월 ④ 조사대상점포...동경도의 백화점, 슈퍼, 콤비니언스스토어, 전문점, 할인점. ⑤ 조사대상가격...현금판매소매가격으로, 7일 이내의 할인, 한정판매, 토요일의 가격도 포함	① 대상품목...CPI 대상품목중 135품목(CPI 커버리지는 13%) ② 조사품목...西友의 점두(店頭)판매 가격 ③ 조사시점...1992년도하기, 1993년도 하기 ④ 조사점포...전국의 西友 ⑤ 조사대상가격...대상품목의 판매총액을 판매수량에서 제외한 평균단가
주요한 결과	① 25품목중 23품목에 있어 「소매물가통계조사」가 비쌌 ② 점포형태별로는, 할인점, 슈퍼, 전문점, 콤비니언스스토어, 백화점의 순으로 저 가격(할인점과 백화점의 차이는 약4할의 가격차가 존재) ③ 점포형태간에 가격차 큰 품목은 남자팬츠(brief), 티슈,비디오테이프, 신사복 등, 가격차이가 작은 품목은 입술연지, 드링크제, 종이기저귀	① 가게조사의 지출 점유율에 의한 가중 평균한 종합지수는 -6%의 하락 ② 하락폭 큰 것은, 신사복, 과자, 식료

(비고)통상산업성 [1994], 西友[1994]를 기초로 작성

- 2) 점두의 가격표에 표시되어 있는 가격을 조사원이 실제 조사한 것.
- 3) CPI에서는 통상 판매되고 있는 가격을 조사하는 것을 목적으로 하고 있기 때문에, 바겐세일에 관해서는 조사시점에서 개시되고 나서 7일 이내인 경우는, 그 가격은 조사대상외로 취급하고 있다.
- 4) 예를 들어, 비디오테이프 3권 1,000엔이라는 형태로, 동일 상품의 정리된 수량에 관해서 할인가격으로 판매하는 방법. 역시, CPI에서는 1995년 1월에 품목변경을 하고, 비디오테이프에 관해서는, 3본 1팩의 묶음 판매가격을 조사하는 형태로 변경되고 있다.

③ 점포형태별의 가격차는, 품목에 따라 꽤 다르지만, 가격차가 큰 품목은 남자 팬츠(brief), 티슈페이퍼(tissue paper), 비디오테이프, 신사복 등이고, 반대로 작은 품목은 립스틱, 드링크제, 종이기저귀 등으로 나타났다. 따라서, 어느 정도 조사품목의 품질을 갖춘 베이스에서 보아도, 품목에 있어서는, 백화점·전문점 등과 할인점과의 사이에 꽤나 가격차가 존재하고 있는 것이 된다.

단지, 여기에서 주의해야만 하는 것은, CPI와의 가격조사방법의 차이나 조사품목의 품질차라는 요인이, 조사결과에 어느 정도 영향을 미치고 있는가를 반드시 명확하지는 않다는 점이다. 구체적으로는, 가격차가 큰 상위 3품목은 남자 팬츠, 티슈페이퍼, 비디오테이프라고 되어있지만, 이것들의 제품은 슈퍼나 할인점 등에서는 「묶음판매」로 팔리는 경우도 많기 때문에, 판매형태의 차이가 절대적인 가격수준에 꽤 영향을 준다고 추측된다.

또, 제4위의 신사복에 있어서는, 조사품목의 특정화 조건이 꽤 약해서, 가격차 중에서는 품질차의 영향이 상당한 정도로 혼입(混入)되 있을 가능성이 높다. 그 외에, 토요일이나 7일 이내의 세일상품의 조사가격의 영향도 예상되지만, 구체적으로 어느 품목에서 어느 정도의 영향이 있는가는 이 조사결과 만으로는 추측하기 어렵다.<sup>5)</sup>

다음으로, 대형 슈퍼의 西友[1994]에 의한 「西友물가지수」는, CPI의 조사대상품목은, 가격조사의 계속성을 중시하고 있지 때문에, 소비자의 급격한 기호변화에 대응하지 못한다는 문제의식을 토대로 작성되었다.<sup>6)</sup> 산출방법으로서, CPI대상품목 중에서 가중치가 큰 135품목을 추출하고, 이것들의 품목에 관해서 판매 POS데이터의 판매금액을 판매수량으로 제외한 품목별의 평균가격을 산출, 가계조사의 지출점유율에 보다 가중 평균하는 방법을 채용(採用)하고 있다.

이 조사결과에 의하면, 1993년도 하반기의 총계지수는, 1992년도 하반기에 비해 -6%하락하고, 품목별로는, 신사의복(신사복, 슈타), 과자(비스킷, 아이스크림 등), 음료(콜라, 과실음료 등)에서 하락 폭이 크다.<sup>7)</sup> 여기에서 나타났던, 소비자의 구입단가의 저하는, 소위 「주요상품」이, 보다 저 가격대의 상품으로 이행(移行)하고 있는 것을 시사하고, 이제까지의 가격조사품

5) 7일 이내에서 할인상품의 영향에 관해서는 다음절에서 검토한다.

6) 西友지수의 목적과 조사결과에 대한 西友의 견해에 관해서는, 坂本[1994]도 참조

7) 그후, 1994년도 상반기의지수가 공표 되고, 대상품목은 217품목(CPI 적용범위(coverage) 25%)로 확충되어 조사가 행해지고, 계속해서 -6.2%하락하고있다.

목으로는, 품목전체의 가격변동을 파악하는 것은 곤란하게 될 가능성이 있다고 생각된다.

### 총무청측에서의 반론

이러한 조사결과에 기초한 CPI에의 비판에 대한 반론으로서, 1994년 8월 2일부 일본경제신문에, CPI작성당국인 총무청의 古田소비통계 과장(당시)의 논문(古田[1994])이 게재되었다. 논문에서는, 「CPI가 「가격파괴」의 실태를 반영하지 않는 것은 아닌가라는 비판은 오해에서 비롯된 것」으로서, ①WPI(소매물가지수)동향과 CPI동향의 괴리(乖離)를 어떻게 생각하는가, ② 할인점과 개인 브랜드(private brand)상품 등의 가격동향을 충분히 반영하고 있는가, 라는 2점을 중심으로 반론을 전개하고, CPI는 적절하게 작성되어 있다라는 견해를 피력했다.

먼저 WPI 동향과의 괴리에 관해서는, CPI와 WPI의 차이는, 기본적으로는, CPI에서는 서비스가격이 포함되어있지만, WPI에서는 포함되어있지 않다는 적용범위(coverage)의 문제로서, 이것을 대략적으로 뽑아낸 베이스에서 양자의 전년비(前年比)의 움직임을 비교해 보면, 대략 같은 모양의 저하를 나타내고, 「범위를 합해보면, CPI도 최근의 가격하락 등의 실태를 충분히 반영하고 있는 것이 이해된다.」라고 지적하고 있다.

CPI와 WPI의 적용범위의 차이의 영향을 확인하기 위해, 그림 8-2로서, CPI 전국과 국내 WPI 에 관해서, 3단계의 다른 집계수준으로 전년비의 움직임을 나타냈다.

먼저, 상단에서는, 지수 전체로서의 움직임을 나타낸 CPI 전국·「총계(신선식품 제외)」와 국내 WPI·「총평균」을 도표(plot) 했지만, 양자의 변동은 좀 달라져 있을 뿐 아니라, 괴리폭도 크다. 즉, 양자의 괴리 폭은, 1994후반에 있어서 약간 축소하고, 최근시점에서는 1.5%정도라고 되어있지만, 1991년 후반부터 1994년 전반에 있어서는, 2.5%에서 3%정도로 떨어져있다. 따라서, 이 베이스에서는 적용범위에서, CPI는 서비스를 포함하지만, WPI는 포함하지 않는 다라는 차이가 존재한다.

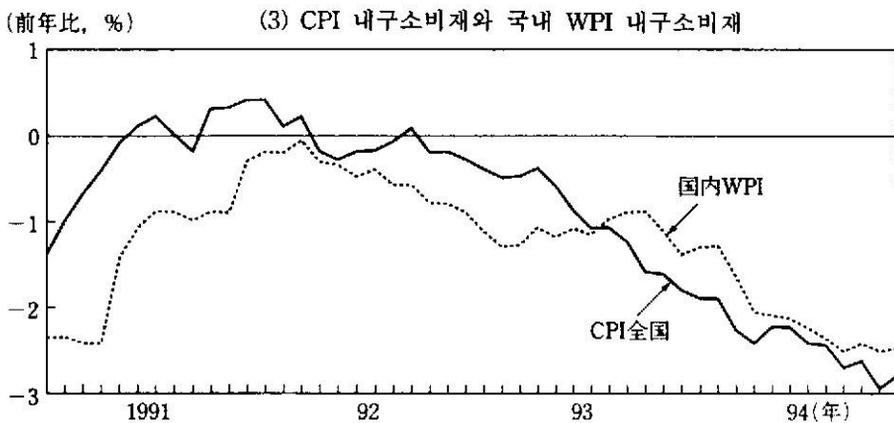
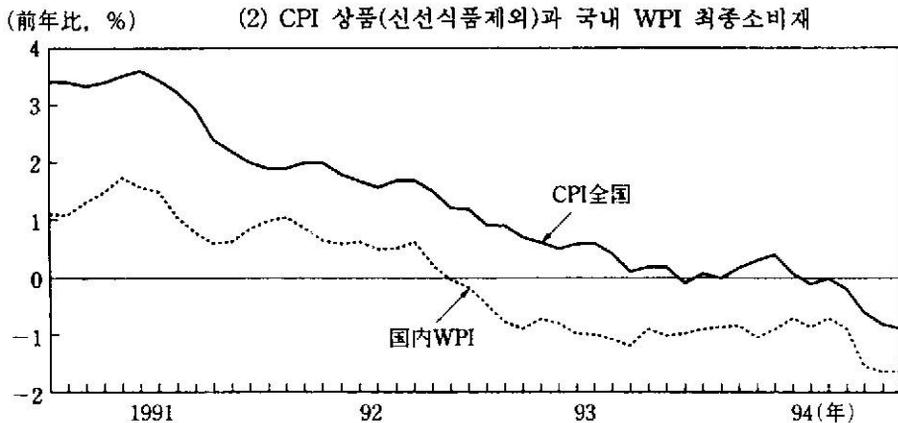
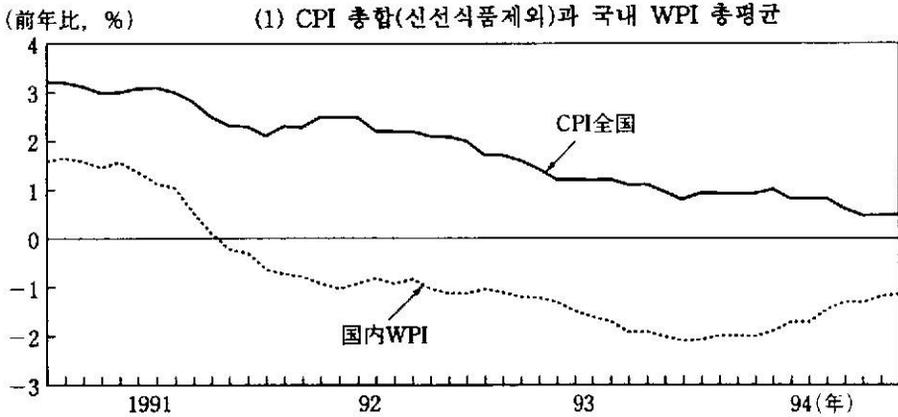
다음으로, 중단에 도표(plot)한 CPI국내·총계(신선식품 제외)에서 서비스를 제외한 「상품(신선식품 제외)」과 국내 WPI·「최종소비재」를 보면, 이 베이스에서는, CPI와 WPI의 변동은, 평행에 가까워진 것 외에, 괴리폭도 꽤 축소되어 있다. 게다가, 하단에 나타난 CPI 전국·「내구소비재」와 국내 WPI·「내구소비재」에 있어서는 전년비의 수준이 크게 접근하고, 최근시점에 있어서는, CPI의 전년비가 WPI를 밀돌고 있다.

이상의 사실은 CPI와 WPI의 지수 전체로서의 변동의 차이는, 적용범위의 차이가 크게 영향을 미치고 있는 것을 나타낸다. 단지, 베이스를 어느 정도 맞춘 다음, CPI와 WPI의 변동이 대체로 같은 경향을 나타내고 있는 것을 가지고, CPI는 가격저하의 움직임에 반영하고 있다고 결론 내리는 것은 조금 단편적이라고 하지 않을 수 없다.

즉, CPI가 수반하는 소매가격은, WPI에는 대충 합당하다고 생각되는 소매점의 매입가격외에, 소매점의 인건비와 판매관리비, 이익 등이 포함되는 소매마진의 움직임에도 좌우 된다. 소매 마진의 시계열적인 변동에 관해서는, 西村·坪内[1991]가 있지만, 이것에 의하면 유통마진은, 임금과 생산성의 변화에 따라서 시계열적으로 변동하고 있는 것을 나타내고 있다. 따라서 CPI가 WPI와 평행(parallel)하다면 좋다고 결론 지을 수 있는 것에는, 최근시점에서 소매마진이 일정한 것을 확인하지 않으면 안되지만, 이러한 점은 분석되어 있지 않다.

다음으로, 할인점 등의 가격동향을 충분히 반영하고 있는가하는 점에 있어서, 「소매물가통계조사의 조사점포나 품목은 고정적으로 경직적인 것은 아니다」에서, 「소비자의 구매행동의 변화와 상품의 판로에 대응해, 수시로 재평가가 행해지는 구조로 되어있다.」라고 주장하고 있다. 또, 이점과 관련해서, 「소매물가통계조사」의 조사가격이 높다고 하는 비판에 대해, 「CPI는 가격의 변화를 파악하는 것이기 때문에 평균가격수준이 잠정적으로 약간 높다고 해도 문제삼을 수 없다.」라는 견해도 나타나고 있다.

그림 8-2 CPI와 WPI의 지수변동의 비교



(資料) 日本銀行「卸売物価指数」, 総務庁「消費者物価指数」.

확실히, CPI는 가격변동의 방향성을 파악하는 것이지, 가격의 절대수준에서의 높고 낮음을 문제로 삼고 있는 것이 아니다. 따라서, 조사가격의 절대수준이 높기 때문이라고 해서, 그것만으로 조사 가격으로써 부적절하다고는 판단

할 수 없다. 단지 이러한 샘플이 조사가격으로서 적당한 것을 주장하기 위해서는, 조사샘플의 비싼 가격이 품질 차를 적절하게 반영한 것이라는 점과, 가격변화의 방향성이 품목전체의 움직임을 반영한 대표성 높은 것이라는 점의 두가지를 설명할 필요가 있다.

따라서, 소매물가통계조사의 조사점포와 품목이, 어떠한 기준에 기초해, 어느 정도의 빈도로 변동되고 있는가에 대해서는, 구체적으로 공표 되어 있지 않기 때문에, 「소매물가통계조사」에 대해, 어떠한 평가가 내려지는가는 명확하지 않다.

게다가, 古田[1994]에서는, 이상과 같은 논점에 입각한 결론부분에 있어서, 「(「가격파괴」현상에 의한)변화 안에, CPI에 반영시켜야 하는 것, 시켜서는 안되는 것은 당연히 CPI의 목적에 따라서 구분된다.」고 표현함으로써, 은근히 CPI에는 필요한 변화가 반영되고 있다고 주장하는 것을 읽을 수 있다. 그러나, 거기에서는, 지면(紙面)의 제약(制約)등도 있어서인지, 「CPI에 반영시켜야 하는 변화」와 「CPI에 반영시켜서는 안되는 변화」와의 구분이 충분히 명확하게 기술되어 있지 않다.

### 가격파괴와 물가지수의 계측(計測)오차

「가격파괴」와 CPI를 둘러싼 논의에 대해서는, 최근의 할인점의 진출확대와 개인 브랜드 상품의 증가라고 하는 소비자의 구매행동의 변화를 감안하면, 직감적인 수준으로는, 현행의 CPI 가격조사방법에 문제가 있는 것은 아닌가하는 지적이 맞는 것같이 보인다. 그러나, 이 논의를 보다 엄밀하게 논증하기 위해서는, CPI를 비판하는 쪽, 이것에 반론하는 쪽의 어느 쪽에서도, 결정적인 논증은 행해지고 있지 않다.

「가격파괴」와 CPI를 둘러싼 논쟁은, CPI의 추계오차에 관해서 포괄적인 문제를 제시하고 있기 때문이라고 생각해야 할 것이다. 다시 말해, 여기에서 문제가 되고 있는 것은, 많은 논자(論者)들이 초점을 맞추고 있는 할인점 등, 가격파괴를 주도해 온 소매형태가 조사대상에 포함되어 있지 않다고 하는 것은 「가격조사샘플」의 문제만은 아니다. 예를 들어, 주요상품이 보다 저 가격대의 것으로 이행(移行)한 경우, 가격의 저하가 양자의 품질차로 균형을 이루는

지 아닌지를 파악하는 것은 품질을 일정하게 유지한 경우의 가격변동을 쫓아가는 물가지수 상에서의 취급과는 정반대의 것이 된다.

또, 사람들의 소비행동이 크게 변화하고 있을 때, 몇 년 전의 소비지출구성을 근거로 해서, 조사대상품목이나 조사한 가격을 합성하기 위한 가중치가 결정되어있다고 한다면, 설령 개별품목의 지수가 정확하게 작성되어 있다해도, 합성된 물가지수는, 현실을 바르게 반영한 것이라고 말할 수 없다.

이러한 관점에서 가격파괴와 CPI를 둘러싼 논쟁을 보면, 본서의 제재가 되어있는 품질변화의 영향이나 상대가격변동과 고정가중치의 문제, 가격조사기법의 문제 등, 물가지수전반을 둘러싼 여러 가지 문제가 관련돼 있는 것을 이해할 수 있을 것이다.

### 1.3 코오베 지진재해의 사례연구(case study)

그러면, 할인점 진출에 의한 물가지수의 하락 효과는, 어느정도 일까. 이 점에 대해서, 미국에서는, Reinsdorf[1993]가, 식료품과 가솔린에 관한 추계를 행하여, 연율 0.25%에서 2%정도의 상방 편의를 초래하고 있다고 하는 결과를 얻고 있다. 일본에서 이것과 같은 연구를 행하는 것은 데이터의 제약상, 곤란하다.

그러나, 코오베지진재해 전후에서의 효고현의 CPI의 변동은 극히 특이한 변동을 나타내고 있어, 이것을 봄으로서, 할인점 보급이 어느 정도의 영향을 주는가를 생각하는 실마리가 된다. 효고현의 1995년 2월의 CPI 는, 전월비에서 -2.3%로 동경도(동-0.4%)를 크게 상회하는 하락이 있었다. 이것에는, ①불을 통해서 조리할 필요가 있는 신선식품의 값이 떨어졌다. ②점포에 피해를 받았던 상점의 재고정리 등 가격절하의 움직임이 보였다고 하는 요인이 작용된 것 외에 ③휴업중의 백화점이나 일반상점에 대체해 비교적 가격이 싼 슈퍼 등이 조사대상에 포함되었다 라는 등의 사정이 있었다고 보도되었다.<sup>8)</sup>

8) 예를 들어, 1995년 3월 3일부 일본경제신문(석간)을 참조.

표 8-2 효고현 · 동경도구부의 CPI 전월비(2월)의 비교

	92-94년 (a)	95년 (b)	과 리 (b)-(a)	비 고
주류	0.0	-15.1(-0.1)	-15.1(-0.2)	맥주, 양주 등
내의류	0.8	-14.0(-0.1)	-14.8(-0.1)	
전통옷	-0.4	-11.4(-0.1)	-11.0(0.0)	
교양오락용품	2.8	-10.8(-0.3)	-13.6(-0.3)	완구, 스포츠용품 등
보통교육	0.0	-7.9(-0.1)	-7.9(-0.1)	
외식	-0.1	-6.2(-0.5)	-6.1(-0.5)	
그 외의 피복	-0.7	-5.8(0.0)	-5.1(0.0)	넥타이, 벨트 등
서적 · 다른 인쇄물	-3.0	-5.5(-0.1)	-2.5(0.0)	신문, 잡지, 서적
과자류	-0.2	-4.8(-0.1)	-4.6(-0.1)	
가사잡화	0.0	-4.6(0.0)	-4.6(0.0)	식기류, 부엌용품등
어패류	-0.1	-3.8(-0.1)	-3.7(-0.1)	
약세사리	0.5	-3.4(0.0)	-3.9(-0.1)	가방, 시계, 반지 등
보건의료용품 · 기구	-0.2	-3.3(0.0)	-3.1(0.0)	종이거저귀, 생리용품등
이미용 서비스	-0.2	-3.3(0.0)	-3.1(0.0)	입욕료, 이발료
의약품	-0.2	-2.9(0.0)	-2.7(0.0)	
통신	0.0	-2.7(-0.1)	-2.7(-0.1)	우편, 통화, 운송
육류	-0.7	-2.6(-0.1)	-1.9(0.0)	
유란류	0.6	-2.5(0.0)	-3.1(0.0)	
설비수선 · 유지	-0.2	-2.3(0.0)	-2.1(0.0)	가옥설비, 수선서비스
합계		(-1.9)	(-1.9)	
신선식품관련 제외		(-1.7)	(-1.7)	

(자료) 총무청 「소비자물가지수」, 효고현 「효고현의 소비자물가지수속보」

1. 표에 나타난 계수는, 동경도구부와 효고현의 CPI(중분류 베이스)전월비(2월)의 괴리폭. 단지, 괄호 안은 동경도구부의 가중치에서 합성한 기여도.

(비고)

2. 표에는, 1995년에 관해서, 코오베가 동경도를 2%포인트 이상 하회하는 중분류를 게시.

3. 신선식품관련을 제외한 베이스는, 어패류, 육류, 유란류의 3중분류를 제외.

그래서, 효고현과 동경도구부에 있어서 지진전후에서의 CPI의 변동의 차이를 비교하기 위해, 1995년 2월의 전월비에 관해서, 효고현이 동경도를 2%포인트이상 밀돌고 있는 19개 중분류(中分類)를 괴리 폭이 큰 것부터 순서대로 표 8-2에서 늘어놓아 보았다. 이것을 보면, 신선식품 관련보다도 주류(맥주, 양주 등), 교양오락용품(완구, 스포츠용품 등), 그 밖의 피복(넥타이, 벨트 등)이라는 원래 할인점에서 할인판매가 크다고 생각되는 품목이 상위에 놓여

있다. 또, 그 전월비 하락 폭의 크기는, 과거 3년간의 변동과 비하면, 두드러지게 크다는 것도 확인된다.

게다가, 표에 나타난 19개 중분류에서 신선식품관련이라고 생각되는 어개류(魚介類), 육류(肉類), 유란류(乳卵類)의 3개 중분류를 제외하고, 효고현과 동경도 구분의 전월비의 괴리 폭을 동경도의 가중치로 가중 평균하면, 총계지수를 약 1.6% 포인트로 끌어내린다는 계산이 된다. 물론, 효고현과 동경도의 전월비의 괴리에는 앞에 말한 대로 점포에 피해를 받았던 상점의 재고 일부 세일 등 효고현 고유의 사정이 영향을 끼치고 있는 부분도 있어, 이 점을 감안해 생각할 필요가 있다. 그러나, 괴리의 큰 분류는, 조사대상으로서 할인점이 추가된 까닭으로 인한 영향이 크다고 생각되는 사실이 많다는 것을 총계하면, 조사대상변경에 따른 끌어내림 효과는 무시할 수 없다고 추측된다.

## 2. 가격조사방법의 문제

본절에서는, CPI에 대체효과가 혼입하는 원인의 하나가 되어있는 가격조사방법의 문제점에 관해서, 실제의 물가지수작성법에 의거해 검토한다. 현행 CPI의 가격조사방법에는, ①특정일의 가격을 조사하고 있기 때문에, 특수요인이 혼입 되기 쉽다. ② 귀속집세에 민영집세의 조사가격을 활용하고 있는 것은, 양자의 주거환경의 차이가 크게 다른 점이 충분히 고려되어 있지 않다, 라고 하는 문제점을 지적할 수 있다.

### 2.1 조사일의 문제

CPI의 가격조사는, 원칙적으로 매월 12일을 포함한 주의 수·목·금 중의 어느 쪽인가에 실시되고 있다.<sup>9)</sup> 따라서, 그림 8-3에 나타난 대로, 요일구성의 차이에 의해 실제의 조사일은 최대 8일간 전후가 된다. 그 때문에, 어떤 달의 특정기간에 조사일이 겹치는가 아닌가에 의해, 가격변동이 크게 달라지는 품목이 보인다.

9) 신선식품이 월 3회의 조사가 되는 것은, 날씨요인 등에 의해, 가격이 크게 변동하기 쉽기 때문이다.

조사일의 영향이 현저하게 나타나는 예로서, 바겐세일기간의 피복제품을 들 수 있다. CPI에서는, 소비자가 일반적으로 구입하고 있는 가격을 조사한다고 하는 관점에서, 특가품을 가격조사의 대상에서 제외하고 있지만, 조사시점에서 8일 이상 연속해서 특가로 판매되고 있는 제품에 관해서는, 가격조사대상에 혼입 되어 취급되고 있다. 이 때문에, 예를 들어, 여름의 바겐세일초기의 7월에 있어서는, 조사일 시점에 있어서 바겐세일 개시 부서의 경과일수가 크게 달라지고, 년도에 따라서, 바겐가격이 CPI에 반영되거나, 되지않거나 한다.

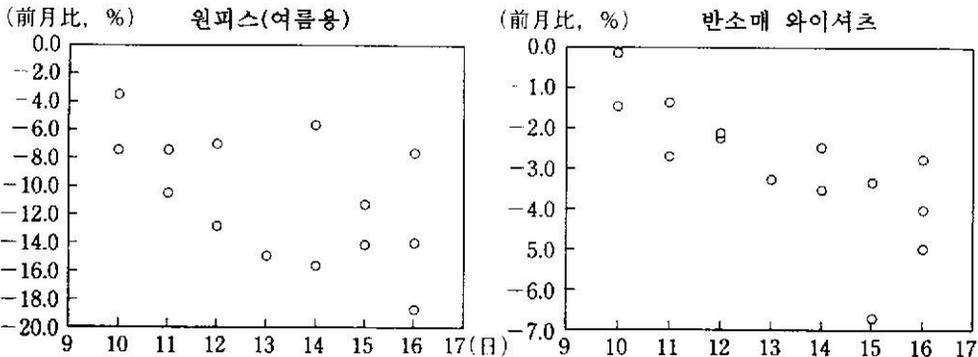
그림 8-3 요일구성과 가격조사일

(가장 빠른 경우)							(가장 느린 경우)						
일	월	화	수	목	금	토	일	월	화	수	목	금	토
		1	2	3	4	5				1	2	3	4
6	7	8	9	10	11	12	5	6	7	8	9	10	11
13	14	15	16	17	18	19	12	13	14	15	16	17	18
20	21	22	23	24	25	26	19	20	21	22	23	24	25
27	28	29	30	31			26	27	28	29	30	31	

(참고) 음영을 칠한 부분이 조사일.

그림 8-4에는, 피복제품을 대표해 부인물(婦人物) 원피스와 반소매 와이셔츠에 관해서, 7월의 가격지수의 전월비와 조사일의 관계를 나타내고 있지만, 이 표를 보면, 가격지수의 하락 폭과 조사일의 사이에 마이너스 상관관계가 관찰된다. 역시 피복제품과 같이 조사일이 지수변동에 영향을 끼치는 예로서, 숙박료 등의 계절요금을 들 수 있다.<sup>10)</sup>

그림 8-4 7월의 피복제품의 가격변동과 가격조



(資料) 總務庁「消費者物價指數」.

(備考) 調査日은 3 日間의 中央日.

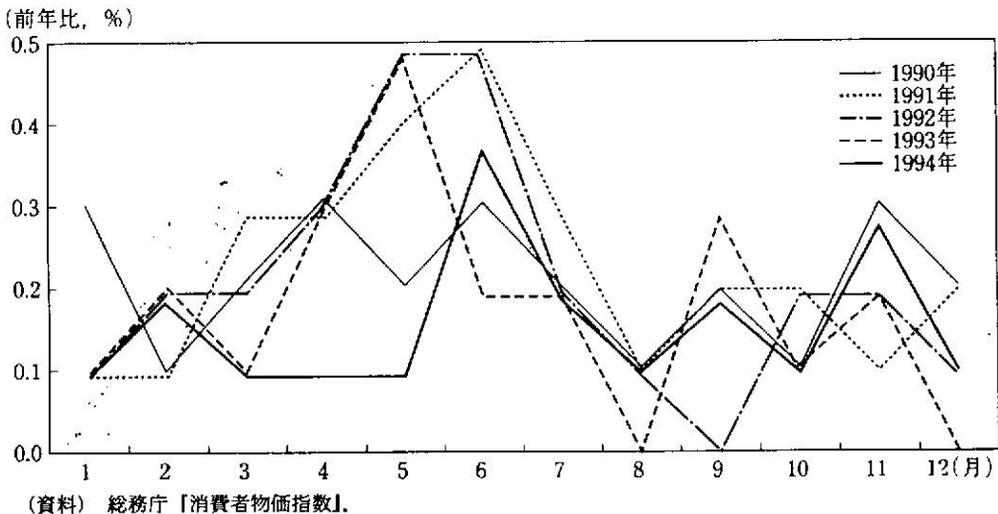
10) 숙박료에 관해서는, 징월(筵), 골든윙크 등이 조사기간에 포함되는가 아닌가로, 요금은 크게 다르다.

## 2.2 민영(民營)집세의 문제

CPI의 민영집세에 관해서는, 가격조사방법과 샘플수의 문제에서, 매월 지수 변동이, 해에 따라 크게 흔들리기 쉽다는 특징이 지적된다. 즉, 민영집세의 가격조사는, 전조사(全調査)샘플을 3분할하고, 3개월에 한번 조사를 하고 있기 때문에, 가격변동은 최대 2개월의 시차를 두고 CPI에 반영된다. 또, 집세의 샘플수가 적은 한편으로, 집세개정은 수년에 1회정도의 빈도로 생기기 때문에, 3분할된 샘플 중에서 집세가 상승한 조사대상이 균등하게 퍼져있을 가능성은 낮다. 이 결과, 집세지수의 변동유형이 매년 상당히 크게 변한다.

이 점을 확인하기 위해서, 그림 8-5에서, 민영집세(목조중주택)의 전월비 변화율을 매년 표시해 보았다. 이 그림에서는, 입주자가 바뀌거나 집세의 개정이 일어나기 쉬운 연도 교체 4월에서 6월경에 걸쳐서 전월비가 크게 상승한다고 하는 큰 계절성이 보여진다. 단지, 이러한 계절성도 가격조사가 3개월의 1회로, CPI에 반영되는 타이밍(timing)에 폭이 생기기 때문에, 4월부터 6월의 어느 달에 상승하는가는, 매년 불규칙한 분포가 보이고, 전년비 베이스에서 본 집세가격의 변동의 교란원인이 되기 쉽다.

그림 8-5 민영집세 (木造中住宅) 전월비의 변동



### 3. 가중치작성방법의 문제

CPI의 가중치는, 「가계조사」<sup>11)</sup>를 기초로 산출되고있지만, 동 조사는, 이제 까지도 통계작성방법에 관해서 여러 가지 문제점이 지적되고 있다. 또, 개별품목의 취급에 대해서도, 내구소비재의 취급의 기본적인 사고방식이나 귀속집세의 가중치 산출방법 등의 문제점이 지적된다.

#### 3.1 기초자료가 되는 가계조사의 문제

CPI 가중치의 산출기초자료가 되고있는 가계조사가 내포하고 있는 문제점에 관해서는, 溝口[1992]가 이제까지의 논의를 개관(概觀)하고 있다.<sup>12)</sup> 여기에서 지적되고 있는 문제점은, ①조사대상으로 하는 가정의 표본추출작업상의 문제, ②회답내용이 가계전체로서의 소비지출의 파악도 문제로 크게 분류할 수 있다.

먼저, 표본추출작업상의 문제점에 관해서는, 가계조사에서는, 정확한 숫자를 입수하기 위해 「가계부방식」을 채용하고 있기 때문에, 조사부담이 무겁다. 한편으로, 조사협력사태가 적기 때문에, 「응답거부가구」가 다수발생하고, 표본 추출 때에 치우침(bias)이 일어날 가능성이 지적되고 있다. 이런 거부가구는 취업별로는, 노무자, 상인·기술자, 자유업종, 무직세대에, 또, 연령별로는 고령자가구, 소득계층별로는 저소득가구가 많다.<sup>13)</sup>

다음으로 회답내용의 문제로서, 조사에 대해서 주로 주부가 회답을 하므로써 미치는 영향을 들 수 있다. 다시 말해, 가계내의 유업자수가 증가하면, 주부에 의한 소비지출 파악 정도가 저하되고, 특히, 부모와 같이 살고 있는 젊은 유업자(有業者)의 소비지출에 관해서는, 충분히 포착되지 않을 가능성이 높다. 또, 독신자세대의 조사가 행해지지 않는 것도 이 점에의 영향을 증폭하고 있을 가능성이 있다.

11) 가계조사의 세부적인 내용에 관해서는, 총무청 [1993b]를 참조.

12) 최근에는, 1994(平成6)년 9월 8일자 일본경제신문(석간)에도, 「가계조사에 4개의 문제」라는 제목으로, ①기업에 시간이 걸리는 한편으로, 사례가 적고, 기업의 누락이 생기기 쉽다. ②조사대상에서 단독세대가 빠져 있다. ③조사생필수가 적다. ④용돈이나 교체비등, 불투명한 지출이 증가하고 있다. 라는 문제점을 지적하는 기사가 게재되어 있다.

13) 가계조사의 샘플의 문제는, 前田[1995]에서도 지적되고 있다.

조사샘플과 회답내용에 관한 문제는, 품목에 따라서 소비지출수준이 과소평가 되어 있는 것은 아닌가하는 의심이 연루되어 있다. 구체적으로는, 내구소비재나 술·담배 등의 기호품에의 지출금액이 생산통계 등과 비교해서 적다는 것이 지적되고 있다.

### 3.2 내구소비재·주택의 취급

물가지수의 기본적인 사고방식은, 어떤 시점에 있어서 입수(入手)가능한 재화·서비스의 가격변동을 포착하려고 하는 것이다. 가장 대표적인 물가지수로서, 가계(家計)가 구입하는 재화·서비스의 가격동향을 파악하는 CPI가 있다. 그 국제적인 작성기준을 제정하고 있는 ILO(International Labor Organization, 국제노동기관)에서는, CPI의 목적에 관해서, 「지수대상인구가 소비를 위해 취득, 사용 또는 지불을 하는 재화(財貨) 및 서비스의 일반적인 가격수준의 시간적 변동을 측정하는 것이다」<sup>14)</sup> 라고 하고 있다.

여기에서, 주택 같은 자산이나 가전제품·가구 등의 내구소비재에 관한 소비활동에 대해서는, 가계가 자산(資産)을 보유 또는 임차할 때, 거기에서 서비스를 누리는 형태가 된다. 이 때문에, 소비활동을 구입시점, 소비시점, 지불시점의 어느 쪽의 베이스에서 포착하는가가 문제가 된다.

일본의 CPI를 보면, 주택에 대해서는, 자기집의 가격정보로서 민영집세를 유용 하는 귀속계산을 행하고있고, 사용시 베이스에서 가격을 계상(計上)하고 있다. 한편, 내구소비재에 관해서는, 비내구소비재, 서비스와 같이, 취급시 베이스에서 계상 된다. 이 결과 주택과 내구소비재의 사이에서 소비활동의 계상시점에 일치성을 갖지 못한다.

그렇다고는 하지만, 주택과 내구소비재의 사이에서, 소비활동의 계상시점에 일치성이 포함되어있지 않다고 하는 점에 관해서는, 양자의 취급에 오히려 일치성을 확보할 필요가 없다고 하는 생각도 할 수 있다. 그 이유로서, 양자의 내용연수(耐用年數)에 큰 차가 있고, 또, 내구소비재는 일반적으로, 중고품가격이 대폭 저하하기 때문에, 주택에 비해서 투자로서의 성격이 두드러지지 않는다 점이 지적된다. 이것은, 내구소비재가, 주택보다도 내구소비재, 서비스에 보다

14) 더 베이[1990], 186페이지

가까운 성격을 갖고있다고 생각되는 것이다.

먼저, 주택의 내용년수에 관해 검토한다. 총무청의 「평성(坪城)5년 주택통계조사보고」에서는, 자기 집의 노후파손 상황별의 건축년수를 조사하고, 주택의 노후파손 상황을 「수리불필요 또는 조금 필요」 「대수리 요함」 「위험 또는 수리불능」의 세 가지로 분류하고 있다. 여기에서는, 이것들의 분류 중에서 「대수리 필요」 「위험 또는 수리불능」의 두 가지를 거주에 적합하지 않은 내용년수가 경과한 주택으로 보고, 평균내용년수를 시산 하면, 31.9년이라는 수치가 얻어진다.<sup>15)</sup>

이것에 대해, 주요한 내구소비재의 내용년수를 보면 표 8-3이 된다. 이 표는, 경제기획청에 의한 「소비동향조사」에서, 1993년 (평성5)년도 중에 팔려 바뀌어진 주요한 내구소비재의 평균사용년수를 가리키고 있다. 평균사용년수는, 룸에어콘의 12.5년에서 비디오키메라의 5.5년까지 불규칙한 분포가 보여지지만, 어쨌든 30년을 넘는 주택의 평균내용년수와 비교하면, 대폭적으로 짧은 것을 알 수 있다.

표 8-3 주요한 내구소비재의평균사용년수

	평균사용연수 (년)	CPI 가중치 (%)	보 급 율 (%)
룸에어콘	12.5	0.3	74.2
전기냉장고	11.2	0.2	97.6
칼라텔레비전	9.5	0.3	99.9
전기세탁기	8.8	0.1	99.3
전기청소기	8.3	0.1	98.3
V T R	7.0	0.1	72.5
승용차·신차	5.8	1.8	79.7
비디오키메라	5.5	0.1	29.9
(참고)자기집	31.9	9.9	59.8

(자료) 경제기획청조사국 「평성6년판가계소비의동향」

(비고) 자기 집의 내용년수는, 「평성5년 주택통계조사보고」(총무청통계국)을 기본으로한 필자의 시산치.

15) 단지, 「대수리 필요」 「위험 또는 수리불능」으로 분류된 주택의 축년수분포(築年數分布)는, 오른쪽 방향으로 경사가 긴 모양으로 분포되고 있다. 이 때문에, 분포의 최빈치(最頻值)는 평균치보다도 낮은 20년으로, 또 중앙치는 27.5년이 되고 있다.

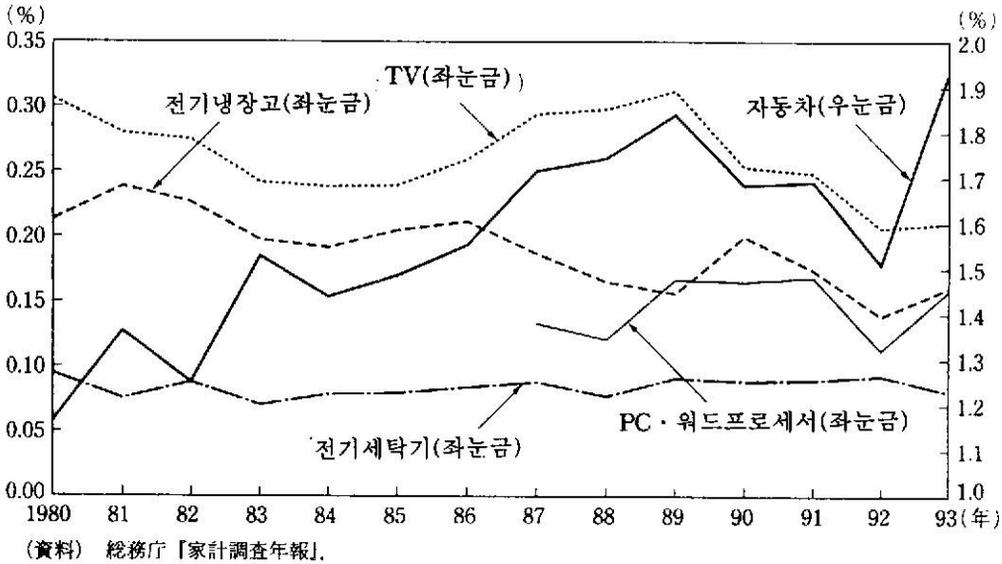
게다가, 지불 수단의 다양성이 양자의 사이에 꽤 다르다고 하는 점도 중요하다. 즉, 주택취득자에 있어서, 주택대출 계약은 대략 유일한 현실적인 선택이지만, 내구소비재의 경우는, 현금, 신용카드 등, 보다 폭넓은 선택이 존재한다. 따라서, 지불 베이스에서 가격변동을 파악하는 것은, 주택의 경우는 적절할 지도 모르지만, 내구소비재의 경우는 반드시 적절하다고는 말할 수 없을 가능성이 높다.

### 3.3 내구소비재 가중치 작성방법의 문제

하지만, 내구소비재에 관해서는, 그 가중치작성 방법이, 기준연차를 어디에서 잡는가에 따라서 크게 흔들리기 쉽다고 하는 문제점도 지적된다. 다시 말해, 애초에 내구소비재의 소비지출을 차지하는 시장점유율은, 가계의 자산사이클의 영향을 받아 변동하기 쉬운 것에 더해, 이미 말한 대로 가중치 산출 기초데이터인 가계조사에 관해서도, 조사샘플이 적은 것이나 이 분야에의 지출이 크다고 추측되는 젊은 유업자와 독신가구의 소비행동이 포착되어 있지 않기 때문에, 커버리지가 낮고, 조사결과가 불안정화하기 쉽다고 생각된다.

사실, 그림 8-6에 나타난 주요한 내구소비재의 소비지출을 차지하는 시장점유율의 추이를 보면, 전기세탁기와 같이 지출 점유율이 비교적 안정된 품목도 보이지만, 자동차, TV, 개인용 소형컴퓨터·워드프로세서 등, 많은 품목의 지출 점유율이 꽤 상이하고, 내구소비재의 가중치는, 기준시점을 잡는 방법에 따라 크게 달라지기 쉬운 것이 확인된다.

그림 8-6 내구소비재의 소비지출 점유율의 변동



### 3.4 귀속집세의 취급

CPI의 자기집 귀속집세에 대해서는, 가격 데이터의 정확도 외에, 가중치 추계상의 문제점도 지적되고 있다. 현행의 평성7년기준 지수에 있어서 귀속집세의 가중치는, 1994(평성6)년에 실시된 「전국소비실태조사」의 자기집세대의 귀속 집세액을 토대로, 1995년(평성7)년까지의 집세 상승율과 가계조사와의 소비지출액과의 수준차 등을 조정해 산출하고 있다.

또, 「전국소비실태조사」의 귀속집세는, 민영 집세액에 대한 설명변수로서, 도시규모 더미(인구규모별), 주택구조더미(목조, 철골·철근 콘크리트 등), 육실유무더미, 건축시기 더미, 주택마루면적을 채용하고, 京浜대도시권, 京浜이외의 3대도시권, 4대도시권의 3지역으로 나누어 각각 추계 되고 있다. 이렇게 산출된 CPI의 귀속집세 가중치에 대해서는, 과소평가, 혹은 과대평가라고 하는 상반된 견해를 지지하는 실증결과가 나타나고 있다.

먼저, 高山[1992], 高山·有田[1995]에서는 과소평가의 가능성을 주장하고 있다. 즉, 집세수준은 지역적으로 다르지만, CPI 귀속집세의 추계시에 있어서는,

도시규모에 관한 변수가 이러한 효과를 포착하고 있다. 이것은, 주택수요요인의 대리변수로서, 주택수요의 크기를 포착하고 있다고 생각할 수도 있고, 공급요인의 대리변수로서, 높은 지가와 건축비를 반영하고 있다고 생각할 수도 있다. 단지, 어느 쪽으로서도, 도시규모와 집세수준의 바른 상관관계가 있을 것이 기대된다.

그러나, 高山[1992]은, 「주택통계조사」의 데이터를 이용해서, 「전국소비실태조사」와 같이 추계를 행하고, 도시규모 더미의 매개변수는, 선형적(先驗的)으로 기대되는 부호조건과 다른 것을 나타내고 있다. 그리고, 이 점을 개선하기 위해, 지역특성의 대리변수로서, 도시규모 더미로 바꾸어 지가, 건축비, 빈집비율을, 또, 주택설비의 대리변수로서 욕실의 유무가 아닌, 수세식화장실의 유무를 채용한 형태로 추계를 행했다. 그 결과를 「전국소비실태조사」의 귀속 집세액과 비교하면, 1984년, 1989년의 시점에 있어서, 「전국소비실태조사」의 귀속 집세액은, 각각 추계결과의 43%, 39%의 수준에 머무르고 있다.

이것에 비해, Maki and Nishiyama[1993]에서는 과대평가의 가능성을 시사하고 있다. 그들은, 1984년부터 1988년까지의 「가계조사」와 「국민경제계산」의 소비지출액을 재화·서비스 형태별, 목적별로 비교하고, 양자의 소비지출액의 비율(「가계조사」/「국민경제계산」)을 추계하고 있다. 양자의 비율은 평균화하면 약 80%이지만, 집세·광열비(귀속 집세율 제외한 베이스)에 대해서는 112%로, 「가계조사」가 「국민경제계산」을 웃돌고 있다.

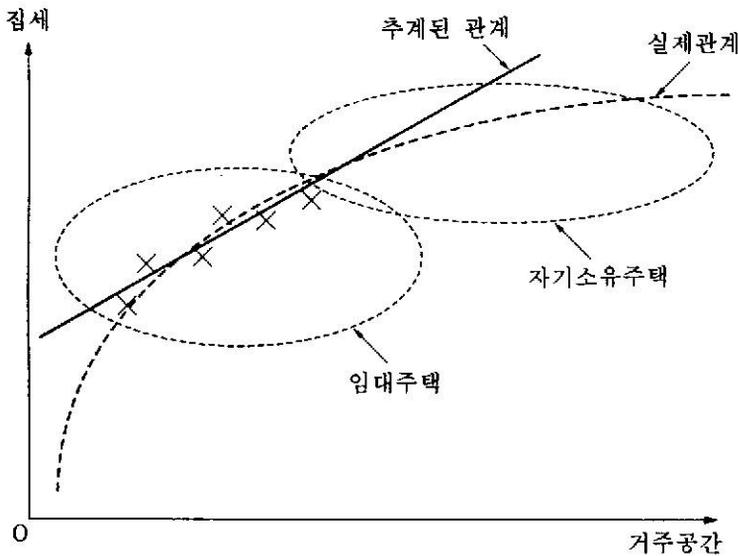
이것은, 해당비목(費目)에 관한 「국민경제계산」의 소비지출액 중에서, 귀속집세의 추계액이 과대평가 되고 있기 때문에, 귀속 집세를 제외한 베이스에서 보면, 가계조사를 밑도는 결과가 되고 있다고 추측된다. 「국민경제계산」의 귀속집세의 추계에 있어서는, CPI와 같이, 「전국민소비실태조사」와 동일한 방법이 채용되고 있기 때문에, 이 결과는, CPI에 있어서도 자기 집의 귀속집세 가중치가 과대평가 되어 있을 가능성을 시사하고 있는 것이 된다.

이러한 과대평가가 생기는 이유로서는, 7장 제3절에서 지적한 대로, 자기 집과 셋집의 주거공간이, 전혀 다른 분포가 되기 때문에, 셋집 데이터에 의해 추계한 집세함수에 자기 집의 특성데이터를 대입해도, 자기집 귀속 집세의 적절한 추계치가 되지 않을 가능성이 있다고 생각된다. 구체적으로는, 그림 8-7에

개념도를 가리키고있지만, 집세와 주거수준의 진짜 관계는, 집세 데이터에서 추계된 직선적인 것이 아닌, 경사가 서서히 작아지는 볼록함수(凸函數)의 형태를 하고 있는 케이스가 해당된다. 또한, 이러한 가능성은, CPI의 귀속집세추계 기법에 대해서만이 아니고, 앞에 기술한 高山[1992], 高山·有田[1995]의 추계 결과에도 들어맞는 점에 주의가 필요하다.

이상에서 본대로, 자기 집의 귀속집세에 관한 가중치가 과소평가 되어있는가, 그렇지 않으면 과대평가 되어있는가에 관해서는, 논의가 갈라지고 있다. 단지, 어느 쪽의 견해에서도, 귀속집세 가중치의 추계방식에 문제가 있을 가능성이 높은 것은 부정할 수 없고, 금후의 연구가 중요하다고 생각된다.

그림 8-7 귀속집세추계상의 문제(개념도)



#### 4. 정 리

본 장에서는, CPI의 추계오차에 관해서, 가격조사·가중치 등을 둘러싼 통계작성 기술적인 문제점을 고찰했다.

먼저, 가격조사 샘플의 문제에 대해서는, 바람직한 가격조사 샘플의 조건을 정리한 뒤에, 가격조사 샘플에 할인점이 포함되어 있지 않을 경우의 영향을 정량적으로 찾기 위한 사례연구(case study)로서, 코오베지진 재해 전후에서의 효고현의 CPI의 움직임을 채택했다. 바람직한 가격조사 샘플의 조건으로서는, ①밀접한 대체관계에 있는 제품간에 있어서 가격차와 품질차의 관계, ②조사 샘플의 구성과 소비자의 구매행동의 일치성, ③밀접한 대체관계에 있는 제품간에 있어서 가격변화의 방향성, 이라는 세가지를 지적했다.

게다가, 코오베지진재해의 사례연구에 대해서, 지진재해의 전후에서 효고현의 CPI는 약 2%하락했다고 하는 조금 특수한 움직임을 나타낸 점에 주목했다. 이것은 효고현의 CPI가 지진재해전후에서 특수한 움직임을 나타낸 요인의 하나로서, CPI의 조사지점에, 휴업중의 백화점·일반상점에 대체해 비교적 가격이 싼 슈퍼 등이 더해졌다고 하는 사정도 영향을 주었다 라는 보도를 볼 수 있었기 때문이었다. 사실, 품목별 움직임을 자세히 보면, 가치가 크게 떨어졌던 품목에는, 주류, 교양오락제품(완구, 스포츠용품 등) 등 원래 할인점에서 널리 판매되고 있는 품목을 다수 볼 수 있었다. 따라서, 할인점을 가격조사대상에 집어넣은 경우의 물가지수 하락효과는 무시할 수 없는 것이라고 추측된다.

다음으로, 가격조사방법에 관해, 계절성 상품과 민영집세·자기 집의 귀속집세가격의 문제점을 지적했다. 즉, CPI의 가격조사는, 원칙적으로 매월 12일을 포함한 주(週)의 수·목·금의 어느 날에 실시되고 있다. 따라서, 요일구성의 차이에 의해 실제의 조사일은 최대 8일간을 전후하기 때문에, 피복제품 등, 계절성 상품 중에는 어떤 달중의 특정 기간에 조사일이 겹치는가 아닌가에 의해 가격변동이 크게 달라지는 품목이 보인다. 또, 민영집세에 관해서는, 3개월에 1회의 가격조사가 되기 때문에, 연도 교체에 따른 집세개정의 영향이 반영되는 타이밍이 연도에 따라서 크게 달라진다.

게다가, 자기 집의 귀속집세가격에 관해서는, 민영집세가격을 활용하고 있지만, 양자의 주거수준에는 큰 차이가 존재하고 있다. 이 때문에, 민영집세에는 비교적 거주면적이 넓은 주택의 임대료에 관한 조사샘플이 적고, 자기 집의 귀속집세의 실세를 충분히 반영하고 있는가 하는 점에 큰 의문이 남는 것을 지적했다.

최후로, 가중치 작성방법상의 문제점으로서, 기초자료가 되는 「가계조사」의 문제점과 내구소비재, 자기 집의 귀속집세의 취급에 관해서 논의했다. 먼저, 가계조사의 문제점으로서, 조사샘플에 있어서 가구속성의 치우침과 응답의 가계지출전체의 파악도에 관한 의문을 지적했다. 이것들의 문제는, 특히 내구소비재와 술·담배 등의 기호품 소비지출수준이 과소평가 되고 있는 것은 아닌가하는 의문이 제기되었다.

또, 내구소비재에 관해서는, 가계조사의 샘플수가 한정적인 것이기 때문에, 기준시점을 어디로 잡는가에 따라, 가중치가 크게 흔들리기 쉽다는 결과가 나왔다. 이 외에, 자기 집의 귀속집세의 가중치에 관해서는, 추계방법에 의문이 있을 가능성이 높은 것을 지적했다. 단지, 지금 단계에서는, 이것이 과소평가되고 있는지, 과대 평가되고 있는지는, 결정적인 논거(論據)는 제시되지 않고, 금후의 연구가 중요하다고 생각된다.

## 제 9 장 소비자 물가 지수의 정확도

CPI는 고정기준 라스파이레스 방식에 의한 가계 생계비의 변동을 포착하려는 지표이다. 이 지수산식은 단순하고 이해하기 쉽고 통계 작성상의 비용을 억제할 수 있는, 장점을 가지고 있다. 그렇지만 한편으로 이 지수산식은, 경제 활동의 활동적인 변화에 대응하기 어렵고 물가 지수의 변동에 계측 오차를 혼합시켜 버리는 큰 단점이 있다.

본 장에서는, 앞 장까지 전개해 온 물가 지수의 계측 오차를 둘러싼 분석을 총괄하고, 일본 CPI의 정확도를 평가하는 것과 함께 앞으로 검토해야만 하는 과제를 정리한다.

또 1장에서도 언급했던 것과 같이 CPI의 계측 오차를 논의할 경우, 비교 대상이 되는 것은 본래 가계의 효용 수준이 일정할 경우 지출 총액의 변동을 나타낸 생계비 지수이다.<sup>1)</sup> 즉, CPI의 계측 오차는 일반적으로

$$(\text{CPI의 변동}) = (\text{생계비 지수의 변동}) + (\text{계측 오차})$$

라고 볼 수 있다. 이 경우, 계측 오차 문제는 계측 오차의 크기(bias)와 그 분산의 2가지 관점이 있을 수 있다. 이하에서는 계측 오차에 대해서 주로 CPI 바이어스(bias)의 크기에 대해서 검토하지만, 그 흠어짐(분산)도 필요에 따라 언급할 것이다.

### 1. 계측 오차의 정량적 평가

본 절에서는 3장부터 8장까지 분석했던 CPI를 포함하여 계측 오차의 개별 요인을 총괄하고, 일본의 CPI 계측 오차의 크기에 정량적인 평가를 더하고 있다. 또 아울러 미국에서 연구를 총괄했던 이른바 「보스킨 보고서」(Advisory Committee to study Consumer Price Index(1996))를 소개해 여기에서의 시산 결과를 비교했다.<sup>2)</sup>

#### 1.1 정량적 평가의 범위

CPI 계측 오차의 정량적인 평가 기준으로서 앞 장에서 검토했던 CPI에 바이어스(bias)를 가져온다고 생각되는 모든 요인을, ①정량적인 평가의 실현 가능성, ②

1) 생계비 지수와 CPI의 이론적인 관계에 대해서는 4장 보론(補論)을 참고할 것

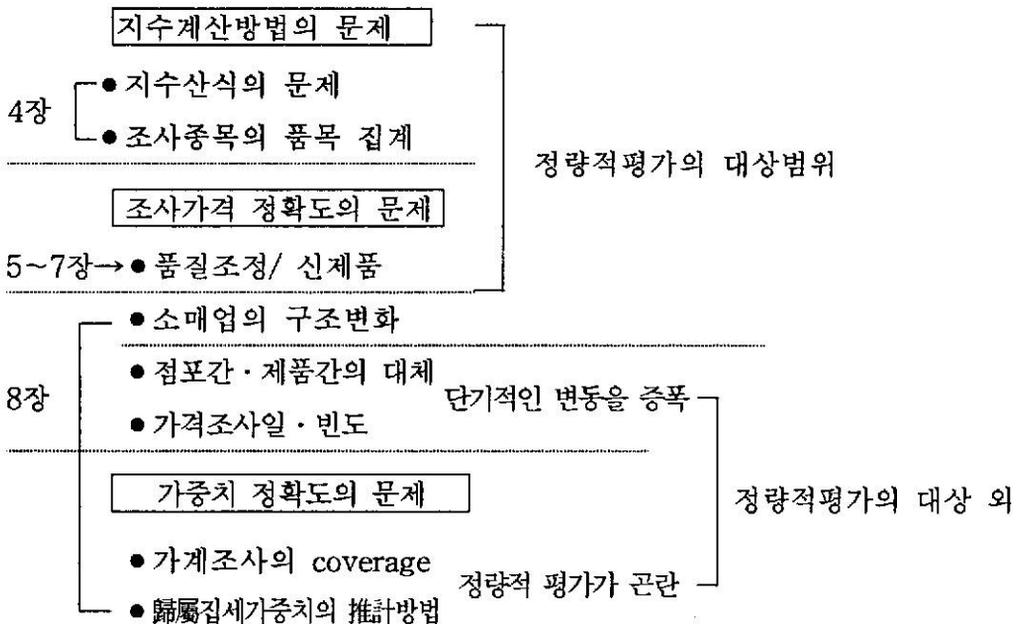
2) 미국에서의 논의된 것에 대해서는 이 외 Gordon(1993), Wynne and Sigalla (1994, 1996), Fixler(1993)을 참고할 것. 또, Moulton(1997)은 지금까지 공표 되어진 CPI 상방 편위의 추계 결과를 一覽하여 정리하고 있다.

계측 오차의 크기(bias)와 흠어짐(분산), 이라는 2가지 관점으로 재정리하고 본 책에서 CPI 계측 오차의 크기를 평가하는 범위를 볼 것이다.

4장에서 8장까지의 검토 결과는, 우선 정량적인 평가가 가능한 것과 그렇지 않은 것으로 분류된다. 여기에서 정량적인 평가의 범위는 4장에서 검토했던 지수계산방식의 문제, 5장에서 7장까지 고찰했던 품질조정기법의 문제, 8장에서 문제삼았던 가격 조사 방법 문제 중 소매 구조 변화의 영향을 포함한다. 한편, 정량적 평가의 범위 외 요인으로서 8장에서 검토했던 가격 조사일·빈도 문제, 가중치 작성 기초자료인 「가계조사」의 커버리지(coverage) 문제, 귀속(歸屬)집세 문제의 3가지가 남아 있다.(그림9-1 참고) 단, 가격 조정일·빈도 문제는 편의의 크기 자체뿐만 아니라, 편의의 분산을 크게하는 요인이라고 생각되기 때문에, 정량적인 평가의 수준 자체로는 큰 영향을 미치지 못한다고 생각된다.

하지만, 가중치 작성 기초 자료인 「가계조사」의 커버리지(coverage) 문제, 귀속(歸屬)집세의 문제, 2가지에 대해서는 선입관의 크기 자체에 영향을 미치기 때문에, 앞으로의 연구과제로서 중요하다고 생각된다.

그림 9-1 CPI 계측 오차의 정량적 평가 대상 범위



## 1.2 요인별 편익 크기에 관한 상정(想定)

다음으로 정량적인 평가의 대상 범위인 ①품목 지수를 총계 지수에 집계하는 지수 산식의 문제, ②개별 조사 가격을 품목 지수에 집계하는 방법의 문제, ③품질 조정 기법의 문제, ④가격 조사샘플의 문제(소매구조 변화의 영향)의 4가지에 대하여 정량적인 영향(impact)을 보여준다.

우선 품목 지수를 총계 지수에 집계하는 지수 산식의 문제와 개별 조사 가격을 품목 지수에 집계하는 방법의 문제 2가지는, 4장에서 검토한 물가 지수 계산 방식의 문제이다.

전자에 대해서는, CPI가 채용하고 있는 고정 기준 라스파이레스 지수를 생계비 지수의 대리 변수로서 보다 바람직한 성질을 가지고 있는 연쇄 기준 토른퀘비스트 지수, 피셔지수와 비교하는 것에 의해 검증했다. 그 결과는 대상 기간 지수 산식에 의해 조금 다르지만, 바이어스의 크기는 0.0~0.6%의 범위이다. 또 최근 시점에 있어서 이 편익은 거의 무시하고 있다.

또 후자에 대해서는 일본에서는 같은 종류의 연구는 지금 공표 되어있지 않지만, ①현시점에 있어서 일본의 CPI 상승률이 저 수준이고, 지수 산식에 기인한 편익이 거의 무시 되고 있는 점, ②일본의 CPI에서는 품목 분류가 미국보다 세분화되어 있는 것의 2가지를 모두 고려하여, 미국에서의 추계(推計)결과보다 작을 것이 예상된다. 이 때문에, 여기에서는 後者が 서술하고 있는 보스킨 보고서에서 나타나고 있는 상위 집계 레벨 대체 효과(지수 산식의 문제)와 하위 집계 레벨 대체 효과(개별 조사 가격 집계 방법의 문제)의 차(差)인 0.10%를 개별 조사 가격의 품목 지수 집계시 편익의 크기로서 상정(想定)한다.

다음으로 품질 조정 기법의 영향에 관한 상정(想定)을 보도록 하겠다. 품질 조정 기법 문제가 영향을 미치는 범위는, 7장에서 검토한 것과 같이, CPI 전체가 차지하는 가중치의 약30%에 달한다. 또 이들 품목의 평균적인 상방편의의 크기에 대해서는, Gordon(1990)에서 보았던 내구 소비재 전체에서 연률 평균 1~1.5% 시산(試算)을 기본으로 ①일본의 CPI에서는 헤도닉 접근법이 전혀 이용되어지지 않는 것, ②일본의 CPI 품목 분할이 세분화되어 조사 총목의 특정화가 너무 상세하게 행해지고 있기 때문에, 조사 품목에서 제외된 신제품의 삽입은 기준 개정시로 한정되어 있는 점, ③품질 조정 방법이 한정적이기 때문에

기술 혁신이 현저한 품목이 조사 대상에 들어가기까지의 시간이 길다는 것 등을 고려해, 상한(上限)을 2배인 3%로 상정하기로 한다.<sup>3)</sup> 그 결과 품질 조정의 영향은 0.30~0.90%정도라는 계산이 나온다.<sup>4)</sup> 또 중심값에 대해서는 영역의 평균값보다 약간 상한에 이르는 0.70%로 상정한다.

마지막으로, 조사 샘플의 영향에 대해서는 매우 특수한 경우가 있지만, 8장에서 소개했던 코베지진의 사례연구법이 유일한 단서이다. 효고현(兵庫縣)의 1995년 2월 CPI는, 전월비(前月比) -2.3%로 동경도(東京都) (同-0.4%)을 크게 상회하는 하락이 있었다. 이것에는 ①불을 통하여 조리할 필요가 있는 신선식품의 값이 떨어진 점, ②점포에서 피해를 입은 상점의 재고 정리 세일 등 가격 인하의 움직임이 나타난 것 이외, ③휴업 중인 백화점이나 일반 상점대신, 비교적 가격이 싼 슈퍼 등이 조사 대상에 첨가된 것 등의 사정에 기인한 것으로 보도되었다.

사실 효고현(兵庫縣)과 동경도(東京都)에 있어서 지진 전후한 시점의 CPI 변동 상위(相違)를 비교하기 위해, 1995년 2월의 전월비에 대하여 효고현이 동경도를 2%포인트 이상 하회하고 있는 것으로 나타나고, 신선식품 관련을 공제하여, 그 하강 효과를 집계하면, 총계 지수를 약 1.7%포인트나 저하시킨다는 계산이 된다. 단 효고현과 동경도의 전월비의 괴리(乖離)에는, 점포에서 피해를 입은 상점의 재고 정리 세일 등 효고현 고유의 사정이 영향을 미치고 있는 부분도 있으므로, 이 점을 고려해서 생각할 필요가 있다.

또 가격 파괴라고 불리는 움직임으로 대표되는, 할인 상점이나 길가(road-side)점포의 확대는, 시계열적(時系列的)으로 일정한 속도(tempo)로 추진된다는 뜻은 아니다. 특히 최근 시점의 물가 동향이나 소비자의 구매 행동에서

3) 미국과 일본에 있어서 내구 소비재의 하락 속도는 그다지 큰 차이는 없다고 생각된다. 예를 들면, 7장에서 추계된 PC에 관한 헤도닉 가격 지수는, 연률 약 25% 정도의 간격으로 하락하고 있다. 이것은 거의 같은 시기에 있어서 미국에서의 추계결과를 보이고 있는 Berndt and Griliches(1993)과 거의 일치한다. 단, 이것에서의 시산(試算)은 CPI 서비스에 대해서도 내구 소비재와 동일한 크기의 상방편의가 존재한다고 가정하는 점에서 유의할 필요가 있다. 전자에서 서술했던 것과 같이 CPI 서비스는, 가격 정확도에 문제가 크다고 생각되지만, 그 크기에 대해서는 구체적인 검증이 행해지고 있지 않다.

4) 여기에서의 추계는 품질 변화의 영향에 있어 범위를 특정화해 그 범위에 대하여 평균적인 상방편의의 크기가 존재하는 한편, 그것 이외의 범위에 대해서는 상방편의는 존재하지 않는다는 가정을 세우고 있다. 이것은 일본에 있어서 개별 재화(財貨)·서비스마다 상방편의가 어느 정도 존재하는가를 판정하는 연구가 매우 부족하기 때문이다. 본래 재화·서비스마다 상방편의의 크기는 다르다는 생각이 일반적이고 앞으로의 연구가 기대된다.

는 백화점·전문점 등에서 할인 상점으로의 이동(shift)등의 움직임은 이미 나타나고 있고, 이 점포 형태간의 가격 차이는 소매 서비스 품질 차이를 살펴보고 수준이 안정적인지를 평가한다. 이것은 소매 구조의 변화를 가져오는 계측 오차가 최근 시점에서는 축소 방향으로 가고 있다는 것을 시사하고 있다.

이상의 사항에 입각하여 현 단계에서 조사 샘플의 영향은 중심값을 0.10%로 하고, 하한(下限)을 0.05%, 상한(上限)을 시산(試算) 결과의 3분의 1인 0.60%로 상정(想定)한 것이다.

### 1.3 계측 오차의 크기

#### 상방편의의 크기

이상의 검토 결과를 기초로 CPI 전체로의 계측 오차 크기를 시산(試算)하기 위해 물가 지수 산식, 품질 조정 기법, 가격 조사 샘플, 조사 종목의 품목 수준 추계(level 推計)의 4가지 경로에서 발생하는 계측 오차 크기의 하한값, 상한값을 합산하면, 표9-1에서 보여지는 것과 같이, 현시점에 있어서 계측 오차 크기의 중심값으로는 0.90% 정도로 예상된다.<sup>5)</sup> 단, 상황에 따라 0.35~2.35% 정도의 상당히 큰 폭이 될 것이다.

표 9-1 CPI 계측 오차의 크기

바이어스源	하 한 값	중 심 값	상 한 값
물가지수산식	0.00	0.00	0.60
조사종목집계	0.00	0.10	0.25
품질조정기법	0.30	0.70	0.90
가격조사샘플	0.05	0.10	0.60
합 계	0.35	0.90	2.35

5) 또 CPI가 포함하는 계측오차의 크기는 후에 서술한 것과 같이 연률 환산에는 1%정도로 적은 값이다. 그렇지만, 그 누적 효과는 물가 수준과 생산성을 평가하는데 무시할 수 없는 영향을 미치는 것을 감안하면 이것을 정확하게 추정하는 것이 중요하다.

## 시산 결과에 관한 유의 사항

단, 여기에서 언급한 것처럼 물가 지수를 포함한 문제점을 개별적으로 검증해, 이것을 단순하게 쌓아올린다는 방식에는, 이하에서 처럼 한계가 있다는 것을 유의할 필요가 있다.

①현재 상황에서, 이용 가능한 연구 성과의 축적은 극히 한정적이다. 예를 들면, 품질 변화의 영향에 대해서는 일부의 내구 소비재, 특히 기술 혁신이 현저한 하이테크 제품에 대해서는 상방편의가 존재하는 것은 확실하다. 그렇지만, 비내구 소비재, 서비스에 대해서는 품질 변화가 물가 지수에 어떠한 영향을 미치는가는 현 시점에서 확정적인 결론을 이끌어낼 수 있는 연구 축적이 일본에는 존재하지 않는다.

②CPI가 포함하는 여러 가지 문제점이 그 정확도에 미치는 영향은 이것들의 단순한 합산으로서 추계 가능한가라는 문제가 지적된다. 이미 보았던 것처럼, 물가 지수에 있어서 계측 오차의 발생 원인과 그 영향은 서로 복잡하게 얽혀 있다. 이 경우, 단순하게 쌓아올리는 것은, 요인·경로간의 상관성이 없는 것을 가정하는 것과 같다.

③여기에서는 일본의 CPI가 포함하는 계측 오차의 크기를 연율 0.9%라는 중심값과 그 상하에 0.35~2.35%의 영역에서 볼 수 있다. 그렇지만 이 영역에는 몇 %의 신뢰 구간이 있고 통계학적인 근거는 존재하지 않는다.<sup>6)</sup> 중심값 자체는 현 단계에서 이용 가능한 정보를 최대한으로 활용한 가장 가능성 높은 수치이다. 하지만 한편으로 대부분 대담한 가정하에서 시산(試算)한 결과인 것도 사실이다. 따라서 여기에서 나타난 수치는 반드시 정확도가 높은 것은 아니라는 점을 염두해 둘 필요가 있다.

### 1.4 보스킨 보고서와의 비교

미국에서는 1996년 12월에 「CPI의 정확도에 관한 전문가 위원회에 의한 보고서」가 공표되었다. 그 보고서에는 물가 지수 계측 오차의 원인을 ①상위 집계 수준에서의 대체 효과, ②하위 집계 수준에서의 대체 효과, ③신제품/품질 변화, ④소매 판매 형태의 변화등 4가지에 특정하고 있다. 그 중에서 계측

6) Shapiro and Wilcox(1996)은 계측 오차의 발생 요인간의 상호 의존 관계, 계측 오차의 추계값의 신뢰 구간과의 문제를 해결하기 위해, 각 발생 원인에 대하여, 오차의(주관적인)분포형을 특정화하는 것과 함께, 그 상호간의 상관을 고려하여 계측 오차의 분포형을 계산하고 있다.

오차의 원인에 대해서 각각 과거의 연구를 상세하게 조사해 상방편의의 크기를 1.10%로 추계(推計)하고 있다.(상세한 것은 표9-2를 참고)

표 9-2 보스킨 보고서와의 대비

계측오차의 원인	미국CPI (보스킨 보고서)	일본CPI (本書에서의 試算값)
상위집계 수준의 대체효과	0.15	0.00
하위집계 수준의 대체효과	0.25	0.10
신제품/품질변화	0.60	0.70
소매판매형태의 변화	0.10	0.10
계	1.10 (0.80-1.60)	0.90 (0.35-2.35)

(자료)Advisory Committee to study the Consumer Price Index(1996)

보스킨 보고서에 있어서 지적된 편지의 원인을 본고(本稿)에서 분류하여 대비해 보면, ①의 상위 집계 수준에의 대체 효과는 지수 산식의 문제, ②의 하위 집계 수준에의 대체 효과는 조사 품목 집계시의 문제, ③의 신제품/품질 변화는 품질 조정 기법의 문제, ④의 소매 판매 형태의 변화는 조사 샘플의 문제에 거의 대응한다.7)

단, 하위 집계 수준에의 대체 효과에 대해서는 데이터의 제약으로 일본에서는 지금까지의 연구 사례는 발견할 수 없고, 어디까지나 잠정적인 추측값을 상정하고 있다는 것에 불과하다는 점에 유의할 필요가 있다. 또 보스킨 보고서에 있어서 최대의 문제 의식은 CPI 계측 오차가 재정 수지에 주는 영향이 크다는 것이다. 즉 미국에서는 CPI에 연동한 재정 지출·수입 항목이 큰 비중을 차지하고 있기 때문에, CPI의 상방편의가 재정 적자 확대의 큰 요인이 된다. 즉 미국에서는 재정 지출의 약 30%(사회보장, 연금 등), 재정 수입의 45%(소득세)가 CPI에 연동(連動)하는 형태이다.8) 이러한 재정 수지의 CPI 연

7) 일본 CPI의 상방편의에 대해서는 0.90%와의 추계값 주변에 0.35~2.35%라는 극히 넓은 영역을 설정했다.(보스킨 보고서에는 0.8~1.6%) 이것은 일본에서의 연구 축적이 부족하므로 상방편의의 추계값은 극히 잠정적인 것이 되지 않을 수 없다는 것의 사정에 의한 것이다.

동(連動) 부분의 크기를 반영하여 CPI 상승률이 1%이하인 경우, 2006년에는 1조 3,490억 달러의 재정 적자가 삭감된다는 시산(試算)결과를 CBO(Congressional Budget Office)에서 발표했다.(Advisory Committee to study Consumer Index(1996)을 참고)

단, 재정 제도의 물가 슬라이드제(slide制)를 논의하는 데에 있어서는 물가 바스켓(basket)의 타당성에 대해서도 검토해 둘 필요가 있다. 예를 들면, 연금(年金)에 대해서는 전가구의 평균적인 소비 바스켓(basket)과 연금수급(年金受給)가구의 소비 바스켓(basket)은 당연히 다르다고 생각하는 것이다.

## 2. 계측 오차의 금융 정책적 함의

물가 지수에 의해 계측된 인플레이션률(inflation rule)이 제로에 가까워지면 일반적으로 계측된 인플레이션률(inflation rule) 중에서 계측 오차가 차지하는 비율이 확대된다. 이 때문에 인플레이션률을 예를 들면, 10%에서 3%로 억제하려는 과정에서 물가 지수의 정확도 자체는 큰 문제가 안되지만, 이것을 3%에서 제로로 끌어내리려고 하면, 물가 지수의 정확도는 중요한 문제가 된다.

물가 지수가 상방편의를 포함하고 있는 경우, 단순하게 제로·인플레이션률을 추구하는 것은 디플레이션(deflation) 정책을 행하는 것이 되고, 경제 후생의 손실을 발생시킬 가능성이 있다. 또 계측 오차의 크기는 그 때 경제 정세에 의해 변동한다고 생각되기 때문에 어느 일정 수준의 물가 상승률을 상방편의로서 수용하는 것도 경제 후생상의 손실을 초래할 가능성이 크다. 이러한 관점에서 보면, 물가 지수의 계측 오차가 경기 순환과의 관계에서 시계열적(時系列的)으로 어떻게 변동하는가 하는 점은 앞으로 검토를 요하는 과제이다. 더욱이, 물가 상승률이 과대 평가 되고 있는 것은 역으로 생산성 상승률 혹은 경제 성장률이 과소 평가되고 있는 것을 의미한다.

예를 들면, 물가 저하 압력의 배후에 생산성 상승이 있으면, 그것에 기인하는 총공급 곡선의 하방(下方) 이동이 초래하는 물가 하락 압력은 용인(容認)해야

---

8) 일본의 재정 제도에서 물가 슬라이딩 시스템이 도입되어지고 있는 것은 연금뿐.(국민 경제 계산의 일반 정부 지출<경상 지출+총고정자본형성+토지의 구입(순)>의 약 13%<1994년도>)

만 한다는 논의도 있을 수 있다. (그림9-2) 이 경우 물가 지수의 상방편의도 그 원인에 따라서 금융 정책이 대응할 것인가 아닌가가 다르다는 이론이 성립하게 된다.

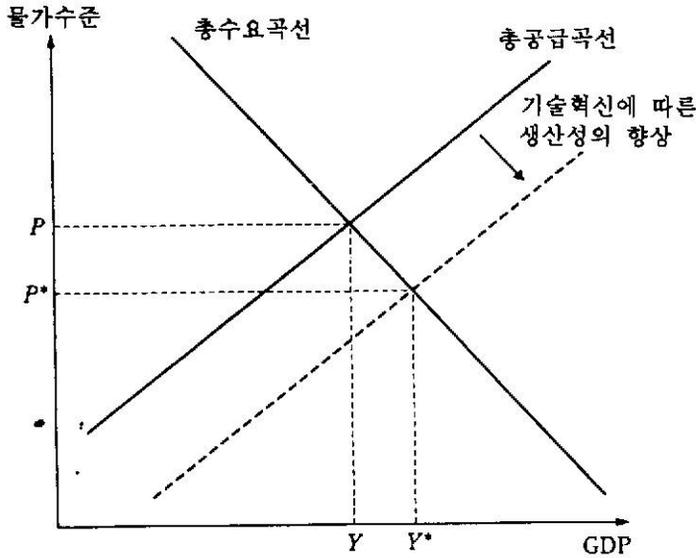
또 기술 혁신의 영향은 최근에는 정보·통신 산업 분야에서 현저하다. 이러한 정보 혹은 지식 집약적 분야가 경제 활동 중에서 차지하는 비중치를 크게 확대시키고 있는 상황은 그린스펀 FRB의장에 의해 개념화(Conceptualization)되고 있다. 이러한 상황에서 기술혁신이 급속하게 진전해 단속(斷續)적인 플러스 공급 쇼크가 발생하는 것 이외에, 경제적 가치(Value)를 가격(Price)과 수량(Unit)으로 나누기가 어렵게 된다. 물가의 안정을 금융 정책의 주목적으로 하는 중앙 은행으로서 물가에 대해서 그 이론적 정의부터 실증적 파악에 이르기까지 다시 한 번 생각해 볼 필요가 있다.

더욱이 가격 파괴도 같은 모양의 플러스 공급 쇼크로 이해할 수 있다. 즉 여기에서 가격 파괴를 단순히 이익을 무시하고 싸게 파는 것으로 이해하는 것이 아니라, 항상 저가격을 실현하는 유통 메커니즘의 개혁으로 받아들여야 한다고 생각한다.

이것은 伊藤(1995)이가 「시스템형 가격 파괴」라고 불렀던 「생산에서 소매까지의 흐름을 근본부터 다시 보는 것으로, 말단의 소매 가격을 저하시키는 가격 파괴」라고 이해할 수 있다. 이러한 유통 구조의 변혁은 ①국제화의 진전, ②자동화(motorization)의 진전을 수반한 소매업 경쟁 환경의 큰 변화, ③정보 통신 분야에 있어서 기술 혁신의 진전이라는 요인을 배경으로 해 앞으로 일본 경제에 정착하는 동시에 계속 큰 변화가 진전될 것이다.

가격 파괴를 이러한 유통 구조 변혁으로 인식하면, 「가격 파괴=디플레」라는 도식화가 큰 오해라는 것을 알 수 있다. 즉, 디플레를 임시로 일반 물가 수준이 하락하는 현상이라고 정의해도 여기에서 문제되는 것은 물가 수준 자체의 저하가 아니라 그것과 동시에 실질 경험성장률의 저하 혹은 마이너스 성장이 발생하는가 라는 점이다. 따라서 일반 물가 수준의 저하는 그것이 수요측의 요인에 의해 발생하는 것인가, 공급측의 요인에 의한 것인가, 에서 거시적인 임플리케이션이 전혀 달라지게 된다.

그림 9-2 기술혁신에 따른 생산성 향상의 영향



### 3. CPI의 정확도 개선에 적합한 대책

본 장에서는, 3장부터 8장까지의 검토 결과를 총괄해 일본의 CPI가 포함하는 계측 오차를 정량적으로 평가하는 것과 함께 그 금융 정책 운영상의 함의를 논의했다. 여기에서 지금까지의 검토 결과를 일본의 CPI 지수 정확도를 개선하기 위한 구체적인 대책으로 다시 정리하면 다음과 같다.

우선 첫번째는, 연쇄 기준 방식에 따른 기준시(基準時) 가중치 기하 평균 지수 산식의 도입이다. 현행 CPI에서 채용하고 있는 고정 기준 라스파이레스 지수산식은 품목간의 대체 효과와 지수산식으로 ①연쇄 기준 방식의 채용에 의해 할 수 있는 한 최신 시점의 가계 지출 행동에 관한 정보를 가중치에 반영하는 것, ②기하 평균 지수에 따라 지수 수준의 고저(高低)에 관계없이, 가격 변동을 균등하게 평가하는 것의 2가지 점을 고려하는 것이 매우 중요하다. 4장 4절에서 보았던 것처럼, 연쇄 기준·기준시 가중치 기하평균 지수에 따른 고정기준 라스파이레스 지수의 산식 상의 문제에 기인한 상방편의를 거의 해소할 수 있다.

두 번째는, 종목 변경시 품질 조정 기법으로 헤도닉 접근법을 도입하는 것이다. 확실히 헤도닉 접근법을 도입했다해도 품질 변화의 영향을 완전히 제거

할 수는 없다. 그렇지만 품질 변화와 함께 편의를 충분히 좁힐 수는 있다. 또 7장에서 보았던 구조를 채용하면 현행의 종목 특정 방식에 헤도닉 접근법을 얻는 것은 비교적 용이하고, 실현 가능성도 높다. 사실 도매 물가 지수에 있어서는 컴퓨터 관련 제품의 일부에 대해서 이 구조를 채용해, 헤도닉 접근법에 의한 물가 지수 작성을 행하고 있다.

세 번째는, 조사 샘플을 다시 고쳐 실시한다. 「가격 파괴」의 움직임이 CPI에 정확하게 반영되고 있는가의 논점을 둘러싸고 전개되어진 논쟁은 CPI를 비판하는 쪽, 지지하는 쪽의 양쪽으로부터 결정적인 논증은 행해지지 않는다. 그렇지만 코베(神戸)지진의 사례 연구법에서 유추되어지는 것처럼 할인 상점 보급의 영향은 가격 조사상 무시할 수 없다고 판단된다.

네 번째는 가격 조사 방법을 다시 보는 것이다. 여기에서는 2가지의 논점이 있다. 우선 조사일이 원칙적으로 매월 12일을 포함한 주의 수요일부터 금요일의 3일간으로 한정되어 있기 때문에 특히 계절적으로 가격이 변동하는 품목은 조사일의 영향을 크게 받는 경향이 강하다. 또 민영(民營)집세는 연도가 바뀔 때 따라 입주자가 교체되거나 집세(家賃)계약을 다시 고치는 사정으로 가격이 변동하는 경우가 많지만, 그 때 가격 조사가 3달에 1번이므로, 해에 따라 4월부터 6월의 어느 달에 크게 상승할 것인가는 일정하지 않다. 다음으로 민영 집세의 조사 가격을 자기 집의 귀속(歸屬)집세에 활용하는 문제로 일본의 거주 환경은 자기 집과 셋집에서 크게 다르다는 것을 지적할 수 있다. 이 때문에 민영 집세를 자기 집의 귀속 집세로 활용하기 위해서는 양자(兩者)의 거주 수준 차이를 조정할 필요성이 있다.

마지막으로 다섯 번째는, 가중치 산출 방법의 재검토 필요성이 지적된다. CPI의 가중치는 「가계조사」를 기초로 산출되지만, 그 조사는 지금까지 통계 작성법에 대하여 여러 가지 문제점이 지적되고 있다. 또 개별 품목의 취급에 대해서도 내구 소비재를 다루는 기본적인 생각과 귀속 집세의 가중치 산출 방법 등의 문제점을 들 수 있다. 이 문제는 반드시 CPI 단독의 것이 아니라 일본의 가계 부문에 관계되는 통계 조사 전체의 문제로서 중요하게 다시 보아야만 한다.

일본에 있어서 물가 지수의 정확도를 둘러싼 연구의 현 상황을 뒤돌아보면 품질 변화가 물가 지수에 주는 영향에 대해서 太田(1980)의 선구적인 연구성과가 공표된 후, 이 분야에 있어서 연구 성과는 매우 적다. 또 계측 오차를 축소하려는 노력에 대해서도 통계 작성 당국과 학계의 교류를 포함하여 꽤 한정적으로 머물러 있다. 물론 각종 경제 통계 작성 기관에서는 보다 정확도가 높은 통계를 작성하기 위한 노력을 계속하고 있지만 경제 통계에서는 그 성격상 계측 오차가 존재하는 것은 부정하기 어렵다. 일본에서 앞으로 이러한 분야에서의 연구 활동이 활발화 할 것이 기대된다.

마지막으로 계측 오차의 문제는 직접적인 관계가 없지만, CPI의 이용 가치를 높이는데 앞으로 검토해야하는 개선책을 제시하는 것으로 본 장을 마무리하고 싶다.<sup>9)</sup>

우선 첫 번째는, 간접세를 제외한 기본 지수 작성이다. 소비세가 최초로 도입된 1989년 4월부터 1년간은 전년비(前年比)의 수준이 소비세 도입에 관련하여 세제 개혁의 영향으로 상승되어, 기초적인 물가 변동의 동향을 평가하는데 큰 지장이 발생했다. 또 그 정량적(定量的)인 영향(impact)평가를 확정하는데는 얼마간의 시간이 필요하지만, 1997년 4월에는 소비세율이 3%에서 5%로 인상되고 있다. 앞으로 소비세의 세율 변경과 간접세 체계의 재고 등의 세제 개혁이 실시될 가능성은 크고, 이 때에 기초적인 물가의 움직임을 보기 위해서도 간접세의 영향을 제외한 기본 지수를 병행적으로 작성해가야 한다.

두 번째는, 품목별 가격 데이터의 분산 데이터 작성·제공이다. 물가 지수의 신뢰성이라는 관점에서 보면, 가격 정보의 정확도가 매우 중요하다. 어떤 품목에서 가격의 분산이 크고, 반대로 어떤 품목에서 적은가 등의 정보는 물가의 기초 판단을 하는데 품목별의 가격 변동에 있어서 특수 요인의 영향을 볼 경우 유용성이 높다고 생각된다.

---

9) 이하에서 열거하는 물가 지수의 개선책은 CPI를 염두에 둔 것이지만, 그 중 일부에 대해서는 일본 은행에서 작성하고 있는 도매 물가 지수(WPI)와 기업에 따른 서비스 가격 지수(CSPI)등에도 적합한 것이라고 생각된다.

마지막으로 세 번째, 이용 목적에 따라 물가 지수의 작성과 활용을 촉진하는 것이다. CPI의 총계 지수는 모든 가계(家計)를 평균한 바스켓(basket)을 기준으로 거시적인 물가 변동을 파악하려는 것으로, 개개인의 가계 지출 패턴과 반드시 동일하지는 않다. 예를 들면, 연금 지급액의 물가 슬라이드제를 생각할 경우, 단순히 CPI 총계 상승률을 산정 기준으로 하는 것이 아니라 고령자의 소비 행동 패턴에 대응하는 바스켓(basket)에 의해 물가 상승을 평가하는 방법은 충분히 검토해야만 한다. 이러한 관점에서 소득 계층별 지수와 지역차 지수 등을 적극적으로 활용하고 또 가중치를 어떻게 작성하는가가 큰 과제이지만 단신자(單身者)가구와 연령별, 부양 가족수별 CPI와 새로운 물가 지수의 구축도 적극적으로 검토해야만 한다.

## 제 3 부

---

# 유효한 물가지표의 구축



## 제 10 장 자산 가격 변동과 물가 지수

물가 지수는 「경제의 체온계」라고 자주 비유하는 것처럼, 경제상태의 변화를 예측하는 기준으로 물가 상승 압력과 경기 동향을 파악하기 위하여 폭넓게 이용되고 있다. 그렇지만 1980년대 후반 이후 일본 경제의 동향을 보면 일반 물가 수준이 비교적 안정적 추세를 보이는 가운데 자산 가격이 대폭 상승·하락함과 함께 경기의 진폭도 대규모였다. 이 때문에 금융 정책의 운영에 있어서 자산 가격도 목표에 포함해야 한다는 주장이 나오고 있다.<sup>1)</sup>

본 장에서는 자산 가격을 금융 정책 운영에 활용하는데 있어서 문제점을 논의하고 있다. 우선 금융 정책과 자산 가격 변동이라는 문제를 출발점으로 자산 가격의 정보 변수로서의 역할에 주목하고, 물가 지수 개념을 동학적(動學的)으로 확장하는 것에 의해 자산 가격 정보를 물가 지수에 넣을 가능성을 검토한다.<sup>2)</sup> 그리고 이러한 자산 가격의 변동을 넣은 물가 지표를 금융 정책 운영상의 중점 지표로 삼을 경우에 발생할 수 있는 문제점을 논의한다.<sup>3)</sup>

### 1. 물가 지수 개념의 동학적(動學的)인 확장

이 절에서는 물가 지수 개념의 동학적(動學的)인 확장에 의해 자산 가격 정보를 활용할 것인가 아닌가에 대해서 검토하고 있다. 이하에서는 우선 물가 변동의 동학적인 요소를 고려할 필요성을 정리한 후, 소비자가 장래에 걸친 소비 지출의 흐름을 고려하여 의사 결정을 한다는 동학적인 요소를 물가 지수에 포함시키는 형태로 물가 지수 개념의 확장을 도모한다.

1) 예를 들면, 野口(1992), 鈴木(1995), 翁(1993)을 참고

2) 자산 가격을 금융 정책 운영상의 정보 변수로 활용해야 하는 논의에 대해서는, Borio *et al.* (1994)에서의 논의를 참고할 것.

3) 자산 가격과 금융 정책이라는 문제를 고려해서 1980년대 후반 이후 자산 가격이 크게 상하로 변동한 일본의 경험을 근거로 최근에는 자산 가격의 변동이 실제 경제에 주는 영향으로서 신용량의 변화를 통한 메카니즘이 강조되고 있다. 또 금융 시스템 위기의 발생은 자산 가격의 대폭 하락과 함께 발생하는 것이 많은 것도 중요한 논점일 것이다.

## 1.1 동학적인 가격 변동 요인의 고려

3장에서 9장까지의 논의는 어느 한 시점에 있어서의 소비 활동에 착안하여 물가 지수는 그 가격 변동을 포착하는 것이라고 생각했다. 하지만 소비자는 단순히 한 시점에 있어서 재화·서비스 소비의 유량(flow)뿐만 아니라 장래 시점에 있어서 소비 유량(flow)도 염두에 두고 소비 활동에 관한 의사 결정을 하고 있다고 생각하는 것이 보다 자연스러울 것이다.

이 경우 물가 지수를 구축하는 데에도 동학적인 가격 변동의 영향을 고려할 필요가 있다고 말할 수 있다. 즉 소비자의 생계비를 예측할 물가 지표는 현 시점의 재화·서비스 가격뿐만 아니라 장래에 있어서 재화·서비스 가격도 포함해야 한다는 것이다. 이러한 생각에 입각하면 금융 정책의 운영상 물가 안정의 정확도를 판단하는 기준으로 일상적인 물가 동향을 보이는 소비자 물가 지수와 GDP 디플레이터(deflator) 이외에 장래의 재화·서비스 가격에 관한 정보를 묵시적(implicit)으로 포함하고 있는 자산 가격 동향도 감안해야 한다는 주장은 정당화될 것이다.

## 1.2 물가 지수 개념의 동학적인 확장 : 동학적 균형 가격 지수

동학적인 가격 변동 요인을 고려한 물가 지표로서 Alchian and Klein(1973)에 의해 제창된 「일정한 경제 후생을 얻기 위해 필요한 다른 시점간에 걸친 생계비의 변동」을 포착하는 「다른 시점간 생계비 지수」(intertemporal cost of living index, 이하 ICLI)가 존재한다.<sup>4)</sup> 즉 가계(家計)의 다른 시점간에 최적화 문제를 고려할 경우 그 예산 제약은 생애가득(生涯稼得)과 같다.

이 때 인적자본(人的資本)인 무형자산(無形資産)을 포함하여 생각하면 기존의 자산은 장래 제공될 소비에 대한 청구권에 해당한다. 그러나 장래 제공될 소비의 가격을 대신하여 장래에 걸쳐 소비자가 바라는 소비 유량(flow)을 손에 넣을 수 있는 원천이 되는 자산 가격을 고려하는 것이 적당하다. 바꿔 말하면 자산 가격은 장래에 있어서 기대 물가의 대리변수(代理變數)라고 생각할 수 있다.<sup>5)</sup>

4) 물가 지수에 동학적인 요소를 포함한 의론에 대해서는 후에 서술한 澁谷(1991)이의 重原(1990), Carlson(1989)도 참고할 것

5) ICLI의 수학적 정식화에 대해서는 이 장의 보론 1을 참고할 것

이 ICLI는 매우 추상적인 개념이지만 이러한 동학적 요소를 고려한 물가 지수를 구체화하는 시도으로써, 澁谷(1991)는 「동학적 균형 가격 지수」(Dynamic Equilibrium Price Index, 이하 DEPI)를 고안하고 있다. 즉 DEPI는, Alchian and Klein(1973)이 상정했던 일반적인 효용 함수를 대신하여 1재(財) 모델로 코브 더글러스형의 시간 분리형 효용함수를 가정함에 따라 ICLI를 물가 지수(GDP 디플레이터)와 자산 가격(국부 변화율)<sup>6)</sup>의 가중기하평균이라는 다음의 (10-1)식처럼 구체적 지수산식으로서 도출하고 있다.<sup>7)</sup>

$$DEPI = \left( \frac{p_o^B}{p_o^A} \right)^{a_0} \cdot \left( \frac{q_o^B}{q_o^A} \right)^{1-a_0} \quad (10-1)$$

또 여기서  $a_0$ 는 시간선택률  $\rho$ 를 무한기까지의 합계값이 1이 되도록 표준화한 현재의 재화·서비스에 관한 가중치 매개변수(parameter)  $a_0 = \rho / (1 + \rho)$ 이다.

### 1.3 동학적(動學的) 균형 가격 지수의 시산(試算)

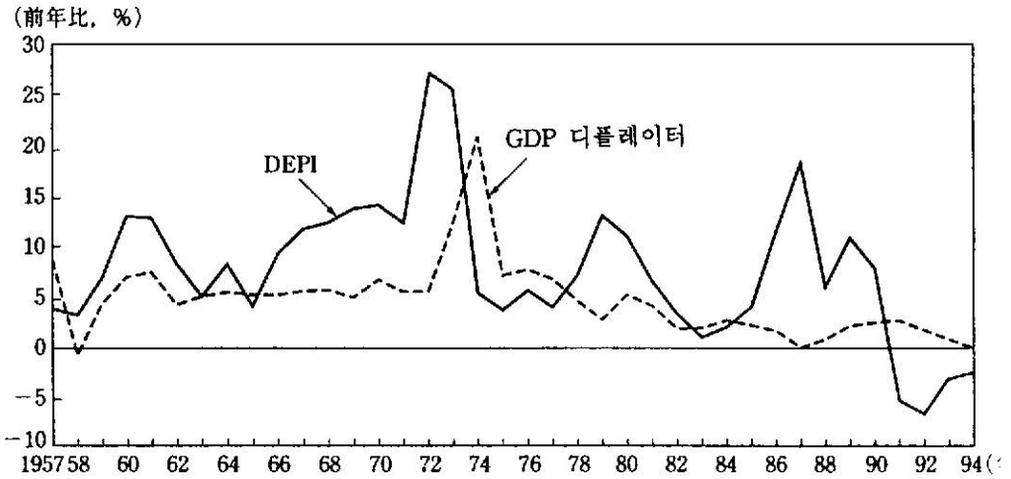
다음으로 澁谷(1991) 부론(付論)<sup>2</sup>에서 보았던 DEPI의 구체적인 시산(試算) 방식에 따라서 이것을 1994년까지 시산(試算)한 결과를 그림 10-1에 나타내었다. 또 GDP 디플레이터와 계산 가격의 가중치는 澁谷(1991)에서의 가정과 같이 GDP 디플레이터를 0.03, 자산 가격을 0.97로 했다.<sup>8)</sup>

6) DEPI의 산출에 있어서 이용된 자산 가격은 본래 인적 자산 등 무형의 자산까지도 포함한 총자산 가치이다. 澁谷(1991)은 자산 가격 데이터로서 이용 가능한 통계 중에서 가장 커버리지가 넓은 「국민경제 계산」의 「국부」를 이용하고 있다. 그렇지만 이 통계에 있어서도 가계가 보유하는 자산 중에서 가장 큰 비중을 차지하고 있는 인적 자산인 무형 자산에 대해서는 거의 커버되지 않는다. 이 점에 대해서는 제2절에서 의론할 것이다.

7) 澁谷(1991)은, (10-1)식과 같은 형태로 DEPI를 관찰 데이터에서 도출 가능하기 때문에 한계 생산성이 불변한다고 가정하고 있다. 이 가정이 초래한 문제점에 대해서는 제2절에서 논의할 것이다.

8) 澁谷(1991)은, 수정 골든룰(가계의 최적화 행동을 가미한 신고전파 성장 모델에 있어서 균형 조건)을 기초로 실질 자산 수익률 0.13, 자산 감모율 0.06, 노동 인구 성장률 0.01, 기술 진보율 0.03 이라는 가정에 있어서 시간 선택률  $\rho$ 를 실질 자산 수익률에서 자산 감모(減耗)율, 노동 인구 성장률, 기술 진보율을 공제한 0.03이라고 계산한다. (수정 골든룰에 관한 세부내용은 Barro and Sala-i-Martin(1995)을 참고) 하지만, 시간 선택률에 대해서는 최근의 소비 자산 가격 모델(Consumption CAPM)의 추계 결과부터는 0.01 정도의 수치가 나온 경우가 많다. 이 점에 관한 세부내용은 羽森(1996)을 참고할 것

그림 10-1 DEPI와 GDP실질인자



(자료)경제기획청 『국민경제계산』

(비고)DEPI의 산출 방법의 세부적인 내용은 瀧谷(1991)을 참고할 것

이 그래프를 보면 1960년대 후반, 1970년대 전반, 후반 이외에, 1980년대 후반 이후의 시기에 DEPI와 GDP실질인자가 크게 꺾리(乖離)하고 있다. 특히 1980년대 후반 이후를 주목해 보면, 우선 1980년대 중반부터 1990년대 초에 걸쳐 DEPI가 GDP를 크게 상회하여 상승했다. 그러나 1991년부터는 DEPI 전년비(前年比)가 마이너스로 바뀌어, 1991년부터 1994년의 4년간 계속 마이너스이다. 이 사이 GDP실질인자는 1991년까지 신장률을 높인 후 1992년 이후는 신장률이 계속 저하되면서도 플러스 값을 보이고 있다. 이처럼 DEPI는, GDP실질인자를 보는 것만으로는 1980년대 후반에 인플레이션 압력을, 1990년대 들어선 후는 디플레이션 압력을 최소 평가할 가능성을 시사하고 있다.

## 2. 동학적 균형 가격 지수를 이용할 경우의 문제점

본 절에서는 앞 절에서 시산(試算)했던 DEPI를 금융 정책 운영상 참고할 물가 지표의 한가지로 생각할 경우, 어떤 점을 유의해야 하는가를 검토한다.

### 2.1 자산 가격 부분의 가중치 분배 타당성

DEPI에 있어서 현 물가 지수의 가중치  $\alpha_0$ 는 이미 보았던 것처럼 시간 선호율  $\rho$ 를 기본으로  $\alpha = \rho / (1 + \sigma)$ 의 산식으로 계산된다. 각주8)에서 보았던 것처럼, 澁谷(1991)에서는 시간 선호율의 추계(推計)를 수정 골든룰(golden-rule)에 따라 행하고 있고, 물가 지수 가중치가 0.03, 자산 가격 가중치가 0.97 이 된다. 그러나 DEPI 지수 산식은 물가 지수와 자산 가격의 가중기하평균이 있지만 자산 가격의 가중치가 1에 매우 근접한 값을 취하고, DEPI는 실질적으로는 자산 가격에 매우 근접한 성격의 것이 된다. 이것은 DEPI에 의해 물가 동향을 판단하려는 것이지만, 자산 가격의 변동을 보면 거의 같은 값이라는 것을 의미한다.

그럼에도 불구하고 시간 선호율(選好率)을 0.03이라고 가정하는 것은 최근의 소비 자산 가격 모델(Consumption CAPM)의 실증 결과로 보면, 최대일 가능성이 높다. 예를 들면, 羽森(1996)에서는 통상의 시간 분리형 효용함수를 가정하고 소비의 오일러(Euler)방정식을 계측하고 있다. 그래서 계측되고 있는 시간 선호율  $\rho$ 는 대체로 년율 0.01 전후이다.<sup>9)</sup>

소비자산 가격 모델은 생산 기술의 형태에 상관없이 성립하기 때문에 이 값을 전제로 하면 물가와 자산 가격의 가중치는 0.01:0.99가 되어, 더욱 자산 가격의 가중치가 상승한다. 그래서 경제 주체의 생존 기간을 유한하다고 하고 물가 지수와 자산 가격에 걸리는 가중치가 어떻게 변화하는가를 시산(試算)해 본 것이 표10-1이다. 이 시산(試算) 결과를 보면, 할인율이 0.03, 0.01인 모두의 경우에 대해서도 생존 기간이 10년 정도 이상이 되면, 물가 지수와 자산 가격의 가중치 비가 0.1: 0.9를 넘고, 자산 가격 변동의 영향을 매우 강하게 받게 된다.

9) 소비에 관한 오일러(Euler) 방정식의 추계에 있어서는 일반적으로 시간 선호율은 그로스의 역수값(본론문의 정식에 따르면  $1/(1+\rho)$ )로 계측된다. 羽森(1996)에서 본 결과는, 0.985에서 0.995 정도의 값을 취하고 있기 때문에 이것을 본론문의 정식화에 환산하면 대강 0.01정도가 된다.

표 10-1 경제 주체의 생존 기간과 DEPI의 가중치

년 수	할인률=0.03		할인률=0.01	
	물 가	자산가격	물 가	자산가격
2	0.507	0.493	0.052	0.498
4	0.261	0.739	0.254	0.746
6	0.179	0.821	0.171	0.829
8	0.138	0.862	0.129	0.871
10	0.114	0.886	0.105	0.895
20	0.065	0.935	0.055	0.945
30	0.050	0.950	0.038	0.962
40	0.042	0.958	0.030	0.970
50	0.038	0.962	0.025	0.975
60	0.035	0.965	0.022	0.978
70	0.033	0.967	0.020	0.980
80	0.032	0.968	0.018	0.982
90	0.031	0.969	0.017	0.983
100	0.031	0.969	0.016	0.984
∞	0.029	0.971	0.010	0.990

이상의 고찰은 DEPI가 현 시점의 물가 변동을 포착하여 현재 물가와 차기 이후의 장래 모든 시점 물가 변동의 정보를 포함하고 있는 자산 가격을 통합하려는 것으로서, 현재 물가에 대한 가중치가 매우 적게 평가되어 버린다는 것을 보여주고 있다. 게다가 이 문제는 경제 주체의 생존 기간을 유한으로 해도 큰 영향을 미치게 된다.

DEPI를 옹호하는 입장에서는 현재의 물가에 대하여 동학적(動學的)인 경제 주체의 최적화 행동을 기반으로 DEPI의 가중치가 매우 적어지는 것은 오히려 당연하다고 말하게 될 것이다. 그러나 여기서 간과되고 있는 것은 현재 물가 지수도 계측 오차 문제는 포함하고 있지만 상대적으로 높은 정확도를 나타내고 있지만 자산 가격의 정확도는 현저히 낮다는 점이다. 이 점을 무시하고 현재 물가와 자산 가격을 반영하는 장래 가격 부분과의 사이에 큰 가중치 차를 언급하는 것은 타당하지 않다.

## 2.2 자산 가격 통계의 정확도

### 통계 커버리지(coverage)

노동 소득도 자산 소득도, 전자가 인적 자산에서, 후자가 물적 자산에서 만들어진 유량(flow)의 수익이라는 의미에서는 모두 어떤 형태로든 자산에서의 수익이라고 생각할 수 있다. ICLI는 본래 생애에 걸쳐 효용 수준을 일정하게 할 경우의 소비 지출 변동을 포착하는 것이기 때문에 그 구축에 해당하는 것은 자산으로의 실물 자산 이외에, 무형 자산인 인적 자산 등, 모든 자산을 포함한 자산 가격 변동을 반영할 필요가 있다. 그런데 DEPI에서 자산 가격 데이터로 이용하고 있는 국부(國富)통계는 가장 이용 가능한 넓은 커버리지(coverage) 자산 통계이지만, 인적 자원은 커버(cover)되지 않는다.<sup>10)</sup>

이것은 인적 자산에는 다음과 같은 특수성이 있고 그 추계(推計)가 매우 곤란하다는 사정이 있다. 우선 첫 번째는, 인적 자산은 일반적으로 시장에서 직접 거래하는 것이 아니므로 시장 가치의 결정이 곤란하다. 두 번째는, 인적 자산의 투자는 회수까지의 선행 투자 기간이 긴 것 이외에, 기회 비용이 차지하는 비율이 높고 직접적인 경비가 차지하는 비율은 낮다. 세 번째는, 자본 시장에서 불완전성이 존재하기 때문에 인적 자산을 담보로 한 차입은 곤란하다.

여기에서는 인적 자산의 가치( $W_H$ )가 장래에 걸친 노동 소득( $Y_L$ )의 할인 현재 가격과 동등하다고 생각하고, 이하에서처럼 조금 대담한 단순화의 가정으로 인적 자산 가치를 시산(試算)한다.<sup>11)</sup> 즉 ①장래 노동 소득의 증가율( $g$ ), 인적 자산의 감모(減耗)율( $d$ ), 장래 소득의 할인율( $r$ )이 각각 일정하고, 또 ②총계(gross)로 본 노동 소득의 증가율과 인적 자산 감모율과 할인율의 곱이 같고, ③장래에 걸쳐서 인구 구성과 인적 자산의 투자 패턴이 변화하지 않는다고 가정한다.

10) 인적 자산에 대해서는 石川(1991)이 지금까지의 연구를 상세하게 조사하고 있다.

11) 이하에서 본 시산 방법은 岩田(1992)와 동일하다. 또 인적 자산의 추계 방법으로서 이 외 인적 자산의 투자액을 누계하고, 항상 소득 가설을 기초로 소비 함수에서 추계하는 방법이다.

이 경우 평균적으로 노동자가 남은 n년간 취업을 한다고 하면, 장래 소득의 할인 현재 가치로의 인적 자산의 크기는,

$$W_H = Y_L \frac{1+q}{(1+d)(1+r)} + Y_L \left( \frac{1+q}{(1+d)(1+r)} \right)^2 + \dots + Y_L \left( \frac{1+q}{(1+d)(1+r)} \right)^n \quad (10-2)$$

이 된다. 여기서 「국민경제계산」에서 1994년 고용자 소득을 보면 267조엔이다. 평균적인 잔존 취업 년수를 25년으로 (10-2)식을 적용하면, 인적 자산의 가치는 6,675조엔 이라는 계산이 된다.<sup>12)</sup>

여기서 얻어진 인적 자산가치의 추계(推計)값과 국민 경제 계산에서 가계 부문의 비인적자산 추계액(推計額)을 합산하면, 순(net)베이스로 본 가계 부문의 총자산 가치는 표10-2에서 보는 것과 같이 1994년 시점에서 8,854조엔이 된다. 또 총자산이 차지하는 비인적 자산과 인적 자산의 비율은 대략 1대 3이 되어, 압도적으로 인적 자산의 비중치가 높다는 것을 알 수 있다. 즉, 가계 부문이 보유하는 자산의 중심은 인적 자산이고, 국부(國富)통계의 커버리지(coverage)는 불과 25%에 불과하다.

표 10-2 가계부문의 자산 잔고(1994년)  
(단위 : 조엔, 괄호안 구성비, %)

비인적자산	2,541 (28.7)
순고정자산	255 (2.9)
토지	1,140 (12.9)
금융자산	1,088 (12.3)
기타	58 (0.7)
부채	362 (4.1)
순자산	2,179 (24.6)
인적자산	6,675 (75.4)
총자산(net)	8,854 (100.0)
(참고)국부(國富)	3,215

(자료) 경제기획청 「국민경제계획년보」

(비고) 인적자산은 필자추계(筆者推計)값

12) 高山(1992)에는 전국 소비 실태 조사의 개표 데이터를 기반으로 보다 상세한 추계를 하고, 1984년 시점의 보통 가구 인적 자산 가치는 4,406조엔 이라는 계산이 된다. 1984년부터 1994년까지의 물가 상승률을 CPI에 따라 조정하면 그 값은 5,146조엔이 된다. 高山(1992)에서의 추계는 단신 가구 등을 포함하지 않고 보통 세대를 기초로 한 것을 감안하면 여기서의 시산 결과와 꽤 근접한 수치라는 판단이다.

## 가격 데이터의 신뢰도

자산 가격 통계에 대해서는, 커버리지(coverage)의 문제 이외에, 정량적(定量的)인 분석에 적합한 정확도가 있는지 어떤지의 문제도 지적할 수 있다.

예를 들면, 유형 자산의 대표인 토지에 대하여 생각해 보면, 그 큰 특징은 다양성이다. 실제 지가에 대해서는 「4가지 지가(地價)」로 불려지는 시가(時價), 공시지가(公示地價), 노선가격(路線價格), 고정자산세(固定資産稅)평가액 등, 다양한 가격이 병존하고 있다. 이 경우 헤도닉 접근법을 적용하는 것 보다 토지의 특성을 조정한 다음의 가격변동을 생각할 수 있지만, 데이터의 이용 가능성이라는 점에서 제약이 크다.<sup>13)</sup>

## 자산 구성의 변화

통합된 자산 가격 지표를 구축하기 위해서는 자산 구성의 변화를 어떻게 조정하는가도 문제가 된다. 표10-3에서 본 일본의 자산·부채 구성의 시계열적(時系列的)인 변화를 보면, 우선 총자산(=總負債·純資産)의 대명목(對名目) GDP비가 1974년의 9.7배에서 1994년의 14.9배로 대폭 상승하고 있다. 이 사이, 총자산과 총부채를 넷아웃(net-out)한 순자산(國富)의 대명목(對名目) GDP비는 1974년의 5.1배에서 1994년 6.7배의 증가에 머무르고 있고, 부채가 늘어난 형태로 총자산 잔고가 증가하고 있다. 다음으로 자산·부채의 내역을 보면, 자산 측에서는 금융 자산의 비율이 크게 상승하고 있다. 부채측에 대해서는 주식을 제외한 부채의 비중이 크다.

DEPI에는 장래의 소비 지출과 관련하여 자산 가격의 변동을 보기 때문에 총자산과 총부채를 넷아웃(net-out)한 국부(國富)에 주목하고 있다. 이 경우 국부(國富)의 변화에는 총자산·총부채의 예입과 대출이 동시에 증감하거나 자산·부채의 내역 구성 변화의 영향이 뒤섞이게 된다.

13) 지가에서 헤도닉 접근법을 적용한 분석 사례로서는, Suzuki and Ohta(1994), 春日(1996)을 참고. 또 伊藤·廣野(1992)에는 주택가격, 집세에 대해서 분석하고 있다.

표 10-3 자산·부채의 구성

	1974년	1984년	1994년
재생가능유형자산	305(23.4)	726(20.1)	1,250(17.5)
재생불가능유형자산	378(29.1)	972(26.9)	1,892(26.4)
금융자산	618(47.5)	1,920(53.1)	4,016(56.1)
총자산	1,301(100.0)	3,617(100.0)	7,157(100.0)
부채(계외한 주식)	552(42.4)	1,688(46.7)	3,459(48.3)
주식	64(4.9)	214(5.9)	483(6.7)
純資産	686(52.7)	1,715(47.4)	3,215(44.9)
對名目 GDP비(배)	5.1	5.7	6.7
총부채·純資産	1,301(100.0)	3,617(100.0)	7,157(100.0)
對名目GDP비(배)	9.7	12.0	14.9

(자료) 경제기획청 『국민경제계획연보』

(비고) 사사오입(四捨五入)의 관계에서, 내역의 합계값은 총자산, 총부채 순자산의 수치와 반드시 일치하지는 않는다.

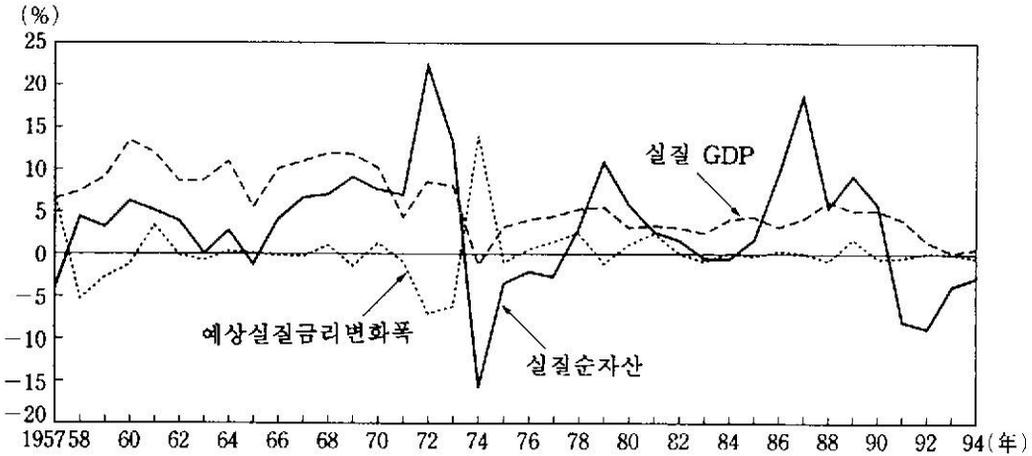
## 2.3 자산 가격 변동의 배경과 정책적 함의

### 펀더멘탈즈(fundamentals)에서의 괴리

자산 가격 결정에 관한 이론적인 틀인 수익 환원 모델에 따르면 자산 가격은 그 자산이 장래에 걸쳐 발생시키는 수익의 흐름에 관한 할인 현재 가치와 같게 된다. 또 기업의 이윤 최대화 조건에서 기업의 한계 수익은 자산의 한계 생산과 같다. 그러나 자산의 한계 수익이  $MPK$ , 명목 이자율이  $r$ , 기대 인플레이션률이  $\pi$  이고, 각각 변화하지 않는다고 가정하면, 실질 자산 가격  $q/p$ 는

$$q/p = MPK / (r - \pi) \quad (10-3)$$

그림 10-2 자산 가격 변동과 펀더멘탈즈



(자료) 일본 은행 「경제통계월보」, 경제기획청 「국민경제계산년보」

(비고) 사후적 실질금리는, 장기(長期)우대금리(prime rate)에서 GDP디플레이터 변화율을 뺀 것

라고 쓸 수 있다. 이 식은 실질 자산 가격의 변동을 규정하는 요인이 되는 것은 자산의 실질 수익 예상과 실질 이자율 예상이라는 것을 나타내고 있다.

여기서 자산 가격 변동과 펀더멘탈즈((fundamentals)의 관계를 확인하기 위해서는, 실질 순자산(純資産) 가격 변동과 실질 GDP성장률<sup>14)</sup>, 예상 실질 이자율의 변화폭을 그림10-2에 표시했다. 이 그래프를 보면 실질 자산 가격의 변동은 실질 GDP성장률과 정(正)의 상관성을 가지는 한편, 예상 실질 이자율의 변화와 부(負)의 상관성을 유지하고 있는 것을 알 수 있다. 이것은 자산 가격의 변동은 대략적으로 말해 펀더멘탈즈의 변동에 연동(連動)된 형태로 추이(推移)해 왔다는 것을 의미하고 있다.

단, 실질 자산 가격과 펀더멘탈즈 상관의 강도는 시기에 따라 많은 차이가 있다. 예를 들면, 자산 가격의 대폭 변동이 관찰된 1980년대 후반 이후를 주목해서 보면, 실질 순자산 가치가 큰 폭으로 변동하고 있는 한편, 실질 GDP성장률, 예상 실질 금리의 변화는 상대적으로 안정적으로 추이(推移)를 보인다.

14) 실질GDP성장률은 자산의 실질 수익 대리 변수라고 생각할 수 있다.

자산 가격 펀더멘탈즈로부터의 괴리는, 일반적으로 버블(bubble)이라고 할 수 있다. 버블 존속의 열쇠는 투자가의 기대 형성에 있고, 자산 가격이 펀더멘탈즈를 상회하므로, 자산 가격이 더 상승한다고 하면, 다른 자산과의 재정 관계가 성립하는 수익률을 확보할 수가 있다.<sup>15)</sup> 그러나 협의(狹義)의 버블이 발생하고 있을 경우, 자산 가격의 변동은 앞으로 재화·서비스 가격에 관한 정보를 이끌어 낼 수 없다.

하지만 자산 가격이 버블(bubble)적으로 상승하고 있는 경우에도 그것이 장기화하는 만큼 그 붕괴시 큰 반동을 초래해 경기 순환을 증폭시킨다. 그러나 이 관점에 의하면 자산 가격과 펀더멘탈즈와의 괴리가 발생한 결과로서 DEPI가 크게 상승했다고 여겨지는 경우에는 긴축적인 금융 정책의 발동 재료라고 생각해야 한다는 말이 된다.

### 자산의 한계 생산성의 조정

상기(上記)의 결론은 자산의 한계 수익성에 대하여 정학(靜學)적 기대(일정의 GDP성장을 내지는 자산의 한계 생산성이 앞으로도 계속될 것이라는 예상)를 가정하고 있다. 실제 瀧谷(1991)에는 관찰 가능한 데이터에서 DEPI를 구축하기 위해서 자산의 한계 생산성이 일정하다고 가정하고 있다.

그렇지만, 예를 들면 토지 가격이 상승한 경우, 그것이 오피스 빌딩의 고층화와 인텔리전트 빌딩화 등의 기술 혁신에 의해 토지의 생산성이 상승한 결과라면, 토지 가격의 상승은 장래의 재화·서비스 가격의 상승을 의미하지 않는다. 지금 2가지 경제 상태 A, B 사이에서 자산의 한계 생산성이 변화했다고 가정하면, (10-1)식에서 보았던 DEPI는,

$$DEPI = \left( \frac{p_0^B}{p_0^A} \right) \cdot \left( \frac{q_0^B / MPK^B}{q_0^A / MPK^A} \right)^{1-\alpha_0} \quad (10-4)$$

라고 바꿔 쓸 수 있다. 이것은 자산 가격의 변동으로부터 장래의 재화·서비스 가격의 정보를 이끌어내기 위해서는 자산 가격을 한계 생산성에서 디플레

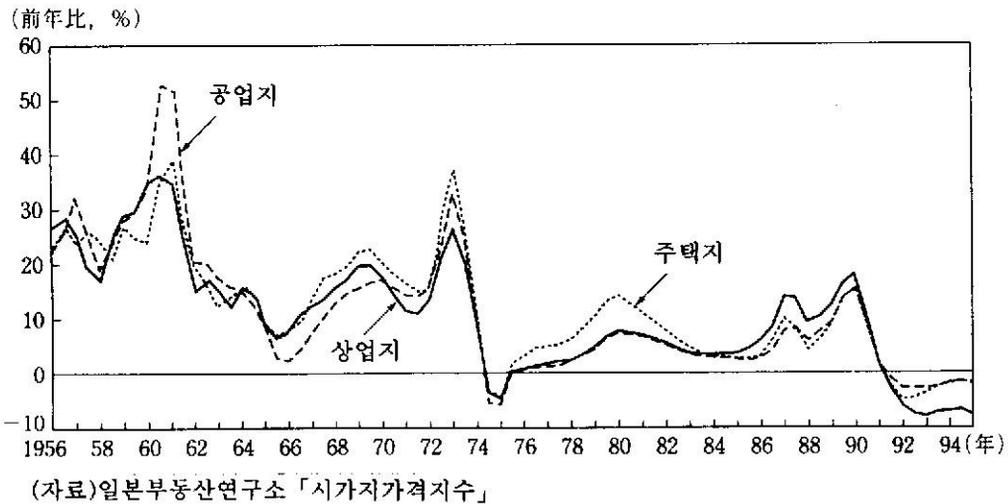
15) 수익환원 모델은, 자산 가격이 무한대까지 발산하지 않는다고 가정해, 버블경로를 미리 배제하고 있다. 자산 가격에 있어서 버블 발생의 메카니즘에 대해서는 예를 들면, 翁(1985), 淺子·加納·佐野(1990), 淺子(1992)를 참고할 것.

이트(deflate)하는 것으로 자산의 효율성 단위로 재측한 자산 가격에 일부를 되돌릴 필요가 있다는 것을 의미한다.

즉 일반적으로 자산 가격의 변동에서 장래의 재화·서비스 가격의 변동에 관한 정보를 이끌어내기 위해서는 단위 면적당 지가 변동에서 한계 생산성의 변화분을 공제할 필요가 있다. 그림10-3은 용도별 지가의 변화율을 표시한 것이다. 시기에 따라 약간의 차이가 있으므로 용도에 의한 지가 상승률에 큰 차이는 관찰되지 않았다. 또한 상대 가격에 큰 변화도 나타나지 않았다.<sup>16)</sup>

그렇지만 앞에서 서술한 것처럼 자산 가격의 변동에 대해서, 유의미한 정보를 제공하기 위해서는 효율성 단위로 환산한 가격 변동을 포착할 필요가 있다.

그림 10-3 용도별 지가의 동향



하지만 자산의 한계 생산성을 반영한 경제 변수는 직접적으로는 관찰할 수 없는 것 이외에, 적당한 대리 변수도 존재하지 않는다. 그러나 한계 생산성을

16) 하지만 최근 2~3년의 움직임을 주목해 보면, 상업지는 계속 큰 폭으로 하락하는 한편 주택지, 공업지는 하락폭이 축소 경향을 띠고 있다.

엄밀하게 계측하기 위해서는 거시적(巨視的)인 생산 함수의 계측이 필요하다. 단, 자산마다의 한계 생산성을 계측하는 것은 어려운 것 이외에도, 한계 생산성의 이동(shift)이 발생해도 시계열(時系列) 데이터의 축적을 기대하지 않고서는 그 이동을 통계적으로 검토할 수 없다.

또 임시로 현 시점에서의 한계 생산성을 정확하게 파악할 수 있었다 하더라도 앞서가는 기술혁신에 의해 자산의 예상 실질 수익이 상승할 것이라는 예상이 나올 경우에는 자산 가격이 펀더멘털즈의 예상에 맞아도 현재 관측된 펀더멘털즈의 대리 변수와 크게 괴리될 수 있다. 이 경우 이 예상이 옳은 것인가, 단지 유폴리아 현상인가를 사전에 판정해야하는 곤란에 직면하게 된다.

이상의 고찰을 보면, DEPI를 금융 정책의 판단 재료로 하기 위해서는 현 시점에서 관찰할 수 없는 한계생산성의 이동(shift)과 이것에 관한 예상의 타당성을 경제 구조 변화에서 확인할 필요가 있다. 물가 지표와 금융 정책 운영 규칙을 가장 엄밀하게 정식(定式)화한 인플레이션 목표관리정책(targeting)에 있어서는 목표 영역에서의 이탈(逸脫)을 인정하는 면책 조항으로서 원유 가격의 급등과 재해 등의 공급영향(supply shock)을 드는 경우가 많다.<sup>17)</sup>

인플레이션 목표관리정책의 관점에서 DEPI를 보면, 한계 생산성의 영역에서 대표되는 공급의 구조 변화가 면책 조항에 해당한다고 해석될 뿐만 아니라 시장의 예상 타당성도 검증할 필요가 있게 된다. 이 점을 생각하면 DEPI를 인플레이션 목표관리정책 등의 정책 판단의 중핵에 위치 짓는 것은 익숙하지 않다고 말할 수 있을 것이다.

## 2.4 동학적 균형 가격 지수의 신뢰도

마지막으로 DEPI의 신뢰도를 그 관측 오차의 추계(推計)를 통하여 평가한다. 물가 지수, 자산 가격의 변화율을 대수계차(代數階差)에서 근사치로 해 이것이 정규 분포를 수반한다고 가정하면<sup>18)</sup>지수 수준은 대수정규분포가 된다.

17) 인플레이션 목표의 세부적인 것은 2장을 참고할 것.

18) 다음 장에서 검토할 것처럼, 물가 지수 변동의 분포는 상승시에는 우방향에, 또 하락시에는 좌방향의 끝부분에 길어 일그러진 모양을 하고 있다. 단, 여기서 시뮬레이션 상의 단순화를 가정하고 GDP디플레이터, 자산 가격의 변화율이 정규 분포에 따르고 있다고 상정한다.

DEPI는 (10-1)식 형태로 물가 지수와 자산 가격의 가중기하평균으로 정식화(定式化)되기 때문에 DEPI도 대수정규 분포에 따르게 된다. 그래서 다음과 같이 가정을 하고, DEPI의 관측 오차를 시산(試算)한다.

①GDP 디플레이터의 관측 오차가, 보론 2에서 본 CPI관측 오차(추계(推計) 매개변수(parameter)의 표준 오차)의 추계(推計)결과(년율 0.1%)와 동일하다고 가정해, 자산 가격의 관측 오차가 그 10배, 100배, 1000배인 3가지 경우를 생각한다.<sup>19)</sup>

②GDP 디플레이터와 자산 가격의 상관에 대해서는 상관 계수가 0.00, 0.10, 0.25, 0.50, 1.00 인 5가지 경우를 생각할 수 있다.<sup>20)</sup>

③DEPI에 대해서는 GDP 디플레이터와 자산 가격의 가중치가 0.01 : 0.99, 0.03 : 0.097, 0.10 : 0.90, 0.25 : 0.75, 0.50 : 0.50, 0.75 : 0.25 인 6가지 경우를 생각할 수 있다.

시산(試算) 결과는 표10-4에서 보는 것과 같고, 자산 가격의 가중치가 9할을 넘으면 거의 자산 가격에 가까운 큰 관측 오차가 나타난다. 시산 결과를 평가하는 벤치마크(bench mark)가 되는 것은 보론 2에서 추계(推計)된 CPI관측 오차의 연율 0.1%라고 하는 수치이다. 이 수치는, CPI의 변동이 관측오차에 따르고 있다면, CPI 전년비의 상하 0.2%이내가 95%의 신뢰구간이라는 것을 의미하고 있다. 예를 들면, CPI 전년비가 2.0%이었던 경우, 95%의 확률로 1.8~2.2%사이에 진정한 수치가 존재하는 것이 된다.

시산(試算)된 DEPI 관측오차의 최소치는, 자산가격의 관측오차가 연율0.5%로 GDP 디플레이터의 10배이고, GDP 디플레이터와 자산가격의 비중이 각각 0.75로

---

19) 보론 2에서 본 CPI의 관측 오차의 크기를 보면, 가장 까다로운 품목 베이스는 연율 0.15인 것에 반해, 소분류 베이스, 중분류 베이스와 관측 오차가 확대해 가장 후한 10재 비목 베이스에서는 연율 1.1%와 약 10배의 값이 얻어지고 있다. 이것은 보다 복잡한 분류에 따라 추계를 하고 데이터의 가격 조사 정도가 저하해 그 만큼 물가 지수의 관측 오차가 확대하는 것을 시사하고 있다고 생각한다. 자산 가격 정보는 다양성이 큰 것이 특징이고 그 가격 조사가 CPI인 현재 물가 지수와 그 정도의 수준에서 행해지고 있다고 생각하기 어렵다. 그래서 여기에서는 자산 가격의 관측 오차가 GDP디플레이터의 10배, 100배, 1000배의 3가지 경우를 상정하고 있다.

20) GDP디플레이터, 자산 가격 · 전년비의 상관계수는 1970년부터 1994년까지의 기간에는 0.27, 1980년부터 1994년까지는 0.11이다.

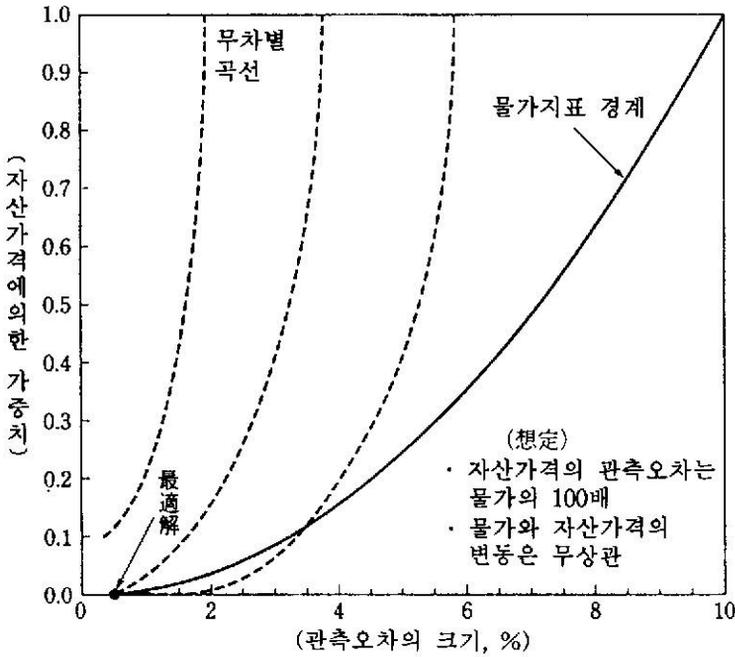
표 10-4 DEPI의 관측 오차(시산 결과)

(단위 : %)

물 가	가중치		상관계수의 상정			
	자산가격	0.00	0.10	0.25	0.50	1.00
경우1 : 자산가격의 관측 오차 10배						
0.01	0.99	0.995	0.995	0.995	0.996	0.996
0.03	0.97	0.985	0.985	0.986	0.987	0.988
0.10	0.90	0.949	0.950	0.952	0.954	0.959
0.25	0.75	0.867	0.870	0.873	0.878	0.889
0.50	0.50	0.711	0.714	0.719	0.728	0.745
0.75	0.25	0.507	0.511	0.517	0.526	0.543
경우2 : 자산가격의 관측 오차 100배						
0.01	0.99	9.950	9.950	9.950	9.950	9.951
0.03	0.97	9.849	9.849	9.850	9.850	9.852
0.10	0.90	9.487	9.488	9.489	9.492	9.496
0.25	0.75	8.660	8.663	8.666	8.671	8.682
0.50	0.50	7.017	7.075	7.080	7.089	7.107
0.75	0.25	5.001	5.004	5.010	5.019	5.308
경우3 : 자산가격의 관측 오차 1000배						
0.01	0.99	99.499	99.499	99.499	99.499	99.500
0.03	0.97	98.489	98.489	98.489	98.490	98.492
0.10	0.90	94.868	94.869	94.871	94.873	94.878
0.25	0.75	86.603	86.605	86.608	86.613	86.624
0.50	0.50	70.711	70.714	70.720	70.728	70.746
0.75	0.25	50.000	50.004	50.009	50.019	50.038

0.25때의 0.507%이며, 이것은 계측된 CPI 관측오차의 약 5배에 달한다. 여기까지의 검토결과로 부터는, 편의적으로 자산가격 데이터로서의 국부(國富)통계를 이용해 시산(試算)되고 있는 DEPI 관측오차는, 이것보다 크다고 예상된다. 반대로, 정책목표 달성도를 인플레이션율의 목표에서의 괴리로 측정한다고 가정해, 실용적인 물가지표에 관해서 요구되는 신뢰구간을 상하 0.5%라고 가정하면<sup>21)</sup>, 표 속의 시산(試算)치는 모두 이것을 상회한다.

그림 10-4 DEPI의 가중치 관측오차



나아가 DEPI의 자산가격과 현행(current) 물가 사이의 가중치 배분에 대해서, 자산가격의 가중치를 0에서 1까지 변화시켰을 때, DEPI 관측오차 시산치가 어떻게 변화할까를 그림10-4에 나타냈다<sup>22)</sup>. 이 그림에서는 DEPI의 자산가격에 할당되는 가중치의 크기를 세로 축으로, DEPI의 관측오차 시산치를 가로축으로 잡고 있다.

DEPI의 관측오차는 자산가격의 가중치 배분의 증가에 따라서 일관되게 확대하고 있지만, 그 확대페이스는, 가중치가 커지면 둔화한다. 이 때문에, 양자(兩者)의 실현 가능한 조합의 관계는 우상향(右上向)이면서도 우하방(右下方)으로 볼록한 모양이 된다.(그림 속의 실선, 이하 「물가지표 경계(frontier)」라고 호칭). 또 자산 가격 가중치 상승은 DEPI에 비해 장기적인 물가변동이 반영되고 있는 의미에서 바람직한 한편, 관측오차의 확대는 물가지표의 신뢰도

21) 뉴질랜드, 캐나다등 인플레이션 목표관리정책을 채용하고 있는 나라에는 많은 경우, 목표 인플레이션 중심치에 대해 상하 1%정도의 목표 비율을 설정하고 있다. 이러한, 비율의 설정은 관측오차 보다도, 경기순환이람 외생적 충격에 의해 인플레이션이 변동하는 것에 따른 조작 가능성의 한계를 염두에 두었던 것이라고 생각되어진다. 여기에는 목표 비율 폭의 1/2를 관측오차의 허용 범위로 했다.

22)그림10-4에 있어서는 ①자산가격의 관측오차는 물가지수의 100배, ② 자산가격과 물가지수의 변동은 무상관, 어떤 가정을 두고 검산을 행하고 있다. 자산가격과 물가지수의 상관을 고려할까 않을까는 표 10-4에 제시한 검산 결과에서 밝힌 대로, 여기에서 논의에 영향을 받지 않는다.

를 저하시킨다. 이 때문에 바람직한 목표지표로서의 자산가격 가중치와 관측 오차의 관계를 제시하는 무차별 곡선은, 역시 오른쪽으로 올라가면서 右下方으로 볼록해진다. (그림 속 점선)위에서 말한 대로 무차별 곡선과 물가지표 경계는, 모두 右上向 하는 한편, 오른쪽 밑 방향으로 볼록한 형태를 하고 있다. 이 때문에 무차별곡선이 물가지표 경계에 대해서 내측에서 접하는 경우에는 양자(兩者)의 접점이 바람직한 물가지표가 되는 자산가격에의 가중치 배당과 관측오차 크기의 조합을 나타내게 된다. 다만, DEPI를 금융정책 운용상의 목표지표로서 활용할 것을 고려하는 경우, 자산 가격의 가중치 상승에 따르는 관측오차의 확대를 용인(容認)하는 비용(cost)은 특히 커진다고 생각된다.

따라서, 무차별곡선의 경사는 물가지표 경계 보다도 급해진다고 생각되고, 최적값은 그림10-4에서 제시되어있는 것처럼 단점해(端点解)가 될 가능성이 높다. 이 경우, 정책운용상의 바람직한 목표지표는, 자산가격에 대한 가중치를 제로로 한 현행(current) 물가지수가 된다. 다시 말하자면, DEPI가 자산가격에 할당하는 커다란 가중치는, 경제주체의 동학적인 최적화 행동에서 지도되어졌던 것이지만, 이용 가능한 자산가격 데이터의 정확도가 현저하게 낮아지는 것에 따르는 결점을 감안하면, DEPI를 목표변수 등 금융정책 판단상의 중핵으로 간주하는 것은 곤란하다는 말이 된다.

### 3. 정 리

본 장에서는, 물가지수 개념을 동학적으로 확장해, 자산가격 정보를 취할 가능성에 대해 검토했다. 그 결론은 동학적으로 물가지수 개념을 확장하고, 현행 물가지수와 장래가격의 정보를 포함하는 자산가격을 총계한 물가지수를 구축하는 시도에 관해서 이론적 일치성(整合性)의 높음을 평가하면서도 그 실용성은 낮다고 하는 것이다.

물론, 자산물가는 장래의 인플레이션 동향이라고 말한 사람들의 기대를 생생하게 반영해 변동되는 지표로, 금융정책을 운용해 가는 데에 유용한 정보를 얻을 수 있다. 금융정책이, 중장기적인 물가안정을 목표로 하는 이상, 과거 혹은 현시점에서 물가지표의 변동만을 보고있는 것은 불충분한 것이다. 따라서 금융정책 운용상, 물가지표의 움직임에, 장래의 재화·서비스물가를 묵시적(implicit)으로 포함하는 자산가격의 동향을 가미해 판단을 행해 가는 것이 중요하다라는 것은 말할 필요도 없다. 그러나 일반적인 물가지수의 동학적인 확장

으로서, 자산가격과 물가지수의 합성으로서 유도되는 DEPI를, 그대로 금융정책 운용상의 판단재료로서 활용해 가는 것은 어려운 것 또한 사실이다.

첫 번째 문제는, DEPI가 자산에 할당하는 가중치의 현실 타당성이다.

DEPI를 옹호하는 입장에서는 현재 물가에 대해서, 동학적인 경제주체의 최적화 행동에 기초한 DEPI에 차지하는 가중치가 극히 작아지는 것은 오히려 당연하다. 그러나, 그곳에서 간과하게 되는 것은 현재 물가지수도 통계오차의 문제를 안고 있는 것, 상대적으로는 높은 정확도에서 측정되고 있는 편이지만, 자산 가격의 정확도는 현저하게 낮다는 점이다. 이점을 무시하고, 현재 물가와 자산가격을 반영하는 장래물가 부분과의 사이에 커다란 가중치 차를 붙이는 것은 타당하지 않다고 생각되어진다. 또, 그 같은 모양으로 구축된 DEPI를 금융정책 운용상의 목표(target)로 하는 것은 곤란하다.

또, 두 번째 문제는 자산가격은 장래의 재화·서비스가격의 상승예상 이외에도 다양한 요인의 영향을 받는 것이고, 자산가격의 변화가 즉각 장래 시점에 있어서 재화·서비스가격의 변동을 의미하는 것은 아니라는 점이다. 즉, DEPI를 금융정책의 판단재료로 하기 위해서는 현시점에서는 관찰할 수 없는 한계생산성의 이동(shift)과 이것에 관한 예상의 타당성을, 경제구조의 변화에서 살필 필요가 있다.

그러나 DEPI와 같은 형태로, 물가지수와 자산가격을 통합한 물가지수를 구축하려고 하면, 많은 매개변수(parameter)가 고정되고, 기술변화를 반영한 자산가격과 유량(flow)의 상대가격 변화까지도, 인플레이션으로 인식되어 버린다는 커다란 결함을 안게된다. 더욱이, 자산가격의 변동자체가 매개변수에서 괴리될 가능성도 고려된다.

자산가격 데이터가 정량적인 판단지수로서는 활용되지 못하고, 데이터의 성질을 정하는 판단에 이용되는 것에 머무른다면, 금융정책 운영과 자산가격과의 관계를 생각한 다음에, 물가지수와 자산가격은 단념하고, 개별로 그 동향을 볼 수밖에 없다. 그 경우, Kindleberger [1995]가 지적하는 것처럼 일정의 조리법("cookbook rules of game")이 있는 셈이 아니라, 다른 정책판단 재료와의 비교고려(比較考慮)라고 하는 금융정책 당국의 제량적인 판단이 필요하게 된다.<sup>23)</sup>

---

23) Kindleberger[1995]는, 이 점에 대해, "When speculation threatens substantial rises in asset price, with a possible collapse in asset markets later, and harm to the financial system, or if domestic conditions call for one sort of policy, and international goals another, monetary authorities confront a dilemma calling for judgment, not cookbook rules of the game"라고 얘기하고 있다.

## 제 10 장의 보 론(補論)

### 보론1 동학적으로 확장된 물가 지수의 정식화

동학적인 물가 변화요인을 고려에 넣었던 물가지표로서, Alchian and Klein[1973]이 제창한 「일정한 경제 후생을 얻기 위해 필요한 다른 시점간에 걸친 생계비의 변동」을 포착하는 「다른 시점간 생계비 지수」(intertemporal cost of living index, ICLI)가 존재한다.

여기에서는 우선 소비자의 선호가, 다음 방식의 효용함수처럼, 현재 및 장래의 소비지출에 의존하고 있다라고 가정한다.

$$U = U(x_{1t}^A, \dots, x_{nt}^A, \dots, x_{it}^A, \dots) \quad \text{for } i=1, \dots, n; t=1 \quad (10-A-1)$$

또한, 여기에서  $X_{it}^A$ 는 경제상태 A에 있어서 t기의 제 i 재에 대한 소비지출을 제시하고 있다.

또, 이 소비에 있어 현재 및 장래에 걸친 소비지출에 관한 예산제약은 보유하는 유형·무형을 포함한 총 자산가격  $W^A$ 라 부른다.

$$W^A = \sum_{t=1}^{\infty} \sum_{i=1}^n p_{it}^A x_{it}^A = \sum_{j=1}^m q_j^A y_j^A \quad (10-A-2)$$

여기에서  $P_{it}^A, Q_j^A, Y_j^A$ 는 각, 경제상태 A에 있어서 t기의 제 i 재의 현재가격<sup>1)</sup>, 경제상태 A에 있어서 제 j자산의 가격, 수량을 나타내고 있다.

오늘날 현재 또는 장래 재화의 현재가격이 변화하고, 새로운 경제상태 B가 실현된다고 생각한다. 이 결과 소비자가 경제상태 A와 같은 수준의 효용수준을 실현하기 위해서 필요한 총 자산가치가  $W^B$ 로 변화했다고 하면, 경제상태 A와 B사이의 ICLI는,

$$ICLI^{AB} = \frac{W^B}{W^A} = \frac{\sum_{t=1}^{\infty} \sum_{i=1}^n p_{it}^B x_{it}^B}{\sum_{t=1}^{\infty} \sum_{i=1}^n p_{it}^A x_{it}^A} = \frac{\sum_{j=1}^m q_j^B y_j^B}{\sum_{j=1}^m q_j^A y_j^A} \quad (10-A-3)$$

로 정식(定式)화된다.

1) 각 재화·서비스의 장래시점에 있는 가격을 분할율에 의해 현재가치로 전환한 것.

澁谷(시부야)[1991]에서는 나아가  $i$ 재(財) 모델로 다음과 같은 콥 더글러스형의 시간 분리가능형 효용함수를 상정한 다음에, 자산의 한계생산성이 일정한 가정을 두는 것에 따라, 현재 물가지수와 자산가격의 가중기하 평균으로서, DEPI를 도출하고 있다.

## 보론 2 회귀분석에 의한 물가지수 관측오차의 계측

보론에서는 제 3절에서 DEPI관측오차의 시뮬레이션을 행했을 즈음의 기초 데이터가 된 물가지수의 관측오차 추계(推計)방법, 및 그 추계결과를 나타낸다. 이하에서는 우선, Selvanathan and Prasada Rao [1994]에 따라서 물가지수의 개별상표 데이터를 이용하고, 라스파이레스형 물가지수 및 그 관측오차를 추계(推計)하는 방법을 정리한다. 그 후에 이 기법을 일본의 CPI데이터에 적용하고, 10대 비목(費目)베이스와 품목베이스의 2가지 데이터 세트에 의한 추계(推計)결과를 나타낸다.

$p_{it}x_{io}$ 를 기준시점  $o$ 기에 있어서의 제  $i$ 재로의 소비지출액,  $p_{it}x_{io}$ 를 비교시점  $t$ 기의 가격으로 평가한 기준시점에 있어서의 제  $i$ 재로의 소비지출액으로 하고, 다음 식과 같은 회귀식을 고려한다.

$$p_{it}x_{io} = \gamma_i p_{ot}x_{io} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (10-A-4)$$

다만,  $\gamma_i$ 는 모든 재화에 공통의 가격을 두고, 또  $\varepsilon_{it}$ 는 교란항이다. 게다가,

$$E[\varepsilon_{it}] = 0, \quad \text{cov}[\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it}] = \sigma_i^2 p_{ot}^2 x_{io} \delta_{ij} \quad (10-A-5)$$

이라고 가정한다. 또한,  $\delta_{ij}$ 는 클로벡터 델타이다.

다음으로 (10-A-4) 식의 양변을  $\sqrt{p_{ot}x_{io}}$ 로 나누면,

$$p_{it}^* = \gamma_i p_{ot}^* + u_{it} \quad (10-A-6)$$

이 된다. 다만, 여기에서  $p_{it}^* = p_{it} \sqrt{x_{io}/p_{io}}$ ,  $u_{it} = \varepsilon_{it} / \sqrt{p_{ot}x_{io}}$ 이다. 또한

(10-A-5)식에 의한,

$$\text{cov}[u_{it}, u_{jt}] = \text{cov}[\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}] / (p_{io}x_{io}) = \sigma_{\varepsilon}^2 \delta_{ij} \quad (10-A-7)$$

이 얻어진다. 따라서  $\gamma_t$ 의 추계에 최소 제곱법을 적용할 수 있고, 추계 파라미터  $\hat{\gamma}_t$ 는,

$$\hat{\gamma}_t = \frac{\sum_{i=1}^n p_{it}^* p_{io}^* / \sum_{i=1}^n (p_{io}^*)^2}{\sum_{i=1}^n p_{it} x_{io} / \sum_{i=1}^n p_{io} x_{io}} \quad (10-A-8)$$

이 되고, 라스파이레스 물가지수와 일치한다. 이 때문에 추계 파라미터의 표준오차가 물가지수의 관측오차가 된다.

일본의 CPI데이터에 대해서, 품목 베이스, 소분류 베이스, 중분류 베이스, 10대 비목(費目) 베이스 4종류의 데이터를 사용하여 추계한 결과는, 표 10-A-1 대로이다. 추계된 CPI 관측오차의 크기를 보면, 가장 작은 품목 베이스에서는 연율 0.1%인 것에 대해, 소분류 베이스, 중분류 베이스로 분류하는 것이 조잡해짐에 따라, 그 관측오차는 0.6%, 0.8%로 확대하고, 가장 조잡한 10대 비목베이스에서는 연율 1.1%로 약 10배의 가격이 나타나고 있다. 이것은 가격조사의 정확도가 저하하면, 그 물가지수의 관측오차가 확대되는 것을 시사하고 있다고 생각된다.

표 10-A-1 라스파레이스 지수. 관측오차의 추계결과

	1995년	1992년	1993년	1994년	1995년	년율평균
<b>품목분류베이스</b>						
추계파라미터	1.033	1.050	1.064	1.071	1.070	
표준오차	0.002	0.002	0.003	0.004	0.005	0.001
결정계수	0.996	0.992	0.987	0.978	0.971	
<b>소분류베이스</b>						
추계파라미터	1.032	1.050	1.063	1.071	1.070	
표준오차	0.003	0.005	0.006	0.007	0.009	0.006
결정계수	0.997	0.994	0.992	0.986	0.981	
<b>중분류베이스</b>						
추계파라미터	1.032	1.050	1.064	1.071	1.070	
표준오차	0.005	0.006	0.008	0.011	0.013	0.008
결정계수	0.995	0.994	0.990	0.981	0.975	
<b>10대비목</b>						
추계파라미터	1.033	1.050	1.063	1.071	1.070	
표준오차	0.005	0.007	0.010	0.014	0.017	0.011
결정계수	0.998	0.997	0.994	0.988	0.982	

## 제 11 장 기초적(基調的)인 물가변동의 포착

본 장에서는 물가변동을 중심으로 일시적인 충격의 영향을 제외하고, 정책 판단에 유효한 정보가 되는 기초적인 물가변동을 반영한 물가지표의 구축가능성을 검토한다. 또, 이 물가지표를 사용한 사례연구로서, 1980년대 후반 이후의 물가변동의 평가를 시도한다.

금융정책의 최종목표는, 일반적으로 「물가의 안정」이다. 금융정책에는, 그 발동에서 물가변동에 영향이 미치기까지 긴 시차가 존재하기 때문에, 예방적(pre-emptive)으로 운용해 나갈 필요가 있다. 이 경우, 물가통계에 의해서 관측된 물가변동을 일시적 한정적인 변동과 지속적, 전체적 변동으로 따로 해석하고, 금융정책이 대응해야하는 물가변동의 기초적인 변화를 정확하게 파악하는 것이 중요하게 된다. 그러나 실제로 관측된 소비자 물가지수나 도매물가지수, GDP 디플레이터(deflator)라는 각종 물가지표의 변동에는, 다양한 일시적인 충격과 관측오차가 영향을 주고 있다. 이 때문에 물가의 기초적인 변동이 안정되어 있는지 아닌지를 판단하는 것은 극히 어려운 작업이다.

종래, 「물가의 기초적인 변동」을 보려는 경우, 일본에서는 「소비자 물가지수·총합」에서 기후가 순조롭지 못하는 등의 일시적인 요인의 영향을 강하게 받는 신선식품의 변동을 공제한 「소비자물가지수·신선식품을 제외한 총합」(소위 CPI 신선식품제외)에 주목해 왔다<sup>1)</sup>. 따라서, 신선식품이 기후 요인 등, 일시적인 요인의 영향을 받기 쉽다고 해도, 상시 그것이 교란요인이 되고 있다고는 할 수 없다. 또 물가의 총지수에 일시적인 교란요인을 가져오는 충격의 분포가 뒤틀어져 있으면, 개별 품목의 물가지수를 가중 평균한 지표는, 충격의 영향을 받은 품목의 가격변동에 영향을 받기 쉽다.<sup>2)</sup>

이 장에서는, 현행물가지표가 안고 있는 문제를 염두에 두고, 물가의 기초적인 변동을 포착하기 위한 지표로서, 각 시점에 있어서 횡단면(cross section)방향의

1) 여러 외국에서도 식료품, 연료를 공제하는 케이스가 많다. 예를들면, 미국에서는 CPI총합에서 식료품, 연료를 공제한 계열을 「코어 인플레이션」이라고 불리고 있다.

2) 더욱이 물가지수는 품질조정 문제를 시작으로 하는 계측오차의 문제를 안고 있다. 물가지수의 계측오차는, 일반적으로는 상방편의를 초래하고, 물가 상승률의 과대평가로 이어지고 있다. 또, 이 물가지수 계측오차는 그 때 그 때, 경제환경, 기술혁신의 속도 등에 의존하고 있을 가능성이 높다. 반드시 한결같은 것은 아니다. CPI의 계측오차를 둘러싼 문제에 관한 세부내용은 본서 제Ⅱ부를 참조.

가격 변동분포의 양단에 위치하는 품목의 영향을 공제한 이상치 수정지표(異常值 修正指標, limited influence estimator)의 유용성을 검토한다. 이것은 각 시점에 있어서 횡단면(cross section)방향의 정보를 활용하는 것에 의해, 물가 변동의 기초적인 요소를 반영한 항구적(恒久的)인 변동성분을 추출하는 시험이라고 해석할 수 있다.

## 1. 물가안정의 포착

이 절에서는 물가의 기초적인 변동을 포착하는 분석작업의 출발점으로서, 물가안정을 어떻게 포착해 가는 것이 금융정책 운용에 대해 유효한 정보를 제공할까 라고 하는 점을 검토한다.

### 1.1 금융정책의 최종 목표로서의 물가안정

1장에서 검토한대로 금융정책 운용상, 물가안정을 어떻게 정의해야할까, 라고 하는 점에 대해서는 반드시 일반적인 일치(consensus)를 얻을 수 있는 것은 아니지만, 본 장에서는 물가변동과 금융정책을 둘러싼 여러 문제를 의논하는 출발점으로서 「예상형성」을 중시하는 사고 방식에서 유도되는 「지속적인 물가안정」을 목표라고 생각한다는 입장을 취한다. 물론, 상술한 의미에서의 물가안정은 장래 물가동향을 강하게 염두에 두고 있는 것 뿐으로 단순히 통계상에 나타나는 물가 상승율이 낮다는 표면적인 물가안정과는 반드시 같은 것은 아니다.

이러한 사고방식에 따른 한가지 방향은 실제의 물가 상승률과 동시에 기대인플레이율을 계측하는 것이다. 그것을 위해서는, 이러한 정보를 포함한 물가지표의 신설과 기존의 금융시장 동향에서 얻어지는 정보의 추출 등을 생각할 수 있다.

지금 한가지의 방향은 물가 지표 자체 안에 존재하는 기초적인 동향을 끌어내는 것이다. 이 경우 종래는 「소비자 물가지수·총합」에서 기후불순 등의 일시적인 요인의 영향을 강하게 받는 신선식품의 변동을 공제한 「소비자물가지수·신선식품을 제외한 총합」에 주목해 왔다. 그러나 물가지표의 표면적인

변동에는 다양한 일시적인 충격과 계측오차가 영향을 미치고 있고, 이러한 기초적인 물가 변동에 관련되는 정보의 추출은 간단한 것은 아니다. 이 때문에 물가의 안정도를 예측하는 대리변수로서 사용되고 있는, 소비자물가지수(CPI)와 도매물가지수(WPI), GDP 디플레이터(deflator)라고 하는 물가지표 자체에 수정을 가하는 방향을 검토할 수 있다.

본 장에서는 위에서 논한 2가지 방향 중에서 후자에 따른 검토성과를 보기로 한다.

### 1-2 물가안정의 포착

금융정책에서 달성되어야 하는 물가의 안정을 「지속적인 물가안정」이라고 정의하고, 그 변동을 기초적인 물가변동이라고 생각하면, 금융정책이 주목해야 하는 물가지표는, 물가변동 중 계절적인 변동과 일시적인 변동의 영향을 제거한, 추세적·순환적인 변동이라고 생각된다. 즉, 물가변동을

$$(\text{물가변동}) = (\text{추세변동}) + (\text{계절변동}) + (\text{일시적 변동})$$

라고 나타냈을 때 계절변동·일시적 변동이라고 하는 일시적 요인을 공제한 추세(trend) 부분이라는 것이 된다<sup>3)</sup>. 혹은 계절변동과 일시적 변동을 넓은 의미에서 일시적인 변동요인, 추세(trend)를 항구적인 변동요인이라고 생각할 수도 있을 것이다.

종래, 데이터변동을 일시적인 변동요인과 항구적인 변동요인으로 분리하는 시도는 시계열 데이터분석의 테두리에서도 행해져 왔다. 예를 들면, Beveridge and Nelson [1981]은 一變數時系列 모델에 의해, 또, Blanchard and Quah[1989]는 二變數時系列 모델에 의해, 이 문제에 접근하고 있다. 다만 전자에 대해서는 Watson[1986]이 지적한 것처럼, 일시적인 요인과 항구적인 요인의 상관관계에 일정의 가정을 둘 필요가 있고, 이 가정 차제로 다른 추계(推計)결과가 얻어진다고 하는 문제가 있다. 또, 후자에 대해서도, 외부적인 충격이 다수 존재하는 경우에 대해서는 문제가 생긴다.

3) 다만, 여기에서 「추세」는 확정적 추세(deterministic trend)만이 아니라, 확률 추세(stochastic trend)를 포함, 항구적인 변동 요소이다. 즉, 추세의 각 기마다의 변화는 일정하지 않게 확률 변수로 간주하고, 순환적인 변동과 확률 추세 변동을 파악한다. 다시 말하면, 확률변수인 각 기의 쇼크가 누적하는 것에 의해, 현재의 물가수준이 규정되고, 한번 생긴 쇼크가 항구적인 영향을 가지고 있다고 생각한다.

본 장에서는 횡단면(cross section)방향에서 본 물가변동의 분포가, 일반적으로 정규분포와는 달리 좌우로 비대칭으로, 되어있다는 사실에 착안하여, 각 시점에 있어서의 횡단면(cross section)방향의 정보를 활용하는 것에 의해, 물가변동의 기초적인 요소를 반영한 항구적(恒久的)인 변동요소의 추출을 시도한다. 구체적으로는 각 시점에 있어서 각 개별 품목의 가격변동의 양단에 분포하는 부분을 제거하는 것으로, 코어(core)가 되는 부분의 정보만을 이용하는 이상치 수정지표(limited influence estimator)를 구축한다. 이것은 일반적으로 중앙치(median) 혹은 절사 평균치(trimmed mean)라고 불리워지는 통계량이다.

이 접근은 이하와 같은 2가지의 커다란 장점을 가지고 있다. 우선 첫 번째로, 추정치가 단단한 것이다<sup>4)</sup>. 물가변동의 횡단면(cross section) 방향의 분포가 정규분포에서 괴리(乖離)해 있는 경우, 가중평균치는 단단한(robust) 추정치가 되지 않지만, 중앙치 혹은 절사 평균치를 이용하는 것으로 이 점을 보정할 수 있다<sup>5)</sup>.

두 번째는 실무적인 간편함이다. 정책판단지표로서의 유용성이라고 하는 관점에서는 계산기법의 간편함은 극히 중요하지만, 이 점, 이들의 통계량은 물가지수 품목 데이터를 입수하면, 가중평균을 행하는 것만으로 용이하게 계산할 수 있다. 또, 각 시점마다 이용 가능한 정보만을 이용하고 있기 때문에, 일반적인 시계열(時系列) 분석기법과 다르게 새로운 시계열이 추가되고도, 과거의 결과는 소급적(溯及的)인 영향을 받지 않는다.

이하, 제2절에서는 항구적인 물가변동 성분인 기초적인 물가변동을 추출한 다음에 공제시켜야 할, 일시적인 교란요인, 계절성, 물가지수의 상방편의의 3가지에 대해서 순차적으로 검토한다.

4) 본 장에서는 「단단한(robust)」라는 용어를, 基本的인 假定에서 작은 괴리에 의한 커다란 영향을 받지 않는다 라는 의미로 사용된다. 단단한(robust) 추계량의 세부적인 것은, Huber[1981]을 참조.

5) 이상치수정지표의 효율성을 평가하는 사고 방식에 대해서는, Bryan, Cecchetti, Wiggins II[1997]에 있어서 상세히 검토되고 있다.

## 2. 이상치 수정지표의 구축

### 2-1 일시적인 교란요인의 영향

이 절에서는 관측된 물가변동에서, 금융정책이 대응해야 하는 기초적인 변동을 추출하기 위하여 조정을 요한다. ①일시적인 교란요인의 영향, ②계절변동의 영향 ③계측오차의 영향의 3가지에 대해서 고찰하고, 각각의 요인을 보정하는 방안을 검토한다.

#### 특정의 품목을 공제하는 접근

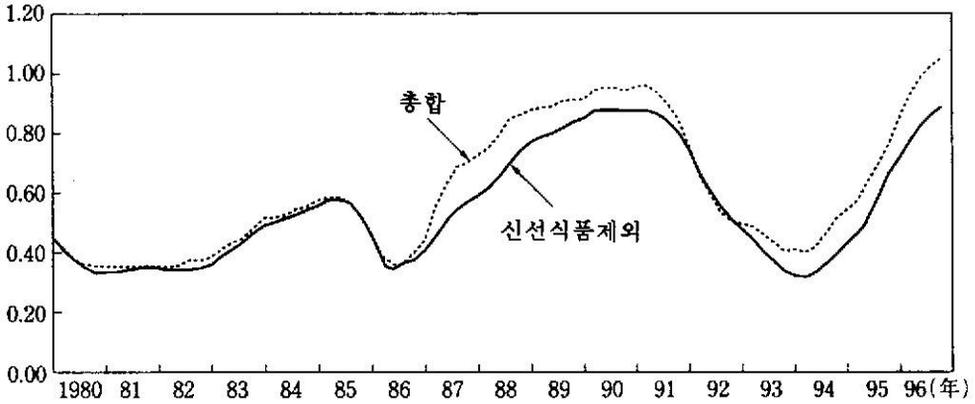
일본에서는, 「물가의 기초적인 변동」을 보는 경우, 「소비자 물가지수·총합」에서 기후불순 등의 일시적인 요인의 영향을 강하게 받는 신선식품의 변동을 공제한 「소비자물가 지수·신선식품을 제외한 총합」(CPI신선식품제외)을 보는 경우가 많다. 그러나 신선식품을 공제하는 것만으로, 일시적인 교란요인이 충분히 조정되는가는 의문의 여지가 크다.<sup>6)</sup>

그림11-1은 전년비(前年比) 변동계수의 크기를 CPI총합과 제외한 신선식품에 관해서 비교한 것이다. 이것에 의해, 신선식품을 공제하는 것에 의해서, 물가지수변동이 어느 정도 저하하고 있는가를 확인하면, 일부 기간을 제외하고 CPI 신선식품제외는 총합을 하회(下回)하는 추이를 보이고, 전년비(前年比)의 변동은 소폭화(小幅度)하고 있다. 그러나 그 저하 폭은 시점별로 다를뿐아니라 저하 폭 자체도 크다고 말할 수는 없다.

이 결과는, CPI 신선식품제외를 가지고 기초적인 물가변동을 평가하는 것은 어렵다는 가능성을 시사하고 있다. 이것은 ①교란요인을 초래하는 품목이 반드시 신선식품 같은 특정품목뿐이라고는 할 수 없다는 것, 또 ②전 품목 가중평균치는 그 때 그 때 일시적인 교란요인을 반영해 크게 변동한 품목의 영향을 강하게 받기 쉬운 것, 등의 문제를 CPI 신선식품제외와 같은 특정의 품목을 공제한 접근으로는 해결할 수 없기 때문이라고 생각된다.

6) 상황에 따라서, 신선식품 외에 석유관련제품, 공공요금등을 공제하는 케이스도 보여지지만, 결국, 특정 품목을 공제한다고 하는 점에서, 이하에서 지적한 것처럼 교란 요인의 불안정성이라는 문제를 안고 있다.

그림 11-1 CPI 전년비의 변동계수 추이(후방5년간)



### 교란요인의 불안정성

그래서, CPI를 구성하는 품목 중에서 어떤 것이 일시적인 교란요인이 되기 쉬운가를 체크해 본다. 그 때문에, 표 11-1로서 전년동월비(前年同月比)기준에서 본 물가변동분포의 양단(兩端) 15%씩의 범위에, 어떠한 부류에 속하는 품목이 포함되어있는가를 정리했다. 이 표에서는 각 기준시해의 시기에 대해서, 상단(上段)에 해당 종류 전체의 가중치, 중단(中段)에 이상치(변동을 분포의 양끝에 15%씩에 포함되어있는 품목)의 가중치, 하단(下段)에 이상치 가중치의 변동계수를 각각 나타내고 있다<sup>7)</sup>.

우선 신선식품을 보면, 전체에 대한 가중치는 저하되고 있지만, 이상치로서는 그 대부분 4-6%정도가 카운트(count)되고 있는 외에, 그 변동계수도 작다, 이 때문에, 신선식품은 꽤 일정하게 이상치에 포함되어 있다고 생각된다.

한편, 신선식품이외의 부류를 보면, 식료(신선식품을 뺀), 통신, 교양, 오락, 교육비, 피복 등의 부류에 속하는 품목이 이상치가 되어있는 경우가 많다.

7) 여기에서 이상치로서 카운트하는 물가변동분포의 양단 15%씩에 포함되는 품목은, 아래 그림에 있어서 그림자 부분에 해당한다.

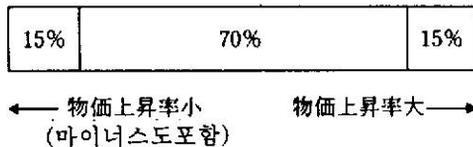


표 11-1 이상치의 품목별 생산분포

	식료		생선		주거		광열		가구가		피복		보건		교통		교육		교양		기타	
	신선식품제외				수도		전용품		의료		통신		오락									
계측기간 1971/01-75/12																						
가중치	0.297	0.083	0.120	0.044	0.054	0.098	0.032	0.076	0.033	0.107	0.055											
평균치	0.069	0.038	0.020	0.000	0.017	0.025	0.018	0.018	0.006	0.052	0.037											
변동계수	0.345	0.673	1.148	5.481	0.461	0.810	0.695	0.982	2.145	.0386	0.195											
계측기간 1976/01-80/12																						
가중치	0.302	0.078	0.121	0.045	0.051	0.099	0.027	0.083	0.033	0.115	0.047											
평균치	0.071	0.055	0.007	0.020	0.018	0.004	0.005	0.037	0.023	0.042	0.019											
변동계수	0.233	0.336	1.709	1.084	0.781	1.914	1.506	0.482	0.646	0.334	0.549											
계측기간 1981/01-85/12																						
가중치	0.288	0.069	0.121	0.058	0.048	0.089	0.029	0.103	0.038	0.107	0.049											
평균치	0.053	0.051	0.004	0.017	0.013	0.011	0.009	0.062	0.029	0.036	0.015											
변동계수	0.229	0.294	1.822	1.367	0.515	1.250	0.976	0.414	.0476	0.358	0.446											
계측기간 1986/01-90/12																						
가중치	0.269	0.060	0.138	0.065	0.047	0.080	0.028	0.116	0.041	0.110	0.046											
평균치	0.031	0.041	0.024	0.049	0.014	0.025	0.3004	0.032	0.028	0.038	0.011											
변동계수	0.545	0.343	1.375	0.482	0.589	0.819	1.520	0.617	0.647	0.416	0.963											
계측기간 1991/01-95/12																						
평균치	0.258	0.056	0.148	0.055	0.044	0.086	0.031	0.118	0.047	0.112	0.045											
변동계수	0.046	0.042	0.020	0.004	0.020	0.030	0.009	0.038	0.036	0.042	0.012											
계측기간	0.358	0.311	0.477	3.245	0.184	0.661	0.903	0.631	0.515	0.362	0.806											

이들 부류는, 변동계수도 낮고, 비교적 일정하게 이상치가 되어있다고 추측된다. 그러나, 이들 부류전체의 가중치와의 비교에서 보면, 이상치로서 카운트(count)된 것은 극히 일부로서, 특정 품목을 공제하는 것으로 이들 부류에 있어서의 일시적인 교란요인을 공제하는 것은 어려울 가능성이 높다.

### 물가변동분포의 편익과 소매의 두께

일시적인 교란을 미치는 부문별 충격의 분포가 기울어져 있는 경우, 각 품목의 물가지수 모두를 대상으로서 가중평균을 하면, 변동이 큰 품목의 영향을 보다 강하게 반영하는 결과가 되고, 부문별 충격의 영향을 모두 상쇄할 수 없다. 따라서, 총 가중평균치는 기초적인 물가변동을 살펴보려 하는 것에서 반드

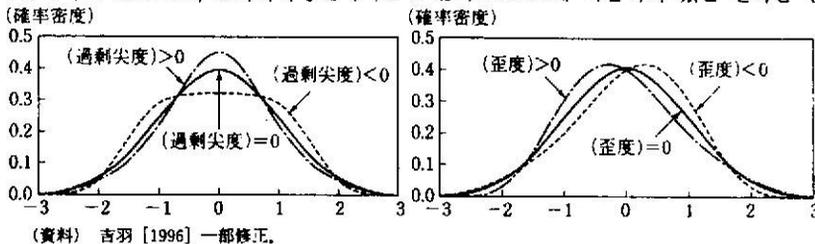
시 적절한 정보를 제공하는 것은 아니다. 오히려, 각 시점에 있어서 개별품목의 가격변동의 양단에 분포하는 부분을 제거하는 것에 의해, 코어(core)가 되는 부분의 정보만을 추출하는 이상치 수정지표를 보는 것이 바람직하게 된다. CPI의 개별지수변동의 분포형상을 보기 위해, CPI를 1970년까지, 계속해서 소급할 수 있는 88분류의 시계열(時系列) 자료를 사용해, 왜도(歪度)·과잉도(過剩度)를 계산한 결과를 그림11-2에 나타냈다8).

우선 분포형상이 좌우 어느 정도 기울어져 있는가를 측정하는 척도인 왜도(歪度)를 보면, 물가상승율의 상하로 합쳐 좌우로 분포형상이 기울어져 있는 것을 알 수 있다. 즉, 개별물가지수의 변동은 물가상승율이 높은 국면에서는 왜도(歪度)가 정(正)의 방향으로 크게 되고, 분포형상이 오른쪽 방향으로 기울어져 있다. 반대로 물가상승율이 낮게 되어있으면, 왜도(歪度)가 부(負)가 되고, 좌 방향으로 기울어지게 된다.9)

또, 분포의 “소매두께”를 나타내는 과잉도(過剩度)는 통틀어 플러스(+)의 커다란 수치를 취하고 있고, 개별 물가지수의 분포모양은 소매두께의 모양으로 확인된다. 더욱이 왜도(歪度)·과잉도(過剩度) 자료에서 물가변동분포의 정규성을 검정하면, 전기간 중에, 약9할의 시점에서 5%의 유의수준으로 분포의 정규성이 기각된다10). 이 결과는 물가변동 분포가 이상치의 영향을 강하게 받아서, 좌우비대칭으로, 원래 소매의 무게 형상이 되어 있는 것을 나타내고 있다.

8) 왜도·과잉첨도는 분표의 3차 및 4차 모멘트에서 각각 분포의 「편의」(=좌우비대칭성), 「편곡함」(=분포의 폭과 높이의 관계)의 정도를 나타내는 통계량이다. 왜도, 과잉첨도는 정규분포에 있어서 어느 쪽에서도 제로 값을 취한다. 왜도에 대해서는 오른쪽으로 기울어진 분포에서는 플러스(⊕) 왼쪽으로 기울어진 분포라면 마이너스(⊖)값이 된다. 또, 과잉첨도는 플러스값의 경우에는 높은 끝쪽의 무거운 모양이 되고, 한편 마이너스값의 경우에는 분포의 낮은 끝쪽의 가벼운 모양이 된다. 각각의 통계량의 이미지(image)를 나타내면 다음 표와 같이 된다.

9) 미국에서도, Ball and Mankiw [1995]가, PPI(36분류)를 사용해 물가 변화율의 분포형상을 검증하고, 물가상승국면에서는 왼쪽으로, 물가하락방면에서는 오른쪽으로 크게 비뚤어져 있는 결과를 얻고 있다.

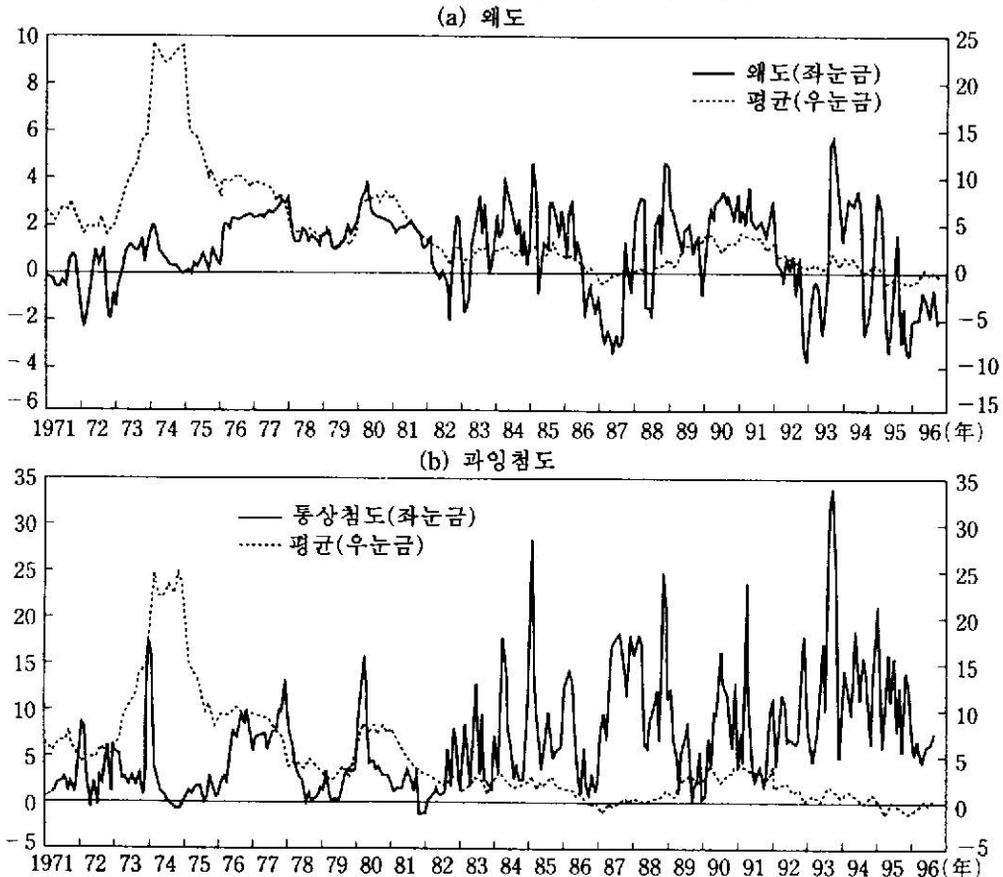


10) 분포의 정규성을 검정하는 통계량은 다음식 대로이고, 자유도 2의 카이 2승 분포에 따른다. 예를 들면, Green [1996] 6장을 참조.

$$(\text{정규성검정통계량}) = (\text{수}) \times \left[ \frac{(\text{왜도})^2}{6} + \frac{(\text{과잉첨도})^2}{24} \right] \sim \chi^2(2)$$

따라서, 각 시점에 있어서 개별품목의 가격변동의 양단에 분포하는 부분을 제거하는 것에 의해, 코어가 되는 부분의 정보만을 추출하는 이상치 수정지표를 보는 것이 바람직하다고 생각된다.

그림 11-2 물가변동분포의 고차 모멘트



(비고) 1. CPI품목 데이터, 1970년부터 연속해서 시계열의 이용 가능한 최고 분할 단위인 88분류 데이터를 이용

2. 왜도·과잉첨도는 이하의 산식에 의한 계산

$$(\text{왜도}) = \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \mu)^3 \cdot w_i}{\sigma^3}, \quad (\text{과잉첨도}) = \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \mu)^4 \cdot w_i}{\sigma^4} - 3$$

단,  $\mu$ 가중평균,  $\sigma$ 가중표준편차,  $w_i$ 가중치

### 이상치 수정지표(異相値 修正指標)의 기본적인 사고방식

이상치 수정지표는 어떤 점에 있어서 가격변동에 대한 특이치의 영향을 제거한 물가지표계열이고, 크게 나누어서 「가중 중앙치」(weighted median)와 「절사 가중평균치」(trimmed weighted mean) 두 가지가 있다. 즉 가중

중앙치는, 각 시점에 있어서 물가 변동율에 대하여, 각 품목의 가중치를 고려해 계산한 중앙치를 시계열적으로 접속해 작성된다.

또, 절사 가중 평균치는 절대치로 본 가격 변동률이 큰 품목을 어떤 일정 가중치분 만큼 제거한 뒤, 남은 품목에 대해서 변동률을 가중 평균해, 이것을 시계열적으로 접속하고 있다. 일반적으로 가중 중앙치와 절사 평균치는, 특이적인 변동의 영향을 배제하고 있기 때문에, 단순한 가중 평균치에 비해 중간 정도의 움직임이 된다고 생각된다.<sup>11)</sup>

그림11-3에서 나타난 개념도(概念圖)에 다소 구체적으로 각종 물가지표의 작성방법을 보면, 우선 「단순가중평균치」에서는 그림에서 제시한 10품목의 상승률을 각각의 가중치로 가중평균해서, 2.0%라는 결과가 나타난다. 또, 가중치를 가미하고 있지 않은 「단순 중앙치」는, 상위에서 제5번째와, 제6번째의 단순 평균인 2.0%가 된다.

이것에 대해서, 「가중 중앙치」에서는 중앙치를 계산할 즈음, 모든 품목을 균등하게 다루는 것이 아니라, 가중치를 가미해, 누적 가중치가 정확히 50이 되는 (전체를 100이라고 가정)품목의 상승률을 잡기 때문에, 상위 6품목의 1.5%가 그 수치가 된다. 더욱이, 「절사 가중평균치」에서는, 일정 비율(여기서는 上下10%씩)의 품목을 공제한 다음에 가중 평균치를 행하는 것에서, 가장 상승률이 큰 15%와, 가장 작은 -7.0%가 가중평균의 대상에서 제외되어 1.5%라는 결과가 얻어진다.

또한, 이상치 수정지표에 대해서는 클리블랜드 연방은행의 브라이언 등은 일련의 논문에서 물가변동 예측력, 통화공급량(money supply)과의 관계, 기초적인 물가변동의 포착이라는 다양한 관점에서, 동지표(同指標)의 수행(performance)이 양호하다라고 주장하고 있다<sup>12)</sup>. 또 인플레이션 목표관리정책(targeting) 채용국인 뉴질랜드에서는 실제 이러한 지표를 정책판단에 이용하고 있고, 같은 연방 은행의 로저는 물가변동의 기초를 보기 위해서, 어떤 품목을 제거하는가의 판단에서 자의성을 배제할 수 있다는 장점을 지적하고 있다<sup>13)</sup>.

11) 변화율을 가중 평균하는 것은, 지수레벨에서 기하 평균하는 것과 거의 같은 수치이다. 따라서, 이상치 수정지표에서는 CPI계측오차 요인 중에서 유일한 체계적(systematic)으로 보정 가능한 지수산식의 문제가 조정되고 있다고 생각된다. 물가지수 계측오차의 자세한 것에 대해서는 본서 제 II부를 참조.

12) Bryan and Cecchetti [1994], Cecchetti [1996 a, 1996 b]를 참조.

13) Roger [1994 a]를 참조.

그림 11-3 각종물가지표의 작성방법(개념도)

단순가중평균치=20%		단순중양치=2.0%		가중중양치=1.5%		10%절사가중 평균치=1.5%	
가중치 상승률							
①	10 15.0	①	10 15.0	①	10 15.0	①	<del>10 15.0</del>
②	5 6.0	②	5 6.0	②	5 6.0	②	5 6.0
③	10 4.0	③	10 4.0	③	10 4.0	③	10 4.0
④	10 3.5	④	10 3.5	④	10 3.5	④	10 3.5
⑤	10 2.5	⑤	10 2.5	⑤	10 2.5	⑤	10 2.5
⑥	10 1.5	⑥	10 1.5	⑥	10 1.5	⑥	10 1.5
⑦	15 1.0	⑦	15 1.0	⑦	15 1.0	⑦	15 1.0
⑧	5 -0.5	⑧	5 -0.5	⑧	5 -0.5	⑧	5 -0.5
⑨	15 -2.5	⑨	15 -2.5	⑨	15 -2.5	⑨	15 -2.5
⑩	10 -7.0	⑩	10 -7.0	⑩	10 -7.0	⑩	<del>10 -7.0</del>

### 이상치 수정지표의 이론적 배경

물가변동분포가 좌우비대칭인 기울어진 형상이 되는 것을 설명하는 사고 방식으로서, ① 메뉴 비용(cost)의 존재와 좌우비대칭인 가격충격에 의해 설명하는 모델(Ball and Mankiw[1995])과 ② 부문사이에서의 충격(shock)의 누적적인 파급에 의해 설명하는 모델(Balke and Wynne[1996])의 2가지가 있다.

우선, Ball and Mankiw[1995]는 가격개정에 비용을 요하는 어떤 메뉴 비용의 존재를 가정해, 부문별로 생기는 충격이 좌우비대칭인 경우에는 분포형상의 기울어짐의 방향에 일반 물가수준이 변동하는 어떤 모델을 제시했다. 이 점을 그림11-4를 사용해 직관적으로 설명해 둔다. 일반적으로 메뉴 비용이 존재하면 기업은 직면한 충격의 영향이 메뉴비용 보다도 작으면 가격을 그대로 두려고 한다.

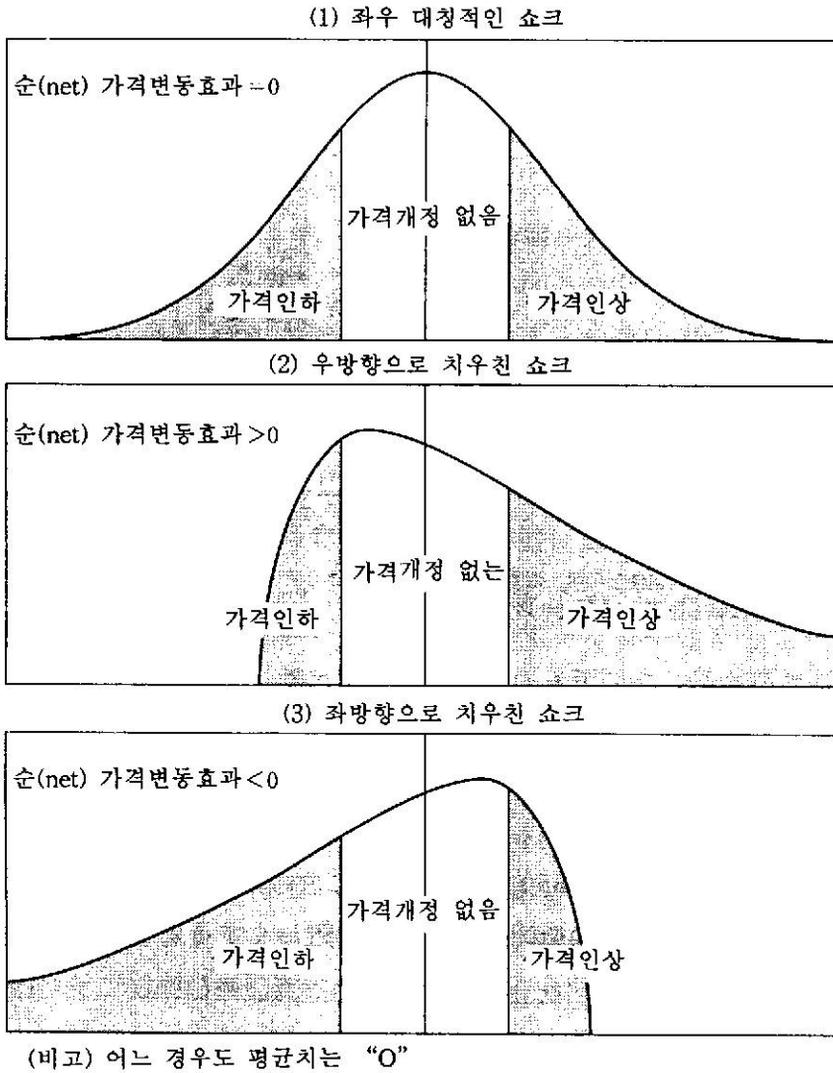
이 경우 충격의 분포가 평균치 제로에서 원래 좌우대칭의 형상을 하고 있으면, 가격을 인상하는 움직임과 인하하는 움직임이 상쇄해 일치하고, (그림자 부분의 면적이 좌우대칭이 된다.) 평균치는 불변이다.(上段의 경우). 따라서,

분포가 오른쪽으로 비뚤어져 있으면, 가격인상의 움직임이 인하의 움직임을 상회하고(그림자 부분의 면적의 우측방향이 좌측 보다 크다), 일반물가 수준은 상승하는 것이 된다(中段의 경우). 반대로, 왼쪽 방향으로 기울어져 있다(그림자 부분의 면적이 좌측이 우측 보다 크다)면 일반물가수준은 저하한다. (下段의 경우)

한편, Balke and Wynne[1996]은 가격이 신축적인 동학적(動學的) 균형모델로 두고서, 부문간의 투입·산출관계에 대칭인 구조가 존재하면, 좌우 대칭적인 충격이 생기는 경우라도, 가격변동분포에 기울어짐이 생기고, 이것과 일반가격의 변동간에 정(正)의 상관(相關)이 생기는 것을 보였다. 즉, 경제에 생기는 충격이 큰 만큼 물가상승은 커진다. 또, 투입·산출구조가 일정하기 때문에, 커다란 충격이 발생한 경우, 물가변동분포의 기울어짐이 증폭되게 된다.

이들 2가지 모델은 모두, 물가변동 분포의 기울어짐과 일반 물가의 변동 사이에 정(正)의 상관(相關)이 생기는 것을 나타내는 것이다. 따라서 볼=맨큐·모델에서는 가격이 신축적으로 되는 장기(長期)에 있어서는 가격변동분포의 기울어짐과 가격 상승률의 관계는 소멸한다고 생각되어진다. 한편, 벌크=와인·모델에서는 가격변동 분포와 물가변동의 관계는 지속적이 된다. 따라서, 양자(兩者)의 모델 가정의 어느 쪽이 우세한(dominant) 요인으로서 가격변동 분포의 기울어짐을 물가 상승률의 단기적(短期的)인 상관(相關)을 발생시키고 있는가에 따라서, 양자의 장기적(長期的) 상관(相關)은 달라지게 된다.

그림 11-4 쇼크의 분석형태

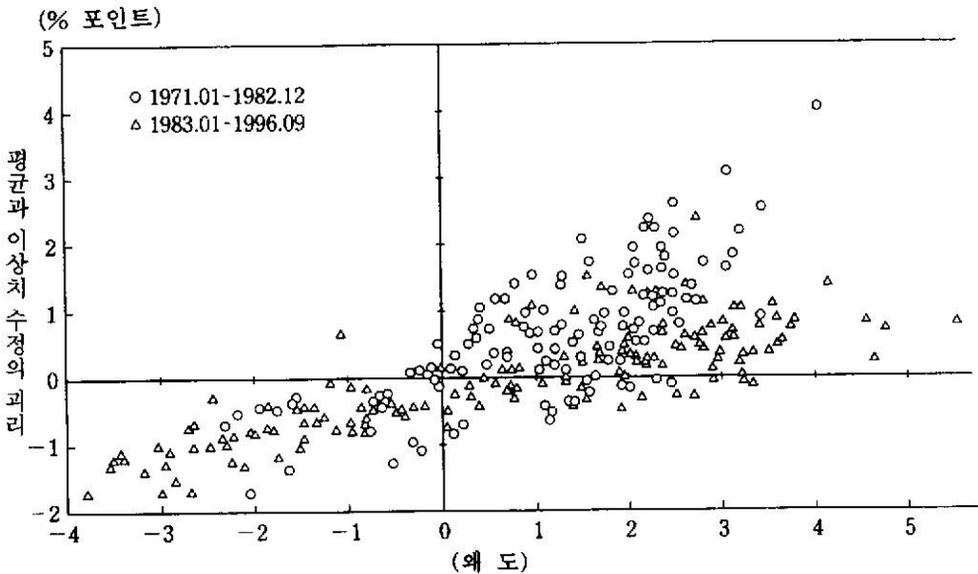


### 이상치 수정지표에 의한 분포의 기울어짐 보정

이상치 수정지표에 의해서, 어느 정도 물가 변동분포의 기울어짐이 조정되고 있는가를 확인하기 위해서, 평균치와 이상치 수정지표의 괴리와 물가변동분포의 기울어짐의 관계를 구상해 보면, 그림11-5에 나타난 대로 정(正)의 상관(相關)이 관찰된다. 이것은 물가변동 분포의 기울어짐의 방향으로 평균치가 변하는 영향을, 이상치 수정지표가 보정하고 있다는 것을 나타내고 있는 것이다.<sup>14)</sup>

14) 물가변동과 분포상황의 비뚤어짐 사이에 통계적으로 완강한 정(正)의 상관관계가 존재하고 있는가 라는 점에 대해서는, Bryan and Cecchetti [1996]에서는 소표본 바이어스의 영향이 크다 라는 문제가 지적되어 있고, 계속 검토가 필요하다고 생각한다. 다만, 이것은 이상치 수정지표에 의해, 물가의 교란적인 영향이 통제되고, 기초적인 변동을 보다 정확히 보충할 수 있다라는 결론이 나오는 것은 아니다.

그림 11-5 평균치와 이상치수정지표의 괴리와 물가변동분포의 기움



- (비교) 1. 평균치, 이상치수정지표, 왜도는 모두 전년비에서 산출  
2. 이상치수정지표는 15% 절사가중평균치

## 2.2 계절변동의 영향

물가변동의 계절성은, 일시적인 교란요인에 포함시켜 생각할 수 있지만, 이것도 물가의 기초적인 변동을 포착하는 것을 어렵게 하는 요인의 하나가 되어있다.

### 계절조정的重要性

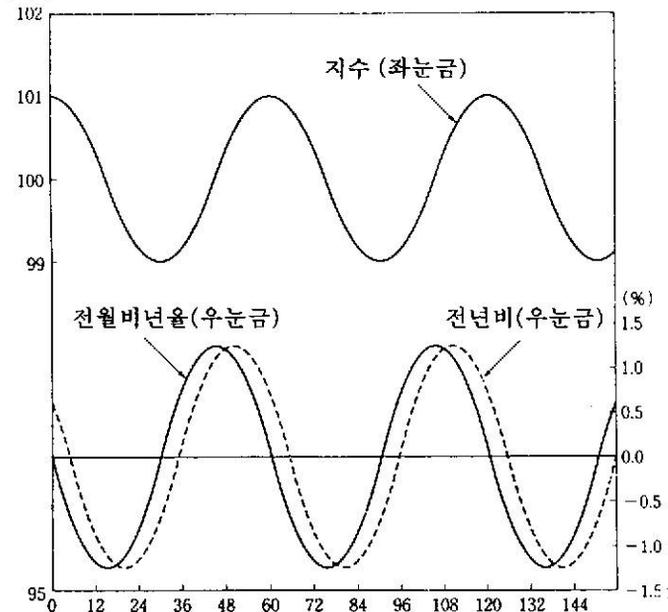
물가의 추세적인 변화의 방향을 보기 위해서는 원계열에서 계절변동 요인을 제거할 필요가 있다. 이 경우 가장 간단한 계절조정 방법으로서 전년(前年)동월비(同月比)를 보는 경우가 많다. 따라서, 木村[1995]에서 지적하고 있는 것처럼, 전년 동월비(同月比)만을 보면, ① 당년(當年)의 추세적(趨勢的)인 변동이 같았다고 해도, 전년(前年)의 변동여하에 의해, 전년(前年) 동월비(同月比)의 움직임은 전혀 다른 것이 되는 것, ② 전년 동월비는 추세적(趨勢的) 변동의 전환기에 대해서 틀린 정보를 수여하는 것 등의 문제를 발생시키게 된다.

물가의 기초판단(基調判斷)에 있어서는 물가변동의 순환패턴의 전환점을 살피는 것이 중요하다. 이 경우 상기 두 가지의 문제점 중에서 후자의 전년 동월비 지행성(趾行性:포유류가 걷는 한 방식)의 문제가 크다. 이점의 구체적인 장점을 파악하기 위해, 그림11-6에는 정현함수로 산출한 가설적인 순환변동에 대해서, 전월비(前月比)와 전년(前年) 동월비(非同月比)의 관계를 나타내고 있다.

전월비는 순환성분이 바닥에서 최고에 이르기까지의 사이는 플러스(+)의 수치를 취하고, 반대로 최고점(peak)에서 바닥까지는 마이너스(-)의 수치를 취하여, 순환변동의 전환점을 식별하기 위한 정보를 제공하고 있다. 이것에 대해 전년 동월비의 움직임은 전월비에 비해 시차가 존재하고 있다. 또, 이 시차의 크기는 주기와 진폭에 의존하고 있다.

최근에는 X-12-ARIMA라고 불리는 계절조정 기법의 이용이 제창(提唱)되고 있다. 이 계절조정 기법을 이용하면, 계절조정교환 때에 계절조정 완료 계열이 대폭으로 개정되어 버리던가, 계절조정 완료 계열이 종종 부자연스런 변동을 나타낸다는 등의, 종래의 계절조정 기법에서 지적된 문제에 대해 보다 유연하게 대응할 수 있게 되었다<sup>15)</sup>. 사실, 같은 기법에 의해, CPI제의 신선식품을 계절 조정한 계열과 원계열의 전월비 변동을 비교하면, 그림11-7에 나타난 대로, 계절조정을 마친 계열은 원계열에 비해 훨씬 부드러운 움직임을 보이고, 추세(趨勢)적인 물가변동의 방향성은 알기 쉽게 되어있다. 그러나, 총합지수계열에 대해서 계절조정을 행한 것만으로는 변동이 큰 품목의 영향을 보다 강하게 반영하기 쉽다는 가중평균지수의 문제점은 해결되지 않는다.

그림 11-6 전월비 전년비의 선행 지행관계 (지수)



(자료) 木村【1995】를 일부수정  
(비고) 지수에 대해서는 다음의 정현 함수를 이용해서 산출  
 $I_t = \sin[\pi(t + 15/30)] + 100$

15) X-12-ARIMA의 상세에 대해서는 木村[1995, 1996]를 참조.

## 계절변동요인의 조정

그래서 이하에서는, 전년동기(前年同期) 베이스(base)의 지표에 추가해, 계절 조정완료 전월비(前月比) 베이스(base)의 지표를 구축하기 위해, 우선 제1단계로서, 88分流 계열에 대해서 계절조정을 행한 다음에, 제2단계로서, 다음절에서 설명하는 이상치 수정작업을 실시하는 절차(step)를 밟기로 한다<sup>16)</sup>.

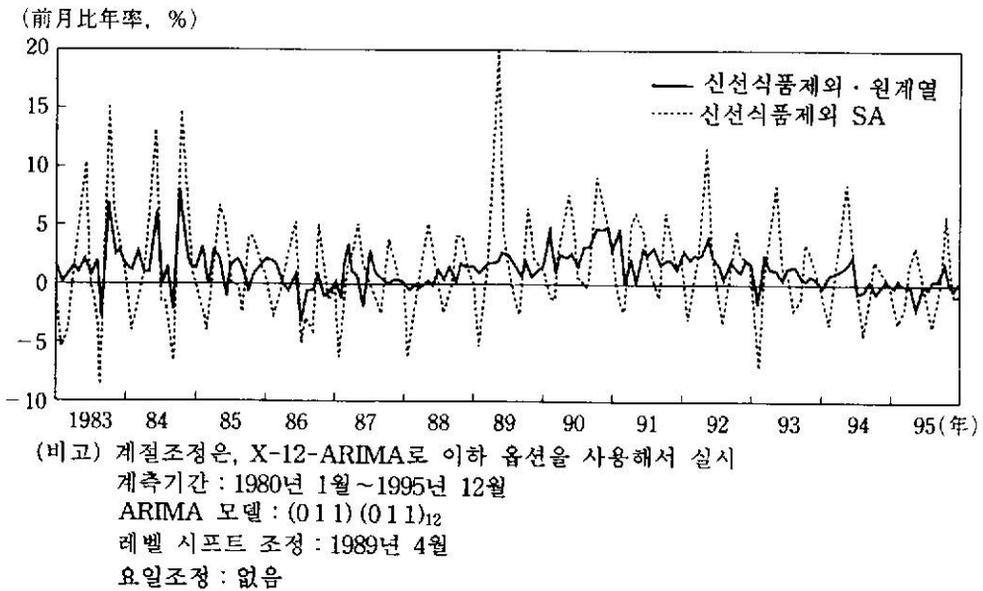
또한 CPI 구성품목의 계절 조정은 X-12-ARIMA를 사용해 이하의 순서로 실시했다. 즉, CPI의 구성품목은, 공공요금과 같은 가격변동 빈도가 길고 또한 부정기적으로 생기는 것도 보여져, 반드시 X-12-ARIMA 같은 계절기법에 따르는 것 뿐만은 아니다. 이 때문에 각 품목의 계절조정에 있어서는, 우선 ① 가격변동이 단계상 공공요금 관련품목<sup>17)</sup>과, ② 통계적으로 유사한 계절변동이 관찰되지 않는 품목을 계절조정의 대상에서 제외했다.

그 다음에, X-12-ARIMA프로그램의 기능의 한 가지인 ARIMA모델의 자동 선택 명령(command)을 사용해 계절조정을 행했다. 이때에 수준이동(level shift) 요인에 대해서는 1989년 4월 세계개혁(稅制改革)의 영향이 유의(有意)한 것만을 사전(事前)·사후(事後)라도 조정했을 경우, 이상치 요인에 대해서는 자동 검출된 것 안에서 통계적으로 유의(有意)한 것만 사전조정(事前調整)을 행했다. 이제, 자동선택 명령(command)으로 최적의 ARIMA모델이 특정화되지 않는 품목에 대해서는 자기상관, 편자기상관의 도표(plot)에서 동정(同定)된 ARIMA모델의 후보에서, AIC표준에 의한 모델을 특정화(特定化)했다.

16) 개별품목의 계절조정에 있어서는 이하와 같은 사유에서 원계열에서 계절변동 성분만을 공제해, X-12-ARIMA로 합쳐서 추계되는 일시적 변동성분은 공제하고 있지 않다. 일시적 변동 성분과 추세·순환성분을 분리하기 위해서는 매회, X-12-ARIMA에 의한 추계를 행할 필요가 있다. 이 때문에 종래부터 행해져온, 미리 추계해 놓은 계절조정요소에 의해 계절조정을 행하려는 방식을 답습하기 위해서는 계절변동 성분만을 조정할 필요가 높다.

17) 공공요금등의 단계상의 가격변동이 관찰되는 품목에 대해서는 1회의 가격 개정에 있어서 변동이 크기 때문에, 3개월 이동 평균을 취하는 것에 의해, 지수변동을 평활화 했다.

그림 11-7 계절조정지수의 동향



### 2.3 계측오차의 영향

일본의 CPI는 9장에서 정량적인 평가를 행한 대로, 0.9% 정도의 상방편의를 안고 있다고 추측된다. 또, 이러한 상방편의의 크기는, 경기변동과 기술혁신의 속도(tempo)에 의해 변동하고, 반드시 일정한 수치를 나타내는 것은 아니다. 따라서 물가의 기초적인 변동을 포착하기 위한 지표를 구축하기 위해서는 계측오차의 영향을 가능한 한 조정하는 것이 바람직하다.

9장에서 정리한 것처럼, 물가지수의 계측오차는 ① 품목지수를 총합지수에 집계하는 지수산식의 문제(指數算式的 問題) ② 개별조사 가격을 품목지수에 합성하는 방법의 문제(조사 상표집계상의 문제), ③ 품질조사 기법의 문제, ④ 가격조사 샘플(sample)의 문제(小賣構造변화의 문제)의 4가지 요인으로 분해할 수 있었다. 이 중, ②~④에 대해서는 개별조사가격의 정확도 문제이고, 편위의 영향을 체계적으로 조사하는 것은 어렵다. 본 장에서는 ①의 지수산식의 문제에 기인하는 상방편의만을, 개별품목지수의 변화율을 가중평균하는 것에 의해 조사한다.

지수산식의 영향에서 생기는 상방편의는 ①가중치가 기준시점에 고정되어있는 것과 ②가중산술평균방식이 상승률 높은 품목의 가중치를 과대하게 평가하는

것의 두 가지 요인으로 나눌 수 있다. 이들 두 가지 요인 중에서는 4장에서 나타난 대로, 후자의 가중산출평균방식의 영향이 크다. 여기에서 채용하는 개별품목지수의 변화율을 가중 평균하는 방식은 (11-1)식에서 제시한대로, 가중 기하평균지수의 변화율의 근사치라고 해석할 수 있고, 이것은 가중산출평균방식의 문제점을 조정하는, 간편한 대응책의 하나라고 생각된다.

$$\begin{aligned}
 \sum_{i=1}^n w_i (p_i^t / p_i^{t-s} - 1) &= \sum_{i=1}^n w_i \ln(p_i^t / p_i^{t-s}) & (11-1) \\
 &= \sum_{i=1}^n w_i \ln p_i^t - \sum_{i=1}^n w_i \ln p_i^{t-s} \\
 &= \ln \left\{ \prod_{i=1}^n (p_i^t)^{w_i} \right\} - \ln \left\{ \prod_{i=1}^n (p_i^{t-s})^{w_i} \right\} = \ln \left\{ \prod_{i=1}^n (p_i^{t-s})^{w_i} \right\} \\
 &= \prod_{i=1}^n (p_i^t)^{w_i} / \prod_{i=1}^n (p_i^{t-s})^{w_i}
 \end{aligned}$$

### 3. 물가의 기초적인 변동을 포착하기 위한 지표

본 절(節)에서는 우선 앞 절(節)까지의 논의를 근거로, 기초적인 물가변동을 포착하기 위한 지표를 어떻게 구축 할 것인가를 검토하고, 그 시산(試算)결과를 나타낸다. 그 다음에, 1980년대 후반이후의 물가변동을 제재(題材)로서, 이상치 수정가격지표를 가미한 물가추세판단의 사례 연구를 행한다.

#### 3.1 이상치 수정지표에 의한 물가추세의 판단

여기에서는 전년비(前年比) 베이스(base)와 전월비(前月比) 베이스(base) 2 종류의 이상치 수정지표를 시산(試算)하고, 이들 지표를 사용해 주로 1980년대 후반 이후의 물가추세를 시산(試算)한다. 물가추세 판단에 있어서, 전자(前者)는 물가 상승률의 수준을 평가할 때, 또, 후자(後者)는 물가 상승률의 가속도를 평가할 때에 유용한 지표라고 생각되어진다.

또한, 이용할 데이터는 1970년부터 최근시점까지의 연속한 시계열(時系列)

데이터(data)를 이용 가능한 최소분류인 88分流 데이터를 사용한다. 또, 이하에서는 이상치 수정지표로서, 가중 중앙치, 5, 10, 20, 25% 절사 평균치 6가지의 계열 중에서, 안정성 높은 15%절사 평균치를 이용한다.<sup>18)</sup>

### 전년비(前年比) 베이스(base)의 이상치 수정지표

전년비 베이스의 이상치 수정지표의 동향을 그림11-8에 나타냈다. 이상치 수정지표와 CPI총합, 신선식품을 뺀 총합의 변동을 비교하면, 이상치 수정지표가 안정적으로 추이(推移)하고 있고, 이상치 수정지표에 있어서, 일시적인 변동 요인이 상당히 조정되어있다고 생각된다.

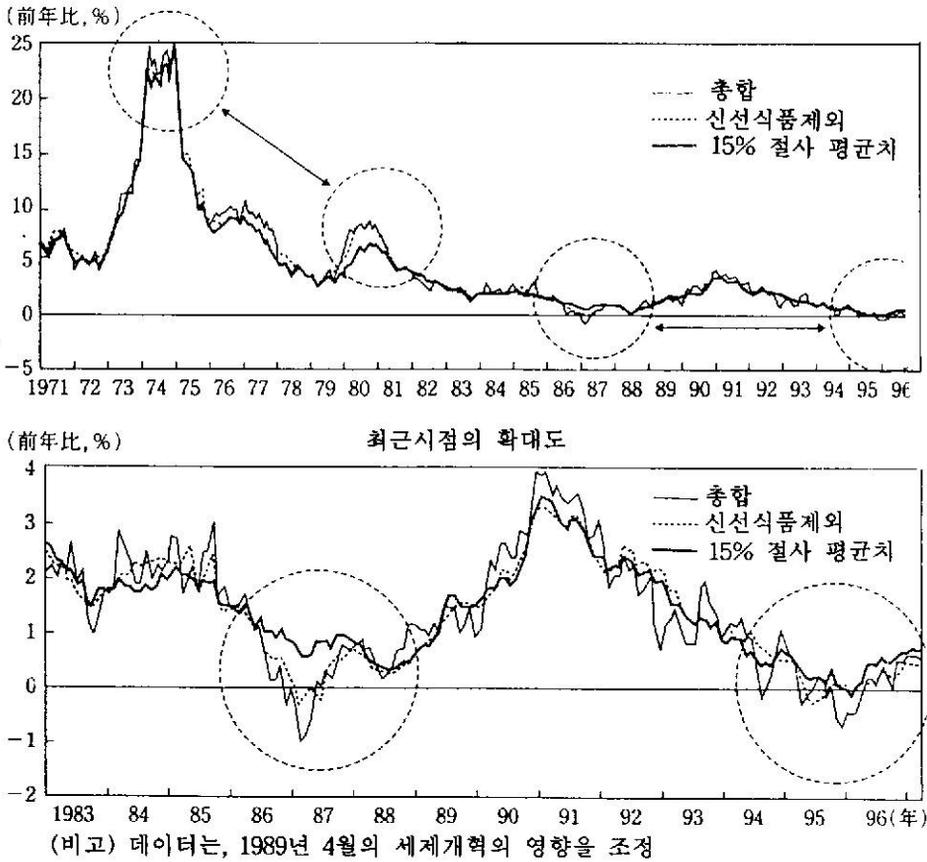
여기에서 그림 중에 원으로 표시된 4개의 시점에 주목한다. 4개의 시점은 각각 제1차 석유위기, 제2차 석유위기, 프라자(plaza) 합의 후의 엔고(円高), 1995년의 엔고(円高)에 각각 대응하고 있다.

우선 제1차와 제2차의 석유위기를 비교하면, 제1차 석유위기에 있어서 물가 상승률은 CPI총합·신선식품 제외와 이상치 수정지표 어느 것을 봐도, 최고점(peak) 때에는 전년비에 24%까지 달하고 있고, 양자(兩者)는 거의 같은 정도의 수준이 되었다. 이것에 대해서, 제2차 석유위기에서는 CPI총합·신선식품 제외의 상승률은 8.7%로 이상치 수정지표의 상승률 6.6%를 크게 상회하고 있다. 이 2가지 국면에 있어서 CPI 총합·신선식품 제외와 이상치 수정지표의 변동의 상위(相違)는 제1차 석유위기 때에는 「광란의 물가」라고 불리워진 것처럼 물가상승이 소위 재화·서비스에 파급했던 것에 대해, 제2차 석유위기 때에는 「홈메이드(home-made)·인플레이션화(inflation化)의 회피(回避)」에 성공해, 물가상승이 일부 제품에 머물렀다는 경험에 잘 부합하고 있다<sup>19)</sup>.

18) 6계열의 변동계수를 비교하면, 절대적으로 안정한 수행(performance)을 나타내고 있는 계열은 존재하지 않는다. 그러나, 15%이상의 이상치를 수정해도, 반드시 전반적인 안정도는 개선되지 않기 때문에 본 장에서는 이상치 수정지표로서 15% 절사 평균치를 채용하는 것으로 한다. 이상치 수정지표로서, 어떤 지표가 적당한가 라는 점에 대해서는 금후, 금융·실체경제지표와의 관계 등을 포함한 총합적인 검토가 필요하다고 생각된다.

19) Blinder [1982]는 식료품, 에너지 등의 특정 품목을 공제하는 접근에 의해 미국에서는 제1차·제2차 석유위기와 함께, 상가특정품목에 있어서 교란요인의 영향이 컸다라는 것을 지적하고 있다.

그림 11-8 이상치 수정지표(전년비 베이스)의 추이



같은 식의 사상(思想)은 프라자 합의 후의 엔고와 1995년의 엔고, 2가지 엔고국면에 있어서의 물가지표의 움직임에도 나타난다.(그림11-8의 하단(下段)에 이 시기의 확대도를 제시). 즉 프라자 합의 후의 엔고국면에 있어서는 1987년 전반에 CPI총합·신선식품제외 베이스의 전년비가 마이너스를 기록했다.

그러나, 이시기의 이상치 수정지표는 0.5%에서 1%사이에서 움직이고 있고, 양자에 커다란 괴리(乖離)가 생겼다. 이것에 대해 1995년에 일시 엔·달러 비율이 80엔/달러까지 급등한 국면에서는, CPI총합·신선식품제외, 이상치 수정지표 모두 봐도, 물가 상승률은 마이너스를 기록해, 프라자 합의 후 같은 극단적인 괴리는 생기고 있지 않다. 이것은 프라자 합의 후에는 엔고에 의한 물가 하락이 극히 일부의 품목에 한정적으로 강하게 작용한 것에 대해, 1995년에는 꽤 넓은 재화·서비스에 디플레이션 압력이 작용하고 있었을 가능성을 시사하는 것이라고 생각된다. 특히, 이 때에 물가 상승률의 바닥은 엔고가 한풀 꺾인

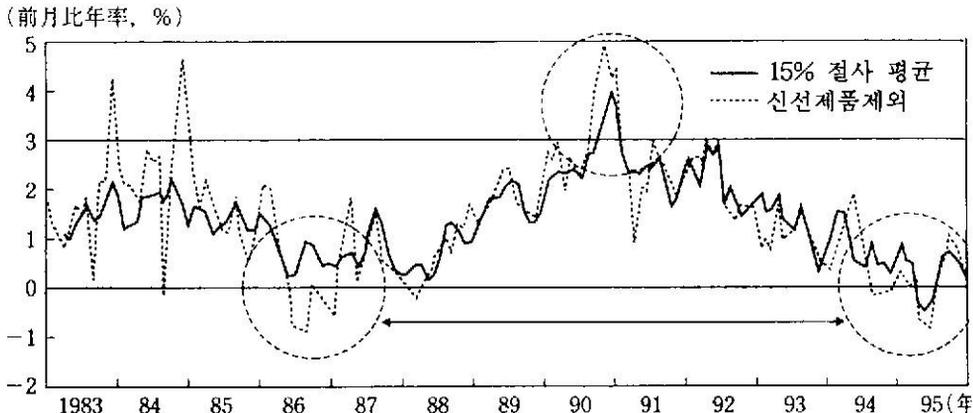
1995년 말경이고, 엔고이외의 경제전체로서 디플레이션 임팩트(deflation impact)가 컸을 가능성이 보인다.

### 전월비 베이스의 이상치 수정지표

다음으로 물가 상승률의 가속도를 평가하기 위해서, 계절조정 완료 전월비(前月比) 베이스(base)의 이상치 수정지표의 동향을 그림11-9로서 시산(試算)했다. 이 그림에는 15% 절사 가중평균치 외에, 그림11-7에서 이용한 X-12-ARIMA에 의한 계절조정 완료 계열, 추세·순환성분을 모두 구상하고 있다<sup>20)</sup>. 이 그림을 보면, 15% 절사 가중평균치는, 신선식품제외·계절조정 완료 계열과 꽤 평행에 가까운 추이를 나타내고 있다.

그러나 조금 세세히 양자의 변동을 비교해 보면, 다음의 2가지 점이 지적된다. 우선 첫째는 1986년과 1995년 엔고가 급속히 진전된 시기에 대해서, 전자(前者)의 시기에는 신선식품제외·계절조정 완료 계열이 이상치 수정지표를 크게 하회(下廻)하고 있는 반면, 후자(後者)의 시기에는 양자(兩者)간 그다지 커다란 괴리는 보이지 않는다. 이것은 앞에서 나온 그림11-8에 제시한 전년비 베이스의 CPI총합·신선식품제외와 이상치 수정지표를 비교한 결과와 같이, 디플레이션(deflation) 압력이 일부의 품목에 집중하고 있었거나, 광범위하게 미치고 있었거나 하는 상위(相違)에 기인하고 있는 것이라고 생각된다.

그림 11-9 이상치수정지표(계절조정 후 전월비 베이스)의 추이



- (비교) 1. 계절조정 후 계열은 모두 후방 3개월 이동평균치  
 2. 데이터는, 1989년 4월의 세계개혁의 영향을 조정

20) 15% 절사 가중 평균치 및 CPI 신선식품제외의 계절조정은, 1982년 1월부터 1996년 9월까지의 데이터를 채용해 산출하고 있다.

또, 둘째로 1990년 후반의 만안(灣岸)위기 때에, 신선식품제외의 계절조정 완료 계열이 계절조정 완료 이상치 수정지표를 상회(上廻)해 상승하고 있는 점이다. 이것은 이시기 물가상승압력의 높아짐이, 만안(灣岸)위기에 따른 원유고(原油高)등의 영향을 반영한 일부 품목에 특히 강하게 나타나고 있었던 것을 시사하고있는 것이라고 생각되어진다. 물론, 이상치 수정지표로 봐도, 4% 가까운 수준까지 상승한 인플레이션 압력은 상당히 컸던 것도 사실이다.

이상의 고찰은 계절조정 완료 전월비 베이스의 이상치 수정지표와 신선식품제외의 계절조정 완료 계열을 비교해 보는 것에 의해, 기초적인 물가변동의 방향성을 보다 명확하게 뒤쫓을 수 있다는 점을 시사하고 있다고 생각된다.

### 각 시점까지 이용 가능한 데이터에 의한 시플레이션

위에서 언급한 전월비 베이스의 이상치 수정지표에 있어서는 1982년 1월부터 1996년 9월까지의 데이터를 사용해 사후적으로 추계(推計)된 계절조정 완료 계열을 이용하고 있다. 그러나 이상치 수정지표의 유효성을 주장하는 것에 맞서, 사후적(事後的)으로 이용 가능한 정보를 사용한 분석을 행하는 것은 정당하지 못하다.

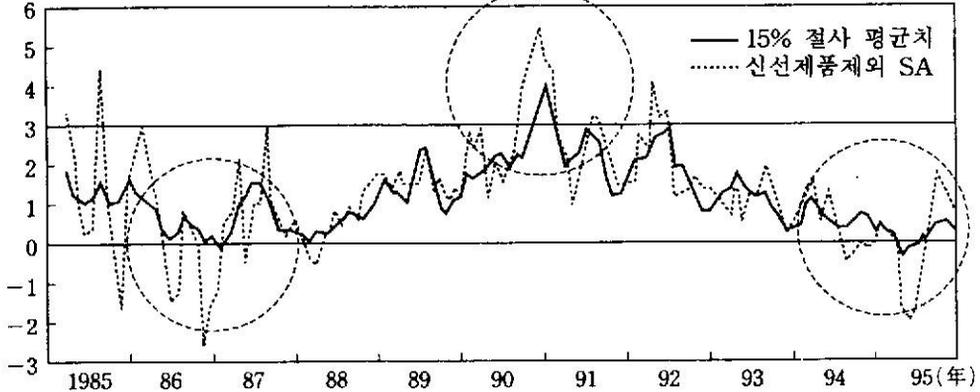
그래서 이하에서는 각 시점까지에서 이용 가능한 정보만을 사용한 경우, 여기까지의 분석 결과가 어느 정도 영향을 받을지를 체크(check)해 둔다. 구체적으로는 이상치 수정지표, 신선식품제외·계절조정 완료 계열 각각에 대해서, 필요한 계절조정을 전년부터 과거 5년의 데이터를 사용해 실시한다.

그림11-10에 제시한試算(試算)결과를 보면, 이제까지의 분석과 같이, 프라자 합의 후(1986-1997년)의 만안(灣岸) 위기 때(1990년 후반)에 있어서, 15%절사 가중평균치와 CPI신선식품제외·계절조정치 사이에 커다란 괴리가 관찰되고, 물가의 충격이 일부 품목에 집중해 있었던 것이 확인된다. 다만, 1994년부터 1995년에 걸쳐서의 엔고 진행 시에 관해서는 15%절사 가중평균치와 CPI신선식품제외·계절조정치의 괴리가 확대하고 있고, 엔고의 영향만이 아니라, 경제전체의 디플레이션 영향(deflation impact)을 판별하기 어렵다는 점이 관측된다<sup>21)</sup>.

21) 원래 앞서 나온 그림11-8에 나타난 전년 동월비 베이스의 계수에 대해서는 사후적인 정보를 일절 이용하고 있지 않고, 전년비 베이스와 전월비 베이스의 이상치 수정지표를 병행해 보아 가는 것으로 상대적으로 큰 전월비 베이스의 변동에서 읽을 수 있는 정보를 보정해 가는 것은 충분히 가능한 것으로 보인다.

그림 11-10 각 시점까지의 이용 가능한 데이터에 의한 시뮬레이션

(前月比年率, %)



(비교) 1. 계수는 모두 3개월 후방 이동 평균치

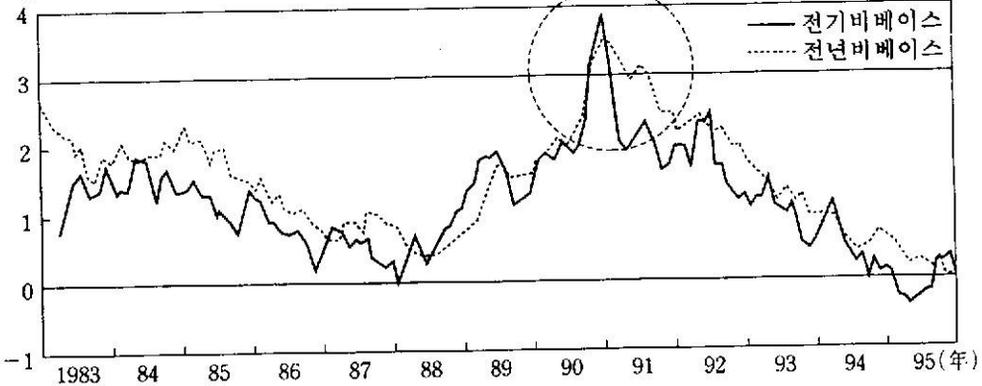
2. 데이터는 1989년 4월의 세계개혁의 영향을 조정

**전년비(前年比) 베이스와 전기비(前期比) 베이스의 이상치 수정지표의 비교**

마지막으로, 전년비 베이스와 전기비 베이스의 이상치 수정지표의 변동을 비교하는 것에 의해, 어떤 점이 분명해질지를 검토해 둔다.

그림 11-11 전년비 베이스와 전월비 베이스의 이상치수정지표의 비교

(前月比年率, %)



(비교) 1. 데이터는 1989년 4월의 세계개혁의 영향을 조정

그림11-11에는 15%절사 가중평균치에 대해서, 전년비 베이스의 계열과 전 기비 베이스 계열을 합쳐 구상했다. 이 그림을 보면, 1988년경을 바닥으로 해서, 1990년에 걸쳐 물가상승 속도(tempo)가 급속히 높아지고 있는 모습이 보인다. 또, 물가 상승률은 1990년 말에 최고점(peak)을 맞이한 후, 전년비 베이스에서는 1991년 후반까지 3%전후로 추이(推移)하고 있지만, 전월비 베이스에서는 1991년에 들어선 후, 여전히 고수준이면서 신장률은 급속히 둔화해, 물가 상승 속도(tempo)가 피크아웃(peak-out)을 보이고 있는 것이 확인된다.

여기서 나타난 결과는 전년비 베이스와 전월비 베이스의 이상치 수정지표 및 CPI총합(혹은 신선식품제외)의 전년비, 계절조정 완료 전월비라는 지표를 조합해 본 것으로, 물가상승의 수준과 방향성에 관련된 기초적인 판단이 보다 명확히 행해지고 있다는 것을 보여주고 있다.

### 3.2 1980년대 후반이후의 물가 추세의 평가

1980년대 후반부터 1990년대 전반에 걸쳐서는, 「버블기(bubble期)」라고 불리워 지듯, 자산가격이 크게 상승·하락해 실제경제면에서도 커다란 변동을 경험했다. 이 사이의 물가추세 판단에 대해서는 「기조적인 물가안정은 유지되고 있었다」라는 견해가 대세를 점하고 있었다. 즉, 이 시기의 경제 변동에 대한 평가로서, 「일반물가수준이 비교적 안정적으로 추이(推移)하는 중, 자산가격이 큰 폭으로 상승·하락함과 함께, 경기의 진폭도 대규모적인 것이 되었다」라는 것이 일반적일 것이다. 그러나 이 시기 물가추세의 판단으로서, 물가의 안정기조가 유지되고 있었다는 판단은 과연 타당한 것이었다고 말할 수 있을까.

우선 첫 번째로 지적되는 것은, 물가상승의 속도(tempo)가 1988년 중반을 바닥(bottom)으로 1990년 말에 걸쳐 피크 아웃(peak-out)할 때까지, 약 2년 반에 걸쳐서, 제로근접에서 4%를 초월한 수준으로까지 크게 상승했던 것이다.

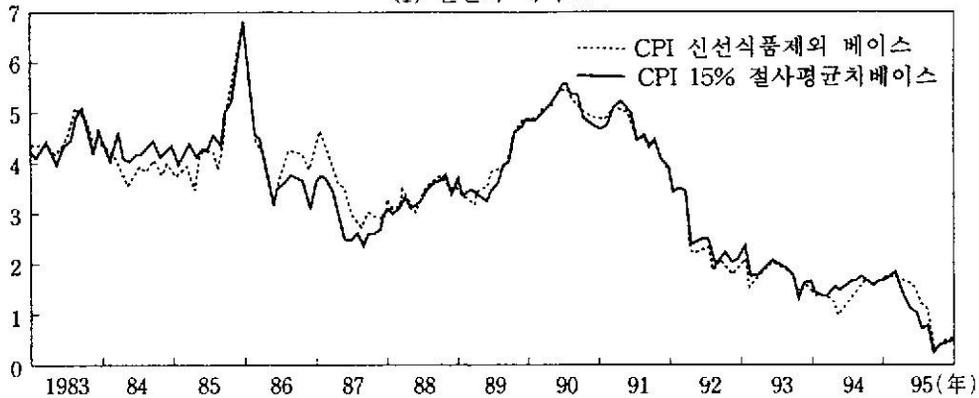
또, 두 번째로 엔고에 수반한 1986-87년에 걸친 디플레이션 영향(deflation impact)이 과대 평가되고 있었을 가능성도 크다. 이것은, 1986년 11월을 바닥(bottom)으로 하는 경기회복국면 속에서, 허용될 수 있는 물가상승률의 폭이 보기보다 크지 않았다고 이해할 수도 있을 것이다.

세 번째로 전년비(前年比)에서 본 물가 상승률은 1991년 중반 이후까지 3%를 넘는 수준으로 추이(推移)하고 있었지만, 전기비(前期比) 베이스(base)에서는 1991년에 들어선 후에 상승률은 급속히 둔화하고, 물가상승의 피크아웃(peak-out)이 보다 명확히 확인된다.

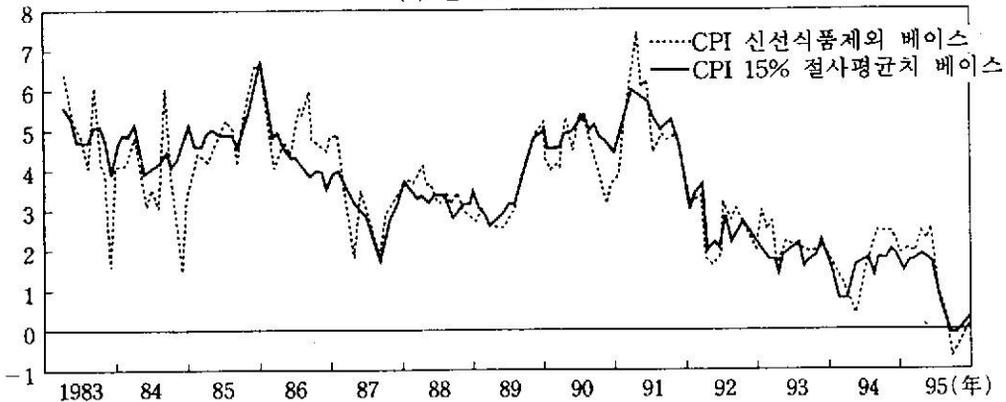
금융정책이 실체경제, 물가에 파급되기까지의 시차는 길고, 예방적인 정책운용이 중요하다고 생각된다. 이 점을 근거로 하면, 물가추세의 기초적인 판단에 있어서는 전년비 베이스에서의 물가지표에 의한 물가상승의 수준평가와 함께,

그림 11-12 실질 단기금리의 추이

(1) 전년비 베이스



(2) 전월비 베이스



전월비 베이스 지표에 의한 방향성 평가의 양자(兩者)를 함께 체크(check)해 가는 것이 중요하다고 말할 수 있다.

또한, CPI총합(혹은 신선식품제외)과 이상치 수정지표와의 괴리가 나타나는 국면에 있어서는, 당연한 것이지만, 물가지수를 이용해 실질화 된 지표의 변동도 달라지게 된다. 그림11-12에는 콜비율(call-rate)을 CPI 신선식품제외, 15%

절사 가중평가치 양자(兩者)로 실질화 한 실질단기 금리를 구상하고 있다. 공정(公定)비율이 5%에서 2.5%까지 5번에 걸쳐서 인하되었던 1986년부터 1987년 전반에 걸쳐서는 두 가지 물가지표의 괴리가 컸던 시기에 해당되고, 실질단기금리의 움직임도 다르다. 특히 1986년 중반부터 말에 걸쳐서는 CPI 베이스(base)의 실질 금리는 다소 상승하고 있는 한 편으로, 이상치 수정지표 베이스(base)에서는 보합시세(步合時勢)로 움직이고 있고, 이 시기 금융완화정도에 대해서는, 다른 평가가 내려질 수 있다.

#### 4. 정 리

본 장에서는 금융정책운영상의 물가안정의 정의에 대해서 의논한 다음에, 물가변동 속에서 일시적인 충격의 영향을 공제하고, 정책판단에 유효한 정보가 되는 기초적인 물가변동을 반영한 물가지표를 검토했다. 또 이 물가 지표를 사용한 사례연구로서 1980년대 후반 물가변동의 평가를 시도했다.

그 분석결과에서는 이상치 수정지표는 다양한 일시적인 충격의 영향을 보정해, 물가의 기초적인 변동을 포착하는 유용한 지표의 하나가 될 수 있다는 점을 알 수 있었다. 특히 물가의 기초적인 변동을 포착하는 데에서는, 전년비(前年比) 베이스(base)와 전기비(前期比) 베이스(base)의 이상치 수정지표 및 CPI 총합(혹은 신선식품제외)의 전년비, 계절조정완료 전월비(前月比)라는 지표를 조합해 본 것으로, 기초적인 물가상승의 수준과 방향성이 보다 정확히 포착 가능하게 된다.

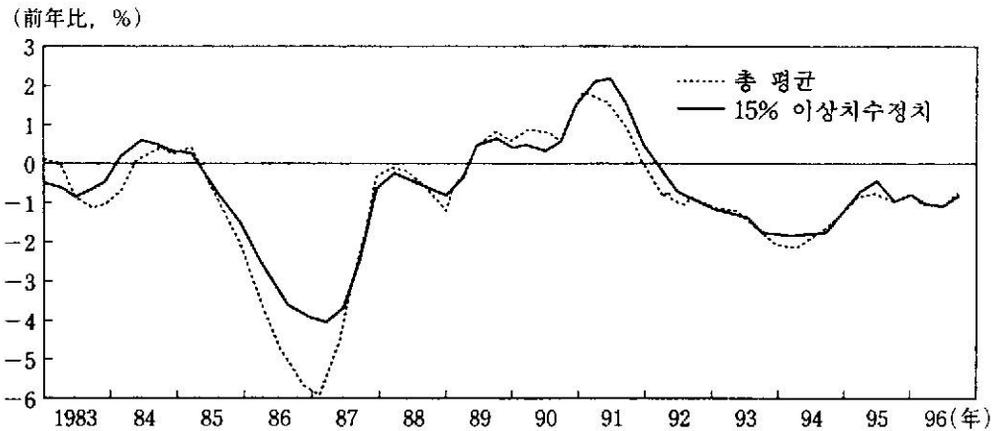
이 장에서 제시한 이상치 수정지표를 물가추세판단 재료의 하나로서 활용해 가기 위해서는 금후 검토과제로서 이하의 세 가지 점이 지적된다. 우선 첫째는, 본 장에서 활용한 이상치 수정지표는 작업상의 간편성을 확보하기 위해, 1970년 이후 연속된 시계열이 이용 가능한 88분류로 분할한 베이스(base)로 구축되어 있다. 그러나, 이상치 수정지표는 변화율로서 계산되기 때문에, 각 기준마다 계열을 그대로 접속할 수 있다. 이 때문에 각 기준시에 있어서 품목 지수를 사용하는 것에 의해 5년마다 보다 상세한 분류로 지수를 작성해 이것을 접속하는 것으로 보다 정확도 높은 시계열이 이용 가능하게 된다.<sup>22)</sup>

22) 다만, CPI구성품목의 계절조정을 필요로 하는 전기비 베이스의 이상치 수정지표에 대해서는, 품목 레벨에서는 기준시 개정마다 시계열의 연속성이 확보되지 않기 때문에, 품목보다도 약간 집계도 높은 계열을 이용할 필요가 있다.

또 두 번째로 본 장에서 제시한 이상치 수정지표를 사용한 물가추세 판단은 도표를 사용한 개략적(naive) 검증에 머무르고 있다. 물론, 본 장에 제시된 대로, 그림을 보는 것만으로도, 물가의 기초적인 변동을 포착하기 위한 정보량은 적지 않다고 할 수 있다. 다만, 이상치 수정지표에 대해서, 예방적인 정책운영을 행하기 위한 판단재료로서 활용하는 것을 검토해 간 후에는 이들 물가지표와 금융(money)을 포함하는 각종의 금융·실체경제지표와의 관계에 관한 통계적인 체크(check)를 시험하는 것도 필요할 것이다.

세 번째는 WPI에 대해서도, CPI와 같이 이상치 수정지표의 원리를 활용하는 것도 생각할 수 있다. 그림11-13은 국내 WPI에 대해서, 소급지수(遡及指數)가 이용 가능한 21개의 지수를 사용해 전년비 베이스에서의 15% 절사 가중평균치를 합성하고, 국내 WPI총평균·전년비와 비교하고 있다. 이 그림을 봐도 프라자 합의 후, 연안(沿岸) 위기시, 1994-1995년의 엔고기의 세 시기에 대해서, CPI와 같은 정보를 얻을 수 있었다.

그림 11-13 WPI의 이상치 수정지표



- (비고) 1. 데이터는 1989년 4월의 세계개혁의 영향을 조정  
 2. 15% 절사가중 평균치는 소급계열이 작성되어 있는 21개소 분류별 베이스로 계산

특히, WPI에 대해서는 가중치(weight)가 공업통계표의 출하액(出荷額) 베이스(base)로 작성되어 있는 것으로부터, 환어음 비율의 변동 등 일시적인 요인에 의해 흔들리기 쉬운 소원재료(素原材料)의 변동이 증폭되기 쉽다고 하는 경향을 가지고 있는 것을 감안하면, 이상치 수정지표의 유용성은 크다고 생각된다<sup>23)</sup>.

23) 이 점에 대해서는 WPI 가중치를 넷트 출하액 베이스로 이동시키면, 대응책도 검토할 가치가 있다고 생각된다.

## 参考文献

- 安孫子勇一・早川英男,「政策当局に対する『信認』とその意義——金融政策の有効性確保のための基礎条件」『金融研究』第5巻第3号,日本銀行金融研究所,1986年.
- 石川経夫,『所得と富』岩波書店,1991年.
- 伊藤隆敏・廣野桂子,「住宅市場の効率性:マイクロデータによる計測」『金融研究』第11巻第3号,1992年.
- 伊藤元重,「価格破壊の後にくるもの」『中央公論』,1995年8月号.
- 伊藤元重・伊藤研究室,『日本の物価はなぜ高いのか』NTT出版,1995年.
- 岩田一政,「ストック経済と税制」,伊藤隆敏・野口悠紀雄(編)『分析・日本経済のストック化』所収,日本経済新聞社,1992年.
- 太田 誠,「ヘドニック・アプローチの理論的基礎,方法および日本の乗用車価格への応用」『季刊理論経済学』,1978年.
- 太田 誠,『品質と価格』創文社,1980年.
- 翁 邦雄,『期待と投機の経済分析——「バブル」現象と為替レート』東洋経済新報社,1985年.
- 翁 邦雄,『金融政策』東洋経済新報社,1993年.
- 鬼木 甫,「パーソナル・コンピュータ産業の経済分析」『経済セミナー』,1994年5~7月号.
- 春日義之,「首都圏における住宅問題の考察——マイクロデータによる住宅市場の検証」『調査』211号,日本開発銀行,1996年.
- 加納 悟・斉藤菜美,「景気実感と景気実態」『金融研究』第13巻第2号,日本銀行金融研究所,1994年.
- 北村行伸,「物価インデックス債と金融政策——実質金利と期待インフレ率を国債流通市場情報から導く方法とその応用」『金融研究』第14巻第3号,日本銀行金融研究所,1995年.
- 木村 武,「季節調整の方法とその評価について——各種手法の紹介と理論・実証分析のサーベイ」『金融研究』第14巻第4号,日本銀行金融研究所,1995年.
- 木村 武,「最新移動平均型季節調整法 X-12-ARIMA について」『金融研究』日本銀行金融研究所,1996年.
- 黒田昌裕,『実証経済学入門』日本評論社,1984年.

- 黒田昌裕、『一般均衡の数量分析』岩波書店、1989年。
- 経済企画庁、「店舗形態別価格実態調査結果」、1994年。
- 小林孝雄、「株式のファンダメンタルズ・バリュウ」、西村清彦・三輪芳朗（編）『日本の株価・地価』東京大学出版会、1990年。
- 坂本春生、「物価指数、工夫で感度向上」『日本経済新聞』1994年9月14日。
- 重原久美春、「資産価格の変動とインフレーションについて」『金融研究』第9巻第2号、日本銀行金融研究所、1990年。
- 渋谷 浩、「動学的均衡価格指数の理論と応用——資産価格とインフレーション」『金融研究』第10巻第4号、日本銀行金融研究所、1991年。
- 白塚重典、「物価指数に与える品質変化の影響——ヘドニック・アプローチの適用による品質調整済みパソコン物価指数の推計」『金融研究』第13巻第4号、日本銀行金融研究所、1994年。
- 白塚重典、「消費者物価指数と計測誤差——その問題点と改善に向けての方策」『金融研究』第14巻第2号、日本銀行金融研究所、1995年a。
- 白塚重典、「乗用車価格の変動と品質変化——ヘドニック・アプローチによる品質変化の計測とCPIへの影響」『金融研究』第14巻第3号、日本銀行金融研究所、1995年b。
- 白塚重典、「インフレーション・ターゲティング対象物価指標を巡る論点整理」IMES Discussion Paper 96-J-15、日本銀行金融研究所、1996年a。
- 白塚重典、「資産価格変動と物価指数」『金融研究』第15巻第5号、日本銀行金融研究所、1996年b。
- 白塚重典、「物価の基調的な変動を捕捉するための指標の構築とその含意」『金融研究』第16巻第3号、日本銀行金融研究所、1997年。
- 白塚重典・黒田祥子、「ビデオカメラ価格のヘドニック分析」『金融研究』第14巻第4号、日本銀行金融研究所、1995年。
- 白塚重典・黒田祥子、「アパレル製品価格と品質差——CPIアパレルの抱える問題点とヘドニック・アプローチによる改善の可能性」『金融研究』第15巻第1号、日本銀行金融研究所、1996年。
- 白塚重典・藤木 裕、「ウォルシュ・スベンソン型モデルについて——インフレーション・ターゲティングの解釈を巡って」『金融研究』第16巻第3号、日本銀行金融研究所、1997年。
- 鈴木淑夫、『円デフレとドルインフレ』東洋経済新報社、1995年。
- 総務庁、「平成2年基準消費者物価指数の解説」、1992年a。
- 総務庁、「消費者物価指数のしくみと見方 平成2年基準消費者指数」、1992年b。
- 総務庁、「消費者物価指数・基準時改定資料集成（第1次～第10次）」、1993年a。
- 総務庁、「家計調査のしくみと見方」、1993年b。

- ラルフ・ターヴェイ（日本統計協会訳），『消費者物価指数 ILO マニュアル』日本統計協会，1990年，（原著，Turvey, Ralph, *Consumer Price Indices. An ILO Manual*. International Labor Organization, 1989）.
- 高山憲之編著，『ストック・エコノミー』東洋経済新報社，1992年.
- 高山憲之・有田富美子，「可処分所得の世代間分配」『経済研究』第46巻第1号，1995年.
- 通商産業省，「最近の小売物価の状況に関する調査結果」，1994年.
- 南部鶴彦・杉原弘恭・荒井信幸・池田正雄・津本肇・三田村忠芳・佐藤晃嘉・田代尚機・米谷信行・上西晃，「サービスの質の計測（II）——病院サービスの品質変化率の計測」『ファイナンシャル・レビュー』第31号，大蔵省財政金融研究所，1994年.
- 西村清彦，「日本の地価決定メカニズム」，西村清彦・三輪芳朗（編）『日本の株価・地価』東京大学出版会，1990年.
- 西村清彦・坪内 浩，「日本の流通マージン：マクロ分析」，三輪芳郎・西村清彦編『日本の流通』所収，東京大学出版会，1991年.
- 日本銀行調査統計局，「諸外国におけるインフレーション・ターゲティングの動向」『日本銀行月報』，日本銀行，1994年12月号.
- 日本銀行物価研究会，『物価の知識』（日経文庫），日本経済新聞社，1992年.
- 野口悠紀雄，『バブルの経済学』日本経済新聞社，1992年.
- 羽森茂之，『消費者行動と日本の資産市場』東洋経済新報社，1996年.
- 古田裕繁，「誤解される『消費者物価』」『日本経済新聞』1994年8月2日.
- 星 岳雄，「資本市場の不完全性と金融政策の波及経路——最近の研究成果の展望」IMES Discussion Paper 96-J-14，日本銀行金融研究所，1996年.
- 本多正久・島田一明，『経営のための多変量解析法』産業能率大学出版部，1977年.
- 前田芳昭，「『国民経済計算』と『家計調査』の家計貯蓄率乖離について：『家計調査』のバイアスの検証とその修正」『日本経済研究』第28号，日本経済研究センター，1995年.
- 松下康雄，「資本市場の役割と課題」『日本銀行月報』，日本銀行，1995年7月号.
- ブライアン・マンリー著（村上正康・田栗正章訳），『多変量解析の基礎』培風館，1992年.
- 三重野康，「日本銀行の金融政策の運営」『日本銀行月報』，日本銀行，1994年6月号.
- 溝口敏行，『我が国統計調査の現代的課題』岩波書店，1992年.
- 養谷千鳳彦，『計量経済学の新しい展開』多賀出版，1992年.
- 森田優三，『物価指数理論の展開』東洋経済新報社，1989年.

吉羽要直, 「リスク・リバーサル取引の理論的含意について」『金融研究』, 第15巻  
第2号, 日本銀行金融研究所, 1995年.

Advisory Commission to Study the Consumer Price Index, *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living: Final Report*, 1996.

Aizcorbe, Ana M., and Patrick C. Jackman, "The Commodity Substitution Effect in CPI Data, 1982-91," *Monthly Labor Review*, December, 1993.

Akerlof, George A., William T. Dickens, and George L. Perry, "The Macroeconomics of Low Inflation," *Brookings Papers on Economic Activity*, no. 1, 1996, pp.1-59.

Alchian, Armen A., and Benjamin Klein, "On A Correct Measure of Inflation," *Journal of Money, Credit, and Banking* 5(1), 1973, pp.173-191.

al-Nowaihi, Ali, and Paul Levine, "Independent but Accountable: Walsh Contracts and the Credibility Problem," *CEPR Discussion Paper No.1387*, 1996.

Amemiya, Takeshi, *Advanced Econometrics*, Basil Blackwell, 1985.

Ammer, John, and Richard T. Freeman, "Inflation Targeting in the 1990s: The Experiences of New Zealand, Canada, and the United Kingdom," *Board of Governors of the Federal Reserve System International Discussion Papers # 473*, 1994.

Arguea, Nestor M., and Cheng Hsiao, "Econometric Issues of Estimating Hedonic Price Function: With an Application to the U.S. Market for Automobiles," *Journal of Econometric* 56, 1993, pp.243-267.

Balke, Nathan S., and Mark A. Wynne, "Supply Shocks and the Distribution of Price Changes," *FRB Dallas Economic Review*, 1996, pp.10-18.

Ball, Laurence, and N. Gregory Mankiw, "Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks," *Quarterly Journal of Economic Studies*, 110(1), 1995, pp.161-193.

Barro, Robert J., and David B. Gordon, "A Positive Theory of Monetary in a Natural-Rate Model," *Journal of Political Economy* 91, 1983 a, pp.589-610.

Barro, Robert J., and Xavier Sala-i-Martin, *Economic Growth*, McGraw-Hill, 1995.

Barro, Robert J., "Inflation and Economic Growth," *Bank of England Quarterly Bulletin* 35 (2), 1995, pp.166-176.

- Barro, Robert J., "Reputation in a Model of Monetary Policy with Incomplete Information," *Journal of Monetary Economics* 17, 1986, pp.1-20.
- Belsley, David A., Edwin Kuh, and Roy E. Welsch, *Regression Diagnostics : Identifying Influential Data and Sources of Collinearity*, John Wiley & Sons, 1980.
- Bernanke, Ben S., and Frederic S. Mishkin, "Inflation Targeting : A New Framework for Monetary Policy?," *Journal of Economic Perspectives* 11 (2), 1997.
- Bernanke, Ben S., "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 25, 1986, pp.49-100.
- Berndt, Ernst R., "The Measurement of Quality Change : Constructing an Hedonic Price Index for Computers Using Multiple Regression Methods," Chapter 4 in *The Practice of Econometrics : Classic and Contemporary*, Addison-Wesley Publishing Company, 1991.
- Beveridge, Stephen, and Charles R. Nelson, "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Temporary Components with Particular Attention to Measurement of the 'Business Cycle'," *Journal of Monetary Economics* 7 (2), 1981, pp.151-174.
- Blanchard, Olivier Jean, and Danny Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Distribution," *American Economic Review* 79 (4), 1989, pp.655-673.
- Blinder, Alan S., "The Anatomy of Double-Digit Inflation in the 1970 s," in Robert E. Hall ed., *Inflation : Causes and Effects*, University of Chicago Press, 1982, pp.261-282.
- Borio, C. E. V., N. Kennedy, and S. D. Prowse, "Exploring Aggregate Asset Price Fluctuations Across Countries : Measurement, Determinants and Monetary Policy Implications," *BIS Economic Papers* No.40, 1994.
- Braithwait, Steve D., "The Substitution Bias of the Laspeyres Price Index," *American Economic Review* 70 (1), 1980.
- Breusch, T. S., and A. R. Pagan, "A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation," *Econometrica* 47 (5), 1979, pp.1287-1294.
- Briault, Clive B., Andrew G. Haldane and Mervyn A. King, "Independence and Accountability," in Iwao Kuroda ed., *Towards More Effective Monetary Policy*, 1997.

- Broadbent, Ben, and Robert J. Barro, "Central Bank Preference and Macroeconomic Equilibrium," *Journal of Monetary Economics* 39 (1), 1997, pp.17-43.
- Bryan, Michael F., and Stephen G. Cecchetti, "Measuring Core Inflation," in N. G. Mankiw ed., *Monetary Policy*, The University of Chicago Press, 1994, pp.195-215.
- Bryan, Michael F., and Stephen G. Cecchetti, "The Consumer Price Index as a Measure of Inflation," *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review*, 1994.
- Bryan, Michael F., and Stephen G. Cecchetti, "Inflation and the Distribution of Price Changes," *NBER Working Paper* No.5793, 1996.
- Bryan, Michael F., Stephen G. Cecchetti, and Rodney L. Wiggins II, "Efficient Inflation Estimation," mimeo, 1997.
- Cargill, Thomas F., Michael Hutchison, and Takatoshi Ito, *The Political Economy of Japanese Monetary Policy*, MIT Press, 1997.
- Carlson, Keith M., "Do Price Indexes Tell Us About Inflation? A Review of the Issues," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 71 (6), 1989, pp.12-30.
- Cecchetti, Stephan G., "Measuring Short-Run Inflation for Central Bankers," *NBER Working Paper* No.5786, 1996 b.
- Cole, Rosanne, Y. C. Chen, Joan A. Barquin-Stolleman, Ellen R. Dulberger, Nurhan Helvacian, and James H. Hodge, "Quality-Adjusted Price Indexes for Computer Processors and Selected Peripheral Equipment," *Survey of Current Business*, 1986.
- Court, Andrew T., "Hedonic Price Indexes with Automotive Examples," in *The Dynamics of Automobile Demand*, The General Motors Corporation, 1939.
- Cowling, Keith, and John Cubbin, "Price, Quality, and Advertising Competition: An Econometric Investigation of the United Kingdom Car Market," *Econometrica* 152, 1971, pp.378-394.
- Crawford, A., *Measurement Biases in the Canadian CPI*, Bank of Canada, 1993.
- Deaton, Angus, and John Muellbauer, *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press, 1980.
- Diewert, W. Erwin, "Exact and Superlative Index Numbers," *Journal of Econometrics* 4 (2), 1976, pp.114-145.

- Diewert, W. Erwin, "Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation," *Econometrica* 46 (4), 1978, pp.883-900.
- Diewert, W. Erwin, "Index Numbers," in John Eatwell, Murray Milgate, and Pete Newman eds., *The New Palgrave : A Dictionary of Economics*, vol.2, 1987, pp.767-780.
- Diewert, W. Erwin, "The Economic Theory of Index Numbers : A Survey," in Angus Deaton ed., *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behavior in Honour of Sir Richard Stone*, Cambridge University Press, 1981, pp.163-208.
- Eiffinger, Sylvester, and Jacob de Haan, "The Political Economy of Central Bank Independence," *Special Papers in International Economics* No.19, International Finance Section, Princeton University, 1996.
- Feldstein, Martin, "The Costs and Benefits of Going from Low Inflation to Price Stability," *NBER Working Paper*, No.5469, 1996.
- Fischer, Stanley, "The Role of Macroeconomic Factors in Growth," *Journal of Monetary Economics* 32 (3), 1993, pp.485-512.
- Fischer, Stanley, "Central Bank Independence Revisited," *American Economic Review* 85, Paper and Proceedings, 1995 a, pp. 201-206.
- Fischer, Stanley, "The Unending Search for Monetary Salvation," *NBER Macroeconomic Annual 1995*, 1995 b, pp.275-286.
- Fischer, Stanley, "Modern Approaches to Central Banking," *NBER Working Paper* No.5064, 1995 c.
- Fixler, Dennis, "The Consumer Price Index : Underlying Concepts and Caveats," *Monthly Labor Review*, December, 1993.
- Fratiani, Michele, Jürgen von Hagen and Christopher Waller, "Central Banking as a Political Principal Agent Problem," *Economic Inquiry* 15 (1), 1997, pp.378-393.
- Freedman, Charles, "What Operating Procedures Should Be Adopted to Maintain Price Stability?—Practical Issues," in *Achieving Price Stability : A Symposium Sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City*, 1996.
- Fujiki, Hiroshi, and Yukinobu Kitamura, "Measuring Real Interest Rate Directly," mimeo, 1995.
- Gordon, Robert J., *The Measurement of Durable Goods Prices*, University of Chicago Press, 1990.
- Gordon, Robert J., "The Measurement of the Aggregate Price Level : Impli-

- cations for Economic Performance and Policy,” in Kumiharu Shigehara eds., *Price Stabilization in the 1990s*, 1993.
- Greene, William H., *Econometric Analysis*, 3rd ed., Macmillan, 1996.
- Greenspan, “Opening Remarks,” in *Achieving Price Stability : A Symposium Sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City*, 1996.
- Griliches, Zvi., “Hedonic Price Indexes for Automobiles : An Econometric Analysis of Quality Change,” in *The Price Statistics of the Federal Government General Series*, No.73, 1961. (Griliches (1971) に再録)
- Griliches, Zvi., *Price Indexes and Quality Change*, Harvard University Press, 1971.
- Griliches, Zvi. ed., *Output Measurement in the Service Sector*, Studies in Income and Wealth, vol.56, University of Chicago Press, 1992.
- Haldane, Andrew G., “Some Thoughts on Inflation Targeting,” Paper presented for the Konstanz Seminar on June 4-7, 1996.
- Huber, Peter J., *Robust Statistics*, John Wiley & Sons, 1981.
- Judge, George G., W. E. Griffiths, R. Carter Hill, Helmut Lütkepohl, and Tsoung-Chao Lee, *The Theory and Practice of Econometrics*, 2nd ed., John Wiley & Sons, 1985.
- Kindleberger, Charles P., “Asset Inflation and Monetary Policy,” *BNL Quarterly Review* No.192, 1995, pp.17-37.
- Kokoski, Mary F., “Quality Adjustment of Price Indexes,” *Monthly Labor Review*, December, 1993.
- Kroch, Eugene, “Tracking Inflation in the Service Sector,” *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review* 16 (2), 1991.
- Kydland, Finn E. and Edward C. Prescott, “Rules Rather than Discretion : The Inconsistency of Optimal Plans,” *Journal of Political Economy* 85, 1977, pp.473-491.
- Lebow, David E., John N. Roberts, and David J. Stockton, “Monetary Policy and ‘The Price Level’,” mimeo, Board of Governors of the Federal Reserve System, August, 1994.
- Leiderman, Leonard and Lars E. O. Svensson eds., *Inflation Targets*, CEPR, 1995.
- Liegey, Paul R., Jr., “Adjusting Apparel Indexes in the Consumer Price Index for Quality Difference,” Chapter 6 in M. F. Foss, M. E. Manser and A. H. Young, eds., *Price Measurements and Their Uses*, 1993.
- Lohmann, Susanne, “Optimal Commitment in Monetary Policy : Credibility

- versus Flexibility," *American Economic Review* 82, 1992, pp.273-286.
- Maki, Atsushi, and Shigeru Nishiyama, "Consistency between Macro-and Micro-Data Sets in the Japanese Household Sector," *Review of Income and Wealth* 39 (2), 1993.
- Mankiw, N. Gregory, *Macroeconomics*, 2nd ed., 1994.
- Manser, Marilyn E., and Richard McDonald, "An Analysis of Substitution Bias in Measuring Inflation, 1959-1985," *Econometrica* 56, 1988, pp.909-930.
- McCallum, Bennett T., "Two Fallacies Concerning Central Bank Independence," *American Economic Review* 85, Paper and Proceedings, 1995, pp.207-211.
- McCallum, Bennett T., "Inflation Targeting in Canada, New Zealand, Sweden, the United Kingdom, and in General," in Iwao Kuroda ed., *Towards More Effective Monetary Policy*, 1997 a.
- McCallum, Bennett T., "Crucial Issues Concerning Central Bank Independence," *Journal of Monetary Economics* 39 (1), 1997 b, pp.99-112.
- Minford, Patrick, "Time-Inconsistency, Democracy and Optimal Contingent Rules," *Oxford Economic Papers* 47, 1995, pp.195-210.
- Moulton, Brent R., "Basic Components of the CPI : Estimation of Price Changes," *Monthly Labor Review*, December, 1993.
- Nelson, Charles R., and Charles I. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series," *Journal of Monetary Economics* 10 (2), 1982, pp.139-162.
- Ohta, Makoto, "Hedonic Price Indexes of Japanese Passenger Cars Over 1970-83 : A Note," *Economic Studies Quarterly* (『季刊理論経済学』) 38 (3), September, 1987, pp.264-274.
- Ohta, Makoto, and Zvi Griliches, "Automobile Price Revisited : Extension of the Hedonic Hypothesis," in N. E. Terleckyj ed., *Household Production and Consumption*, NBER, 1976.
- Ohta, Makoto, and Zvi Griliches, "Automobile Prices and Quality : Did the Gasoline Price Increases Change Consumer Tastes in the U.S.?" *Journal of Business and Economic Statistics* 4 (2), 1986, pp.187-198.
- Orphanides, Athanasios, and David W. Wilcox, "The Opportunistic Approach to Disinflation," *FRB Finance and Economics Discussion Paper*, no.96-24, 1996.
- Persson, Torsten, and Guido Tabellini, "Designing Institution for Monetary

- Stability," *Carnegie-Rochester Series on Public Policy* 39, 1993, pp.53-84.
- Persson, Torsten and Guido Tabellini eds., *Monetary and Fiscal Policy Volume 1 : Credibility*, The MIT Press, 1994.
- Pollak, Robert A., *The Theory of the Cost-of-Living Index*, Oxford University Press, 1989.
- Posen, S. Adam, "Declarations Are Not Enough : Financial Sector Sources of Central Bank Independence," *NBER Macroeconomics Annual 1995*, 1995, pp.253-274.
- Quash, D. T., and S. P. Vahey, "Measuring Core Inflation," *CEPR Discussion Paper*, No.1153, 1995.
- Rae, Dave, "Measuring Inflation," *Reserve Bank Bulletin* 56 (1), Reserve Bank of New Zealand, 1993, pp.53-66.
- Reinsdorf, Marshall, "The Effect of Outlet Price Differentials on the U. S. Consumer Price Index," Chapter 7 in M. F. Foss, M. E. Manser, and A. H. Young, eds., *Price Measurements and Their Uses*, 1993.
- Reserve Bank of New Zealand, *Research News*, no 1, December, 1994.
- Roger, Scott, "Alternative Measure of Underlying Inflation," *Reserve Bank Bulletin* 57 (2), pp.109-129, Reserve Bank of New Zealand, 1994.
- Rogoff, Kenneth, "The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target," *Quarterly Journal of Economics* 100, 1985, pp.1169-1190.
- Rosen, Sherwin, "Hedonic Prices and Implicit Markets : Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy* 82 (1), 1974.
- Santoni, G. J., and H. Brian Moehring, "Asset Return and Measured Inflation," *Journal of Money, Credit, and Banking* 26 (2), pp.232-248.
- Selvanathan, E. A., and D. S. Pranada Rao, *Index Numbers : A Stochastic Approach*, Macmillan, 1994.
- Shapiro, Matthew D., and David W. Wilcox, "Mismeasurement in the Consumer Price Index : An Evaluation," *NBER Working Paper* # 5590, 1996.
- Shibuya, Hiroshi, "Monetary Policy, Banking Crisis, and Disequilibrium Dynamics : Business Cycles with Capital Price Overshooting," mimeo, 1995.
- Shiller, Robert J., *Macro Markets*, Oxford University Press, 1993.

- Stock, James H., and Mark W. Watson, "New Index of Coincident and Leading Economic Indicator," *NBER Macroeconomic Annual Report*, 1989.
- Stock, James H., and Mark W. Watson, "A Probability Model of the Coincident Economic Indicators," in Kajal Lahiri and Geoffrey H. Moore eds., *Leading Economic Indicators : New Approaches and Forecasting Records*, Cambridge University Press, 1991, pp.63-89.
- Suzuki, Kenji, and Makoto Ohta, "A Hedonic Analysis of Land Prices and Rents in the Bubble : Kanagawa Prefecture in Japan for 1986-1988," *Economic Studies Quarterly*, 45 (1), 1994.
- Svensson, Lars E. O., "Targets and Indicators with a Flexible Exchange Rate," in *Monetary Policy with a Flexible Exchange Rate*, Sveriges Riskbank, 1992.
- Svensson, Lars E. O., "The Swedish Experience of an Inflation Target," in Leinderman and Svensson [1995], 1995.
- Svensson, Lars E. O., "Price Level Targeting VS. Inflation Targeting : A Free Lunch?" *NBER Working Paper* No.5719, 1996.
- Svensson, Lars E. O., "Optimal Inflation Target, 'Conservative' Central Banks, and Linear Inflation Contracts," *American Economic Review* 87 (1), 1997 a, pp.98-114.
- Svensson, Lars E. O., "Inflation Forecast Targeting : Implementing and Monitoring Inflation Targets," *European Economic Review* 41 (6), 1997 b, pp.1111-1146.
- Thiessen, G. G., "Future Directions for the Bank of Canada and Canadian Monetary Policy," Address to the Canadian Club in Toronto, April 5, 1994.
- Triplett, Jack E., "Price and Technological Change in a Capital Good : A Survey of Research on Computers," Chapter 4 in D. W. Jorgenson, and R. Landan eds., *Technology and Capital Formation*, MIT Press, 1998.
- Waller, Christopher J., "Performance Contracts for Central Bankers," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, September/October, 1995, pp.3-14.
- Waller, Christopher J., and Carl E. Walsh, "Central Bank Independence, Economic Behavior, and Optimal Term Length," *American Economic Review* 86, 1996, pp.1139-1153.
- Walsh, Carl E., "Optimal Contracts for Central Bankers," *American Eco-*

- nomic Review* 85, 1995 a, pp.150-167.
- Walsh, Carl E., "Recent Central-Bank Reforms and the Role of Price Stability as the Sole Objective of Monetary Reform," *NBER Macroeconomics Annual*, 1995 b, pp.237-252.
- Walsh, Carl E., "Is New Zealand's Reserve Bank Act of 1989 an Optimal Central Bank Contract?" *Journal of Money, Credit and Banking* 27 (4), 1995 c, pp.1179-1191.
- Walsh, Carl E., "Inflation and Central Bank Independence : Is Japan Really an Outlier?", *Bank of Japan Monetary and Economic Studies* 15 (1), Bank of Japan, 1997, pp.89-117.
- Watson, Mark W., "Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends," *Journal of Monetary Economics* 18 (1), 1986, pp.49-75.
- Waugh, Fredrick V., "Quality Factors Influencing Vegetables Prices," *Journal of Farm Economics* 10(2), 1928, pp.185-196.
- White, Halbert, "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica* 48 (4), 1980, pp.817-838.
- Wynne, Mark A., and Fiona D. Sigalla, "The Consumer Price Index," *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, 1994.
- Wynne, Mark A., and Fiona D. Sigalla, "A Survey of Measurement Biases in Price Indexes," *Journal of Economic Survey* 10 (1), 1996.

제 2 부 물가지표의 정확도 .....	53
제 3 장 소비자 물가지수의 계측오차 .....	55
1. 계측오차의 여러 요인 .....	57
1.1 대체효과의 영향 .....	57
1.2 품질변화의 영향 .....	59
1.3 신제품 등장 of 영향 .....	60
1.4 통계작성 기술적인 문제 .....	62
2. 계측오차 발생 메커니즘의 정리 .....	63
3. 정 리 .....	65
제 4 장 물가지수 계산식과 계측오차 .....	66
1. 기본적인 물가지수 계산식 .....	67
1.1 지수계산식의 종류 .....	67
1.2 고정기준 방식과 연쇄기준 방식 .....	68
2. 고정기준 라스파이레스 물가지수의 상방편의 .....	69
3. 품목단위 집계상의 문제 .....	71
4. 지수계산식 개선의 방향성 .....	72
4.1 고정기준 라스파이레스 물가지수를 대체할 수 있는 지수계산식 ....	72
4.2 지수계산식 변경의 구체적인 효과 .....	73
4.3 품목지수로의 집계상의 문제에 대한 대응책 .....	74
5. 정 리 .....	74
제 4 장의 보 론(補論) .....	76
보론1 산술평균 지수와 기하평균 지수 : 지수수준의 영향 .....	76
보론2 라스파이레스 물가지수와 생계비 지수 .....	77
보론3 연쇄기준 토크퀘비스트 물가지수에 대해서 .....	81

<b>제 5 장 품질 변화의 계측(1) : 이론적 기초</b> .....	86
1. 품질변화를 포착하는 견해 .....	87
1.1 품질의 정의 : 헤도닉 가설 .....	87
1.2 랭커스터 · 모델에 의한 품질변화의 포착 .....	88
1.3 일본의 PC시장에의 응용 예 .....	89
2. 헤도닉 접근법의 이론적 기초작업 : 로젠의 이론모델 .....	91
3. 정 리 .....	95
<b>제 6 장 품질 변화의 계측(2) : 실증연구</b> .....	96
1. 제품별로 본 품질변화의 착안점 .....	96
1.1 현저한 기술혁신의 진전과 품질변화 예측의 어려움 .....	96
1.2 소비자기호의 다양화에 포착 .....	97
1.3 정가(定價)와 실세가격(實勢價格) .....	99
1.4 옵션성의 포착 .....	99
2. 헤도닉 접근법에 의한 실증분석의 기준 .....	100
2.1 헤도닉 접근법의 실증분석의 적용 .....	100
2.2 실증분석상의 문제 .....	100
3. 현저한 기술혁신의 포착 : PC의 사례연구 .....	103
3.1 PC · 헤도닉 함수의 추계결과 .....	103
3.2 PC시장의 역동적인 구조변화 .....	105
4. 소비자기호의 다양화의 포착: 승용차의 경우 조사 .....	106
4.1 승용차 헤도닉 함수의 추계결과 .....	106
4.2 사이즈 · 스타일별 가격변동의 차이 .....	108
5. 정가와 실세가격(實勢價格): 비디오카메라의 사례연구 .....	109
5.1 비디오카메라 · 헤도닉 함수의 추계결과 .....	109
5.2 실세가격과 정가의 추계매개변수의 비교 .....	112
5.3 기능, 타입(type), 메이커 .....	113
5.4 진부화의 빠름 .....	114

6. 패션성의 포착 : 의류제품의 사례연구 .....	114
6-1 의류제품의 헤도닉 함수의 추계결과 .....	114
6-2 가격차와 패션성 · 기능성 .....	115
7. 정 리 .....	121
<b>제 6 장의 보 론(補論)</b> .....	122
보론 1. 함수형 선택의 문제 .....	122
보론2 다중공선성과 설명변수의 선택 .....	124
<b>제 7 장 품질변화와 물가지수</b> .....	136
1. 품질변화가 물가지수에 주는 영향 .....	136
1.1 헤도닉물가지수의 시험계산결과 .....	136
1.2 가격지수의 하락효과 .....	138
2. CPI에의 헤도닉 · 접근법의 적용가능성 .....	140
2.1 기본적인 윤곽 .....	141
2.2 승용차에 있어서 사례연구 .....	142
3. 서비스가격이 안고 있는 문제 .....	146
3.1 집세 지수의 문제점 .....	146
3.2 의료비지수의 의문점 .....	148
4. 품질조정기법의 문제가 영향을 미치는 범위 .....	149
5. 정 리 .....	151
<b>제 7 장의 보 론(補論)</b> .....	152
헤도닉 물가지수의 산출방법 .....	152
<b>제 8 장 가격조사와 물가</b> .....	154
1. 가격조사 샘플(sample)의 문제 : 가격파괴와의 관계 .....	154
1.1 가격파괴와 물가지수의 관계 : 개념정리 .....	154
1.2 소매업의 구조변화와 물가지수 디플레이션(deflation) .....	157
1.3 코오베 지진재해의 사례연구(case study) .....	164

2. 가격조사방법의 문제 .....	166
2.1 조사일의 문제 .....	166
2.2 민영(民營)집세의 문제 .....	168
3. 가중치작성방법의 문제 .....	169
3.1 기초자료가 되는 가계조사의 문제 .....	169
3.2 내구소비재·주택의 취급 .....	170
3.3 내구소비재 가중치 작성방법의 문제 .....	172
3.4 귀속집세의 취급 .....	173
4. 정 리 .....	176
<b>제 9 장 소비자 물가 지수의 정확도 .....</b>	<b>178</b>
1. 계측 오차의 정량적 평가 .....	178
1.1 정량적 평가의 범위 .....	178
1.2 요인별 편의 크기에 관한 상정(想定) .....	180
1.3 계측 오차의 크기 .....	182
1.4 보스킨 보고서와의 비교 .....	183
2. 계측 오차의 금융 정책적 함의 .....	185
3. CPI의 정확도 개선에 적합한 대책 .....	187
<b>제 3 부 유효한 물가지표의 구축 .....</b>	<b>191</b>
<b>제 10 장 자산 가격 변동과 물가 지수 .....</b>	<b>193</b>
1. 물가 지수 개념의 동학적(動學的)인 확장 .....	193
1.1 동학적인 가격 변동 요인의 고려 .....	194
1.2 물가 지수 개념의 동학적인 확장 : 동학적 균형 가격 지수 .....	194
1.3 동학적(動學的) 균형 가격 지수의 시산(試算) .....	195

2. 동학적 균형 가격 지수를 이용할 경우의 문제점 .....	197
2.1 자산 가격 부분의 가중치 분배 타당성 .....	197
2.2 자산 가격 통계의 정확도 .....	199
2.3 자산 가격 변동의 배경과 정책적 합의 .....	202
2.4 동학적 균형 가격 지수의 신뢰도 .....	206
3. 정 리 .....	210
제 10 장의 보 론(補論) .....	212
보론1 동학적으로 확장된 물가 지수의 정식화 .....	212
보론 2 회귀분석에 의한 물가지수 관측오차의 계측 .....	213
제 11 장 기초적(基調的)인 물가변동의 포착 .....	215
1. 물가안정의 포착 .....	216
1.1 금융정책의 최종 목표로서의 물가안정 .....	216
1.2 물가안정의 포착 .....	217
2. 이상치 수정지표의 구축 .....	219
2.1 일시적인 교란요인의 영향 .....	219
2.2 계절변동의 영향 .....	228
2.3 계측오차의 영향 .....	231
3. 물가의 기초적인 변동을 포착하기 위한 지표 .....	232
3.1 이상치 수정지표에 의한 물가추세의 판단 .....	232
3.2 1980년대 후반이후의 물가 추세의 평가 .....	238
4. 정 리 .....	240
참고문헌 .....	242

제 1 부

---

# 물가와 금융정책



## 제 1 장 물가의 안정 : 그 의미와 계측상의 문제

금융정책의 최종목표는 일반적으로 [물가의 안정]이라고 일컬어진다. 그러나, 금융정책 운영상의 물가안정 정의에 대해서는 반드시 합의가 얻어지고 있는 것은 아니다. 또, 금융정책에는 그 발동에서 물가변동에 영향이 미치기까지 시차(lag)가 존재하기 때문에 예방적(pre-emptive)으로 운영해 나갈 필요가 있다. 이 경우, 물가통계에 의해 관측된 물가변동 중에서 금융정책이 대응해야 할 물가변동의 기초적인 변화를 적절하고 정확하게 파악하는 것이 중요하다.

그러나, 현실적으로 관찰되는 소비자물가지수나 도매물가지수, GDP 디플레이터와 같은 각종 물가지표의 변동에는 여러 종류의 일시적인 충격(shock)과 계측오차(計測誤差)가 영향을 미치고 있다. 따라서, 관찰되는 물가지표의 변동에는 물가가 일견(一見) 상당히 변동하고 있는 것 같아도 그 영향은 일과성(一過性)으로 보이는 경우나, 물가의 추세에 변화가 일어나고 있음에도 불구하고 이것이 일시적 충격으로 부인되어, 외형상으로 물가안정의 기반이 유지되고 있는지의 여부를 판단하는 것은 실은 극히 어려우며 물가상승률의 바람직한 수준을 계수적으로 표시하기란 용이치 않다.

또, 1980년대 후반 이후의 일본경제의 동향을 보면 일반물가수준이 비교적 안정적 추이를 보이는 가운데 자산가격이 대폭적으로 상승·하락하면서, 경기의 진폭도 대규모적인 양상으로 바뀌었다. 이 때문에, 금융정책 운영에 있어 자산가격도 목표에 포함시켜야 한다는 주장이 대두되는 등, 자산가격의 변동과 물가안정, 혹은 금융정책운영과의 관계를 어떻게 생각할 것인가 하는 난제가 제기되고 있다.

이 책에서는 이러한 물가와 금융정책을 둘러싼 문제의식을 염두에 두어, [금융정책의 최종목표라는 물가안정을 어떻게 정의하고 이를 어떻게 계측할 것인가]하는 문제를 논의했다. 이 장에서는 이를 위한 도입부분으로서 2장 이하에서 전개할 물가와 금융정책의 관계에 관한 경제분석 조감도를 제시하도록 하겠다. 즉, 금융정책 목표들 중의 하나로 일컬어지는 [물가안정]의 의미와 그 계측상의 문제점을 금융정책의 운영을 염두에 두고 가능한 한 구체적인 수준으로 검토하겠다.

## 1. 물가안정의 의미와 그 계측

이 절에서는 [물가안정을 어떻게 정의하고 이를 어떻게 계측할 것인가]하는, 이 책 전체를 통한 문제의식에 대해 그 큰 틀을 정리한다.

### 1.1 물가안정의 논의 : 금융정책 운영의 목표

물가안정을 정의하는 개념으로서는 맹아적(萌芽的)인 사고까지 포함하여 ① 허용 외환시세변동폭(target zone)의 중시(重視), ②[가격안정 하의 지속적 경제성장] 중시, ③예상형성(豫想形成) 중시라는 3가지 개념으로 구분된다.

#### 허용 외환시세변동폭(target zone)의 중시

우선 첫 번째 개념은 물가변동에 대해 허용 가능한 외환시세변동폭을 설정할 수가 있고, 인플레이션이 그 범위 안에 있는 한, 경기상황 등을 주시하면서 금융정책을 발동하도록 하는 것이다. 이 접근방식에서는 정책 목표간에 사전적(辭典的) 서열이 있는 것으로 여겨, 우선 물가를 가장 중시하고, 그것이 목표범위 내에 있을 때는 그 밖의 목표도 고려한다. 그러나, 제 2계층 이하의 목표(가령 경제성장이나 고용)가 아무리 좋은 성과를 거둬도 제 1계층의 목표(물가)가 조금이라도 손상된다면 금융정책은 실패했다고 생각한다.

허용 외환시세변동폭 중시의 가장 전형적인 예는 최근, 구미 각국에서 채택하는 나라가 늘고 있는 인플레이션 목표관리정책(inflation targeting)의 프레임 을 지적할 수 있다. 이 프레임에서는 금융정책의 최종목표가 되는 인플레이션의 목표범위가 미리 공표 된다<sup>1)</sup>. 또, FRB의 일부 경제학자가 제창하고 있는 기회주의적 접근방식(opportunistic approach)은 이러한 개념에 가깝다<sup>2)</sup>.

이 개념은 중앙은행의 행동 성과를 물가상승률이라는 형태로 객관적으로 평가하기 쉽다는 점에서 커다란 이점이 있다. 한편, 버블(bubble)시기를 반성한

---

1) 캐나다 연방은행 부총재인 Charles Freedman [1996], 영란(英蘭)은행 경제학자 Haldance[1996]은 인플레이션 목표관리정책(inflation targeting)이 인플레이션을 중간목표로 운영되고 있다고 지적하고 있다. 이 견해에 입각하면 인플레이션 목표관리정책은 실질적으로 후술할 제 3의 입장인 예상형성(豫想形成)중시와 거의 동등한 것으로 생각된다.

2) 기회주의적 접근방식(opportunistic approach)은 물가안정을 궁극적인 목표로 보고 있기는 하나 인플레이션이 장기적인 목표값에서 그다지 벗어나 있지 않은 수준에 있든가 혹은 그 수준에서 크게 벗어날 가능성이 높지 않은 것이라면 물가에 영향을 주는 바람직한 충격일 가능성을 염두에 두어 졸속한 정책대응을 자제해야 한다는 견해이다. 자세한 내용에 대해서는 Orphanides and Wilcox [1996]을 참조.

다는 관점에서 보면, 가령 이 시기에 외환시세변동폭을 설정했다고 했을 때, 도대체 어떠한 물가지수를 선택하고 또한 구체적으로 어떤 폭으로 외환시세변동폭을 설정해야 적절하고 정확한 금융정책 운영이 될 것인가, 하는 물음에 대답하는 것이 중요한 요소가 된다.

### [물가안정 하의 지속적 경제성장] 중시

두 번째는 지속적인 경제성장과 일치하는 물가변동이 바로 물가안정이라는 개념이다. 이는 바꿔 말하면 실제 경제·물가의 커다란 변동을 극구 회피하는 것을 목표로 하는 것에 가깝다<sup>3)</sup>. 그러나, 물가안정은 지속적 성장의 필요조건일지라도 충분조건은 아니다<sup>4)</sup>. 또한 지속적 성장을 위해 필요한 물가변동의 조작적(operational) 정의의 어려움과도 맞물려, 중앙은행의 책임이 애매해진다 는 문제를 안게 된다. 이 점을 해결하지 않으면 중앙은행으로서의 신뢰성 확보는 어렵다. 그래서, 경제성장의 지속 가능성을 중시하는 견해에 입각한 경우 라도 [안정시켜야 할 물가지표가 무엇이었는가]하는 문제는 계속적으로 남게 된다.

### 예상형성(豫想形成) 중시

마지막 개념은 경제주체의 인플레이 기대 안정화를 중시하는 것이다. 이는 경제의 안정성과 효율성을 실현시키기 위한 필요조건으로서 물가안정, 특히 사람들의 인플레이 기대를 진정시키는 것이 중요함을 주장하는데 있다<sup>5)</sup>.

이러한 견해에 서면 가령 통계로서 표시되는 물가상승률이 정착하고 있다 하더라도 향후 계속 저금리를 유지하는 것이 장래에 대한 경제주체의 기대를

3) 미에노 전 일본은행 총재는 1994년 5월의 기사라기회(會) 강연에서 [물가의 안정은 물가지수의 안정이 아니다. 물가의 배후에 있는 경제 동향이 중장기적으로 봐서 균형 잡히고 지속적인 성장일 때 비로소 진짜 물가안정이라고 할 수 있다.]라고 진술하고 있다.

4) 한편, 물가와 경제성장의 관계에 대해서는 Fischer[1993], Barro[1995]가 최근의 [새로운 경제성장이론]에 관한 실증연구 속에서 물가안정은 경제성장에 플러스 영향을 미친다는 이론을 제시하고 있다. 새로운 경제성장이론을 둘러싼 논의에 대해서는 예를 들어 Barro and Sala-Martin[1995], 藤木[1996]을 참조할 것.

5) 가령, 그린스핀 FRB의장은 1996년 8월에 개최된 [물가안정을 요구하며]라는 제목을 붙인 캔사스시 연방준비은행 주최의 회의에서 금융정책이 추구해야 할 물가안정의 정의에 대해 [중앙은행의 눈으로 보아 물가안정을 정책운영상 정의한다면 {경제주체의 의견 결정시, 장래 일반물가수준의 변동을 가장 빨리 고려할 필요가 없는 상태}가 될 것이다.]라고 진술하고 있다.

현저하게 강화시키는 경우에는 일찌감치 금리를 인상함으로써 금후의 물가가 상승하지 않도록 노력하는 것이 된다. 이 견해는 물가지수의 안정을 목표로 하면서 지속적 경제성장을 시야에 넣는다는 점에서 물가안정의 정의에 관한 위 2가지의 개념을 통합한 측면을 갖고 있다. 한마디로 말하면 [지속적인 물가안정]을 목표로 하는 개념인 것이다. 물가안정에 관한 이 세 번째 정의는 인플레이 기대의 진정화라는 척도를 갖는 만큼 두 번째 정의보다는 개념적으로 명확하지만, 물가지수(index) 등 기대 인플레이율을 직접 측정하는 도구가 일본에는 아직 존재하지 않기 때문에<sup>6)</sup>, 현 상황에서는 금융정책의 목표와 책임의 정량적인 평가가 곤란하다는 점은 두 번째 정의와 마찬가지로다.

### 물가의 안정에 관한 이 책의 입장

이상, 물가안정에 관한 3가지 정의를 검토했으나 어느 정의를 취할 것인가 하는 점에 대해서는 반드시 일반적인 합의가 이루어지고 있는 것은 아니다.

그러나, 이상 3가지 접근방식은 반드시 서로간에 모순되어 있는 것은 아니다. 가령, 물가안정을 통한 중장기적인 경제성장의 실현을 중앙은행의 역할이라고 생각하여 그를 위해 물가가 장래적으로도 안정되어 있는 상태를 창출한다면 결과적으로 인플레이 기대가 진정된 상태도 유지될 것이기 때문에 제2와 제3의 개념은 양립할 수 있는 개념이 된다. 따라서, 여기서는 물가안정을 제2와 제3의 개념을 합친 의미에서의 [지속적인 물가안정]으로 정의한다.

이러한 물가안정의 정의는 새로운 일본은행법 하에서 일본은행의 주요 임무가 물가안정인 점으로 명시되어 있다. 또, 그 궁극적인 목표는 국민의 경제후생 향상에 있는 것으로 생각된다. 이와 같이 생각하면 새로운 일본은행법 하에서는 어떠한 척도에 있어서의 [물가지체의 안정]이 요구될 뿐만 아니라 그와 동시에 그 점을 통해 경제의 안정성을 확보, 중장기적인 경제성장을 실현하기 위한 전제조건을 제공해야 할 것이 요구되는 셈이다. 이는 위에서 언급한 [지속적인 물가안정]을 목표로 하는 데에 가까운 것으로 생각된다.

6) 물가지수(index)의 시장거래가격에서 기대 인플레이율을 도출하는 자세한 방법에 대해서는 北村[1995]를 참조할 것.

## 1.2 물가안정의 계측 : 금융정책의 목표지표

일반적으로 금융정책에서 정책판단을 내리거나 그 실행을 평가하는 경우, 물가의 안정을 측정하는 대리변수로서 GDP디플레이터나 소비자물가지수(CPI), 도매물가지수(WPI)와 같은 물가지수가 사용되고 있다. 그러나, 상술한 의미에서의 물가안정은 장래의 물가동향을 강도 높게 염두에 두고 있는 것이니 만큼 단순히 통계상에 나타나는 물가상승률이 낮다는 표면적인 물가안정과 반드시 일치하지는 않는다. 따라서, 물가상승률 그 자체의 바람직한 수준으로서 정의될 수 없다. 이는 금융정책의 운영에 있어 참된 의미로서의 [물가의 안정]을 어떻게 계측해 나갈 것인가 하는 문제를 제기하고 있는 것이다. 이러한 관점에서 보면 금융정책의 목표가 되는 물가지표를 특정(特定)하는 데 있어 다음과 같은 문제를 검토할 필요가 있다.

우선, 첫 번째는 물가지수 계측오차의 문제이다. 일반물가수준의 변동을 포착하는 물가지수의 정밀도가 반드시 완벽하다고는 할 수 없다. 즉, 통계작성상, [통계오차]가 불가피하게 섞여 그 영향으로 인해 물가지표의 정밀도라는 문제가 물가통계를 보는 데 있어 중요한 포인트가 되게 된다. 즉, 물가지수의 계측오차는 물가지수에 상방편의를 초래하는 경우가 많아, 경제정책의 운영 혹은 거시경제의 분석에 커다란 영향을 줄 수 있다. 두 번째로 자산가격의 변동이 묵시적으로(implicit) 포함되어 있는 장래의 가격변동에 관한 정보라는 동학적(動學的)인 물가변동의 영향을 반영시키기란 현실적으로 어렵다. 세 번째로 단기적인 외생적(外生的) 충격(shock)의 영향이 섞여, 기초적(基調的)인 물가변동을 지켜보기 힘든 경우를 상정할 수 있다.

### 물가지수의 계측오차

우선 CPI를 작성할 때 사용되는 고정기준 라스파이레스지수 계산식의 한계를 검토함으로써, 물가지수통계 작성에 있어, 실무적인 관점에서 계측오차의 문제에 대해 검토하겠다.

상술한 바와 같이 CPI는 고정기준 라스파이레스방식에 따라 작성되고 있다. 이는 ①기준시점에 고정된 가중치에 따라 조사가격을 가중평균하는 방식으로, 이해가 수월한 지수 계산식인 점, ②기본적으로 비교시점의 가격을 조사함으

로서 가격지수를 작성할 수 있기 때문에 통계작성의 비용을 억제할 수 있다는 점 등의 장점을 보유하고 있다.

그러나, 동시에 이 고정기준 라스파이레스방식을 이용한 물가통계 작성은 물가지수의 변동에 계측오차를 혼입(混入)시키는 커다란 요인도 되고 있다. 즉, 고정기준 라스파이레스지수 계산식의 프레임에서는 상대가격의 변동에 동반하는 소비자 행동의 변화나, 신제품의 등장, 진부화된 제품의 소멸이라는 경제활동의ダイナミック한 변화에 대응하기가 힘들다.

이러한 문제는 ①조사가격의 정밀도, ②가중치의 정밀도, ③지수 계산식의 적절함이란 물가지수를 구성하는 3가지 요소를 통해 CPI에 계측오차를 초래하고 있다. 그리고 이들 3가지의 구성요소에 영향을 끼치는 요인은 3장에서 자세하게 검토하겠지만, ①상대가격변동에 동반하는 대체효과, ②품질변화의 영향, ③신제품 등장의 영향, ④통계작성상의 기술적인 문제의 4가지로 구분된다.

한편, CPI의 통계오차를 논의하는 경우, 비교대상이 되는 것은 본래 가계의 효용수준을 일정하게 보았을 경우, 지출총액의 변동을 나타내는 생계비지수이다<sup>7)</sup>. 즉, CPI의 계측오차는 일반적으로

$$(CPI의\ 변동) = (생계비지수의\ 변동) + (계측오차)$$

라고 쓸 수가 있다. 이 경우, 계측오차의 문제는 계측오차의 크기(바이어스)와 그 분산의 2가지 관점이 있을 수 있다. 이 책에서는 계측오차에 대해 주로 CPI의 바이어스 크기에 대해 검토하는데, 그 분산에 관해서도 필요에 따라 언급한다.

### 자산가격의 변동과 물가안정

다음으로 자산가격과 물가지수의 관계를 일반적으로 주로 이용되는 물가지수 개념을 동학적(動學的)으로 확장하여 정리한다.

물가변동에 대해 논의할 때, 보통은 어느 1시점에서의 소비활동에 착안해, 물가지수는 그 가격변동을 포착하는 것이라고 생각한다. 그러나, 소비자는 단순히 1시점에서의 재화(財貨)·서비스 소비의 흐름뿐만 아니라 장래시점에서

7) 생계비지수와 CPI에서 채택되고 있는 라스파이레스지수 계산식의 관계에 대해서는 3장 보론(補論)을 참조할 것. 한편, 가계의 효용함수가 유사하게 확대되는(소득수준이 변화해도 지출패턴이 불변이 된다) 경우에는 라스파이레스지수가 생계비지수의 상한(上限)이 된다.

의 소비흐름도 염두에 두어 소비활동에 관한 의사결정을 한다고 생각하는 것이 보다 자연스러울 것이다. 이 경우, 물가지수를 구축하는 데에도 동학적인 가격변동의 영향을 고려할 필요가 있다고 할 수 있다. 즉, 소비자의 생계비를 측정하는 물가지수는 현시점의 재화·서비스가격 뿐만 아니라 장래에 있어서의 재화·서비스가격도 포함되어야 하는 것이다.

이러한 견해에 입각하면 금융정책의 운영상, 물가안정의 수준을 판단하는 기준으로서 주요 물가동향을 나타내는 소비자물가지수나 GDP 디플레이터 외에 장래의 재화·서비스가격을 묵시적(implicit)으로 포함하고 있는 자산가격의 동향도 감안해야 한다는 주장은 정당화될 것이다. 특히 일본에서는 1980년대 후반에 일반 물가수준이 안정화되고 있는 가운데, 자산가격이 크게 상하로 변동하는 사태를 경험했다. 이 점을 근거로, 자산가격을 금융정책 운영상의 참고지표로서 활용해 나가는 데 있어 그 문제점을 논의하는 것은 유용할 것으로 생각된다.

특히 자산가격은 장래의 인플레이 동향이라는 사람들의 기대를 생생하게 반영하여 변동하는 지표이기 때문에, 금융정책을 운영해 나가는 데 있어 유용한 정보를 얻을 수 있다. 금융정책이 중장기적인 물가안정을 목표로 하는 이상, 과거의 물가지표 변동만을 봐서는 불충분하다. 따라서 금융정책의 운영상, 물가지표의 동향에 장래의 재화·서비스가격을 묵시적으로 포함하는 자산가격의 동향을 가미하여 판단해 나가는 것이 중요함은 말할 필요도 없을 것이다.

그러나, 자산가격을 금융정책 판단의 핵심으로서 자리 매김해 나가는 일은 아래의 문제점을 고려하면 곤란한 점이 많다.

첫 번째 문제는 자산가격이 장래의 재화·서비스 가격의 상승예상 이외에도 여러 요인의 영향을 받고 있어, 자산가격의 변화가 곧바로 장래시점에서의 재화·서비스가격의 변동을 의미하는 것은 아니라는 점에 기인한다. 이 결과, 기술변화를 반영한 자산가격의 변동까지도 인플레이로 인식되어 버리는 커다란 결함을 안게 된다. 더욱이, 자산가격의 변동 자체가 펀더멘털즈(fundamentals)로부터 벗어날 가능성도 생각할 수 있다.

두 번째 문제는 자산가격의 예측오차 크기이다. 금융정책의 운영목표 중에

서, 물가변동의 동학적(動學的)인 요소를 보다 깊이 고려하려 할 때, 장래 재화·서비스가격의 예상을 반영하는 자산가격의 비중이 커지게 된다. 그러나, 이 경우, 주요 물가지수에도 계측오차의 문제가 있기는 한데, 상대적으로는 높은 정밀도로 측정되고 있는데 대해 자산가격의 정밀도는 현저히 낮다는 점이 커다란 문제점으로 떠오른다.

### 물가의 기초적(基調的)인 변동

마지막으로 물가지수에서 일시적인 교란요인의 영향을 제거, 금융정책이 대응해야 할 기초적인 물가변동을 어떻게 추려낼 것인가 하는 문제에 대해 논의해 본다.

금융정책 정책과급효과의 시차(lag)을 염두에 두어 예방적 정책운명을 할 필요가 있는 한편, 정책운영의 책임을 확보하는 것도 중요해지고 있다. 이 때문에 금융정책이 지향해야 할 지속적인 물가안정과 일치하는 형태로 또한 일반적으로 이해될 수 있도록 물가의 안정도를 측정하는 대리변수로서 사용되고 있는 소비자물가지수(CPI)나 도매물가지수(WPI), GDP 디플레이터와 같은 물가지수 자체에 수정을 가하는 방안을 검토할 필요가 있다.

이러한 견해에 입각한 한가지 방향을 제시한다면 실제의 물가상승률과 동시에 기대 인플레이션을 계측하는 것이다. 이를 위해서는 이러한 정보를 포함하는 물가지수의 신설, 또는 기존 금융시장의 동향에서 얻어지는 정보의 추출 등을 생각할 수 있다.

다른 한 방향은 물가지표 자체에 내재하는 기초적(基調的)인 동향을 도출(導出)하는 것이다. 이 경우, 종래에는 [소비자물가지수·총합]에서 기후불순 등의 일시적 요인의 영향을 강하게 받는 신선식품의 변동을 제외한 [소비자물가지수·신선식품을 제외한 총합](이하, [CPI 신선식품제외]로 호칭)에 주목해 왔다. 그러나, 물가지표의 표면적인 변동에는 여러 일시적 충격이 영향을 미치고 있어, 이러한 기초적인 물가변동에 관한 정보의 추출은 간단한 것이 아니다<sup>8)</sup>.

8) 이 밖에 물가지수의 계측오차가 상방 바이어스를 초래하고 있어, 물가상승률의 과대평가로 이어진다는 문제도 지적할 수 있다. 또, 금융정책에의 관계(implication)을 고려할 때 이 물가지수의 계측오차는 그때 그때의 경제환경, 기술혁신 속도 등에 의존해 변동할 가능성이 높아, 반드시 일정한 것은 아니라는 점을 간과할 수 없다.

금융정책에서 달성되어야 할 물가의 안정을 [지속적인 물가안정]이라 정의하고 그 변동을 기초적인 물가변동으로 생각하면 금융정책이 주목해야 할 물가지표는 물가변동 중 계절적인 변동이나 일시적인 변동의 영향을 제외한 추세적·순환적인 변동으로 생각할 수 있다. 즉, 물가변동을

$$(물가변동)=(추세)+(계절변동)+(일시적 변동)$$

으로 나타냈을 때, 계절변동·일시적 변동과 같은 일시적 요인을 제외한 추세 부분이 있게 된다<sup>9)</sup>. 혹은 계절변동과 일시적 변동을 넓은 의미에서의 일시적인 변동요인, 추세를 항구적인 변동요인으로 생각하는 것도 가능할 것이다.

종래, 데이터 변동을 일시적인 변동요인과 항구적인 변동요인으로 분리하려는 시도는 시계열(時系列) 데이터 분석 프레임에서도 있어 왔다. 가령, Beveridge and Nelson(1981)은 1변수 시계열모델에 의해, 또는 Blanchard and Quah(1989)는 2변수 시계열 모델에 의해, 이 문제에 접근하고 있다. 단, 전자에 대해서는 Watson(1986)이 지적하듯이 일시적인 요인과 항구적인 요인의 상관관계에 일정 가설을 둘 필요가 있고, 이 가정 여하에 따라 다른 추계결과가 얻어진다는 문제가 있다. 또, 후자에 대해서도 외부 발생적인 충격이 다수 존재하는 경우에 대해서는 문제가 생긴다.

이 책에서는 횡단면(cross section) 방향에서 본 물가변동의 분포가 일반적으로 정규분포와 달리 좌우로 비대칭적인 형상이 되고 있는 사실에 착안해, 각 시점에서의 횡단면방향 정보를 활용함으로써 물가변동의 기초적인 요소를 반영한 항구적인 변동요소를 추출해 보도록 한다. 구체적으로는 각 시점에서의 개별 품목 가격변동의 양끝에 분포하는 부분을 제외시킴으로서 중심이 되는 부분의 정보만을 이용하는 이상치 수정지표(異常値 修正指標, limited influence estimator)를 구축한다. 이는 일반적으로 중앙치(median) 또는 절사평균치(trimmed mean)라 불리는 통계량에 해당한다.

9) 단, 여기서의 [추세]는 확정적 추세(deterministic trend)뿐만 아니라 확률추세(stochastic trend)를 포함하는, 항구적인 변동요인이다. 즉, 각각의 기(期)에 따른 추세의 변화는 일정하지 않은 확률변수로 간주, 순환적인 변동도 확률경향 그 자체의 변동으로 본다. 환언하면 확률변수인 각각의 충격이 누적됨으로서 현재의 물가수준이 규정되며, 한번 발행한 충격이 항구적인 영향을 갖는다고 생각한다.

이 접근방식은 아래와 같은 두 가지 커다란 장점을 가지고 있다. 우선 첫 번째로 추정치가 정확한(robust) 점이다. 물가변동의 횡단면 방향의 분포가 정규분포에서 떨어져 있는 경우, 가중평균치는 정확한 추정치가 되지 않지만, 중앙치 또는 절사평균(trimmed mean)을 이용함으로써 이 점을 보완할 수 있다<sup>10)</sup>.

두 번째는 실무적 간편함이다. 정책판단지표로서의 유용성이라는 관점에서 볼 때 계산방법의 간편성은 극히 중요한데, 이런 점에서 이들의 통계량은 물가지수의 품목 데이터를 입수하면 가중평균하기만 하면 되기 때문에 아주 용이하게 계산할 수 있다. 또, 각 시점마다 이용 가능한 정보만을 이용하기 때문에, 일반적인 시계열(時系列)분석방법과 달리 새로운 시계열이 추가되어도 과거의 결과는 소급적인 영향을 받지 않는다.

## 2. 이 책의 구성

이상에서 정리한 물가와 금융정책의 관계를 둘러싼 문제의식에 따라 이 책에서는 아래와 같이 논의를 전개해 나간다.

우선 2장에서는 1장에서 정리한 물가지표의 문제점을, 최근의 금융정책의 새로운 조류인 인플레이션 목표관리정책(inflation targeting)을 통해 구체적인 정책운영의 틀 속에서 검토한다. 또, 아울러 인플레이션 목표관리정책의 이론적인 기초를 둘러싼 논의를 소개, 표준적인 거시경제이론에 있어 물가의 안정이 어떤 위치에 있는가를 검토한다.

다음 제 2부에서는 3장에서 9장까지를 물가지수 계측오차의 문제 검토에 할애한다. 3장에서는 물가지수가 안고 있는 계측오차의 문제에 대해 개략적으로 보고, 4장에서 9장까지는 자세하게 이를 검토, 지수계산식의 문제, 품질조정 방법의 문제, 통계작성기술상의 문제 세 가지에 대해 구체적인 문제의 소재를 명확히 한다.

4장에서는 지수계산식의 문제를 검증, 공표된 지수분류수준([품목] 이상)에서의 영향과 비공표 지수분류수준([품목]이하)에서의 영향에 대해 각각 검토한다. 또, 아울러 상방 바이어스를 보완하기 위한 대체적인 지수계산식을 제안한다.

10) 이 책에서는 [정확한(robust)]라는 용어를, 기본적인 가정에서의 사소한 괴리로 인해 큰 영향을 받지 않는다는 의미로 이용하고 있다. 정확한 추계량에 대해서는 Huber[1981]을 참조할 것.

5장에서 7장까지는 품질조정방법의 문제점을 들어보도록 한다. 5장에서는 품질변화를 정량적으로 포착할 때의 표준적 프레임인 헤도닉 가설에 대해, 그 기본 개념과 그 이론적 배경을 소개한다. 6장은 헤도닉 가설을 PC, 승용차, 비디오카메라, 기성복제품과 같은 다양한 소비재에 적용하여 계측상의 고안에 따라, 다양한 관점에서 품질변화를 파악할 수 있음을 제시한다. 또, 이러한 계측에서 계량경제학적인 다소 전문적인 논점에 대해서도 보론으로 보충한다. 7장에서는 6장에서의 실증결과를 토대로, 품질조정기법 문제가 CPI에 어느 정도의 편의를 마치고 있는가를, 정량적인 평가와 덧붙여 검토하겠다.

8장에서는 통계 작성상 기술적인 문제에 초점을 맞추겠다. 여기에서의 포인트는 가격 조사 샘플 문제로서 자리 매김 할 수 있는 근년의 「가격파괴」라고 불리어지는 소매구조 변화의 영향을 정량적으로 평가하게 된다. 또, 가격 조사 방법과 가중치 작성 방법 문제점을 검증하고, 가격지수 계측오차의 변동요인이 될 수 있는 것을 지적하겠다.

9장에서는 4장에서 8장까지의 실증결과를 총괄하고, 일본 CPI 계측오차가 경제정책 운영에 미치는 관계(implication)를 논의하겠다. 또한, CPI정확도를 개선하기 위한 방안을 검토하도록 하겠다.

마지막으로 제 3부에서는 금융정책 운영상의 목표지표로써 보다 유효한 물가지표를 구축할 가능성에 대해서 검토하겠다.

10장에서는 현행의 물가지수를 동학적(動學的)으로 주장하는 것을 통해, 자산가격을 물가지수로 취급하는 가능성을 검토하겠다. 1980년대 이래의 일본 경험은, 물가가 안정한 가운데, 자산가격이 크게 변동하고, 이것에 관련해 실제 경제도 큰 변동을 나타낸다는 것을 말해 주고 있다. 이 때문에 금융정책은 일반 물가 안정뿐만 아니라 자산가격의 안정도 그 정책 목표에 넣어야 한다는 논의가 제기되고 있다. 10장에서는 이러한 주장의 현실 타당성을 논의하겠다.

이어지는 11장에서는 금융정책이 대응해야 하는 기초적인 물가 변동을 어떻게 포착할까를 검토하겠다. 구체적으로는 일본의 CPI 데이터를 사용해서 일시적인 혼란 요인을 조정한 이상치 수정지표(異常値 修正指標)를 구축한 위에, 이 기초적(基調的)인 물가지표를 사용하여, 1980년대 이후 일본 물가추세에 관한 사례연구를 행하겠다.

## 제 2 장 물가지수와 금융정책

이 장에서는 금융정책에 있어서 새로운 조류로 부상하고 있는 「인플레이션 목표관리정책(inflation targeting)」을 들고, 물가지수와 금융정책을 둘러싼 문제에 대해 고찰하고자 한다.<sup>1)</sup> 인플레이션 목표관리정책 하에서는 금융정책의 최종목표가 되는 물가 상승률이 공표되며, 이것을 직접적인 목표관리정책 대상으로 한 정책운영이 이루어진다. 또 사후적(事後的)으로 실현한 물가 상승률의 값으로 금융정책의 실행이 평가된다. 이 때문에 그 정책 운영 프레임에 있어서의 물가지표의 위치를 검토하는 작업을 통해, 물가지수와 금융정책 관계가 보다 선명하게 부각된다고 생각되어진다.

이하, 우선 제1절에서는 인플레이션 목표관리정책의 이론적인 기초를 논의하고, 물가안정을 목표로 하는 금융정책의 운영이 표준적인 거시 경제이론 속에서 어떻게 이해될 것인가를 검토하겠다. 그리고, 제2절에서는 인플레이션 목표관리정책의 경험을 통해서 1장에서 검토한 물가와 금융정책을 둘러싼 여러 문제에 대해서, 실제의 금융정책운영의 틀 속에서 좀더 깊게 논의해 보고자 한다.

### 1. 인플레이션 목표관리정책의 이론적인 해석

금융정책 운영에 있어서, 최근 구미 선진국에서는 1970년대에 유효했던 통화공급량 등의 양적금융지표(量的金融指標, monetary aggregates)를 중간 목표로 하는 접근방법이 후퇴하고, 금융정책의 최종목표인 물가상승률을 직접 목표관리정책의 대상으로 하는 인플레이션 목표관리정책(inflation targeting)이 확대되어 가고 있다. 이 절에서는 이러한 인플레이션 목표관리정책에 의한 정책운영 프레임에 이론적인 기초를 제공하는 중앙은행의 최적계약(最適契約)에 관한 논의를 소개하겠다.

인플레이션 목표관리정책의 경제이론적인 배경으로서는 McCallum(1996), Leiderman and Svensson(1995)가 지적한, 금융정책은 장기적으로는 물가에

1) 각국이 인플레이션 목표관리정책을 채용하기까지의 경위, 구체적인 정책운영 프레임의 자세한 부분에 대해서는 일본은행조사통계국(1994) 및 Leiderman and Svensson(1995)의 논문을 참조.

큰 영향을 미치지 않지만, 실제 경제에는 거의 영향을 주지 않고, 장기적인 물가안정에 전념하는 것이 바람직하다는 견해를 지적할 수 있다. 또 Svensson(1997a)는, 인플레이션 목표관리정책을 금융 정책에 있어서 동학적 불일치성(動學的 不一致性)과 거기에 기인하는 인플레이션 목표관리정책을 해소하기 위한 방책으로서 Walsh(1995a)가 제시한 최적계약모델로서 해석할 수 있다고 주장한다.<sup>2)</sup>

물론, 그 거시경제 실행의 영향에 대해서는 McCallum(1996), Leiderman and Svensson(1995)가 지적한 대로, 현시점까지는 채용된 시기가 짧고, 또 세계적으로 인플레이션이 저하하는 국면에 있던 점으로 미루어, 단정적인 결론을 내기가 어렵다.

### 1.1 중앙은행의 독립성을 둘러싼 논의와 최적계약 모델

종래, 공공선택이론(公共選擇理論) 문헌에서는 의회, 정부의 경제운영은 여러 가지 이유에서 인플레이션 지향이 되는 경향이 있고, 이것에 대한 브레이크로서, 금융정책당국의 독립성(내지는, 특정의 법칙(rule)에 따른 정책운영)이 기대되고 있다. 그러나, 중앙은행도 일종의 관료조직인 것을 고려하면, 정부관료는 예산 최대화에 주력하지만, 중앙은행은 국민의 이익을 생각해서 행동한다. 이러한 사실을 선험적(先驗的)으로 가정하고 분석을 진행하는 것은 부자연스러울 것이다. 즉, 공공선택이론의 분석적 입장을 관철하기 위해서는 중앙은행의 행동원리도 분석되어야만 할 것으로 생각된다.

이 때, 검토의 대상이 되는 것은, ①중앙은행의 사명은 무엇인가, ②사명을 달성하기 위해, 중앙은행은 어떻게 행동할 것인가, ③중앙은행은 그 행동의 경위와 결과를 국민에게 어떻게 설명할 것인가, 하는 점일 것이다. 사명이 명확히 규정되어 있으면, 사후적으로 중앙은행의 실행을 평가 가능케 한다. 이 때문에 인플레이션을 평가기준으로서, 경영자 보너스가 기업의 수익에 연동(連動)하듯이 중앙은행 총재에 대한 금전적 보수를 인플레이션에 연동시킨다고 할 수

2) 금융정책에 있어서의 동학적(動學的) 불일치성 및 거기에서 기인하는 인플레이션 바이어스를 둘러싼 논의에 대해서는 이제까지의 연구성과를 모은 논문집 Persson and Tabellini(1994)를 참조할 것(이 책의 서문은, 이 문제에 대한 간결한 조사결과 외에, Kydland and Prescott(1977), Barro and Gordon(1983) 등, 대표적인 논문을 다수 수록하고 있다)

있다. 사회일반이 이해하기 쉬운 보수체제도 제안되고 있다. 그러나 실현된 인플레이션에는 중앙은행이 통제 불가능한 외부 발생적인 충격도 영향을 주고 있기 때문에, 실행의 평가에 있어서 어떤 범위까지가 경제운영의 교졸(巧拙)이라고 하는 중앙은행의 책임에 귀속되어지는가를 판단하는 것은 어렵다<sup>3)</sup>. 또 중앙은행은 사회일반이 알 수 없는 금융시장에 관한 자세한 사적(私的)정보를 이용하면서 금융정책을 수행하고 있다고 여겨지고 있기 때문에, 중앙은행이 그 사명에 대해 충실하게 행동할 수 있는 동기가 확보된 보수체제가 필요해진다.

이처럼, 정보에 비대칭성이 존재하는 상황에 있어서는 노동경제학, 게임이론, 산업조직론 등으로 넓게 응용되어 있는 의뢰인·대리인(Principal-Agent) 관계의 분석이 유용하다. 이러한 분석으로, 대리인만이 알 수 있는 정보에 존재하여, 대리인의 실행이 결정될 때에, 의뢰인은 대리인의 실행에 관한 정보 중, 관측 가능한 부분에 연동(連動)한 임금계약을 제공함으로써, 대리인에게 훌륭한 동기를 부여할 수 있음이 알려졌다. 이 의뢰인·대리인 관계분석과 밀접히 관계하고 있는 것이, Persson and Tabellini(1993), Walsh(1995a), Svensson(1997a) 같은, 중앙은행에 대한 최적계약모델(optimal contract model)이라 총칭되는 일련의 문헌이다.

표준적인 최적계약 모델에서는 인플레이션, 산출량(실질 GDP) 목표치 주변의 변동을 가능한한 적게 하는 사명(使命)을 가진 중앙은행이 검토의 대상이 되고 있다. 즉, 중앙은행의 최종목표는 물가의 안정과 산출량의 안정이다. 또 중앙은행은 통화공급량(money supply)의 신장률을 변경하고, 인플레이션을 통제한다고 가정한다. 그리고, 중앙은행은 경제에 관해서 국민 일반이 알 수 없는 정보를 가지고 있기 때문에, 재량적으로 통화공급량의 신장률을 변경함으로써 인플레이션을 일으키고, 산출량을 확대하는 것도 가능하다고 가정한다.

최적계약 모델은 이같은 이론적 상정(想定)을 바탕으로, 중앙은행총재와 정부가 실현 인플레이션에 비례하는 성과계약(performance contract)을 맺을 것을 제안하고 있다. 이 계약에 의해 중앙은행이 타인이 알기 어려운 정보에 대해

3) 예를 들면, 인플레이션 목표관리정책에 기초를 둔 금융정책의 운영에 있어서는 원유가격의 급등에 따른 교역조건의 대폭적인 변화, 제해·천재, 간접세율의 변경이라고 하는 공급측면에 있어서의 외부 발생적인 충격의 영향에 의한 인플레이션 목표수준으로 부터의 괴리(乖離)를 용인하는 면책조항이 규정되어 있는 경우가 많다, 자세한 것은 다음 절에서의 논의를 참조할 것

서 유연하게 대처하고 경제안정화의 임무를 수행하면서, 인플레이션을 과잉으로 끌어올리지 않도록 중앙은행이 동기 부여한 결과로써, 사회에 있어서의 최적의 균등이 달성될 수 있다는 것이 이론적으로 증명되고 있다. 실제로 성과계약을 도입하고 있는 중앙은행은 존재하지 않지만, Svensson(1997a)는 Walsh(1995a)의 성과계약과 동등한 결과를, 중앙은행에게 사회일반보다 낮은 인플레이션 목표치를 채용하게 함으로써 달성할 수 있다고 주장했다. 또 Walsh(1995a)는 인플레이션 목표치의 달성에 실패한 중앙은행 총재의 파면을 암시하는 뉴질랜드 중앙은행제도에 관해, 성과계약의 틀 속에서 설득력있는 논거를 제시하고 있다.

즉 최적계약모델이라는 것은, 중앙은행에 의해 사회에 있어서 최적의 금융정책의 운영을 가능케 하기 위한 제도적 틀로써, 인플레이션에 관한 성과계약 및 이것을 현실로 운영가능하기 위한 프레임으로써 인플레이션 목표관리정책의 유효성을 주장하는 것이라고 이해할 수 있다. 이 절에서는 이러한 최적 계약 모델이 표준적인 경제학의 틀 속에서 어떻게 자리매김하고 있는가를 검토한다<sup>4)</sup>.

## 1.2 인플레이션·바이어스의 발생과 그 해소책

다음에는, 표준적인 거시 경제학의 틀 속에서, 인플레이션 바이어스의 발생과 그 해소책에 관한 논의를 소개하겠다.

### 동학적(動學的) 불일치성(不整合性)과 인플레이션 바이어스

우선, 중앙은행의 최적계약을 표준적인 거시경제학의 틀 속에서 논의할 출발점이 되는 모델을 도입하겠다. 이하에서는 경제에, 정부·중앙은행·민간부문 3종류의 경제주체가 존재한다고 생각한다.

첫 번째로 정부, 중앙은행, 민간 부문은 모두 (2-1)식에서 보여지는 손실함수를 최소화한 것으로 한다<sup>5)</sup>.

4) 덧붙여, 여기에서는 은행고사(銀行考査)의 문제, 중앙은행의 [마지막 대주(貸主)] 기능이라고 하는 섬세한 (prudence) 정책의 문제는 다루지 않는다. 또 중앙은행 내부조직의 검토를 행하고 있지 않기 때문에, 이 책에서는 중앙은행과 중앙은행총재는 동의(同義)로 사용되고 있다.

5) 인플레이션을 단순히 이승(二乘)시킨 항(項)에 가중치를 추가하고 있지만, 이것은 목표로 하는 인플레이션 수준을 제로로 가정하고 있기 때문이다. 또한, 이 경우 인플레이션의 척도로써, 물가지수가 안고 있는 예측오차를 조정할 것을 이용되고 있다고 해석할 수 있다.

$$L = \beta\pi^2 + (y - y^*)^2 \quad (2-1)$$

여기에서  $\pi$ 는 인플레이션,  $y$ 는 산출량(對數值),  $y^*$ 는 산출량(對數值)의 목표치이다. (2-1)식은 정부의 경제정책운영목표가 인플레이션·산출량에 대해 각각의 목표치인 제로로  $y^*$ 근접하고 있음을 나타내고 있다.

두 번째, 임금에 관한 명목계약(名目契約)이 각기(各期)의 초기에 체결되기 때문에, 예기치 않은 인플레이션의 발생은 산출량의 확대를 불러일으킨다. 즉, 다음과 같은 루카스형(形)의 총공급 곡선이 가정된다.

$$y = y^c + \alpha(\pi - \pi^e) + \varepsilon \quad (2-2)$$

여기에서,  $\pi^e$ 는 민간부문의 기대 인플레이션이고,  $\varepsilon$ 은 평균 제로로, 계열상관(系列相關)이 없는 공급 충격이다<sup>6)</sup>. 또  $y^c$ 는 자연실업률에 대응하는 산출량 수준으로, 예기치 않은 인플레이션이 없는 경우, 산출량 수준은  $y^c$ 가 된다.

더욱이, 민간부문의 인플레이션 기대는, 공급충격  $\varepsilon$ 을 관측하기 전에 형성되며, 또한 목표로 삼는 산출량 수준은 자연실업률에 대응하는 산출량 수준을 웃돌고 있어, 정부에는 예기치 않은 인플레이션을 일으키는 유인(誘因)이 존재한다고 가정한다<sup>7)</sup>. 즉,

$$k \equiv y^* - y^c \geq 0 \quad (2-3)$$

가 된다.

6) 덧붙여, McCallum(1995,1997b)가 지적한 것처럼, 공급 충격이 자연실업률 그 자체를 변화시킬 가능성이 있을 경우, 오차항(誤差項)의 해석은 더욱 확대된다.

7) 금융정책에 있어서 인플레이션·편의를 논의하는 표준적인 모델에 있어서는, 최적(最適)의 산출량·자연실업률에 대응한 수준을 웃돈다( $y^* > y^c$ 가 된다)는 가정이 있어, 이것이 정부(또는 중앙은행)에 예기치 않은 인플레이션을 일으키는 유인(誘因)을 제공한다. 이 가정이 놓여지게 되는 배경으로서는, 통상, ①노동시장에 있어서 어떤 이유로 인해 명목임금의 경직성이 존재하고 있기 때문에 자연실업률에 대응한 수준이 반드시 최적의 상태인 것은 아니라는 점, ②정부의 재정수지 자금을 조달(finance)하는 수단으로써 인플레이션 세(稅)를 이용하는 유인(誘因)이 존재한다는 점이 지적되고 있다. 자세한 것은 예를 들면, Barro Gordon(1983b)를 참조

한편, 중앙은행은 공급 충격  $\varepsilon$ 에 관한 부호  $\theta$ 를 관측한 후, 통화공급량을 설정한다. 여기에서,  $\theta = \phi + \varepsilon$ 이고,  $\phi$ 는 관측오차로,  $\varepsilon$ 과는 서로 무관하다. 이 경우,  $\theta$ 를 인지한 상태에서의  $\varepsilon$ 에 관한 중앙은행의 기대치는,  $s\theta$ (단,  $\varepsilon^2 / (\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\phi^2)$ )이다.

중앙은행은 통화공급량의 증가율을 결정함으로써, 인플레이션을 제어한다. 즉, 다음(2-4)식이 성립하게 된다.

$$\pi = m + v - \gamma\varepsilon \quad (2-4)$$

단,  $m$ 은 통화공급량의 증가율이고,  $v$ 는 평균치 제로의 유통속도로의 충격, 내지는 인플레이의 통제에러(control error)이고,  $\theta$ ,  $\phi$ ,  $\varepsilon$ 는 서로 무관하다고 한다.

(2-2) ~ (2-4)식에서 제시되는 경제에 있어서, 경제에 있어서의 인플레이션을 평균 제로로 하면서, (2-1)식을 최소화하기 위해서는 통화공급량의 증가율을 다음(2-5)식처럼  $\theta$ 의 관측치에 따라 설정하는 것이 바람직하다고 알려져 있다<sup>8)</sup>.

$$m(\theta) = \left(\gamma - \frac{\alpha}{\alpha^2 + \beta}\right)s\theta \equiv \delta s\theta \quad (2-5)$$

(2-5)식의 해석은 다음과 같다. 우선, 만약 공급 충격이 불가 상승물에 영향을 미치지 않거나( $\gamma=0$ ), 또는 극히 적은 영향밖에 미치지 않을 경우,  $\alpha$ 와  $\beta$ 는 플러스이기 때문에, 공급충격의 부호  $\theta$ 에 비례해서 통화공급량의 증가율을 저하시키는 것이 바람직하다. 다음으로, 충격이 대폭으로 인플레이션을 저하시킬 정도로 큰 가치를 가질 경우, 공급 충격 부호  $\theta$ 에 비례하여 통화공급량의 증가율을 높여야만 한다.

중앙은행이 (2-5)식에 따라서 금융정책을 운영하면, 장기적으로 사회의 경제 후생은 최대화된<sup>9)</sup>다. 그렇지만, (2-5)식에 의한 정책운영은 실제로는 곤란하다. 즉, 민간경제주체가 중앙은행이 예기치 않은 인플레이를 발생시키는 것을 염두에 둘 경우, 정책의 법칙(rule)은 (2-5)식이 아닌,

$$m^{dis}(\theta) = (\alpha k / \beta) + \delta s\theta \quad (2-6)$$

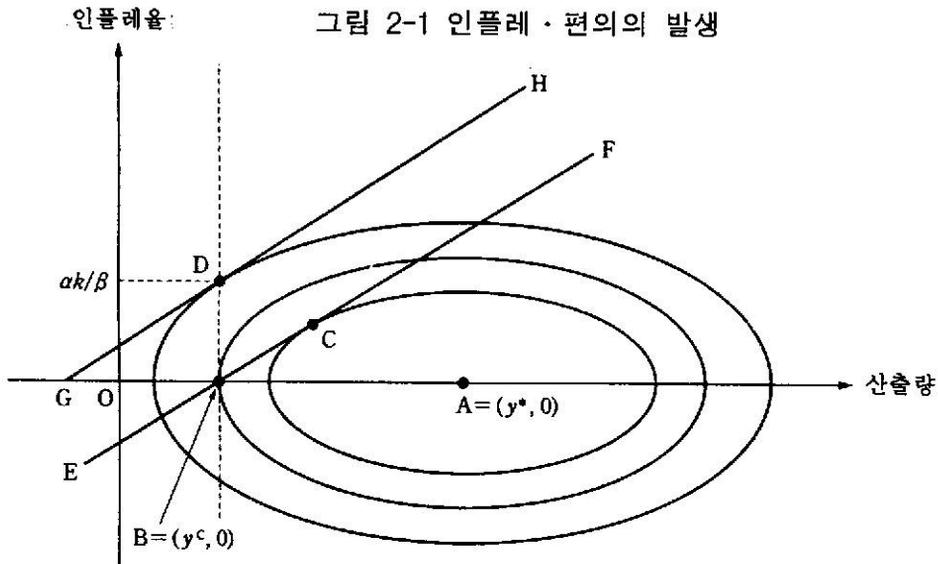
가 된다고 알려져 있다<sup>10)</sup>.

8) 자세한 도출(導出) 과정은 이 장의 보론(補論)을 참조할 것.

9) 사회의 경제후생을 최대로 하는 점은, 인플레이를 제로 하에서 목표로 하는 산출량 수준 \*을 실현하는 것이지만, 이것은 자연실업률에 대응하는 산출량 수준을 초과하고 있어, 금융정책만으로는 장기적으로 실현 불가능하다.

10) 도출과정의 자세한 것은 본장의 補論을 참조할 것.

이하에서는, 이 점에 대해서 그림 2-1을 이용해 설명하겠다<sup>11)</sup>. 그림 2-1에 제시된 A점을 중심으로 하는 타원이 (2-1)식에서 나타낸 손실함수이다. 타원은 각각 일정한 손실수준을 나타낸 무차별곡선이며, 타원이 보다 중심으로 접근해 갈수록 손실은 적어지고, 사회적 후생수준은 높아진다. 사선 GH와 EF는 (2-2)식의 공급함수로, 각각 기대 인플레이율이  $ak/\beta$ 와 제로의 경우에 대응하고 있다.



(자료) 白塚·藤木 【1997】에서 인용

한편, 중앙은행은 공급 충격 부호  $\theta$ 에 따라서 통화공급량의 증가율  $m$ 을 변경함으로써, 경제를 여러 가지 균형(均衡)으로 유도할 수 있다. 중앙은행이 만약 사회에 있어서 가장 적절한 (2-5)식의 정책 법칙(rule)에 따라서 정책 운영을 행할 경우, 평균적으로 경제는 인플레이가 제로로, 산출량이 자연실업률과 일치하는  $y^c$ 의 B점으로 유도된다.

그렇지만, 실제로 민간경제주체의 기대 인플레이율이 제로이고, 중앙은행이 경제를 B점으로 유도할 수 있다고 가정하면, 중앙은행은 보다 높은 경제후생을 실현하기 위해, 예기치 않은 인플레이율을 발생시키게 됨으로써, 사선 EF의 위를 오른쪽 위 방향으로 이동시켜, 경제를 C점으로 유도하려고 할 것이다. 그

11) 그림 2-1~2-3의 설명은 Minford(1995)에 의한 분석을 확장한 것이다.

려나, C점에서는 실제의 인플레이율이 민간경제주체의 기대 인플레이율을 웃돈다. 이 때문에, 장기적으로 기대 인플레이율이 실현 인플레이율에 맞추어 조정되다는 메커니즘이 작용하여, C점의 균형은 장기적으로는 유지 불가능하게 된다.

이 결과, 실현될 장기균형점(長期均衡點)은 자연실업률에 대응한 산출량 수준상에 있어서 무차별곡선과 총공급곡선이 접하는 D점이 된다. D점에서는 민간경제주체의 기대 인플레이율이  $ak/\beta$ 로, 실현 인플레이율과 일치하고 있다. 또, 산출량은 원래 중앙은행이 재량적(裁量的) 확장정책을 개시한 B점과 같은 레벨이다. 즉, 재량적 금융정책에 의한 경기확대책은 단기적으로는 경제를 C점으로 이동시켜 사회적 후생을 높이지만, 장기적인 관점에서 보면 경제는 D점에 이르게 되어, 산출량에는 아무런 영향을 미치지 않은 채, 인플레이율이  $ak/\beta$ 만큼 높아지게 된다. 여기에서,  $ak/\beta$ 의 인플레이율은 중앙은행이 재량적으로 금융정책을 운영한 결과, 아무런 산출량 확대의 대가도 없이 발생해버리는 인플레이율로, 이것이 「인플레 편익」이다.

인플레 편익은 중앙은행이 산출량 확대를 기도(企圖)하는 정도인  $k$ 와 예기치 않은 인플레에 따라서 산출량이 확대할 정도인  $a$ 가 클 수록, 또 사회가 인플레 저하 장점을 평가하는 정도인  $\beta$ 가 작을수록 높아진다는 것을 알 수 있다.

### 인플레·바이어스를 해소하기 위한 이제까지의 논의

Kydland and Prescott(1977) 이래의 문헌은 어떻게 인플레 바이어스를 해소시킬까라는 점을 둘러싸고 발전해 왔다. 다음으로, 이러한 분석의 대표예인 K% 법칙(rule), 보수적 중앙은행안(保守的中央銀行案)을 간단히 소개하겠다<sup>12)</sup>.

우선, Kydland and Prescott(1977)이 행했던 인플레 바이어스를 해소하기 위해 제안은 K%법칙(rule)의 채용이다. 즉, 통화공급량의 증가율  $m$ 을 기대 인플레이율과 일치하는 수준으로(여기에서는 제로)로 고정해 버리고, 공급 충격에 관한 부호\*에는 반응시키지 않는 것이다. 이 해결책에 따르면, 경제는 평균적으로 최선(最善)의 B점으로 유도되기 때문에, 인플레 바이어스는 해소된다.

12) 인플레·바이어스의 해결책으로서 K%법칙(rule), 보수적 중앙은행 위임 외에, 중앙은행의 인플레·파이터(Infla·Fighter)로서의 신인(信認)을 고려하는 접근법도 보인다. 이 점에 대해서는 Barro and Gordon(1983b), Barro(1986), 安孫子·早川(1986) 등을 참조.

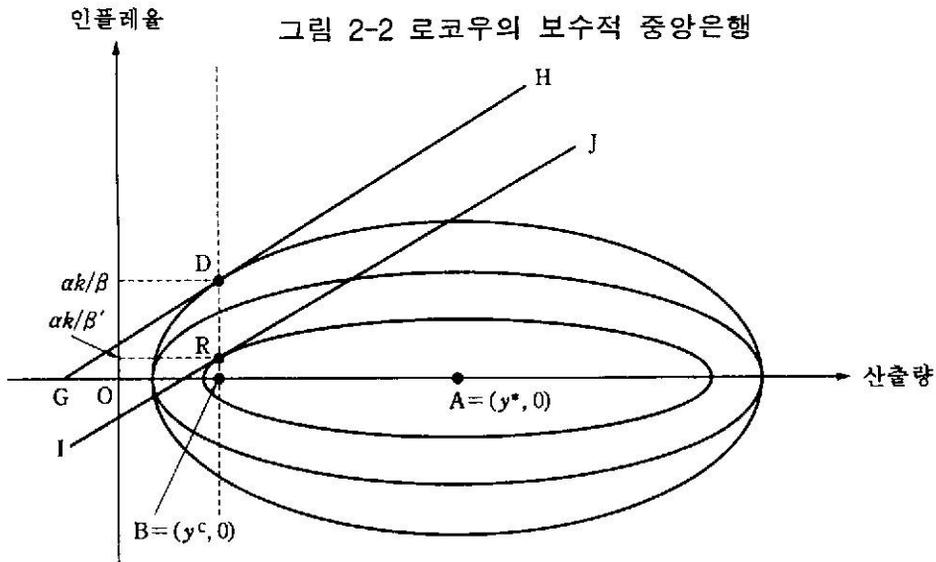
중앙은행이 경제 안정화의 임무를 수행하는 데에는, (2-5)식에 따라서  $\theta$ 에 반응하는 것이 바람직하지만, 이 역할은 K% 법칙(rule) 아래에서는 단절된다<sup>13)</sup>.

한편, Rogoff(1985)는, 인플레이 바이어스를 저하시키기 위해서는, 인플레이를 산출량에 대한 사회적인 선호(選好)에 맞추어 다소 인플레이를 주저하는 사람을 중앙은행총재로 임명해, 금융정책의 수행을 위임하는 것이 바람직하다고 주장했다. 이 점에 대해서 본 것이 그림2-2이다.

여기에서 중앙은행의 손실함수는

$$L = \beta \pi^2 + (y - y^*)^2 \quad (2-7)$$

이고, 인플레이에 의한 손실의 감응도(感應度)를 나타내는 가중치가  $\beta > \beta'$  라는, 사회일반보다 큰 수치를 취하게 된다 (이하, 이것을 「가중치에 관한 보수적 중앙은행」 <weight conservative central bank> 14)이라고 부른다).



(資料) 白塚・藤木 [1997] 에서 인용

13) 더구나 실제로 K% 법칙(rule)적인 정책 운영을 행하고 있는 중앙은행은 존재하지 않지만, K% 법칙(rule)을 옹호하는 논자는, 여기에서의 모델에서 상정되고 있는 것처럼 중앙은행이 \*에 대해서 (2-5)식에 따라서 적절하게 반응하는 것은 인지(認知)시차, 정책발동까지의 시차라고 하는 각종의 반응에 의해서 현실에는 불가능할 것이라고 지적하면서, 이러한 점을 고려하면 K%법칙(rule)이 타당한 정책운영 방법이 될 수 있다고 주장한다. 물론 이러한 제안에 대해, 실증적으로 통화공급량과 실제경제와의 관련이 불안정한 것을 근거로 부정적인 입장을 펴는 논자도 미국을 중심으로 많아, 의견의 일치가 이루어지지 않고 있다.

14) 이 사명은 (1997a)에 의한다.

그림2-2에 있어서는, 가중치에 관한 보수적 중앙은행이 재량적으로 금융정책을 운영한 경우, 장기적인 균형점이 R이 됨을 나타내고 있다. R은 그림2-1에서 D점을 유도했다는 것과 같은 이유에서 B점의 바로 위에 있지만, 인플레이에 의한 손실의 감응도(感應度)가 보다 큰 값인  $\beta$ 를 갖기 위해 손실함수의 타원은 같은 중심치에서 다소 인플레이에 대해 편평한 형태가 된다. 그 결과, 인플레이 바이어스는 저하한다.

단, 인플레이에 의한 손실의 감응도가 커짐에 따라 (2-5)식에 제시되어 있는  $\delta$ 가 저하하기 때문에 경제 안정화 효과는 저하한다. Rogoff(1985) 모델은, 공급 충격에 대한 경제 안정화 효과는 희생이 되지만, 장기적으로 보아 낮은 인플레이율을 실현하기 위해서, 금융정책의 운영을 비율에 관한 보수적 중앙은행에 위임한다는 이론적 근거를 제공한 것으로, 중앙은행의 독립성을 지지하는 모델로 평가되는 경우가 많다.

또한, Rogoff(1985) 모델의 결론인 「다른 조건을 일정하다고 했을 때, 독립성이 높은 중앙은행이 있는 나라에서는 ①인플레이율은 낮아지고 ②산출량의 변동은 높아지는 경향이 보인다」라는 두 명제의 실증적인 타당성에 관해서는, ①에 대해서는 실증적인 지지가 모아지는 경우가 많지만, ②를 지지하는 실증 결과는 드물다<sup>15)</sup>.

이상, 두개의 전통적인 모델에서, (2-5)식(통화공급량 법칙(rule)의 식)에 기초를 둔 최적의 금융정책운영을 실시하는 것은, 중앙은행의 재량적인 금융정책을 전제로 하는 한 불가능한 일로, 인플레이 바이어스를 삭감하는 대신에, 중앙은행의 최종목표에서 경제 안정화의 역할을 포기해야 할 것 같은 인상을 받는다. 실제, Rogoff(1985) 이래 나타났던 문헌의 다수는 경제안정화와 인플레이 바이어스 삭감에 마치 물가와 고용의 상충관계(trade-off)가 있는 듯한 결론을 유도하고 있었다. 하지만 다음에 소개할 최적계약(最適契約) 모델 아래에서는 경제 안정화와 인플레이 바이어스 삭감의 동시달성이 가능해진다.

15) 중앙은행의 독립성과 경제의 실행과의 관련에 관한 실증연구 조사는 Eijffinger and de Haan(1996)를 참조. 또 그 제검토는 藤木(1996), Walsh(1997)을 참조.

### 최적계약 모델에 의한 인플레이 바이어스의 해소

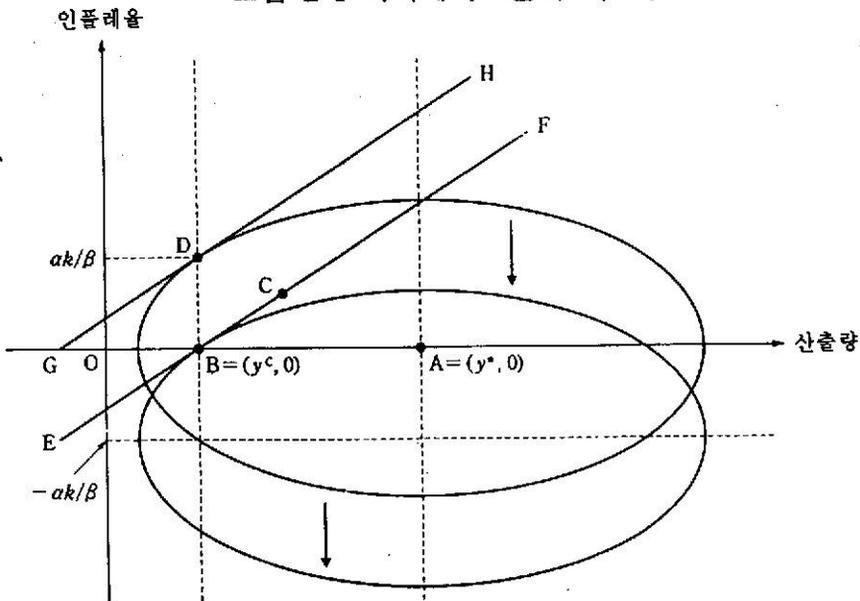
Walsh(1995a)에 의한 최적 계약의 기본 모델은, 중앙은행이 공급 충격에 대한 경제 안정화를 위해 최선의 역할을 완수하면서(즉, (2-5)식에 따른 정책을 운영을 수행하면서), 게다가 인플레이 바이어스를 삭감시킴으로써, 경제를 그림 2-1에 나오는 B점으로 유도하는 방법이 있다는 것을 이론적으로 지적했던 것이다. Walsh(1995a)에서는 다수의 모델이 고찰되고 있지만, 그 제안을 가장 쉽게 이해하기 위해서는 그림 2-3이 가장 효과적이다.

앞에서 서술한 것처럼, 재량적 금융정책 하에서의 장기균형(長期均衡) D점은 최적점(最適點)인 B점의 정북(正北) 방향에 있다. 따라서 어떤 방법으로, 그림 2-3에 있는 것처럼 중앙은행의 목적함수를 인플레이 바이어스에 상응하는  $ak/\beta$ 만 정남(正南) 방향으로 평행 이동시킬 수 있다면, 최적점인 B점이 중앙은행의 재량적인 금융정책 하에서도 달성될 수 있다. Walsh(1995a)는 중앙은행과 정부가 다음(2-8)식에서 나타낸 인플레이율에 관한 성과계약(performance contract)을 맺음으로써, 이 목적을 달성할 수 있다고 제창했다.

$$t(\pi) = t_0 - 2ak\pi,$$

$$E(t-L) = 0 \tag{2-8}$$

그림 2-3 최적계약모델의 기본형



(資料) 白塚・藤木 [1997] 에서 인용

(2-8)식의 첫 번째 행은, 이 계약은 중앙은행 총재에  $t_0$ 의 고정급(固定給)을 지불하는 것 외에, 인플레이율이 1포인트 오를 때마다,  $2ak$  만큼 중앙은행총재에 벌칙이 가해지는 것을 의미한다. 두 번째 행은, 이 계약에 의해서 중앙은행총재의 효용 수준이 평균적으로는 제로가 되는 것을 보증하고 있고, 이 조건에 의해서 정수(定數)  $t_0$ 는 결정된다. 여기에서는 제로가 중앙은행총재의 유보임금(留保賃金)수준이 되어, 이 조건이 충족되지 않으면, 중앙은행총재의 자격이 주어지지 않도록 설정되어 있다<sup>16)</sup>. (2-8)식의 계약을 도입한 결과, 중앙은행은 (2-1)식이 아닌, 마치 다음의 (2-9)식이 최대화해야 하는 목적함수인 것인 양 행동하게 된다.

$$L^{CB} \equiv (t - L) = (t_0 - 2ak\pi) - [\beta\pi^2 + (y - y^*)^2]$$

$$= -\beta\left[\pi - \left(-\frac{ak}{\beta}\right)\right]^2 + constant \quad (2-9)$$

(2-9)식의 두 번째 행에서 알 수 있는 바와 같이, Walsh(1995a)의 제안에 따라서 그림2-3에서 나타난 것처럼 중앙은행의 목적 함수의 아래 방향으로의 평행 이동이 실현되기 위해서, 경제는 최적점(最適點)인 B점으로 유도된다. 게다가 여기에서 얻을 수 있는 균형은 ① 중앙은행의 목적 함수가 평행 이동할 뿐이기 때문에, 중앙은행의 정책반응함수는 사회에 있어서 가장 적절한 (2-5)식과 일치하고 있다. ② 인플레이 바이어스는 완전히 해소된다, 라는 상당히 뛰어난 특색을 가지고 있다. 즉, 여기에서는 공급 충격에 대한 경제 안정화와 인플레이 바이어스의 해소라는 두개의 목적이 동시에 달성되고 있는 것이다.

Walsh(1995a)의 기본 모델은 정부와 중앙은행의 계약에 의해, 「인플레이 파이터」를 완성시키는 프레임이라고 이해하면 알기 쉽다. 즉, 민간부문에서의 명목계약(名目契約)이 이루어지기 이전에, 정부와 중앙은행은 함께 저(低)인플레이정책에 찬성한다. 따라서 정부는 중앙은행이 공급 충격을 과잉 조정함으로써 인해, 인플레이 바이어스를 발생시키는 것을 막도록 (2-8)식에 따라서 계약

16) 여기에서,  $\pi$  대신에  $m$  에 관한 성과계약을 맺더라도 효과는 같다. 이것은, (2-4)식에서 알 수 있는 것처럼,  $\theta$  에 관한 조건부 기대치에서 보더라도 통화공급량이 1단위 상승함으로써 인해, 인플레이율이 1단위 상승하기 때문이다. 더구나 총재의 유보임금의 수준이 제로 이상의 임의의 정수인 경우에 대해서는 고정임금 부문에서 조정된다고 이해할 수 있다.

을 맺는다. 그러나 민간부문의 인플레이 기대가 형성되고, 명목계약이 체결된 후에 대해서는, 정부는 인플레이 바이어스를 발생시켜 경제를 그림2-1의 C점으로 유도할 것을 중앙은행에 희망하게 된다. 한편, 중앙은행은 공급 충격에 관한 부호  $\theta$ 를 인지한 상태에서, 예기치 않은 인플레이의 비용(cost)와 장점의 균형을 계속 잡으면서, 재량적으로 통화공급량을 변경하며, 금융정책을 실행한다. 그러나 정부와 (2-8)식의 계약을 맺은 결과, 중앙은행은 (2-9)식에 나타낸 것과 같이 목적함수에 직면하게 되며, 추가적으로 1단위의 인플레이를 발생시키는 손실은 사회 일반보다도 항상 일정치(一定値) 만큼 높다. 따라서 중앙은행은 정부가 사후적(事後的)으로 기대하는 일정치의 인플레이 바이어스 발생의 장점을 정확히 부정하는 금융정책을 수행하도록 동기를 부여받고 있기 때문에, 결과적으로 인플레이 바이어스는 발생하지 않는다<sup>17)</sup>.

이상의 모델의 프레임을 중앙은행의 독립성과 책임성(Accountability)라는 관점에서 정리해 보면 다음과 같다<sup>18)</sup>. 우선 중앙은행의 독립성에 대해서, Walsh(1995a) 모델에서는 중앙은행의 최종 목표 설정이 정부와의 계약에서 규정되어 있고, 그런 의미에서 중앙은행의 최종목표 독립성(Goal Independence)은 존재하지 않는다. 그러나 중앙은행은 공급충격에 관한 사적(私的)정보  $\theta$ 를 고려하고 재량적으로 통화공급량의 공급을 행한다는 조작목표 독립성(操作目標 獨立性, Instrument Independence)을 유지하고 있다. 이러한 설정 속에서 중앙은행의 재량적인 금융정책 운영에 의해 정부와 사전에 합의한 최종 목표인 저(低)인플레이 정책이 달성 가능하게 된다.

책임성(Accountability)과의 관계에서는 인플레이율과 산출량의 목표치에서 편차를 최소화한다 라는 중앙은행의 목표가 명시되어 있고, 정부목표와 그 운영 프레임에 관한 투명성은 상당히 높다. (2-8)식의 계약을 정부와 중앙은행이 맺음으로 인해, 중앙은행이 사적인 정보  $\theta$ 를 이용하여 금융정책을 운영해도, 그것으로 인한 사회적 손실이 발생하지 않는다는 점이 중요하다. 즉, (2-8)식의

17) 단, McCallum(1995, 1997b), Minford(1995), al-Nowaihi and Levine(1996)이 지적한 것처럼, 이러한 정부와 중앙은행의 성과계약에 대해서는 민간부문이 인플레이 기대를 형성한 후에는 정부에 있어서 이것을 이행할 인센티브가 없다. 이 때문에 성과계약은 예기치 않은 인플레이를 발생시키는 유인(誘因)을 중앙은행으로부터 정부로 이전시킨다는 지적도 보인다. 이 점에 대해서는 제4절에서 논의하겠다.

18) 중앙은행의 독립성과 책임성(Accountability)을 둘러싼 논점에 대해서는 Briault, Haldance and king(1997), Fischer(1995a)를 참조할 것.

계약은 실현한 인플레이율이라는 사회일반에 관측 가능한 변수로 존재하고, 중앙은행만이 가진 공급 충격에 관한 사적 정보에는 의존하지 않는다. 따라서 인플레이를 일으키지 않는다는 명성을 쌓은 중앙은행이,  $\theta$ 의 값을 사회에 대해서 위장 보고해, 예기치 않은 인플레이를 발생시키는 유인(誘因)이 존재하지 않는다.

이 결론은 중앙은행에 요구되는 책임성(Accountability)의 개념을 넓게 해석해서 정보공개 일반에까지 확대할 경우, 정보공개의 범위에 대해서 정책운영의 프레임을 명료히 사회일반에 제시하는 것이 가능하다면, 중앙은행이 가질 수 있는 모든 정보를 공개할 필요는 없다는 것을 시사하는 듯이 보인다. 단, 모델에서 얻을 수 있는 결론은 인플레이 바이어스가 어떤  $\theta$ 아래에서도 정수(定數)이며,  $\theta$ 가 인플레이 바이어스의 크기에 영향을 미치지 않는다는 가정에 의존하고 있으므로, 그 일반화에는 주의가 필요하다<sup>19)</sup>.

### 최적계약 모델 인플레이션 목표관리정책에 의한 실현

Walsh(1995a)가 제창한 균형(均衡)을 실현하기 위한 가장 좋은 방법은, 중앙은행 총재와 정부 사이에서  $t_0$ 의 고정급(固定給)에 추가, 인플레이율이 1포인트 하락할 때마다  $2ak$  보너스를 지불하는 인플레이율에 관한 성과계약을 맺는 것이다. 그러나 실제 중앙은행에서, 이러한 성과계약을 도입하고 있는 예는 존재하지 않는다<sup>20)</sup>.

이러한 가운데에 있어서, Svensson(1997a)는 (2-9)식에 주목하여, Walsh(1995a)가 제창한 (2-8)식에 의한 계약은 중앙은행이 인플레이 목표치로써  $-ak/\beta$ 를 선언한 것, 내지는 최적(最適)이라고 생각한 인플레이 수준이 사회 일반보다도 낮은 중앙은행(이하, 「인플레이 목표에 관한 보수적 중앙은행」 <inflation target conservative central bank>) <sup>21)</sup>에 금융정책을 위임하는 것과

19) svensson(1997a)에 제시되어 있는 것처럼, 당기(當期)의 생산이 전기(前期)의 생산에 영향을 받을 경우, 인플레이 바이어스는 일정치가 되지 않는다. 이 점에 대해서는 白塚・藤木(1997)을 참조할 것.

20) Goodhart(1994)에 의하면, 뉴질랜드에서 인플레이 목표치를 달성한 총재에게 보너스를 지불하자는 안(案)이 제안되었지만, 정치적으로 도입이 곤란했던 경험이 있다.

21) 이 命名은 Svensson(1997a)에 의한 것이다. 또, Svensson(1997a)는 Rogoff(1985)가 고안한, 일반적으로 「보수적 중앙은행」이라고 불리어지는, 인플레이의 손실 감용도가 민간보다도 큰 중앙은행을 「가중치에 관한 보수적 중앙은행」(Weight-conservative central bank)라고 命名하고 있다. 가중치에 관한 보수적 중앙은행에 대한 논의는 보론2를 참조할 것.

마찬가지라고 지적했다<sup>22)</sup>. 인플레이 목표치의 선언은, 중앙은행 총재에 인센티브 임금을 도입하는 것보다 용이하며, 실제 선진각국 중에서 인플레이션 목표관리정책을 도입하는 나라가 많아지고 있다. 따라서 만약, 최적계약(最適契約)모델과 같은 결과를 인플레이션 목표관리정책의 도입으로 인해 얻을 수 있다면 안성맞춤인 것이다<sup>23)</sup>. 인플레이션 목표관리정책 도입에 관해서는 학계에서도 찬동(贊同)의 목소리가 높아지고 있다. 예를 들면, Fischer(1995c)는 다음처럼 서술하고 있다. 인플레이는 장기적으로는 금융적 현상이기 때문에 인플레이를 정책의 목표로 삼는 것은 이론적으로는 명쾌하다. 단, 중앙은행의 정책판단 기간이 단기적이고, 통화공급량이 비중립적인 세계인 것에 기인, 실제 경제와의 균형을 잡는 것도 필요할 것이다. 특히 인플레이를 유일한 정책 목표로 삼는다면, 물가상승과 산출량 감소를 동시에 일으킬 수 있는 공급 충격에 경제가 휩쓸렸을 때에도 긴축이 필요하게 된다. 이상의 분석을 근거로, Fischer(1995c)는, 실무적으로는 공급 충격으로의 적절한 반응을 조합한 인플레이션 목표관리정책이 바람직하다고 결론짓고 있다<sup>24)</sup>.

22) Svensson(1997a)에서는 (2-8)식에서 제시되었던 중앙은행의 목적함수에 있어서, 산출량 대신으로 고용률을 이용해서 분석을 행하고 있지만, 여기에서 논의의 본질은 다르지 않다.

23) 마이너스 인플레이율을 목표치로 선언하는 것은 인플레이율 스케일의 문제라고 이해할 수 있을 것이지만, 후술한 대로, 인플레이 목표치에 대한 신인(信認)이라는 관점에서는, 이 모델이 그대로 현실의 인플레이션 목표관리정책의 운영 프레임과 동일시되는 것에는 문제가 남을 것이다. 즉, 중앙은행이 계약한 인플레이 목표치는 계약의 결과로서 실현될 균형에 있어서의 인플레이율과는 같지 않다. 따라서 이것은 실제의 인플레이션 목표관리정책에 근거한 금융정책이, 공표된 인플레이 목표치를 실현하게끔 운영되고 있는 것과는 부합되지 않는다.

24) 그와 같은 논의는 McCallum(1997a)에서도 전개되고 있다. 이러한 인플레이션 목표관리정책에 근거한 정책운용을, 금융정책의 「법칙(rule)과 재량(裁量)」이라는 관점에서 보면, 물가상승률의 목표 범위를 의식하면서, 공급충격에 재량적으로 대응하게 된다. 이것은, 인플레이션 목표관리정책은 K%법칙(rule)처럼 엄격한 정책 법칙(rule)이라고 이해할게 아니라, Bernanke and Mishkin(1997)이 지적한 것처럼 「계약 조건부 裁量」(constrained discretion)이며, 정책운영의 투명성과 일치성을 높이기 위한 프레임이라고 이해하는 것이 적절하다고 생각된다.

한편, 인플레이션 목표관리정책의 채용에 관해서는, 인플레이율의 조작가능성과 정책 파급 효과의 지연(time lag)라는 관점에서, 실제로 목표를 실현하는 것이 우려되고 있는 까닭에 금융정책의 신인(信認)을 향상시키는 목적에는 별 도움이 되지 않을 것이라는 우려도 있다<sup>25)</sup>.

이상의 논점에 대해서 Svensson(1997a) 모델을 보면, 우선 Fischer(1995c)가 지적한 공급 충격 반응에 관해서는, 중앙은행의 정책 법칙이 (2-5)식에서 나타난 것처럼 사회에 있어서 최적(最適)의 정책 법칙이 되고 있다는 점에서, Svensson(1997a) 모델은 일반적인 인플레이션 목표관리정책보다 더 뛰어난 것을 알 수 있다.

그러나, Svensson(1997a)의 논의에 대해서는 중앙은행이 선언한 마이너스 목표치  $-ak/\beta$ 가 실현되지 않는다는 점에서, 인플레이 목표치에 대한 신인(信認)이라는 관점에서 볼 때, 이것을 인플레이션 목표관리정책으로 보는 데에는 의문이 남는다. 즉, 여기에서 인플레이 목표치가 되는 인플레이율은 자연실업률에 대응하는 것이고, 최적의 산출량 수준  $y^*$ 와의 조합으로는 장기적으로 보더라도 달성될 수가 없는 것이다. 따라서 여기에서의 모델은 단순히 중앙은행이 마이너스 인플레이 목표치에 관계(commit)했다고 해석해서는 안 된다. 오히려, 인플레이션 바이어스를 제로로 하고, 사회적으로 보다 바람직한 산출량을 동시에 달성할 수 있는 공급 충격 반응 함수식을 유도하기 위한 방책으로서, 인플레이 목표에 관한 보수적 중앙은행에 금융정책을 위임하는 것이 중요하다고 이해하는 쪽이 자연스러울 것이다. 또 이 경우 중앙은행 최적의 반응 함수를 도출(導出)하기 위한 동기로서, Walsh(1995a)에서 시사되었던 것처럼 금전적인 유인(誘因)이 아닌, 사회 일반보다 낮은 인플레이 목표라는 비금전적인 유인(誘因)을 고안한 점에 큰 공헌이 있었다고 말할 수 있을 것이다. 물론 실현되지 않는 목표치를 최적(最適)이라고 하는 점에서, 중앙은행의 신인(信認) 확보와 어떻게 양립할 것인가 하는 큰 문제가 남아있는 것은 사실이다.

25) Svensson(1997b)는 인플레이션 목표관리정책에 근거한 정책운영의 신인(信認)을 향상시킬 방책으로서, 중앙은행이 인플레이율의 예측치를 공표하고, 이것을 정책운영상의 중간 목표로 할 것을 제창하고 있다. 즉, 인플레이율의 예측치는 정의에 의해 조작성(操作性)이 높고, 최종목표인 인플레이율에 가장 밀접한 상관(相關)으로서 선행하고 있기 때문에, 중간목표로서 매력적인 점을 갖고 있다. 게다가 사후적(事後的)으로 인플레이율의 예측치의 정확함을 체크함으로써 중앙은행의 정책운영에 관한 신인(信認)을 향상시킬 수 있다. 또한, 실제로 인플레이션 목표관리정책을 채용하고 있는 중앙은행 관계자로부터, 인플레이션 목표관리정책이 인플레이 예측의 중간목표로서 운영되고 있다는 지적도 보여지고 있다(Charles Freedman(1996), Haldance(1996))

### 1.3 최적계약(最適契約)모델을 둘러싼 논의에 관한 유의 조항

이하에서는 이제까지 고찰해 온 중앙은행의 최적계약 모델을 둘러싼 논의에 대해서, 현실적인 관계(implication)를 논할 경우의 유의조항을 정리하겠다.

우선 첫 번째로 문제가 되는 것은, 인플레이 바이어스가 존재한다고 가정했을 경우, 그것이 정량적(定量的)으로 얼마나 큰 것인가 하는 점이다.

Walsh(1995a)의 기본 모델에서, 인플레이 바이어스는  $ak/\beta$ 이다. 따라서  $\alpha$ (총 공급곡선의 편의)와  $k$ (자연실업률에 대응하는 산출량(產出量) 수준과 정책운영의 목표로 삼는 산출량 수준의 괴리가 작을수록 인플레이 바이어스는 작다. 일본의 경제구조는, Cargill *et al*(1997)에서 논의되어 있는 것처럼 일반적으로 단기(短期) 필립스곡선의 기울기가 급한 경사를 이룬다고 여겨지고 있다(이것은 (2)식에 있어서  $\alpha$ 가 작은 것을 의미한다). 또, 높은 경제성장이라고 하는 경제의 실행 외에, 2번의 석유위기 이래, 물가 안정으로의 지향이 고조되고 있다는 점에서, 자연실업률에 대응하는 산출량 수준과 정책목표가 되는 산출량 수준의 차(差)는 그다지 크지 않을 것이라 여겨진다. 따라서 일본에 있어서 인플레이 바이어스의 수준은 꽤 작다고 추측할 수가 있다<sup>26)</sup>.

여기에서는 인플레이 바이어스의 크기가 어느 정도인지, 일단 목적지를 잡아 두자. (2-2)式에서  $\alpha$ 는 기대 인플레이율과 실현 인플레이율의 괴리와 실현 산출량과 완전고용 산출량의 괴리의 비율이 되는 것을 알 수 있다. 전자에 관해서는 Fujiki and Kitamura(1995)의 추계(推計)에서 시산치(試算値)를 얻을 수 있다. 즉, 소비·자산가격 모델에 의한 기대 인플레이율의 추계(推計)로는, 1960~92년 데이터에 의하면 기대 인플레이율은 평균 약 1.5%, 한편 GDP 실질인자(實質因子)에서 본 인플레이율은 평균 5%이기 때문에, 양자의 차이는 3.5% 정도이다. 후자에 대해서는 만약 일본 노동시장이 거의 균형상태일 경우, 실현 산출량과 완전고용 산출량의 괴리는 극히 작은 것이고, 가령 그것이 1-2% 이라고 하면  $\alpha$ 의 그럴듯한 크기는 0.3~0.6 정도라는 계산이 된다<sup>27)</sup>. 가령  $\beta$ 가 1,  $k$ 가 2% 정도라고 하면, 인플레이 바이어스는 고작 1.2%정도에 머물게 된다. 이것은 금융정책이 물가 변동에 미치는 효과가 꽤 긴 시차를 가지고 있는 것을 생각하

26) 일본에 있어서의 인플레이·바이어스의 크기에 관한 논의는 Walsh(1997)도 참조할 것.

27) Broadbent and Barro(1997)의 미국 데이터에 의한 추계(推計)에서  $\alpha$ 은 0.3정도이다.

면, 오차의 범위 내 정도밖에 되지 않는다.

단, 위에서 이야기한 시산식(試算式)은 상당한 대략적인 것으로, 최적계약 모델의 정책 제언의 유효성을 정량화(定量化)하기 위해서는, 본래(2-1) ~ (2-4)식으로 이루어지는 중앙은행의 목적함수를 포함하는 거시 경제체계의 추정이 필요하게 된다. 그러나 이제까지, 이러한 시도는 수치 해석상의 곤란으로 인해, Broadbent and Barro(1997) 등의 예외를 제외하고, 거의 보여지고 있지 않다. 또, 가령 중앙은행의 목적함수가 추계(推計)가능 하더라도, 성과계약을 실행하는데 있어서는 사회의 손실함수를 금전(金錢) 기간(term)에 환산한 후에, 중앙은행총재의 고정급(固定給) 부분의 수준을 결정할 필요가 있다.

두 번째로, 인플레 바이어스가 존재했을 때, 이러한 균형(均衡)에 이르기까지의 조정속도가 어느 정도이며, 또 국민 전체로서 어느 정도 장래의 인플레에 의한 폐해를 줄일까 하는 것이, 단기적인 확장적 금융정책 실행의 시비(是非)에 있어서 빠질 수 없는 논점이지만, 이러한 점도 명확히 규명되지 않고 있다.

특히 이제까지의 거시 경제학에 있어서 중앙은행제도를 둘러싼 논의는, 중앙은행에 있어서의 인플레 목표치에 관계할 기술(commitment technology)의 부재(不在)가 즉 인플레 바이어스의 발생으로 이어진다는 논리구성이었다. 그러나 중앙은행이 정책목표로 하는 물가의 안정이, 지속적인 경제성장의 기초로서의 증장기적인 물가안정인 것을 고려하면, 중앙은행의 손실함수가 한 기(期)만의 인플레이션, 경제 성장률의 실행만을 의존하고 있다고는 볼 수 없다.<sup>28)</sup>

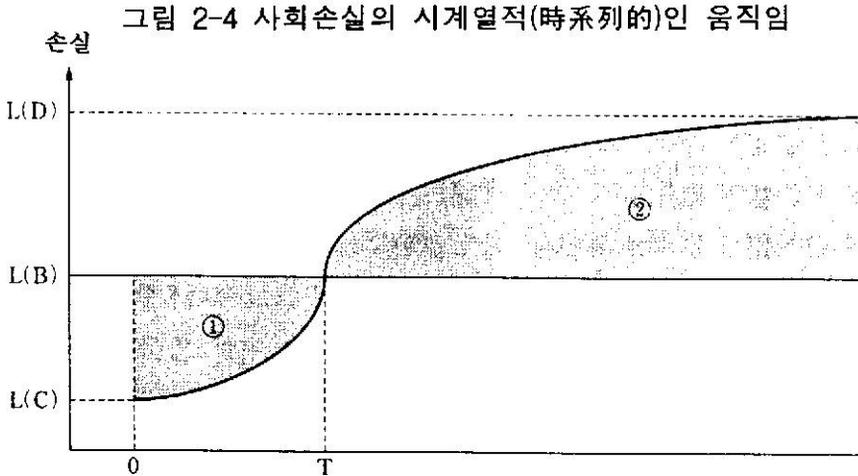
지금 경제 구조는 (2-2) ~ (2-4)식에서 표시된 산출량에 추세가 없는 가장 기본적인 것이 있지만, 중앙은행의 손실함수는 (2-1)식이 아닌, (2-1)식의 장래에 걸친 비용(cost)를 할인율  $\mu$ 에서 뺀 다음 식과 같은 형태일 것으로 생각된다.

$$V(y_{t-1}) = \min_{\pi_t, \pi_t^e} E_{t-1}[\beta\pi_t^2 + (y_t - y^*)^2 + \mu V(y_t)] \quad (2-10)$$

인플레·바이어스를 둘러싼 논의는 중앙은행에 있어서, 단기적으로는 예상

28) 인플레·바이어스에 관한 동학적(動學的)인 분석은 계속적으로 반복되는 게임 속에서, 인플레·파이터(Infla·fighter)로서의 중앙은행의 명성(reputation)과 신인(credibility)과의 관계에서 논의되는 것이 많다. 이 점에 대해서는 Barro and Gordon(1983b), Barro(1986), 安孫子·早川(1986)등을 참조할 것.

되지 않는 인플레이션을 일으킴으로써 산출량 수준의 증대가 가능해졌다고 하더라도, 장기적으로는 사람들의 인플레이션 기대가 조정되어, 산출량은 자연실업률에 대응한 수준에 구속되고, 인플레이션을 높이는 효과밖에 되지 않는다는 것을 주장한다. 이 경우, 중앙은행 손실을 나타내는 것은 그림 2-4와 같다.



(주) 그림중의 L(·)은 그림 2-1의 B, C, D점에 대응하는 손실수준

이 그림에서 알 수 있는 것처럼, 단기적으로 중앙은행이 예기치 않은 인플레이션을 일으킬 유인(誘因)을 가지고 있다고 가정하는 것은, 중앙은행의 할인율이 충분히 작고, 단기적으로 산출량 수준을 증대시킬 이익의 할인 현재가치(①의 부분)가 장기적으로 인플레이션 바이어스를 일으킬 수 있는 손실의 할인현재가치(②의 부분)보다도 큰 것을 의미하고 있다. 그러나 중앙은행의 정책목표가 중장기적인 물가 안정에 있다고 본다면, 할인율은 1에 가까운 값을 갖고, 단기적으로 예기치 않은 인플레이션이 초래하는 장기적인 손실을 최소화하도록 행동한다고 하면, 인플레이션·바이어스의 유인(誘因)은 보다 작아진다.

세 번째, 정부와 중앙은행이 최적계약을 체결함으로써 바람직한 균형을 실현할 수 있다 하더라도, 정부로서 중앙은행과 계약을 맺을 유인(誘因)이 존재할 것인가 하는 점도 문제이다.

이 장에서 소개한 Walsh(1995a)에서는 정부와 중앙은행의 계약에 의해서 인플레이션 바이어스를 해소할 수 있다는 결과가 나타나고 있다. 그러나 동학적

(動學的) 불일치성 논의 가운데에서 왕왕 지적된 것처럼, 정부에 근시안적인 행동을 취하게 하는 유인(誘因)이 있다고 한다면, 정부의 할인율이 작고, 인플레이션 바이어스에 의해서 장기적으로 생기는 손실을 작게 어렵할 것이다. 이 경우 경제가 앞에서 나온 그림2-1에 있는 B점과 같은 균형상태에 있다고 하면, 정부가 사회적으로 최적(最適)의 균형을 유지하기 위해, 중앙은행과 계약을 맺는 인센티브는 존재하지 않게 된다.

단, D점처럼 경제가 인플레이션 바이어스를 떠 안은 균형에 있다고 하면, 정부가 중앙은행과 계약을 맺음으로서, 과대(過大)한 인플레이션을 삭감하고, 바람직한 균형을 실현하려고 하는 유인(誘因)은 존재할 수 있다. 이것은 뉴질랜드와 캐나다 같은, 1980년대에 경제실행이 좋지 않았던 나라들에서 인플레이션 목표관리정책을 도입하여, 물가안정을 실현하려고 하는 움직임이 보여지는 것과 잘 부합되고 있다.

이 밖에 정부와 중앙은행 사이에서 성과계약이 체결되었다고 하더라도, 이미 각주17)에서도 지적한대로, Walsh(1995a)의 기본 모델로는 McCallum(1995,1997b), Minford(1995)가 제기한, 정부와 중앙은행의 성과계약에는 민간부문이 인플레이션을 형성한 후에는 정부에 이것을 이행할 인센티브가 없다는 문제가 남는다. 환언하면, 정부에 있어서 체결한 성과계약을 이행하는 유인(誘因)이 확보되지 않으면 이 계약은 예기치 않은 인플레이션을 발생시키는 유인(誘因)을 중앙은행에서 정부로 이전시키는 것에 지나지 않을 수도 있는 것이다.

물론, Svensson(1997a)가 주장한 것처럼, 성과계약을 비금전적인 유인(誘因)으로 변환할 수 있다고 하면, 정부에 계약 이행의 유인(誘因)이 있는지 어떤지는 문제가 되지 않는다. 단, Svensson(1997a)의 주장이라고 하더라도, 이미 검토한 것처럼 인플레이션 목표치와 그 결과 실현될 인플레이션이 일치하지 않는다는 문제는 남는 것으로, 최적계약 모델이 금융정책 운영의 프레임으로서 현실 타당성이 높은 것인가 하는 의문이 남을 것이다.

물론, 이 정부에 계약 불이행의 가능성이 존재할 문제에 대해서는 al-Nowaihi and Levine(1996)이 표준적인 최적계약 모델이 무한 반복되는 게임에 있어서의 명성(reputation)의 요소를 채택, 금융정책의 투명성을 확보함에 따라 사후적(事後的)인 계약 불이행의 가능성을 크게 줄일 수 있다고 주장하고 있다. 즉

al-Nowaihi and Levine(1996)은 정부에 사후적인 계약이행 인센티브가 존재하지 않는 것을, 금융정책에 관한 사후적인 재교섭 문제로서 다루었다. 이 재교섭의 과정은 국민으로부터도 명확한 것이기 때문에, 금융정책 운영의 투명도를 높여 주면, 신인(信認)을 중시하는 정부에서는 재교섭을 회피할 인센티브가 생기게 된다.

마지막으로 네 번째, 이제까지의 논의에서는 인플레이 억제와 산출량의 안정화가 중앙은행의 최종목표가 되어 왔다. 그러나 이 모델에 있어서 중앙은행이 금융정책을 발동시켜, 예기치 않은 인플레이를 발생시키는 메리트가 존재하는 것은, 어떤 이유로 인한 명목임금(名目賃金)의 경직성이 존재한 결과, 자연실업률에 대응하는 산출량 수준이 사회적으로 최적(最適)의 산출량 수준을 밑돌고 있기 때문이다. 경제의 비효율성의 원인이 명확할 경우, 거기에 직접 작용하는 정책 수단을 할당하는 것은 경제정책 할당론의 기본적인 정리(定理)이고, 이 경우 노동시장에 대한 구조정책으로 대응해야 한다는 것은 말할 필요도 없다.

## 2. 인플레이션 목표관리정책 대상지표를 둘러싼 여러 문제

앞 절에서는 인플레이션 목표관리정책을 표준적인 거시 경제학의 틀 속에서 중앙은행의 최적계약 모델이라고 해석할 수 있다는 것을 제시했다. 거기에서는 인플레이션 목표관리정책이 금융정책에 있어서 동학적(動學的)불일치성과 거기에서 기인하는 인플레이 바이어스를 해소하기 위한 방책이라고 이해된다. 이 절에서는 이러한 이론적인 기초를 갖는 인플레이션 목표관리정책에 근거한 금융정책의 운영에 있어서, 실제로 목표 대상이 되는 물가지표를 둘러싼 문제점을 검토한다.

인플레이션 목표관리정책을 채용한 여러 나라에 있어서의 금융정책은, 목표로 하는 물가상승률을 공표, 이것을 직접적인 목표로 삼아 운영되고 있다<sup>29)</sup>.

---

29) 인플레이션 목표관리정책에 근거한 금융정책의 운영은, 인플레이 목표치와 일치하는 한, 통화공급량과 환율을 중간목표로서 이용하는 것을 배제하지 않는다. 예를 들면, Leiderman and Svensson(1995)가 지적하고 있는 것처럼, 독일 프데스뱅크에 의한 통화 목표관리정책(monetary targeting)은 통화공급량의 증가율의 목표치의 배경으로, 목표로 하는 인플레이율이 상정되어 있고, 어떤 종류의 인플레이션·목표관리정책이 행해지고 있다고 하는 이해도 가능하다.

이러한 정책운영의 구성에 있어서는, 사후적(事後的)으로 실현한 물가상승률의 값(值)으로서 금융정책의 실적이 평가된다. 따라서 앞 장에서 검토한 계측오차의 크기와 외부 발생적인 충격의 식별이라고 하는 물가지수가 안고 있는 문제점을 어떻게 고려해 갈 것인가가 상당히 중요한 포인트로 대두된다. 이하에서는 인플레이션 목표관리정책 대상 물가지표를 둘러싼 구체적인 논점으로, 목표 대상 지표의 특정화, 목표 중심치(中心值), 범위설정, 기초적(基調的)인 물가변동의 포착방법, 면책조항의 네 가지 문제를 차례대로 들고, 검토하겠다.

## 2.1 목표 대상 물가지표와 기초적(基調的)인 물가변동

목표 대상으로 삼는 물가지표에 대해서는 각국 모두 CPI를 채용하고 있다. 그 이유로서는 국민 전체에 있어서의 물가 변동을 계측하는데 있어서 가장 적절한 지표라는 점 외에, 속보성(速報性), 공표후의 수정(訂正)빈도와 기술적인 점도 지적되고 있다. (예를 들면, Bank of Canada(1991b)참조)<sup>30)</sup>. 단 CPI라고 해도 반드시 모든 나라에서 단순히 종합지수를 목표 대상으로 삼고 있는 것은 아니다. 각국의 CPI 작성방법에 맞추어, 종합지수에서 특수 요인의 영향을 받기 쉬운 품목을 공제(控除)하고 있는 나라가 많다(예를 들면, Bank of Canada(1991b)참조).

### 목표 대상 지표

각국의 목표 대상 지표에 있어서, CPI 종합지수에서 공제되는 품목은 다음 세 종류로 구분된다. 첫 번째는 월별 변동이 큰 품목으로, 예를 들면, 캐나다에서는 CPI 종합지수에서 월별 변동이 큰 식료 및 연료를 공제한 계열을 목표 대상으로 특정화하고 있다(Bank of Canada(1991b)).

30) 금융정책의 목표로 삼아야하는 물가지표로서, CPI와 GDP 실질인자(實質因子) 중 어느 것이 보다, 바람직할까라는 점에 대해서는, 금후 검토의 여지가 있다고 생각되어진다. 이념적으로는 예를 들면 커버리지(coverage)라는 관점에서 보면, GDP 실질인자가 보다 넓다라는 견해와, 추가가치 실질인자이기 때문에 환율 변동 등의 외생적(外生的) 충격의 영향이 과대하게 나타내기 힘들다는 판단도 얻을 수 있다. 이 때문에 CPI와 GDP 실질인자는 중장기적으로 보면, 상당한 변동을 보이고 있지만, 단기적으로는 괴리하는 국면도 보여진다. 단, 일본의 경우 GDP 실질인자는 속보성(速報性)에 결여되며, 이념에 가까운 확보치(確報值)와 속보치(速報值)의 차이가 크다는 등의 문제가 있다.

표 2-1 CP 전년비(前年比)의 표준오차

	총합	기조	음료	연료
캐나다	2.054	2.051	2.003	4.753
영국	2.810	2.036	2.237	3.872
스웨덴	3.081	1.906	4.129	5.665
핀란드	1.241	1.108	n.a.	n.a.
(참고)일본	1.104	1.002	8.007	2.818

(자료) BIS Data Bank, 총무청 통계국 「소비자 물가지수」

(注) 1. 計測기간은 1988년 1월부터 1994년 12월, 핀란드는 1990년 1월부터 1994년 11월

2. 각국의 基調지수는 다음과 같다.

캐나다 : 식료, 연료 제외, 영국 : 주택융자금리 제외, 스웨덴 : 간접세, 보조금 제외, 핀란드 : 세금·보조금, 주택가격·주택융자금리, 제외, 일본 : 신선식품 제외

3. 스웨덴의 연료에는 家賃을 포함한다.

4. 일본의 연료는, 전기비, 도시 가스비, 프로판가스비, 전등, 가소린을 합성한 것.

둘째로 금리 감응적(金利感應的)인 품목을 들 수 있으며, 자택거주 비용의 산입(算入)에 있어서, 주택융자금리를 이용하고 있는 나라에서는, 이것을 제외하고 있는 케이스가 많다(영국, 스웨덴<sup>31</sup>). 이것에 대해서는 주택융자금리를 포함하면, 금융긴축이 물가상승으로 이어지기 때문에, 정책 판단상 오류를 범할 가능성이 크다고 설명하고 있다<sup>32</sup>).

셋째는 간접세, 보조금이다. 목표 대상 지표를 미리 이들의 영향을 뺀 베이스로 하고 있는 곳은 핀란드 1개국뿐이지만, 뉴질랜드, 캐나다에서는, 면책조항으로서 간접세율의 변경을 명시하고 있다.

또한, 각국의 CPI의 변동을 보기 위해, 표 2-1에 전년비(前年比)의 표준편차를 표시했다. 각국 모두 식료, 연료의 표준편차는 크고, 특수 요인에 의해 유동되기 쉬운 품목임을 알 수 있다. 단 기조적(基調的) 지수로서 종합 지수로부터 어떠한

31) 자택 거주 비용을 CPI에 산입(算入)하는 방법으로는 크게 나누어서 ①순(net) 취득 비용, ②사용자 비용(cost)(비교 가능한 임대 집세를 유용(流用)), ③사용자 지불액(용자지불액)의 세 가지 방법이 있다(타웨이(1990)을 참조). ③의 방법을 취할 경우에는, 신용으로 구입한 내구(耐久)소비재의 지수작성 방법과의 일치성(整合性)을 어떻게 고려할 것인가하는 문제가 생기므로, 유의가 필요하다.

32) 일본의 물가통계에 채용되고 있는 금리감응적(金利感應的)인 품목으로서는 예를 들면, CSPI(기업용 서비스가격지수)의 리스(lease)를 들 수 있다. (리스의 가격지수는, 장기 우대금리(prime rate)와 거의 평행하게 추이).

품목을 통제하고 있는가에 상관없이, 기초적 지수의 표준 편차는 종합 지수보다도 작게 되어 있고, 각국의 CPI 통계의 특징에 맞추어서 적당한 품목을 통제하는 것으로, 기초적인 변동이 포착되어 있다고 추측된다.

### 면책조항

외부 발생적인 충격에 대해서는, 수요 충격은 상쇄(相殺)한 한편, 공급 충격은 수용(accommodate)하고, 필요 이상의 디플레 혹은 인플레이 영향(impact)을 제한하는 기본적인 사고방식에 입각해서 목표 범위로부터 괴리를 용인(容認)하는 조항(면책조항)을 취하고 결정하고 있는 나라도 보인다.

각국의 면책 조항에 관한 규정을 자세히 보면, 우선 뉴질랜드에서는 간접세를 변경의 일차적 영향, 수출입 물가의 변동에 수반되는 교역조건 변화의 일차적 영향, 위기적인 상황(천재, 가축의 疫病)에 의한 일시적인 괴리는 허용되는 것으로 하고 있다. 단, 괴리의 사실을 대장성에 통지한 후, 30일 이내에 새로운 목표 범위를 설정할 의무가 수반되고 있다. 이러한 일시적인 충격의 영향에 대해서, 뉴질랜드준비은행에서는 CPI 종합지수와 다른 물가지표(물가의 기초적(基調的)인 변동을 포착하기 위해 「가중 중앙치(加重中央値)」 「이상치 수정완료 평균치(異常値 修正完了 平均値)」 외에 무역재·비무역재별 지수, 민간·정부별 지수 등의 지표) 사이에서의 변동의 차이를 봄으로서 일시적인 충격의 영향을 체크하고 있다고 하고 있다(Rae(1993)). 단, 일시적인 충격을 정확히 추측하는 것을 불가능하며, 어디까지나 추계(推計)에 지나지 않는다는 인식도 아울러 나타나고 있다.

다음으로, 캐나다에서는, 간접세를 변경, 수요·공급면에서의 큰 충격(천재, 원유 가격의 급격한 상승)에 의한 직접적인 영향에 수반하는 괴리는 허용된다. 단, 구체적인 수속에 관한 규정은 보여지고 있지 않다. 또 영국에서는, 면책조항은 특정화되어 있지 않지만, 목표 범위로부터 이탈한 경우에는, 정부(영국 은행은 아니다)가 그 이유 및 목표 범위의 복귀 시기에 대해서 설명할 의무를 지고 있다.

한편, 스웨덴에 있어서는 면책 조항에 관한 규정이 일절 존재하지 않는다. 이것은, 스웨덴에서는 인플레이션 목표관리정책을 중앙은행이 일방적으로 선

언할 뿐으로, 정부로부터의 정식적인 승인은 이루어지고 있지 않은 것에 영향을 받고 있는 것으로 생각된다. 이 때문에 설정한 목표에 관한 책임 관계가 불명확한 상태로, 금융정책에 대한 신인(信認) 저하의 하나의 요인으로 작용하고 있다고 지적되고 있다(Svensson(1995)). 요즘, 핀란드에서는 환율이 크게 하락하고 있기 때문에 1995년까지는 목표 범위로부터 괴리를 허용하고 있다. 단, 1995년 이후의 운용에 대해서는 자세히 알 수 없다.

이러한 면책조항에 대해서, 이것을 큰 외생적(外生的) 충격 발생에 따라 그때마다 결정해 가면, 중앙은행의 형편에 맞춰 목표로 부터 제외되는 부분이 결정된다는 견해가 정착할 우려가 있기 때문에 신인(信認) 확보의 관점에서<sup>33)</sup> 미리 면책 조항을 명확히 해 두는 것이 바람직하다고 지적되고 있다.(Ammer and Freeman(1994)). 그러나 실제로 수용(accommodate)해야 할 공급 충격의 세부적인 면을 사전에 규정하는 것은 불가능한 일로, 목표 범위로부터 괴리된 경우에는 그 사유 등을 명시 할 의무를 중앙은행(또는 정부)가 지도록 규정하고 있는 나라도 보인다(뉴질랜드, 영국).

또한, 면책조항의 유무와 금융정책 운영의 관계에 대해서는 일반적인 해석으로서 면책조항이 없는 경우에는 목표 범위로부터 괴리에 대해서 반드시 벌칙 규정이 발동된다고 이해되어진다. 그러나 면책 조항에 대한 특별한 규정이 없는 국가(스웨덴 및 핀란드)에서는 벌칙규정에 관한 규정도 명시되어 있지 않은 실정이다.

면책조항과의 관계에서는, 면책 조항에 해당하지 않은 사유에 의해서 목표 범위를 이탈한 경우, 그 책임을 누가 어떠한 형태로 질 것인가 하는 문제 외에, 일단, 목표 범위를 이탈한 인플레이션을 어떠한 경로로 다시 목표 범위 내로 복귀시킬 것인가 하는 문제도 중요해진다. 그러나, 이제까지 목표 범위를 이탈한 국가는 없었으며, 따라서 이 점에 관한 명시적인 논의도 없다. 인플레이션 목표관리정책(inflation targeting)에 의한 정책운영의 프레임에 대해서는 이러한 운영적(operational) 수준에서의 문제점에 대해서, 금후, 검토해 가야 할 많은 과제가 있으리라 생각된다.

33) 금융정책의 信認에 관한 논의에 대해서는 이제까지의 연구 성과를 모은 논문집인 Persson and Tabellini(1994)를 참조할 것, 그들에 의한 同書 서론(introduction)은 이 문제의 간결한 조사로 되어있는 것 외에, Kydland and Prescott(1977), Barro and Gordon(1983) 등, 대표적인 논문을 다수 수록하고 있다.

## 물가의 기초적인 지표의 활용

CPI 종합지수를 목표 대상으로 하고 있는 나라는, 뉴질랜드, 스웨덴 두 나라이다. 물론, 이들 나라의 사정을 좀더 자세히 들여다보면, 양자 모두 실질적으로는 기초적(基調的) 지수를 목표로, 정책운동을 행하고 있다고 이해할 수 있다. 우선, 뉴질랜드에서는 알기 쉬운 목표이라는 관점에서 정부가 종합지수의 채용을 고집하고 있지만, 뉴질랜드준비은행에서는 Ⅱ章에서 검토할 기초적인 물가 변동을 포착하기 위한 지표를 사용해 정책 판단을 행하고 있다(Roger(1994a,1994b)를 참조). 또 앞에서 말한 대로, 상당히 상세한 면책조항이 규정되어 있는 점에 미루어, 실질적으로는 기초적인 물가지수에 대해서 목표를 행하고 있는 것으로 생각되어진다. 또 스웨덴에서는, 리크스뱅크(스웨덴은행)가 매월마다 물가상승률 모두를 목표 범위 안에 수용하려는 것이 아니라는 견해를 밝히고 있다(Svensson(1995)를 참조). 예를 들어 이것이 연평균 기준으로 본다는 것을 의미하고 있다고 하면, 월별 변동을 균일하게 본다는 것으로 해석, 실질적으로 특수 요인의 영향을 배제하고 있는 것으로 볼 수 있다.

## 2.2 목표 범위와 물가지수의 상방 편익

목표 중심치(中心値)에 대해서는 현재, 각국 모두, 전년비(前年比) 1~2.5% 정도의 범위로 설정하고 있지만, 계측오차의 문제를 감안하더라도, 반드시 제로·인플레이션 수준을 목표로 정하고 있는 것은 아니다. 또 각국 모두 물가안정을 정책 목표로 들며, 인플레이의 비용(cost)를 강조하고 있지만, 물가안정과 공표되었던 목표 수준의 관계에 대해서 명확한 대응이 이루어지고 있는 것은 아니다.

이 가운데, 캐나다만이 5개국 가운데에서 유일하게, 목표 범위와 제로 인플레이션의 관계가 명확하다.(예를 들면 Thiessen(1994)를 참조). 즉, 현행의 목표 범위는 1998년까지 「물가안정과 일치하는 CPI 상승률」을 확정하기까지, 물가 상승률을 서서히 떨어뜨리는 과정의 과도적인 목표로 자리 매김 되고 있고, 제로·인플레이션과는 일치하는 수준이 이루어지지 않은 것으로 인식되고 있다. 아울러, 캐나다연방은행의 경제학자 Crawford(1993)은 CPI의 상방편익을 +0.5%정도라고 시산(試算)하고 있다.

한편, 뉴질랜드에 있어서는 목표 중심치(1%)가, 대략 제로 인플레이션과 일치하는 수준으로서 설정되어 있다.(뉴질랜드 CPI의 상방 바이어스는 최대 1.5~2%정도라고 상정되어 있다. Reserve Bank of New Zealand(1994)를 참조). 단, 물가 안정의 정의로서는, 「중앙은행의 물가안정으로의 수행(commitment)에 대한 신인(信認)을 높이는데 투자하는 물가상태」(Ebert(1994))인 것이 중요하다는 입장을 취하고 있다. 이 밖에 스웨덴에 대해서도, 스웨덴의 인플레이션 목표관리정책의 기본적인 프레임을 나타낸 Svensson(1992)은, CPI의 상방편의를 고려하면, 제로 인플레이션은 2%정도라는 견해를 보이고 있어, 실증적인 논거는 나타내고 있지 않지만, 굳이 말하자면, 스웨덴도 제로 인플레이션과 거의 일치하는 목표 수준이라고 간주할 수 있을 것이다.

물론, 이러한 목표치를 특정화하기 위해서는 물가지수가 안고 있는 계측오차 문제뿐만 아니라, 노동시장을 중심으로 하는 가격 경직성의 정도가 물가변동과 관련해 어떻게 변화하는가 하는, 디스인플레이 비용과의 비교·고찰이 필요할 것이다.

### 2.3 자산가격의 취급

1980년대 후반이래 일본경제의 동향을 보면, 일반물가 수준이 비교적 안정적으로 추이하는 가운데, 자산(資産)가격이 대폭으로 상승·하락하면서 경기의 진폭도 대규모로 바뀌었다. 이러한 가운데, 금융정책의 운영에 있어서 자산가격도 목표에 포함시켜야 한다는 주장되었다. 이론적으로도, 소비자의 생계비를 측정하는 물가지표에 현시점의 재화(財貨)·서비스 가격뿐만 아니라, 장래에 있어서의 재화·서비스가격도 넣어야 한다는 사고에 입각하면, 금융정책 운영상 묵시적(implicit)으로 포함하고 있는 자산가격의 동향도 감안해야 한다는 주장이 된다.

그러나, 인플레이션 목표관리정책 채용국에서는 이러한 자산가격 변동과 물가안정의 관계에 대해서는 명시적인 논의가 행해지고 있지 않다. 물론, 10장에서 검토하겠지만, 일반적인 물가 지수의 동학적(動學的)인 확장으로서 자산가격과 물가지수의 합성으로서 나타나는 물가지표를 그대로 금융정책 운영상의 판단재료로서 활용해 가는 것은, 자산가격과 또한 물가지표의 가중치, 지표의 정확성이라는 관점에서 어려운 것도 또한 사실이다.

### 3. 정 리

이 장에서는, 금융정책에 있어서의 새로운 조류로 부상하고 있는 「인플레이션·목표관리정책」에 착안, 물가지수와 금융정책 운영의 관계에 대해서 고찰을 해 보았다.

우선 인플레이션 목표관리정책의 이론적인 기초를 제공하는 견해로서 Walsh(1995a), Svensson(1997a) 등에 의한 최적계약(最適契約) 모델을 소개했다. 최적계약 모델은 인플레 바이어스를 소거하면서 공급 충격에도 유연한 대응을 한다는 의미에서 가장 적절한 금융정책 운영을 가능하게 한다는 프레임으로서, 중앙은행총재와 정부 사이의 인플레율·산출량에 관한 성과계약이 유효하다는 것을 지적했다. 또, Svensson(1997a)는 성과계약을 대신해, 중앙은행이 사회일반에 보다 낮은 인플레율 목표치를 선언하는 것도 유효하다고 주장하고 있다.

단, Svensson(1997a)의 논의에 관해서는 중앙은행이 선언하는 마이너스 인플레 목표치가 실현되지 못하고, 인플레 목표치에 대한 신인(信認)확보가 곤란하다는 문제가 지적된다. 이 점을 토대로 하면, 이 모델은 단순히 중앙은행이 마이너스 인플레 목표치에 관계(commit)했다고 해석할 것이 아니라, 사회적으로 바람직한 중앙은행의 반응함수를 도출하기 위한 방책으로서 인플레 목표에 관한 보수적 중앙은행에 금융정책을 위임하는 것의 중요성을 지적하고 있다고 이해하는 쪽이 자연스러울 것이다. 또 이 경우, 중앙은행의 최적한 반응함수를 도출(導出)하기 위한 동기로서, Walsh(1995a)에서 시사된 금전적인 유인(誘因)이 아닌, 사회일반보다 낮은 인플레 목표라는 비금전적인 유인(誘因)을 고안한 점에 큰 공헌이 있었다고 말할 수 있을 것이다.

이어서, 1장에서 제시했던 물가지표가 안고 있는 세 가지 문제 - 물가지수의 계측오차, 자산가격 변동과 물가 안정, 기초적인 물가 변동의 포착 - 에 대한 인플레이션·목표관리정책 채용국에서의 기본적인 견해를 정리했다. 인플레이션 목표관리정책 채용국에서는 중앙은행이 목표로 하는 물가 상승률을 공표하고, 이것을 직접적인 목표 대상으로 삼아 금융정책을 운영하고 있다. 또 사후적(事後的)으로 실현한 물가 상승률의 값을 토대로 금융정책의 실행이 평가된다. 따라서 물가지수의 금융정책 운영에 있어서, 앞서 말한 물가지표가 안

고 있는 문제를 어떻게 고려해 갈 것인가가 상당히 중요한 포인트가 된다. 그러나 각국 모두가 물가지수가 안고 있는 여러 문제에 대한 명확한 회답을 가지고 있는 것은 아니다. 이른바, 이들 문제에 대한 즉흥적인 대응, 그리고 그에 따른 정책 판단의 실행이라고 하는 것이 실상일 것이다.

마찬가지로, 일본의 금융정책을 생각할 경우에도, 물가지수가 안고 있는 세 가지 문제는 중요한 논점이 될 수 있다. 이하, 본서에서는 3장에서 9장으로 구성되는 제Ⅱ부에 있어서, 물가지수의 계측오차의 문제를 들고, 그 요인을 상세히 분석함과 동시에 상대방의 크기를 정량적(定量的)으로 평가하겠다. 이어, 제Ⅲ부에서는 금융정책의 운영과 물가지표의 관계로 논의를 전환시켜, 자산가격 변동과 물가안정, 기초적인 물가변동의 포착, 이라는 두 가지 문제를 가지고 각각 10장, Ⅱ장에서 차례대로 검토하겠다.

## 제 2 장의 보 론(補論)

### 최적계약의 기본 모델의 도출 과정

여기에서는 본문중의 (2-1)~(2-4)식으로 나타낸 경제에 있어서, ①중앙은행이 공급 충격의 부호(signal)를 관측했을 때에, 최적(最適)의 정책반응이 (2-5)식에 나타난 통화공급량의 공급법칙이 된다는 것, 물론 ②민간부문이, 중앙은행이 공급 충격의 부호에 반응하고 있는 것을 알 경우, 정책반응은 (2-6)식이 되고, 인플레이 바이어스가 발생하는 것을 나타낸다.

우선, 공급 충격의 부호에 대한 중앙은행의 가장 적절한 정책반응 함수가 (2-5)식에서 나타내었던 통화공급량의 공급 법칙이 되는 것을 나타낸다. 여기에서 중앙은행은, 공급 충격 부호  $\theta$  을 관찰하고 행동하지만, 민간부문은 중앙은행이 관찰한 공급 충격의 부호  $\theta$  을 조합해서 행동하고 있는 것을 모르고 판단한다.

중앙은행의 손실함수가 2차 형식이기 때문에 최적의 함수는

$$m(\theta) = a + \theta b \tag{2-A-1}$$

라는 선형(線形)의 형태가 된다. 이 때문에 중앙은행의 최적화 행동은, 손실 함수를 최소화하려고 하는(2-A-1)식의 계수(係數),  $a$ ,  $b$ 를 선택한다고 생각할 수 있다.

거기에서 중앙은행의 손실함수 (2-1)식에 (2-A-1)식과 (2-2) ~ (2-4) 식을 대입하여 정리해,  $\pi^e = E[m] = a$ 가 된다는 것에 주의하며 기대치를 잡으면,

$$E[L] = E[a\theta b - \alpha\gamma\epsilon + \epsilon - k]^2 + \beta(a + \theta b - \gamma\epsilon)^2 \tag{2-A-2}$$

가 된다. 따라서 (2-A-2)식을  $a$ ,  $b$ 에 대해서 최소화하기 위한 1階의 조건은,

$$E[\beta(a + \theta b - \gamma\epsilon)] = 0 \tag{2-A-3}$$

$$E[\alpha\theta(a\theta b - \alpha\gamma\epsilon + \epsilon - k) + \beta\theta(a + \theta b - \gamma\epsilon)] = 0 \tag{2-A-4}$$

이다. 여기에서  $E[\theta] = 0$ ,  $E[\epsilon] = 0$ 라고 가정되어 있으므로, (2-A-3)식의 조건을 평가하면

$$a = 0 \tag{2-A-5}$$

을 얻을 수 있다. (2-A-5)식을 (2-A-4)식에 대입해,  $\theta = \varepsilon + \phi$ 인 것을 고려하여, (2-A-4)식을 평가하면,

$$a^2\sigma_\theta^2 b - a^2\gamma\sigma_\varepsilon^2 + a\sigma_\varepsilon^2 + \beta\sigma_\theta^2 b - \beta\gamma\sigma_\varepsilon^2 = 0 \quad (2-A-6)$$

가 된다. 이 양변을  $\sigma_\theta^2$ 로 빼고,  $s = \sigma_\varepsilon^2 / (\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\theta^2) = \sigma_\varepsilon^2 / \sigma_\theta^2$ 인 것에 주의하면,

$$b = \left\{ \gamma - \frac{\alpha}{a^2 + \beta} \right\} s = \delta s \quad (2-A-7)$$

가 도출된다. 따라서, 최적의 통화공급량의 공급 법칙은,

$$m(\theta) = \left\{ \gamma - \frac{\alpha}{a^2 + \beta} \right\} s\theta = \delta s\theta \quad (2-A-8)$$

가 된다.

다음으로, 민간경제주체가 중앙은행은 공급 충격에 관한 부호에 반응하고 있는 것을 알 경우, 균형에 있어서 플러스 인플레이율이 존재하는 것을 나타낸다. 여기에서 중앙은행은 공급 충격에 관한, 부호를 관찰하고, 민간부문의 인플레이 기대를 주어진 것으로 하고, 손실함수를 최소화하려고 행동한다. 즉, 중앙은행은 (2-A-1)식에 대해서 공급 충격에 관한 부호  $\theta$ 을 관찰한 다음, 조건부 기대치를 최소화한다. 여기에서  $E_\theta(\cdot)$ 은 공급 충격에 관한 부호  $\theta$ 을 관찰한 후의 조건부 기대치를 의미하고 있다.

$$E_\theta[L] = E[(aa + a\theta b - \alpha\gamma s\theta - a\pi^e + s\theta - k)^2 + \beta(a + \theta b - \gamma s\theta)^2] \quad (2-A-9)$$

이 경우, 최소화를 위한 1階의 조건은,  $a$ ,  $b$ 모두에 대해서도 동일한

$$E_\theta[a(aa + a\theta b - \alpha\gamma s\theta - a\pi^e + s\theta - k) + \beta(a + \theta b - \gamma s\theta)] = 0 \quad (2-A-10)$$

가 된다. 여기에서 (2-A-10)식은 민간부문의 행동과 일치하여야 할 필요가 있기 때문에, 그 무조건적 기대치를 갖더라도 성립하는 것이다. 따라서  $\pi^e = a$ 가 되는 것에 주의하면

$$a = \frac{\alpha k}{\beta} \quad (2-A-11)$$

를 얻을 수 있다. 이것을 다시 (2-A-10)식에 대입해서 정리하면,

$$b = \left( \gamma - \frac{\alpha}{\alpha^2 + \beta} \right) s \quad (2-A-12)$$

가 된다. 이 때문에 중앙은행의 통화공급량의 공급법칙(rule)은

$$m^{dis}(\theta) = \delta s \theta + \frac{\alpha k}{\beta} \quad (2-A-13)$$

가 되고, 균형에 있어서의 인플레이율은  $\alpha k / \beta$ 라는 플러스치를 취한다.



제 2 부

---

**물가지표의 정확도**



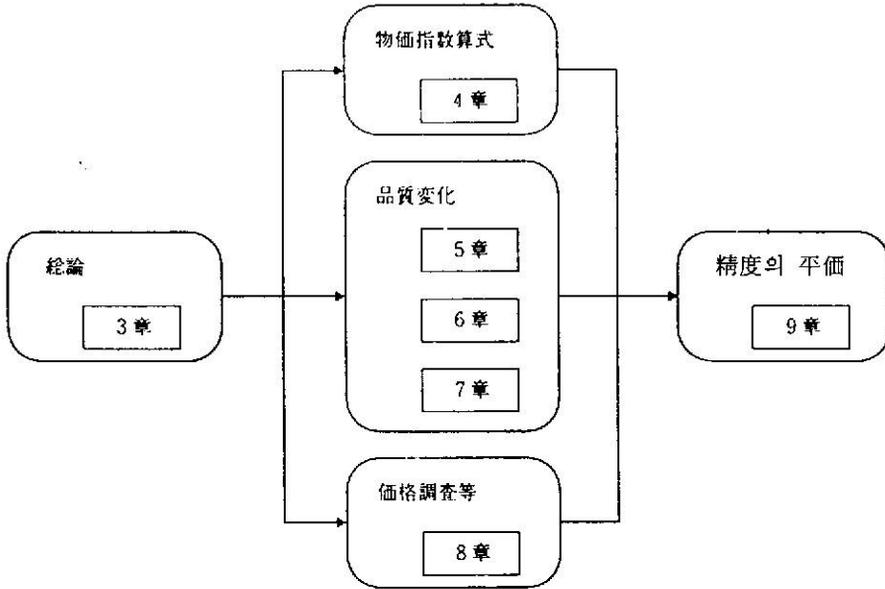
## 제 3 장 소비자 물가지수의 계측오차

1장에서 정리한 바와 같이 소비자물가지수(CPI)는 고정기준 라스파이레스(Laspyres)방식에 따라 작성되고 있다. 이 고정기준 라스파이레스 방식은 간편하면서도 명료한 통계작성방법인 동시에 물가지수의 변동에 통계오차를 혼입(混入)시키는 커다란 요인도 되고 있다. 즉, 고정기준 라스파이레스지수 계산식의 틀 안에서는 상대가격 변동에 동반하는 소비자행동의 변화나 신제품 등장, 진부화된 제품의 소멸과 같은 경제활동의ダイナミック한 변화에 대응하기가 어렵다. 이러한 다이내믹한 경제활동의 변화는 ①상대가격변동에 동반되는 대체효과, ②품질변화의 영향, ③신제품 등장의 영향, ④통계 작성상의 기술적인 문제라는 4가지 요인에 의해 물가지수의 통계오차를 발생시킨다. 이들 4가지 요인은 통계작성 방법이라는 관점에서 보면 물가지수의 구성요소인 지수 계산식, 조사가격, 가중치의 3가지 적절도, 정확도를 통해 물가지수에 계측오차를 초래하고 있는 것이 된다.

제2부에서는 이러한 소비자물가지수의 계측오차 문제에 초점을 맞춰 앞서 서술한 계측오차의 요인을 검토한다. 우선, 이 장에서는 물가지수가 안고 있는 계측오차의 문제에 대해 개략적으로 살펴본다. 그 후, 4장에서 8장에 걸쳐 지수 계산식의 문제(4장), 품질조정방법의 문제(5장~7장), 가격조사방법의 문제(8장) 3가지에 대해 구체적인 문제의 소재를 순차적으로 밝히고 이들이 초래하는 편의의 크기를 정량적으로 평가한다. 그리고 나서 9장은 이들의 실증결과를 총괄하여 일본의 CPI 정확도에 대한 정량적(定量的)인 평가를 하고, 한편 CPI의 계측오차가 경제정책 운영에 대해 미

치는 관계(implication)와 CPI의 정밀도를 개선하기 위한 방책을 검토한다. 이상과 같은 논의의 흐름을 개념적 그림으로 정리하면 그림 3-1과 같다.

그림 3-1 제 2부의 구성



제2부의 [소비자물가지수의 계측오차]는 이것만으로도 하나의 완결된 논제가 될 수 있을 것으로 생각되는데, 커버하고 있는 논제도 폭넓기 때문에 제 2부의 도입이 되는 본 장을 읽으신 독자는 4장 이하에 대해서는 각자의 흥미에 따라 읽기 바란다. 물가지수의 계측오차 문제 전반에 흥미를 가진 독자가 제2부 전체의 장을 읽는다면 일본의 소비자물가지수가 안고 있는 문제점의 전모를 이해할 수 있을 것이다. 또, 금융정책 또는 거시경제학에 흥미를 가진 독자는 본 장을 읽고 물가지수 계측오차 문제점의 기본적인 논점을 파악하고 나서, 9장으로 넘어가, 계측오차의 크기와 그 경제정책 운영상의 관계를 이해하면 충분할 것으로 생각된다. 또는 헤도닉(hedonic) 가설에 흥미를 가진 독자는 5장에서 7장까지를 순차적으로 읽으면 그 이론적인 배경, 실증분석의 구체적인 방법과 그 적용사례, 물가지수통계작성상의 응용 등 헤도닉 가설을 이용한 경제분석을 개략적으로 파악할 수 있을 것이다.

이야기가 중복되기는 하나, 이하 이 장에서는 소비자물가지수의 계측오차

문제를 검토할 제2부의 도입부분으로, 계측오차의 발생원인을 정리한다. 이 때, 일본의 CPI가 안고 있는 문제점을 지수이론상의 문제와 통계작성 실무상의 문제라는 2가지 관점에서 가능한한 구체적인 형태로 검토한다.

## 1. 계측오차의 여러 요인

이 절에서는 우선 물가지수에 계측오차를 초래하고 있다고 생각되는 ①상대 가격변동에 동반되는 대체효과, ②품질변화의 영향, ③신제품 등장 영향, ④ 통계작성상의 기술적인 문제이란 4가지 요인에 대해 검토한다.

### 1.1 대체효과의 영향

CPI는 기준 연차(年次)로 고정된 시장바구니에 따라 특정 점포에서 판매되고 있다고 결정된 제품의 가격변동을 조사하기 때문에, 상대가격변화에 동반하는 소비자 판매행동의 변화(대체효과, substitution effects)가 반영되기 힘들다.

구체적인 영향은 ①조사품목간에 발생하는 대체, ②조사가격을 품목단위로 집계할 때의 대체, ③품목내에서의 구입품목간의 대체, ④기준점포간의 대체, ⑤할인점의 신규 진입에 따른 대체로 나눠 생각하면 이해하기 쉽다. 한편, 이들 대체효과 중, ①은 지수 계산식의 문제, ②는 조사품목을 품목단위로 집계할 때의 문제, ③~⑤는 조사가격의 문제로 크게 분류할 수 있다.<sup>1)</sup> ① 품목간에 있어서의 대체 : 품목을 가중평균하기 위한 가중치가 기준시점으로 고정되어 있는데 기인하는 편의. 가령, 고기와 생선을 예로 들면 일반적으로 양자 서로 대체적인 관계에 있다고 생각되기 때문에 고기의 가격이 상승하면 가계는 생선으로 구입을 바꾼다. 그러나, CPI에 있어서의 고기와 생선의 가중치는 기준시점의 것이 이용되기 때문에 고기가격 상승을 과대하게 평가, 상방 편의가 발생한다. ② 조사품목 가격을 품목단위로 집계할 때의 대체 : 품목간에서의 대체효과와 동시에 일반적으로는 공표되어 있지 않은 품목 이하의 개별조사품목 가격 데이터를 품목단위로 집계하는 단계에서도 ①과 같은 대체효과에 기인하는 편의가 발생한다. ③ 동일 품목 내에서의 구입

1) 9장에서 소개하는 보스킨 보고서에서는, ①을 상위 집계단계에서의 대체효과(upper level substitution), ②를 하위 집계단계에서의 대체효과(lower level substitution), ⑤를 할인점 등의 신규 가게가 나타남에 수반되는 대체(new outlet substitution)라 부르고 있다.

품목간 대체 : 조사 대상 품목 이외에도 밀접한 대체제품이 다수 존재하는데  
 기인하는 편의. 가령, 컬러 TV를 예로 생각해 보면 현행 CPI에서는 21인치형  
 의 음성다중수신장치내장 형태(특정의 상표와 모델을 지정)이 조사대상품목이  
 되고 있는데, 가전판매점이나 대형 시장(mart) 등의 진열대에는 위성방송수신  
 튜너(tuner)를 내장한 대형 형태에서 동남아시아 여러 나라에서 생산된 싸구  
 려 소형 TV까지 다양한 컬러 TV가 전시·판매되고 있다. CPI의 가격은 상품  
 의 대표성을 고려하여 선정하고 있다고는 해도 대다수 품목의 경우, 특정 품  
 목에 대해서만 조사가 이루어지고 있기 때문에 품목 전체의 가격변동을 파악  
 하기가 곤란한 경우도 많다. ④ 기존 점포간 대체 : 소비자의 가격탐색 행동을  
 가격조사상, 다 파악할 수 없다는 점에서 발생하는 편의. 가령, 대다수 소비자  
 들은 가까운 대형 시장(mart), 백화점, 전문점 등에서 그때그때 가장 싼 제품  
 을 구입하려는 것으로 생각된다. 그러나, CPI는 특정한 일시·점포의 판매가  
 격을 조사하기 때문에 이러한 움직임을 충분히 포착하고 있지 않다. ⑤ 할인점  
 등의 신규 점포가 나타남에 따른 대체 : 최근의 [가격과피]와 관련하여 주목받  
 고 있는 소매업의 구조변화에 동반하는 바이어스. CPI의 가격조사에서는 할인  
 점이 거의 포함되고 있지 않기 때문에, 소비자가 기존의 소매점·백화점 등에  
 서 가격저하 폭이 큰 할인점으로 이동하고 있는 실태는 물가지수의 변동에 좀  
 처럼 반영되지 않는다2).

이 밖에 기준개정으로부터의 시간 경과와 더불어 상대가격의 변동을 반영하  
 여 품목별 물가지수 수준에 높낮이가 발생한다. 이러한 지수수준의 차이는 라  
 스파이레스 방식과 같은 산술평균지수에서 지수수준이 높아진 품목을 과대 평  
 가한다는 문제가 있다3).

2) 할인점 진출에 따른 영향을 물가지수에 반영시킬 경우, 기존 점포와 할인점간의 제품 가격차가 기존점포  
 와 할인점에서 판매되고 있는 제품간 품질차에 맞는 것인지 하는 문제를 고려할 필요가 있다. 양자의 품  
 질차와 가격차를 검토하는 판단기준의 하나는 소비자의 판매행동 변화를 봄으로서, 가령 기존점포에서  
 할인점으로 고객이 이동하고 있는 경우, 양자의 품질차를 고려하고서도 할인점이 비교적 싸다는 판단을  
 하는 소비자가 증가하고 있다고 볼 수 있다. 단, 여기서의 품질차는 [제품 그 자체의 품질차]뿐만 아니라  
 쇼핑의 편리함, 계산이나 주차장의 혼잡성, 애프터서비스의 충실성과 같은 [판매서비스의 품질차]도 포함  
 한다는 점에 주의할 필요가 있다.

3) 자세한 것은 4장 보론 1을 참조할 것.

## 1.2 품질변화의 영향

물가지수의 가격조사시, 특정 상품을 계속적으로 조사하는데 경제구조의 변화나 기술혁신의 진전 등에 동반해 조사대상 품목이 시장에서 소멸하거나 대표성을 잃는 등, 동일한 조사품목을 지속적으로 조사하기는 힘든 경우가 많다. 따라서 조사품목의 변천에 맞춰 조사품목을 바꿀 필요가 있다. 이 때, 물가지수는 신구조사품목간 품질차를 적절한 방법으로 조정, 순수한 가격변동을 물가지수에 반영시킨다([품목변경]).

일본의 CPI 품목변경 절차는 ①신구조사품목간 품질·용량 등에 차이가 없는 경우, 신구품목의 가격을 그대로 접속시킨다(직접 대체법[직접비교처리]), ②신구조사품목간에 품질은 동일하지만 용량 등에 차이가 있고 용량과 가격이 비례관계에 있다고 간주될 수 있는 경우, 용량비에 따라 가격을 조정하여 접속시킨다, ③신구조사품목간에 품질향상과 동시에 가격도 상승했다고 명확하게 인정되는 경우에는, 신구품목의 가격지수를 불변으로 하여 접속시킨다(가격링크법[보합(保合)처리]), 는 3종류 방법이 주로 채택되고 있다<sup>4)</sup>.

물가지수는 품질을 일정하게 유지했다고 할 경우의 가격변화를 포착하는 것이기 때문에 그 상승률은 표면가격의 상승률에서 품질향상률을 뺀 값으로 생각할 수 있다. CPI의 품질조정방법을 표면가격변화율과 품질변화율의 관계에 따라 정리하면, 우선 직접대체법은 [품질향상률=제로]로 처리함으로써, 물가지수상승률은 표면가격상승률과 동등해진다. 또, 가격링크법은 [표면가격상승률=품질향상률]로 간주하기 때문에 물가지수상승률은 제로가 된다. 따라서 대다수의 품목변경이 속할 것으로 생각되는 [가격차≠품질차]의 케이스가 적절하고 정확하게 처리되는 것은 용량만 변화했을 때로 한정된다.

이와 같이 CPI의 품목변경시 품질조정에는 상당한 한정적 방법이 채택되고 있기 때문에 품질변화 파악에는 자체적 한계가 존재하고 있다. 그 결과, CPI는 기술혁신이 현저한 마이크로 에レクト로닉스(micro electronics)제품을 중심으로, 가격조정 대상의 품질향상을 과소평가, 상방편의를 갖는다.

4) 한편, WPI에서는 이들 방법 외에 생산비용을 토대로 품질차를 조정하는 [비용비교법]이 널리 이용되고 있으며 이 밖에 뒤에서 다법칙(rule) [헤도닉 가설]도 일부 품목에서 채택되고 있다.

### 1.3 신제품 등장의 영향

신제품이 등장한 후, 이들이 물가지수의 시장바구니에 도입되기까지는 시차가 존재하기 때문에 신제품 등장의 영향이 CPI에 적절하게 반영되기 힘들며, 상방편의의 원천이 되는 것으로 생각된다. 즉, 신제품이 등장하고 일반가정에 보급돼 가는 과정에서는 신제품 그 자체가 새로운 수요를 창출함과 동시에 신제품이 기존제품으로 교체되어 간다. 이는 소비자가 신제품이 기존제품에 비해 품질변화 조정기준상 상대적으로 싸다고 판단하고 있음을 의미하고 있다. 그 결과, 신제품이 신속하게 대상범위에 도입되지 않는 한, 조사대상 품목의 조사대상의 품목에 대한 상대가격이 상승, 물가지수에는 상방편의가 발생하게 된다. 이를 개념화시켜 나타내면 그림 3-2와 같이 된다.

실제로 지금까지의 기준개정시 신규채용품목을 보면 표 3-1에 나타난 바와 같이 신제품이 꼭 적절한 시기에 도입되어 왔다고는 할 수 없다. 신제품 채용까지의 시차를 좀 자세하게 살펴보면, 우선 내구소비재에 대해서는 소형승용차, 피아노는 1970년, 전자동전기세탁기, 스테레오·테이프레코더는 1975년, 전자렌지·소형전자계산기는 1980년, 냉난방 겸용 룸에어콘은 1985년, 워드프로세서·비디오카메라는 겨우 1990년 보통승용차·전화기는 1995년 기준부터인 점을 미루어볼 때, 일반가정에 보급되고 나서 다소 시차를 두고 도입되고 있다. 더욱이 PC나 팩스, 휴대폰 등은 여전히 지수대상범위에 도입되어 있지 않다.

또, 신제품 도입의 시차는 서비스에 대해서도 인정된다. 가령, 차고임대료나 유원지 입장료 등은 1985년 기준으로 도입되었으며 햄버거와 같은 외식가격이나 비디오대여료가 도입된 것은 1990년 기준이 되고 나서이다. 이밖에 이동통신에 의한 통화요금이나 렌트카 요금 등은 여전히 도입되고 있지 않으며, 또한 신용카드나 계좌이체수수료 등의 각종 금융서비스에 대해서도 지수대상의 외로 취급되고 있다<sup>5)</sup>.

---

5) CSPI(기업용 서비스가격지수)에서는 계좌이체수수료 등의 각종 수수료는 이미 도입되고 있다. 한편, 가중치가 큰 금융마진에 대해서는 지수대상의 외로 취급하고 있기 때문에 금융관련 서비스의 커버리지(coverage)가 낮다는 지적도 있으나, 이 서비스에 대해서는 경제이론적인 견해와 데이터 수집실무라는 양쪽 측면이 있어, 물가지수를 작성하기 위해 해결해야 할 과제가 많아, 물가지수 작성은 현단계에서는 상당히 힘든 것으로 생각된다.

이러한 신제품의 CPI에의 도입시차는 기술혁신의 속도가 빠르고, 제품 사이클이 짧은 제품에서 특히 현저하다. 이는 이들 제품에 관해서는 품질조정이 극히 곤란하다는 점에서 계속적으로 가격조정을 하기가 힘든 것으로 판단되며, 이 때문에 지수대상범위로 도입이 보류되기 쉬운 경향이 있기 때문인 것으로 추측된다.

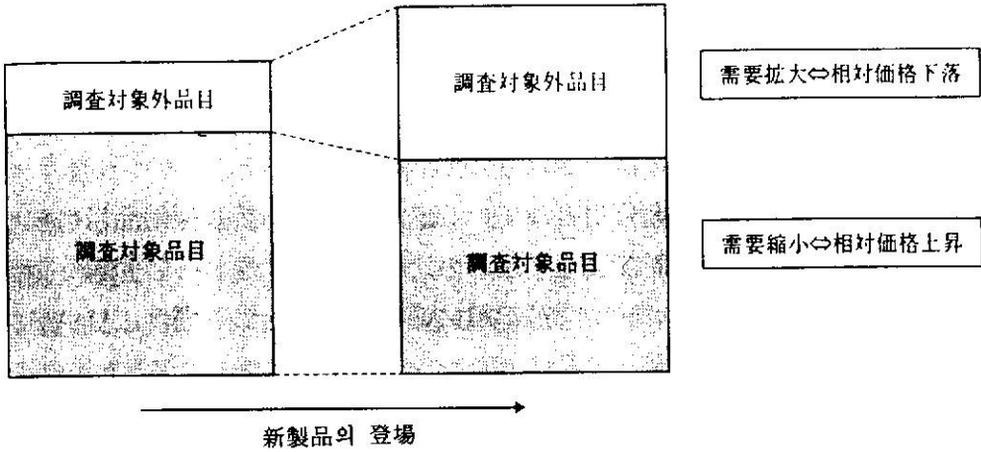
이 외에 조사품목이 세분화되어 있어 결과적으로 신규 채용품목에 대해서 유사한 기능을 하는 기존조사품목과의 비교가 이루어지지 않는다는 문제도 지적된다. 가령, 장래에 PC가 신규로 채용된다고 했을 경우, 워드프로세서로부터의 대체에 동반되는 영향은 계산되지 않는다<sup>6)</sup>.

표 3-1 기준시 개정에 있어 주요한 신규채용 품목

	내 구 소 비 재	서 비 스
1970년	소형승용차, 피아노, 에어컨, 컬러TV	자동차교습소, 화재보험
1975년	전자동전기세탁기, 스테레오, 테이프레코더, 가스온풍기	학교급식, 고속도로요금,
1980년	전자렌지, 소형계상기	아이점심(외식), 이발비
1985년	냉난방겸용, 룸에어컨, 비디오테이프, 레코더	주차장임대료 유원지 입원료, 자동차보험(입의), 하수도료 운송료(택배)
1990년	워드프로세서, 비디오카메라	햄버거(외식), 비디오렌탈료
1995년	보통승용차, 전화기, 가정용 TV게임	피자파이, 노래방사용료
미채용	PC, PC관련부품, Fax, 휴대전화	신전전통화료, 렌트카, 각종금융서비스, 인터넷

6) 물론, 많은 신제품에는 기존제품이 갖고 있지 않은 새로운 기능을 제공하는 것도 많아, 비교가능성이라는 의미에서는 한계가 있다. 가령 인터넷을 통한 전자메일의 교환이나 휴대폰의 이용은 기존의 전화, 팩스, 우편 등을 이용하는 정보교환과는 밀접한 대체관계에 있으나 새로운 커뮤니케이션 수단으로서의 색채도 짙다고 생각된다.

그림 3-2 신제품 등장的影响



#### 1.4 통계작성 기술적인 문제

통계오차의 발생원인으로서는 이제까지 설명한 대체효과, 품질변화, 신제품 등장 등의 요인 외에 일본의 소비자 물가지수 고유의 통계작성 기술적인 문제도 지적할 수 있다. 통계작성 기술적인 문제로서는 가격조사방법 문제와 가중치문제로 크게 나눌 수 있다.

가격조사방법의 문제점으로서의 다음의 2가지가 크다. 우선 첫 번째는 특정 일의 가격을 조사하기 때문에 바겐세일, 계절요금 등의 특수요인이 혼입(混入)되기 쉽다는 문제를 들 수 있다. 즉, CPI의 가격조사는 원칙적으로 매월 12일을 포함하는 주의 수·목·금 중 어느 한날에 실시되기 때문에, 요일구성의 차이에 의해 실제 조사일은 최대 8일간을 전후하게 된다<sup>7)</sup>. 이 결과, 바겐품목으로 대표되듯이 어느 달의 특정 기간에 조사일이 겹치는지의 여부에 따라 가격변동이 크게 달라지는 품목이 보이게 된다<sup>8)</sup>. 또 두 번째로 민영 집세에 대해 가격조사가 3개월에 1회로 이루어지는 점, 가격조사의 샘플수가 적은 점,

7) 예외적으로 취급되고 있는 것으로서 숙박료(매월 5일을 포함하는 주의 금·토의 숙박요금), 방세(3개월에 1회의 조사, 후술), 신선식품(매월 3회 조사)을 들 수 있다. 한편, 신선식품이 월 3회로 조사되고 있는 것은 기후요인 등에 따라 가격이 크게 변동하기 쉽기 때문이다.

8) CPI에서는 항상 판매되고 있는 재화(財貨)·서비스의 가격을 조사한다는 관점에서 원칙적으로 특가품을 조사대상에서 제외하고 있으나, 조사시점에서 7일 이상 연속적으로 특가로 판매되고 있는 것에 대해서는 이것을 조사대상에 도입하여 취급하고 있다. 이 때문에 조사일이 최대 8일 전후가 되면 요일구성에 따라 특가품이 조사대상이 되다 말다 하는 일이 생길 수 있다.

등의 문제 때문에, 월별 지수변동이 해마다 크게 벌어지기 쉽다는 문제가 지적된다.

한편, 가중치 문제로는 그 산출기초자료가 되고 있는 [가계조사]가 안고 있는 문제가 크다. 즉, 溝口(1992)는 지금까지의 논의를 개관, ①조사대상으로 하는 가정의 표본추출작업에 편중이 보이는 점, ②단독가구가 포함되지 않았으며, 주부 이외의 가계구성원의 지출이 포착되기 어려워 가계전체로서의 소비 지출 파악도가 낮다는 점의 2가지 문제를 지적하고 있다<sup>9)</sup>. 또 이 밖에 귀속(歸屬) 집세의 가중치 산출방법 등의 문제점이 지적된다.

## 2. 계측오차 발생 메커니즘의 정리

여기서는 CPI가 안고 있는 계측오차의 영향을 구체적으로 평가하기 위한 출발점으로서 앞 절에서 검토한 대체효과, 품질변화, 신제품 등장, 통계작성상의 기술적인 문제라는 4가지 계측오차의 원인을 지수 계산식, 조사가격의 정확도, 가중치의 정확도라는 가격지수를 구성하는 3가지 요소로 환원시켜 문제의 소재를 특정화하겠다.

우선 대체효과로서 정리된 문제는, 품목분류 이상의 단계에서의 대체효과는 지수 계산식의 문제, 그 이하 단계에서는 조사가격을 품목단위로 집계할 때의 문제, 품목 내에서 구입품목간의 대체, 기존점포간 대체, 할인점의 신규진입에 따른 대체, 4가지였다. 이들은 처음 2가지를 지수계산상의 문제, 나머지 2가지가 가격조사 정확도의 문제로 생각할 수 있다.

다음으로 품질변화, 신제품의 등장은 모두 CPI 작성방법 내에서는 조사가격의 정확도에 큰 영향을 주는 품질조정방법의 문제점과 밀접한 관계가 있다. 앞 절에서는 품질변화는 조사대상 품목 내에서의 재화·서비스의 개량, 신제품 등장은 조사대상 품목에 포함되지 않는 개별적 재화·서비스의 등장으로서 독립된 요인으로 논의했다. 그러나, 양자의 차이는 재화·서비스의 품목분할을 어느 정도 세분화할 것인가 하는 점에 크게 의존하고 있어, 통계작성의 실무상의 관점에서는 명확하게 구분하기 힘들다. 또, 앞 절에서도 지적했듯이

9) 최근에는 1994년 9월 8일자 일본경제신문(석간)에도 [가계조사에 4가지 문제]라는 제목으로 ①기입하는데 힘이 들 뿐 아니라, 사례가 적으며 기입누락이 발생하기 쉽다, ②조사대상에서 단독가구가 빠져 있다, ③조사 샘플수가 적다, ④용돈이나 교제비 등, 불투명한 지출이 증가하고 있다는 문제점용 지적하는 기사가 게재되었다.

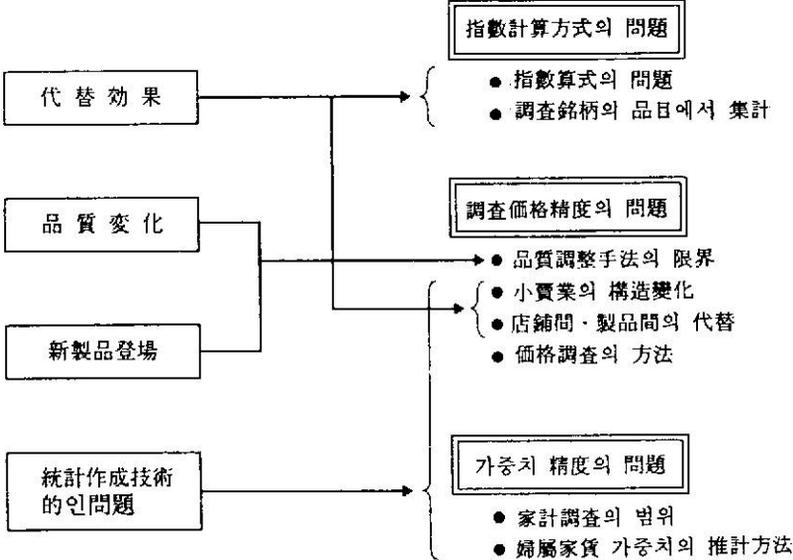
일본의 경우, 품질조정방법으로서 상당히 한정적인 방법이 채택되고 있기 때문에, 품질조정상의 문제가 크다. 그 결과, PC로 대표되듯이 품질조정이 적절하고, 정확하게 이루어질 수 없기 때문에, 조사대상에서 제외되는 품목이 존재하고 있다.

마지막으로 통계작성의 기술적인 문제로서 가격조사방법의 문제, (가계조사)의 커버리지(coverage), 귀속(歸屬) 집계 가중치의 추계(推計)방법 등 3가지를 지적했다. 이들은 가격조사방법의 문제가 조사가격 정확도의 문제, 나머지 {가계조사}의 커버리지와 귀속집계 가중치의 추계방법이 가중치 정확도의 문제로 분류된다.

이상의 논의를 총괄하면 대체효과, 품질변화, 신제품등장, 통계작성기술상의 문제라는 4가지 계측오차발생요인은 물가지수를 구성하는 지수계산방법, 조사가격, 가중치의 3가지 요소 각각이 안고 있는 문제를 통해 그림 3-3에 나타낸 경로에 따라 물가지수 전체로서의 변동에 편의를 초래하고 있다.

한편, 소매업의 구조변화 문제는 대체효과 내용 안에서 논의했으나 계측오차에 주는 영향이라는 관점에서 보면, 가격조사 샘플의 적절성 문제로 생각할 수도 있다. 따라서 이하에서는 이 문제를 통계작성 기술적인 문제에 포함시켜 검토하기로 하겠다.

그림 3-3 정량적(定量的)인 평가 대상범위



### 3. 정 리

이 장에서는 물가지수가 안고 있는 계측오차의 발생요인을 도식으로 나타내어 정리했다. 이 책에서는 4장에서 9장까지를 할애하여 계측오차의 발생원인에 대해 보다 자세하게 검토하고 있는데, 여기서는 이 장의 정리로서 다음 장 이후에 거론할 문제점을 다시 한번 간단하게 요약해 둔다.

우선, 4장은 대체효과의 영향을 검토한다. 여기서는 지수 계산식의 문제, 품목단위에 대한 집계상 문제 2가지를 검토한다. 또, 지수 계산식 문제에 대해서는 현행 라스파이레스 물가지수 계산식을 대체할 새로운 지수계산식을 제안한다.

다음으로 5장에서 7장까지는 품질변화와 신제품 등장 문제의 문제를 일괄하여 품질조정방법의 문제로서 검토한다. 구체적으로, 우선 5장에서 재화·서비스의 품질을 보다 객관적으로 포착하기 위한 방법으로 헤도닉 가설을 소개하고, 계속되는 6장에서 이 가설을 각종 내구소비재, 의류제품에 적용한 실증결과를 소개한다. 그리고 7장은 품질조정기법의 문제가 물가지수의 정확도에 미치는 영향을 정량적(定量的)으로 평가함과 동시에, 헤도닉 접근법을 구체적으로 물가지수 구축에 따른 틀로 검토하겠다.

그리고, 8장에서는 가격조사 샘플, 가격조사 방법이라는 통계 작성상의 기술적인 문제에 대해서 언급하겠다.

마지막으로, 9장에서는 4장에서 8장까지의 논의를 총괄하고, 일본의 CPI의 계측오차의 크기에 대해서 정량적인 평가를 내린다. 또 시산(試算)한 계측오차의 크기를 미국에서의 시산(試算) 결과를 나타낸 「보스킨 보고서」와 비교, 경제정책 운영상의 영향에 대해서 논의하겠다.

## 제 4 장 물가지수 계산식과 계측오차

이 장에서는 소비자 물가지수(CPI: Consumer Price Index)의 계측오차에 관한 문제 중에서, 지수계산식의 문제에 주목해, 이것에 기인하는 CPI 상방편의의 크기를 검정하겠다.

일본에서 CPI 작성에 채용되는 라스파이레스지수 계산식은, 비교시점에 있어서의 물가 정보를 기준시점으로 고정된 가중치에 따라서 가중평균하는 방식이다. 이 지수 계산식은, 비교시점에 있어서의 수량 정보를 조사할 필요가 없기 때문에, 통계작성에 따른 비용(cost)을 억제할 수 있다는 장점이 있고, 세계 각국에서 각종 지수통계 작성에 폭넓게 이용되고 있다. 그러나, 라스파이레스지수 계산식은, 생계비 지수의 상승을 과대평가한다고 물가지수이론상 알려져 있다<sup>1)</sup>. 이것은 기준 시점에 가중치를 고정하고 있기 때문에 상대가격의 변동에 대응하고 품목간 지출액을 조정한다라는 소비자의 최적화 행동(最適化行動)을 반영시키는 것이 어렵기 때문이다.

그래서 이 장에서는 CPI에서 채택하고 있는 라스파이레스 계산식과 지수이론상, 보다 바람직한 특성을 가지고 있다고 생각되어지는 토른퀘비스트(Tornqvist) 계산식과 피셔(Fisher) 계산식을 비교하여, 양자의 괴리 폭을 체크함으로써, CPI의 지수계산식에 기인하는 상방편의의 크기를 검증한다. 또, 물가 통계상으로는 공표되지 않은, 개별 조사가격을 품목단위에 집계할 경우의 문제도 아울러 검토한다. 그리고, 지수계산식의 문제점을 보완하기 위해 대체적인, 그리고 현실적으로 실현 가능한 지수계산식을 제시한다.

이 장에서는 토른퀘비스트 가격지수와 피셔 물가지수를 「실제생계비지수」의 대리 변수로 간주하고 있다. 그러나 이들 지수는, Diewert(1976)에서 나타내고 있는 것처럼, 모두 특정의 효용함수(혹은 최소지출함수)와 이론적으로 일치하는 물가지수인 기준에서 보았을 때, 바람직한 물가지수 계산식이다<sup>2)</sup>. 따라서 이러한 복수(複數)의 지수계산식을 비교한 접근법에서는, 지수계산식 배후에 가정되어 있는 효용함수형에 선형성(先驗性)이 뛰어난 가정을 두고 있게

1) 이 점에 대해서는 이 장의 보론2에서 자세하게 검토하겠다.

2) Diewert(1976)은 이러한 지수계산식을 최량지수(Superlative Index)라 부른다. 이 점에 대해서는, 이 장의 보론3도 참조할 것.

된다. 복수(複數)의 지수계산식을 비교해, 라스파이레스 지수의 상방편의를 추  
계할 경우, 이점에 유의해 둘 필요가 있다.

### 1. 기본적인 물가지수 계산식

이 절에서는, 물가지수의 대표적인 산출방법에 대해서 정리하겠다. 지수계산  
식은 개별의 가격정보를 집계하는 방식과 기준시점 방법의 조합에 의해 여러  
가지 변형이 생각되어진다.

#### 1.1 지수계산식의 종류

물가지수의 계산식은 가중평균하기 위한 가중치로서 어떤 시점의 것을 채용  
할까, 또 가중평균 방법으로서 산술평균을 가질 것인가, 아니면 기하평균을 가  
질 것인가 라는 2개의 관점에서 크게 분류할 수 있다. 이하에서는 대표적인 4  
종류의 물가 지수 계산식(라스파이레스 물가지수<Laspeyres Price Index>, 파  
쉐 물가지수<Paasche Price Index>, 피셔 물가지수<Fisher Price Index>, 토  
른퀘비스트 물가 지수<Tornqvist Price Index>에 대해서 정리하겠다<sup>3)</sup>.

지금, 품목  $i$ 의  $t$ 기에 있어서 가격을  $p_{it}$ , 구입수량  $x_{it}$ , 또, 물가지수의 기  
준시점을  $0$ 기, 비교시점을  $t$ 기라 하면, 이들 4종류의 물가지수 계산식은 모두  
다음과 같이 정의된다.

①라스파이레스(Laspeyres) 물가지수(기준시 가중치에 의한 산술 평균 지수)

$$P_{0t}^L = \frac{\sum_{i=1}^n p_{i,t} x_{i,0}}{\sum_{i=1}^n p_{i,0} x_{i,0}} = \sum_{i=1}^n w_{i,0} \times \frac{p_{i,t}}{p_{i,0}} \quad (4-1)$$

②파쉐(Paasche) 물가지수(비교시 가중치에 의한 산술 평균 지수)

$$P_{0t}^P = \frac{\sum_{i=1}^n p_{i,t} x_{i,t}}{\sum_{i=1}^n p_{i,0} x_{i,t}} = \sum_{i=1}^n w_{i,t} \times \frac{p_{i,t}}{p_{i,0}} \quad (4-2)$$

3) 물가지수 산식에는 이들 4종류 외에도 다수의 산식이 존재한다. 자세한 것은 Selvanathan and Prassada Rao(1994), 森田(1989)등을 참조할 것.

③피셔(Fisher) 물가지수(①과②의 기하평균 지수)

$$P_{0,t}^F = \sqrt{P_{0,t}^L \times P_{0,t}^P} \quad (4-3)$$

④토른퀘비스트(Tornqvist) 물가지수(기준시, 비교시의 평균 가중치에 의한 기하평균 지수)

$$P_{0,t}^T = \prod_{i=1}^n \left( \frac{p_{i,t}}{p_{i,0}} \right)^{\frac{w_{i,0} + w_{i,t}}{2}} \quad (4-4)$$

단, (4-1)~(4-2)식에 있어서,  $w_{i,s} = p_{i,s}x_{i,s} / \sum_{i=1}^n p_{i,s}x_{i,s}$  이다.

## 1.2 고정기준 방식과 연쇄기준 방식

위에서 말한 지수계산식은 고정기준방식(固定基準方式)이라고 불리는 것으로, 기준시점을 어느 한 시점으로 고정해서 산출하는데, 이것을 각기(各期)마다 변경하여, 전기(前期)를 기준으로 하는 지수를 매기마다 링크해 가는 연쇄기준방식(連鎖基準方式)이라 불리는 산출방법도 존재한다<sup>4)</sup>.

연쇄기준 베이스의 물가지수를 일반적인 형으로 표현하면,

$$CP_{0,t}^k = P_{0,1}^k \times P_{1,2}^k \times \dots \times P_{t-1,t}^k = \prod_{s=0}^{t-1} P_{s,s+1}^k \quad \text{단, } k=L, P, F, T \quad (4-5)$$

이 되지만, 여기에서 구체적인 계산식을 라스파이레스 물가지수를 예로 들어 생각해 보자. 지금, 기준시점을 s期, 비교시점을 s+1期로 하는 라스파이레스 물가지수는,

$$P_{s,s+1}^L = \frac{\sum_{i=1}^n p_{i,s+1}x_{i,s}}{\sum_{i=1}^n p_{i,s}x_{i,s}} = \sum_{i=1}^n w_{i,s} \times \frac{p_{i,s+1}}{p_{i,s}} \quad (4-6)$$

라고 쓸 수 있다. 이것을 이용해서 기준시점을 0期, 비교시점을 t期로 하는 연쇄기준 베이스의 라스파이레스 물가지수  $CP_{0,t}^L$ 는,

$$CP_{0,t}^L = P_{0,1}^L \times P_{1,2}^L \times \dots \times P_{t-1,t}^L = \prod_{s=0}^{t-1} P_{s,s+1}^L \quad (4-7)$$

4) 통상, 물가지수는 목차 베이스에서 작성되어 있기 때문에, 엄밀한 의미에서의 연쇄지수를 작성하기 위해서는, 가중치를 매월 변경할 필요가 있지만, 이것은 통계작성상, 현실적인 방법이 아니다. 이 때문에 관례적으로 1년 이내의 짧은 간격으로 가중치를 변경해 가는 방식이 연쇄기준 방식이라고 불리어지고 있다. 자세한 것은, 森田(1989) II장을 참조.

라고 정의된다. 또, 마찬가지로, 파쇄 물가지수, 피셔 물가지수, 토른퀘비스트 물가지수의 연쇄기준 베이스의 지수계산식은,

$$CP_{0,t}^P = \prod_{s=0}^{t-1} P_{s,s+1}^P \quad (4-8)$$

$$CP_{0,t}^F = \prod_{s=0}^{t-1} P_{s,s+1}^L \times P_{s,s+1}^P = \sqrt{CP_{0,t}^L \times CP_{0,t}^P} \quad (4-9)$$

$$CP_{0,t}^T = \prod_{s=0}^{t-1} P_{s,s+1}^T = \prod_{s=0}^{t-1} \prod_{i=1}^n \left\{ \frac{p_{i,s+1}}{p_{i,s}} \right\}^{\frac{w_{i,t+1} + w_{i,t}}{2}} \quad (4-10)$$

이 된다.

## 2. 고정기준 라스파이레스 물가지수의 상방편의

다음으로, 앞서 말한 여러 지수계산식에 기초한 물가지수계열을 작성하고, 이들의 변동을 비교 검토하는 것을 통해, 고정기준 라스파이레스 계산식이 일으키는 상방편의의 크기를 검증하겠다.

고정기준 라스파이레스 물가지수의 상방편의의 크기에 대해서, 미국에서는 이미 다수의 추계(推計)가 행해지고 있다. 예를 들면, Aizcorbe and Jackman(1993)은 미국의 CPI에 대해서, 207품목, 44지역별로 가장 세분화된 레벨 데이터 약 8천계열을 이용, 연쇄기준 토른퀘비스트 지수·피셔 지수를 합성하여, 고정기준 라스파이레스 지수와 지수변동의 차이를 비교, 검토하고 있다<sup>5)</sup>. 이것에 의하면, 품목간의 대체효과에 따라서, 미국의 CPI는 1982년부터 1991까지 사이에, 연율 0.2%의 상방편의가 나타난다고 결론짓고 있다<sup>6)</sup>.

이에, 일본의 CPI 데이터를 이용해서, 지수계산식의 차이에 의해서 생기는 물가변동의 차이를 검토하도록 하겠다. 구체적으로는 CPI계열 안에서 1970~95

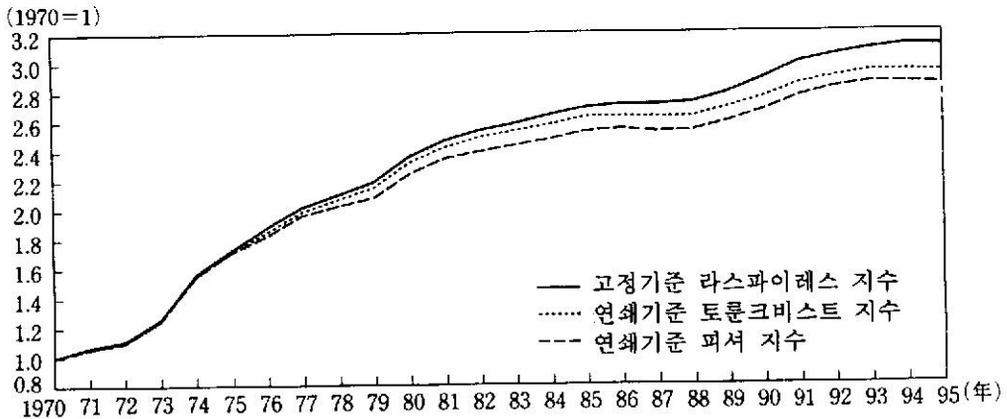
5) 대체효과의 크기를 보기 위해 라스파이레스 물가지수와 비교해야 하는 것은, 기준 시점에서 효용 수준을 일정하게 유지할 경우의 소비지출액의 비율로서 정의된 [생계비지수]이다. 라스파이레스 물가지수, 파쇄 물가지수와 생계비 지수의 관계에 대해서는, 이 장의 보론 2를 참조할 것. 또 여기에서 구체적으로 비교의 대상으로서인 토른퀘비스트 물가지수, 피셔 물가지수는 모두 거시경제학적 기초에 입각한 함수론적 지수론의 관점에서 바람직한 물가지수로 간주되는 [최람물가지수] <superiative price index> 라 되어 있다. 이 점에 관한 논의의 자세한 것은 이 장의 보론 3을 참조할 것.

6) 이 밖에, Braithwait(1980), Manser and McDonald(1988) 등에서도 편의의 추계가 행해지고 있어, 연율 0.1~0.2% 정도의 상방편의가 존재한다는 결과를 얻고 있다. 단, 이들 추계는 Aizcorbe and Jackman(1993)에 비교해 대상 연차가 오래되고, 또 분류 기준도 대략적이다.

년까지 연속한 계열이 이용가능한 최소의 분류기준(88분류)을 추출하고, 이것에 대응하는 가중치를 「가계조사」로부터 매년 시산(試算)함으로써<sup>7)</sup>, 고정기준 베이스의 라스파이레스 물가지수(CPI에 해당)<sup>8)</sup>와 연쇄기준 베이스의 토른케비스트 물가지수, 피셔 물가지수를 합성했다. 결과는 그림4-1에 나타나고 있지만, 고정기준 라스파이레스 물가지수와 연쇄기준 토른케비스트·피셔 물가지수의 사이에는 상당히 큰 괴리가 관찰된다.

각 계산식의 1995년의 지수수준은, 1970년을 1로 보았을 때, 고정기준 라스파이레스 물가지수가 2.961, 연쇄기준 토른케비스트 물가지수가 2.874, 연쇄기준 피셔 물가지수가 2,808이 된다. 이것을 연율 변화율로 환산하면, 순서대로, 4.438%, 4.313%, 4.2164%가 되고, 고정기준 라스파이레스 물가지수는 연쇄기준 토른케비스트·피셔 물가지수에 대해서, 모두 연율 0.125%, 0.221%의 상방편의를 가지게 된다는 계산이 된다. 이것은 앞서 말한 Aizcorbe

그림 4-1 지수산식에 의한 물가변동의 차이



(자료) 총무청 「소비자물가지수」 및 「가계조사」에서 추계

- 7) 구체적으로는, 총무청(1992)에서 나타내고 있는 1990년 기준지수의 가계조사조사항목과 CPI품목분류의 대응관계를 근거로, 소분류 베이스의 CPI가중치를 각 해마다 산출하고, 이 가중치를 사용하여, CPI소분류지수를 가중평균해 종합지수를 작성했다. 단, 매해마다의 가중치 산출이 곤란한 귀속(歸屬)집세에 대해서는 대상 외로 한다.
- 8) CPI에서는 5년마다 기준 개정이 행해져, 가중치가 갱신될 것을 감안, 여기에서 작성하는 고정기준 라스파이레스 물가 지지도, CPI의 기준개정에 맞추어서 가중치를 변경해 계산하고 있다.

표 4-1 지수산식에 의한 물가변동의 차이

		1970-75	1975-80	1980-85	1985-90	1990-95	1970-95
(연율 변화율)							
고정기준라스파이레스지수	(a)	11.379	6.315	2.586	1.117	1.153	4.438
연쇄기준토른퀘비스트지수	(b)	11.026	6.219	2.510	1.002	1.152	4.313
연쇄기준피셔지수	(c)	10.960	5.669	2.466	1.041	1.272	4.216
(과리)							
연쇄기준토른퀘비스트지수	(a)-(b)	0.353	0.096	0.076	0.114	0.001	0.125
연쇄기준피셔지수	(a)-(c)	0.419	0.646	0.120	0.076	-0.119	0.221

(자료) 총무청 『소비자 물가지수』 및 『가계조사』에 의해 추계(推計)

(備考) 사사오입(四捨五入)으로 연율 변화율의 차는 과리와 반드시 일치하지 않는다.

and jackman(1993)이 제시한 0.2% 정도라는 미국의 추계(推計)결과를 약간 밀돌고 있다. 또 Aizcorbe and jackman(1993)에서는 품목 분할을 세분화해서 추계하면 편의가 커진다는 가능성도 관찰되고 있어, 대상을 보다 세분화해서 계산하면 상방편의가 확대된다는 것을 알려준다.

이 사이에, 5년씩 기간을 분할해, 고정기준 라스파이레스 물가지수와 연쇄기준 토른퀘비스트·피셔 물가지수의 과리를 계산한 결과를 표 4-1에 나타냈다. 이 표를 보면, 기간과 지수계산식에 따라, 과리의 크기가 상당히 달라지는 것을 알 수 있다.

### 3. 품목단위 집계상의 문제

조사 상품의 품목단위를 둘러싼 집계의 문제는, 일반적으로는, 품목이하 단위의 가격지수가 공개되지 않기 때문에 집계가 곤란하다. 단 미국에 있어서는, 소비자물가지수 통계작성 당국인 BLS(Bureau of Labor Statistics)의 경제학자들에 의한 시산치(試算値)가 나와 있다. 보스킨 보고서에서는, 이들 연구를 기초로, 조사 상품의 품목단위를 둘러싼 집계시(集計時)의 상방편의를 0.25%로 추정하고 있다.

일본에서는, 이런 류의 연구 성과가 현재까지 공표되고 있지 않다. 단, ① 현시점에 있어서 일본의 CPI 상승률이 저수준이고, 지수 계산식에 기인하는 편익이 거의 무시할 수 있는 수준이며, ② 일본의 CPI 품목은 미국에서의 품목층(item strata)보다도 분류가 자세하다는, 두 가지 점을 함께 고려했을 때, 미국에서의 추계치(推計値) 보다 상당히 작을 것이다.

#### 4. 지수계산식 개선의 방향성

CPI 가올기를 검증하기 위해 이용한 토른퀘비스트 물가지수와 피셔 물가지수를 작성하기 위해서는, 비교시점(比較時点)의 가중치가 필요하다. 그러나, 가중치 산출을 위한 기초자료가 되는 [가계조사]가 공표될 때까지의 시차를 감안하면, 이들 지수계산식을 실제의 물가지수 작성작업에 적용하는 것은 곤란하다고 생각되어진다. 단, 그 한편으로 이미 살펴본 대로, 지수계산식에서 기인하는 상방편익을 무시할 수 없는 것도 사실이다. 따라서 보다 상방편익이 작고, 아울러 현실적인 지수계산식으로서 어떠한 것을 얻을 수 있을 것인가를 검토해 둘 필요가 있다.

##### 4.1 고정기준 라스파이레스 물가지수를 대체할 수 있는 지수계산식

고정기준 라스파이레스 물가 지수의 상방편익을 축소하기 위해서는, 품목간의 대체효과와 상승품목의 과대평가라는 두 문제점을 개선할 필요가 있다. 따라서, 지수계산식의 개선책은 연쇄기준 방식과 기하평균지수의 채용이 큰 포인트가 된다. 이하에서 검토할 지수계산식은 연쇄기준 방식에 의한 기준시의 가중치 기하평균 물가지수로, 그 구체적인 지수계산식을 나타내면 다음과 같다.

$$CP_{0,t}^A = \prod_{s=0}^{t-1} \prod_{i=1}^n \left\{ \frac{p_{i,s+1}}{p_{is}} \right\}^{w_{i,s}} \quad (4-11)$$

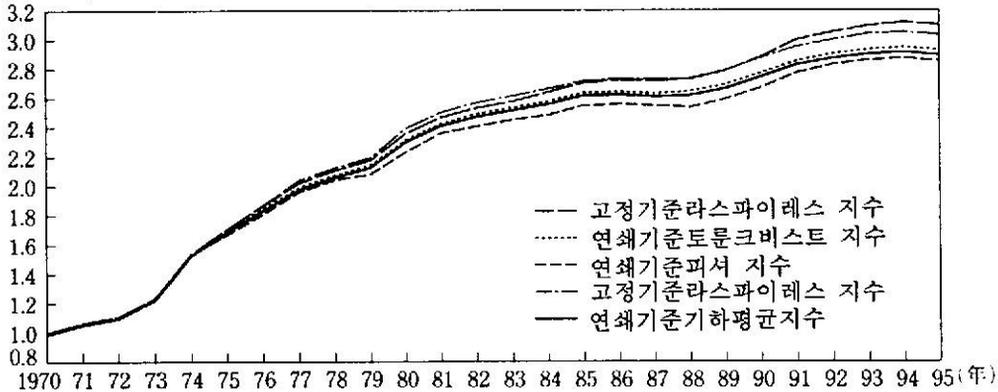
이 연쇄기준 방식에 의한 기준시의 가중치 기하평균 물가지수는 전년의 소비 지출액을 기준으로 매년 가중치를 산출하고, 이에 따라, 기하평균 방식을 취해, 가중평균을 구한 것이다. 따라서 가중치 산출의 수고는 증가하지만, 품목 자체의 재검토는 이제까지 대로 5년에 한번 기준을 개정할 때 하면 되므로, 실현 가능성은 높다 할 수 있다<sup>9)</sup>.

#### 4.2 지수계산식 변경의 구체적인 효과

앞에서 나온 그림4-1에서 이용한 가격·가중치 데이터에 의해, 연쇄기준 가중치 기하평균 물가지수를 시산(試算)한 결과를 그림4-2로 나타냈다. 이것을 보면, 이 지수는, 연쇄기준 토른퀘비스토 물가지수와 거의 같은 수준으로 추이하고 있고, 상방편의가 해소되고 있다. 다시 확인을 하는 의미에서, 연쇄기준 라스파이레스 물가지수도 합해서 구상해 보았는데, 이것은 고정기준 라스파이레스 물가지수에 상당히 가까운 수준으로 추이하고 있었으며, 연쇄기준 토른퀘비스토 물가지수에 대해서 연 평균 약 1.5%의 상방편의가 남는 결과가 된다. 이것은 기준시 가중치에 의한 가중평균이더라도, 매년, 가중치를 개정한 후, 기하평균에 의해서 가중하는 연쇄기준·기하평균방식을 채용하는 것으로, 지수계산식 자체에 기인하는 바이어스가 거의 해소될 수 있다는 것을 의미하는 것이다.

단, 라스파이레스 물가지수는 지수이론상, 생계비지수의 상한을 나타내는 것이기 때문에 소비자에게 미치는 최대한의 영향을 본다고 하는 관점에서, 생계비 지수의 근사치로서는 라스파이레스 물가지수가 타당하다 라는 견해도 얻을 수 있다. 또 통계의 연속성을 고려하면, 곧바로, 라스파이레스 계산식에 의한 물가지수 작성을 중지하는 것은 좋은 대책이 아니다.

(1970=1) 그림 4-2 연쇄기준·기준시 가중치 기하평균지수의 도입 효과



(자료) 총무청 「소비자물가지수」 및 「가계조사」에서 추계

9) 이 지수 계산식에 대해서도 CPI가 가계 조사에 선행해서 공표되기 때문에 가계 조사의 12월 조사 결과가 공표될 때까지 연초 수개월분에 대해서는 가계 조사가 공표로 되었던 단계에서 가중치를 수정하고, 다시 개정할 필요가 있다. 단, CPI, 가계조사는 아무래도 총무청이 작성하고 있는 통계이기 때문에, 가중치의 개정 작업은 어느 정도, 단축할 수 있으리라 생각된다.

따라서, 현실적인 대응책으로서는, 일정기간 동안 라스파이레스 물가지수와 기하 평균지수를 병행하여 작성·공표해 나가야 한다. 또한, 이 경우에는 복수(複數)의 지수계산식을 공표함으로써, 사용자에게 쓸데없는 혼란을 주지 않도록, 모든 지수 계산식의 의미를 명확하게 해 두는 것이 필요할 것이다.

#### 4.3 품목지수로의 집계상의 문제에 대한 대응책

미국에서 CPI를 작성하고 있는 BLS에서는 조사가격의 품목단위를 둘러싼 집계방식을, 종래의 산술평균을 대신해서 기하평균을 취함으로써, 상방편의를 도모하고 있다. 이미 설명한 대로 개별 조사가격을 산술평균에 의해 집계하면 지수 수준이 높은 상승 경향을 보이고 있는 조사가격의 변동이 과대하게 평가되어, 상방편의가 생기게 된다. 이에 반해, 기하 평균은 상승 경향에 있지만, 하락 경향에 있는 것도 동등하게 평가하는 것이 특징이다.

일본에서도, 미국과 같이 품목지수의 집계방식을 산술평균에서 기하평균으로 이행한 것에 대해 검토할 가치가 있다고 생각되어진다. 단, 이 문제의 검토에는 일반에게는 공개되지 않은 개별 점포에 관련한 가격의 정보가 필요 불가결하기 때문에 CPI 작성당국인 총무청에서의 검토를 기다리지 않으면 안된다<sup>10)</sup>.

### 5. 정 리

이 장에서는, 상대가격 변동에 기인하는 CPI의 계측오차를 라스파이레스 지수와 최량지수(最良指數)의 비교를 통해서 검증함과 동시에, 이 편의를 해소하기 위해 실현 가능한 지수계산식의 개선 방향성을 검토했다.

우선, 상대가격 변동에 수반되는 계측오차의 크기에 대해서는 고정기준 라스파이레스 물가 지수(CPI에 해당)가 연쇄기준 토른퀘비스토 물가지수, 피셔 물가지수에 대해서 모두 연을 환산으로 0.125%, 0.221%의 상방편의를 제시하고 있는 것으로 보여졌다. 이것은, Aizcorbe and jackman(1993)이 제시한 0.2% 정도의 미국의 추계(推計)성과를 약간 밑돌고 있다.

10) 단, 일본의 CPI에서는 한 품목당 하나의 조사상품을 특정해 가격조사를 행하고 있다. 이 때문에, 통계 작성당국 측에서도 품목 내에서의 대체관계를 검증하기 위한 가격 데이터를 충분히 보유하고 있지 않다고 생각된다. 따라서 기하평균법의 도입에 의해서 제품간의 대체관계가 초래하는 가격 집계상의 왜곡이 어느 정도 해소될 것인지를 검증하기에는 큰 곤란이 수반될 것이다. 이 점은 장래의 큰 검토 문제가 될 것이다.

다음으로, 지수계산식 개선의 방향성에 대해서도 검토가 이루어졌다. 결론은 연쇄기준 방식에 의한 기준시의 가중치 기하평균 지수계산식의 도입이 바람직하다는 것이다. 현행 CPI에서 채용되고 있는 고정기준 라스파이레스 지수계산식은 품목간의 대체효과와 지수수준이 높은 품목의 과대평가라고 하는 두 가지 문제점을 안고 있다. 이러한 고정기준 라스파이레스 지수의 계산식상의 문제에서 기인하는 상방편의는 연쇄기준·기준시의 가중치 기하평균지수에 의해서 거의 해소할 수 있음을 나타냈다. 이 결과는 상대가격 변동에 수반되는 물가지수의 계측오차에 대처하면서, ①연쇄기준 방식의 채용에 의해 가능한 한 최신시점(最新時点)의 가계지출 행동에 관한 정보를 가중치에 반영시킬 것, ②기하평균지수에 의해 지수수준의 고저에 관계없이 가격 변동을 균등하게 평가시킬 것, 이 두 가지 점이 상당히 중요하다는 것을 시사한다.

물가지수에 관한 대체효과의 영향을 둘러싼 연구로서는, 이 장에서 살펴본 라스파이레스 물가지수와 최량물가지수의 비교 외에, 다음 두 가지의 접근법을 고려할 수 있다. 이들 접근법에 의한 대체효과 크기의 검증은, 금후의 과제가 될 것이다.

첫 번째 접근법은 이 장에서 채용한 접근법의 경제이론적인 문제점을 개선하기 위해, 특정한 소비자 행동 모델을 추계(推計)한 위에, 최소지출함수를 도출시켜, 경제 이론과 일치적인 생계비 지수를 계산하려 하는 것이다. 이 접근법의 대표적 응용 예로서는 Braithwait(1980)이 있는데, 미국에서의 1958년부터 1973년까지의 데이터를 이용하여, 종합 지수에서 +1.5%의 상방편의가 생겼다는 계측결과를 보여주고 있다<sup>11)</sup>.

그리고 두 번째 접근법으로서 동태적·요소·모델(dynamic factor model)<sup>12)</sup>이라 불리어지는 시계열(時系列)모델을 이용해, CPI의 구성요소 가운데 기초적(基調的)인 물가변동을 유출할 기법이 있다. 이것은 최근 급속히 발전하고 있는 시계열 모델에 관한 통계기법을 활용한 것으로, 이제까지 미국의 Bryan and Cecchetti (1984)의 연구가 유일한 것이다. 그 결과는 1967년부터 1992년까지의 사이에 연율 평균 +0.6% 포인트의 상방편의가 생겼음을 나타내고 있다.

11) 단, 이 접근법에 있어서도, Braithwait(1980)이 지적한 것처럼 어느 정도의 품목이 정리될 때마다 집계되었던 거시 데이터를 이용하기 때문에, 품목간의 대체관계에 관한 정보가 상쇄(相殺)되어, 대체효과를 과소 추계할 가능성이 있는 점에 유의가 필요하다. 이 점을 고려하면, 가능한 한 자세하게 품목을 분할해 추계(推計)를 행하는 것이 바람직하겠다. Braithwait(1980)에서는 가계 지출 전체를 53 품목으로 분할한 데이터를 이용하고 있다.

12) 동태적·요소·모델에 대해서는 加納·濟藤(1984), Stock and Watson(1989)을 참조할 것.

## 제 4 장의 보 론(補論)

### 보론1 산술평균 지수와 기하평균 지수 : 지수수준의 영향

라스파이레스형(型)의 물가지수는, 가중산술평균에 의해 지수의 합성을 행하고 있지만, 산술평균 방식은, 물가 상승률을 보고, 경향적으로 하락하고 있는 품목(지수수준이 높은 품목)을 크게 평가한다는 결점이 있다.

표4-A-1은, 산술평균지수와 기하평균지수의 변동 패턴의 차이를 나타낸 수치 예이다. 이 예에서 물가지수는 품목 A와 품목 B, 2품목으로 구성되며, 가중치는 모두 균등하게 배분되고 있다. 또 각 품목의 가격 변동은, 품목 A가 시점 0에서 시점 1,2로, 두 배씩 상승한 후, 시점 3,4에서 50%씩 하락, 품목 B는 그 반대가 된다고 상정하고 있다. 따라서, 각 품목의 전년비변화율(前期比變化率)은, 품목 A, B에서, 시점 1,2와 시점 2,3 사이에서 대칭적인 형태가 된다.

표 4-A-1 산술평균지수와 기하평균지수의 시산예

	시점0	시점1	시점2	시점3	시점4
물가(엔)					
품목A	4,000	8,000	16,000	8,000	4,000
품목B	4,000	2,000	1,000	2,000	4,000
산술평균	4,000	5,000	8,500	5,000	4,000
기하평균	4,000	4,000	4,000	4,000	4,000
지수(시점0=100)					
품목A	100.0	200.0	400.0	200.0	100.0
품목B	100.0	50.0	25.0	50.0	100.0
산술평균	100.0	125.0	212.5	125.0	100.0
기하평균	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
변화율(%)					
품목A		100.0	100.0	-50.0	-50.0
품목B		-50.0	-50.0	100.0	100.0
산술평균		25.0	70.0	-41.2	20.0
기하평균		0.0	0.0	0.0	0.0

요즘 종합지수의 움직임을 보면, 산술평균 방식은, 지수수준이 높은 품목 A의 움직임을 보다 크게 반영해 변동하고 있는 반면, 기하평균 방식은 양자의 움직임을 균등하게 평가, 지수수준이 종합지세의 경향을 보인다. 산술평균 방식에 대해서 특히 시점 1과 2,3과 4의 변동을 비교해 보면, 각각의 품목의 변동율은 같으면서, 상대적으로 지수수준이 높은 시점 2, 3에 있어서 품목 A의 변동이 크게 반영되는 것을 확인할 수 있다.

이 점을, 수식을 사용해서, 정리해 두겠다. 지금 일반적으로  $t$ 期の 라스파이레스 물가지수 (종합)  $P_t$ 은

$$P_t = \sum_{i=1}^n w_{i,0} p_{i,t} \quad \text{단,} \quad \sum_{i=1}^n w_{i,0} = 1 \quad (4-A-1)$$

라고 정식화 할 수 있다. 여기에서  $w_{i,0}$ 은  $i$ 財 ( $i=1,2, \dots, n$ )의 가중치,  $p_{i,t}$ 은  $t$ 期の  $i$ 財의 개별 물가지수를 의미하고 있다. 이 때, 물가지수의 전기(前期) 변화율은,

$$\pi_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} = \frac{\sum_{i=1}^n w_{i,0} (p_{i,t} - p_{i,t-1})}{P_{t-1}} = \sum_{i=1}^n \frac{w_{i,0} p_{i,t-1}}{P_{t-1}} \frac{p_{i,t} - p_{i,t-1}}{p_{i,t-1}} = \sum_{i=1}^n w_{i,t} \dot{p}_{i,t}$$

$$\text{단, } w_{i,t} = \frac{w_{i,0} p_{i,t-1}}{P_{t-1}}, \quad \dot{p}_{i,t} = \frac{p_{i,t} - p_{i,t-1}}{p_{i,t-1}} \quad (4-A-2)$$

라고 표시할 수 있다. 이것은 종합물가지수의 변화율이, 기준시의 가중치를 전기(前期) 종합지수와 개별지수의 비율로 조정한 가중치(이하, 「실질 가중치」라고 부른다)에 의한 가중평균이 되는 것을 의미하고 있다.

## 補論2 라스파이레스 물가지수와 생계비 지수

CPI는 지수론적으로는, 소비자선택이론 위에 입각한 「생계비지수」를 라스파이레스 물가지수에 의해 근사하고 있다고 해석할 수 있다.<sup>1)</sup>

생계비지수라는 것은, 물가수준의 변동을 어느 시점과 등가(等價)한 재화(財貨)·서비스(시장바구니)를 가계가 구입하기 위해 필요한 소비지출 금액에

1) 물가지수의 지수론으로서의 논의에 대해서는 Diewert(1987), Poiak(1989), 森田(1989)등을 참조.

따라서 측정하려고 하는 것이다. 이 경우, 가격 변동에 수반하는 생계비의 변화는, 소비자의 후생에 어떠한 영향이 미치는가에 따라 평가되고, 소비자 선호(選好)의 이론에 근거해, 동일 무차별곡선상의 재화·서비스를 구입하기 위해 필요한 소비지출 금액의 비율로서 정의된다. 즉, 소비자의 일정한 효용비율을  $u^R$ , 시점  $t$ 에 있어서 이 효용수준을 실현하기 위해 필요한 소비지출액을  $C(p^t, u^R)$ 라고 하면, 시점 0을 기준시점으로 하는 시점 1의 생계비 지수는 다음 식과 같이 정식화(定式化)된다.

$$P(p^1, p^0, u^R) = \frac{C(p^1, u^R)}{C(p^0, u^R)} \quad (4-A-3)$$

또 어느 시점의 소비 수량을 고정하는 형태의 물가지수는,  $q^R$  을 시점  $j$ 에 있어서의 가격 벡터(vektor)  $p^j$ 의 아래에서 효용을 최대화하는 소비수량 벡터라 하면, 일반적인 형태로서 다음 식과 같이 표시할 수 있다.

$$P(p^1, p^0; q^R) = \frac{p^1 q^R}{p^0 q^R} \quad (4-A-4)$$

따라서 라스파이레스 지수, 파쉐 지수는 각각

$$P(p^1, p^0; q^0) = \frac{p^1 q^0}{p^0 q^0} \quad (4-A-5)$$

$$P(p^1, p^0; q^1) = \frac{p^1 q^1}{p^0 q^1} \quad (4-A-6)$$

로 표시된다.

이상의 정식화(定式化)를 토대로, 라스파이레스 지수, 파쉐 지수와 생계비 지수의 관계를 정리해 두면, 우선 라스파이레스 지수와 생계비 지수 사이에는 다음식의 관계가 성립한다.

$$P(p^1, p^0; q^0) = \frac{p^1 q^0}{p^0 q^0} \leq \frac{C(p^1, u^1)}{C(p^0, u^1)} = P(p^1, p^0; u^1) \quad (4-A-7)$$

즉, 우선, 분자끼리를 비교하면, 소비 벡터(vektor)  $q^0$  는 효용 수준  $u^0$ 을 실현하지만, 가격 벡터  $p^1$ 아래에서 반드시 지출 금액을 최소화하고 있는 것은

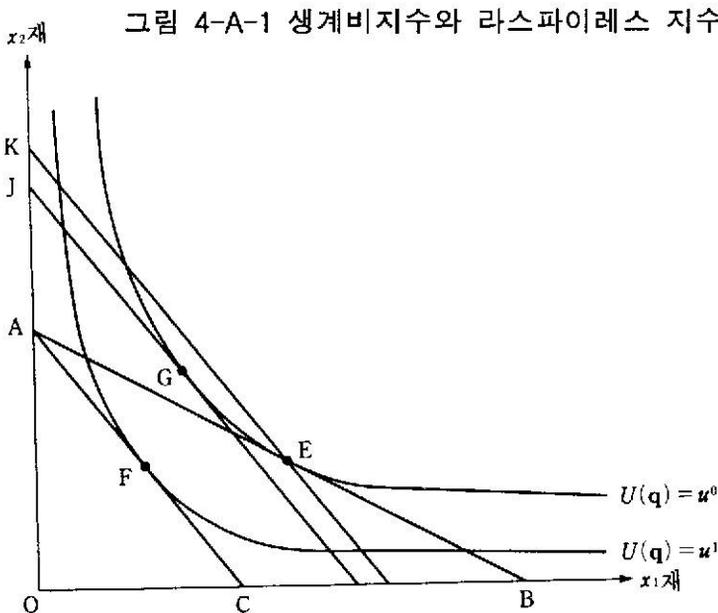
아니기 때문에, 가격 벡터  $p^1$ 에 대한 소비 벡터  $q^0$ 의 지출 금액인  $p^1 q^0$ 은 가격 벡터  $p^1$ , 효용수준  $u^0$ 의 아래에서 지출금액을 최소로 하는  $C(p^1, u^0)$ 을 웃돌게 된다. 한편, 본모는 정의에서  $p^0 q^0$  와  $C(p^0, u^0)$ 가 동등해진다.

파쇄 지수와 생계비 지수의 관계는 같은 논의에 의해,

$$P(p^1, p^0; q^1) = \frac{p^1 q^1}{p^0 q^1} \leq \frac{C(p^1, u^1)}{C(p^0, u^1)} = P(p^1, p^0; u^1) \quad (4-A-8)$$

가 된다.

이상의 관계를 그림으로 확인해 두면, 우선, 그림4-A-1에 있어서 시점 0의 소비자 균형은 당초의 예산제약선(豫算制約線) AB와 효용수준  $u^0$ 에 대응하는 무차별곡선의 접점 E에서 실현한다. 여기에서 제 1財의 가격이 상승하면, 예산제약선이 AC에 이동하고, 소비자 균형은 F로 이동한다. 이 상대가격 하에서 시점 0에 있어서의 효용수준  $u^0$ 을 보증하기 위해서는, G가 실현될 필요가 있다. 새로운 상대가격 하에서 E,G를 실현하기 위해서는 G가 실현될 필요가 있다. 새로운 상대물가 하에서 E,G를 실현하기 위해 필요한 예산제약선은 제각기, K,J에서 세로축과 교차하지만, 여기에서는 제 2財의 가격은 불변하다고 가정하고 있기 때문에, 원점에서의 거리의 비(比)가 지출금액의 비가 된다.



따라서, 라스파이레스 지수, 생계비 지수,

$$P(p^1, p^0; q^0) = \frac{p^1 q^0}{p^0 q^1} = \frac{OK}{OA} \quad (4-A-9)$$

$$P(p^1, p^0; u^0) = \frac{C(p^1, u^0)}{C(p^0, u^0)} = \frac{OI}{OA} \quad (4-A-10)$$

에 대해서

$$\frac{OK}{OA} < \frac{OI}{OA} \quad (4-A-11)$$

이 되고, 라스파이레스 지수가 생계비 지수보다 커지는 것이 확인된다.

또, 파쉐 지수와 생계비 지수의 관계에 대해서도, 마찬가지로 그림4-A-2에서,

$$P(p^1, p^0; q^1) = \frac{p^1 q^1}{p^0 q^1} = \frac{OA}{OM} \quad (4-A-12)$$

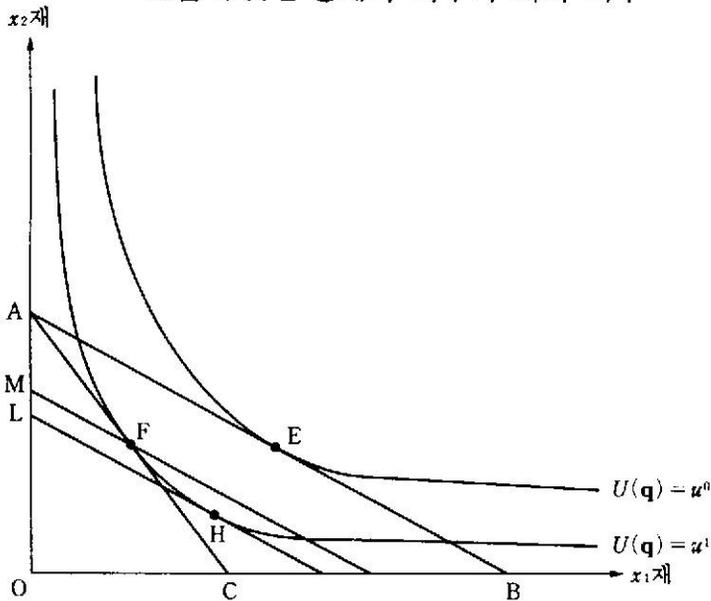
$$P(p^1, p^0; u^1) = \frac{C(p^1, u^1)}{C(p^0, u^1)} = \frac{OA}{OL} \quad (4-A-13)$$

이 되고,

$$\frac{OA}{OM} < \frac{OA}{OL} \quad (4-A-14)$$

라고, 생계비 지수가 파쉐 지수를 웃도는 것으로 나타난다.

그림 4-A-2 생계비 지수와 피셔 지수



단, 여기에서 유도되었던(4-A-11)식과(4-A-14)식의 부등식은, 생계비 지수가 파쉐 지수와 라스파이레스 지수의 중간에 반드시 위치하는 것을 의미하는 것은 아니다. 즉 생계비 지수는, 어느 시점의 효용수준을 기준으로서 측정할 것인가에 의존하기 위해, 일반적으로 동일한 효용 함수를 가지고 있었다고 하더라도, 소득수준이 다르면, 상대가격변화의 영향이 달라진다. 따라서, 시점0, 1의 효용수준을 기준으로 하는 생계비 지수,  $P(p^1, p^0; u^0)$ ,  $P(p^1, p^0; u^1)$ 의 대소관계는 일반적으로는 부정확하다.

생계비지수가 파쉐 지수와 라스파이레스 지수의 중간에 위치하기 위해서는 효용함수가 유사하게 확대되는(homothetic) 형상(形狀)으로, 소득·소비곡선이 원점에서 직선이 되고, 소득수준이 변화하더라도 지출 패턴은 불변이라는 것이 필요하게 된다. 상사 확대적(homothetic, 相似擴大的)인 효용함수를 가정하면, 지출함수를  $C(p, u) = a(p) \times b(u)$ 라는 형으로 가격과 효용수준에 관해 분리 가능해 진다는 것이 알려져 있다<sup>2)</sup>, 이 때문에 생계비 지수는 가격 벡터에만 의존하게 된다. 즉,

$$\begin{aligned} P(p^1, p^0; u^0) &= \frac{C(p^1, u^0)}{C(p^0, u^0)} = \frac{a(p^1) \times b(u^0)}{a(p^0) \times b(u^0)} = \frac{a(p^1)}{a(p^0)} \\ &= \frac{a(p^1) \times b(u^1)}{a(p^0) \times b(u^1)} = \frac{C(p^1, u^1)}{C(p^0, u^1)} = P(p^1, p^0; u^0) \quad (4-A-15) \end{aligned}$$

가 되고,

$$P(p^1, p^0; q^1) \leq P(p^1, p^0; u^1) = P(p^1, p^0; u^0) \leq P(p^1, p^0; q^0) \quad (4-A-16)$$

라는 관계가 성립한다.

### 補論3 연쇄기준 토른퀘비스트 물가지수에 대해서

여기에서는 본문에서 라스파이레스 물가지수와 비교하여, 상대가격 변동에 수반되는 편의의 지침으로서 연쇄기준 토른퀘비스트 물가지수에 대해 이론적인 기초를 정리하겠다. 다음으로는 연쇄기준 토른퀘비스트 물가지수를 디비시아(Divisia) 물가지수의 이산근사(離散近似)라고 이해할 수 있다는 점, 그리고, Diewert(1976)가 최량지수(最良指數)라고 부른 바람직한 물가지수의 성격을 구비하고 있다는 점이 보인다.

2) Deaton and Muellbauer(1980) 5장을 참조

### 이산(離散)디비지아(Divisia)지수로서의 해석

디비지아지수는 명목치를 수량지수와 가격지수로 나누어, 경제성장의 요인 분석을 행하는 케이스 등에 자주 이용되는<sup>3)</sup>, 평가가 높은 지수 계산식의 하나이다. 여기에서 물가지수에 초점을 맞추기 위해, 디비지아 물가지수  $P(t)$ 를 일반적인 형으로 표현하면,

$$P(t) = P(0) \times \exp \left\{ \int_0^t \frac{\sum_{i=1}^n \dot{p}_i(t) q_i(t)}{\sum_{i=1}^n p_i(t) q_i(t)} dt \right\} \quad (4-A-17)$$

라고 정의된다. 여기에서  $p_i(t)$ ,  $q_i(t)$ 는  $t$ 기에 있어서의 第  $i$ 財( $i=1,2, \dots, n$ )의 가격과 소비수량,  $\dot{p}_i(t)$ 은  $p_i(t)$ 의 시간에 관한 導함수  $dp_i(t)/dt$ 를 의미하고 있다. 더욱이,  $t$ 기에 있어서의 第  $i$ 재의 지출 시장점유율(share)을,

$$w_i(t) = \frac{p_i(t) q_i(t)}{\sum_{i=1}^n p_i(t) q_i(t)} \quad (4-A-18)$$

이라고 하면, 디비지아 물가지수는

$$P(t) = P(0) \times \exp \left\{ \int_0^t \sum_{i=1}^n w_i(t) \left( \frac{\dot{p}_i(t)}{p_i(t)} \right) dt \right\} \quad (4-A-19)$$

라고 표현할 수 있다. 이 식에서 알 수 있듯이, 디비지아 물가지수는 시간에 관한 연속 함수로서 정의된다는 특징을 가지고 있다.

단, 디비지아 물가지수를 실제의 데이터에 적용하기 위해서는 연속형이 아닌, 이산형(離散型)에 근사할 필요가 생긴다. 지출 시장점유율(share)을 이용한 형태의 디비지아 물가지수를 이산근사(離散近似)하면, 지출 시장점유율을 가중치로 하는 가중기하 평균에 의한 연쇄기준 지수

$$P(t) = P(0) \prod_{s=0}^{t-1} \left\{ \prod_{i=1}^n \left( \frac{p_i(s+1)}{p_i(s)} \right)^{\bar{w}_i(s)} \right\} \quad (4-A-20)$$

에 귀착한다. 이때, 가중치를 당기(當期)와 전기(前期)의 평균치

$$(\bar{w}_i(t) = \{w_i(t) + w_i(t-1)\}/2) \text{ 라고 한다면,}$$

3) 자세한 것은 黒田(1984) 12장, 黒田(1989) 6,7장을 참조할 것.

$$P(t) = P(0) \prod_{s=0}^{t-1} \prod_{i=1}^n \left\{ \frac{p_i(s+1)}{p_i(s)} \right\}^{\frac{w_i(s+1) + w_i(s)}{2}} = CP_{0,t}^T \quad (4-A-21)$$

이 되고, 제2절에서 정의한 토른케비스트 물가지수와 동등해진다(단, 본문 중에서는  $P(0)=1$ 로 기준화되어 있다<sup>4)</sup>)

### 최량지수(superlative index number)로서 자리 매김

다음으로 함수론적 지수론(functional index number approach)의 관점에서, 토른케비스트 물가지수의 특징을 정리해 두자, 일반적으로 물가지수, 수량지수라고 하는 지수의 산출은 개별정보를 집약·평가한다라는 집계문제에 이해할 수 있다. 이 때문에 함수론적 지수론은 지수 산식과 그것에 대응하는 집계함수를 구하고, 지수 계산식의 성질을 검토해 가게 된다.

이런 입장에서 Diewert(1976)은 지수계산식이 바람직함의 기준으로서, 어느 지수계산식이 특정의 집계함수와 이론적으로 일치하는 관계에 있는가 하는 견해를 보이고, 이것을 만족할 지수 계산식을 「함수일치지수」(exact index number)라고 부른다. 그리고 이 함수일치지수군 가운데 지수와 일치하는 집계함수가 임의의 2계 미분 가능한 함수 근사식을 부여하는 경우, 그 지수계산식을 특히 [최량지수(最良指數)](superlative index number)라 정의하고 있다. Diewert(1976)에서는 디비지아 지수의 이산근사로서 정식화되는 토른케비스트 지수가 트랜스·로그형(形) 집계함수(trans-log aggregation function)와 일치하는 최량지수라는 것을 나타내고 있다<sup>5)</sup>.

지금, 0期和 1期の 물가지수, 수량함수를

$$P(p_0, p_1, q_0, q_1) \quad (4-A-22)$$

4) 디비지아가 함수에 대해서 지적되고 있는 문제로서는,  $I_{rs} \times I_{st} = I_{rt} (r \neq 1)$  라고 정식화된 순환 테스트에, 일반적으로는 합격하지 않는다는 점을 들 수 있다. 이것은 디비지아 지수의 경로 의존성(path dependence)에 기인하는 것이다. 디비지아 물가지수가 경로독립이 되는 것은, 효용함수가 유사하게 확대되는(homothetic) 것으로 알려져 있다. 효용함수가 유사하게 확대되는 것은(homothetic), 지수론 가운데에서 자주 가정되지만, 그 현실적 타당성에는 논의의 여지가 있다고 하겠다.

5) 또한, 피셔 물가지수에 대해서도, Diewert(1976)가,  $C(p) = (\sum \sum a_{ij} p_i p_j)^{\frac{1}{2}}$  단,  $a_{ij} = a_{ji}$ 라는 2차형식의 가격함수와 일치적인 것을 나타내고 있다.

$$Q(p_0, p_1, q_0, q_1) \quad (4-A-23)$$

라고 표시한다. 단,  $p_t, q_t$ 은, 각각 제  $t$ 期の 가격 벡터, 수량 벡터이다. 여기에서 물가지수, 수량지수에 대응하는 집계함수를  $C(p_t), u(q_t)$ 라 할 때에 지수계산식과 집계함수와의 사이에

$$P(p_0, p_1, q_0, q_1) = C(p_1)/C(p_0) \quad (4-A-24)$$

$$Q(p_0, p_1, q_0, q_1) = u(q_1)/u(q_0) \quad (4-A-25)$$

라는 관계가 일의적(一意的)으로 성립할 경우, 이 지수 계산식은 집계함수와 일치(exact)한다고 정의하고, 이러한 집계함수와 일의적(一意的)인 대응 관계를 가진 지수계산식을 함수일치적 지수라 부른다.

여기에서 트랜스·로그형 가격함수는

$$\ln c(p) = a_0 + \sum_{i=1}^n a_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n a_{i,j} \ln p_i \ln p_j$$

$$\text{단, } \sum_{i=1}^n a_i = 1, \quad a_{i,j} = a_{j,i}, \quad \sum_{j=1}^n a_{i,j} = 0 \quad (i=1, 2, \dots, n) \quad (4-A-26)$$

라고 정식화된다. 여기에서, Diewart(1976)에 나타나 있는 이차근사(二次近似)의 정리(quadratic approximation lemma)<sup>6)</sup>를 이용하면,

$$\begin{aligned} \ln c(p_1) - \ln c(p_0) &= \frac{1}{2} \left\{ \frac{\partial \ln c(p_1)}{\ln p_1} + \frac{\partial \ln c(p_0)}{\ln p_0} \right\} (\ln p_1 - \ln p_0) \\ &= \frac{1}{2} \left\{ \frac{p_1}{c(p_1)} \frac{\partial \ln c(p_1)}{\ln p_1} + \frac{p_0}{c(p_0)} \frac{\partial \ln c(p_0)}{\ln p_0} \right\} (\ln p_1 - \ln p_0) \end{aligned}$$

6) 2차근사의 정리(quadratic approximation lemma)는 다음과 같다. 지금, 2차함수  $F(z)$ 가,

$$F(z) = a_0 + \sum_{i=1}^n a_{1i} z_i + \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n a_{2ij} z_i z_j \quad \text{라고 정의되고, 매개변수에 대해서, } a_{2ij} = a_{2ji} \text{가}$$

$$\text{충족되었을 때, 그 때만, } F(x_1) - F(z_0) = \frac{1}{2} \{ \nabla F(z_1) + \nabla F(z_0) \} (z_1 - z_0)$$

단,  $\nabla F(z_i) (i=1, 2)$ 은,  $z_i (i=1, 2)$ 로 평가한 함수  $F(z_i)$ 의 미계수 벡터가 성립한다.

$$= \frac{1}{2} \left\{ \frac{p_1 q_1}{c(p_1)} + \frac{p_0 q_0}{c(p_0)} \right\} (\ln p_1 - \ln p_0)$$

(∵ Shephard's lemma)

$$= \sum_{i=1}^n \frac{1}{2} (w_{i1} + w_{i0}) \ln \left( \frac{p_1}{p_0} \right) \quad (4-A-27)$$

가 유도되어, 토른퀘비스트 물가지수가 트랜스·락 물가지수와 일치라는 점이 보여진다.

또한, 트랜스·락 효용함수는,

$$\ln u(q) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln q_i + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n \alpha_{ij} \ln q_i \ln q_j \quad (4-A-28)$$

라고 정식화되지만, 트랜스·락 가격함수와 트랜스·락 효용함수는 서로 쌍대(雙對)관계가 아닌 것에 주의할 필요가 있다. 이 때문에 토른퀘비스트 물가지수와 토른퀘비스트 수량지수 사이에서는 PQ=V와 요소역전(要素逆轉) 테스트가 성립하지 않게 된다.

## 제 5 장 품질 변화의 계측(1) : 이론적 기초

일반적으로 물가지수라는 것은, 어느 기준 시점으로부터 일정한 품질이 확보되었을 때의 물가 변동을 포착하는 「품질조정완료 물가지수」라고 이해할 수 있다. 그러나, 재화(財貨)의 품질을 조정한 품질조정완료 물가지수를 작성하는데는, 일정해야 하는 품질이라는 것이 대체 무엇인가라는 문제가 제기된다. 품질이라는 것은, 일반적으로 재화·서비스에 대한 주관적인 평가를 말하는데, PC처럼 기술 혁신이 현저한 제품에 대해서는, 일정한 품질이 확보된 가격을 조정하기 위해, 구체적으로 어떠한 수단을 취해야 하는가 하는 큰 문제가 발생한다.

경제 분석상, 재화·서비스의 품질변화를 포착하는 수단으로서 「헤도닉(hedonic)·접근법」<sup>1)</sup>이 폭넓게 이용되고 있다. 헤도닉·접근법에서는 제품의 품질이 이것을 구성하는 기능과 성능으로 나뉜다고 생각해, 이들을 반영할 객관적인 지표를 이용하여 종합적인 품질을 개별의 기능, 성능의 완화로서 평가한다. 이 기법에 대해서는 적용 범위가 기능·성능에 관한 정보를 모을 수 있는 일부의 제품·서비스에 한정되는 것과, 지수작성에 요구되는 비용(cost)이 과다하게 되는 문제점이 지적되고 있다. 그러나, 그 최대의 장점은 품질이라는 주관적인 평가에 관해서 자의성(恣意性)을 배제하고, 기능·성능을 나타내는 객관적인 지표에서 판단기준을 구하는 점이 있다.

이 장에서 7장까지 3장을 들어, 헤도닉·접근법을 적용해, 소비자 물가지수에 있어서의 품질 변화의 문제를 검토하겠다. 이 장에서는 논의의 출발점으로 [헤도닉·접근법]의 기본적인 견해를 정리하겠다. 그를 위해 우선 제품의 품질을 어떻게 정의할 것인가 하는 점을 논의한 후, 품질변화의 문제를 분석할 기본적인 틀로 되고 있는 랭커스터·모델에 의한 소비자 행동이론을 소개하겠다. 게다가, Rosen(1974)의 논의를 밟아가면서, 헤도닉·접근법의 이론적 기초를 검토하겠다.

1) 헤도닉·접근법에 의한 분석은 농업경제학자 Waugh(1928)가 보스톤 시장의 야채 가격 분석에 적용한 업적을 단서로 한다. 단, 직역하면 쾌락적이라는 의미가 되는 [hedonic]이라는 용어는 그 후 Court(1939)가 동기법을 이용해서 자동차 분석을 했을 때, 품질을 안락함과 쾌적함을 나타내는 여러 특성 혹은 성능 지표에 환원시킬 것을 의식하고 명명(命名)한 것이다. 헤도닉·접근법의 자세한 내용은 제2절에서 소개하지만, 太田(1980), Berndt(1991) 등도 참조할 것.

## 1. 품질변화를 포착하는 견해

이 절에서는 재화·서비스의 품질을 그 특성에 환원시켜 파악하고자 하는 헤도닉 가설에 대해서 검토한 후, 그 구체적인 분석 틀을 제공하는 랭커스터·모델을 소개하겠다. 또 아울러, 랭커스터·모델을 일본의 컴퓨터 시장에 적용시켜, 간단한 분석을 시도해보겠다.

### 1.1 품질의 정의 : 헤도닉 가설

헤도닉·접근법에서는 경제에서 취급되는 각종 재화·서비스의 가격이, 그 재화·서비스의 품질을 나타내는 각종 특성에 의존하고 있다고 생각한다. 이 접근법에 경제학적 의미를 부여하는 것이 바로 헤도닉 가설이라고 불리는 견해로, 어느 재화·서비스의 전체적인 품질을 여러 특성의 합성이라고 본다.

여기에서 우선 문제가 되는 것은, 특성에 따라서 파악하려고 하는 품질의 의미이다. 太田(1980)에 따라서, 품질이라는 단어의 정의를 정리해 두면 ①어느 재화가 제공하는 기능·서비스를 구성하는 객관적인 여러 특성의 수준, ②어느 재화가 객관적인 여러 특성의 수준에 대한 종합적인 평가라는 두 가지 의미가 있다고 생각되어진다. 전자의 의미에서의 품질이란, PC를 예로 들어 생각해 보면, 처리속도, 주 기억용량, 보조 기억장치의 종류·용량이라는 카탈로그 등에 기재되어 있는 물리적인 특성을 조합시켜 표현할 수 있다. 이 경우 품질의 정의는 이러한 여러 특성의 수준이 완전히 동일한 PC는 같은 품질이고, 다른 PC는 다른 품질이라는 것이 된다.

그러나 물가 지수에 있어서 품질 변화의 문제를 처리할 경우에는, 후자인 [재화(財貨)의 객관적 특성에 대한 종합적인 평가]라는 의미에서 품질을 파악할 필요가 생긴다. 즉, 컴퓨터의 가격변화를 평가하기 위해서는 컴퓨터 한대에 포함되어 있는 여러 특성의 수준을 뭔가 한 개의 지표에 종합시킴으로써, 어느 컴퓨터의 품질은 다른 어떤 컴퓨터 품질의 몇 배인가를 정량적(定量的)으로 비교하는 기법이 필요하게 된다. 헤도닉·접근법은 공통의 객관적 성질을 나타내는 특성의 수준에 의존해서 제품가격이 결정된다고 생각하기 때문에, 공통의 객관적 특성이 금액환산 가능하게 된다<sup>2)</sup>

2) 헤도닉·접근법은 수학적으로는 다음과 같이 표현할 수 있다. 즉, 어떤 제품  $i$ 의 기능·성능을 나타내는 여러 특성을  $n$ 차원의 벡터(vektor)  $C^i$  라고 하면, 이것을 금융 환산된 품질  $p^i$  (스칼라)로 변환한 함수  $h(\cdot)$ 로서  $p^i = h(C^i)$ 라고 표현된다.

## 1.2 랭커스터·모델에 의한 품질변화의 포착

이상과 같은 헤도닉·접근법에 대해서, 경제 이론적인 기초를 주고 있는 것은, [새로운 소비자 이론]이라고 불리어지는 [랭커스터·모델(Lancaster model)]에 근거한 소비자행동이론이다<sup>3)</sup>.

여기에서 랭커스터·모델과 통상적인 거시경제학에서의 소비자 행동 모델의 차이에 대해, 그림5-1을 이용해서 설명을 하겠다. 우선 통상적인 거시경제학의 틀에서는, 품질이 조금이라도 다른 재화는 완전히 별도의 재화로서 취급한다. 즉, 그림5-1(a)에 있어서, 대체관계에 있는 제품 1과 제품 2는 서로 조금씩 품질이 다르기 때문에, 별개의 재화로서 정의되며, 소비자의 선호 관계는 이 두 종류 재화의 소비량 위에서 정의되고 있다. 그리고 소비자의 균형은 예산집합(豫算集合)과 무차별곡선이 접한  $E^*$ 가 된다. 이러한 재화의 수와 품질이 부여된 것이라는 단순화 가정은, 현실 경제에 대한 일차적인 근사(近似)로써 허용되고 있지만, 품질 변화와 재화의 다양화·차별화가 중요한 경제 현상이 되고 있는 현대에 있어서는 재화의 수와 품질이 어떻게 결정될 것인가가, 중요한 경제 문제로서, 자주 부각된다.

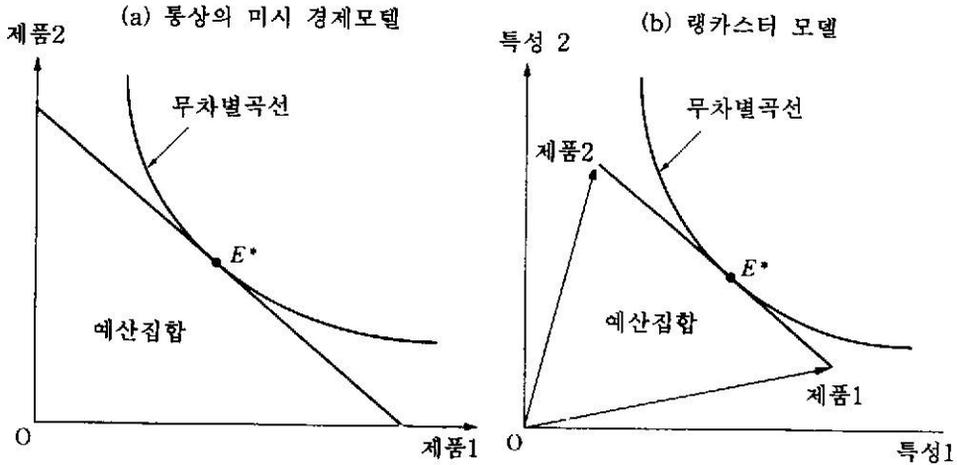
이에 대해, 랭커스터·모델에 기초한 소비자 행동이론에 있어서는, 품질 변화와 재화의 다양성·차별화의 문제를 다루기 때문에, 소비자의 선호관계를, 소비하는 재화의 수량이 아닌, 재화의 소비에 의해 취득되는 특성의 양에 대해 정의한다. 그림 5-1(b)에서, 제품1·2는, 각각 특성 1·2로 분해되고, 그 조합인 벡터(vektor)의 방향에 의해 표현된다.

여기에서는 간단화를 위해, 경제에는 재화가 두 종류밖에 존재하지 않는다는 가정을 두고 있어, 벡터의 길이는 소비자의 소득을 제품단가로 제한 값과 동등해진다. 따라서, 이 소비자의 예산집합은 두 개의 벡터에 의해 둘러싸인 삼각형이 된다. 또, 소비자의 선호관계는 특성의 수량에 대해 정의되고, 소비자 균형은,

---

3) 랭커스터·모델의 틀을 이용하여 소비자의 합리적인 행동을 전제로 가격과 여러 특성의 관계로서 정의되는 헤도닉 함수가 도출(導出)된다. 더구나 랭커스터·모델의 보다 일반적인 논의에 대해서는 Lancaster(1991), 太田(1980)등을 참조.

그림 5-1 소비자 균형



예산집합과 무차별곡선의 접점  $E^*$ 이 된다. 이러한 취급에 의해, 밀접한 대체관계에 있는 제품의 다양화·차별화와 신제품의 등장 같은 분석이 가능해진다.

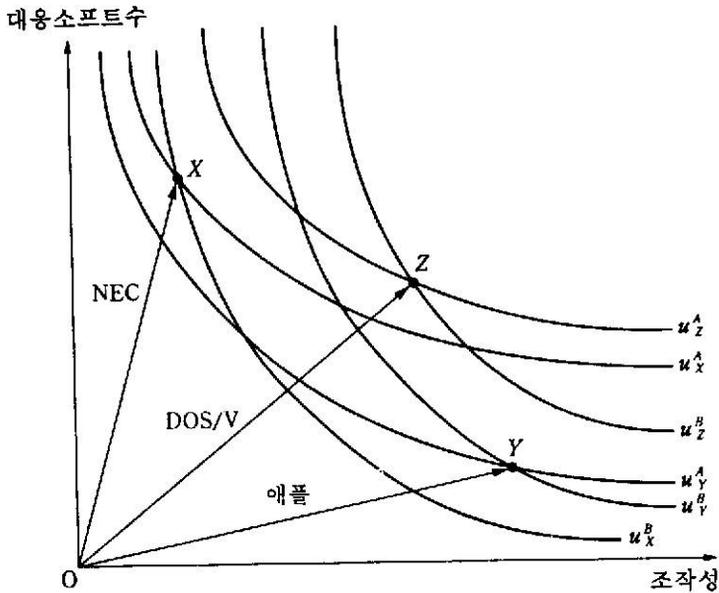
### 1.3 일본의 PC시장에의 응용 예

이상의 테두리를 기초로, 그림 5-2에 의해, 1993~94년에 걸친 윈도우 보급에 수반된 DOS/V PC의 매출확대를 예로 들어 생각해 보겠다. 단순화를 위해, PC의 품질을 구성하는 특성은, 대응 소프트웨어 수와 조작성의 두 종류로, PC 가격은 모두 동일하다고 본다. 또, 경제에는 타입A와 타입B의 2종류의 소비자가 존재하여, 소비자 타입A는, 상대적으로 대응소프트의 충실을 중시하고 있어 무차별곡선의 경사가 완만하고, 반대로, 타입B는 조작성을 중시하고 있어, 무차별곡선의 경사가 급하다.

지금, 이 타입A·B 2명의 소비자가 PC를 1대 구입하려고 생각하고 있다. 여기에서의 소비자의 행동은, 경제에 존재하는 PC중에서 1대를 선택하는 것으로, 어떤 PC를 구입한 경우, 다른 경쟁제품은 모두 구입되지 않는다. 즉, 여기에서는 재화가 분할불가능이라는 것을 가정하는 것이다. 앞에 나온 그림 5-1(b)에서는, 재화가 무한히 분할 가능하다고 생각했으므로, 여기에서의 가정과 다른 점에 주의가 필요하다.<sup>4)</sup>

4) 이 때문에, 소비자의 예산집합은, 앞의 그림 5-1(b)과 같은 삼각형이 아니고, 제품을 가리키는 원점을 출발점으로 하는 벡터의 종점(終点)의 집합이 된다(그림 5-2에 있어서의 X,Y,Z에 해당).

그림 5-2 랭커스터 모델의 응용 예  
(DOS/V PC의 매출확대의 분석)



DOS/V PC가 참가하기전의 일본의 PC시장을 간단하게 정리하면, 대용소프트는 많으나 조작성이 떨어지는 NEC의 PC (벡터 OX)와 대용 소프트웨어는 적으나 조작성이 뛰어난 애플PC (마찬가지로 OY)의 두 종류의 기종이 존재하고 있었다고 볼 수 있다. 이 상황에 있어서는, PC를 구입하려고 하는 소비자는 X와 Y를 비교하여, 효용수준이 높은 쪽을 선택하게 된다. 따라서, 소프트웨어의 충실을 중시하고 있는 소비자 타입A는 NEC의 PC를 선택하고 ( $U_X^A > U_Y^A$ ), 반대로, 조작성을 중시하는 소비자 타입B는 애플PC를 선택( $U_X^B < U_Y^B$ )하게 된다. 여기에 대용 소프트웨어가 비교적 많고, 조작성도 뛰어난 윈도우를 탑재시킨 DOS/V PC (OZ)가 등장하자, 소비자 형태 A, B 모두, 균형점이 보다 높은 효용수준을 얻을 수 있는 Z에 이동하여 ( $U_Z^A > U_Y^A$ ,  $U_Z^B > U_Y^B$ ), 소비자의 수요가 기존의 NEC, 애플에서 DOS/V PC로 크게 이동한다. 이 결과, NEC, 애플에서는 DOS/V PC에 대항하기 위해, 가격·성능비를 개선시킨 신제품을 투입할 필요에 임박하게 된다.

## 2. 헤도닉 접근법의 이론적 기초작업 : 로젠의 이론모델

다음으로, 로젠[1974]의 논리에 따라, 여러 특성을 거래하는 암묵적인 시장을 상정하여, 여기에서의 여러 특성에 관한 수요·공급의 시장균형 가격곡선으로서 헤도닉 함수가 도출되는 것을 나타내겠다.

지금,  $n$ 차원의 여러 특성 벡터  $z=(z_1, z_2, \dots, z_n)$ 에 의해 품질이 표현되는 차별화된 제품군을 고려한다. 이 시장에 있어서, 어떤 특성  $z$ 를 갖는 제품에 대해서 실제로 관찰되는 가격으로부터, 여러 특성과 가격을 결부 짓는 헤도닉 함수  $p(z)=p(z_1, z_2, \dots, z_n)$ 가 유도된다. 단, 이 제품군에는 충분히 다수의 제품이 존재하고, 모든 특성의 선택이 연속적으로 가능하다고 가정한다.

우선, 소비자의 효용최대화 행동을 고려한다. 어떤 소비자가 소비하는 여러 특성 벡터를  $z$ , 가치척도재(價値尺度財)를  $x$ 라고 하면, 이 소비자의 효용함수는  $U(z, x)$ 로 표시된다. 또, 예산제약은, 소비자의 소득  $y$ 에 대해  $y=p(z)+x$ 로 정의된다. 여기에서, 소비자가 프라이스티커(ply-sticker)로서 행동한다고 가정하면, 그 합리적 행동은 다음과 같이 정식화(定式化)된다.

$$\begin{aligned} \max_z U(z, x) \\ \text{s.t. } y = p(z) + x \end{aligned} \quad (5-1)$$

최적화를 위한 일계(一階) 조건은,

$$p_z = \frac{U_z(z, y-p(z))}{U_x(z, y-p(z))} \quad (5-2)$$

가 된다. 여기에서,  $p_z$ ,  $U_z$ ,  $U_x$ 는, 각각 일계의 편도함수를 의미하고 있다.

다음으로, 소비자의 효용수준  $u$  아래에서의 구입함수(bid function)를  $\theta(z; u, y)$ 로 하면,

$$U(z, y - \theta) = u \quad (5-3)$$

이 성립하고 있다. 나아가, (5-3)식을 미분하는 것으로,

$$\theta_{z_i} = U_{z_i} / U_x > 0 \quad (5-4a)$$

$$\theta_{z_i z_j} = (U_x^2 U_{z_i z_j} - 2U_{z_i} U_x U_{z_j x} + U_{z_i}^2 U_{xx}) / U_x^3 < 0 \quad (5-4a)$$

를 얻을 수 있다. 이것은, 가치함수가 증가함수 내지 오목함수라는 것을 나타낸다.

가치함수  $\theta(z; u, y)$ 는 주어진 효용수준과 소득의 아래에서 특성 벡터  $z$ 를 획득하기 위해 즐거이 지출하는 금액을 나타내고 있고, 한편, 소비자 쪽에서 본 헤도닉 함수  $p(z)$ 는, 소비자가 시장에 있어서 최소한 지불하지 않으면 안되는 금액을 의미하고 있다. 따라서, 소비자의 효용은, 가치함수와 헤도닉 함수의 접점에 있어서 최대화되고 있다. 즉, 소비자의 최적화(最適化) 행동의 결과,

$$\theta(z^*; u^*, y) = p(z^*) \quad (5-5a)$$

$$\theta_z(z^*; u^*, y) = p_z(z^*) \quad (5-5b)$$

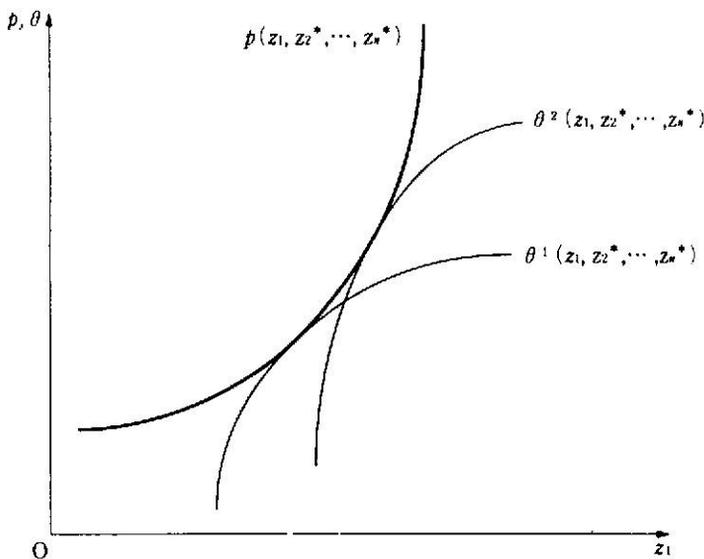
가 충족되게 되어, 헤도닉 함수는 소비자의 구입함수의 포물선으로 볼 수 있다. 이 상태를 특성벡터의 제 1요소에 대해서 도식화한 것이 그림5-3이다.

다음으로, 기업의 이윤최대화행동인데, 통상의 경우와는 조금 달라서, 생산량  $M$ 외에, 생산하는 제품의 특성벡터  $z$ 에 대해 의사결정을 행한다. 즉, 기업의 비용함수는  $C(M, z)$ 로 나타날 수 있다. 여기에서, 기업도 프라이스티커(ply-sticker)로 행동하기 때문에, 그 이윤최대화 행동은,

$$\max_{z, m} \pi = p(z)M - C(M, z) \quad (5-6)$$

로 정식화된다. 따라서, 이윤최대화를 위한 일계(一階) 조건은,

그림 5-3 소비자의 균형



$$p_z = C_z(M, z) \quad (5-7a)$$

$$p(z) = C_M(M, z) \quad (5-7b)$$

이 된다. 여기에서, 소비자의 경우와 마찬가지로, 판매함수(offer function)  $\phi(z, \pi)$ 을 상정하면,

$$\pi = M\phi - C(M, z) \quad (5-8)$$

이 성립한다. 이것을  $z, \pi$ 로 미분하면,

$$\phi_z = C_z/M > 0 \quad (5-9a)$$

$$\phi_\pi = 1/M > 0 \quad (5-9b)$$

를 얻어져, 판매함수는 증가함수 내지 볼록 함수라는 것을 알 수 있다.

판매함수는 기업이 제품을 판매해도 좋다고 생각하는 최저한의 가격이고, 또, 기업에서 본 헤도닉 함수는, 시장에 있어서 기업에 지불되는 최고가격을 의미하고 있다. 따라서, 기업의 균형에 있어서는,

$$p(z^*) = \phi(z^*, \pi^*) \quad (5-10a)$$

$$p_z(z^*) = \phi_z(z^*, \pi^*) \quad (5-10a)$$

가 성립하고, 헤도닉 함수는, 기업의 판매함수의 포물선으로 볼 수 있다. 이것을 여러 특성 벡터의 제 1요소에 대해 도식화한 것이, 그림 5-4이다.

그림 5-4 기업의 균형

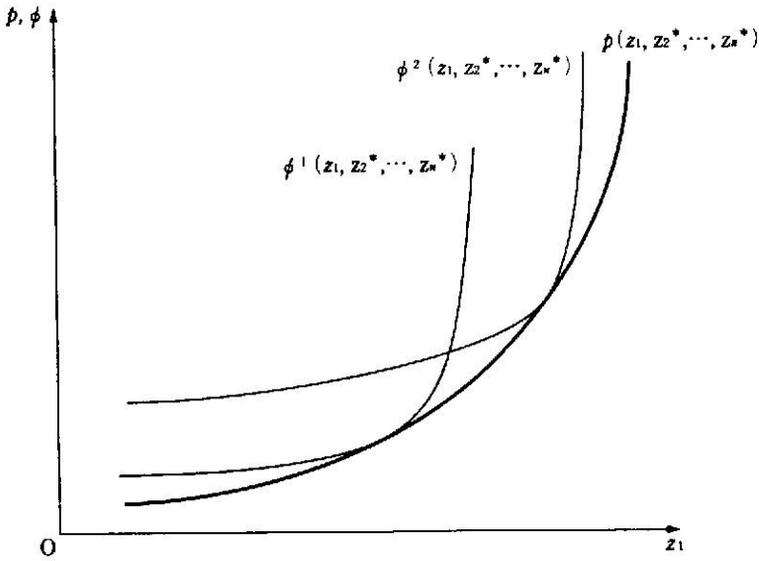
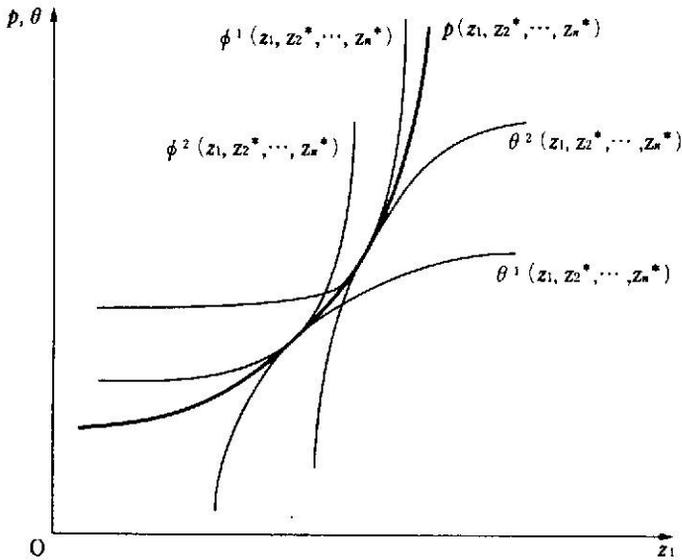


그림 5-5 시장의 균형



이 결과, 시장균형에 있어서는, 그림5-5에 나타낸 대로, 판매측과 구매측이 완전히 매치하고, 소비자의 구입함수와 기업의 판매함수가, 시장을 균형 짓는 헤도닉 함수를 끼고 접하고 있어서, 헤도닉 함수는, 소비자의 구입함수와 기

업의 판매함수 양자의 포물선이라고 볼 수 있다. 따라서, 헤도닉 함수는, 소비자의 선호(選好)와 기업의 생산기술 같은 개별경제주체의 정보를 반영하고 있는 게 아니라, 시장에 있어서 관찰되는 가격과 여러 특성의 관계를 나타내고 있는 것에 불과하다고 이해할 수 있다<sup>5)</sup>.

또한, 헤도닉 함수는, ①기업의 생산기술이 모두 동일한 경우에는, 기업의 판매함수가 모두 동일해져, 기업의 공급함수를 식별하는 한편, ②소비자의 선호가 모두 동질적인 경우는, 소비자의 구입함수가 동일해져서, 소비자의 수요함수를 식별하게 된다.

### 3. 정 리

이 장에서는 품질변화를 포착하기 위한 경제학상의 틀인 헤도닉 접근법에 대해, 기본적인 사고방식 및 이론적인 기초를 정리했다.

헤도닉 접근법에서는, 경제에서 거래되고 있는 각종의 재화·서비스의 가격, 그 재화 서비스의 품질을 나타내는 여러 종류의 「특성」(characteristics)에 의존하고 있다고 생각했다. 그리고, 이 접근에 경제학적 의미를 부여하는 것이, 어떤 재화·서비스의 전체적 품질을 각종 특성의 합성이라고 보는 「헤도닉 가설」이라 불리는 사고방식이었다. 나아가, Rosen[1974]이 보였듯이, 헤도닉 함수가 재화·서비스의 특성 위에 소비자의 선호를 가정하는 랭커스터 모델에 입각하면, 여러 특성을 거래하는 암묵적인 시장에 있어서의 여러 특성에 대한 수요·공급이 균형을 이루는 시장균형가격곡선으로 도출(導出)되는 것을 소개했다. 이 때문에 헤도닉 함수의 실증연구에 있어서는, 채용하는 함수형에 대해 사전적인 제약은 존재하지 않는 것이 된다.

다음 장에서는, 헤도닉 접근법을 여러 가지 내구·비내구 소비재에 적용한 실증연구를 소개한다. 이러한 실증연구는, 실제로 관찰되는 가격을 그 제품이 가지는 여러 특성으로 회귀시킨다고 하는 형태를 취하고 있으나, 어느 것이나 이 장에서 소개한 것과 같은 이론적인 틀에 따른 것으로, 결코 이론 없는 제측은 아니라는 점을 강조해 두고 싶다.

5) 헤도닉 함수가, 시장에 있어서 관찰되는 가격과 여러 특성의 관계를 취하고 있다는 결론은, 헤도닉 함수의 함수형(形)에 대해, 선형적(先驗的)인 이론적 제약이 존재하지 않는다는 것을 의미하고 있다.

## 제 6 장 품질 변화의 계측(2) : 실증연구

앞장에서 검토한대로, 재화·서비스의 품질변화를 포착하는 방법으로서, 경제 분석상, 헤도닉 접근법이 널리 이용되고 있다. 헤도닉 접근법은 재화·서비스의 전체적 품질을 그 기능·성능이 가져오는 각종 「특성」의 합성이라고 생각한다. 따라서, 거기에서 포착되는 품질변화는 재화·서비스에 따라 다양하다. 이 장에서는, 필자에 의한 최근의 실증연구결과를 전망하는 것을 통해, 가격차에 의미 있는 영향을 주는 제품특성이 헤도닉 접근법에 의해 어느 정도 포착될 수 있을까, 또, 구체적으로 재화·서비스의 어떠한 기능차·성능차가 가격차를 보는 데에 있어서 중요한 것인가 등의 점을 검토한다. 이하에서는 우선, 제품마다 품질변화를 포착한 후에 포인트를 정리한다.

이어서, 헤도닉 접근법에 의한 실증 분석의 시스템에 대해 설명한다. 그 후에, 그 시스템을 PC, 승용차, 비디오카메라, 의류제품에 각각 적용하여, 각각 기술혁신, 소비자행동의 다양화, 정가와 실제가격, 패션성 등의 측면에서 착안한 분석을 행한다<sup>1)</sup>.

### 1. 제품별로 본 품질변화의 착안점

이 절에서는, 우선 이 장에서 예로 드는 PC, 승용차, 비디오카메라, 의류제품의 4종류의 제품에 대해서, 품질 변화 분석을 하는데 있어서의 기본적인 문제의식을 정리한다.

#### 1.1 현저한 기술혁신의 진전과 품질변화 예측의 어려움

PC를 제재(題材)로 하는 분석에서는 기술혁신이 두드러지고, 상품주기(product cycle)가 짧은 제품에 있어서, 어느 정도 정확하게 품질변화를 계측할 수 있는가 하는 점을 검증한다. CPI에서는, 품질변화를 정확하게 포착할 수 없어, 물가지수의 대상에서 제외되고 있는 제품을 볼 수 있다. 여기서 살펴보는 PC는 그 대표적인 제품이라 할 수 있다. 최근, PC시장에서는, 기술혁신

1) 이 장에서는, 각각의 제품에 관한 주요한 분석결과를 발췌한 것이다. 실증분석의 보다 자세한 결과에 대해서는 각각의 문헌(白塚[1994, 1995 b], 白塚·黒田[1995, 1996])를 참조하길 바란다.

의 속도가 매우 빨라, 가격저하가 두드러지게 나타나고 있다. 또 PC회사의 참여와 퇴출, 그리고 신구모델의 교차가 빈번하게 관찰된다. 이 때문에 종래의 물가지수작성기법 시스템으로는, 품질조정완료 가격지수를 구축해, 항시 업데이트(update)해 가는 것이 곤란해진다. 이러한 기술혁신이 두드러지는 제품들 물가지수대상에서 제외해두면, 품질조정 완료 후의 가격 하락이 가격지수에 반영되지 않아, 상방편의를 초래할 위험성이 크다. 또 이들 제품을 적절한 시기에 받아들이지 않으면 특히, 보급기에 관찰되는 큰 폭의 가격하락이 가격지수에 반영되지 않게 되는 결과를 낳는다.

헤도닉 접근법은, 제품의 품질이 이것을 구성하는 기능과 성능으로 나뉘고 생각해, 이를 반영한 객관적인 지표를 이용하여 종합적인 품질을 개별의 기능·성능의 총화로서 평가한다. 이러한 헤도닉 접근법을 이용하는 최대의 장점은, 품질이라는 주관적인 평가에 대해서, 자의성(恣意性)을 배격하여, 기능·성능을 나타내는 객관적인 지표에 품질평가의 판단기준을 찾도록 하는 점에 있다. 그리고 이러한 장점은 가격과 성능·기능지표까지 수집하면, 그 품질평가가 비교적 쉬울 수 있다는 의미에서, PC처럼 품질변화가 심하고, 상품주기가 짧은 제품에 있어서, 특히 크다고 생각된다.

## 1.2 소비자기호의 다양화에 포착

승용차가격에 대해서는, 다양한 소비자의 기호를 어떻게 하면 정확하게 포착할 수 있을까 하는 점에 초점을 맞추어서 분석을 한다.

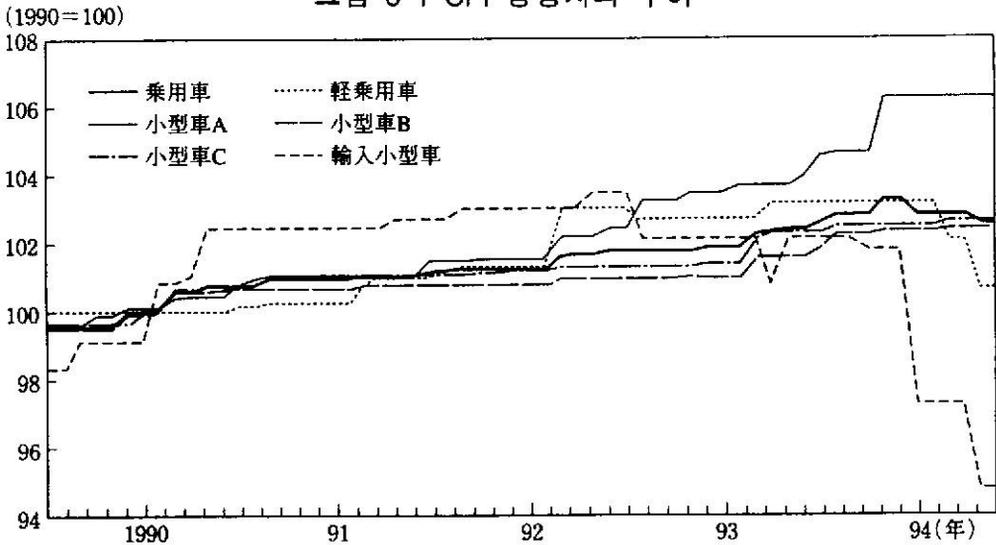
승용차시장에 있어서의 가격의 움직임을 CPI가 어떻게 포착하고 있는가를 보기 위해, 그림 6-1로서 승용차의 CPI(전국)에 대해서, 소비세율 변경의 영향을 조정했던 기본의 계수를 구상했다<sup>2)</sup>. 승용차의 종합지수(그림 중에서 두꺼운 선)는, 1990년 이후, 1994년 중반까지 완만하게 상승하여 끝무렵에서는 거의 보합지세의 움직임을 보이고 있다. 품목별의 움직임을 조금 자세하게 보면, 최근시점에 있어서 수입승용차가 크게 하락하고 있는 것이 눈에 띄고 있지만, 국산승용차의 지수에 대해서는, 상승 또는 보합지세의 움직임을 보이고 있다.

2) 보통승용차, 소형승용차에 대해서는 1989년 4월의 소비세율도입 당초, 물품세 폐지에 따른 세수입의 감소를 완화하기 위해, 6%의 할증세율(통상은 3%)이 적용되었지만, 세율은 1992년 4월에 4.5%, 1994년 4월에 3%로 단계적으로 인하되고 있다.

이러한 움직임은 가격을 억제해서 저렴한 느낌을 전면에 내세운 모델이 증가하고 있는 것으로 보여지고 있지만, 우리들의 실제 느낌과는 다소 차이가 있다고 생각한다.

우리들의 실제 느낌과 차이가 나게 되는 원인은, 승용차의 CPI작성방법, 특히 개별조사제품마다의 품질조정이 충분하지 않다는 점과 조정대상의 커버리지(coverage)가 좁고, 또한 조사대상상 품목이 적기 때문에, 가격지수로서의 대표성에 문제가 있다는 점에 있다<sup>3)</sup>. 즉 3장에서도 검토한대로 CPI의 품질조정기법이 반드시 품질변화를 적절하게 평가하는 것이 아니기 때문에, 이것이 바이어스의 큰 원천이 되고 있다. 또, 조사대상범위에 대해서는 승용차가 전부 5가지의 품목으로 분할되고 있어, 경승용차부터 소형승용차까지 포함되고 있음에도 불구하고, 보통승용차는 조사대상에서 제외되어 있다<sup>4)</sup>. 또 조사품목의 자세한 내용에 대해서, CPI를 작성하고 있는 총무청으로 부터의 공표가 없어, 불분명한 부분이 많다. 조사품목 수는 각 품목 모두 몇 개 씩 주어진다라고 보여지지만, 조사품목의 구성상, 차종과 승용차크기의 균형을 어떤 방법으로 고려하고 있는가는 명확하지 않다<sup>5)</sup>.

그림 6-1 CPI 승용차의 추이



(비고) 소매세율변동의 영향을 조정한 베이스  
(자료) 총무청 「소비자물가지수」

3) CPI와 생활실태의 차이라는 문제를 종합지수에서 생각할 경우에는, 평균적인 바스켓(basket)이라는 것은 무엇인가 하는 점이 큰 문제가 되지만, 승용차와 같은 개별품목에 대해서는 이 점은 문제로 할 필요는 없다고 생각되어진다.

4) 그후, 1996년이 되어서 실시된 1995년 기준개정에 따라서 보통승용차가 CPI대상품목에 포함되었다.

5) 조사품목에 대해서도 신차등록대수를 참고로 매년 회복되고 있다고 하지만 자세한 내용은 명확하지 않다.

### 1.3 정가(定價)와 실세가격(實勢價格)

비디오카메라의 분석에서는 기술혁신과 소비자기호의 다양화라는 점 외에, 정가(定價)와 실세가격(實勢價格)이라는 2종류의 가격 데이터를 수집해, 양자의 가격형성 메카니즘의 차이를 고찰한다. 동시에 발매후의 시간경과에 따른 제품 진부화(陳腐化)의 영향에 대해서도 분석한다.

가전제품시장을 보면, 일반적으로 회사가 설정한 「정가(定價)」와 실제로 취급되고 있는 「실세가격」과는 차이가 난다<sup>6)</sup>. 회사가 설정한 정가(표준소매가격)는, 상품의 품질·성능 등을 고려한 상품선택의 기준이 되는 가격이 된다. 그렇지만 현실적으로는 항상 인하된 가격이고, 정가로 상품을 구입하는 소비자는 전무하다. 이 때문에 소매점과 소비자 모두는 정가에서 얼마나 할인되는가하는 점에 주목하여 거래한다. 또 회사 쪽에서도 소매시장에서는 표준가격에서 할인된 가격으로 판매된다는 것을 예측하여 표준소매가격을 설정한다.

이런 2종류의 가격의 관계가, 시계열적(時系列的)으로 어떻게 변화하고 있는가, 기종의 가격 대, 등급에 의해서 어떻게 다른가하는 점이 분석된다.

### 1.4 옵션성의 포착

종래의 헤도닉 접근법은 승용차, PC, 메인프레임 컴퓨터와 같은 내구소비재, 혹은 자본재를 중심으로 적용되어왔다. 이들 제품의 공통적인 특징은 기술진보가 크고, 제품의 품질이 눈에 띄게 향상되고 있다는 점이다. 그렇지만 헤도닉 접근법의 적용대상은 이러한 기술진보를 반영했던 품질변화를 수반하는 재화에 한정되지 않는다.

의류제품은, 소비자 기호에 맞추어서 다양한 종류의 제품이 판매되고 있고, 가격과 품질의 변형이 넓고, 같은 제품에 있어서도 브랜드와 소재, 디자인 등 품질에 커다란 차이가 보여진다. 또 계절에 의해서 봄 제품·가을 제품의 교체가 일어나 가격대가 크게 변한다. 이 때문에 의류제품에 대해서도, 제품의 품질을 포착하는 기법으로서 헤도닉 접근법을 적용해 제품의 소재, 봉제, 디자인, 브랜드라는 정보를 활용하는 것은 필요하다고 생각된다.

---

6) 가전제품의 소매시장에 있어서의 가격형성 메카니즘에 관해서는 伊藤 외[1995]가 흥미 있는 분석을 하고 있다.

## 2. 헤도닉 접근법에 의한 실증분석의 기준

이 절에서는 헤도닉 접근법에 의한 실증분석의 틀을 정리한 후, 설명변수의 선택과 다중공선성(多重共線性)의 회피, 함수형의 선택이라는 두 가지의 헤도닉 함수 추계(推計)상의 계량경제학적 문제로의 대응을 검토한다.

### 2.1 헤도닉 접근법의 실증분석의 적용

앞 절에서 소개했던 대로 헤도닉 접근법에서는, 품질을 그 제품이 갖는 각종 특성을 종합한 것으로 받아들인다. 또 재화(財化)·서비스의 가격과 그의 성능·기능에서 보이는 여러 특성을 나타내는 헤도닉 함수는, Rosen[1974]이 나타낸 재화·서비스가 있는 여러 특성의 수요와 공급이 일치하는 시장균형가격곡선으로서 정의된다. 이 때문에, 헤도닉 함수의 함수형에 대해서는 선형적(先驗的)인 제약은 존재하지 않는다.

실제의 헤도닉 함수의 추계(推計)작업은, 관찰된 가격을 피(被)설명변수에, 또 품질에 영향을 준 적절한 여러 특성을 설명변수로서 선택해, 정수항과 오차 항을 받아들이는 형식으로 회귀 분석한다. 구체적인 추계식을 반대수선형(半對數線形)의 모양으로 나타내면, 다음과 같은 식이 된다.

$$\ln p_{i,t} = \alpha + \sum_{j=1}^n \beta_j x_{i,j,t} + \sum_{k=1}^T \delta_k d_{i,k,t}, \quad (6-1)$$

여기에서  $p_{i,t}$ ,  $x_{i,j,t}$ ,  $d_{i,k,t}$ ,  $u_{i,t}$ 는 각각  $t$ 기에 있어서의 제  $i$ 재의 가격,  $t$ 기에 있어서의 제  $i$  재(財)의 제  $j$ 번째의 특성, 제  $k$ 기의 시간 더미(dummy), 오차 항을 의미하고 있다. 또,  $\alpha$ ,  $\beta_j$ ,  $\delta_k$ 은 각각 추계된 정수항, 및 특성, 시간 더미(dummy)에 걸린 추계매개변수이다.

### 2.2 실증분석상의 문제

위에 기술한 헤도닉 접근법 데이터에 적용해서, 실증분석을 행한 뒤의 문제점으로써, 이하에서는 함수형의 선택, 설명변수의 선택과 다중공선성(多重共線性)의 회피 2문제에의 대응을 설명한다.

## 함수형의 선택

헤도닉 함수는 이론적으로는 앞장에서 검토했던 대로 Rosen[1974]이 나타낸 재화·서비스가 갖는 여러 특성의 수요와 공급이 일치하는 시장균형가격곡선으로서 정의된다. 따라서,

헤도닉 함수의 함수형에 대해서는 선험적(先驗的)인 제약은 존재하지 않는다. 이 때문에 함수형의 선택은 실증적인 관점에서 선택하는 것이 좋다.

구체적인 체크 포인트로서는 ① 추계식(推計式)이 잘 맞는가, ② 추계매개변수의 논리적일치성(整合性), ③ 추계작업의 용이함, ④ 추계결과의 해석 등의 4가지를 들 수 있다. 이들 체크 포인트 중, ③에 대해서는 함수변환이 용이하고, 통상적인 OLS를 이용할 수 있는 양대 수선형(兩對數線形), 반대수선형(半對數線形), 선형(線形)의 일반적인 함수형이 우수하다는 것을 쉽게 알 수 있다. 또 ④에 대해서도 양대 수선형, 반대수선형의 피(被)설명변수를 대수 변환했던 함수형은 연차 더미(dummy)의 추계매개변수에서 품질조정이 끝난 물가지수를 직접 산출할 수 있는 장점이 있는<sup>7)</sup> 등 추계매개변수의 해석도 역시 일반적인 함수형이 용이하다. 이밖에 ②에 대해서는, 추계매개변수의 유의도(有意度)와 부호조건에 대해서 각 함수형마다 체크하는 작업이 필요하게 된다.

마지막으로 ①의 추계식이 잘 맞는가 하는 점에 대해서는, 일반적으로 결정계수를 보는 경우가 많지만, 피설명변수를 함수 변환하면 분산의 크기가 변화하므로, 결정계수를 직접 비교하는 것은 가능하지 않다. 이에, 복스=콕스 검정(檢定)에 의해, 다른 함수형이 잘 맞는지를 통계적으로 체크하게 된다<sup>8)</sup>. 구체적으로는 피설명변수와 설명변수(더미변수를 제외)에 대해서, 다음(6-2)식의 의해 정의되는 복스=콕스 변환<sup>9)</sup>을 행해, 계수매개변수와 복스=콕스 변환매개

7) 양대 수선형, 반대수선형의 연차 더미(dummy)의 추계매개변수는, 품질조정완료 물가지수의 대상 값이라고 이해된다. 또, 헤도닉 함수의 추계결과로부터 품질조정완료 물가지수(헤도닉 물가지수)를 작성하는 사고방식에 대해서는 7장의 보론을 참조.

8) 복스=콕스 검정의 자세한 내용에 대해서는, Greene[1996] 10장을 참조

9) 복스=콕스 변환은,  $\theta = \lambda = 0$  때, 약간 특수한 모양을 하고 있는 것처럼 보이지만, 이것은 로피탈의 정리에 의해

$$\lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{x^\lambda - 1}{\lambda} = \lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{d(x^\lambda - 1)/d\lambda}{1} = \lim_{\lambda \rightarrow 0} x^\lambda \times \ln x = \ln x$$

이고, 0 이외의 값인 경우의 극한값으로서 도출되어, 복스=콕스 변환은 0에 있어서도 연속된다.

변수  $\theta, \lambda$  를 최우법(最尤法)에 의해 추계 한다<sup>10)</sup>.

$$p_{i,t}^{(\theta)} = \alpha + \sum_{j=1}^l \beta_j x_{i,j,t}^{(\lambda)} + \sum_{j=l+1}^n \beta_j x_{i,j,t} + \sum_{k=1}^T \delta_k d_{i,k,t} + u_{i,t}$$

$$\text{단, } p_{i,t}^{(\theta)} = \begin{cases} \frac{p_{i,t}^\theta - 1}{\theta} & \theta \neq 0 \\ \ln p_{i,t} & \theta = 0 \end{cases}$$

$$x_{i,j,t}^{(\lambda)} = \begin{cases} \frac{x_{i,j,t}^\lambda - 1}{\lambda} & \lambda \neq 0 \\ \ln x_{i,j,t} & \lambda = 0 \end{cases} \quad (6-2)$$

단, 여기서 특성변수  $x_{i,j,t}$  가운데,  $l+1$ 부터  $n$ 까지는 더미(dummy)변수에서 복스=콕스 변환의 대상 밖이라고 가정하고 있다.

### 설명변수의 선택과 다중공선성의 회피

헤도닉 함수의 추계에 있어서는, 설명변수로서 어떤 여러 특성을 취할 것인가가 문제가 된다<sup>11)</sup>. 헤도닉 함수의 추계(推計)를 행하는 경우에는 데이터 세트 작성의 시점에서, 제품의 기술적인 특성을 고려하여, 가격 설명력이 높은 기능·성능지표에 목표를 두고, 데이터를 수집해 가게 된다. 그러나 이들 기능·성능지표 사이에는 다중공선성(多重共線性)이 강하게 일어나는 경우가 많다<sup>12)</sup>. 이런 다중공선성이 강한 데이터를 설명변수로 했던 회귀분석에서는, 추

10) 복스=콕스 변환형의 추계에 대해서는 Amemmiya [1985]에서 지적되고 있는 대로, 복스=콕스 변환된 변수  $z(\lambda)$  에 대해서,

$$z(\lambda) \geq -1/\lambda \quad (\text{if } \lambda > 0) \\ \leq -1/\lambda \quad (\text{if } \lambda < 0)$$

라는 제약이 있으므로, 잔차항(殘差項)의 분포는 정규분포가 되지 않는다. 이 때문에 잔차항이 정규 분포하는 것을 가정하고 있는 최우법에서의 추계결과에는 바이어스가 일어난다는 문제가 있다. Amemmiya [1985]에서는 비선형 이단계 최소자승법(非線形二段階最小自乘法)에 의한 추계를 제창하고 있지만 추계방법이 조금 테크니컬화하기 때문에, 일반적으로는 그다지 이용되고 있지 않다. 따라서 복스=콕스검증은, 함수형의 적합 여부를 판단하는 체크 포인트의 하나에 지나지 않는다. 이 책에서는 복스=콕스변환의 추계기법 자체를 문제로 하고 있는 것이 아니기 때문에, 일반적으로 이용되고 있는 최우법으로 추계 하지만, 그 추계결과에는 편견이 일어날 수 있다는 것을 염두에 두고, 평가해야 할 필요가 있다.

11) 설명변수의 선택과 다중공선성의 회피에 관한 논의의 자세한 내용은, 이 장의 보론 2를 참조할 것. 거기서는 승용차에 헤도닉 접근법을 적용하는데 있어서, 설명변수간의 다중공선성을 어떻게 회피할 것인가에 관한 문제를 자세하게 검토하고 있다.

12) 다중공선성의 문제를 이하에서 분석대상으로 살펴보는 승용차로 생각해 본다. 승용차는 기능·성능을 나타내는 각종 카탈로그·데이터를 입수하는 것이 가능하다. 그렇지만 그 한편으로, 그 여러 특성간의 다중공선관계가 강한 것이 특징이다. 예를 들면 차의 크기를 나타내는 지표로서, 차체의 길이·폭·높이 외에, 홀 베이스, 실내공간 등, 각종 지표가 존재하고 있고, 이들 지표간의 상관관계가 높은 것은 자

계매개변수의 분산이 크게되고, 추계식이 불안정화 되기 쉽다는 문제가 있다.

다중공선성의 문제를 해결하는 수단으로서 크게 나누어 2가지의 방향이 생각된다. 먼저, 첫 번째로 주성분분석을 이용하여, 상관관계가 강한 다수의 변수의 공통변수를 나타내는 주성분을 합성해, 이것을 회귀분석의 설명변수로 쓰는 방법이다. 합성된 주성분은 서로 관계가 없기 때문에 다중공선성의 문제는 회피된다. 두 번째는, 수집했던 여러 특성치(特性値)를 모두 이용하는 것은 포기하고, 가격 설명력이 높고, 또한 다중공선성의 영향이 적은 여러 특성을 몇 개 추출하는 방법이다. 이 때, 통계적인 기법에 의한 다중공선성의 영향을 진단해, 어떤 특성이 어떠한 다중공선 관계에 있는가를 체크하게 된다<sup>13)</sup>.

### 3. 현저한 기술혁신의 포착 : PC의 사례연구

이 절에서는, PC의 예를 들어, 기술혁신이 현저하고, 상품주기도 짧은 제품에 있어서, 헤도닉 접근법으로 품질변화를 정확하게 계측할 수 있는가 하는 점을 검증하겠다.

#### 3.1 PC·헤도닉 함수의 추계결과

헤도닉 함수의 추계결과는 표 6-1에 나타나 있는 대로이다. 샘플기간은 1990~1994년의 5년간이고, 여기서는 전(全)샘플기간의 데이터를 모두 추계 했던 총년차(總年次)에서의 추계결과와 2년마다 샘플을 분할해서 추계 했던 인접(隣接) 2년차에서의 추계결과를 게재하고 있다. 설명변수로서 채용되고 있는 여러 특성은 CPU의 클럭 주파수, 메모리의 크기, 하드디스크의 용량, 확장슬롯의 수, 화면표시의 정밀도란 5종류의 지표에, 타입 더미(dummy)(데스크탑, 랩탑, 노트북의 구분), 모니터종류(데스크탑의 경우에는 칼라인가 흑백인가, 또, 랩탑과 노트북의 경우에는 칼라인가 흑백인가 외에 STN, TFT와 같은 액정타입), CPU타입(386, 486, 펜티엄 등), 회사더미(dummy), 연차더미(dummy)와 같은 더미변수이다.

---

명에 가깝다. 또 대형 승용차는 차체의 길이, 폭, 높이가 모두 크고, 무거운 뿐만 아니라, 파워가 큰 엔진을 장착해, 연비도 나쁜 경우가 많은 것도 쉽게 알 수 있다.

13) 다중공선성에 대한 대응책으로는, 이 밖에 리치 회귀를 하는 것도 생각할 수 있다. 그렇지만 리치회귀에 대해서는 리치 매개변수의 결정기반에 학계에서도 일치된 견해가 없고, 다중공선성의 문제가 반드시 해결되는 것도 아니기 때문에, 이 책에서는 리치 회귀는 적용하지 않는다. 리치회귀의 자세한 내용에 대해서는 養谷[1992], Judge [1985] 등을 참조.

표 6-1 PC.헤도닉함수의추계결과

	총년차추계	인접2년차추계			
		90-91년	91-92년	92-93년	93-94년
정수항	302022(0.191*)	1.5987(0.297*)	2.5321(0.352*)	2.5426(0.210*)	3.0759(0.258*)
클럭주파수	0.3210(0.035*)	0.5827(0.092*)	0.3734(0.097*)	0.3881(0.044*)	0.3937(0.029*)
메모리	0.0654(0.015*)	0.0775(0.017*)	0.0632(0.018*)	0.0510(0.020*)	0.1109(0.019*)
용량	0.0567(0.005*)	0.0824(0.006*)	0.0817(0.008*)	0.0524(0.007*)	0.0314(0.005*)
확장슬롯	0.2436(0.035*)	0.1272(0.035*)	0.3198(0.046*)	0.1728(0.055*)	0.2212(0.041*)
화면표시	0.2693(0.030*)	0.4008(0.037*)	0.3181(0.040*)	0.3107(0.032*)	0.1428(0.040*)
Type Lap Top	0.2272(0.042*)	0.1758(0.031*)	0.2371(0.042*)	0.1244(0.072**)	( )
note book	0.1048(0.048*)	0.0143(0.058)	-0.0596(0.066)	0.1040(0.070)	0.2774(0.062*)
모니터 흑백	0.2587(0.111**)	-0.0290(0.116)	-0.4661(0.119*)	-0.8149(0.136*)	( )
플라즈마	0.3165(0.200)	0.5682(0.111*)	0.0632(0.154)	-0.4141(0.053*)	( )
color 액정	0.3994(0.058*)	0.2765(0.095*)	0.0551(0.033**)	0.3136(0.131*)	0.2939(0.044*)
TET액정	0.5608(0.038*)	0.4495(0.031*)	0.3950(0.35*)	0.4784(0.058*)	0.4764(0.036*)
CPU 8bit CPU	-0.26990(0.076*)	-0.0207(0.100)	( )	( )	( )
16bit CPU	-0.1382(0.038*)	0.0091(0.050)	-0.0951(0.053**)	-0.3827(0.085*)	( )
펜티엄	0.2137(0.061*)	( )	( )	( )	0.3450(0.037*)
PowerPC	-0.0911(0.072)	( )	( )	( )	0.0445(0.080)
FD2 Drive이상	0.0460(0.038)	0.1392(0.042*)	-0.0658(0.057)	0.1302(0.066**)	0.0274(0.043)
CD-ROM Drive	-0.0419(0.047)	( )	0.3679(0.031*)	0.1487(0.069**)	0.1014(0.043*)
사운드기능	-0.0450(0.066)	( )	( )	( )	-0.0341(0.061)
윈도우즈프린스틀	-0.0926(0.045**)	( )	0.1866(0.039*)	0.1656(0.074**)	-0.0234(0.035)
대형모니터	0.4583(0.066*)	0.6154(0.052*)	0.6227(0.060*)	0.1810(0.059*)	0.2039(0.043*)
62년차 1991	-0.18820(0.037*)	-0.2113(0.026*)	( )	( )	( )
1992	-0.3650(0.043*)	( )	-0.1877(0.031*)	( )	( )
1993	-0.6897(0.044*)	( )	( )	-0.3839(0.036*)	( )
1994	-0.9259(0.051*)	( )	( )	( )	-0.3393(0.027*)
에이서	-0.7733(0.060*)	( )	( )	( )	-0.5926(0.059*)
애플	0.2484(0.054*)	0.3746(0.083*)	0.2754(0.069*)	0.2501(0.070*)	0.0451(0.062)
컴덱	-0.2685(0.043*)	( )	( )	-0.2924(0.064*)	-0.2079(0.033*)
DEC	-0.5108(0.096*)	( )	( )	-0.3495(0.079*)	-0.2637(0.042**)
델	-0.4376(0.051*)	( )	( )	-0.3660(0.078*)	-0.3476(0.0645*)
epson	-0.1733(0.023*)	0.0115(0.027)	-0.1585(0.034*)	-0.3292(0.035*)	-0.1748(0.035*)
후지츠	-0.1495(0.063*)	0.2134(0.065*)	-0.0494(0.069)	-0.2050(0.084*)	-0.1267(0.082**)
IBM	-0.2233(0.051*)	( )	-0.1740(0.049*)	-0.2246(0.064*)	-0.2331(0.052*)
팩커드벨	-0.5272(0.040*)	( )	( )	-0.6692(0.056*)	-0.3784(0.054*)
로시바	-0.1424(0.053*)	-0.1027(0.055**)	-0.1320(0.050*)	-0.2363(0.070*)	-0.1200(0.037*)
자유도수정완료					
꺇정계수	0.7955	0.9553	0.9058	0.7762	0.7917
전차평방합	26.1014	2.3067	7.2160	11.0360	6.9486
샘플수	569	154	224	268	289

(자료) 백충 【1994】

(비고) 괄호안은 표준오차, 또 \*는 1%, \*\*는 5%의 유의수준으로 유의

추계결과는, 각 샘플기간 모두 양호한 실행을 나타내고 있다. 즉, 추계식의 결정계수가 높고, 또 매개변수도 모두 부호조건이 일치하며, 또한 통계적으로 유의미하다.

### 3.2 PC시장의 역동적인 구조변화

다음으로 추계 매개변수의 시계열적인 움직임을 주목하고, 거기서 이해할 수 있는 PC시장의ダイナミック한 구조변화를 고찰해 본다:

먼저, 5종류의 주요 성능지표에 걸친 추계매개변수를 보면, 기술혁신의 진전 등을 반영해, 매년 그 값이 변화하고 있다. 특히 하드디스크용량의 매개변수가 1992, 93년을 경계로 큰 폭으로 하락하고 있는 것이 두드러진 것 외에, 화면표시장치도 1994년에 들어서 꽤 낮아지고 있다. 이들 움직임은 하드디스크와 그래픽보드<sup>14)</sup>의 가격저하의 움직임과도 잘 부합되고 있다. 한편, 메모리와 확장슬롯의 추계매개지수의 움직임은 상대적으로 안정적인 추이를 보이고 있다. 다음으로, 회사 더미(dummy)의 추계매개변수에 주목하면 이것은 다른 여러 특성이 모두 동일한 경우의 가격차에 해당해, 예를 들면, 회사의 기술력과 애프터서비스의 질, 대응소프트의 충실도와 같은 「제외된 여러 특성」(omitted characteristics)<sup>15)</sup>의 영향을 포착하고 있다고 생각 할 수 있다.

먼저, 애플사 더미(dummy)는, 매킨토시OS를 탑재했기 때문에, 그래픽측면에서 사용자가 상호작용(user interface)하는데 조작성이 우수하다는 점 등에서, 1992~93년경까지의 윈도우가 본격적으로 보급되기 이전에는 비가격 경쟁력이 높아, 상당히 큰 추계매개변수가 얻어졌지만, 1993~94년에 윈도우가 본격적으로 보급되면서, 그 추계 값이 급속하게 저하되었다.

또, 1993년경부터 본격참여가 시작된 컴팩, 델 같은 해외의 DOS/V PC 메이커의 회사 더미는, 약 -0.2 ~ -0.4 전후의 추계매개변수를 얻고 있다. 이것은 각 특성이 동일한 경우, DOS/V PC가 NEC의 PC에 비해 20~30%정도 더

14) 컴퓨터의 신호를 모니터에 표시하기 위해 비디오신호로 변환하는 부품으로 이 부품의 성능에 의해 화면의 해상도와 발색수, 표시속도 등이 큰 영향을 받는다.

15) 「제외된 여러 특성」의 문제에 대해서는 太田 [1980]을 참조

싸다는 것을 의미하고 있다. 회사 더미의 기본이 되고 있는 NEC PC가 조금 높은 가격에서 거래되고 있다는 이유도 있지만, 이러한 가격차에는 DOS기본의 소프트웨어를 중심으로 한 NEC컴퓨터대응 소프트웨어의 자산 같은, 기능지표에 나타나지 않은 제외된 모든 특성에 기인하는 가격차를 포착하고 있다는 측면도 있다고 생각된다. 또한, DOS/V 컴퓨터 메이커의 참여시기와의 관계에서는, 이들 메이커가 참가하기 이전인 1990년에서 1992년 사이에는, 인접 2년마다의 추계식이 결정계수가 0.9전후 또는 그 이상이 되며, 잘 맞고 있었으나, 1993년 이후 결정계수가 저하하고 있다. 이것은 DOS/V컴퓨터·메이커의 참가 이후, 빠른 속도로 지속적으로 진행되고 있는 일본의 PC시장의 구조변화가 영향이 나타나고 있기 때문으로 추측된다<sup>16)</sup>.

#### 4. 소비자기호의 다양화의 포착 : 승용차의 경우 조사

이 절에서는 승용차가격을 대상으로 다양화하는 소비자의 기호를 어떻게 하면 포착할 것인가에 대해 검토한다.

##### 4.1 승용차 헤도닉 함수의 추계결과

승용차에 대한 헤도닉 함수의 추계결과를 표 6-2에 게재하고 있다.

여기에서 설명변수는 엔진의 파워를 나타내는 지표인 [마력], 차체의 크기를 나타내는 지표의 [휠 베이스], 거주공간의 크기를 나타내는 지표의 [실내공간]의 3지표가 채용되고 있다.

16) 일본의 PC시장의 가격동향을 분석한 예로써, 鬼木[1994]를 참조.

표 6-2 승용차 헤도닉 함수의 추계결과

	총년차추계	인접 2년차추계			
		1990-91년	1991-92년	1992-93년	1993-94년
점수항	5.998(0.063**)	5.602(0.115**)	5.919(0.102**)	6.247(0.094**)	6.270(0.087**)
마력	0.374(0.035**)	0.388(0.017**)	0.380(0.015**)	0.376(0.014**)	0.035(0.013**)
휠베이스	0.283(0.027**)	0.405(0.052**)	0.299(0.044**)	0.175(0.039**)	0.197(0.036**)
실내공간	0.049(0.008**)	0.069(0.013**)	0.056(0.013**)	0.055(0.012**)	0.043(0.011**)
에어컨	0.045(0.009**)	0.035(0.014**)	0.045(0.015**)	0.044(0.015**)	0.044(0.015**)
오토에어컨	0.098(0.007**)	0.092(0.011**)	0.102(0.011**)	0.112(0.012**)	0.112(0.014**)
ABS	0.086(0.008**)	0.059(0.014**)	0.078(0.012**)	0.090(0.012**)	0.099(0.013**)
4WS	0.079(0.011**)	0.092(0.015**)	0.063(0.016**)	0.053(0.017**)	0.049(0.019**)
에어백	0.051(0.007**)	0.044(0.017**)	0.043(0.011**)	0.049(0.010**)	0.056(0.010**)
선루프	0.050(0.009**)	0.075(0.014**)	0.071(0.014**)	0.043(0.013**)	0.030(0.013*)
나비게이터	0.128(0.025**)	0.163(0.048**)	0.158(0.043**)	0.110(0.027**)	0.127(0.023**)
헤치백	-0.094(0.009**)	-0.096(0.012**)	-0.098(0.013**)	-0.082(0.014**)	-0.077(0.014**)
쿠페	0.060(0.010**)	0.084(0.016**)	0.056(0.016**)	0.055(0.016**)	0.042(0.016**)
하도콜	0.037(0.006**)	0.030(0.011**)	0.033(0.010**)	0.042(0.010**)	0.038(0.010**)
웨곤	0.053(0.010**)	0.025(0.016)	0.039(0.016**)	0.065(0.015**)	0.068(0.014**)
윈Box	0.122(0.029**)	0.092(0.049)	0.086(0.046*)	0.085(0.040*)	0.124(0.037**)
오프로드	0.171(0.016**)	0.204(0.034**)	0.156(0.027**)	0.152(0.022**)	0.156(0.023**)
모터차	0.067(0.008**)	0.072(0.015**)	0.085(0.014**)	0.088(0.012**)	0.674(0.012**)
경승용차	-0.038(0.012**)	-0.031(0.018*)	-0.030(0.019)	-0.038(0.020*)	-0.053(0.019**)
디젤	0.135(0.013**)	0.121(0.021**)	0.100(0.022**)	0.140(0.020**)	0.190(0.020**)
V형8기통	0.166(0.017**)	0.124(0.032**)	0.117(0.030**)	0.167(0.026**)	0.213(0.023**)
V형6기통	0.015(0.008**)	0.051(0.015**)	0.025(0.014*)	0.042(0.013**)	0.068(0.013**)
로터리엔진	0.172(0.024**)	0.154(0.045**)	0.171(0.032**)	0.164(0.033**)	0.199(0.034**)
4속AT	0.104(0.006**)	0.094(0.009**)	0.110(0.009**)	0.107(0.009**)	0.096(0.009**)
4속메뉴얼	-0.222(0.021**)	-0.192(0.027**)	-0.219(0.033**)	-0.237(0.047**)	-0.262(0.030**)
FF	-0.065(0.008**)	-0.040(0.013**)	-0.061(0.013**)	-0.070(0.014**)	-0.080(0.013**)
4WD	0.071(0.009**)	0.087(0.014**)	0.087(0.014**)	0.073(0.015**)	0.042(0.015**)
닛산	0.036(0.007**)	0.039(0.012**)	0.045(0.012**)	0.052(0.011**)	0.019(0.011)
미츠비시	0.007(0.010)	0.023(0.016)	0.013(0.015)	-0.004(0.015)	-0.009(0.015)
마츠다	0.010(0.009)	0.028(0.014*)	0.024(0.015)	0.003(0.015)	-0.019(0.015)
혼다	0.001(0.009)	0.004(0.013)	0.002(0.015)	0.009(0.015)	0.000(0.014)
이스즈	0.030(0.014*)	0.052(0.020**)	0.053(0.019**)	0.023(0.022)	-0.031(0.019)
후지중공	-0.043(0.010**)	-0.053(0.017**)	-0.048(0.017**)	-0.029(0.015*)	-0.020(0.015)
다이하츠	-0.010(0.011)	-0.016(0.017)	0.007(0.017)	-0.004(0.018)	-0.020(0.018)
스즈키	-0.010(0.014)	0.032(0.022)	0.007(0.023)	-0.037(0.023)	-0.039(0.24*)
1991년	-0.003(0.007)	-0.007(0.007)			
1992년	0.012(0.008)		0.013(0.007*)		
1993년	-0.001(0.008)			-0.014(0.007*)	
1994년	-0.011(0.008)				-0.007(0.007)
자유도수정완료					
결정계수	0.940	0.942	0.940	0.941	0.942
전자평방법	30.733	11.393	12.131	12.021	11.326
샘플수	2,449	957	985	1,000	993

(자료) 백종 [1995b]

(비교) 1. 팔로안은 단지, Breusch and Pagan [1979]의 검정기법에 의해 불균형분산의 존재가 인정되는 때문에, White [1980]의 수업에 기초해서 이것을 조정

2. \*\*는 1%, \*는 5%의 유의 수준으로 유의.

또 옵션기능을 조정하기 위해서 에어컨, 자동에어컨, ABS, 4WS, 에어백시스템, 선루프, 네비게이터의, 7개 옵션기능장착의 유무가 더미변수로서 작용한다. 또 그 외의 정량화 곤란한 기능·성능지표로서, 스타일(세단, 쿠페, 헷치 백(hatch back)등), 사이즈(보통승용차, 소형승용차, 경승용차), 엔진종류(가솔린, 디젤)의 구분, 가솔린에 대해서는 V형, 직렬(直列), 로터리 등의 구분), 자동차 변속기(4속 오토매틱, 5속 매뉴얼 등) 구동방식(FR,FF,4WD), 메이커(도요타, 닛산, 미쯔비시)를 더미변수화해 설명변수에 추가했으며, 추계샘플에 대해서 연차(年次) 더미를 함께 넣었다.

#### 4.2 사이즈·스타일별 가격변동의 차이

그럼 다음은, 보통차, RV차의 이행이라는 소비자기호의 다양화가 가격변동에 어떤 영향을 주는가를 검증한다. 구체적으로는 위의 서술의 추계에 인용된 데이터를 승용차의 사이즈·스타일별로 구분해서 헤도닉 함수를 추계하고, 각각의 물가지수를 산출한 결과를 본다<sup>17)</sup>. 결과는 도표6-2처럼 나타난다.

이들 그래프를 보면 보통승용차와 소형승용차의 물가지수의 변동은 세단과 하드 톱은 비교적 비슷하지만, 그 이외의 스타일은 서로 크게 다르다. 게다가 쿠페는 보통승용차의 지수수준이 크게 웃도는 한편, 웨건과 화물승용차에서는 반대로 보통승용차의 지수수준이 낮아지고 있어, 보통승용차·소형승용차별의 지수변동의 방향성과 크기에는 스타일마다 꽤 큰 차이가 관찰된다.

승용차는 사이즈, 스타일 따위의 속성마다, 특성이 다를 뿐만 아니라 그 가격변동도 크게 차이가 남이 확인되었다. 이것은 현행 CPI가 안고 있는, 조사상품이 적고, 보통승용차가 대상에서 제외되는 보상범위가 협소하다는 문제가, CPI에 치우침을 초래할 가능성이 있다는 것을 시사하고 있다. 특히 최근에는 보통승용차의 세율인하를 받은 차체(車體)와 엔진의 대형화, 웨건, 오프로드(off-road)차라 같은 RV차의 유행으로, 승용차의 사이즈·스타일의 다양화가 진전되고 있는 만큼, 조사상품과 보상범위 문제는 깊은 영향을 주고 있다고 추측된다.

17) 추계된 헤도닉 함수에서 물가지수를 계산하는 방식에 대해서는, 7장의 보론을 참조. 여기에서는 추계샘플 수의 한계 때문에, 총산년차 데이터에 따른 추계결과를 이용하고 있다.

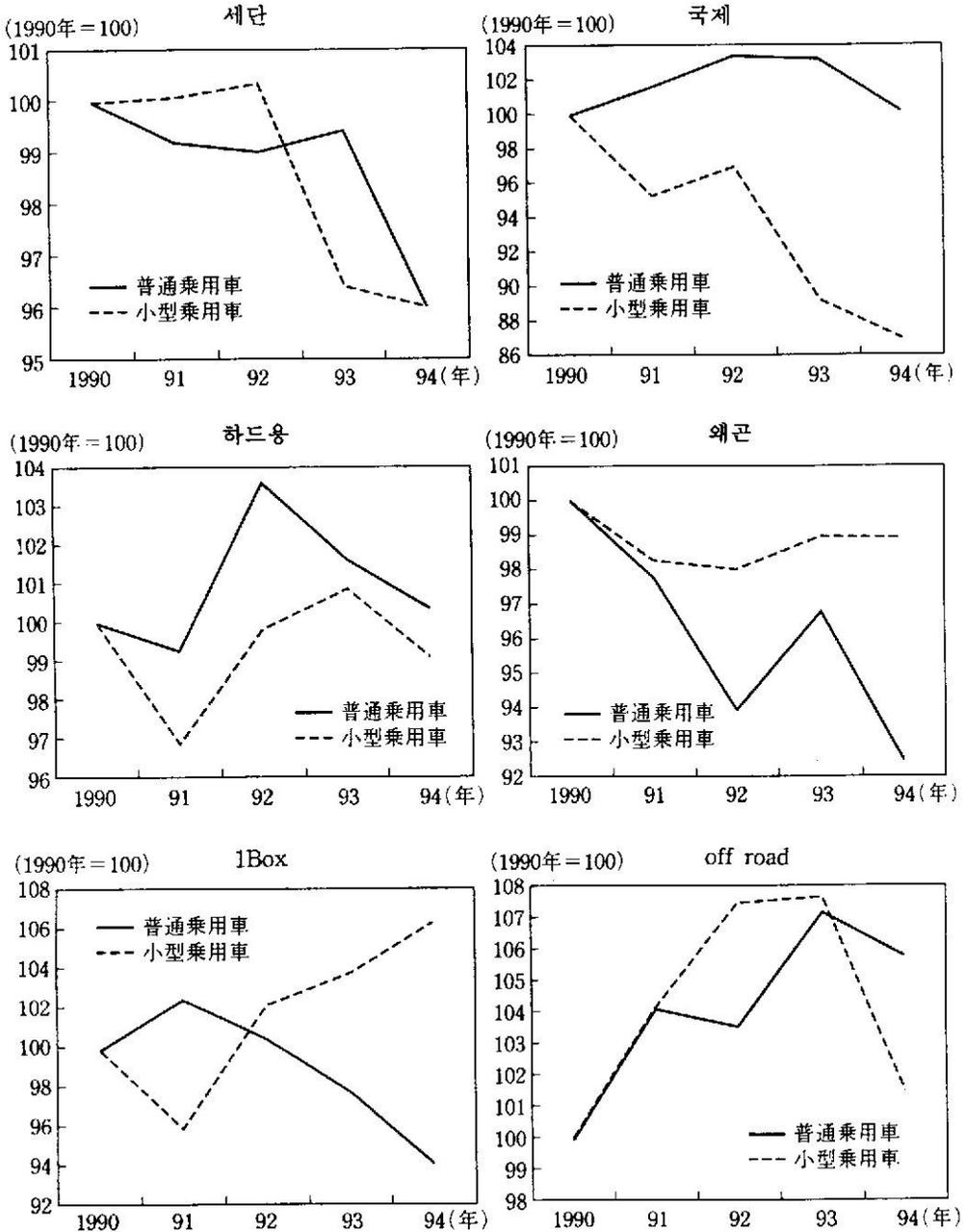
## 5. 정가와 실세가격(實勢價格): 비디오카메라의 사례연구

이 절에서는 비디오카메라에 대한 기술혁신과 소비자기호의 다양화 외에, 정가와 실세가격이란 2종류의 가격 데이터를 수집, 양자의 가격형성구조의 상이함을 고찰한다.

### 5.1 비디오카메라·헤도닉 함수의 추계결과

표 6-3에는 白塚·黒田[1995]의 자료로, 비디오카메라·헤도닉 함수의 추계 결과를 게재하고 있다. 여기에서는 설명변수로, 기능·성능을 나타내는 모든 특성 중에서, 총화소수(總畫素數), 줌배율, 외형치수의 3가지가 채용되고 있으며, 테크타입(8머리, Hi8, VHS-C, S-VHS-C)의, 5종류의 옵션기능의 유무(CCD매수, 손떨림 보정기능, 액정칼라파인더, 외부액정표시창, 재생가능 액정모터), 메이커, 연차 및 발매 후 경과년수를 나타내는 정보가 각각 더미변수로써 이용되고 있다.

그림 6-2 승용차 사이즈, 스타일별 헤도닉몰가지수의추이



(資料) 白塚 [1995 b].

표 6-3 비디오카메라 . 헤도닉함수의 추계결과

	실세가격베이스	정가베이스
	총년차추계	총년차추계
정수항	4.153(0.120**)	4.538(0.094**)
총화소수	0.064(0.031*)	0.053(0.026*)
줌배율	0.035(0.012**)	0.021(0.009**)
외형크기	0.036(0.005**)	0.032(0.007**)
Hi8	0.107(0.051*)	0.127(0.044**)
VHS-C	-0.062(0.123)	-0.250(0.088**)
S-VHS-C	0.160(0.121)	0.012(0.086)
CCD2	0.478(0.179**)	0.351(0.079**)
CCD3	0.527(0.088**)	0.479(0.094**)
COLOR화인더	0.133(0.035**)	0.071(0.031*)
손떨림교정기능	0.165(0.042**)	0.140(0.037**)
외부액접표시창	0.078(0.034*)	0.089(0.029**)
재생가능액정모니터	0.478(0.179**)	0.087(0.083)
마츠시타	-0.205(0.125)	0.051(0.091)
VICTA	-0.126(0.122)	0.193(0.089*)
CANNON	0.019(0.053)	0.153(0.046**)
SHARP	-0.471(0.159**)	-0.003(0.063)
미츠버시	-0.294(0.135*)	0.165(0.101)
히타치	-0.138(0.055**)	0.091(0.049*)
미놀타	-0.052(0.230)	0.134(0.097)
산요	0.041(0.076)	0.179(0.076*)
교세라	-0.084(0.070)	0.023(0.050)
토시바	-0.206(0.147)	-0.044(0.060)
후지	-0.347(0.149*)	0.124(0.117)
올림퍼스		0.044(0.124)
펜탁스		0.203(0.095*)
니콘		0.042(0.150)
1989년		0.088(0.052*)
1991년	-0.110(0.047*)	-0.016(0.042)
1992년	-0.230(0.056**)	-0.092(0.052*)
1993년	-0.350(0.066**)	-0.171(0.055**)
1994년	-0.471(0.074**)	-0.262(0.063**)
발매후경과1년	-0.094(0.039**)	
발매후경과2년	-0.203(0.050**)	
발매후경과3년	-0.176(0.070**)	
발매후경과4년	-0.322(0.104**)	
발매후경과5년	-0.607(0.178**)	
자유도수정완료결정계수	0.768	0.750
전자평방향	2.912	1.135
샘플수	162	115

(자료) 백충·흑진 【1995】에서 재계

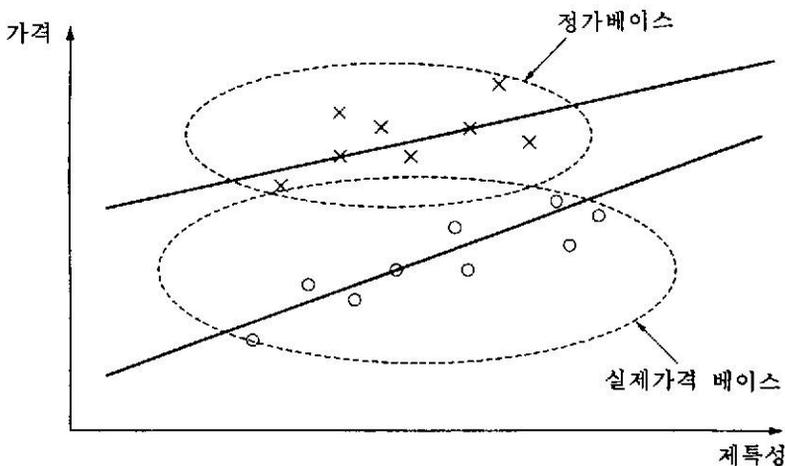
(비교) 1. \*\*는 1%수준, \*는 5%수준이며 각각유의.

2. 팔호안은, 표준편차(Breusch and Pagan 【1979】의 방법으로, 균일분산이라고 하는 귀무가설이 기각되지 않기 때문에, 불균일분산의 영향은 조정하지 않았다.

## 5.2 실세가격과 정가의 추계매개변수의 비교

실세가격 베이스와 정가기본의 추계매개변수를 비교해 보면, 전자 쪽이 정수항(定數項)은 작은 반면, 여러 특성과 기능더미(dummy)의 매개변수가 크다. 이것은 일본의 비디오카메라시장에서 그림6-3의 모양으로, 실세가격베이스 쪽이 정가 베이스에 비해, 기능수준 차이에 대해, 보다 큰 가격차를 주고 있다는 결과로 해석할 수 있다. 伊藤 등[1995]에서 지적된 것처럼 메이커가 소매시장에서 가격이 떨어진 실세가격으로 거래되는 점을 고려해, 표준소매가격(정가)을 설정하고 있다고 하면, 이 추계결과는 다음처럼 이해할 수 있을 것이다. 즉, 비디오카메라에 대한 지식이 그다지 없는 소비자가 구입할 경우가 많은 저가격대 기종은, 높게 정가를 설정해 가격인하율을 크게 보이게 하며, 대량의 제품을 처분하려고 한다. 그 한편으로, 파워유저(power user:컴퓨터 기능을 익혀 그 능력을 최대한 활용하는 사용자)가 구입하는 고가격대 기종은 대량판매는 불가능하지만, 기능을 중시해 가격인하율을 상대적으로 작게 억제한다는 해석이다.

그림 6-3 실세가격(實勢價格) 베이스와 정가기본의 추계결과와 함수개념(概念)그림



### 5.3 기능, 타입(type), 메이커

각각의 특성·기능더미에 대해서는, 의미 있는 플러스 매개변수가 추계 되고 있고, 이러한 옵션기능추가에 따른 가격상승을 꽤 정확하게 포착하고 있다고 생각된다. 다만 재생가능액정모니터에 대해서는, 정가 베이스에서의 추계매개변수가 의미가 없다. 이 점에 대해서는 샘플로 채용된 선발(先發)메이커인 샤프사가, 모니터부착제품을 전략 제품으로서 취급, 소매가격 베이스에서 의도적으로 싼 가격 설정을 하고 있었다는 해석도 성립할 것이다.

즉 모니터부착제품에 대해서, 의도적으로 싼 희망소매가격을 설정한 결과로서 재생가능액정모니터에 관해, 기능·성능에 대한 할인점 시장에서의 평가를 반영한 실세가격 베이스에서는 의미 있는 추계결과가 얻어지는 한편, 메이커 희망소매가격 베이스에서의 추계결과에서는 의미 있는 가격을 나타내지 않았다고 해석된다. 사실 재생가능 액정모니터 부착 제품을 발매하고 있는 대표적인 메이커인 샤프사제품의 할인율(실세가격의 메이커 희망소매가격에 대한 할인율)을 보면, 모니터부착제품은 모니터가 부착되지 않은 제품에 비해 꽤 낮다.

다음으로, 타입별 더미(8미리, Hi8, VHS-C, S-VHS-C의 구별, 8미리가 기본)에 대해서는 실세가격 베이스, 정가 베이스의 모든 결과에서, 8미리와 VHS-C가 상대적으로 싸고, Hi8, S-VHS-C의 고화질 타입이 고가라는 관계가 관찰된다. 총계적인 의미에 대해서는, Hi8의 추계매개변수는 의미가 있으며, VHS-C, S-VHS-C는 의미가 있다는 결과가 된다. 이것은 VHS-C의 통상양식에서의 녹화시간이 30분으로 짧기 때문에, 3배속 모드로 녹화되는 일이 많고, 고화질타입의 S-VHS-C타입이라도, 8미리로 큰 차이가 없다는 평가로 생각할 수 있을 것이다.

이 밖에 메이커 더미(소니가 기본)에 대해서는, 실세가격 베이스와 정가 베이스로 부호조건이 역전하고 있는 것이 많다. 이것은 정가기준에서의 메이커마다의 가격설정전략과, 이것에 대한 할인점시장에서의 평가가 다를 것을 보여준다. 따라서 단순히 광고나 가게의 희망소매가격에서의 할인율을 비교하는 것만으로는, 다른 메이커간의 싸고 비쌌은 판단할 수 없다는 점을 시사해 준다.<sup>18)</sup>

18) 메이커간의 가격차를 판단하기 위해서는 추계된 잔차(殘差)를 이용해 각 회사별로 시장점유율변동을 분석할 수도 있다. 그러나 이 책에서는 필요한 샘플 수를 충분히 확보할 수 없었기 때문에 분석을 보류했다. 이 점에 대한 자세한 자료는 CowlingCubbin [1971] 참조할 것.

## 5.4 진부화의 빠름

마지막으로 발매후 경과년수 더미(dummy)의 움직임을 보겠다. 이 더미는 시간의 경과에 따른 제품의 진부화를 포착하기 위한 것이다. 발매후 3년 이상 경과한 샘플은 매우 적어, 추계매개변수의 정확도가 낮다고 생각되기 때문에, 1년 및 2년경과 더미의 추계매개변수에 주목해 보면, 표6-3에서 본 추계매개변수는, 각각 -0.09, -0.20로, 발매후 2년간의 품질조정을 시행한 후에도, 계속해서 연율(年率) 약 10%씩 가격저하가 나타나는 계산이 된다. 이러한 가격저하는 제품특성만으로는 포착할 수 없는 제품 자체에 체화(體化)되고 있는 기술의 진부화가 진행하고 있음을 시사하는 것이다.

발매 후에 있어서의 가격저하의 움직임을 배경으로서 ①생산라인에 있어서의 학습효과에 의한 생산 원가비의 저하와, ②시간에 따른 가격차별의 2가지의 요인이 있다고 생각할 수 있다<sup>19)</sup>. 우선 학습효과에 따른 생산 원가비의 저하에 대해서는 누적생산대수의 증가에 따라, 생산라인의 효율성이 향상하고 단위 생산원가비가 저하한다는 효과이다. 또 시간에 따른 가격차별은 가격경쟁력이 높아, 가격탄력성이 작은 발매직후에는 높은 가격설정을 해두고, 제품의 진부화에 따라 가격탄력성 상승에 맞추어 가격을 저하시킨다는 판매전략이다.

## 6. 패션성의 포착 : 의류제품의 사례연구

이 절에서는 의류제품을 들어, 패션성과 기능성이라는 일반적인으로 정량화(定量化)하기가 쉽지 않은 특성에 대해서 분석한다.

### 6-1 의류제품의 헤도닉 함수의 추계결과

표6-4~표6-7은 각각 스커트, 팬츠, 블라우스, 스웨터의 4가지 아이템에 대한 추계결과를 정리한 것이다. 추계기간은 봄여름 제품(1994, 95년의 봄여름제품 2 기간), 가을

19) 이 점에 대해서는 伊藤[1995] 2장도 참조할 것.

겨울 제품(1994, 95년의 가을겨울제품 2 기간) 및, 기간을 특정화하지 않은 봄여름 제품과 가을겨울제품을 합계한 것 (1994, 95년의 봄여름·가을겨울제품의 전 4 기간)으로, 각각 인접한 2연차(年次)의 샘플에 의해서 추계를 하였다.

전체적으로 보았을 때, 부호조건은 대체로 선험적(先驗的)으로 예상된 방향을 보이고, 통계적으로 의미 있는 매개변수가 많고, 또 결정계수도 0.55~0.84 정도의 값을 보이고 있다.

따라서 의류제품에 대해서도, 헤도닉 접근법으로 품질 차의 포착이 상당수 가능하다고 판단할 수 있다.

## 6-2 가격차와 패션성·기능성

추계매개변수를 보면, 우선 소재(기본은 합성섬유)에서는 소재 그것에 가격경쟁력이 있다고 생각되는 실크, 축면(견직물의 일종)과 섬유주원료 자체에 희소성이 있는 캐시미어, 알파카<sup>20)</sup> 등은 정(正)의 큰 가격을 보이는 동시에 통계적으로도 의미가 있게 된다. 또 화학섬유에 대해서도 재생섬유가 스웨터에서 정(正)의 의미, 동시에 큰 매개변수를 보이고 있다.

---

20) 알파카는 남미페루를 원산으로 하는 마나를 담은 가축. 그 털은 보온성, 광택, 촉감 등이 우수해서 상질의 직물로 만들어진다.

표 6-4 스키트의 추계결과

	준하·추동물물	준하물	추동물
정수합	8.690(0.058**)	8.796(0.075**)	8.564(0.115**)
면	-0.173(0.046**)	-0.071(0.076)	-0.204(0.100*)
마	0.042(0.099)	0.050(0.168)	-
울	0.008(0.048)	-0.088(0.061)	0.042(0.075)
실크	0.278(0.069**)	0.296(0.125*)	0.977(4.468)
가족	0.530(0.049**)	-	0.562(0.208**)
합성섬유(베이스)	-	-	-
재생섬유	0.044(0.071)	0.005(0.077)	0.163(0.135)
캐주얼	-0.156(0.036**)	-0.279(0.058**)	-0.095(0.063)
프린츠	0.124(0.048**)	0.057(0.067)	0.107(0.090)
미니	-0.200(0.033**)	-0.234(0.039**)	-0.154(0.060**)
속지포함	0.108(0.043**)	0.113(0.076)	0.152(0.077*)
일본제(베이스)	-	-	-
중국제	-0.116(0.046**)	-0.113(0.064*)	-0.130(0.059*)
필리핀제	-0.090(0.047*)	-0.079(0.111)	-0.098(0.149)
천취회(베이스)	-	-	-
디노스	0.186(0.049**)	0.092(0.046*)	0.257(0.069**)
1994년준하	(베이스)	(베이스)	-
1994년추동	0.003(0.039)	-	(베이스)
1995년준하	0.088(0.049*)	0.078(0.064)	-
1995년추동	0.062(0.041)	-	0.066(0.057)
자유도 수정완료결정계수	0.603	0.681	0.573
전자평방향	3.808	1.168	2.195
샘플수	145	74	71
불균일분산처리	있다	있다	없다

(자료) 백종·혹전 【1996】 .

(비고) 1. \*\*는 1%수준, \*는 5%수준으로 각각 유의

2. ( )안은 표준오차(Brewsch and Pagan(1979) 테스트로, 균일 분산이라고하는 귀무반설이 기각되는 경우는,White(1980)에 의거하여 불균일 분산의 영향을 조정하고 있다.)

3. 이하, 표 6-5~표 6-7에 관해서도 마찬가지.

표 6-5 팬츠의 추계결과

	춘하·추동물물	춘 하 물	추 동 물
정수항	8.709(0.061**)	8.644(0.063**)	8.786(0.108**)
면	-0.138(0.058**)	-0.122(0.074)	-0.125(0.090)
마	0.123(0.257)	0.164(0.219)	-
울	0.003(0.070)	-0.038(0.095)	0.019(0.110)
실크	0.550(0.152**)	0.773(0.177**)	0.147(0.285)
면	0.375(0.232)	0.327(0.197)	-
합성섬유(베이스)	-	-	-
재생섬유	0.023(0.077)	-0.001(0.090)	0.074(0.128)
캐주얼	-0.105(0.060*)	-0.059(0.064)	-0.304(0.129*)
엘레강스계	0.199(0.061**)	0.232(0.081**)	0.188(0.099*)
색수	-0.070(0.021**)	-0.036(0.026)	-0.109(0.033**)
속지포함	0.225(0.054**)	0.295(0.065**)	0.182(0.100*)
일본제(베이스)	-	-	-
중국제	-0.174088(0.056)	-0.174(0.081*)	-0.007(0.081)
인도네시아제	-0.422230(0.174**)	-0.504(0.155**)	
타이제	0.000(0.230)	0.016(0.199)	
필리핀제(원단·일본제)	-0.001(0.165)		-0.013(0.193)
천취회(베이스)	-	-	-
디노스	0.313(0.040**)	0.288(0.051**)	0.316(0.061**)
1994년춘하물	(베이스)	(베이스)	-
1994년추동물	0.000(0.063)	-	(베이스)
1995년춘하물	-0.027(0.053)	-0.041(0.047)	-
1995년추동물	-0.029(0.049)	-	-0.034(0.068)
자유도 수정완료결정계수	0.700	0.740	0.680
전자평방 합	6.498	2.102	3.904
샘플수	166	79	87
불균일 분산처리	있다	있다	없다

(자료) 백총·흑전 【1996】

(비고) 1. 캐주얼은 티노팬, 이지팬츠 등, 비교적 터프한 타입의것.

2. 엘레강트계는, 논캐주얼 중에서, A 라인이나 브리츠펜츠 등, 특히 화려한 용도로서 구별되는것.

표 6-6 블라우스의 추계결과

	춘하 · 춘동물물	춘 하 물	춘 동 물
정수항	8.654(0.046**)	8.656(0.055**)	8.658(0.066**)
면	-0.273(0.040**)	-0.258(0.051**)	-0.264(0.068**)
마	-0.798(1.285)	-0.882(1.268)	-
물	0.418(0.196*)	0.395(0.204*)	1.575(1.188)
실크	0.117(0.092)	0.011(0.121)	0.360(0.157*)
합성섬유(베이스)	-	-	-
재생섬유	-0.58(0.084)	-0.049(0.095)	-0.219(0.286)
엘레강스케	0.075(0.044*)	0.058(0.063)	0.073(0.064)
카프스부착	0.233(0.081**)	0.144(0.105)	0.487(0.179**)
레이스(부분)	0.158(0.069*)	0.131(0.085)	-
긴소매(베이스)	-	-	-
반소매	-0.416(0.085**)	-0.382(0.087**)	-
프린트무늬	0.140(0.043**)	0.107(0.053*)	0.190(0.079*)
색소	-0.033(0.007**)	-0.035(0.010**)	-0.039(0.011**)
복수가공	0.208(0.060**)	0.507(0.127**)	-
일본제(베이스)	-	-	-
중국제	-0.116(0.043**)	-0.055(0.065)	-0.203(0.062**)
타이제	-0.209(0.106*)	-0.283(0.210)	-0.073(0.120)
인도제	-0.674(0.201**)	-	-0.703(0.203**)
베트남제	0.282(0.197)	-	-0.350(0.194*)
(원단 · 이탈리아제)	0.075(0.197)	-	0.024(0.201)
천취회(베이스)	-	-	-
디노스	0.402(0.045**)	0.402(0.067**)	0.359(0.065**)
1994년춘하물	(베이스)	(베이스)	-
1994년추동물	-0.070(0.053)	-	(베이스)
1995년춘하물	-0.039(0.042)	-0.042(0.044)	-
1995년추동물	-0.047(0.043)	-	-0.002(0.050)
자유도 수정완료결정계수	0.777	0.769	0.803
전자평방 합	5.251	2.646	1.994
샘플수	168	93	75
불균일 분산처리	있다	있다	없다

(자료) 백충 · 흑전 【1996】

(비고) 엘레강트계는, 드레이프 등이 붙어 있는 것 등, 화사한 용도로 구별되는 것.

표 6-7 스웨터의 추계결과

	춘하·춘동물물	춘하물	춘동물
정수항	8.987(0.078**)	8.782(0.070**)	9.016(0.093**)
면	--0.353(0.078**)	-0.213(0.069**)	-0.471(0.138**)
마	0.164(0.150)	0.031(0.107)	-
울	-0.104(0.084)	0.229(0.183)	-0.168(0.093*)
실크	-0.068(0.148)	-0.197(0.332)	-0.037(0.159)
케시미어	0.417(0.186*)	-	0.427(0.143**)
앙고라	0.023(0.175)	-	0.064(0.242)
말파카	0.683(0.123**)	-	0.830(0.191**)
합성섬유(베이스)	-	-	-
재생섬유	0.416(0.133**)	0.262(0.122*)	0.633(0.203**)
장단	0.038(0.049)	-0.118(0.073)	0.129(0.072*)
반스매	-0.406(0.141**)	-0.314(0.060**)	-0.171(0.271)
노슬리브	-0.343(0.049**)	-0.286(0.094**)	-
수직물	0.429(0.084**)	-	0.263(0.173)
사이즈수	-0.162(0.038**)	-0.152(0.040**)	-0.221(0.045**)
무늬있는것	0.198(0.060**)	0.045(0.066)	0.274(0.075**)
일본제(베이스)	-	-	-
한국제	-0.040(0.193)	0.010(0.077)	-
중국제	0.026(0.046)	0.047(0.055)	-0.024(0.058)
이탈리아제	0.163(0.095*)	-	0.357(0.102**)
타이제	0.099(0.081)	-	0.005(0.171)
천추회(베이스)			
디노스	0.500(0.062**)	0.821(0.070**)	0.306(0.068**)
1994년춘하물	(베이스)	(베이스)	-
1994년추동물	-0.180(0.087*)	-	(베이스)
1995년춘하물	-0.130(0.059*)	-0.063(0.046)	-
1995년추동물	-0.177(0.089*)		-0.071(0.052)
자유도 수정완료결정계수	0.689	0.836	0.724
전자평방향	9.512	2.409	4.016
샘플수	184	83	101
불균일분산처리	있다	있다	없다

(자료) 백종·혹전 [1996]

이것은 독특한 느낌을 주는 레이온과 폴리노직, 텐셀<sup>21)</sup>같은 재생섬유가, 종래의 자연소재를 능가하고 있음을 반영하고 있다. 그밖에 면은 모두 의미 있는 가격을 얻을 수 있다.

스타일·더미에 대해서는, 패션성·기능성을 나타내는 더미변수에 대해서, 대체로 부호조건(符號條件)이 합치하고있는 것 외에, 통계적으로도 의미 있는 결과가 얻어지고 있다. 예를 들면 스커트의 주름, 팬츠·블라우스의 엘레강트계(系), 블라우스의 레이스부착, 수제(手製)스웨터 같은 변수가 플러스 값을 얻는 반면, 스커트·팬츠의 캐주얼계는 마이너스가 되고 있다. 또 소매길이 등, 용량의 차이를 나타내는 매개변수는, 선형적으로 의도된 의미 있는 방향을 보이고 있다. 예를 들면 스웨터와 블라우스의 반소매, 소매 없는 것은 긴소매보다 2~3할 정도 싸다는 결과가 얻어진다.<sup>22)</sup>

또 부가적 기능더미에 대해서도, 전체로서 통계적으로 의미 있는 가격을 보이고 있다. 특히 블라우스의 추계에 쓰인 특수가공 더미는, 어느 기간에 있어서나 플러스로 의미 있는 가격을 보이고 있다. 이 더미변수는 형상안정(形狀安定)가공, 방수가공 같은 섬유단계에서의 가공에 더해져, 속이 비치는 소재의 사용 등, 특히 부가적이라고 판단한 것을 통합한 것이다. 또 색깔 수와 사이즈가 마이너스로 의미 있는 가격을 보이고 있는 것은, 대량생산을 해, 싼 가격으로 판매하는 것을 목적으로 한 샘플의 영향을 흡수하고 있다고 생각된다.

그밖에 생산국 더미에 대해서는 이탈리아계 더미가 플러스로 의미 있는 반면, 남미·아시아계 더미는 스웨터를 제외하면 대체로 마이너스 가격을 보이고 있다. 이것은 이탈리아제품의 브랜드이미지 등이 조정되고 있다고 볼 수 있다. 또 카탈로그·더미에서는 천취회(千趣會)보다 디노스가 10% 정도, 심할 경우, 최대 80%정도 비싸다는 것을 알 수 있다.<sup>23)</sup> 이 가격차에는, 목표층의

21) 텐셀이란, 최근 영국에서 개발된 셀룰로오스 계의 재생섬유로, 촉감이 부드럽고, 가정에서 세탁할 수 있는 등의 특징이 평가되어, 최근 섬유업체의 붐이 일고 있다. 최근에는 겉옷뿐만 아니라 진(jean)이나 속옷제품에도 사용되고 있다. 이 섬유는 제작 공정이 간단하고, 폐액(廢液)의 재이용이 가능해, 생태학 섬유라고도 불려진다.

22) 스웨터에 대해서는 재료소비량이 적은 장단(丈短) 더미가 의미 있게 플러스되고 있다.

이것은 1995년의 가을겨울상품 기간에는 반소매·짧은 타입의 스웨터가 유행하고 있음을 반영하고 있다고 추측된다. 곧 의류제품의 헤도닉 함수는, 소비자기호의 변화라는 수요 쪽의 원인에 의해서 변화하고 있을 가능성이 높다. 이 때문에 유행의 변화를 정확하게 포착한다는 관점에서, 샘플기간의 길이에 주의할 필요가 있다.

차이에 따른 진열상품의 차이라고 하는, 이미 짜여있는 설명변수만으로는 포착할 수 없는 품질 차가 반영되고 있다고 생각된다.

이상의 각종 의류제품에 관한 헤도닉함수의 계측결과는 패션성·기능성에 관한 기본적인 정보를 이용한 것으로, 다종 다양한 의류제품의 품질 차를 상당정도 조정할 수 있다는 것을 의미한다. 곧 의류제품에서는, 소비자의 기호에 맞추기 위해서 다양한 차별화가 도모되고 있지만, 가격차에 반영되는 품질 차라는 단계에서 보면, 패션성·기능성에 관한 정보를 상당정도 압축한 것이 된다. 결국 CPI 의류의 지수정도는, 이러한 의류제품의 품질에 관한 특징을 헤도닉 접근법에 의해 조정함으로써 개선될 가능성이 높다.<sup>24)</sup>

## 7. 정 리

이 장에서는 물가지수에 있어서의 품질 조정을 행하는 대표적인 기법인 헤도닉 접근법을 적용해, 각종 내구소비재의 기능차·성능차가 어느 정도 포착될 수 있을 것인가에 대해 검토했다.

품질변화라 해도, 거기에는 다양한 측면이 존재한다. 곧 PC는 현저한 기술 혁신의 진전과 짧은 상품주기, 승용차는 사이즈·스타일의 다양화 같은 소비자 기호의 다양화, 비디오카메라는 정가와 실세가격의 차이, 의류제품은 패션성·기능성을 한정된 지표에서 어느 정도 조정 가능한가, 라는 점에 각각 주안을 둔 분석이 진행되었다. 이들 4가지 경우, 모두 헤도닉 접근법의 실증결과는 극히 양호하며, 이 기법에 의해 내구소비재뿐만 아니라 의류제품을 포함하는 폭넓은 제품의 품질변화를 정확하게 포착할 수 있음이 확인되었다.

---

23) 이점에 대해서는, 추계작업에 있어서 카탈로그의 확보가 불충분했기 때문에 샘플수에 한계가 있다는 문제가 지적된다. 이번 추계에서는 카탈로그·더미를 포함함으로써, 카탈로그 특유의 품질차를 조정할 수 있음이 실증적으로 보여지고 있기 때문에, 보다 많은 카탈로그의 채용·샘플수의 확보가 금후의 연구 과제로서 남는다.

24) 다만, 여기에서의 추계결과는 꽤 한정적인 샘플에 따른다는 점에 유의가 필요하다.

## 제 6 장의 보 론(補論)

### 보론 1. 함수형 선택의 문제

본문 중의 헤도닉 함수 추계작업에서 PC는 양대 수선형(兩對數線形) 승용차, 비디오카메라는 반대수선형(半對數線形)을 가정해서 추계작업을 행했다. 이 보론 1에서는, 2절에서 보여준 함수형 선택에 관한 기본적인 생각에 입각해서 승용차의 예를 들어, 구체적인 함수형을 검토한다.

헤도닉 접근법을 이용한 승용차의 실증연구에서는 지금까지 반대수선형, 또는 선형(線形)의 함수형이 쓰여지고 있는 일이 많았다. 예를 들면 太田[1978, 1980], Gordon[1990]에서는 반대수선형이, 또 Arguea and Hsiao [1993]에서는 선형이 채용되고 있다.

표 6-A-1에, 샘플전체를 이용해서 복스=콕스 변환형과 반대수선형, 선형의 3자를 추계한 결과를 나타냈다. 이것을 보면, 대수우도(對數尤度)는 복스=콕스 변환형이 가장 크지만, 반대수선형과는 그다지 큰 차이가 없다. 여기에서 양자의 차이에 대해, 통계적인 검토를 하기 위해, 복스=콕스 변환형에 의한 추계매개변수가 반대수선형인(피(被)설명변수의 변환매개변수가 0)이라는 귀무(歸無)가설에 대해 2승검정(2乘檢定)을 한다. 검정결과는 5% 유의(有意)수준의 임계치 3.8을 크게 웃도는 119.2라는 검정량이 얻어지고, 歸無가설이 기각된다.

같은 표에 나타낸 추계매개변수를 보면, 3종류의 모든 특성에 대해서는, 복스=콕스 변환형, 대수선형과 함께 선형적으로 기대된 플러스 부호기준이 되고 있다.<sup>1)</sup> 또 그 외에 더미변수에 걸리는 추계매개변수에 대해서도, 혼다자동차 더미는 정부반대(正負反對)로 향하는데, 의미 있는 것이 되지 않는다. 따라서 복스=콕스 함수형 대신에 반대수선형을 이용해도, 추계결과가 크게 변한다고는 생각하지 않는다. 그 반면에 반대수선형을 이용하면, 연차(年次) 더미의 추계매개변수를 진수변환(眞數變換)하는 것만으로 물가지수를 간단히 얻을 수 있으며<sup>2)</sup>, 그 표준오차를 그대로 물가지수의 표준편차로서 이용할 수 있다<sup>3)</sup>고 하는, 추계결과는 해석상 큰 장점이 있다. 이상의 모든 점들을 종합하면, 여기서의 분석에는 반대수선형을 이용하는 것이 적당하다고 판단된다.

- 1) 경승용차 더미의 추계매개변수는 의미가 없다는 결과지만 이것은 복스=콕스 검정의 추계결과가 표준오차에 불균일분산(不均一分散)의 영향을 조정하고 있지 않은 배이스 값을 보이고 있기 때문으로, 본문 중에서 살펴본 헤도닉 함수의 추계결과(총년차추계)를 보면 경승용차 더미의 추계매개변수는 1%수준으로 의미가 있다는 결과를 얻을 수 있다.
- 2) 헤도닉 함수의 추계결과로부터 물가지수를 산출하는 방법에 대해서는 7장의 보론을 참조할 것.
- 3)  $x$ 가 0 근처에 있을 경우  $\chi = \ln(1+x)$ 와의 근사식(近似式)이 성립하기 때문에, 추계매개변수의 표준오차는 비율이라고 간주할 수 있다.

표 6-A-1 복스=콕스 검정의 결과

	복스=콕스변환형	반대수선형	선형
(변수파라미터)			
피설명변수	0.277552(0.025)	0	1
설명변수	1	1	1
대수심도	-16515.9	-16575.4	-16927.6
잔차평방향	1864.19	30.73	1.446E+08
추계파라미터			
정수항	13.159(0.960**)	6.704(0.782**)	404.690(84.4**)
마력	3.034(0.577**)	0.374(0.081**)	785.180(191.1**)
휠에이스	2.230(0.451**)	0.283(0.066**)	513.300(130.1**)
실내공간	0.415(0.093**)	0.049(0.012**)	120.200(31.1**)
에어콘	0.404(0.102**)	0.045(0.014**)	127.150(37.2**)
오토에어콘	0.755(0.149**)	0.098(0.027**)	163.050(42.9**)
ABS	0.830(0.182**)	0.086(0.025**)	303.690(82.0**)
4WS	0.607(0.154**)	0.079(0.026**)	137.160(45.8**)
에어백	0.540(0.132**)	0.051(0.017**)	238.660(67.7**)
선루프	0.393(0.097**)	0.050(0.015**)	97.600(30.5**)
네비게이터	1.362(0.385**)	0.128(0.051**)	667.560(202.4**)
해치백	-0.589(0.117**)	-0.094(0.026**)	-46.042(20.6**)
쿠파	0.504(0.123**)	0.060(0.021**)	132.430(39.7**)
하드톱	0.309(0.085**)	0.037(0.013**)	80.555(26.7**)
웨곤	0.401(0.107**)	0.053(0.016**)	78.831(28.7**)
1BOX	0.943(0.245**)	0.122(0.035**)	197.210(66.6**)
오프로드	1.406(0.284**)	0.171(0.049**)	359.880(97.0**)
보통승용차	0.628(0.140**)	0.067(0.020**)	206.060(55.9**)
경승용차	-0.033(0.086)	-0.038(0.026)	144.300(45.0**)
디젤	1.085(0.220**)	0.135(0.034**)	267.230(69.7**)
V형8기통	2.134(0.509**)	0.166(0.054**)	1262.900(359.3**)
V형6기통	0.468(0.115**)	0.051(0.018**)	159.635(46.5**)
로터리엔진	1.705(0.427**)	0.172(0.059**)	685.610(197.5**)
4속AT	0.793(0.151**)	0.104(0.028**)	172.070(45.1**)
메뉴얼	-1.312(0.253**)	-0.222(0.058**)	-90.452(43.9**)
FF	-0.576(0.132**)	-0.065(0.019**)	-182.250(49.7**)
4WD	0.487(0.109**)	0.071(0.022**)	68.030(26.1**)
닛산	0.293(0.084**)	0.036(0.012**)	75.570(26.0)
미츠비시	0.016(0.069)	0.007(0.009)	-22.614(20.7*)
마츠타	0.007(0.074)	0.010(0.010)	-47.838(25.4*)
혼다	-0.049(0.079)	0.001(0.010)	-54.782(27.3)
이스즈	0.197(0.104*)	0.030(0.015*)	18.876(27.6)
후지중공	-0.275(0.090**)	-0.044(0.017**)	-30.442(23.4)
다이하츠	-0.090(0.090)	-0.010(0.012)	-28.121(26.0)
스즈키	-0.016(0.111)	-0.010(0.015)	30.867(31.9)
1991년	-0.045(0.058)	-0.003(0.007)	-20.674(16.9)
1992년	0.051(0.059)	0.012(0.008)	-9.093(16.7*)
1993년	-0.055(0.062)	-0.001(0.008)	-37.897(19.6**)
1994년	-0.150(0.070*)	-0.011(0.009)	-68.403(24.9**)

(비고) 1. 괄호안은 표준오차(불균일 분산의 영향을 조정하지 않음)

2. \*\*는 1%, \*는 5%의 유의수준으로 유의

## 보론2 다중공선성과 설명변수의 선택

여기서는 본론의 실증분석에 이용했던 설명변수를, 사전에 수집했던 다수의 특성치(特性値) 중에서 어떻게 해서 선택할 것인가 하는 문제를 검토한다. 다중공선성(多重共線性)의 진단에 대해서는 養谷[1992], Belsley, Kuh and Welsch [1980]이, 구체적인 기법을 제시하고 있지만, 이런 방식을 승용차의 헤도닉 분석에 적용했던 사례로서 Arguea and Hsiao [1993]이 있다. 여기서는 이 논문에 따라서, 사전에 수집한 11종류의 여러 특성 중에서 헤도닉 함수의 추계에 필요한 설명변수를 선택하는 문제를 검토해 간다.

### (1) 승용차의 여러 특성 데이터와 다중공선성

헤도닉함수의 추계를 실시할 경우에는, 데이터세트작성의 시점에서, 제품의 기술적인 특성을 고려해, 가격설명력이 높을 것 같은 기능·성능지표에 목표를 두고, 데이터를 수집해가게 된다. 그러나 이들 기능·성능지표간에는 다중공선성이 강하게 일어나는 경우가 많다. 특히 이곳에서 분석대상이 되고 있는 승용차에 대해서는 여러 카탈로그·데이터의 입수가 가능하지만, 그 한편으로 그들의 여러 특성간의 다중공선관계가 강한 것이 특징이다. 수집했던 11종류의 여러 특성치(特性値) 간의 상관관계를 계산하면, 실내공간과 승차 정원, 배기량과 토크는, 0.9를 넘는 강한 상관계수가 존재하며, 또한 0.7~0.8전후의 높은 상관(相關)을 나타내는 것이 다수 보여진다. 이런 여러 특성간의 높은 상관관계는, 차의 크기를 나타내는 지표로서, 차체의 길이·폭·높이 외에, 휠베이스, 실내공간 등 각종의 지표가 존재하기 때문으로, 이들의 지표간의 상관인 높은 것은 자명(自明)한 일이다. 또 대형 승용차는 차체의 길이와 폭 그리고 높이가 모두 크고, 무거울 뿐만 아니라, 파워가 큰 엔진을 장착하고 있어, 연비도 나쁜 경우가 많다. 이 역시 쉽게 알 수 있으리라 생각된다.

이러한 다중공선성이 강한 데이터를 설명변수로 하는 회귀분석에서는, 추계매개변수의 분산이 커지고, 추계식이 불안정화되기 쉬운 문제가 생긴다. 표 6-A-2에는 여기서 수집한 11종류의 여러 특성 데이터 모두를 이용한 헤도닉함수의 추계결과를 나타내고 있다. 실제 이 표에 나타난 추계결과는, 통계적으로 의미 있는 매개변수가 적은 것 외에, 부호조건이 선형적으로 예상되는 방

향과 역전하거나, 매년 플러스·마이너스가 흔들리는 등, 매우 불안정하다. 물론 추계결과가 불안정화하다는 것은 데이터 세트의 샘플구성이 매년마다 치우치는 것에 의한 영향이 있다고 생각된다. 그러나 본론에서 나타낸 여러 특성을 복합한 추계결과에 있어서는 단년차추계(單年次推計)의 결과에서도 매개변수의 크기에 상하의 변동은 보이나, 적어도 부호조건은 일정한 점을 감안하면, 모든 여러 특성을 이용한 추계에서는 다중공선성의 영향이 상당히 크리라 판단된다. 이런 다중공선성의 문제를 해결하는 수단으로서 크게 나누어 2가지 방향을 생각할 수 있다. 우선 첫 번째는 주성분분석을 이용해, 상관관계가 강한 다수의 변수의 공통변동을 타나내는 주성분을 합성하여, 이것을 회귀분석의 설명변수로 하는 방법이다. 합성된 주성분은 서로의 무관하기 때문에, 다중공선성의 문제가 회피된다. 두 번째는 수집한 여러 특성치를 모두 이용하는 것을 포기하고, 가격설명력이 높고, 다중공선성의 영향이 적은 여러 특성을 어느 정도 추출해 내는 방법이다. 그 때 통계적인 기법에 의한 다중공선성의 영향을 진단해, 어느 여러 특성이 어떤 다중공선관계에 있는가를 검토하게 된다. 다음에서는 우선 (2)에서는 전자의 주성분분석에 의한 대응을 검토하겠다. 결론적으로, 주성분분석에 의한 대응이 반드시 적절한 것은 아니라는 판단 아래, 후자의 접근법을 채용하게 된다. 통계적인 설명변수선택의 구체적인 체크방법에 대해서는 (3)(4)에서 언급하겠다.

## (2) 주성분분석의 이용가능성

다중공선성이 강한 다수의 변수를 이용해서 분석을 하는 경우, 주성분분석에 의해 각 변수에 공통으로 포함된 변동요소(주성분)를 추출하고, 이것을 설명변수로 삼아 회귀분석을 하는 기법을 생각할 수 있다. 주성분분석을 이용하면, 서로 관계가 있는 다수의 변수에 대해, 그 변동을 소수의, 그리고 무관한 주성분으로 집약할 수 있다는 장점이 있다<sup>4)</sup>.

이 때문에 주성분을 회귀분석의 설명변수로서 이용하면, 변수의 집약화가 가능해져, 자유도(自由度)를 높일 수 있으며, 산출된 주성분은 서로 무관하기 때

4) 주성분분석의 자세한 내용에 대해서는 本多·島田 [1977], 맨리[1992] 등의 다변량 해석에 관한 해설서를 참조할 것

문에, 다중공선성의 문제도 회피 가능해진다.

그래서 1990~1994년까지의 모든 샘플을 사용해서 11종류의 여러 특성치에 의한 주성분을 산출해, 계산된 고유값과 계수(원래의 변수에서 각 주성분을 합성하기 위한 가중치)를 표 6-A-3으로 나타내고 있다<sup>5)</sup>. 먼저 각주성분의 고유값을 보면, 제1주성분과 제2주성분이 다른 주성분에 비해서 매우 큰 값을 취하고 있는 점이 두드러진다. 고유값을 여러 특성치의 수로 제외한 값은, 여러 특성의 모든 변동 내에서 각 주성분이 어느 정도를 설명하는가를 나타내고 있다. 이 값을 계산하면 제1주성분이 58.2%, 제2주성분이 24.7%가 된다. 이 양자로 모든 변동의 82.9%를 설명하고 있는 것을 알 수 있다.

다음으로 각 주성분의 관계를 보면, 제1주성분은 연비(燃費)를 제외한 모든 특성에 대해서 플러스의 큰 값을 취하고 있는 반면, 연비는 마이너스의 큰 값을 취하고 있다. 이것은 분명히 승용차의 「일반적인 크기」를 나타내는 지표가 되고 있다. 또 제2주성분은 홈베이스, 마력, 토크에 대해 플러스의, 높이, 실내공간, 승차정원에 대해 마이너스 값을 나타내고 있다.

이것은 「스포츠성」과 「거주성」의 비교로 생각되고, 승용차의 「스포츠도」를 대표하고 있다고 이해된다. 제3주성분은 높이, 토크에 플러스, 길이, 휠 베이스, 승차정원, 연비에 마이너스의 값을 취하고 있지만, 이것이 승용차의 어떤 특성을 반영하고 있는가는 불확실하다. 결과는 나타나 있지 않지만, 인접2연차(年次), 단연차(單年次)로 샘플을 나누어서 주성분을 계산해 보면, 제1주성분과 제2주성분에 대해서는, 계수의 부호조건이 모두 샘플기간에서도 동일하게 나타나, 꽤 안정된 결과를 얻을 수 있으며, 크기와 스포츠도를 정확하게 포착하고 있다. 하지만, 제3주성분 이후가 되면, 부호조건이 샘플 기간에 의해 불안정해져, 각각이 어떤 특성을 포착하고 있는가가 일정하지 않음과 동시에, 그 포착하고 있는 특성이 무엇인가 하는 점이 매우 불명확해진다.

이상의 두 가지 점을 토대로, 승용차의 특성은 크기를 나타내는 제1주성분과 스포츠도를 나타내는 제2주성분의 2가지에 의해서 대부분이 설명된다고 판단된다.

5) 주성분의 산출에는 GAUSSX ver.3.2를 이용했다

표 6-A-2 전자특성의 이용과 헤도닉함수의 추계결과

	1990년	1991년	1992년	1993년	1994년
점수항	5.954(0.393**)	6.603(0.376**)	6.700(0.366**)	6.963(0.377**)	7.039(0.375**)
전자	0.142(0.050**)	-0.022(0.046)	0.038(0.042)	0.045(0.044)	0.080(0.045*)
전폭	-0.529(0.200**)	-0.239(0.181)	0.231(0.196)	-0.201(0.182)	-0.356(0.187*)
전구	0.302(0.144*)	0.187(0.140)	0.191(0.121)	0.038(0.112)	0.095(0.113)
실내공간	0.025(0.024)	0.000(0.016)	0.006(0.017)	0.016(0.017)	-0.004(0.013)
휠베이스	0.188(0.068**)	0.054(0.065)	0.036(0.059)	0.001(0.054)	-0.032(0.057)
차체중량	0.248(0.059**)	0.811(0.103**)	0.818(0.084**)	0.667(0.086**)	0.585(0.084**)
승차정원	-0.024(0.015)	-0.039(0.011**)	0.038(0.011**)	-0.053(0.011**)	-0.032(0.011**)
연비	0.004(0.003)	-0.007(0.002**)	0.006(0.002**)	-0.013(0.002**)	-0.011(0.003**)
배기량	0.125(0.032**)	0.006(0.033)	0.055(0.025*)	-0.026(0.023)	0.025(0.027)
마력	0.288(0.028**)	0.192(0.037**)	0.206(0.032**)	0.192(0.031**)	0.151(0.027**)
토크	0.000(0.000)	0.003(0.003)	0.004(0.003)	0.002(0.002)	0.005(0.002*)
에어콘	0.017(0.018)	-0.003(0.019)	0.009(0.018)	0.035(0.018*)	0.024(0.018)
오토에어콘	0.099(0.014**)	0.082(0.012**)	0.089(0.013**)	0.094(0.014**)	0.091(0.017**)
ABS	0.066(0.018**)	0.051(0.014**)	0.058(0.012**)	0.048(0.015**)	0.085(0.014**)
4WS	0.064(0.018**)	0.011(0.019)	0.019(0.020)	0.033(0.012**)	0.066(0.018**)
에어백	0.107(0.029**)	0.059(0.017**)	0.050(0.011**)	0.072(0.011**)	0.048(0.011**)
선루프	0.068(0.022**)	0.018(0.017)	0.027(0.017)	0.008(0.014)	0.018(0.015)
네비게이터	-0.024(0.079)	0.170(0.050**)	0.071(0.050)	0.107(0.023**)	0.106(0.024**)
해치백	0.010(0.020)	-0.047(0.017**)	0.059(0.019**)	-0.015(0.018)	-0.042(0.019*)
쿠페	0.075(0.023**)	0.023(0.020)	0.025(0.019)	0.008(0.017)	0.014(0.017)
하드톱	0.020(0.014)	-0.020(0.014)	0.010(0.012)	0.016(0.011)	0.016(0.011)
웨곤	0.022(0.022)	-0.014(0.020)	0.008(0.018)	0.029(0.016*)	0.006(0.018)
180X	-0.024(0.077)	-0.128(0.061*)	0.115(0.051*)	-0.004(0.048)	-0.026(0.047)
오프로드	0.009(0.072)	-0.204(0.053**)	0.224(0.043**)	-0.164(0.045**)	-0.138(0.043**)
보통승용차	-0.039(0.027)	-0.012(0.018)	0.005(0.016)	0.032(0.014*)	-0.008(0.015)
경승용차	-0.036(0.045)	-0.030(0.044)	0.059(0.048)	-0.042(0.048)	-0.027(0.050)
디젤	0.084(0.026**)	0.041(0.026)	0.011(0.024)	0.088(0.024**)	0.046(0.026*)
V형8기통	-0.060(0.048)	0.063(0.048)	0.170(0.038**)	0.147(0.033**)	0.115(0.039**)
V형6기통	0.043(0.019*)	0.020(0.017)	0.033(0.014*)	0.014(0.015)	0.010(0.014)
로터리엔진	0.094(0.097)	0.134(0.044**)	0.254(0.052**)	0.164(0.053**)	0.234(0.064**)
4속AT	0.066(0.013**)	0.051(0.011**)	0.067(0.010**)	0.045(0.011**)	0.060(0.010**)
메뉴얼	-0.166(0.037**)	-0.189(0.026**)	0.178(0.084*)	-0.212(0.033**)	-0.246(0.031**)
FF	-0.012(0.017)	-0.020(0.015)	0.020(0.017)	-0.027(0.015*)	-0.044(0.015**)
4WD	0.057(0.019**)	-0.007(0.018)	0.017(0.018)	-0.004(0.018)	-0.016(0.017)
닛산	0.016(0.017)	0.025(0.014*)	0.031(0.014*)	0.024(0.012*)	-0.023(0.013*)
미츠비시	0.023(0.020)	0.017(0.016)	0.005(0.016)	0.009(0.015)	-0.008(0.016)
마츠다	0.013(0.017)	0.036(0.017*)	0.036(0.018*)	-0.026(0.019)	-0.029(0.018*)
혼다	0.022(0.018)	0.035(0.015**)	0.017(0.017)	0.004(0.014)	-0.017(0.016)
이스즈	0.054(0.027*)	0.004(0.022)	0.005(0.025)	-0.00(0.4020)	-0.018(0.020)
후지중공	-0.043(0.023*)	-0.044(0.024*)	0.005(0.018)	0.006(0.016)	-0.020(0.016)
다이하츠	-0.008(0.023)	0.037(0.021*)	0.053(0.021**)	0.022(0.021)	-0.002(0.020)
스즈키	0.053(0.034)	0.082(0.034**)	0.035(0.037)	-0.007(0.033)	-0.028(0.043)
자유도수정완료					
결정계수	0.952	0.961	0.959	0.964	0.962
잔차평방합	4.243	3.641	3.958	3.499	3.379
팔호안은	0.471	486	499	501	492

(비고) 1. 팔호안은 표준오차. 단, Whit(1980) 에 기초하여 균일분산의 영향을 조정

2. \*\*는 1%, \*는 5%의 유의수준으로유의

표 6-A-3 주성분의 계산 결과(총년차 데이터)

주성분 고유치	주 성 분 의 계 수											
	전 장	전 폭	전 고	실내공간	휠베이스	중 량	승차정원	연 비	배기량	마 력	휠 크	
1	6.399	0.910	0.887	0.239	0.463	0.705	0.933	0.415	-0.862	0.944	0.782	0.852
2	2.722	0.149	0.160	-0.903	-0.830	0.404	-0.206	-0.816	0.072	0.062	0.491	0.222
3	0.714	-0.311	-0.174	0.234	-0.154	-0.451	0.125	-0.267	-0.276	0.131	0.189	0.299
4	0.290	-0.011	-0.024	-0.172	0.146	-0.161	-0.151	0.206	0.187	-0.050	0.220	0.246
5	0.270	-0.101	-0.367	0.033	0.073	0.311	0.000	0.018	-0.062	-0.050	0.081	0.093
6	0.243	-0.061	0.024	0.127	-0.034	0.082	0.117	-0.085	0.356	0.150	-0.122	0.173
7	0.102	0.055	-0.059	-0.017	0.166	-0.047	0.057	-0.146	0.073	0.059	0.117	-0.135
8	0.093	0.115	0.010	0.017	0.077	-0.016	0.030	-0.119	-0.019	-0.193	-0.076	0.123
9	0.078	-0.070	0.108	0.133	-0.020	0.059	-0.023	-0.012	0.042	-0.120	0.145	-0.039
10	0.051	-0.055	0.060	0.014	0.092	0.037	-0.147	-0.068	-0.042	0.064	-0.041	0.031
11	0.039	0.122	-0.051	0.089	-0.054	-0.016	-0.093	0.002	0.015	0.032	0.022	0.001

(비고) 파라미터의 유의도란의 ◎는 1% 수준으로 유의함을 나타냄.

이에, 여러 특성 대신에 이들 2가지의 주성분을 설명변수로 취해, 헤도닉 함수의 추계를 해보기로 하겠다.

추계결과는 표 6-A-4에 나타나는 대로이지만, 추계식의 실행은 자유도수정(自由度修正)완료 결정계수가 0.95전후가 되어 매우 양호하다. 또 2가지의 주성분은 모두 1%의 수준에서 의미 있는 결과를 얻고 있고, 높은 가격설명력을 가지는 것을 알 수 있다. 그러나 본문 중에서 채용한 3종류의 여러 특성 (마력, 휠 베이스, 실내용적)을 설명변수로 하는 헤도닉함수와 비교하면, 결정계수의 개선은 0.01포인트정도에 그쳐, 추계식의 실행에 결정적인 차이는 보이지 않는다.

표 6-A-4 주성분의 추계결과

	자유도	수정완료결정계수	전차평방합	페레메타의 유의할 정도	
				주성분1	주성분2
총년차추계		0.946	27.423	◎	◎
90-94년					
인접2년차추계		0.944	10.953	◎	◎
90-91년		0.947	10.702	◎	◎
91-92년		0.948	10.623	◎	◎
92-93년		0.951	9.556	◎	◎
93-94년					
90년		0.941	5.379	◎	◎
91년		0.949	4.897	◎	◎
92년		0.943	5.502	◎	◎
93년		0.951	4.864	◎	◎
94년		0.950	4.487	◎	◎

또, 추계 매개변수 그것에 대해서도 그 해석은 직감적으로는 곤란하다. 즉, 합성된 주성분은 제1주성분이 크고, 제2주성분이 스포츠도를 나타내고 있는 것은 분명하지만, 이것을 합성한 각각의 여러 특성의 계수는 기술혁신과 소비자의 기호, 데이터 세트의 샘플구성변화 등을 반영하며, 매년 변동하고 있다. 이 때문에 추계매개변수의 값을 어떻게 평가할 것인가, 혹은 추계매개변수의 시계열 적인 안정성을 어떻게 체크할 것인가 하는 점에 문제를 남기지 않을 수 없다. 더욱이 본문 중에서 행한 것처럼 다양한 방법으로 샘플을 분할해 추계를 행할 경우, 각각 다른 주성분을 합성하지 않으면 안 되는데, 이 결과 서로의 추계결과의 비교도 어려워진다.

주성분분석에서는 다수의 여러 특성의 변동을 소수의 서로 관계없는 주성분으로 합성할 수 있고, 각 샘플의 특징 점을 억압한다는 전제 하에, 유용한 분석기법이 된다. 또 추계 식의 실행도 양호한 것을 얻을 수 있다. 그렇지만 지금까지 검토해 온 여러 문제를 고려하면, 작업부담의 증대에 상응하는 장점은 기대할 수 없다고 판단되, 이 책에서의 분석에 있어서 다중공선성의 문제를 해결하기 위한 적절한 기법이라고 말할 수 없다.

### (3) 다중공선성의 진단

승용차의 헤도닉 함수추계작업에 있어서, 다중공선성의 문제점에 대해서 Arguea and Hsiao [1980] 에서는, Belsley, Kuh and Welsch [1980] 에서 보

인 통계적 진단기법을 이용해, 미국의 승용차 데이터를 체크하고 있다. 거기에 서는 수집한 15종류의 여러 특성(데이터) 중에서, 다중공선성의 영향이 적고, 가격설명력이 높은 변수로서 마력, 휠 베이스, 라게이지 베이스, 브레이크의 4 변수를 선택하고 있다. 먼저 여기서는 다중공선성의 통계적진단기법에 대해서 사곡(叢谷) [1992] 에 따라서 정리해 두기로 한다<sup>7)</sup>.

지금, k개의 여러 특성  $X_j$ 가 존재하고, 그 상관행렬 R의 고유값을  $\lambda_j$ 라 하면, 다중공선성의 존재여부를 진단하는 통계량(統計量)이 되는 상태지표(狀態指標, condition index)는,

$$K_j = \frac{\lambda_{\max}}{\lambda_j} \quad (6-A-1)$$

로서 정의된다. 이렇게 해서 산출된 상태지표에 의한 다중공선성의 판단준비로서, Bekskey *et al.* [1980]이 말한,

- ①  $K_j < 10$ 일 때 다중공선성의 정도는 작다.
- ②  $15 \leq K_j \leq 30$ 은 다중공선성이 약간 있다.
- ③  $K_j \geq 100$  일 때는 추계매개변수의 정도를 현저하게 손상시킬 우려가 있다.
- ④  $K_j$ 의 큰 값이 동시에 2가지 이상 관찰될 때는, 복수의 선형함수가 설명변수사이에 생긴다라는 것이 일반적인 기준이 되고 있다.

다음으로 어떤 회귀계수(回歸計數)가 다중공선성의 영향을 받는가를 진단하기 위해 VIF(variance inflation factor, 분산확대요인)과 VIF기여도라는 2가지 통계량이 도입된다.

여러 특성의 상관행렬 R를 대각화(對角化)하여, 대각요소에 그 고유값  $\lambda_j$ 을 가져오는 직교행렬(直交行列)을 P라고 하면, 이때 추계매개변수의 분산을 어느 정도 증폭시키는지 하는 것을 나타내는  $VIF_j$ 는,

$$VIF_j = \sum_{i=1}^k p_{j,i}^2 \quad j = 1, 2, \dots, k \quad (6-A-2)$$

- 
- 6) 15종류의 여러 특성은 마력, 길이, 폭, 중량, 배기량, 가속력 (45Kms~65Kms), 가속력 (0Kms~60Kms), 브레이크, 최소회전반경, 좌석위치, 라게이지 스페이스, 감속비, 시내주행연비, 교외주행연비이다.
  - 7) 사곡(叢谷) [1992]의 논의는 기본적으로는 Belsley, Kuh and Welsch [1980]를 따르지만, 어느 추계매개변수가 다중공선성의 영향을 받는지를 설명변수의 상관행렬의 고유값을 기본으로 진단해야 한다는 점이 다르다. 즉 Belsley *et al*은 직교행렬(積率行列)의 고유값에 기인한 진단을 제창하고 있는 것에 반해, 사곡(叢谷)은 설명변수의 단위에 의해서 고유값, 고유벡터(vektor)의 크기에 영향을 받지 않는 상관행렬의 고유값을 이용할 것을 제창하고 있다.

라고 나타낼 수 있다. 게다가  $VIF_j$ 중에서 고유값  $\lambda_i$ 에 기인한 비율을 의미하는 VIF기여도(寄與度)  $\pi_{j,i}$ 는,

$$\pi_{j,i} = \frac{p_{j,i}^2 / \lambda_i}{VIF_j} \quad i, j = 1, 2, \dots, k \quad (6-A-3)$$

가 되고, 여기서

$$\sum_{i=1}^k \pi_{j,i} = 1 \quad (6-A-4)$$

가 성립한다.

(6-A-1)식으로부터는 고유값이 작을수록, 또 고유 벡터의 요소  $P_{ji}$ 가 절대값으로 클수록  $VIF_j$ 는 커지면서, 추계매개변수의 분산이 확대되는 것을 알 수 있다. 단, 고유값이 작은 것은, 높은 다중공선성 관계가 보여지는 것을 의미한다. 하지만 이것에 의해서 모든 추계매개변수에 영향을 끼치는 것은 아니라 하는 점에는 주의할 필요가 있다. 즉, 강한 다중공선성이 생긴다하더라도, 설명변수  $X_j$ 가 그 다중공선관계에 들어있지 않으면,  $\pi_{ji}$ 는 작고,  $VIF_j$ 도 작은 값을 취하기 때문에, 추계매개변수의 분산도 확대되지 않으며, 또한 안정적인 추계결과가 얻을 수 있으리라 생각되어진다.

표 6-A-5 상태지표, VIF기여도(1994년)

고유치	상대 지표	전장	전폭	전고	실내 공간	휠 베이스	차량 중량	승차 정원	연비	배기량	마력	토크
6.561	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.01
2.540	2.58	0.00	0.00	0.00	0.01	0.04	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01
0.867	7.57	0.00	0.02	0.01	0.01	0.02	0.00	0.00	0.03	0.02	0.01	0.00
0.284	23.11	0.01	0.06	0.02	0.05	0.00	0.00	0.00	0.02	0.07	0.02	0.06
0.263	24.94	0.03	0.01	0.10	0.01	0.55	0.00	0.00	0.01	0.01	0.00	0.02
0.197	33.37	0.06	0.01	0.02	0.03	0.02	0.01	0.18	0.09	0.01	0.00	0.08
0.095	69.10	0.08	0.08	0.03	0.34	0.00	0.00	0.15	0.12	0.10	0.02	0.05
0.085	77.15	0.15	0.00	0.03	0.03	0.00	0.05	0.00	0.31	0.20	0.13	0.18
0.048	138.13	0.24	0.03	0.18	0.14	0.04	0.14	0.59	0.33	0.01	0.00	0.29
0.040	163.41	0.27	0.00	0.19	0.00	0.04	0.81	0.05	0.08	0.01	0.03	0.01
0.021	316.74	0.15	0.79	0.42	0.38	0.28	0.00	0.02	0.00	0.57	0.79	0.29

여기서 수집했던 여러 특성 데이터를 이용해서 상태지표 VIF, VIF기여도를 산출하고<sup>8)</sup>, 다중공선성의 영향을 검토한다. 표 6-A-5에는 1994년의 데이터에 대해서 계산 결과를 나타내고 있다. 강한 다중공선성이 존재한다고 생각되는 100을 넘는 상태지표가 3가지 관찰된 것 외에, 30이상의 것도 3가지 존재한다. 가장 큰 상태지표 316.74에 대응한 VIF기여도를 보면, 폭, 높이, 실내공간, 휠 베이스, 배기량, 마력, 트럭의 7변수가 0.25을 넘고 있고, 추계매개변수의 분산이 증폭되고 있다고 진단된다. 다음으로 큰 상태지표 163.41에 대해서는 길이, 차량중량의 2변수가, 0.25를 넘는 VIF기여도를 보이고 있다.

이상과 같은 단계를 각 해의 데이터에 대해서 또 다시 적용하여, 다중공선관계를 확인해 간다. 각 샘플기간의 상태지표를 표6-A-6에 나타내고 있는데, 100을 넘는 강한 다중공선성을 보이는 상태지표가 5, 6개 존재하고 있다. 따라서 각 해 모두 적어도 5~6 그룹의 다중공선관계가 존재했다고 생각할 수 있기 때문에, 유효한 설명변수는 최대 5종류 정도라는 말이 된다. 또 각 샘플기간마다의 VIF기여도를 산출하면, 어떤 여러 특성 값도 적잖게 얼마간의 다중공선관계에 관계하고 있다는 것을 알 수 있다. 다중공선성의 영향의 적은 결정적인 여러 특성은 존재하지 않는다. 따라서 여기서의 다중공선성의 진단결과로는 바람직한 설명변수는 확정할 수 없게 된다.

그래서 다음에서는 복수(複數)의 여러 특성의 조합으로, 헤도닉 함수의 추계를 실시해, 추계식이 적합한지, 추계매개변수의 부호조건, 안정성을 가미하며, 최종적으로 채용할 설명변수를 결정해가기로 한다.

표 6-A-6 상태지표

총 년	인 집 2 년 차				단 년 차				
	90-91	91-92	92-93	93-94	90	91	92	93	94
1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
2.4	2.1	2.3	2.5	2.6	2.0	2.2	2.4	2.6	2.6
9.0	8.9	9.9	9.6	8.3	8.1	9.7	10.0	9.1	7.6
22.1	17.1	22.6	23.3	23.6	13.3	21.4	22.6	23.9	23.1
23.7	22.1	25.2	25.1	24.9	20.4	25.6	25.6	24.8	24.9
26.3	26.5	25.8	30.0	33.3	27.0	26.2	27.2	33.9	33.4
63.0	42.0	69.4	68.4	68.1	35.9	66.1	72.9	65.5	69.1
68.5	61.1	86.5	89.9	81.5	50.6	84.3	90.0	90.8	77.1
82.4	79.5	127.5	139.9	147.9	74.5	123.2	126.5	157.9	138.1
124.5	90.1	176.0	193.5	183.3	88.9	78.3	185.4	209.3	163.4
164.4	150.4	293.4	313.4	321.8	144.5	301.0	304.8	341.6	316.7

8) 표준적인 계량분석패키지소프트웨어로 상태지표 등의 다중공선성을 진단하기 위한 통계량을 산출할 수 있는 것으로서 SHAZAM이 있지만 취급하는 샘플수의 제약도 있기 때문에 여기서는 GAUSS ver.3.0을 이용하고, 이들 통계량을 산출할 프로그램을 작성한다.

#### (4) 설명변수의 선택

먼저, 11종류의 여러 특성 중, 「엔진의 파워」, 「차체의 크기」, 「거주공간의 크기」와 같은 3종류의 기능·성능에 관련한 여러 특성을 각각 3가지씩 추출하고, 이것을 조합해서 총연차, 단연차(單年次)의 3패턴의 샘플 분할에 대해서 다시 추계(推計)하고, 어느 여러 특성의 조합이 적합한가를 검토했다. 추출했던 여러 특성은 ① 「엔진의 파워」로서, 마력, 트럭, 배기량, ② 「차체의 크기」로서, 길이, 휠 베이스, 중량, ③ 「거주공간의 크기」로서, 실내공간, 승차정원, 높이의 각각 3변수씩, 합계 9변수이다. 추계결과와 자유도 수정완료 결정계수는, 표 6-A-7에 게재했다. 모든 조합은 0.92~0.96정도의 범위가 되고, 적합 여부도 양호하다고 판단된다. 따라서 문제는 추계때개변수의 부호조건과 안정성이라는 것이 된다. 또한, 여기서 3종류의 조합을 보는 이유는 다음의 2가지의 사유에 의하고 있다.

표 6-A-7 설명변수의 조합

변수			총연차		인접2년차					단년차			
엔진	크기	거주공간	90-94	90-91	91-92	92-93	93-94	90	91	92	93	94	
마력	중량	승차정원	0.956	0.951	0.959	0.960	0.961	0.944	0.961	0.957	0.962	0.959	0.957
마력	중량	실내공간	0.955	0.951	0.959	0.959	0.960	0.946	0.960	0.956	0.960	0.959	0.956
마력	중량	전고	0.955	0.952	0.959	0.958	0.959	0.945	0.960	0.956	0.960	0.958	0.956
토크	중량	승차정원	0.945	0.936	0.954	0.954	0.956	0.924	0.957	0.951	0.956	0.954	0.949
토크	중량	실내공간	0.944	0.936	0.954	0.953	0.954	0.925	0.956	0.950	0.953	0.953	0.948
토크	중량	전고	0.943	0.936	0.953	0.952	0.953	0.924	0.956	0.950	0.953	0.952	0.947
마력	전장	전고	0.946	0.947	0.944	0.947	0.949	0.946	0.945	0.942	0.951	0.946	0.946
마력	전장	실내공간	0.945	0.945	0.942	0.945	0.948	0.945	0.943	0.940	0.950	0.945	0.945
마력	전장	승차정원	0.945	0.945	0.942	0.945	0.948	0.944	0.943	0.940	0.950	0.944	0.945
배기량	중량	승차정원	0.940	0.937	0.945	0.944	0.947	0.930	0.949	0.941	0.947	0.944	0.942
배기량	중량	실내공간	0.939	0.936	0.945	0.943	0.944	0.930	0.948	0.941	0.944	0.941	0.941
마력	휠베이스	전고	0.940	0.942	0.941	0.941	0.942	0.940	0.942	0.939	0.943	0.940	0.941
마력	휠베이스	실내공간	0.940	0.942	0.940	0.941	0.942	0.941	0.941	0.938	0.944	0.939	0.941
배기량	중량	전고	0.938	0.936	0.943	0.942	0.943	0.930	0.947	0.939	0.944	0.940	0.940
마력	휠베이스	승차정원	0.938	0.940	0.938	0.939	0.941	0.938	0.939	0.935	0.942	0.938	0.939
토크	전장	전고	0.929	0.922	0.944	0.945	0.948	0.918	0.945	0.942	0.947	0.947	0.939
토크	전장	승차정원	0.929	0.921	0.943	0.946	0.949	0.918	0.944	0.941	0.949	0.947	0.939
토크	전장	실내공간	0.928	0.921	0.943	0.945	0.947	0.918	0.944	0.941	0.947	0.947	0.938
토크	휠베이스	실내공간	0.920	0.912	0.941	0.941	0.942	0.905	0.943	0.938	0.941	0.942	0.933
토크	휠베이스	전고	0.920	0.912	0.941	0.941	0.942	0.904	0.943	0.939	0.940	0.942	0.932
토크	휠베이스	승차정원	0.920	0.911	0.940	0.941	0.943	0.904	0.942	0.938	0.942	0.942	0.932
배기량	전장	승차정원	0.926	0.923	0.922	0.927	0.935	0.919	0.924	0.919	0.934	0.932	0.926
배기량	전장	전고	0.925	0.923	0.922	0.926	0.932	0.920	0.924	0.919	0.931	0.930	0.925
배기량	전장	실내공간	0.925	0.923	0.922	0.926	0.932	0.919	0.924	0.918	0.931	0.930	0.925
배기량	휠베이스	승차정원	0.921	0.919	0.919	0.923	0.929	0.916	0.922	0.916	0.928	0.927	0.922
배기량	휠베이스	전고	0.920	0.919	0.919	0.921	0.927	0.916	0.921	0.916	0.925	0.925	0.921
배기량	휠베이스	실내공간	0.920	0.919	0.919	0.921	0.926	0.916	0.921	0.916	0.925	0.924	0.921

(비고) 결정계수의 평균치가 큰 순서대로 소-트

먼저 첫 번째, 승용차의 특성을 전제로, 보론 1에서 주성분분석을 이용해서 검토해던 대로, 「크기」와 「스포츠성 대 거주성」이 중요한 요소가 되고 있는 점에 서, 이들 요소를 재는 것이면 「엔진의 파워」, 「차체의 크기」, 「거주공간의 크기」를 나타내는 여러 특성의 조합을 보는 것으로 충분할 것이다. 또, 두 번째로 는 여러 특성을 4종류이상 첨가한 헤도닉 함수를 추계 하면, 추계매개변수의 부 호조건이 역전되는 경우가 큰 폭으로 증가한다는 것 외에, 안정성도 크게 손상되 어, 다중공선성의 영향이 꽤 크게 나타나기 때문에 안정적인 추계결과를 얻기 위 해서는, 설명변수를 3종류 이내로 억제해둘 필요가 있다.

이에, 추계결과를 자세히 살펴보면, 우선, 엔진의 파워에 대해서는 마력을 채용 한 케이스가 대체로 양호하다. 따라서 이것을 채용하는데 별 문제가 없다고 판단 된다. 차의 크기에 관한 지표는, 결정계수를 보면 중량을 채용한 경우가 대체로 많은데, 이 때에는, 대개의 경우에서, 주거공간의 지표에 관한 추계매개변수가 마 이너스 수치가 된다. 따라서, 길이와 휠 베이스의 어느쪽을 채용할 것인가가 문제 가 된다.

이에 관해서는, 대략 같은 결과가 얻어지지만, 휠 베이스의 채용한 경우의 쪽이, 매개변수의 유의도(有意度)와 부호조건 등이 약간 우수하다. 마지막으로, 주거공 간의 크기는, 별 차이가 없지만, 승용차의 기술적인 특성을 고려하면 실내공간을 채용한 것이 적당하다고 생각된다.<sup>9)</sup>

이상의 검토결과에서, 이 책에서의 분석으로는, 승용차의 헤도닉함수의 설명변 수로서, 마력, 휠 베이스, 실내공간이란 3종류의 여러 특성치를 채용하기로 한다. 그리고 마지막으로 선택한 세종류의 여러 특성치에 따라, 승용차의 기술적 특성 이 충분히 포착되어 있는가를 확인한다. 구체적으로는, 이 3개의 여러 특성을 설 명변수로 취해, 제외한 여러 특성에 대해 회귀분석을 행한다. 각 년도마다 샘플을 분할하고 추계를 행한 결과 가운데, 자유도수정완료 결정계수를 표 6-A-8에 나타냈다. 이것을 보면, 어느 여러 특성이나, 0.6에서 0.9정도의 상당히 높은 결정계수가

9) 이 외에, 승차정원을 채용하면, 경승용차에 관해서는, 모두 4명이 되어버리므로, 샘플을 분할하고 추계를 행할 경우, 자유도(自由度)를 잃어버린다는 의문도 보여진다.

나타나고, 이 3종류의 특성으로, 제외된 여러 특성에 의해 나타낸 승용차의 기술적 특성도, 충분히 포착되는 것이 확인된다.

표 6-A-8 설명변수와 제외한 제특성과의 회귀

	1990년	1991년	1992년	1993년	1994년
전장	0.793	0.825	0.821	0.820	0.817
전폭	0.616	0.644	0.669	0.660	0.644
전고	0.818	0.757	0.718	0.672	0.631
차량중량	0.731	0.779	0.741	0.720	0.684
승차정원	0.821	0.821	0.837	0.832	0.840
연비	0.657	0.621	0.621	0.666	0.643
배기량	0.729	0.771	0.762	0.745	0.717
토크	0.843	0.902	0.866	0.850	0.843

## 제 7 장 품질변화와 물가지수

앞장에서의 검토를 통해서, 헤도닉·접근법(approach)은 다양한 재화·서비스, 특히 기술혁신과 소비자기호의 변화가 두드러진 내구소비재와 기성복(apparel)제품에 있어서, 그 품질변화를 포착하는 수단으로서 극히 유효하다는 것이 나타났다.

이 장에서는, 앞장에서 나타낸 헤도닉·접근법의 실증결과를 기초로, 개인용 소형컴퓨터(personal computer), 승용차, 비디오카메라의 3종류의 내구소비재에 대해 품질 조정된 물가지수(헤도닉 물가지수)를 시험 계산하고, 이것들과 대응하는 CPI를 비교하는 것을 통해서, 품질조정기법의 문제가 CPI 계측오차에 끼치는 영향을 정량적으로 평가한다. 또, 이미 3장에서 검토한대로, 일본의 CPI에서 이용되고 있는 품질 조정기법은, 극히 한정적인 것이며, 그 가격변동 중에는, 본래, 품질 변화분량으로서 공제 되어야 할 부분이 혼입되어 있을 가능성이 크다. 이 문제를 보정하기 위해, 물가지수 작성이라고 하는 통계작성상의 실무적인 측면에서, 헤도닉 접근법을 어떻게 활용해 갈 수 있는가하는 문제점도 고찰한다.

### 1. 품질변화가 물가지수에 주는 영향

본 절에서는, 개인용 소형컴퓨터, 승용차, 비디오카메라의 3종류의 내구소비재에 관해, 먼저, 헤도닉 물가지수를 시험 계산하고, 이것들을 대응하는 CPI와 비교함으로써, 품질조정기법에 기인하는 계측오차의 크기를 검증한다.

#### 1.1 헤도닉물가지수의 시험계산결과

먼저, 앞절에서 추계한, 개인용 소형컴퓨터, 승용차, 비디오카메라의 3종류의 내구소비재의 헤도닉 함수를 토대로 품질 조정된 물가지수를 산출하고, 평균단가와 더불어 표 7-1에 정리했다.<sup>1)</sup>

각 제품의 움직임을 조금 상세히 보면 다음과 같다. 먼저, 개인용 소형컴퓨터

1) 헤도닉함수에서 품질 조정된 및 물가지수를 산출하는 방법에 대해서는, 이 장의 보론을 참조할 것.

터에 대해서는, 1994년에 있어서의 지수수준(1990년=100)이 32.6이라고 되어있고, 이것은, 연비율 평균 약25%의 속도로 하락하고 있는 것을 의미하고 있다. 한편, 품질변화를 고려하지 않은 평균단가는, 연비율 약3% 하락되어 있지만, 1991년에 상승한 후, 하락하는 형태로 되어있어, 헤도닉 물가지수와는 전혀 다른 변동을 나타내고 있다. 또, 전년비의 추세에 주목하면, 1992년부터 1993년에 하락간격이 급격히 확대된 것을 볼 수 있는데, 이것은 컴팩, 델 등의 DOS/V 개인용 소형컴퓨터·메이커가 일본의 개인용 소형컴퓨터시장에 본격 진출을 개시하고, NEC가 가격정책을 크게 방향 전환시켰던 시기와 궤도를 같이하고 있다. 이것은, 앞장에서 가리킨 개인용 소형컴퓨터의 헤도닉 함수의 추계(推計)결과 중에서, DOS/V 개인용 소형컴퓨터·메이커의 추계매개변수(parameter)가 마이너스이면서 의미가 있는 것과는 꼭 맞는다.

다음, 승용차에 관해서는, 1990년부터 1994년에 걸친, 데이터 세트(data set)의 평균가격의 상승률은, 연이율 4% 이었던 것에 대해, 품질 조정된 물가지수는, 연 비율 -0.4%의 간격으로 하락되었다. 게다가, 매년의 움직임을 쫓아보면, 품질 조정된 물가지수는, 1990년부터 1991년에 약간 떨어진 후, 1992년에 걸쳐 상승하고, 그 후, 1993년, 1994년에 크게 하락하고 있다.

표 7-1 헤도닉물가지수의 추계(推計)결과

	1990년	1991년	1992년	1993년	1994년	연율(年率)	누적(累積)
<b>개인용소형컴퓨터</b>							
평균단가	100.0	133.6 (33.6)	110.7 (-17.1)	93.3 (-15.7)	88.0 (-5.7)	(-3.1)	(-12.0)
헤도닉지수	100.0	81.0 (-19.0)	67.1 (-17.1)	45.7 (-31.9)	32.6 (-28.8)	(-24.5)	(-67.4)
<b>승용차</b>							
평균단가	100.0	107.7 (7.7)	112.8 (4.7)	114.3 (1.3)	117.1 (2.4)	(4.0)	(17.1)
헤도닉지수	100.0	99.3 (-0.7)	100.6 (1.3)	99.2 (-1.4)	98.5 (-0.7)	(-0.4)	(-1.5)
<b>비디오카메라</b>							
평균단가	100.0	83.8 (-16.2)	73.2 (-12.6)	79.1 (8.1)	77.4 (-2.1)	(-6.2)	(-22.6)
헤도닉지수	100.0	89.6 (-10.4)	79.5 (-11.3)	70.5 (-11.3)	62.4 (-11.5)	(-11.1)	(-37.6)

(비고) 1. ( )안은 전년비(단위, %)

2. 헤도닉 물가지수는, 개인용 소형컴퓨터, 승용차가 인접2연차 추계(推計)결과, 비디오카메라가 실제 가격데이터에 의한 총 연차 추계 결과로부터 작성

1992년에는, 강재(鋼材)등의 가격상승을 이유로, 상용차(商用車)를 중심으로 가격상승의 움직임이 나타나지만, 품질을 조정한 기본(base)에서 보면, 승용차에서도 가격상승이 나타나는 것을 알 수 있다.

또, 1993년 이래의 저 가격 모델(model) 투입의 움직임은, 앞장에서도 본바와 같이 CPI에는 반영되지 않았지만, 헤도닉 물가지수에서는, 이것을 정확하게 포착하고 있는 것이 확인된다. 게다가, 비디오카메라에 관해서는, 데이터 세트(set)의 평균단가는 연이율평균 -6%로 하락하고 있는 것에 대해, 품질조정을 행했던 헤도닉 물가지수는 연이율 -11%로, 이것을 웃도는 가격으로 하락하고 있다.

이 사이의 움직임을 조금 상세하게 보면, 데이터 세트(set)의 평균단가의 변동은, 1990년부터 1992년에 걸쳐 -16%, -12%로 크게 하락한 후, 1993년에 +8%의 상승, 1994년에 -2%로 다시 소폭 하락했고, 매년 크게 변동하고 있다. 이것에 비해, 품질조정을 행했던 헤도닉 물가지수에서 보면, 연이율 -10%~ -12%의 거의 일정한 페이스로 하락하고 있다. 이 결과, 샘플(sample)기간 전반의 2년 사이에는(1991, 1992년), 평균단가의 하락 폭이 헤도닉 물가지수의 하락 폭을 웃도는 한편 후반의 2년간(1993, 1994)은 거꾸로 헤도닉 물가지수의 하락 폭이 평균단가의 하락 폭을 크게 웃도는 형태가 되었다.

이상, 3종류의 내구소비재에 대해서, 품질 조정된 물가지수와 평균단가의 추이(推移)를 비교했지만, 어느 쪽의 제품에 대해서도, 품질 조정된 물가지수는 평균단가를 밀돌고 있다. 이것은 물가수준의 변동을 볼 때, 품질변화를 전혀 고려하지 않은 평균단가만을 보면, 실제적인 움직임을 잘못 볼 위험성을 이야기하고 있다. 특히, 품질변화의 영향이 큰 개인용 소형컴퓨터에 대해서는, 평균 가격에서는 가격변동의 실세를 파악할 수 없는 것이 분명하다. 이것은, 품질변화의 영향을 정확하게 공제하지 않으면, 물가지수에 상방(上方)편의를 초래될 가능성이 큰 것을 나타내고 있다.

## 1.2 가격지수의 하락효과

개인용 소형컴퓨터, 승용차, 비디오카메라 등의 내구 소비재에서는, 어느 쪽이든 품질 조정된 후의 물가변동을 나타내는 헤도닉 물가지수의 상승률이

마이너스가 되어있어, 품질조정을 행했던 기본(base)에서 보면, 가격은 하락경향을 보이고 있다. 그러나, CPI에서는 품질조정이 불충분하기 때문에, 이러한 품질향상이, 물가상승률에서 충분히 제거되지 않아, 이 결과 내구 소비재를 중심으로 해서 상방(上方)편의가 초래되고 있다고 추측된다.

그래서, 먼저, 이것들의 내구소비재에 있어서의 품질변화가, CPI에 대해 어느 정도의 상방 편의를 가져오고 있는가를 시험 계산해 놓는다. 다시 말해, 앞에서 추계(推計)했던 각종 내구소비재의 헤도닉 물가지수를, 이것에 해당하는 CPI의 품목지수와 서로 바꾸어놓을 경우, CPI 종합, 내구소비재를 어느 정도로 떨어뜨리는 효과가 있는지를 표 7-2로 시험 계산했다.<sup>2)</sup>

표 7-2 CPI의 하락효과

	가중치 (%)	물가상승률(연율, %)			기여도(연이율, %)	
		CPI	헤도닉	과리	대내구재	대종합
승용차	1.8	0.1	-0.4	-0.5	-0.16	-0.01
비디오카메라	0.1	-4.0	-9.6	-5.6	-0.09	-0.01
개인용 소형컴퓨터	0.1	n.a.	-24.4	n.a.	-0.36	-0.02

(자료) 百塚 [1994,1995b],00 · 黒田[1995]

(비고) 1. 상방 편의 시험계산수치는 어느 쪽이나 1991년부터 1994년까지의 평균치

2. 가중치는, 1990기준지수에 있어서 종합 가중치

3. 개인용 소형컴퓨터에 대해서는, 워드프로세서의 절반의 가중치에 상당한다고 가정해서 시험계산(가중치산출 기초자료인 「가계조사」에서는, 워드프로세서와 개인용 소형컴퓨터를 일괄한 지출항목으로서 조사하고, 1990년 시점에서 양자의 지출 점유율은 대략 반반으로 추측된다.

2) 여기에서는, 개인용 소형컴퓨터의 가중치에 대해서, 워드프로세서의 가중치의 절반이 바뀌어놓았다고 상정(想定)하고 있다. 즉, 현행의 CPI에서는, 개인용 소형컴퓨터가 지수대상외로 되어 있지만, 워드프로세서는 지수대상으로서 들어가 있다. 한편, CPI의 가중치 산출기초자료가 된 「가계조사」에서는, 워드프로세서와 개인용 소형컴퓨터를 하나의 항목으로서 조사를 행하고 있다. 이 때문에, CPI 워드프로세서의 가중치로서는, 가계조사의 워드프로세서·개인용 소형컴퓨터의 지출금액 모두가 산입 되어있다. 소비자물가의 가중치 작성시에 가계 조사품목을 분할할 때, 분할 비율을 결정하는 정당한 통계가 존재하지 않을 경우, 균등 배분되는 것이 일반적이기 때문에, 여기에서는, 워드프로세서의 가중치(동경에서는 0.17%)를 이분할 하고, 워드프로세서와 개인용 소형컴퓨터에 균등하게 나눈다고 상정하고 있다.

단지, 이 상정(想定)은 전혀 근거 없는 것은 아니다. 추측계산에 이용한 데이터의 1990년의 평균단가는 36만 8천엔이지만, 개인용 소형컴퓨터와 같은 방법으로 월간 「아스키」에 게재되었던 광고에서 워드프로세서의 평균단가를 산출하면 12만 4천엔이 되어, 가격비는 대략 3대 1이 되고 있다. 또, 경제 기획청에서 실시하고 있는 「소비동향조사」에 의하면, 1990년에 개인용 소형컴퓨터를 구입한 세대는 전체의 약2%, 워드프로세서가 약6%로 되어 있다. 이것들의 세대가 1대씩 개인용 소형컴퓨터, 워드프로세서를 구입했다고 가정하면, 구입 대수 비는 1대 3이 된다. 따라서, 개인용 소형컴퓨터와 워드프로세서에 대한 가계의 소비지출은, 대략 1대 1정도가 되고있다고 추측할 수 있다.

개인용 소형컴퓨터, 승용차, 비디오카메라의 시험계산결과를 순서대로 보아 가면, 1990년부터 1994년의 5년간에, 년을 환산에서 총합은, 각각 0.01%, 0.01%, 0.005%, 대내구 소비재에서는, 0.2%, 0.2%, 0.1%씩, 하락 효과가 있는 것이 확인되었다. 이것들의 값을 단순하게 합계해도, 2%의 가중치의 품목만으로, 총계에서는 0.03%, 내구 소비재에서는 0.3%의 상방(上方)편의(偏倚)가 나타난다고 하는 계산이 된다. 이 때문에, 소형(Micro)·전자(electronics) 관련제품을 다수 포함하고 있는 내구소비재 전체(Total)로서 보면, CPI의 하락효과는, 무시하지 못할 가능성이 높다.

품질조정기법에 가인하는 계측오차의 영향을 평가하기 위해서는, 다음의 두 가지에 주의할 필요가 있다. 먼저, 제1은, 계측오차의 크기가, 시계열적(時系列的)으로 변동하고 있는 점이다. 예를 들어, 승용차에 대해서 보면, 1993년부터 1994년에 걸쳐서는, CPI의 하락 효과가, 총계에서 0.01%~0.02%포인트, 내구 소비재에서 0.3~0.6%포인트 확대되어 있다.

두 번째, 품질조정기법의 문제는 단지 채용품목 내에서의 품질조정이 불충분한 문제에 머물지 않고, 적절한 품질조정기법이 이용되고 있지 않은 까닭에, 신제품지수대상에의 수거가 미리 보내지는 경향이 있다는 점이다. 예를 들면, 내구소비재 중에서도, 개인용 소형컴퓨터에 대표되는 소형(Micro)·전자(electronics)제품은, 기술혁신의 속도가 빠르고, 제품 주기가 짧기 때문에, 품목 변경시에 품질조정 문제가 나타나기 쉽다. 이 때문에, 가격조사의 계속성을 확보하는 것이 곤란한 경우가 많고, 품목변경시의 물가지수 바스켓에의 수거가 늦어지는 경향이 있다. 사실, 개인용 소형컴퓨터는 전과 다름없이 지수대상 외로 취급이 되는 편이지만, 워드프로세서도 지수대상에 포함된 것은 1990년 기준지수부터 이다.

## 2. CPI에의 헤도닉·접근법의 적용가능성

앞 절에서의 검토결과에서, CPI에서는 재화·서비스의 품질변화의 영향이 적절하게 조정되어있지 않을 가능성이 제시되었다. 이 절에서는, CPI에 있어서의 품질조정기법을 개선하기 위해, 먼저 CPI의 작성에 헤도닉·접근법을 이

용하는 기본적인 사고방식을 제시한다. 그 위에, 승용차에 의한 사례연구를 통해서, 본 절에서 제시하는 시스템을 CPI작성작업에 적용할 가능성을 검증한다.

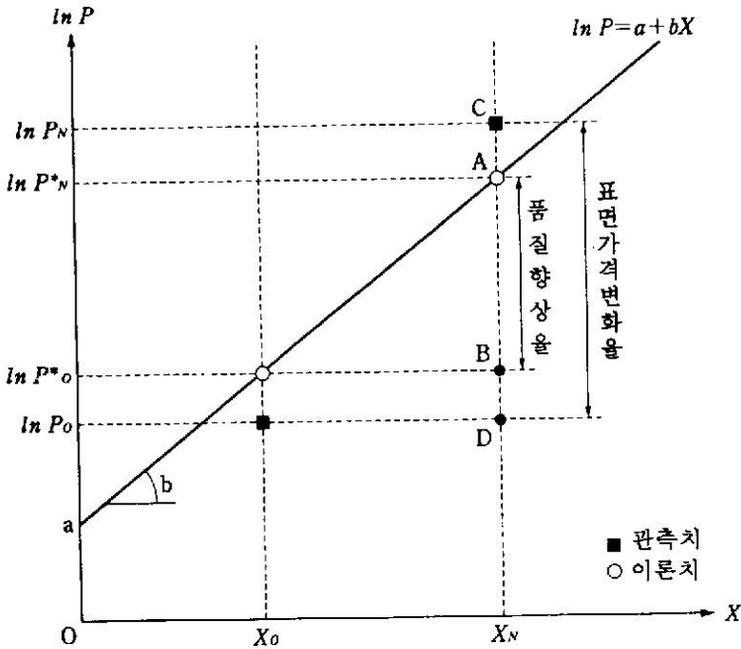
## 2.1 기본적인 윤곽

헤도닉함수의 추계(推計)결과에서 물가지수를 산출하는 방법은, 일반적으로, 앞 절에서 이용한 연차 더미(dummy)에 걸린 추계매개변수(parameter)의 참값을 취하는 경우가 많다. 그러나, 헤도닉·접근법을 CPI로 이용할 경우, 다른 품목과 평형을 이루기 위해서는, 물가지수작성방법으로서 품목특정방식의 윤곽을 유지할 필요가 있다. 그래서, 양자의 절충 방안책으로서, 추계한 헤도닉함수를 신구(新舊)조사품목간의 품질변화의 평가에 이용하고, 여기에서 구해지는 품질변화율에 의해, 표면가격변화율을 디플레이트(deflator) 하는 방법을 생각할 수 있다.

구체적으로, 그림 7-1로서, 모든 특성이 하나의 사례에 있어서는 이 기법의 개념도를 나타냈다. 이 그림에서는, 횡축에 특성치(X), 종축에 가격( $\ln P$ , 대수(對數) 변환치)을 취하고 있으며, 헤도닉 함수는, 절편 a, 기울기 b의 직선으로서 표현되어 있다.

또, 신구제품의 제 특성치를 각각  $X_N$ ,  $X_O$ 로 하면, 이론가격(당 제품의 제 특성치를 추계한 헤도닉 함수에 대입해 구한 추계치)은, 특성치에서 직선까지의 높이(그림에 「O」로 나타낸 점까지의 높이)로서 구한다. 여기에서 품질변화율을, 신구제품간의 이론가격의 비율이라고 정의하면, 신구제품의 이론가격(대수 변환치)의 차(AB)가, 품질 변화율에 상당한다. 또, 실제로 관찰된 신구제품가격을, 그림에서 「■」로서 나타낸 점과, 역시, 그 높이의 차(CD)가 표면가격변화율이 된다. 따라서, 이 양자의 차가 품질 조정제 및 가격의 변화율이 된다. 그러므로 이 케이스에서는, 표면가격의 상승폭이 품질 향상폭을 상회하고 있기 때문에, 품질 조정제 및 가격은 상승하게 된다.

그림 7-1 품목특정방식에서의 헤도닉 접근법의 이용(개념도)



이상의 사고방식에 기초하면, 표면가격, 품질, 품질 조정제 및 가격의 변화율의 사이에,

- (품질변화율) < (표면가격변화율) ⇒ 품질 조정제 및 가격 상승
- (품질변화율) = (표면가격변화율) ⇒ 품질 조정제 및 가격 보합
- (품질변화율) > (표면가격변화율) ⇒ 품질 조정제 및 가격 하락

의 관계가 성립하는 것을 알 수 있다.

## 2.2 승용차에 있어서 사례연구

CPI 품질조정기법의 문제가, 구체적으로 어느 정도, 상방(上方)편의를 가져오는가의 점을 정량적으로 밝히기 위해, 작성한 데이터 세트(set)의 속에서 대표적인 모델을 추출하고, 전의 헤도닉·접근법을 품목특정방식의 물가지수작성방법에 집어넣을 생각에 따라, 품명변경의 시뮬레이션을 행했다. 대상으로

한 것은, 도요타와 닛산의 대표적인 차종, 합해서 13차종으로, 데이터섹터(data sector) 속에서, 가능한 만큼 연속적인 모델을 매년마다 추출하고, 인접 2연차 데이터에 의해서 추계한 헤도닉 함수를 써서 품질변화를 평가했다.<sup>3)4)</sup>

시뮬레이션결과는, 표7-3에 정리했다. 동표(同表)에는, 각 차종마다 상단에 표면가격, 중단에 품질, 하단에 품질조정계 및 가격의 변화율을 각각 표시했다.<sup>5)</sup> 예를 들어, 최상단에 보이는 도요다·코로라를 예로 해 보면, 1990년부터 1991년에 걸친 모델체인지가 있고, 표면가격이 20.5%상승하고 있지만, 헤도닉 함수에 의해 평가된 품질도 17.1%향상하고 있기 때문에, 실질적인 가격상승률은 3.4%에 머물고 있다.

시뮬레이션결과 전체를 개관하면, 전부 52건(13×4년) 속의 28건에서 품질변화가 제로가 아니라고 평가되고 있다. 그 안에, 품질조정계 및 가격변화율이, 이 표의 최하단에 나타낸 헤도닉물가지수(인접 2연차 데이터에서 추계결과에 기초한 것)의 표준오차의 2배 이내에 머무른 것은, 1994년 도요다·캠리이다. 따라서, 그것 이외의 27건의 케이스에서는 품질조정계 및 가격변화율은, 특히 제로와 다르게 된다고 판단된다. 품질조정계 및 가격의 상승·하락별의 건수는, 상승하고 있는 케이스가 11건, 하락하고 있는 케이스가 16건, 하락한 케이스가 상승한 케이스를 상회하고 있다. 이 결과를 보는 한, 품질변화에 기인하는 CPI의 치우침은, 물가상승률 과대평가의 방향으로 나오기 쉽다고 생각된다.

- 
- 3) 현시점에서는, CPI의 조사품목으로서, 어떠한 차종의 어느 모델이 채용되어있는가는, 명확하지 않기 때문에, 여기에서의 시뮬레이션은, 대표적인 차종에 관해서, 데이터섹터의 안에서 비교적 연속적인 모델을 파악하고 있다. 단지, 太田[1980]에서는, 실제로 발생한 CPI의 품목변경에 대해서, 헤도닉 접근법에 의한 품질변화의 평가와의 차이를 검토하고, 과거에 있어서는, CPI의 조사품목의 상승이 함께 한 모양이다.
  - 4) 품질변화를 평가하는 헤도닉함수는, 인접 2년 추계의 결과를 채용하고 있다. 이것은, 전 절에서 검토한 대로, 샘플구성의 왜곡의 영향을 억제하고, 수요·공급 면에서의 기초적조건의 변화에 수반한 추계를 파라미터의 영향이 생기지 않는 샘플기간으로서는 인접2연차가 적당하다고 판단되기 때문이다. 그러나, 이미 검토한 대로 사이즈 스타일마다의 승용차의 특성은 꽤나 다르기 때문에, 각 모델의 품질변화를 보다 정확하게 평가하기 위해서는, 사이즈모델마다의 헤도닉함수를 추계할 필요가 있다고 생각된다. 따라서, 공식적인 물가지수통계에 있어서는, 품목특정방식의 테두리를 유지한 채로, 승용차에 헤도닉 접근을 적용하기에는, 추가적인 검토가 필요하다고 생각된다.
  - 5) 헤도닉 접근법에 의한 품질평가는, 모델체인지가 생겨도, 함수의 실명변수인 제 특성이나 터미변수의 수치에 변화가 생기지 않는다면, 품질변화는 없다고 평가된다. 따라서, 품질변화율이 제로인 것은, 모델체인지가 없었다는 것을 반드시 의미하지 않는다는 점에 주의할 필요가 있다.

여기에서의 시플레이션은, 사이즈와 스타일이라고 했던 품목의 연속성을 확보한다고 하는 것의 관점에서, 동일 모델을 가능한 한 쫓아가도록 배려하고있다. 그러나, 실제로, 물가지수를 작성해 가는 것에 있어서, 보통승용차나 RV차의 증가 등, 사이즈와 스타일의 다양화라고 하는 문제에 직면한다. 이러한 케이스에서는 현행 CPI의 품질조정기법에 한계가 있는 것을 밝혀두고, 치우침이 크게되는 위험(risk)도 크다고 생각된다. 또, 품질변화가 적절하게 평가되지 않으므로, 품목의 교체가 적절한 타이밍(timing)으로 행해지지 않는다고 하는 가능성도 부정할 수 없다.

물론, 조사대상의 연속성에 단절이 있는 케이스에 있어서, 헤도닉·접근법이 만능은 아니다. 이것은 헤도닉·접근법에서는 설명변수로 했던 제 특성과 더미(dummy)변수의 변화가 품질변화의 평가대상이 되기 때문에, 이것들을 포함하지 않는 「제외되는 제 특성」의 영향을 제거할 수 없기 때문이다. 따라서, 스타일이 크게 다르면, 헤도닉·접근법에 있어 품질평가에도 바이어스가 생긴다. 그러나, 이것들의 문제이 관해서는, 접속하는 품목을 가능한 한 비슷한 스타일로 한다고 하는 것과, 만일 다른 사이즈, 스타일의 것을 접속하는 것이라면, 그것에 걸 맞는, 보다 세분화된 샘플에서의 추계결과를 이용해야 한다고 생각된다. 물가지수작성작업에서 헤도닉·접근법을 어떻게 이용해 가는가의 문제에 있어서는, 보다 구체적인 수준의 연구가 이제부터의 문제이다.

표 7-3 거래상품변경의 시뮬레이션 결과

		1991년	1992년	1993년	1994년
카를라	표면가격	20.5	0.0	1.4	0.7
	품질	17.3	0.0	0.0	0.0
	품질조정후 가격	3.2	0.0	1.4	0.7
카리나	표면가격	0.0	-9.5	0.0	9.1
	품질	0.0	-15.6	0.0	14.3
	품질조정후 가격	0.0	6.1	0.0	-5.2
코로나	표면가격	0.0	8.6	0.0	0.9
	품질	0.0	18.0	0.0	0.0
	품질조정후 가격	0.0	-9.5	0.0	0.9
캄리	표면가격	0.0	11.9	0.0	-4.0
	품질	0.0	9.7	0.0	-4.3
	품질조정후 가격	0.0	2.2	0.0	0.3
마크 II	표면가격	0.0	0.0	10.4	2.6
	품질	0.0	0.0	50.9	-6.2
	품질조정후 가격	0.0	0.0	-40.5	8.8
크라운	표면가격	7.8	0.0	1.8	0.0
	품질	14.1	0.0	-1.0	0.0
	품질조정후 가격	-6.3	0.0	2.8	0.0
셀시오	표면가격	0.0	5.3	8.2	0.7
	품질	0.0	0.0	0.0	2.5
	품질조정후 가격	0.0	5.3	0.2	-1.8
서니	표면가격	3.0	2.9	5.9	-4.4
	품질	0.0	0.0	21.8	-16.5
	품질조정후 가격	3.0	2.9	-15.9	12.1
프리메라	표면가격	3.0	4.7	0.8	1.7
	품질	9.8	9.7	0.0	5.0
	품질조정후 가격	-6.8	-5.0	0.8	-3.3
블루버드	표면가격	1.3	0.8	1.8	4.1
	품질	9.2	-8.9	0.0	11.3
	품질조정후 가격	-7.9	9.7	1.8	-7.1
스카이라인	표면가격	11.6	0.0	-1.9	14.0
	품질	9.7	0.0	15.1	23.0
	품질조정후 가격	1.9	0.0	-17.0	-9.0
세드릭	표면가격	13.8	0.0	5.8	0.0
	품질	27.1	-11.0	12.1	0.0
	품질조정후 가격	-13.3	11.0	-6.3	0.0
시아	표면가격	0.0	-0.7	9.5	0.0
	품질	-7.0	-8.7	24.2	0.0
	품질조정후 가격	7.0	7.9	-14.6	0.0
문제가 생기는 경우		7	7	6	7
실질가격 상승		3	5	1	2
실질가격 하락		4	2	5	5
헤도닉물가지수의 표준오차		0.7	0.7	0.7	0.7

### 3. 서비스가격이 안고 있는 문제

품질조정 문제는, 내구소비재이외의 분야에서도 무시할 수 없는 영향을 미치고 있다고 생각되어진다. 예를 들어, 서비스에 관해서는, 애초에 「표준적인 서비스 1단위」가 무엇인가 하는 점을 특정하기 곤란한 점 등, 미해결의 문제가 많고, CPI 중에서도 가격정확도에 관해서 개선의 여지가 많은 분야라고 생각된다.<sup>6)</sup> 그러나, 일본에서는, 이 분야에 관한 연구축적은 꽤 제한되어있다.<sup>7)</sup> 이하에서는, CPI집세 및 의료비에 관해서, 가격조사에 있어서 품질조정 문제점을 지적한다.

#### 3.1 집세 지수의 문제점

먼저 CPI집세에서는, 주거면적당의 평균임료를 조사하고 있지만, 평균적인 주택의 구조와 쾌적함이 향상하고 있는 것을 생각하면, 이것들의 조사가 가격은 상방 치우침을 얻고 있을 가능성이 높다. 다시 말해, 표 7-4에서는 주거의 구조와 쾌적함이 시계열적으로 어떻게 변화해 왔는가를 나타내고 있다. 그 중에서도, 철근, 철골 콘크리트의 점유율이 크고 확대되어 있다. 또, 목조 중에서는, 내화목조에의 이동(shift)이 현저하다. 게다가, 화장실의 수세식화율, 욕실의 보유비율도 해마다 상승하고, 쾌적함의 관점에서도 개선이 보여지고 있다. 또, 자기집 비용에 관해서는, 민영 집세의 조사를 행하고, 이것을 자기 집의 귀속집세로서 활용하고 있다.<sup>8)</sup> 그러나, 일본의 경우, 민영집세와 자기 집에서 거주수준이 대폭 틀리기 때문에, 조사가가격의 품질조정상의 문제가 크다. 다시 말해, 그림 7-2에 나타난, 목조주택·비목조주택에서 자기 집·민영 차가(借

6) 예를 들면, Griliches[1992], Kroch[1991]을 참조

7) 서비스가격변동과 품질변화의 함수에 관해서는, 佐和호카[1989]가 숙박료의 헤도닉물가지수를 추계하고, CPI 상승률이 헤도닉 물가지수 상승률을 상회하는 결과를 얻고 있다. 이외에는, 伊藤·廣野[1992]의 가입, 南部[1994]의 의료비등의 연구가 있지만, 유감스럽지만 어느 쪽의 연구도 CPI 에의 영향을 검토하기 위해 추계결과를 활용 하는 것에는 문제가 있다고 생각된다. 다시 말해, 伊藤·廣野[1992]의 추계는, 주택정보지에서 가격·특성 데이터를 작성하고 있기 때문에, 신규 계약 가입을 분석대상으로서 하고, 본래, CPI에서 포착할 만한 평균 집세를 과대평가하고 있다고 판단된다. 또, 南部호카[1994]에서는 그 안에 나타나있는 추계결과의 평가로서, 헤도닉함수의 설명변수만으로는, 기술진보 등에 수반한 품질변화가 조정되어 있지 않고, 연차 더미(dummy)의 추계매개변수에 품질변화의 영향이 상당히 혼입(混入)되어 있는 것이다.

8) CPI 민영집세에 있어서 조사품목은, ①목조소주택(木造小住宅)(30㎡미만의 목조주택), ②목조중주택(30㎡ 이상의 목조주택), ③비목조주택(목조이외의주택)의 3품목으로 분류되어있다.

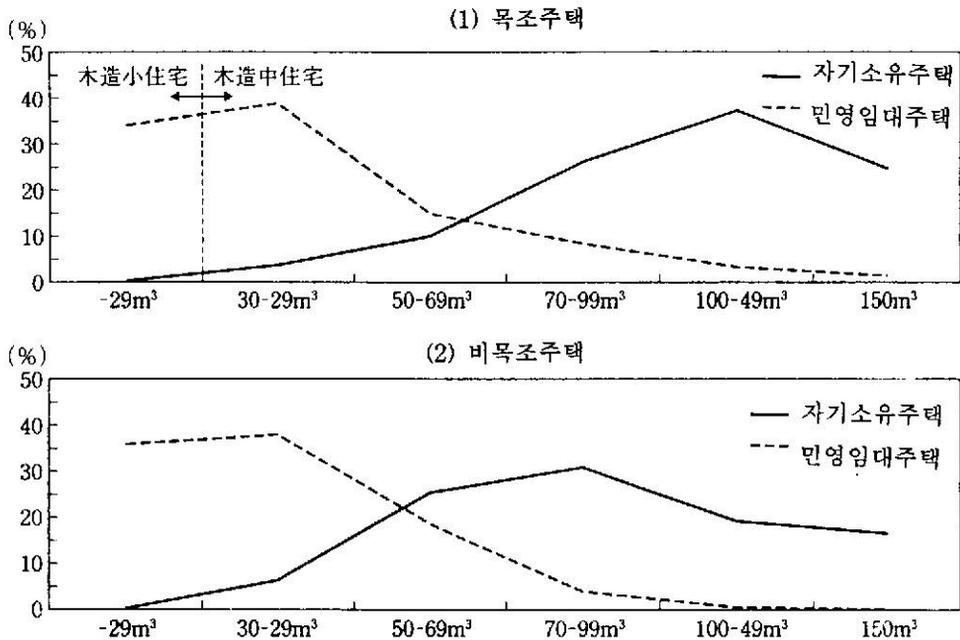
家)별 연건평의 분포를 보면, 목조주택, 비목조주택, 어느 쪽에 있어서도, 자기 집과 민영차가에서는 거주수준에 큰 차이가 있다. 그 때문에, 자기 집에 상당하는 거주면적이 큰 주택의 실제집세를 충분히 확보하는 것이 가능하냐는 점에 큰 의문이 남는다.

표 7-4 주거의 구조·쾌적함의 추이

	1973년	1978년	1983년	1988년	1993년
목조주택비율	86.2	81.7	77.4	73.0	68.1
(방화목조비율)	19.7	25.4	31.3	31.7	34.0
비목조주택비율	13.8	18.3	22.6	27.0	31.9
(철근·콘크리트조비율)	10.5	15.2	20.0	24.5	29.0
수세화율	31.4	45.9	58.2	66.4	75.6
욕실보유율	73.3	82.8	88.3	91.2	93.5

(자료) 총무청통계국 『주택통계조사보고』 각년.

그림 7-2 자기집·민영임대가구별의 연건평



(資料) 總務庁統計局『住宅統計調査報告』(平成5年).

표 7-5 CPI 의료비의 주요한 조사품목

조사품목	가중치	조사품목의 내용
(의약품)		
감기약(종합감기제)	0.0011	신루루A
감기약(해열진통제)	0.0005	바파린A
위장약(건위소화제)	0.0002	판시론 신위장약
위장약(복합위장제)	0.0005	太田胃散
종합비타민제	0.0012	판비탄하이
혼합비타민제	0.0012	아리나민A
드링크제	0.0012	리포비탄D
피부병약	0.0005	멘소래담
상처약	0.0004	토크혼A 또는 사론파스 A
구충제	0.0007	仁丹
한방약	0.0029	중장탕(부인약·탕약)
(보험의료 서비스)		
진찰료	0.0128	1점 당 단위, 진찰행위점수, 약가기준 및 환자부담율의 변화율
입원비	0.0032	정상분만료, 입원일수8일
마사지요금	0.0004	보험적용외의 전신마사지, 시술시간 1시간정도

(비고) 가중치는 CPI종합을 1로서 계산

### 3.2 의료비지수의 의문점

CPI의료비에 관해서는, 의료기술의 진보를 어떻게 포착하고, 반영시키는가라고 하는 커다란 문제가 제기되지만,<sup>9)</sup> 일본의 경우, 애초에 조사품목이 극히 한정적이고, 의료지출전체의 가격변동을 정확히 반영한 것인가의 의문이 크다. 예를 들어, 표 7-5에 나타난 대로, 의약품에 관해서는, 약국에서 판매되고 있는 표준적인 감기약, 위장약 등이 채용되고있는 것 뿐으로, 병원에서의 처방에 관해서는, 대상 외이다.

또 의료서비스에 관해서도, 입원비는 출산에 따르는 정상분만비만이 대상이 되고, 일반적 치료를 위한 입원, 수술비 등은 커버되고 있지 않다. 또 의료비에 관해서는, 가중치가 과소평가 되고, 품질조정의 문제는, 보다 큰 영향(impact)을 미칠 수 있다는 점도 목인할 수 없다.

9) 예를 들면, Shapiro and Wilcox[1996]을 참조

즉, CPI가중치는, 「가계조사」를 기본으로 산출하기 위해, 각 가정이 실제로 지불했던 의료비만이 계상되어 있다. 그러나, 의료비의 지불은, 건강보험조합을 경유하여 지불된다고 하는 간접적인 형태로의 지출이 특히 큰 가중치를 차지하고 있다. 이 결과, 「가계조사」에서 가중치를 산출한 경우, 의료비지출의 가중치를 과소평가 하는 결과로 이어진다고 생각된다.

#### 4. 품질조정기법의 문제가 영향을 미치는 범위

마지막으로, 품질변화에 기인하는 CPI 전체(Total)로서의 상방 편익의 크기를 계산해 둔다.

먼저, 이 장에 있어서 품질조정기법의 문제점에 관한 검토결과를 참고로 해서, CPI대상품목 안에서, 품질조정이 현저하게 곤란하다고 생각되는 범위를 특정화하면, 결과는 표 7-6과 같이 나타나고, CPI전체의 가중치는 약 30%에 달한다. 게다가, 이들 품목의 평균적인 상방 편익의 크기에 관해서는, Gordon[1990]에서 나타낸 내구 소비재 전체에서 연율 평균 1~1.5%의 계산을 베이스로 해서, ①일본의 CPI에서는 헤도닉·접근법이 전혀 이용되어 있지 않은 것, ②일본의 CPI의 품목분할이 세분화되어 있어, 조사품목의 특정화가 극히 세밀하게 행해지고 있기 때문에, 채용품목에서 커버되지 않는 신제품의 산입이 기준 개정시에 한정되는 점, ③품질조정방법이 한정적이기 때문에, 기술혁신이 두드러진 품목이 조사대상에 편입될 때까지의 시차가 긴 것, 등을 고려하고, 상한(上限)을 2배의 3%라고 상정(想定)한다.<sup>10)</sup> 이 결과, 품질조정의 영향은 0.30~0.90% 정도라고 하는 계산이 된다. 또, 중심치에 대해서는, 상한의 0.70%라고 상정한다.<sup>11)</sup>

10) 미국과 일본에 있어서 내구소비재의 하락 템포는 큰 차이는 없다고 생각된다. 예를 들어 제1절에서 후계된 개인용소형컴퓨터에 관한 헤도닉가격지수는, 연율 약 30%의 간격으로 하락하고 있다. 이것은 대략 같은 시기에 있어서 미국에서의 추계결과를 가리킨 Berndt and Griliches[1993]과 대충 일치한다. 단지, 여기에서의 시산(試算)은, CPI 서비스에 관해서도, 내구소비재와 동일한 크기의 상방편익은 존재한다고 가정하고있는 점에 유의가 필요하다. 앞에 기술한 대로 CPI 서비스는, 가격정확도에 문제가 크다고 생각되지만, 그 크기에 대해서는, 구체적인 검토가 행해지고 있지 않다.

11) 여기에서의 추계는, 품질변화의 영향이 있는 범위를 특정화하고, 그 범위에 대해서 평균적인 상방편익의 크기가 존재하는 한편, 그것이상의 범위에 관해서는, 상방편익은 존재하지 않는다고 가정을 하고 있다. 이것은, 일본에 있어서, 개별의 재화·서비스마다 상방편익이 어느 정도 존재하는가를 판정하는 연구가 압도적으로 부족하기 때문이라는 대응이다. 본래라면, 재화·서비스마다 상방편익의 크기는 다르다고 생각하는 것이 일반적이고, 금후의 연구가 기대된다.

표 7-6 CPI 에 있어서 품질변화의 영향범위

	가 중 치	품질조정 편의의 영향범위	비 고
상 품	0.51859	0.09530	
농수축산물	0.08663	0.00000	
식료공업제품	0.13494	0.00000	
섬유제품	0.06544	0.04592	
양복	0.02727	0.02727	
셔츠·웨타 류	0.01864	0.01864	
그 외	0.01952	0.00000	
내구소비재	0.05462	0.03911	
가사용 내구재	0.00601	0.00601	전자렌지, 전기냉장고 등
냉온방용품구	0.00446	0.00446	홈에어콘, 전기화로 등
자동차	0.01818	0.01818	
교양오락용내구재	0.00972	0.00883	TV, 비디오카메라 등
완구	0.00311	0.00087	TV게임기
그 외	0.01315	0.00076	전화기
그 외의 공업제품	0.11315	0.01027	
의약품	0.01043	0.01027	
그 외	0.10272	0.00000	
전기·도시가스·수도	0.04377	0.00000	
출판물	0.01734	0.00000	
서 비 스	0.48411	0.21568	
민영임세	0.03161	0.03161	
자가의 귀속집세	0.13401	0.13401	
공공·개인 서비스요금	0.25077	0.05007	
보건의료 서비스	0.01579	0.01541	진찰료, 임원비, 제와 맛사지
항공운임	0.00381	0.00381	
통화료	0.01745	0.01745	
숙박료	0.01340	0.01340	
그 외	0.20031	0.00000	
외 식	0.06773	0.00000	
총 합	1.00000	0.31099	

(비고) 1. 가중치는 1990년기준 베이스

2. 사사오입의 관계에서 내역항목합산치는 합계 란의 수치와 반드시 일치하지는 않는다.

## 5. 정 리

이 장에서는, 6장에서 행했던 헤도닉·접근법의 실증(實證)결과를 이용해서, 품질조정기법의 한계에 기인하는 CPI의 계측오차에 관해서 정량적(定量的)인 파악을 시도했다.

먼저, 제1절에서는, 개인용 소형 컴퓨터, 승용차, 비디오카메라의 3종류의 내구 소비재에 관해서, 품질 조정된 물가지수를 산출하고, 이것들의 제품의 품질 변화가 CPI에 어느 정도의 상방편의를 초래하는가를試算(試算)했다. 이 결과, 이들 내구소비재에서는 어느 쪽이나 품질 조정된 물가변동을 나타낸 헤도닉 물가지수의 상승률이 마이너스가 되는 것을 나타냈다. 또, 그 한편으로, CPI에서는 품질조정이 불충분한 것, 혹은 처음부터 CPI대상품목에 포함 되어있지 않은 제품도 있다는 점을 감안하면, CPI에서는 품질 향상이 충분히 고려되지 않고, 이 결과, 내구소비재를 중심으로, 상방 편의가 초래되고 있는 것이 명확하게 되었다.

또, 제2절에서는 CPI의 품목 변경시에 있어서 품질조정기법의 문제점에 대해서, 보다 구체적인 검토를 행했다. 먼저, 헤도닉·접근법을 CPI에서 채용되고 있는 품목특정방식의 영역에 넣기 위한 기본적인 사고방식을 제시한 위에, 승용차에 관해서 품목변경의 모의시험을 행했다. 이 결과, 현행의 품질조정기법은, 개별조사품목의 변경에 즈음하여, 품질변화의 영향을 충분히 조정(調整)하지 못하고, 문제가 생긴 사례가 많은 것이 확실해졌다.

게다가, 제3절에서 고찰한 바와 같이, 일본의 CPI에서는, 서비스분야의 지수 정확도에 있어서, 문제가 클 가능성이 높다. 특히, 채집한 평균적인 주거수준의 향상과 의료기술의 진보 등의 영향은 무시할 수 없다.

이상과 같은, 일본의 CPI에 있어서 품질조정기법의 문제에 의거하면, 제4절에서 검증한 바와 같이, 품질조정기법의 문제점은 CPI전체의 약30%의 가중치에 영향을 끼치고있다고 생각된다. 이 결과, 상방 편의(偏倚)의 원천(源泉)으로서도, 극히 커다란 영향을 가지고 있는 것이 된다.

## 제 7 장의 보 론(補論)

### 헤도닉 물가지수의 산출방법

여기에서는, 헤도닉함수의 추계결과로부터, 품질 조정된 물가지수를 산출하는 사고방식을 정리한다. 헤도닉함수의 추계결과를 기초로 해서 산출된 품질 조정된 물가지수를 「헤도닉물가지수」라고 부른다. 이하에서 물가지수산출에 이용한 헤도닉함수는, 개인용 소형 컴퓨터의 추계(推計)작업에서 이용한 다음 식에서 나타난 양대수선형(兩對數線形)을 상정(想定)한다. 즉,

$$\ln p_{i,t} = \alpha + \sum_{j=1}^n \beta_j \ln x_{i,j,t} + \sum_{k=1}^T \delta_k d_{i,k,t} + u_{i,t} \quad (7-A-1)$$

여기에서,  $x_{i,j}, d_{i,j}, u_{i,t}$ 은 각각  $t$ 기(期)에 있어서 제  $i$ 재(財)의 제  $j$ 번째의 특성, 제  $k$ 기의 기간 더미, 오차 항을 의미하고 있다. 역시, 승용차, 비디오카메라에서 이용했던 반대수선형의 함수형을 이용해도 이하와 같은 논의가 가능하다.

구체적인 헤도닉 물가지수의 산출방법은, 헤도닉함수의 추계식에 연차더미(dummy)를 포함하는가 아닌가로 달라진다. 먼저, 연차더미를 포함한 총년차 추계, 인접(隣接) 2년차추계(2年次推計)에 있어서는, 연차더미에 걸린 추계매개 변수(parameter)를 참수(眞數) 변환한 수치가 품질 조정된 물가지수가 된다. 즉, 기준시점( $t=0$ )에 있어서 제  $j$ 번째의 특성의 크기를 0로 하고, 이것을 (7-A-1)식에 대입하면, 기준시점의 연차더미는 모두 0의 수치를 취하고, 또, 비교시점( $t=s$ )에 대해서는

$$d_{i,k,t} = \begin{cases} 1 & (t=s) \\ 0 & (t \neq s) \end{cases} \quad (7-A-2)$$

가 되기 때문에, 기준시점 및 비교시점에 있어서 품질을 일정하게 한 추계가 격은,

$$\ln \hat{p}_o = \hat{\alpha} + \sum_{j=1}^n \hat{\beta} \ln x_j^* \quad (7-A-3a)$$

$$\ln \hat{p}_o = \hat{\alpha} + \sum_{j=1}^n \hat{\beta}_j \ln x_j^* + \hat{\delta}_s \quad (7-A-3b)$$

가 된다. (단,  $\hat{\phantom{x}}$  는 추계치인 것을 나타낸다.)

여기에서, (7-A-3b)식과 (7-A-3a)식의 차를 취하면,

$$\ln \hat{p}_s - \ln \hat{p}_o = \hat{\delta}_s \quad (7-A-4)$$

이 되고, 연차더미에 걸린 매개변수  $\delta_s$ 는 0기(期)에 대한  $s$  기의 품질 조정된 물가지수의 대수치(對數值)가 되는 것을 알 수 있다. 따라서, 기준시점 0기를 100이 되는 비교시점  $s$ 기의 헤도닉물가지수

$$I_{os} \text{는, } I_{os} = \exp(\delta_s) \times 100 \quad (7-A-5)$$

로서 산출된다.

다음으로, 연차더미를 추계식에 포함하지 않은 단년차(單年次) 데이터(data)에 의해 헤도닉 물가지수의 작성방법을 검토한다.<sup>1)</sup> 0기 및  $s$  기의 추계매개변수를 기준시점으로 한 특성의 크기  $x_j$ 에 의해 평가하고, 그 진수를 취하면, 품질을 일정하게 한 0기,  $s$  기의 추계가격이 다음식대로 얻어진다.

$$\hat{p}_o = \exp(\alpha_o + \sum_{j=1}^n \beta_{jo} x_j^*) \quad (7-A-6a)$$

$$\hat{p}_s = \exp(\alpha_s + \sum_{j=1}^n \beta_{js} x_j^*) \quad (7-A-6b)$$

따라서, 기준시점의 0기를 100으로 하는, 비교시점  $s$  기의 헤도닉 물가지수

$$I_{os} \text{는 } I_{ok} = \hat{p}_s / \hat{p}_o \times 100 \quad (7-A-7)$$

이 된다.

1) 연차더미를 이용하지 않은 품질 조정된 물가지수의 산출방법으로서, 이 원고에서 이용한 기준시점의 평균적인 특성치에 의해 추계매개변수를 평가하는 방법 외에, ①기준시점과 비교시점의 양방에 존재하는 제품은 조사가격을 이용하고, 기준시점 밖에 존재하지 않는 제품에는, 헤도닉함수에 의한 추계가격에 의해 채우고, 제품의 점유율을 가중치로서 물가지수를 산출하는 합성방법(composite), ②추계된 특성의 그립자가격을 이용해서, 기준시점의 제품 특성, 각제품의 점유율에 의해, 물가지수를 합성하는 방법(특성가격지수)등도 존재한다. (Triplett [1988], Cole *et al.*[1986]등을 참조). 그러나, 이것들의 방법에는, 각 모델의 시장점유율에 관한 정보가 필요하게 된다는 제약이 있다.

## 제 8 장 가격조사와 물가

본 장에서는, CPI의 추계오차에 관해서, 조사가격·가중치 등을 둘러싼 일 본고유의 통계작성 기술적인 문제점을 고찰한다. 통계작성 기술적인 문제로서는, 가격조사방법의 문제와 가중치의 문제로 크게 나뉘어진다는 먼저 근래 가격 파괴와의 관계에서 주목을 끌고 있는 물가지수의 물가조사샘플의 문제에 관해 개념정리를 하고 나서, 가격파괴와 CPI의 함수를 둘러싼 논점을 돌이켜보는 동시에, 코오베지진의 사례연구(case study)를 통해서, 할인점 등의 진출확대의 정량적(定量的)인 영향을 검증한다. 계속해서, CPI 가격조사 방법에 관해서, 계절성 상품과 민영집세·자기 집의 귀속(歸屬)집세가격의 문제점을 정리한다. 이어서 가중치 작성방법상의 문제점으로서, 기초자료가 되는 「가계조사」가 안고있는 문제와 내구소비재·자기 집의 귀속집세의 취급에 관해서 논의한다.

### 1. 가격조사 샘플(sample)의 문제 : 가격파괴와의 관계

#### 1.1 가격파괴와 물가지수의 관계 : 개념정리

가격파괴와 CPI의 관계에 관해서 검토하기 위한 출발점으로서, 먼저, 「CPI가 가격파괴현상을 적절하게 반영하고 있다」란, 어떠한 상태를 의미하고 있는 가라는 점에 관해서, 개념정리를 해두고, 여기에서 중요한 점은, CPI의 현행 작성방법의 아래에서, 가격파괴가 치우침(bias)을 초래하고 있는가 아닌가를 점검하는 포인트는 무엇인가를 명확히 하는 것이다.

이러한 체크포인트(checkpoint)로서, 구체적으로는, 이하의 3점을 들 수 있다. (체크포인트의 개념도를 그림 8-1로서 나타낸다)

- ① **품질차와 가격차의 관계** 밀접한 대체제품이 복수의 점포형태로 병행적으로 판매되고 있는 경우, 점포형태간의 가격차는 그 품질차에 대응하고 있는가(그림 8-1에 있어, A,C사이의 가격차가 그 품질차에 대응하는가)
- ② **조사샘플의 구성** 조사가격의 샘플은 소비자의 구입행동을 적절히 반영하고 있는가(동, 가격샘플이 A,C를 적절한 비율로 안고있는가)



생각하면, 양자의 품질차를 고려한 위에서도 할인점(discount store)이 싸다고 판단하는 소비자가 증가하고 있다고 추측된다. 즉, 소비자에 있어서, 기존점포와 할인점(discount store)의 어느 쪽이나 밀접한 대체관계에 있는 상품이 구입 가능하다고 하면, 양자의 소매가격을 품질차에 있어서 조정한 베이스의 가격을 비교한 위에, 싼 쪽에서 구입하고 있다고 생각된다 이 것은, 다음의 식에서,

$$\begin{aligned}
 (\text{기존점포에서의 판매가격}) &\geq (\text{할인점의 판매가격}) \\
 &< \\
 &+ (\text{제품자체의 품질차}) \\
 &+ (\text{판매서비스의 품질차})
 \end{aligned}$$

(좌변)>(우변)이 성립하고 있는 것을 의미하고, 이 품질차를 조정한 베이스에서의 가격차에 대해서는, CPI상에서도 지수수준의 하락으로서 반영시킬 필요가 있다.

또, 제2의 체크포인트가 되는 조사샘플의 구성은, 할인점에서의 상품구입과 개인(private) 브랜드(brand)상품의 구입이, 소비자의 사이에서 어느 정도 일반화하고 있는가 라고 하는 것이다. 제1의 체크포인트에서는, 할인점 쪽이 품질조정 뒤의 가격이 싸다고 판단하는 소비자가 증가하고 있다고 보여지지만, 이러한 소비자가 어느 정도 대세를 점유하게 되고 있는가 라고 바꿔 말할 수 있다.

이점, 각종 제품의 할인점이 차례로 오픈하고, 업적을 넓히고 있는 현상을 보면, 할인점에서의 판매점유율이 확대경향에 있는 것은 틀림없다고 판단되고, 이러한 점포에서의 판매가격도, 물가동향을 본 위에, 무시할 수 없게되고 있다고 생각된다.(물론, 이러한 소비자의 구입행동의 변화에 관해서는, 어떠한 제품에서, 어떠한 점포형태로 이동하고 있는가의 실태조사가 필요한 것은 말할 것도 없다.)

최후로, 제3의 체크포인트의 기존점포와 할인점의 가격변동이 평행(parallel)으로 이동하고 있는가의 점이지만, 이것이 중요한 의미를 가진 것은, CPI는 가격의 절대수준을 측정하는 것은 아니고, 가격변동의 방향성을 파악하는 것에 목적이 있기 때문이다. 다시 말해, 가격변동의 방향성을 파악하기 위해서는, 가격의 절대수준을 문제로 할 필요는 없고, 조사대상품목이, 그 속한 품목 전체의 가격변동과 평행으로 이동하면, 가격지수에 치우침은 생기지 않는다.

단지, 가격변동의 방향성에 관해서는, 최근시점에서의 움직임이 평행이었어도, 이후도 영속적(永續的)으로 안정한 관계가 유지될 보장은 없는 것에 주의해야만 한다.

## 1.2 소매업의 구조변화와 물가지수 디플레이션(deflation)

물가지수의 정확도, 혹은 「계측오차」라고 하는 문제를 둘러싸고는, 이 「가격파괴」와의 관련된 문제가 많다. 즉, 할인점과 길가(roadside)점포의 증가, 대형 슈퍼에서의 개인(private) 브랜드제품 취급의 확대 등, 「가격파괴」라고 불리는 움직임이 광범화 되고 있다. 그 한편에서, CPI(신선식품을 제외한 총계 베이스)는, 1995년 3월까지 완만한 상승을 계속해 왔다.<sup>1)</sup> 그 때문에 「CPI는, 최근의 가격하락의 움직임을 확실하게 반영하지 못하고, 생활실감(生活實感)과의 괴리가 크다」라는 비판이 높아지고, 다양한 수준(level)에서 논의가 넓어지고 있다.

이하에서는, 이러한 CPI에 대한 비판과 이것에 대한 총무청측에서의 반론을 돌이켜보는 것을 통해, 「가격파괴」에 대표되는 소매업의 구조변화가, 물가지수에 어떠한 영향을 주고있는가를 정리한다.

### CPI 에 대한 비판

「CPI는 가격파괴의 실태를 적절하게 반영하지 못하고, 생활실감과 떨어져있다.」라는 주장을 지지하는 논거(論據)로서 자주 인용되는 조사결과에, ①통상산업성[1994]에 의한 「최근의 소매물가의 상황에 관한 조사결과」와 ②대형슈퍼 西友[1994]에 의한 「西友물가지수」의 두 가지의 조사가 있다. 이제까지의 의논을 평가할 실마리로서, 최초에, 이 두 개의 소매가격조사의 개요를 정리한다.(양 조사의 개요에 관해서는 표 8-1을 참조)

먼저, 통상산업성에 의한 조사에서는 점포형태별의 소매가격차의 파악과 「소매물가통계조사」라는 할인점 등을 포함한 점포형태별가격수준이 비교가 목적이다. 이 때문에, 조사방법으로서는, CPI 대상품목에서 가중치가 큰 25품목을 선택하고, 1994년 2월 시점에 있어서 동경도구부(東京都區部)의 점포가격을 조사<sup>2)</sup>했다. CPI가격과 차이는, 조사점포에 할인점을 다수 집어넣고 있다는

1) CPI(신선식품의 제외한 총계) · 전년동월비는, 1995년 4월에 -0.1%와 1987년 5월 (-0.2%)이래 약 8년 만에 마이너스로 전환됨

것 이외, ① 조사하는 날에 토요일을 포함하고 있는 것, ②7일 이내의 단기간 세일<sup>3)</sup>이나 묶음판매<sup>4)</sup>상품의 가격을 포함하고 있는 것, 의 두가지 점이 크게 다르게 되어있다. 이 조사결과를 통해, ① 「소매물가통계조사」와의 비교에서는, 25품목의 조사대상품목 중 23품목에 있어 「소매물가통계조사」가 보다 비싸게 되어 있었던 점, ② 점포형태를 저 가격인 것부터 늘어 놓으면, 할인점, 슈퍼, 전문점, 콤비니언스 스토어, 백화점의 순이 되고, 평균하면, 백화점은 할인점에 대해서 4할 정도 비싼 것으로 나타났다.

표 8-1 통상산업성·西友의 소매가격조사의 개요

	통상산업성 조사	西友 물가지수
조사의 목적	① 점포형태별 소매가격차의 파악 ② 「소매물가통계조사」와 할인점등을 포함한 가격수준의 비교	① 소비자가 기호변화에 동반한 소비자의 구입상품가격의 변화를 파악
조사의 개요	① 대상품목...CPI 대상품목 중, 가중치 높은 25품목(CPI 커버리지는 4.5%) ② 조사품목...원칙적으로 「소매물가통계조사」와 동일 ③ 조사시점...1994년 2월 ④ 조사대상점포...동경도의 백화점, 슈퍼, 콤비니언스스토어, 전문점, 할인점. ⑤ 조사대상가격...현금판매소매가격으로, 7일 이내의 할인, 한정판매, 토요일의 가격도 포함	① 대상품목...CPI 대상품목중 135품목(CPI 커버리지는 13%) ② 조사품목...西友의 정두(店頭)판매 가격 ③ 조사시점...1992년도하기, 1993년도 하기 ④ 조사점포...전국의 西友 ⑤ 조사대상가격...대상품목의 판매총액을 판매수량에서 제외한 평균단가
주요한 결과	① 25품목중 23품목에 있어 「소매물가통계조사」가 비쌌 ② 점포형태별로는, 할인점, 슈퍼, 전문점, 콤비니언스스토어, 백화점의 순으로 저 가격(할인점과 백화점의 차이는 약4할의 가격차가 존재) ③ 점포형태간에 가격차 큰 품목은 남자팬츠(brief), 티슈,비디오테이프, 신사복 등, 가격차이가 작은 품목은 입술연지, 드링크제, 종이기저귀	① 가게조사의 지출 점유율에 의한 가중 평균한 종합지수는 -6%의 하락 ② 하락폭 큰 것은, 신사복, 과자, 식료

(비고)통상산업성 [1994], 西友[1994]를 기초로 작성

- 2) 점두의 가격표에 표시되어 있는 가격을 조사원이 실제 조사한 것.
- 3) CPI에서는 통상 판매되고 있는 가격을 조사하는 것을 목적으로 하고 있기 때문에, 바겐세일에 관해서는 조사시점에서 개시되고 나서 7일 이내인 경우는, 그 가격은 조사대상외로 취급하고 있다.
- 4) 예를 들어, 비디오테이프 3권 1,000엔이라는 형태로, 동일 상품의 정리된 수량에 관해서 할인가격으로 판매하는 방법. 역시, CPI에서는 1995년 1월에 품목변경을 하고, 비디오테이프에 관해서는, 3본 1팩의 묶음 판매가격을 조사하는 형태로 변경되고 있다.

③ 점포형태별의 가격차는, 품목에 따라 꽤 다르지만, 가격차가 큰 품목은 남자 팬츠(brief), 티슈페이퍼(tissue paper), 비디오테이프, 신사복 등이고, 반대로 작은 품목은 립스틱, 드링크제, 종이기저귀 등으로 나타났다. 따라서, 어느 정도 조사품목의 품질을 갖춘 베이스에서 보아도, 품목에 있어서는, 백화점·전문점 등과 할인점과의 사이에 꽤나 가격차가 존재하고 있는 것이 된다.

단지, 여기에서 주의해야만 하는 것은, CPI와의 가격조사방법의 차이나 조사품목의 품질차라는 요인이, 조사결과에 어느 정도 영향을 미치고 있는가를 반드시 명확하지는 않다는 점이다. 구체적으로는, 가격차가 큰 상위 3품목은 남자 팬츠, 티슈페이퍼, 비디오테이프라고 되어있지만, 이것들의 제품은 슈퍼나 할인점 등에서는 「묶음판매」로 팔리는 경우도 많기 때문에, 판매형태의 차이가 절대적인 가격수준에 꽤 영향을 준다고 추측된다.

또, 제4위의 신사복에 있어서는, 조사품목의 특정화 조건이 꽤 약해서, 가격차 중에서는 품질차의 영향이 상당한 정도로 혼입(混入)되 있을 가능성이 높다. 그 외에, 토요일이나 7일 이내의 세일상품의 조사가격의 영향도 예상되지만, 구체적으로 어느 품목에서 어느 정도의 영향이 있는가는 이 조사결과 만으로는 추측하기 어렵다.<sup>5)</sup>

다음으로, 대형 슈퍼의 西友[1994]에 의한 「西友물가지수」는, CPI의 조사대상품목은, 가격조사의 계속성을 중시하고 있지 때문에, 소비자의 급격한 기호변화에 대응하지 못한다는 문제의식을 토대로 작성되었다.<sup>6)</sup> 산출방법으로서, CPI대상품목 중에서 가중치가 큰 135품목을 추출하고, 이것들의 품목에 관해서 판매 POS데이터의 판매금액을 판매수량으로 제외한 품목별의 평균가격을 산출, 가계조사의 지출점유율에 보다 가중 평균하는 방법을 채용(採用)하고 있다.

이 조사결과에 의하면, 1993년도 하반기의 총계지수는, 1992년도 하반기에 비해 -6%하락하고, 품목별로는, 신사의복(신사복, 슈타), 과자(비스킷, 아이스크림 등), 음료(콜라, 과실음료 등)에서 하락 폭이 크다.<sup>7)</sup> 여기에서 나타냈던, 소비자의 구입단가의 저하는, 소위 「주요상품」이, 보다 저 가격대의 상품으로 이행(移行)하고 있는 것을 시사하고, 이제까지의 가격조사품

5) 7일 이내에서 할인상품의 영향에 관해서는 다음절에서 검토한다.

6) 西友지수의 목적과 조사결과에 대한 西友의 견해에 관해서는, 坂本[1994]도 참조

7) 그후, 1994년도 상반기의지수가 공표 되고, 대상품목은 217품목(CPI 적용범위(coverage) 25%)로 확충되어 조사가 행해지고, 계속해서 -6.2%하락하고있다.

목으로는, 품목전체의 가격변동을 파악하는 것은 곤란하게 될 가능성이 있다고 생각된다.

### 총무청측에서의 반론

이러한 조사결과에 기초한 CPI에의 비판에 대한 반론으로서, 1994년 8월 2일부 일본경제신문에, CPI작성당국인 총무청의 古田소비통계 과장(당시)의 논문(古田[1994])이 게재되었다. 논문에서는, 「CPI가 「가격파괴」의 실태를 반영하지 않는 것은 아닌가라는 비판은 오해에서 비롯된 것」으로서, ①WPI(소매물가지수)동향과 CPI동향의 괴리(乖離)를 어떻게 생각하는가, ② 할인점과 개인 브랜드(private brand)상품 등의 가격동향을 충분히 반영하고 있는가, 라는 2점을 중심으로 반론을 전개하고, CPI는 적절하게 작성되어 있다라는 견해를 피력했다.

먼저 WPI 동향과의 괴리에 관해서는, CPI와 WPI의 차이는, 기본적으로는, CPI에서는 서비스가격이 포함되어있지만, WPI에서는 포함되어있지 않다는 적용범위(coverage)의 문제로서, 이것을 대략적으로 뽑아낸 베이스에서 양자의 전년비(前年比)의 움직임을 비교해 보면, 대략 같은 모양의 저하를 나타내고, 「범위를 합해보면, CPI도 최근의 가격하락 등의 실태를 충분히 반영하고 있는 것이 이해된다.」라고 지적하고 있다.

CPI와 WPI의 적용범위의 차이의 영향을 확인하기 위해, 그림 8-2로서, CPI 전국과 국내 WPI 에 관해서, 3단계의 다른 집계수준으로 전년비의 움직임을 나타냈다.

먼저, 상단에서는, 지수 전체로서의 움직임을 나타낸 CPI 전국·「총계(신선식품 제외)」와 국내 WPI·「총평균」을 도표(plot) 했지만, 양자의 변동은 좀 달라져 있을 뿐 아니라, 괴리폭도 크다. 즉, 양자의 괴리 폭은, 1994후반에 있어서 약간 축소하고, 최근시점에서는 1.5%정도라고 되어있지만, 1991년 후반부터 1994년 전반에 있어서는, 2.5%에서 3%정도로 떨어져있다. 따라서, 이 베이스에서는 적용범위에서, CPI는 서비스를 포함하지만, WPI는 포함하지 않는 다라는 차이가 존재한다.

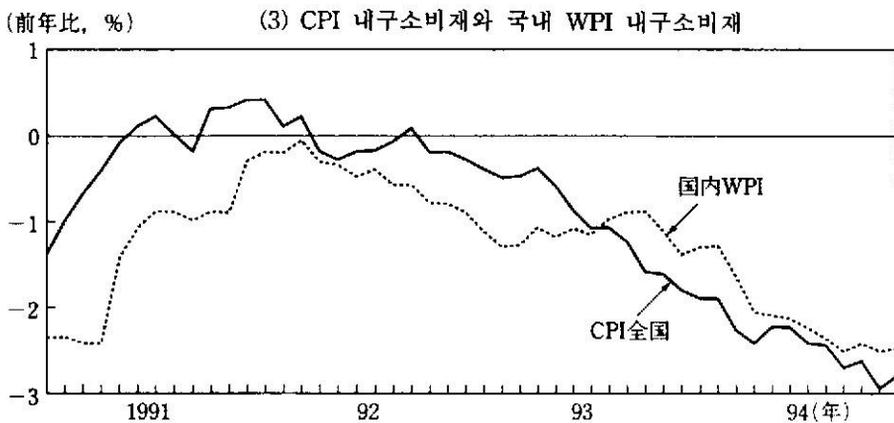
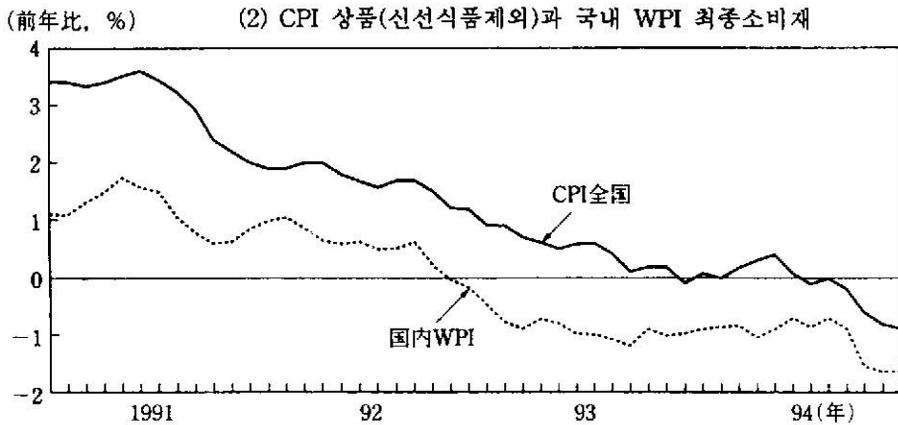
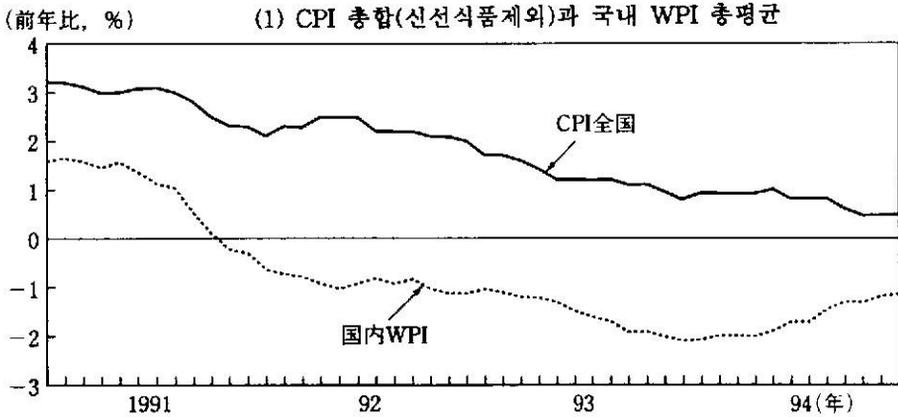
다음으로, 중단에 도표(plot)한 CPI국내·총계(신선식품 제외)에서 서비스를 제외한 「상품(신선식품 제외)」과 국내 WPI·「최종소비재」를 보면, 이 베이스에서는, CPI와 WPI의 변동은, 평행에 가까워진 것 외에, 괴리폭도 꽤 축소되어 있다. 게다가, 하단에 나타난 CPI 전국·「내구소비재」와 국내 WPI·「내구소비재」에 있어서는 전년비의 수준이 크게 접근하고, 최근시점에 있어서는, CPI의 전년비가 WPI를 밀돌고 있다.

이상의 사실은 CPI와 WPI의 지수 전체로서의 변동의 차이는, 적용범위의 차이가 크게 영향을 미치고 있는 것을 나타낸다. 단지, 베이스를 어느 정도 맞춘 다음, CPI와 WPI의 변동이 대체로 같은 경향을 나타내고 있는 것을 가지고, CPI는 가격저하의 움직임에 반영하고 있다고 결론 내리는 것은 조금 단편적이라고 하지 않을 수 없다.

즉, CPI가 수반하는 소매가격은, WPI에는 대충 합당하다고 생각되는 소매점의 매입가격외에, 소매점의 인건비와 판매관리비, 이익 등이 포함되는 소매마진의 움직임에도 좌우 된다. 소매 마진의 시계열적인 변동에 관해서는, 西村·坪内[1991]가 있지만, 이것에 의하면 유통마진은, 임금과 생산성의 변화에 따라서 시계열적으로 변동하고 있는 것을 나타내고 있다. 따라서 CPI가 WPI와 평행(parallel)하다면 좋다고 결론 지을 수 있는 것에는, 최근시점에서 소매마진이 일정한 것을 확인하지 않으면 안되지만, 이러한 점은 분석되어 있지 않다.

다음으로, 할인점 등의 가격동향을 충분히 반영하고 있는가하는 점에 있어서, 「소매물가통계조사의 조사점포나 품목은 고정적으로 경직적인 것은 아니다」에서, 「소비자의 구매행동의 변화와 상품의 판로에 대응해, 수시로 재평가가 행해지는 구조로 되어있다.」라고 주장하고 있다. 또, 이점과 관련해서, 「소매물가통계조사」의 조사가격이 높다고 하는 비판에 대해, 「CPI는 가격의 변화를 파악하는 것이기 때문에 평균가격수준이 잠정적으로 약간 높다고 해도 문제삼을 수 없다.」라는 견해도 나타나고 있다.

그림 8-2 CPI와 WPI의 지수변동의 비교



(資料) 日本銀行【卸売物価指数】，総務庁【消費者物価指数】.

확실히, CPI는 가격변동의 방향성을 파악하는 것이지, 가격의 절대수준에서의 높고 낮음을 문제로 삼고 있는 것이 아니다. 따라서, 조사가격의 절대수준이 높기 때문이라고 해서, 그것만으로 조사 가격으로써 부적절하다고는 판단

할 수 없다. 단지 이러한 샘플이 조사가격으로서 적당한 것을 주장하기 위해서는, 조사샘플의 비싼 가격이 품질 차를 적절하게 반영한 것이라는 점과, 가격변화의 방향성이 품목전체의 움직임을 반영한 대표성 높은 것이라는 점의 두가지를 설명할 필요가 있다.

따라서, 소매물가통계조사의 조사점포와 품목이, 어떠한 기준에 기초해, 어느 정도의 빈도로 변동되고 있는가에 대해서는, 구체적으로 공표 되어 있지 않기 때문에, 「소매물가통계조사」에 대해, 어떠한 평가가 내려지는가는 명확하지 않다.

게다가, 古田[1994]에서는, 이상과 같은 논점에 입각한 결론부분에 있어서, 「(「가격파괴」현상에 의한)변화 안에, CPI에 반영시켜야 하는 것, 시켜서는 안되는 것은 당연히 CPI의 목적에 따라서 구분된다.」고 표현함으로써, 은근히 CPI에는 필요한 변화가 반영되고 있다고 주장하는 것을 읽을 수 있다. 그러나, 거기에서는, 지면(紙面)의 제약(制約)등도 있어서인지, 「CPI에 반영시켜야 하는 변화」와 「CPI에 반영시켜서는 안되는 변화」와의 구분이 충분히 명확하게 기술되어 있지 않다.

### 가격파괴와 물가지수의 계측(計測)오차

「가격파괴」와 CPI를 둘러싼 논의에 대해서는, 최근의 할인점의 진출확대와 개인 브랜드 상품의 증가라고 하는 소비자의 구매행동의 변화를 감안하면, 직감적인 수준으로는, 현행의 CPI 가격조사방법에 문제가 있는 것은 아닌가하는 지적이 맞는 것같이 보인다. 그러나, 이 논의를 보다 엄밀하게 논증하기 위해서는, CPI를 비판하는 쪽, 이것에 반론하는 쪽의 어느 쪽에서도, 결정적인 논증은 행해지고 있지 않다.

「가격파괴」와 CPI를 둘러싼 논쟁은, CPI의 추계오차에 관해서 포괄적인 문제를 제시하고 있기 때문이라고 생각해야 할 것이다. 다시 말해, 여기에서 문제가 되고 있는 것은, 많은 논자(論者)들이 초점을 맞추고 있는 할인점 등, 가격파괴를 주도해 온 소매형태가 조사대상에 포함되어 있지 않다고 하는 것은 「가격조사샘플」의 문제만은 아니다. 예를 들어, 주요상품이 보다 저 가격대의 것으로 이행(移行)한 경우, 가격의 저하가 양자의 품질차로 균형을 이루는

지 아닌지를 파악하는 것은 품질을 일정하게 유지한 경우의 가격변동을 쫓아가는 물가지수 상에서의 취급과는 정반대의 것이 된다.

또, 사람들의 소비행동이 크게 변화하고 있을 때, 몇 년 전의 소비지출구성을 근거로 해서, 조사대상품목이나 조사한 가격을 합성하기 위한 가중치가 결정되어있다고 한다면, 설령 개별품목의 지수가 정확하게 작성되어 있다해도, 합성된 물가지수는, 현실을 바르게 반영한 것이라고 말할 수 없다.

이러한 관점에서 가격파괴와 CPI를 둘러싼 논쟁을 보면, 본서의 제재가 되어있는 품질변화의 영향이나 상대가격변동과 고정가중치의 문제, 가격조사기법의 문제 등, 물가지수전반을 둘러싼 여러 가지 문제가 관련돼 있는 것을 이해할 수 있을 것이다.

### 1.3 코오베 지진재해의 사례연구(case study)

그러면, 할인점 진출에 의한 물가지수의 하락 효과는, 어느정도 일까. 이 점에 대해서, 미국에서는, Reinsdorf[1993]가, 식료품과 가솔린에 관한 추계를 행하여, 연율 0.25%에서 2%정도의 상방 편의를 초래하고 있다고 하는 결과를 얻고 있다. 일본에서 이것과 같은 연구를 행하는 것은 데이터의 제약상, 곤란하다.

그러나, 코오베지진재해 전후에서의 효고현의 CPI의 변동은 극히 특이한 변동을 나타내고 있어, 이것을 봄으로서, 할인점 보급이 어느 정도의 영향을 주는가를 생각하는 실마리가 된다. 효고현의 1995년 2월의 CPI 는, 전월비에서 -2.3%로 동경도(동-0.4%)를 크게 상회하는 하락이 있었다. 이것에는, ①불을 통해서 조리할 필요가 있는 신선식품의 값이 떨어졌다. ②점포에 피해를 받았던 상점의 재고정리 등 가격절하의 움직임이 보였다고 하는 요인이 작용된 것 외에 ③휴업중의 백화점이나 일반상점에 대체해 비교적 가격이 싼 슈퍼 등이 조사대상에 포함되었다 라는 등의 사정이 있었다고 보도되었다.<sup>8)</sup>

8) 예를 들어, 1995년 3월 3일부 일본경제신문(석간)을 참조.

표 8-2 효고현 · 동경도구부의 CPI 전월비(2월)의 비교

	92-94년 (a)	95년 (b)	과 리 (b)-(a)	비 고
주류	0.0	-15.1(-0.1)	-15.1(-0.2)	맥주, 양주 등
내의류	0.8	-14.0(-0.1)	-14.8(-0.1)	
전통옷	-0.4	-11.4(-0.1)	-11.0(0.0)	
교양오락용품	2.8	-10.8(-0.3)	-13.6(-0.3)	완구, 스포츠용품 등
보통교육	0.0	-7.9(-0.1)	-7.9(-0.1)	
외식	-0.1	-6.2(-0.5)	-6.1(-0.5)	
그 외의 피복	-0.7	-5.8(0.0)	-5.1(0.0)	넥타이, 벨트 등
서적 · 다른 인쇄물	-3.0	-5.5(-0.1)	-2.5(0.0)	신문, 잡지, 서적
과자류	-0.2	-4.8(-0.1)	-4.6(-0.1)	
가사잡화	0.0	-4.6(0.0)	-4.6(0.0)	식기류, 부엌용품등
어패류	-0.1	-3.8(-0.1)	-3.7(-0.1)	
약세사리	0.5	-3.4(0.0)	-3.9(-0.1)	가방, 시계, 반지 등
보건의료용품 · 기구	-0.2	-3.3(0.0)	-3.1(0.0)	종이거지귀, 생리용품등
이미용 서비스	-0.2	-3.3(0.0)	-3.1(0.0)	입욕료, 이발료
의약품	-0.2	-2.9(0.0)	-2.7(0.0)	
통신	0.0	-2.7(-0.1)	-2.7(-0.1)	우편, 통화, 운송
육류	-0.7	-2.6(-0.1)	-1.9(0.0)	
유란류	0.6	-2.5(0.0)	-3.1(0.0)	
설비수선 · 유지	-0.2	-2.3(0.0)	-2.1(0.0)	가옥설비, 수선서비스
합계		(-1.9)	(-1.9)	
신선식품관련 제외		(-1.7)	(-1.7)	

(자료) 총무청 「소비자물가지수」, 효고현 「효고현의 소비자물가지수속보」

1. 표에 나타난 계수는, 동경도구부와 효고현의 CPI(중분류 베이스)전월비(2월)의 괴리폭. 단지, 괄호 안은 동경도구부의 가중치에서 합성한 기여도.

(비고)

2. 표에는, 1995년에 관해서, 코오베가 동경도를 2%포인트 이상 하회하는 중분류를 게시.

3. 신선식품관련을 제외한 베이스는, 어패류, 육류, 유란류의 3중분류를 제외.

그래서, 효고현과 동경도구부에 있어서 지진전후에서의 CPI의 변동의 차이를 비교하기 위해, 1995년 2월의 전월비에 관해서, 효고현이 동경도를 2%포인트 이상 밀돌고 있는 19개 중분류(中分類)를 괴리 폭이 큰 것부터 순서대로 표 8-2에서 늘어놓아 보았다. 이것을 보면, 신선식품 관련보다도 주류(맥주, 양주 등), 교양오락용품(완구, 스포츠용품 등), 그 밖의 피복(넥타이, 벨트 등)이라는 원래 할인점에서 할인판매가 크다고 생각되는 품목이 상위에 놓여

있다. 또, 그 전월비 하락 폭의 크기는, 과거 3년간의 변동과 비하면, 두드러지게 크다는 것도 확인된다.

게다가, 표에 나타난 19개 중분류에서 신선식품관련이라고 생각되는 어개류(魚介類), 육류(肉類), 유란류(乳卵類)의 3개 중분류를 제외하고, 효고현과 동경도 구분의 전월비의 괴리 폭을 동경도의 가중치로 가중 평균하면, 총계지수를 약 1.6% 포인트로 끌어내린다는 계산이 된다. 물론, 효고현과 동경도의 전월비의 괴리에는 앞에 말한 대로 점포에 피해를 받았던 상점의 재고 일부 세일 등 효고현 고유의 사정이 영향을 끼치고 있는 부분도 있어, 이 점을 감안해 생각할 필요가 있다. 그러나, 괴리의 큰 분류는, 조사대상으로서 할인점이 추가된 까닭으로 인한 영향이 크다고 생각되는 사실이 많다는 것을 총계하면, 조사대상변경에 따른 끌어내림 효과는 무시할 수 없다고 추측된다.

## 2. 가격조사방법의 문제

본절에서는, CPI에 대체효과가 혼입하는 원인의 하나가 되어있는 가격조사방법의 문제점에 관해서, 실제의 물가지수작성법에 의거해 검토한다. 현행 CPI의 가격조사방법에는, ①특정일의 가격을 조사하고 있기 때문에, 특수요인이 혼입 되기 쉽다. ② 귀속집세에 민영집세의 조사가격을 활용하고 있는 것은, 양자의 주거환경의 차이가 크게 다른 점이 충분히 고려되어 있지 않다, 라고 하는 문제점을 지적할 수 있다.

### 2.1 조사일의 문제

CPI의 가격조사는, 원칙적으로 매월 12일을 포함한 주의 수·목·금 중의 어느 쪽인가에 실시되고 있다.<sup>9)</sup> 따라서, 그림 8-3에 나타난 대로, 요일구성의 차이에 의해 실제의 조사일은 최대 8일간 전후가 된다. 그 때문에, 어떤 달의 특정기간에 조사일이 겹치는가 아닌가에 의해, 가격변동이 크게 달라지는 품목이 보인다.

9) 신선식품이 월 3회의 조사가 되는 것은, 날씨요인 등에 의해, 가격이 크게 변동하기 쉽기 때문이다.

조사일의 영향이 현저하게 나타나는 예로서, 바겐세일기간의 피복제품을 들 수 있다. CPI에서는, 소비자가 일반적으로 구입하고 있는 가격을 조사한다고 하는 관점에서, 특가품을 가격조사의 대상에서 제외하고 있지만, 조사시점에서 8일 이상 연속해서 특가로 판매되고 있는 제품에 관해서는, 가격조사대상에 혼입 되어 취급되고 있다. 이 때문에, 예를 들어, 여름의 바겐세일초기의 7월에 있어서는, 조사일 시점에 있어서 바겐세일 개시 부서의 경과일수가 크게 달라지고, 년도에 따라서, 바겐가격이 CPI에 반영되거나, 되지않거나 한다.

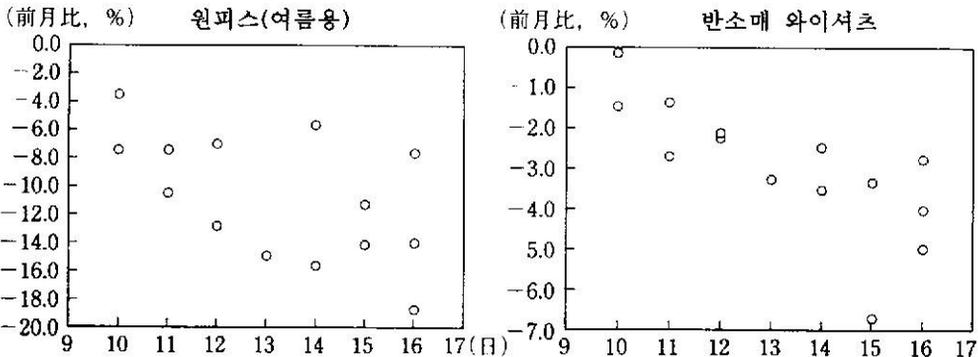
그림 8-3 요일구성과 가격조사일

(가장 빠른 경우)							(가장 느린 경우)						
일	월	화	수	목	금	토	일	월	화	수	목	금	토
		1	2	3	4	5				1	2	3	4
6	7	8	9	10	11	12	5	6	7	8	9	10	11
13	14	15	16	17	18	19	12	13	14	15	16	17	18
20	21	22	23	24	25	26	19	20	21	22	23	24	25
27	28	29	30	31			26	27	28	29	30	31	

(참고) 음영을 칠한 부분이 조사일.

그림 8-4에는, 피복제품을 대표해 부인물(婦人物) 원피스와 반소매 와이셔츠에 관해서, 7월의 가격지수의 전월비와 조사일의 관계를 나타내고 있지만, 이 표를 보면, 가격지수의 하락 폭과 조사일의 사이에 마이너스 상관관계가 관찰된다. 역시 피복제품과 같이 조사일이 지수변동에 영향을 끼치는 예로서, 숙박료 등의 계절요금을 들 수 있다.<sup>10)</sup>

그림 8-4 7월의 피복제품의 가격변동과 가격조



(資料) 總務庁「消費者物價指數」.

(備考) 調査日은 3 日間の 中央日.

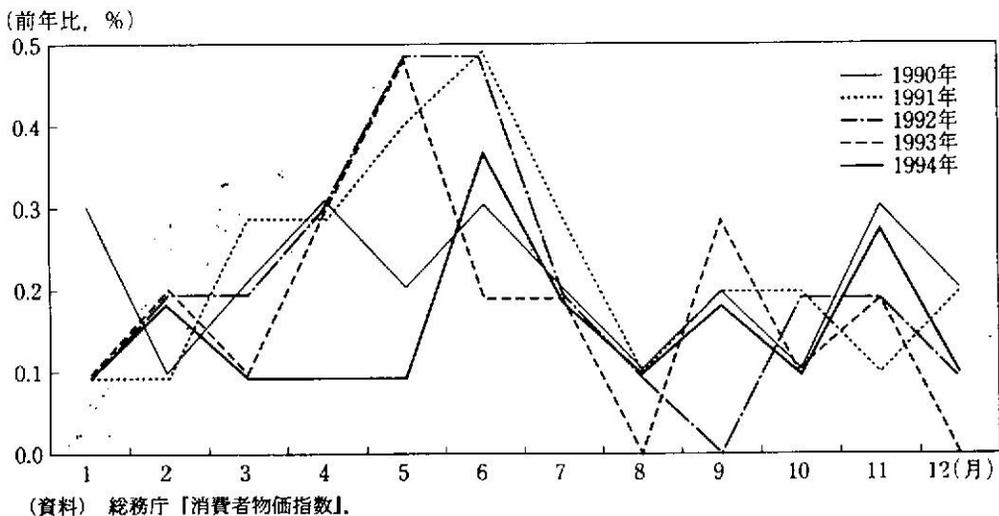
10) 숙박료에 관해서는, 징월(賃), 골든유크 등이 조사기간에 포함되는가 아닌가로, 요금은 크게 다르다.

## 2.2 민영(民營)집세의 문제

CPI의 민영집세에 관해서는, 가격조사방법과 샘플수의 문제에서, 매월 지수 변동이, 해에 따라 크게 흔들리기 쉽다는 특징이 지적된다. 즉, 민영집세의 가격조사는, 전조사(全調査)샘플을 3분할하고, 3개월에 한번 조사를 하고 있기 때문에, 가격변동은 최대 2개월의 시차를 두고 CPI에 반영된다. 또, 집세의 샘플수가 적은 한편으로, 집세개정은 수년에 1회정도의 빈도로 생기기 때문에, 3분할된 샘플 중에서 집세가 상승한 조사대상이 균등하게 퍼져있을 가능성은 낮다. 이 결과, 집세지수의 변동유형이 매년 상당히 크게 변한다.

이 점을 확인하기 위해서, 그림 8-5에서, 민영집세(목조중주택)의 전월비 변화율을 매년 표시해 보았다. 이 그림에서는, 입주자가 바뀌거나 집세의 개정이 일어나기 쉬운 연도 교체 4월에서 6월경에 걸쳐서 전월비가 크게 상승한다고 하는 큰 계절성이 보여진다. 단지, 이러한 계절성도 가격조사가 3개월의 1회로, CPI에 반영되는 타이밍(timing)에 폭이 생기기 때문에, 4월부터 6월의 어느 달에 상승하는가는, 매년 불규칙한 분포가 보이고, 전년비 베이스에서 본 집세가격의 변동의 교란원인이 되기 쉽다.

그림 8-5 민영집세 (木造中住宅) 전월비의 변동



### 3. 가중치작성방법의 문제

CPI의 가중치는, 「가계조사」<sup>11)</sup>를 기초로 산출되고있지만, 동 조사는, 이제 까지도 통계작성방법에 관해서 여러 가지 문제점이 지적되고 있다. 또, 개별품목의 취급에 대해서도, 내구소비재의 취급의 기본적인 사고방식이나 귀속집세의 가중치 산출방법 등의 문제점이 지적된다.

#### 3.1 기초자료가 되는 가계조사의 문제

CPI 가중치의 산출기초자료가 되고있는 가계조사가 내포하고 있는 문제점에 관해서는, 溝口[1992]가 이제까지의 논의를 개관(概觀)하고 있다.<sup>12)</sup> 여기에서 지적되고 있는 문제점은, ①조사대상으로 하는 가정의 표본추출작업상의 문제, ②회답내용이 가계전체로서의 소비지출의 파악도 문제로 크게 분류할 수 있다.

먼저, 표본추출작업상의 문제점에 관해서는, 가계조사에서는, 정확한 숫자를 입수하기 위해 「가계부방식」을 채용하고 있기 때문에, 조사부담이 무겁다. 한편으로, 조사협력사태가 적기 때문에, 「응답거부가구」가 다수발생하고, 표본 추출 때에 치우침(bias)이 일어날 가능성이 지적되고 있다. 이런 거부가구는 취업별로는, 노무자, 상인·기술자, 자유업종, 무직세대에, 또, 연령별로는 고령자가구, 소득계층별로는 저소득가구가 많다.<sup>13)</sup>

다음으로 회답내용의 문제로서, 조사에 대해서 주로 주부가 회답을 하므로써 미치는 영향을 들 수 있다. 다시 말해, 가계내의 유업자수가 증가하면, 주부에 의한 소비지출 파악 정도가 저하되고, 특히, 부모와 같이 살고 있는 젊은 유업자(有業者)의 소비지출에 관해서는, 충분히 포착되지 않을 가능성이 높다. 또, 독신자세대의 조사가 행해지지 않는 것도 이 점에의 영향을 증폭하고 있을 가능성이 있다.

11) 가계조사의 세부적인 내용에 관해서는, 총무청 [1993b]를 참조.

12) 최근에는, 1994(平成6)년 9월 8일자 일본경제신문(석간)에도, 「가계조사에 4개의 문제」라는 제목으로, ①기업에 시간이 걸리는 한편으로, 사례가 적고, 기업의 누락이 생기기 쉽다. ②조사대상에서 단독세대가 빠져 있다. ③조사생필수가 적다. ④용돈이나 교체비등, 불투명한 지출이 증가하고 있다. 라는 문제점을 지적하는 기사가 게재되어 있다.

13) 가계조사의 샘플의 문제는, 前田[1995]에서도 지적되고 있다.

조사샘플과 회답내용에 관한 문제는, 품목에 따라서 소비지출수준이 과소평가 되어 있는 것은 아닌가하는 의심이 연루되어 있다. 구체적으로는, 내구소비재나 술·담배 등의 기호품에의 지출금액이 생산통계 등과 비교해서 적다는 것이 지적되고 있다.

### 3.2 내구소비재·주택의 취급

물가지수의 기본적인 사고방식은, 어떤 시점에 있어서 입수(入手)가능한 재화·서비스의 가격변동을 포착하려고 하는 것이다. 가장 대표적인 물가지수로서, 가계(家計)가 구입하는 재화·서비스의 가격동향을 파악하는 CPI가 있다. 그 국제적인 작성기준을 제정하고 있는 ILO(International Labor Organization, 국제노동기관)에서는, CPI의 목적에 관해서, 「지수대상인구가 소비를 위해 취득, 사용 또는 지불을 하는 재화(財貨) 및 서비스의 일반적인 가격수준의 시간적 변동을 측정하는 것이다」<sup>14)</sup> 라고 하고 있다.

여기에서, 주택 같은 자산이나 가전제품·가구 등의 내구소비재에 관한 소비활동에 대해서는, 가계가 자산(資産)을 보유 또는 임차할 때, 거기에서 서비스를 누리는 형태가 된다. 이 때문에, 소비활동을 구입시점, 소비시점, 지불시점의 어느 쪽의 베이스에서 포착하는가가 문제가 된다.

일본의 CPI를 보면, 주택에 대해서는, 자기집의 가격정보로서 민영집세를 유용 하는 귀속계산을 행하고있고, 사용시 베이스에서 가격을 계상(計上)하고 있다. 한편, 내구소비재에 관해서는, 비내구소비재, 서비스와 같이, 취급시 베이스에서 계상 된다. 이 결과 주택과 내구소비재의 사이에서 소비활동의 계상시점에 일치성을 갖지 못한다.

그렇다고는 하지만, 주택과 내구소비재의 사이에서, 소비활동의 계상시점에 일치성이 포함되어있지 않다고 하는 점에 관해서는, 양자의 취급에 오히려 일치성을 확보할 필요가 없다고 하는 생각도 할 수 있다. 그 이유로서, 양자의 내용연수(耐用年數)에 큰 차가 있고, 또, 내구소비재는 일반적으로, 중고품가격이 대폭 저하하기 때문에, 주택에 비해서 투자로서의 성격이 두드러지지 않는다 점이 지적된다. 이것은, 내구소비재가, 주택보다도 내구소비재, 서비스에 보다

14) 더 베이[1990], 186페이지

가까운 성격을 갖고있다고 생각되는 것이다.

먼저, 주택의 내용년수에 관해 검토한다. 총무청의 「평성(坪城)5년 주택통계조사보고」에서는, 자기 집의 노후파손 상황별의 건축년수를 조사하고, 주택의 노후파손 상황을 「수리불필요 또는 조금 필요」 「대수리 요함」 「위험 또는 수리불능」의 세 가지로 분류하고 있다. 여기에서는, 이것들의 분류 중에서 「대수리 필요」 「위험 또는 수리불능」의 두 가지를 거주에 적합하지 않은 내용년수가 경과한 주택으로 보고, 평균내용년수를 시산 하면, 31.9년이라는 수치가 얻어진다.<sup>15)</sup>

이것에 대해, 주요한 내구소비재의 내용년수를 보면 표 8-3이 된다. 이 표는, 경제기획청에 의한 「소비동향조사」에서, 1993년 (평성5)년도 중에 팔려 바뀌어진 주요한 내구소비재의 평균사용년수를 가리키고 있다. 평균사용년수는, 룸에어콘의 12.5년에서 비디오키메라의 5.5년까지 불규칙한 분포가 보여지지만, 어쨌든 30년을 넘는 주택의 평균내용년수와 비교하면, 대폭적으로 짧은 것을 알 수 있다.

표 8-3 주요한 내구소비재의평균사용년수

	평균사용연수 (년)	CPI 가중치 (%)	보 급 율 (%)
룸에어콘	12.5	0.3	74.2
전기냉장고	11.2	0.2	97.6
칼라텔레비전	9.5	0.3	99.9
전기세탁기	8.8	0.1	99.3
전기청소기	8.3	0.1	98.3
V T R	7.0	0.1	72.5
승용차·신차	5.8	1.8	79.7
비디오키메라	5.5	0.1	29.9
(참고)자기집	31.9	9.9	59.8

(자료) 경제기획청조사국 「평성6년판가계소비의동향」

(비고) 자기 집의 내용년수는, 「평성5년 주택통계조사보고」(총무청통계국)을 기본으로한 필자의 시산치.

15) 단지, 「대수리 필요」 「위험 또는 수리불능」으로 분류된 주택의 축년수분포(築年數分布)는, 오른쪽 방향으로 경사가 긴 모양으로 분포되고 있다. 이 때문에, 분포의 최빈치(最頻值)는 평균치보다도 낮은 20년으로, 또 중앙치는 27.5년이 되고 있다.

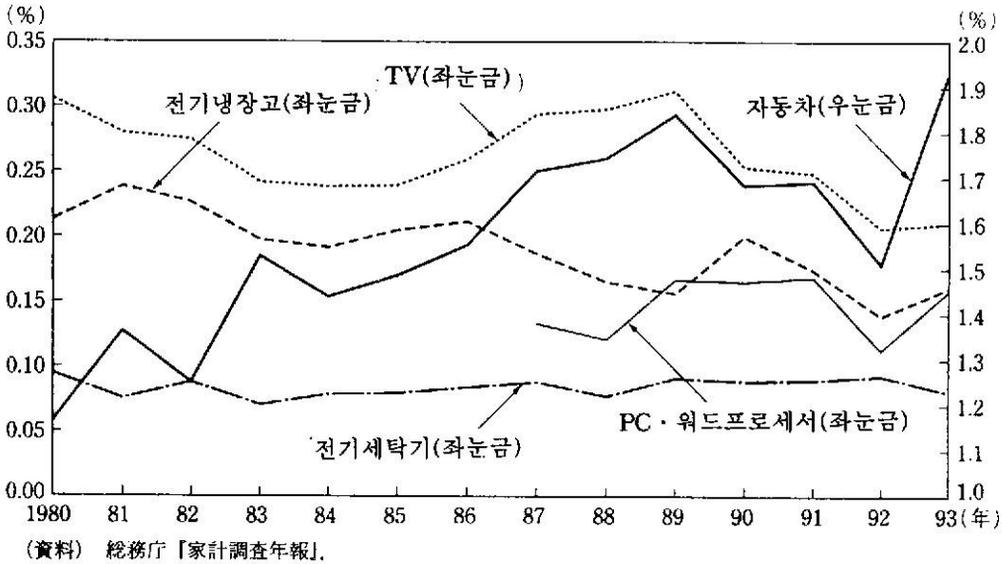
게다가, 지불 수단의 다양성이 양자의 사이에 꽤 다르다고 하는 점도 중요하다. 즉, 주택취득자에 있어서, 주택대출 계약은 대략 유일한 현실적인 선택이지만, 내구소비재의 경우는, 현금, 신용카드 등, 보다 폭넓은 선택이 존재한다. 따라서, 지불 베이스에서 가격변동을 파악하는 것은, 주택의 경우는 적절할 지도 모르지만, 내구소비재의 경우는 반드시 적절하다고는 말할 수 없을 가능성이 높다.

### 3.3 내구소비재 가중치 작성방법의 문제

하지만, 내구소비재에 관해서는, 그 가중치작성 방법이, 기준연차를 어디에서 잡는가에 따라서 크게 흔들리기 쉽다고 하는 문제점도 지적된다. 다시 말해, 애초에 내구소비재의 소비지출을 차지하는 시장점유율은, 가계의 자산사이클의 영향을 받아 변동하기 쉬운 것에 더해, 이미 말한 대로 가중치 산출 기초데이터인 가계조사에 관해서도, 조사샘플이 적은 것이나 이 분야에의 지출이 크다고 추측되는 젊은 유업자와 독신가구의 소비행동이 포착되어 있지 않기 때문에, 커버리지가 낮고, 조사결과가 불안정화하기 쉽다고 생각된다.

사실, 그림 8-6에 나타난 주요한 내구소비재의 소비지출을 차지하는 시장점유율의 추이를 보면, 전기세탁기와 같이 지출 점유율이 비교적 안정된 품목도 보이지만, 자동차, TV, 개인용 소형컴퓨터·워드프로세서 등, 많은 품목의 지출 점유율이 꽤 상이하고, 내구소비재의 가중치는, 기준시점을 잡는 방법에 따라 크게 달라지기 쉬운 것이 확인된다.

그림 8-6 내구소비재의 소비지출 점유율의 변동



### 3.4 귀속집세의 취급

CPI의 자기집 귀속집세에 대해서는, 가격 데이터의 정확도 외에, 가중치 추계상의 문제점도 지적되고 있다. 현행의 평성7년기준 지수에 있어서 귀속집세의 가중치는, 1994(평성6)년에 실시된 「전국소비실태조사」의 자기집세대의 귀속 집세액을 토대로, 1995년(평성7)년까지의 집세 상승율과 가계조사와의 소비지출액과의 수준차 등을 조정해 산출하고 있다.

또, 「전국소비실태조사」의 귀속집세는, 민영 집세액에 대한 설명변수로서, 도시규모 더미(인구규모별), 주택구조더미(목조, 철골·철근 콘크리트 등), 육실유무더미, 건축시기 더미, 주택마루면적을 채용하고, 京浜대도시권, 京浜이외의 3대도시권, 4대도시권의 3지역으로 나누어 각각 추계 되고 있다. 이렇게 산출된 CPI의 귀속집세 가중치에 대해서는, 과소평가, 혹은 과대평가라고 하는 상반된 견해를 지지하는 실증결과가 나타나고 있다.

먼저, 高山[1992], 高山·有田[1995]에서는 과소평가의 가능성을 주장하고 있다. 즉, 집세수준은 지역적으로 다르지만, CPI 귀속집세의 추계시에 있어서는,

도시규모에 관한 변수가 이러한 효과를 포착하고 있다. 이것은, 주택수요요인의 대리변수로서, 주택수요의 크기를 포착하고 있다고 생각할 수도 있고, 공급요인의 대리변수로서, 높은 지가와 건축비를 반영하고 있다고 생각할 수도 있다. 단지, 어느 쪽으로서도, 도시규모와 집세수준의 바른 상관관계가 있을 것이 기대된다.

그러나, 高山[1992]은, 「주택통계조사」의 데이터를 이용해서, 「전국소비실태조사」와 같이 추계를 행하고, 도시규모 더미의 매개변수는, 선험적(先驗的)으로 기대되는 부호조건과 다른 것을 나타내고 있다. 그리고, 이 점을 개선하기 위해, 지역특성의 대리변수로서, 도시규모 더미로 바꾸어 지가, 건축비, 빈집비율을, 또, 주택설비의 대리변수로서 욕실의 유무가 아닌, 수세식화장실의 유무를 채용한 형태로 추계를 행했다. 그 결과를 「전국소비실태조사」의 귀속 집세액과 비교하면, 1984년, 1989년의 시점에 있어서, 「전국소비실태조사」의 귀속 집세액은, 각각 추계결과의 43%, 39%의 수준에 머무르고 있다.

이것에 비해, Maki and Nishiyama[1993]에서는 과대평가의 가능성을 시사하고 있다. 그들은, 1984년부터 1988년까지의 「가계조사」와 「국민경제계산」의 소비지출액을 재화·서비스 형태별, 목적별로 비교하고, 양자의 소비지출액의 비율(「가계조사」/「국민경제계산」)을 추계하고 있다. 양자의 비율은 평균화하면 약 80%이지만, 집세·광열비(귀속 집세율 제외한 베이스)에 대해서는 112%로, 「가계조사」가 「국민경제계산」을 웃돌고 있다.

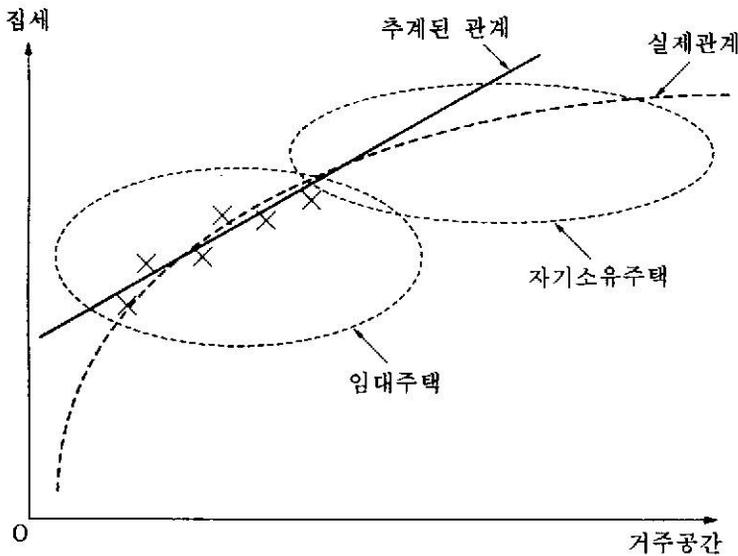
이것은, 해당비목(費目)에 관한 「국민경제계산」의 소비지출액 중에서, 귀속집세의 추계액이 과대평가 되고 있기 때문에, 귀속 집세를 제외한 베이스에서 보면, 가계조사를 밑도는 결과가 되고 있다고 추측된다. 「국민경제계산」의 귀속집세의 추계에 있어서는, CPI와 같이, 「전국민소비실태조사」와 동일한 방법이 채용되고 있기 때문에, 이 결과는, CPI에 있어서도 자기 집의 귀속집세 가중치가 과대평가 되어 있을 가능성을 시사하고 있는 것이 된다.

이러한 과대평가가 생기는 이유로서는, 7장 제3절에서 지적한 대로, 자기 집과 셋집의 주거공간이, 전혀 다른 분포가 되기 때문에, 셋집 데이터에 의해 추계한 집세함수에 자기 집의 특성데이터를 대입해도, 자기집 귀속 집세의 적절한 추계치가 되지 않을 가능성이 있다고 생각된다. 구체적으로는, 그림 8-7에

개념도를 가리키고있지만, 집세와 주거수준의 진짜 관계는, 집세 데이터에서 추계된 직선적인 것이 아닌, 경사가 서서히 작아지는 볼록함수(凸函數)의 형태를 하고 있는 케이스가 해당된다. 또한, 이러한 가능성은, CPI의 귀속집세추계 기법에 대해서만이 아니고, 앞에 기술한 高山[1992], 高山·有田[1995]의 추계 결과에도 들어맞는 점에 주의가 필요하다.

이상에서 본대로, 자기 집의 귀속집세에 관한 가중치가 과소평가 되어있는가, 그렇지 않으면 과대평가 되어있는가에 관해서는, 논의가 갈라지고 있다. 단지, 어느 쪽의 견해에서도, 귀속집세 가중치의 추계방식에 문제가 있을 가능성이 높은 것은 부정할 수 없고, 금후의 연구가 중요하다고 생각된다.

그림 8-7 귀속집세추계상의 문제(개념도)



#### 4. 정 리

본 장에서는, CPI의 추계오차에 관해서, 가격조사·가중치 등을 둘러싼 통계작성 기술적인 문제점을 고찰했다.

먼저, 가격조사 샘플의 문제에 대해서는, 바람직한 가격조사 샘플의 조건을 정리한 뒤에, 가격조사 샘플에 할인점이 포함되어 있지 않을 경우의 영향을 정량적으로 찾기 위한 사례연구(case study)로서, 코오베지진 재해 전후에서의 효고현의 CPI의 움직임을 채택했다. 바람직한 가격조사 샘플의 조건으로서는, ①밀접한 대체관계에 있는 제품간에 있어서 가격차와 품질차의 관계, ②조사 샘플의 구성과 소비자의 구매행동의 일치성, ③밀접한 대체관계에 있는 제품간에 있어서 가격변화의 방향성, 이라는 세가지를 지적했다.

게다가, 코오베지진재해의 사례연구에 대해서, 지진재해의 전후에서 효고현의 CPI는 약 2%하락했다고 하는 조금 특수한 움직임을 나타낸 점에 주목했다. 이것은 효고현의 CPI가 지진재해전후에서 특수한 움직임을 나타낸 요인의 하나로서, CPI의 조사지점에, 휴업중의 백화점·일반상점에 대체해 비교적 가격이 싼 슈퍼 등이 더해졌다고 하는 사정도 영향을 주었다 라는 보도를 볼 수 있었기 때문이었다. 사실, 품목별 움직임을 자세히 보면, 가치가 크게 떨어졌던 품목에는, 주류, 교양오락제품(완구, 스포츠용품 등) 등 원래 할인점에서 널리 판매되고 있는 품목을 다수 볼 수 있었다. 따라서, 할인점을 가격조사대상에 집어넣은 경우의 물가지수 하락효과는 무시할 수 없는 것이라고 추측된다.

다음으로, 가격조사방법에 관해, 계절성 상품과 민영집세·자기 집의 귀속집세가격의 문제점을 지적했다. 즉, CPI의 가격조사는, 원칙적으로 매월 12일을 포함한 주(週)의 수·목·금의 어느 날에 실시되고 있다. 따라서, 요일구성의 차이에 의해 실제의 조사일은 최대 8일간을 전후하기 때문에, 피복제품 등, 계절성 상품 중에는 어떤 달중의 특정 기간에 조사일이 겹치는가 아닌가에 의해 가격변동이 크게 달라지는 품목이 보인다. 또, 민영집세에 관해서는, 3개월에 1회의 가격조사가 되기 때문에, 연도 교체에 따른 집세개정의 영향이 반영되는 타이밍이 연도에 따라서 크게 달라진다.

게다가, 자기 집의 귀속집세가격에 관해서는, 민영집세가격을 활용하고 있지만, 양자의 주거수준에는 큰 차이가 존재하고 있다. 이 때문에, 민영집세에는 비교적 거주면적이 넓은 주택의 임대료에 관한 조사샘플이 적고, 자기 집의 귀속집세의 실세를 충분히 반영하고 있는가 하는 점에 큰 의문이 남는 것을 지적했다.

최후로, 가중치 작성방법상의 문제점으로서, 기초자료가 되는 「가계조사」의 문제점과 내구소비재, 자기 집의 귀속집세의 취급에 관해서 논의했다. 먼저, 가계조사의 문제점으로서, 조사샘플에 있어서 가구속성의 치우침과 응답의 가계지출전체의 파악도에 관한 의문을 지적했다. 이것들의 문제는, 특히 내구소비재와 술·담배 등의 기호품 소비지출수준이 과소평가 되고 있는 것은 아닌가하는 의문이 제기되었다.

또, 내구소비재에 관해서는, 가계조사의 샘플수가 한정적인 것이기 때문에, 기준시점을 어디로 잡는가에 따라, 가중치가 크게 흔들리기 쉽다는 결과가 나왔다. 이 외에, 자기 집의 귀속집세의 가중치에 관해서는, 추계방법에 의문이 있을 가능성이 높은 것을 지적했다. 단지, 지금 단계에서는, 이것이 과소평가되고 있는지, 과대 평가되고 있는지는, 결정적인 논거(論據)는 제시되지 않고, 금후의 연구가 중요하다고 생각된다.

## 제 9 장 소비자 물가 지수의 정확도

CPI는 고정기준 라스파이레스 방식에 의한 가계 생계비의 변동을 포착하려는 지표이다. 이 지수산식은 단순하고 이해하기 쉽고 통계 작성상의 비용을 억제할 수 있는, 장점을 가지고 있다. 그렇지만 한편으로 이 지수산식은, 경제 활동의 활동적인 변화에 대응하기 어렵고 물가 지수의 변동에 계측 오차를 혼합시켜 버리는 큰 단점이 있다.

본 장에서는, 앞 장까지 전개해 온 물가 지수의 계측 오차를 둘러싼 분석을 총괄하고, 일본 CPI의 정확도를 평가하는 것과 함께 앞으로 검토해야만 하는 과제를 정리한다.

또 1장에서도 언급했던 것과 같이 CPI의 계측 오차를 논의할 경우, 비교 대상이 되는 것은 본래 가계의 효용 수준이 일정할 경우 지출 총액의 변동을 나타낸 생계비 지수이다.<sup>1)</sup> 즉, CPI의 계측 오차는 일반적으로

$$(\text{CPI의 변동}) = (\text{생계비 지수의 변동}) + (\text{계측 오차})$$

라고 볼 수 있다. 이 경우, 계측 오차 문제는 계측 오차의 크기(bias)와 그 분산의 2가지 관점이 있을 수 있다. 이하에서는 계측 오차에 대해서 주로 CPI 바이어스(bias)의 크기에 대해서 검토하지만, 그 흠어짐(분산)도 필요에 따라 언급할 것이다.

### 1. 계측 오차의 정량적 평가

본 절에서는 3장부터 8장까지 분석했던 CPI를 포함하여 계측 오차의 개별 요인을 총괄하고, 일본의 CPI 계측 오차의 크기에 정량적인 평가를 더하고 있다. 또 아울러 미국에서 연구를 총괄했던 이른바 「보스킨 보고서」(Advisory Committee to study Consumer Price Index(1996))를 소개해 여기에서의 시산 결과를 비교했다.<sup>2)</sup>

#### 1.1 정량적 평가의 범위

CPI 계측 오차의 정량적인 평가 기준으로서 앞 장에서 검토했던 CPI에 바이어스(bias)를 가져온다고 생각되는 모든 요인을, ①정량적인 평가의 실현 가능성, ②

1) 생계비 지수와 CPI의 이론적인 관계에 대해서는 4장 보론(補論)을 참고할 것

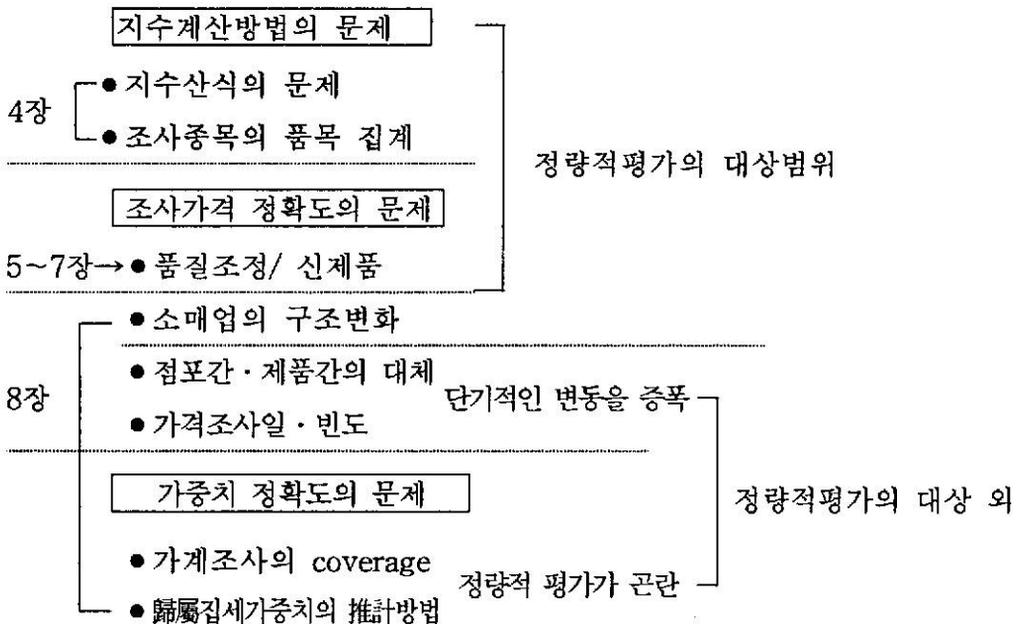
2) 미국에서의 논의된 것에 대해서는 이 외 Gordon(1993), Wynne and Sigalla (1994, 1996), Fixler(1993)을 참고할 것. 또, Moulton(1997)은 지금까지 공표 되어진 CPI 상방 편위의 추계 결과를 一覽하여 정리하고 있다.

계측 오차의 크기(bias)와 흠어짐(분산), 이라는 2가지 관점으로 재정리하고 본 책에서 CPI 계측 오차의 크기를 평가하는 범위를 볼 것이다.

4장에서 8장까지의 검토 결과는, 우선 정량적인 평가가 가능한 것과 그렇지 않은 것으로 분류된다. 여기에서 정량적인 평가의 범위는 4장에서 검토했던 지수계산방식의 문제, 5장에서 7장까지 고찰했던 품질조정기법의 문제, 8장에서 문제삼았던 가격 조사 방법 문제 중 소매 구조 변화의 영향을 포함한다. 한편, 정량적 평가의 범위 외 요인으로서 8장에서 검토했던 가격 조사일·빈도 문제, 가중치 작성 기초자료인 「가계조사」의 커버리지(coverage) 문제, 귀속(歸屬)집세 문제의 3가지가 남아 있다.(그림9-1 참고) 단, 가격 조정일·빈도 문제는 편의의 크기 자체뿐만 아니라, 편의의 분산을 크게하는 요인이라고 생각되기 때문에, 정량적인 평가의 수준 자체로는 큰 영향을 미치지 못한다고 생각된다.

하지만, 가중치 작성 기초 자료인 「가계조사」의 커버리지(coverage) 문제, 귀속(歸屬)집세의 문제, 2가지에 대해서는 선입관의 크기 자체에 영향을 미치기 때문에, 앞으로의 연구과제로서 중요하다고 생각된다.

그림 9-1 CPI 계측 오차의 정량적 평가 대상 범위



## 1.2 요인별 편익 크기에 관한 상정(想定)

다음으로 정량적인 평가의 대상 범위인 ①품목 지수를 총계 지수에 집계하는 지수 산식의 문제, ②개별 조사 가격을 품목 지수에 집계하는 방법의 문제, ③품질 조정 기법의 문제, ④가격 조사샘플의 문제(소매구조 변화의 영향)의 4가지에 대하여 정량적인 영향(impact)을 보여준다.

우선 품목 지수를 총계 지수에 집계하는 지수 산식의 문제와 개별 조사 가격을 품목 지수에 집계하는 방법의 문제 2가지는, 4장에서 검토한 물가 지수 계산 방식의 문제이다.

전자에 대해서는, CPI가 채용하고 있는 고정 기준 라스파이레스 지수를 생계비 지수의 대리 변수로서 보다 바람직한 성질을 가지고 있는 연쇄 기준 토른퀘비스트 지수, 피셔지수와 비교하는 것에 의해 검증했다. 그 결과는 대상 기간 지수 산식에 의해 조금 다르지만, 바이어스의 크기는 0.0~0.6%의 범위이다. 또 최근 시점에 있어서 이 편익은 거의 무시하고 있다.

또 후자에 대해서는 일본에서는 같은 종류의 연구는 지금 공표 되어있지 않지만, ①현시점에 있어서 일본의 CPI 상승률이 저 수준이고, 지수 산식에 기인한 편익이 거의 무시 되고 있는 점, ②일본의 CPI에서는 품목 분류가 미국보다 세분화되어 있는 것의 2가지를 모두 고려하여, 미국에서의 추계(推計)결과보다 작을 것이 예상된다. 이 때문에, 여기에서는 後者が 서술하고 있는 보스킨 보고서에서 나타나고 있는 상위 집계 레벨 대체 효과(지수 산식의 문제)와 하위 집계 레벨 대체 효과(개별 조사 가격 집계 방법의 문제)의 차(差)인 0.10%를 개별 조사 가격의 품목 지수 집계시 편익의 크기로서 상정(想定)한다.

다음으로 품질 조정 기법의 영향에 관한 상정(想定)을 보도록 하겠다. 품질 조정 기법 문제가 영향을 미치는 범위는, 7장에서 검토한 것과 같이, CPI 전체가 차지하는 가중치의 약30%에 달한다. 또 이들 품목의 평균적인 상방편의의 크기에 대해서는, Gordon(1990)에서 보았던 내구 소비재 전체에서 연률 평균 1~1.5% 시산(試算)을 기본으로 ①일본의 CPI에서는 헤도닉 접근법이 전혀 이용되어지지 않는 것, ②일본의 CPI 품목 분할이 세분화되어 조사 총목의 특정화가 너무 상세하게 행해지고 있기 때문에, 조사 품목에서 제외된 신제품의 삽입은 기준 개정시로 한정되어 있는 점, ③품질 조정 방법이 한정적이기 때문에

기술 혁신이 현저한 품목이 조사 대상에 들어가기까지의 시간이 길다는 것 등을 고려해, 상한(上限)을 2배인 3%로 상정하기로 한다.<sup>3)</sup> 그 결과 품질 조정의 영향은 0.30~0.90%정도라는 계산이 나온다.<sup>4)</sup> 또 중심값에 대해서는 영역의 평균값보다 약간 상한에 이르는 0.70%로 상정한다.

마지막으로, 조사 샘플의 영향에 대해서는 매우 특수한 경우가 있지만, 8장에서 소개했던 코베지진의 사례연구법이 유일한 단서이다. 효고현(兵庫縣)의 1995년 2월 CPI는, 전월비(前月比) -2.3%로 동경도(東京都) (同-0.4%)을 크게 상회하는 하락이 있었다. 이것에는 ①불을 통하여 조리할 필요가 있는 신선식품의 값이 떨어진 점, ②점포에서 피해를 입은 상점의 재고 정리 세일 등 가격 인하의 움직임이 나타난 것 이외, ③휴업 중인 백화점이나 일반 상점대신, 비교적 가격이 싼 슈퍼 등이 조사 대상에 첨가된 것 등의 사정에 기인한 것으로 보도되었다.

사실 효고현(兵庫縣)과 동경도(東京都)에 있어서 지진 전후한 시점의 CPI 변동 상위(相違)를 비교하기 위해, 1995년 2월의 전월비에 대하여 효고현이 동경도를 2%포인트 이상 하회하고 있는 것으로 나타나고, 신선식품 관련을 공제하여, 그 하강 효과를 집계하면, 총계 지수를 약 1.7%포인트나 저하시킨다는 계산이 된다. 단 효고현과 동경도의 전월비의 괴리(乖離)에는, 점포에서 피해를 입은 상점의 재고 정리 세일 등 효고현 고유의 사정이 영향을 미치고 있는 부분도 있으므로, 이 점을 고려해서 생각할 필요가 있다.

또 가격 파괴라고 불리는 움직임으로 대표되는, 할인 상점이나 길가(road-side)점포의 확대는, 시계열적(時系列的)으로 일정한 속도(tempo)로 추진된다는 뜻은 아니다. 특히 최근 시점의 물가 동향이나 소비자의 구매 행동에서

3) 미국과 일본에 있어서 내구 소비재의 하락 속도는 그다지 큰 차이는 없다고 생각된다. 예를 들면, 7장에서 추계된 PC에 관한 헤도닉 가격 지수는, 연률 약 25% 정도의 간격으로 하락하고 있다. 이것은 거의 같은 시기에 있어서 미국에서의 추계결과를 보이고 있는 Berndt and Griliches(1993)과 거의 일치한다. 단, 이것에서의 시산(試算)은 CPI 서비스에 대해서도 내구 소비재와 동일한 크기의 상방편의가 존재한다고 가정하는 점에서 유의할 필요가 있다. 전자에서 서술했던 것과 같이 CPI 서비스는, 가격 정확도에 문제가 크다고 생각되지만, 그 크기에 대해서는 구체적인 검증이 행해지고 있지 않다.

4) 여기에서의 추계는 품질 변화의 영향에 있어 범위를 특정화해 그 범위에 대하여 평균적인 상방편의의 크기가 존재하는 한편, 그것 이외의 범위에 대해서는 상방편의는 존재하지 않는다는 가정을 세우고 있다. 이것은 일본에 있어서 개별 재화(財貨)·서비스마다 상방편의가 어느 정도 존재하는가를 판정하는 연구가 매우 부족하기 때문이다. 본래 재화·서비스마다 상방편의의 크기는 다르다는 생각이 일반적이고 앞으로의 연구가 기대된다.

는 백화점·전문점 등에서 할인 상점으로의 이동(shift)등의 움직임은 이미 나타나고 있고, 이 점포 형태간의 가격 차이는 소매 서비스 품질 차이를 살펴보고 수준이 안정적인지를 평가한다. 이것은 소매 구조의 변화를 가져오는 계측 오차가 최근 시점에서는 축소 방향으로 가고 있다는 것을 시사하고 있다.

이상의 사항에 입각하여 현 단계에서 조사 샘플의 영향은 중심값을 0.10%로 하고, 하한(下限)을 0.05%, 상한(上限)을 시산(試算) 결과의 3분의 1인 0.60%로 상정(想定)한 것이다.

### 1.3 계측 오차의 크기

#### 상방편의의 크기

이상의 검토 결과를 기초로 CPI 전체로의 계측 오차 크기를 시산(試算)하기 위해 물가 지수 산식, 품질 조정 기법, 가격 조사 샘플, 조사 종목의 품목 수준 추계(level 推計)의 4가지 경로에서 발생하는 계측 오차 크기의 하한값, 상한값을 합산하면, 표9-1에서 보여지는 것과 같이, 현시점에 있어서 계측 오차 크기의 중심값으로는 0.90% 정도로 예상된다.<sup>5)</sup> 단, 상황에 따라 0.35~2.35% 정도의 상당히 큰 폭이 될 것이다.

표 9-1 CPI 계측 오차의 크기

바이어스源	하 한 값	중 심 값	상 한 값
물가지수산식	0.00	0.00	0.60
조사종목집계	0.00	0.10	0.25
품질조정기법	0.30	0.70	0.90
가격조사샘플	0.05	0.10	0.60
합 계	0.35	0.90	2.35

5) 또 CPI가 포함하는 계측오차의 크기는 후에 서술한 것과 같이 연률 환산에는 1%정도로 적은 값이다. 그렇지만, 그 누적 효과는 물가 수준과 생산성을 평가하는데 무시할 수 없는 영향을 미치는 것을 감안하면 이것을 정확하게 추정하는 것이 중요하다.

## 시산 결과에 관한 유의 사항

단, 여기에서 언급한 것처럼 물가 지수를 포함한 문제점을 개별적으로 검증해, 이것을 단순하게 쌓아올린다는 방식에는, 이하에서 처럼 한계가 있다는 것을 유의할 필요가 있다.

①현재 상황에서, 이용 가능한 연구 성과의 축적은 극히 한정적이다. 예를 들면, 품질 변화의 영향에 대해서는 일부의 내구 소비재, 특히 기술 혁신이 현저한 하이테크 제품에 대해서는 상방편의가 존재하는 것은 확실하다. 그렇지만, 비내구 소비재, 서비스에 대해서는 품질 변화가 물가 지수에 어떠한 영향을 미치는가는 현 시점에서 확정적인 결론을 이끌어낼 수 있는 연구 축적이 일본에는 존재하지 않는다.

②CPI가 포함하는 여러 가지 문제점이 그 정확도에 미치는 영향은 이것들의 단순한 합산으로서 추계 가능한가라는 문제가 지적된다. 이미 보았던 것처럼, 물가 지수에 있어서 계측 오차의 발생 원인과 그 영향은 서로 복잡하게 얽혀 있다. 이 경우, 단순하게 쌓아올리는 것은, 요인·경로간의 상관성이 없는 것을 가정하는 것과 같다.

③여기에서는 일본의 CPI가 포함하는 계측 오차의 크기를 연률 0.9%라는 중심값과 그 상하에 0.35~2.35%의 영역에서 볼 수 있다. 그렇지만 이 영역에는 몇 %의 신뢰 구간이 있고 통계학적인 근거는 존재하지 않는다.<sup>6)</sup> 중심값 자체는 현 단계에서 이용 가능한 정보를 최대한으로 활용한 가장 가능성 높은 수치이다. 하지만 한편으로 대부분 대담한 가정하에서 시산(試算)한 결과인 것도 사실이다. 따라서 여기에서 나타난 수치는 반드시 정확도가 높은 것은 아니라는 점을 염두해 둘 필요가 있다.

### 1.4 보스킨 보고서와의 비교

미국에서는 1996년 12월에 「CPI의 정확도에 관한 전문가 위원회에 의한 보고서」가 공표되었다. 그 보고서에는 물가 지수 계측 오차의 원인을 ①상위 집계 수준에서의 대체 효과, ②하위 집계 수준에서의 대체 효과, ③신제품/품질 변화, ④소매 판매 형태의 변화등 4가지에 특정하고 있다. 그 중에서 계측

6) Shapiro and Wilcox(1996)은 계측 오차의 발생 요인간의 상호 의존 관계, 계측 오차의 추계값의 신뢰 구간과의 문제를 해결하기 위해, 각 발생 원인에 대하여, 오차의(주관적인)분포형을 특정화하는 것과 함께, 그 상호간의 상관을 고려하여 계측 오차의 분포형을 계산하고 있다.

오차의 원인에 대해서 각각 과거의 연구를 상세하게 조사해 상방편의의 크기를 1.10%로 추계(推計)하고 있다.(상세한 것은 표9-2를 참고)

표 9-2 보스킨 보고서와의 대비

계측오차의 원인	미국CPI (보스킨 보고서)	일본CPI (本書에서의 試算값)
상위집계 수준의 대체효과	0.15	0.00
하위집계 수준의 대체효과	0.25	0.10
신제품/품질변화	0.60	0.70
소매판매형태의 변화	0.10	0.10
계	1.10 (0.80-1.60)	0.90 (0.35-2.35)

(자료)Advisory Committee to study the Consumer Price Index(1996)

보스킨 보고서에 있어서 지적된 편지의 원인을 본고(本稿)에서 분류하여 대비해 보면, ①의 상위 집계 수준에의 대체 효과는 지수 산식의 문제, ②의 하위 집계 수준에의 대체 효과는 조사 품목 집계시의 문제, ③의 신제품/품질 변화는 품질 조정 기법의 문제, ④의 소매 판매 형태의 변화는 조사 샘플의 문제에 거의 대응한다.<sup>7)</sup>

단, 하위 집계 수준에의 대체 효과에 대해서는 데이터의 제약으로 일본에서는 지금까지의 연구 사례는 발견할 수 없고, 어디까지나 잠정적인 추측값을 상정하고 있다는 것에 불과하다는 점에 유의할 필요가 있다. 또 보스킨 보고서에 있어서 최대의 문제 의식은 CPI 계측 오차가 재정 수지에 주는 영향이 크다는 것이다. 즉 미국에서는 CPI에 연동한 재정 지출·수입 항목이 큰 비중을 차지하고 있기 때문에, CPI의 상방편의가 재정 적자 확대의 큰 요인이 된다. 즉 미국에서는 재정 지출의 약 30%(사회보장, 연금 등), 재정 수입의 45%(소득세)가 CPI에 연동(連動)하는 형태이다.<sup>8)</sup> 이러한 재정 수지의 CPI 연

7) 일본 CPI의 상방편의에 대해서는 0.90%와의 추계값 주변에 0.35~2.35%라는 극히 넓은 영역을 설정했다.(보스킨 보고서에는 0.8~1.6%) 이것은 일본에서의 연구 축적이 부족하므로 상방편의의 추계값은 극히 잠정적인 것이 되지 않을 수 없다는 것의 사정에 의한 것이다.

동(連動) 부분의 크기를 반영하여 CPI 상승률이 1%이하인 경우, 2006년에는 1조 3,490억 달러의 재정 적자가 삭감된다는 시산(試算)결과를 CBO(Congressional Budget Office)에서 발표했다.(Advisory Committee to study Consumer Index(1996)을 참고)

단, 재정 제도의 물가 슬라이드제(slide制)를 논의하는 데에 있어서는 물가 바스켓(basket)의 타당성에 대해서도 검토해 둘 필요가 있다. 예를 들면, 연금(年金)에 대해서는 전가구의 평균적인 소비 바스켓(basket)과 연금수급(年金受給)가구의 소비 바스켓(basket)은 당연히 다르다고 생각하는 것이다.

## 2. 계측 오차의 금융 정책적 함의

물가 지수에 의해 계측된 인플레이션률(inflation rule)이 제로에 가까워지면 일반적으로 계측된 인플레이션률(inflation rule) 중에서 계측 오차가 차지하는 비율이 확대된다. 이 때문에 인플레이션률을 예를 들면, 10%에서 3%로 억제하려는 과정에서 물가 지수의 정확도 자체는 큰 문제가 안되지만, 이것을 3%에서 제로로 끌어내리려고 하면, 물가 지수의 정확도는 중요한 문제가 된다.

물가 지수가 상방편의를 포함하고 있는 경우, 단순하게 제로·인플레이션률을 추구하는 것은 디플레이션(deflation) 정책을 행하는 것이 되고, 경제 후생의 손실을 발생시킬 가능성이 있다. 또 계측 오차의 크기는 그 때 경제 정세에 의해 변동한다고 생각되기 때문에 어느 일정 수준의 물가 상승률을 상방편의로서 수용하는 것도 경제 후생상의 손실을 초래할 가능성이 크다. 이러한 관점에서 보면, 물가 지수의 계측 오차가 경기 순환과의 관계에서 시계열적(時系列的)으로 어떻게 변동하는가 하는 점은 앞으로 검토를 요하는 과제이다. 더욱이, 물가 상승률이 과대 평가 되고 있는 것은 역으로 생산성 상승률 혹은 경제 성장률이 과소 평가되고 있는 것을 의미한다.

예를 들면, 물가 저하 압력의 배후에 생산성 상승이 있으면, 그것에 기인하는 총공급 곡선의 하방(下方) 이동이 초래하는 물가 하락 압력은 용인(容認)해야

---

8) 일본의 재정 제도에서 물가 슬라이딩 시스템이 도입되어지고 있는 것은 연금뿐.(국민 경제 계산의 일반 정부 지출<경상 지출+총고정자본형성+토지의 구입(순)>의 약 13%<1994년도>)

만 한다는 논의도 있을 수 있다. (그림9-2) 이 경우 물가 지수의 상방편의도 그 원인에 따라서 금융 정책이 대응할 것인가 아닌가가 다르다는 이론이 성립하게 된다.

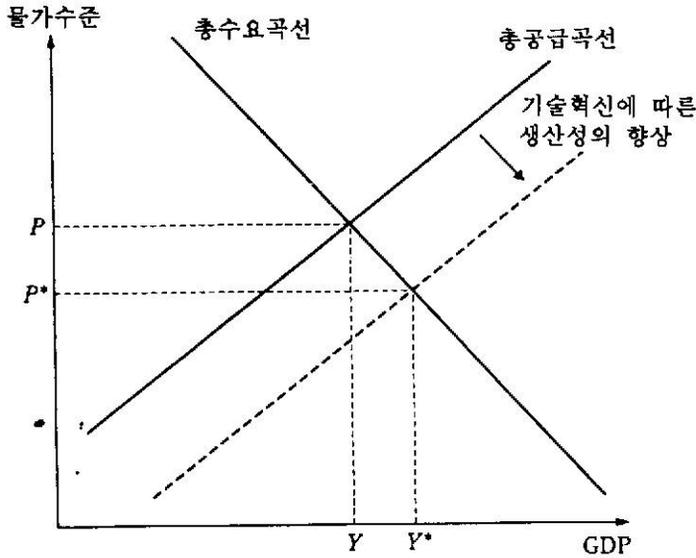
또 기술 혁신의 영향은 최근에는 정보·통신 산업 분야에서 현저하다. 이러한 정보 혹은 지식 집약적 분야가 경제 활동 중에서 차지하는 비중치를 크게 확대시키고 있는 상황은 그린스펀 FRB의장에 의해 개념화(Conceptualization)되고 있다. 이러한 상황에서 기술혁신이 급속하게 진전해 단속(斷續)적인 플러스 공급 쇼크가 발생하는 것 이외에, 경제적 가치(Value)를 가격(Price)과 수량(Unit)으로 나누기가 어렵게 된다. 물가의 안정을 금융 정책의 주목적으로 하는 중앙 은행으로서 물가에 대해서 그 이론적 정의부터 실증적 파악에 이르기까지 다시 한 번 생각해 볼 필요가 있다.

더욱이 가격 파괴도 같은 모양의 플러스 공급 쇼크로 이해할 수 있다. 즉 여기에서 가격 파괴를 단순히 이익을 무시하고 싸게 파는 것으로 이해하는 것이 아니라, 항상 저가격을 실현하는 유통 메커니즘의 개혁으로 받아들여야 한다고 생각한다.

이것은 伊藤(1995)이가 「시스템형 가격 파괴」라고 불렀던 「생산에서 소매까지의 흐름을 근본부터 다시 보는 것으로, 말단의 소매 가격을 저하시키는 가격 파괴」라고 이해할 수 있다. 이러한 유통 구조의 변혁은 ①국제화의 진전, ②자동화(motorization)의 진전을 수반한 소매업 경쟁 환경의 큰 변화, ③정보 통신 분야에 있어서 기술 혁신의 진전이라는 요인을 배경으로 해 앞으로 일본 경제에 정착하는 동시에 계속 큰 변화가 진전될 것이다.

가격 파괴를 이러한 유통 구조 변혁으로 인식하면, 「가격 파괴=디플레」라는 도식화가 큰 오해라는 것을 알 수 있다. 즉, 디플레를 임시로 일반 물가 수준이 하락하는 현상이라고 정의해도 여기에서 문제되는 것은 물가 수준 자체의 저하가 아니라 그것과 동시에 실질 경험성장률의 저하 혹은 마이너스 성장이 발생하는가 라는 점이다. 따라서 일반 물가 수준의 저하는 그것이 수요측의 요인에 의해 발생하는 것인가, 공급측의 요인에 의한 것인가, 에서 거시적인 임플리케이션이 전혀 달라지게 된다.

그림 9-2 기술혁신에 따른 생산성 향상의 영향



### 3. CPI의 정확도 개선에 적합한 대책

본 장에서는, 3장부터 8장까지의 검토 결과를 총괄해 일본의 CPI가 포함하는 계측 오차를 정량적으로 평가하는 것과 함께 그 금융 정책 운영상의 함의를 논의했다. 여기에서 지금까지의 검토 결과를 일본의 CPI 지수 정확도를 개선하기 위한 구체적인 대책으로 다시 정리하면 다음과 같다.

우선 첫번째는, 연쇄 기준 방식에 따른 기준시(基準時) 가중치 기하 평균 지수 산식의 도입이다. 현행 CPI에서 채용하고 있는 고정 기준 라스파이레스 지수산식은 품목간의 대체 효과와 지수산식으로 ①연쇄 기준 방식의 채용에 의해 할 수 있는 한 최신 시점의 가계 지출 행동에 관한 정보를 가중치에 반영하는 것, ②기하 평균 지수에 따라 지수 수준의 고저(高低)에 관계없이, 가격 변동을 균등하게 평가하는 것의 2가지 점을 고려하는 것이 매우 중요하다. 4장 4절에서 보았던 것처럼, 연쇄 기준·기준시 가중치 기하평균 지수에 따른 고정기준 라스파이레스 지수의 산식 상의 문제에 기인한 상방편의를 거의 해소할 수 있다.

두 번째는, 종목 변경시 품질 조정 기법으로 헤도닉 접근법을 도입하는 것이다. 확실히 헤도닉 접근법을 도입했다해도 품질 변화의 영향을 완전히 제거

할 수는 없다. 그렇지만 품질 변화와 함께 편의를 충분히 좁힐 수는 있다. 또 7장에서 보았던 구조를 채용하면 현행의 종목 특정 방식에 헤도닉 접근법을 얻는 것은 비교적 용이하고, 실현 가능성도 높다. 사실 도매 물가 지수에 있어서는 컴퓨터 관련 제품의 일부에 대해서 이 구조를 채용해, 헤도닉 접근법에 의한 물가 지수 작성을 행하고 있다.

세 번째는, 조사 샘플을 다시 고쳐 실시한다. 「가격 파괴」의 움직임이 CPI에 정확하게 반영되고 있는가의 논점을 둘러싸고 전개되어진 논쟁은 CPI를 비판하는 쪽, 지지하는 쪽의 양쪽으로부터 결정적인 논증은 행해지지 않는다. 그렇지만 코베(神戸)지진의 사례 연구법에서 유추되어지는 것처럼 할인 상점 보급의 영향은 가격 조사상 무시할 수 없다고 판단된다.

네 번째는 가격 조사 방법을 다시 보는 것이다. 여기에서는 2가지의 논점이 있다. 우선 조사일이 원칙적으로 매월 12일을 포함한 주의 수요일부터 금요일의 3일간으로 한정되어 있기 때문에 특히 계절적으로 가격이 변동하는 품목은 조사일의 영향을 크게 받는 경향이 강하다. 또 민영(民營)집세는 연도가 바뀔 때 따라 입주자가 교체되거나 집세(家賃)계약을 다시 고치는 사정으로 가격이 변동하는 경우가 많지만, 그 때 가격 조사가 3달에 1번이므로, 해에 따라 4월부터 6월의 어느 달에 크게 상승할 것인가는 일정하지 않다. 다음으로 민영 집세의 조사 가격을 자기 집의 귀속(歸屬)집세에 활용하는 문제로 일본의 거주 환경은 자기 집과 셋집에서 크게 다르다는 것을 지적할 수 있다. 이 때문에 민영 집세를 자기 집의 귀속 집세로 활용하기 위해서는 양자(兩者)의 거주 수준 차이를 조정할 필요성이 있다.

마지막으로 다섯 번째는, 가중치 산출 방법의 재검토 필요성이 지적된다. CPI의 가중치는 「가계조사」를 기초로 산출되지만, 그 조사는 지금까지 통계 작성법에 대하여 여러 가지 문제점이 지적되고 있다. 또 개별 품목의 취급에 대해서도 내구 소비재를 다루는 기본적인 생각과 귀속 집세의 가중치 산출 방법 등의 문제점을 들 수 있다. 이 문제는 반드시 CPI 단독의 것이 아니라 일본의 가계 부문에 관계되는 통계 조사 전체의 문제로서 중요하게 다시 보아야만 한다.

일본에 있어서 물가 지수의 정확도를 둘러싼 연구의 현 상황을 뒤돌아보면 품질 변화가 물가 지수에 주는 영향에 대해서 太田(1980)의 선구적인 연구성과가 공표된 후, 이 분야에 있어서 연구 성과는 매우 적다. 또 계측 오차를 축소하려는 노력에 대해서도 통계 작성 당국과 학계의 교류를 포함하여 꽤 한정적으로 머물러 있다. 물론 각종 경제 통계 작성 기관에서는 보다 정확도가 높은 통계를 작성하기 위한 노력을 계속하고 있지만 경제 통계에서는 그 성격상 계측 오차가 존재하는 것은 부정하기 어렵다. 일본에서 앞으로 이러한 분야에서의 연구 활동이 활발화 할 것이 기대된다.

마지막으로 계측 오차의 문제는 직접적인 관계가 없지만, CPI의 이용 가치를 높이는데 앞으로 검토해야하는 개선책을 제시하는 것으로 본 장을 마무리하고 싶다.<sup>9)</sup>

우선 첫 번째는, 간접세를 제외한 기본 지수 작성이다. 소비세가 최초로 도입된 1989년 4월부터 1년간은 전년비(前年比)의 수준이 소비세 도입에 관련하여 세제 개혁의 영향으로 상승되어, 기초적인 물가 변동의 동향을 평가하는데 큰 지장이 발생했다. 또 그 정량적(定量的)인 영향(impact)평가를 확정하는데는 얼마간의 시간이 필요하지만, 1997년 4월에는 소비세율이 3%에서 5%로 인상되고 있다. 앞으로 소비세의 세율 변경과 간접세 체계의 재고 등의 세제 개혁이 실시될 가능성은 크고, 이 때에 기초적인 물가의 움직임을 보기 위해서도 간접세의 영향을 제외한 기본 지수를 병행적으로 작성해가야 한다.

두 번째는, 품목별 가격 데이터의 분산 데이터 작성·제공이다. 물가 지수의 신뢰성이라는 관점에서 보면, 가격 정보의 정확도가 매우 중요하다. 어떤 품목에서 가격의 분산이 크고, 반대로 어떤 품목에서 적은가 등의 정보는 물가의 기초 판단을 하는데 품목별의 가격 변동에 있어서 특수 요인의 영향을 볼 경우 유용성이 높다고 생각된다.

---

9) 이하에서 열거하는 물가 지수의 개선책은 CPI를 염두에 둔 것이지만, 그 중 일부에 대해서는 일본 은행에서 작성하고 있는 도매 물가 지수(WPI)와 기업에 따른 서비스 가격 지수(CSPI)등에도 적합한 것이라고 생각된다.

마지막으로 세 번째, 이용 목적에 따라 물가 지수의 작성과 활용을 촉진하는 것이다. CPI의 총계 지수는 모든 가계(家計)를 평균한 바스켓(basket)을 기준으로 거시적인 물가 변동을 파악하려는 것으로, 개개인의 가계 지출 패턴과 반드시 동일하지는 않다. 예를 들면, 연금 지급액의 물가 슬라이드제를 생각할 경우, 단순히 CPI 총계 상승률을 산정 기준으로 하는 것이 아니라 고령자의 소비 행동 패턴에 대응하는 바스켓(basket)에 의해 물가 상승을 평가하는 방법은 충분히 검토해야만 한다. 이러한 관점에서 소득 계층별 지수와 지역차 지수 등을 적극적으로 활용하고 또 가중치를 어떻게 작성하는가가 큰 과제이지만 단신자(單身者)가구와 연령별, 부양 가족수별 CPI와 새로운 물가 지수의 구축도 적극적으로 검토해야만 한다.

## 제 3 부

---

# 유효한 물가지표의 구축



## 제 10 장 자산 가격 변동과 물가 지수

물가 지수는 「경제의 체온계」라고 자주 비유하는 것처럼, 경제상태의 변화를 예측하는 기준으로 물가 상승 압력과 경기 동향을 파악하기 위하여 폭넓게 이용되고 있다. 그렇지만 1980년대 후반 이후 일본 경제의 동향을 보면 일반 물가 수준이 비교적 안정적 추세를 보이는 가운데 자산 가격이 대폭 상승·하락함과 함께 경기의 진폭도 대규모였다. 이 때문에 금융 정책의 운영에 있어서 자산 가격도 목표에 포함해야 한다는 주장이 나오고 있다.<sup>1)</sup>

본 장에서는 자산 가격을 금융 정책 운영에 활용하는데 있어서 문제점을 논의하고 있다. 우선 금융 정책과 자산 가격 변동이라는 문제를 출발점으로 자산 가격의 정보 변수로서의 역할에 주목하고, 물가 지수 개념을 동학적(動學的)으로 확장하는 것에 의해 자산 가격 정보를 물가 지수에 넣을 가능성을 검토한다.<sup>2)</sup> 그리고 이러한 자산 가격의 변동을 넣은 물가 지표를 금융 정책 운영상의 중점 지표로 삼을 경우에 발생할 수 있는 문제점을 논의한다.<sup>3)</sup>

### 1. 물가 지수 개념의 동학적(動學的)인 확장

이 절에서는 물가 지수 개념의 동학적(動學的)인 확장에 의해 자산 가격 정보를 활용할 것인가 아닌가에 대해서 검토하고 있다. 이하에서는 우선 물가 변동의 동학적인 요소를 고려할 필요성을 정리한 후, 소비자가 장래에 걸친 소비 지출의 흐름을 고려하여 의사 결정을 한다는 동학적인 요소를 물가 지수에 포함시키는 형태로 물가 지수 개념의 확장을 도모한다.

1) 예를 들면, 野口(1992), 鈴木(1995), 翁(1993)을 참고

2) 자산 가격을 금융 정책 운영상의 정보 변수로 활용해야 하는 논의에 대해서는, Borio *et al.* (1994)에서의 논의를 참고할 것.

3) 자산 가격과 금융 정책이라는 문제를 고려해서 1980년대 후반 이후 자산 가격이 크게 상하로 변동한 일본의 경험을 근거로 최근에는 자산 가격의 변동이 실제 경제에 주는 영향으로서 신용량의 변화를 통한 메카니즘이 강조되고 있다. 또 금융 시스템 위기의 발생은 자산 가격의 대폭 하락과 함께 발생하는 것이 많은 것도 중요한 논점일 것이다.

## 1.1 동학적인 가격 변동 요인의 고려

3장에서 9장까지의 논의는 어느 한 시점에 있어서의 소비 활동에 착안하여 물가 지수는 그 가격 변동을 포착하는 것이라고 생각했다. 하지만 소비자는 단순히 한 시점에 있어서 재화·서비스 소비의 유량(flow)뿐만 아니라 장래 시점에 있어서 소비 유량(flow)도 염두에 두고 소비 활동에 관한 의사 결정을 하고 있다고 생각하는 것이 보다 자연스러울 것이다.

이 경우 물가 지수를 구축하는 데에도 동학적인 가격 변동의 영향을 고려할 필요가 있다고 말할 수 있다. 즉 소비자의 생계비를 예측할 물가 지표는 현 시점의 재화·서비스 가격뿐만 아니라 장래에 있어서 재화·서비스 가격도 포함해야 한다는 것이다. 이러한 생각에 입각하면 금융 정책의 운영상 물가 안정의 정확도를 판단하는 기준으로 일상적인 물가 동향을 보이는 소비자 물가 지수와 GDP 디플레이터(deflator) 이외에 장래의 재화·서비스 가격에 관한 정보를 묵시적(implicit)으로 포함하고 있는 자산 가격 동향도 감안해야 한다는 주장은 정당화될 것이다.

## 1.2 물가 지수 개념의 동학적인 확장 : 동학적 균형 가격 지수

동학적인 가격 변동 요인을 고려한 물가 지표로서 Alchian and Klein(1973)에 의해 제창된 「일정한 경제 후생을 얻기 위해 필요한 다른 시점간에 걸친 생계비의 변동」을 포착하는 「다른 시점간 생계비 지수」(intertemporal cost of living index, 이하 ICLI)가 존재한다.<sup>4)</sup> 즉 가계(家計)의 다른 시점간에 최적화 문제를 고려할 경우 그 예산 제약은 생애가득(生涯稼得)과 같다.

이 때 인적자본(人的資本)인 무형자산(無形資産)을 포함하여 생각하면 기존의 자산은 장래 제공될 소비에 대한 청구권에 해당한다. 그러나 장래 제공될 소비의 가격을 대신하여 장래에 걸쳐 소비자가 바라는 소비 유량(flow)을 손에 넣을 수 있는 원천이 되는 자산 가격을 고려하는 것이 적당하다. 바꿔 말하면 자산 가격은 장래에 있어서 기대 물가의 대리변수(代理變數)라고 생각할 수 있다.<sup>5)</sup>

4) 물가 지수에 동학적인 요소를 포함한 의론에 대해서는 후에 서술한 澁谷(1991)이의 重原(1990), Carlson(1989)도 참고할 것

5) ICLI의 수학적 정식화에 대해서는 이 장의 보론 1을 참고할 것

이 ICLI는 매우 추상적인 개념이지만 이러한 동학적 요소를 고려한 물가 지수를 구체화하는 시도로써, 澁谷(1991)는 「동학적 균형 가격 지수」(Dynamic Equilibrium Price Index, 이하 DEPI)를 고안하고 있다. 즉 DEPI는, Alchian and Klein(1973)이 상정했던 일반적인 효용 함수를 대신하여 1재(財) 모델로 코브 더글러스형의 시간 분리형 효용함수를 가정함에 따라 ICLI를 물가 지수(GDP 디플레이터)와 자산 가격(국부 변화율)<sup>6)</sup>의 가중기하평균이라는 다음의 (10-1)식처럼 구체적 지수산식으로서 도출하고 있다.<sup>7)</sup>

$$DEPI = \left( \frac{p_o^B}{p_o^A} \right)^{a_0} \cdot \left( \frac{q_o^B}{q_o^A} \right)^{1-a_0} \quad (10-1)$$

또 여기서  $a_0$ 는 시간선택률  $\rho$ 를 무한기까지의 합계값이 1이 되도록 표준화한 현재의 재화·서비스에 관한 가중치 매개변수(parameter)  $a_0 = \rho / (1 + \rho)$ 이다.

### 1.3 동학적(動學的) 균형 가격 지수의 시산(試算)

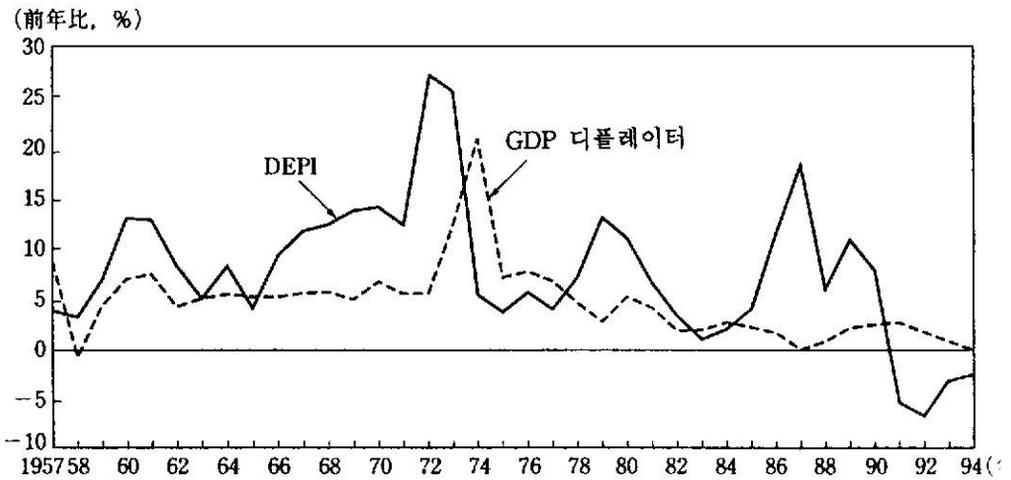
다음으로 澁谷(1991) 부론(付論)2에서 보았던 DEPI의 구체적인 시산(試算) 방식에 따라서 이것을 1994년까지 시산(試算)한 결과를 그림 10-1에 나타내었다. 또 GDP 디플레이터와 계산 가격의 가중치는 澁谷(1991)에서의 가정과 같이 GDP 디플레이터를 0.03, 자산 가격을 0.97로 했다.<sup>8)</sup>

6) DEPI의 산출에 있어서 이용된 자산 가격은 본래 인적 자산 등 무형의 자산까지도 포함한 총자산 가치이다. 澁谷(1991)은 자산 가격 데이터로서 이용 가능한 통계 중에서 가장 커버리지가 넓은 「국민경제 계산」의 「국부」를 이용하고 있다. 그렇지만 이 통계에 있어서도 가계가 보유하는 자산 중에서 가장 큰 비중을 차지하고 있는 인적 자산인 무형 자산에 대해서는 거의 커버되지 않는다. 이 점에 대해서는 제2절에서 의론할 것이다.

7) 澁谷(1991)은, (10-1)식과 같은 형태로 DEPI를 관찰 데이터에서 도출 가능하기 때문에 한계 생산성이 불변한다고 가정하고 있다. 이 가정이 초래한 문제점에 대해서는 제2절에서 논의할 것이다.

8) 澁谷(1991)은, 수정 골든룰(가계의 최적화 행동을 가미한 신고전파 성장 모델에 있어서 균형 조건)을 기초로 실질 자산 수익률 0.13, 자산 감모율 0.06, 노동 인구 성장률 0.01, 기술 진보율 0.03 이라는 가정에 있어서 시간 선택률  $\rho$ 를 실질 자산 수익률에서 자산 감모(減耗)율, 노동 인구 성장률, 기술 진보율을 공제한 0.03이라고 계산한다. (수정 골든룰에 관한 세부내용은 Barro and Sala-i-Martin(1995)을 참고) 하지만, 시간 선택률에 대해서는 최근의 소비 자산 가격 모델(Consumption CAPM)의 추계 결과부터는 0.01 정도의 수치가 나온 경우가 많다. 이 점에 관한 세부내용은 羽森(1996)을 참고할 것

그림 10-1 DEPI와 GDP실질인자



(자료)경제기획청 『국민경제계산』

(비고)DEPI의 산출 방법의 세부적인 내용은 瀧谷(1991)을 참고할 것

이 그래프를 보면 1960년대 후반, 1970년대 전반, 후반 이외에, 1980년대 후반 이후의 시기에 DEPI와 GDP실질인자가 크게 괴리(乖離)하고 있다. 특히 1980년대 후반 이후를 주목해 보면, 우선 1980년대 중반부터 1990년대 초에 걸쳐 DEPI가 GDP를 크게 상회하여 상승했다. 그러나 1991년부터는 DEPI 전년비(前年比)가 마이너스로 바뀌어, 1991년부터 1994년의 4년간 계속 마이너스이다. 이 사이 GDP실질인자는 1991년까지 신장률을 높인 후 1992년 이후는 신장률이 계속 저하되면서도 플러스 값을 보이고 있다. 이처럼 DEPI는, GDP실질인자를 보는 것만으로는 1980년대 후반에 인플레이션 압력을, 1990년대 들어선 후는 디플레이션 압력을 최소 평가할 가능성을 시사하고 있다.

## 2. 동학적 균형 가격 지수를 이용할 경우의 문제점

본 절에서는 앞 절에서 시산(試算)했던 DEPI를 금융 정책 운영상 참고할 물가 지표의 한가지로 생각할 경우, 어떤 점을 유의해야 하는가를 검토한다.

### 2.1 자산 가격 부분의 가중치 분배 타당성

DEPI에 있어서 현 물가 지수의 가중치  $\alpha_0$ 는 이미 보았던 것처럼 시간 선호율  $\rho$ 를 기본으로  $\alpha = \rho / (1 + \sigma)$ 의 산식으로 계산된다. 각주8)에서 보았던 것처럼, 澁谷(1991)에서는 시간 선호율의 추계(推計)를 수정 골든룰(golden-rule)에 따라 행하고 있고, 물가 지수 가중치가 0.03, 자산 가격 가중치가 0.97 이 된다. 그러나 DEPI 지수 산식은 물가 지수와 자산 가격의 가중기하평균이 있지만 자산 가격의 가중치가 1에 매우 근접한 값을 취하고, DEPI는 실질적으로는 자산 가격에 매우 근접한 성격의 것이 된다. 이것은 DEPI에 의해 물가 동향을 판단하려는 것이지만, 자산 가격의 변동을 보면 거의 같은 값이라는 것을 의미한다.

그럼에도 불구하고 시간 선호율(選好率)을 0.03이라고 가정하는 것은 최근의 소비 자산 가격 모델(Consumption CAPM)의 실증 결과로 보면, 최대일 가능성이 높다. 예를 들면, 羽森(1996)에서는 통상의 시간 분리형 효용함수를 가정하고 소비의 오일러(Euler)방정식을 계측하고 있다. 그래서 계측되고 있는 시간 선호율  $\rho$ 는 대체로 년율 0.01 전후이다.<sup>9)</sup>

소비자산 가격 모델은 생산 기술의 형태에 상관없이 성립하기 때문에 이 값을 전제로 하면 물가와 자산 가격의 가중치는 0.01:0.99가 되어, 더욱 자산 가격의 가중치가 상승한다. 그래서 경제 주체의 생존 기간을 유한하다고 하고 물가 지수와 자산 가격에 걸리는 가중치가 어떻게 변화하는가를 시산(試算)해 본 것이 표10-1이다. 이 시산(試算) 결과를 보면, 할인율이 0.03, 0.01인 모두의 경우에 대해서도 생존 기간이 10년 정도 이상이 되면, 물가 지수와 자산 가격의 가중치 비가 0.1: 0.9를 넘고, 자산 가격 변동의 영향을 매우 강하게 받게 된다.

9) 소비에 관한 오일러(Euler) 방정식의 추계에 있어서는 일반적으로 시간 선호율은 그로스의 역수값(본론문의 정식에 따르면  $1/(1+\rho)$ )로 계측된다. 羽森(1996)에서 본 결과는, 0.985에서 0.995 정도의 값을 취하고 있기 때문에 이것을 본론문의 정식화에 환산하면 대강 0.01정도가 된다.

표 10-1 경제 주체의 생존 기간과 DEPI의 가중치

년 수	할인률=0.03		할인률=0.01	
	물 가	자산가격	물 가	자산가격
2	0.507	0.493	0.052	0.498
4	0.261	0.739	0.254	0.746
6	0.179	0.821	0.171	0.829
8	0.138	0.862	0.129	0.871
10	0.114	0.886	0.105	0.895
20	0.065	0.935	0.055	0.945
30	0.050	0.950	0.038	0.962
40	0.042	0.958	0.030	0.970
50	0.038	0.962	0.025	0.975
60	0.035	0.965	0.022	0.978
70	0.033	0.967	0.020	0.980
80	0.032	0.968	0.018	0.982
90	0.031	0.969	0.017	0.983
100	0.031	0.969	0.016	0.984
∞	0.029	0.971	0.010	0.990

이상의 고찰은 DEPI가 현 시점의 물가 변동을 포착하여 현재 물가와 차기 이후의 장래 모든 시점 물가 변동의 정보를 포함하고 있는 자산 가격을 통합하려는 것으로서, 현재 물가에 대한 가중치가 매우 적게 평가되어 버린다는 것을 보여주고 있다. 게다가 이 문제는 경제 주체의 생존 기간을 유한으로 해도 큰 영향을 미치게 된다.

DEPI를 옹호하는 입장에서는 현재의 물가에 대하여 동학적(動學的)인 경제 주체의 최적화 행동을 기반으로 DEPI의 가중치가 매우 적어지는 것은 오히려 당연하다고 말하게 될 것이다. 그러나 여기서 간과되고 있는 것은 현재 물가 지수도 계측 오차 문제는 포함하고 있지만 상대적으로 높은 정확도를 나타내고 있지만 자산 가격의 정확도는 현저히 낮다는 점이다. 이 점을 무시하고 현재 물가와 자산 가격을 반영하는 장래 가격 부분과의 사이에 큰 가중치 차를 언급하는 것은 타당하지 않다.

## 2.2 자산 가격 통계의 정확도

### 통계 커버리지(coverage)

노동 소득도 자산 소득도, 전자가 인적 자산에서, 후자가 물적 자산에서 만들어진 유량(flow)의 수익이라는 의미에서는 모두 어떤 형태로든 자산에서의 수익이라고 생각할 수 있다. ICLI는 본래 생애에 걸쳐 효용 수준을 일정하게 할 경우의 소비 지출 변동을 포착하는 것이기 때문에 그 구축에 해당하는 것은 자산으로의 실물 자산 이외에, 무형 자산인 인적 자산 등, 모든 자산을 포함한 자산 가격 변동을 반영할 필요가 있다. 그런데 DEPI에서 자산 가격 데이터로 이용하고 있는 국부(國富)통계는 가장 이용 가능한 넓은 커버리지(coverage) 자산 통계이지만, 인적 자원은 커버(cover)되지 않는다.<sup>10)</sup>

이것은 인적 자산에는 다음과 같은 특수성이 있고 그 추계(推計)가 매우 곤란하다는 사정이 있다. 우선 첫 번째는, 인적 자산은 일반적으로 시장에서 직접 거래하는 것이 아니므로 시장 가치의 결정이 곤란하다. 두 번째는, 인적 자산의 투자는 회수까지의 선행 투자 기간이 긴 것 이외에, 기회 비용이 차지하는 비율이 높고 직접적인 경비가 차지하는 비율은 낮다. 세 번째는, 자본 시장에서 불완전성이 존재하기 때문에 인적 자산을 담보로 한 차입은 곤란하다.

여기에서는 인적 자산의 가치( $W_H$ )가 장래에 걸친 노동 소득( $Y_L$ )의 할인 현재 가격과 동등하다고 생각하고, 이하에서처럼 조금 대담한 단순화의 가정으로 인적 자산 가치를 시산(試算)한다.<sup>11)</sup> 즉 ①장래 노동 소득의 증가율( $g$ ), 인적 자산의 감모(減耗)율( $d$ ), 장래 소득의 할인율( $r$ )이 각각 일정하고, 또 ②총계(gross)로 본 노동 소득의 증가율과 인적 자산 감모율과 할인율의 곱이 같고, ③장래에 걸쳐서 인구 구성과 인적 자산의 투자 패턴이 변화하지 않는다고 가정한다.

10) 인적 자산에 대해서는 石川(1991)이 지금까지의 연구를 상세하게 조사하고 있다.

11) 이하에서 본 시산 방법은 岩田(1992)와 동일하다. 또 인적 자산의 추계 방법으로서 이 외 인적 자산의 투자액을 누계하고, 항상 소득 가설을 기초로 소비 함수에서 추계하는 방법이다.

이 경우 평균적으로 노동자가 남은 n년간 취업을 한다고 하면, 장래 소득의 할인 현재 가치로의 인적 자산의 크기는,

$$W_H = Y_L \frac{1+q}{(1+d)(1+r)} + Y_L \left( \frac{1+q}{(1+d)(1+r)} \right)^2 + \dots + Y_L \left( \frac{1+q}{(1+d)(1+r)} \right)^n \quad (10-2)$$

이 된다. 여기서 「국민경제계산」에서 1994년 고용자 소득을 보면 267조엔이다. 평균적인 잔존 취업 년수를 25년으로 (10-2)식을 적용하면, 인적 자산의 가치는 6,675조엔 이라는 계산이 된다.<sup>12)</sup>

여기서 얻어진 인적 자산가치의 추계(推計)값과 국민 경제 계산에서 가계 부문의 비인적자산 추계액(推計額)을 합산하면, 순(net)베이스로 본 가계 부문의 총자산 가치는 표10-2에서 보는 것과 같이 1994년 시점에서 8,854조엔이 된다. 또 총자산이 차지하는 비인적 자산과 인적 자산의 비율은 대략 1대 3이 되어, 압도적으로 인적 자산의 비중치가 높다는 것을 알 수 있다. 즉, 가계 부문이 보유하는 자산의 중심은 인적 자산이고, 국부(國富)통계의 커버리지(coverage)는 불과 25%에 불과하다.

표 10-2 가계부문의 자산 잔고(1994년)  
(단위 : 조엔, 괄호안 구성비, %)

비인적자산	2,541 (28.7)
순고정자산	255 (2.9)
토지	1,140 (12.9)
금융자산	1,088 (12.3)
기타	58 (0.7)
부채	362 (4.1)
순자산	2,179 (24.6)
인적자산	6,675 (75.4)
총자산(net)	8,854 (100.0)
(참고)국부(國富)	3,215

(자료) 경제기획청 「국민경제계획년보」

(비고) 인적자산은 필자추계(筆者推計)값

12) 高山(1992)에는 전국 소비 실태 조사의 개표 데이터를 기반으로 보다 상세한 추계를 하고, 1984년 시점의 보통 가구 인적 자산 가치는 4,406조엔 이라는 계산이 된다. 1984년부터 1994년까지의 물가 상승률을 CPI에 따라 조정하면 그 값은 5,146조엔이 된다. 高山(1992)에서의 추계는 단신 가구 등을 포함하지 않고 보통 세대를 기초로 한 것을 감안하면 여기서의 시산 결과와 꽤 근접한 수치라는 판단이다.

## 가격 데이터의 신뢰도

자산 가격 통계에 대해서는, 커버리지(coverage)의 문제 이외에, 정량적(定量的)인 분석에 적합한 정확도가 있는지 어떤지의 문제도 지적할 수 있다.

예를 들면, 유형 자산의 대표인 토지에 대하여 생각해 보면, 그 큰 특징은 다양성이다. 실제 지가에 대해서는 「4가지 지가(地價)」로 불려지는 시가(時價), 공시지가(公示地價), 노선가격(路線價格), 고정자산세(固定資産稅)평가액 등, 다양한 가격이 병존하고 있다. 이 경우 헤도닉 접근법을 적용하는 것 보다 토지의 특성을 조정한 다음의 가격변동을 생각할 수 있지만, 데이터의 이용 가능성이라는 점에서 제약이 크다.<sup>13)</sup>

## 자산 구성의 변화

통합된 자산 가격 지표를 구축하기 위해서는 자산 구성의 변화를 어떻게 조정하는가도 문제가 된다. 표10-3에서 본 일본의 자산·부채 구성의 시계열적(時系列的)인 변화를 보면, 우선 총자산(=總負債·純資産)의 대명목(對名目) GDP비가 1974년의 9.7배에서 1994년의 14.9배로 대폭 상승하고 있다. 이 사이, 총자산과 총부채를 넷아웃(net-out)한 순자산(國富)의 대명목(對名目) GDP비는 1974년의 5.1배에서 1994년 6.7배의 증가에 머무르고 있고, 부채가 늘어난 형태로 총자산 잔고가 증가하고 있다. 다음으로 자산·부채의 내역을 보면, 자산 측에서는 금융 자산의 비율이 크게 상승하고 있다. 부채측에 대해서는 주식을 제외한 부채의 비중이 크다.

DEPI에는 장래의 소비 지출과 관련하여 자산 가격의 변동을 보기 때문에 총자산과 총부채를 넷아웃(net-out)한 국부(國富)에 주목하고 있다. 이 경우 국부(國富)의 변화에는 총자산·총부채의 예입과 대출이 동시에 증감하거나 자산·부채의 내역 구성 변화의 영향이 뒤섞이게 된다.

---

13) 지가에서 헤도닉 접근법을 적용한 분석 사례로서는, Suzuki and Ohta(1994),春日(1996)을 참고. 또 伊藤·廣野(1992)에는 주택가격, 집세에 대해서 분석하고 있다.

표 10-3 자산·부채의 구성

	1974년	1984년	1994년
재생가능유형자산	305(23.4)	726(20.1)	1,250(17.5)
재생불가능유형자산	378(29.1)	972(26.9)	1,892(26.4)
금융자산	618(47.5)	1,920(53.1)	4,016(56.1)
총자산	1,301(100.0)	3,617(100.0)	7,157(100.0)
부채(계외한 주식)	552(42.4)	1,688(46.7)	3,459(48.3)
주식	64(4.9)	214(5.9)	483(6.7)
純資産	686(52.7)	1,715(47.4)	3,215(44.9)
對名目 GDP비(배)	5.1	5.7	6.7
총부채·純資産	1,301(100.0)	3,617(100.0)	7,157(100.0)
對名目GDP비(배)	9.7	12.0	14.9

(자료) 경제기획청 『국민경제계획연보』

(비고) 사사오입(四捨五入)의 관계에서, 내역의 합계값은 총자산, 총부채 순자산의 수치와 반드시 일치하지는 않는다.

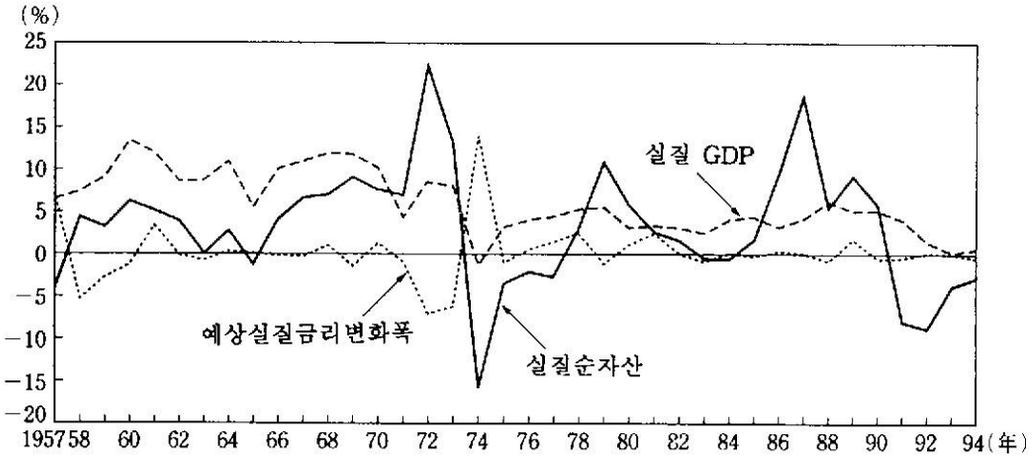
## 2.3 자산 가격 변동의 배경과 정책적 함의

### 펀더멘탈즈(fundamentals)에서의 괴리

자산 가격 결정에 관한 이론적인 틀인 수익 환원 모델에 따르면 자산 가격은 그 자산이 장래에 걸쳐 발생시키는 수익의 흐름에 관한 할인 현재 가치와 같게 된다. 또 기업의 이윤 최대화 조건에서 기업의 한계 수익은 자산의 한계 생산과 같다. 그러나 자산의 한계 수익이  $MPK$ , 명목 이자율이  $r$ , 기대 인플레이션률이  $\pi$  이고, 각각 변화하지 않는다고 가정하면, 실질 자산 가격  $q/p$ 는

$$q/p = MPK / (r - \pi) \quad (10-3)$$

그림 10-2 자산 가격 변동과 펀더멘탈즈



(자료) 일본 은행 「경제통계월보」, 경제기획청 「국민경제계산년보」

(비고) 사후적 실질금리는, 장기(長期)우대금리(prime rate)에서 GDP디플레이터 변화율을 뺀 것

라고 쓸 수 있다. 이 식은 실질 자산 가격의 변동을 규정하는 요인이 되는 것은 자산의 실질 수익 예상과 실질 이자율 예상이라는 것을 나타내고 있다.

여기서 자산 가격 변동과 펀더멘탈즈((fundamentals)의 관계를 확인하기 위해서는, 실질 순자산(純資産) 가격 변동과 실질 GDP성장률<sup>14)</sup>, 예상 실질 이자율의 변화폭을 그림10-2에 표시했다. 이 그래프를 보면 실질 자산 가격의 변동은 실질 GDP성장률과 정(正)의 상관성을 가지는 한편, 예상 실질 이자율의 변화와 부(負)의 상관성을 유지하고 있는 것을 알 수 있다. 이것은 자산 가격의 변동은 대략적으로 말해 펀더멘탈즈의 변동에 연동(連動)된 형태로 추이(推移)해 왔다는 것을 의미하고 있다.

단, 실질 자산 가격과 펀더멘탈즈 상관의 강도는 시기에 따라 많은 차이가 있다. 예를 들면, 자산 가격의 대폭 변동이 관찰된 1980년대 후반 이후를 주목해서 보면, 실질 순자산 가치가 큰 폭으로 변동하고 있는 한편, 실질 GDP성장률, 예상 실질 금리의 변화는 상대적으로 안정적으로 추이(推移)를 보인다.

14) 실질GDP성장률은 자산의 실질 수익 대리 변수라고 생각할 수 있다.

자산 가격 펀더멘탈즈로부터의 괴리는, 일반적으로 버블(bubble)이라고 할 수 있다. 버블 존속의 열쇠는 투자가의 기대 형성에 있고, 자산 가격이 펀더멘탈즈를 상회하므로, 자산 가격이 더 상승한다고 하면, 다른 자산과의 재정 관계가 성립하는 수익률을 확보할 수가 있다.<sup>15)</sup> 그러나 협의(狹義)의 버블이 발생하고 있을 경우, 자산 가격의 변동은 앞으로 재화·서비스 가격에 관한 정보를 이끌어 낼 수 없다.

하지만 자산 가격이 버블(bubble)적으로 상승하고 있는 경우에도 그것이 장기화하는 만큼 그 붕괴시 큰 반동을 초래해 경기 순환을 증폭시킨다. 그러나 이 관점에 의하면 자산 가격과 펀더멘탈즈와의 괴리가 발생한 결과로서 DEPI가 크게 상승했다고 여겨지는 경우에는 긴축적인 금융 정책의 발동 재료라고 생각해야 한다는 말이 된다.

### 자산의 한계 생산성의 조정

상기(上記)의 결론은 자산의 한계 수익성에 대하여 정학(靜學)적 기대(일정의 GDP성장을 내지는 자산의 한계 생산성이 앞으로도 계속될 것이라는 예상)를 가정하고 있다. 실제 瀧谷(1991)에는 관찰 가능한 데이터에서 DEPI를 구축하기 위해서 자산의 한계 생산성이 일정하다고 가정하고 있다.

그렇지만, 예를 들면 토지 가격이 상승한 경우, 그것이 오피스 빌딩의 고층화와 인텔리전트 빌딩화 등의 기술 혁신에 의해 토지의 생산성이 상승한 결과라면, 토지 가격의 상승은 장래의 재화·서비스 가격의 상승을 의미하지 않는다. 지금 2가지 경제 상태 A, B 사이에서 자산의 한계 생산성이 변화했다고 가정하면, (10-1)식에서 보았던 DEPI는,

$$DEPI = \left( \frac{p_0^B}{p_0^A} \right) \cdot \left( \frac{q_0^B / MPK^B}{q_0^A / MPK^A} \right)^{1-\alpha_0} \quad (10-4)$$

라고 바꿔 쓸 수 있다. 이것은 자산 가격의 변동으로부터 장래의 재화·서비스 가격의 정보를 이끌어내기 위해서는 자산 가격을 한계 생산성에서 디플레

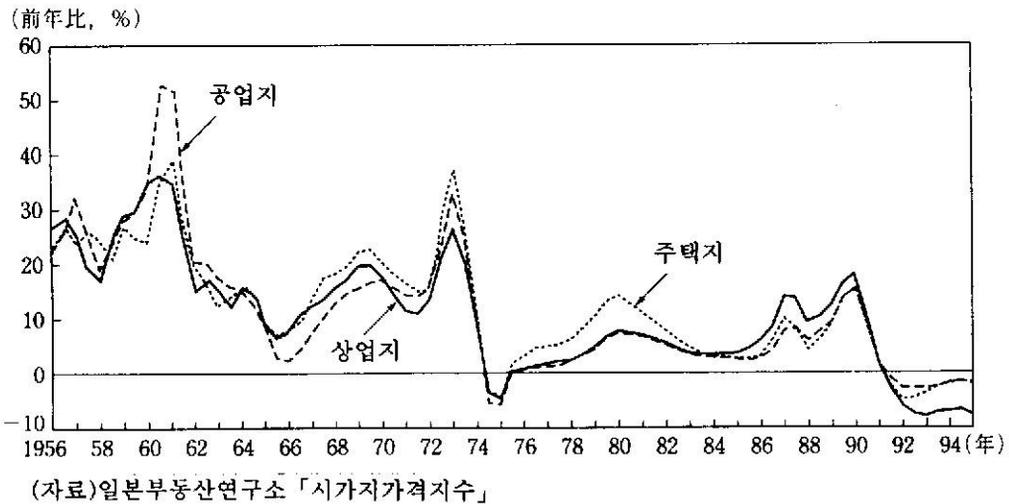
15) 수익환원 모델은, 자산 가격이 무한대까지 발산하지 않는다고 가정해, 버블경로를 미리 배제하고 있다. 자산 가격에 있어서 버블 발생의 메카니즘에 대해서는 예를 들면, 翁(1985), 淺子·加納·佐野(1990), 淺子(1992)를 참고할 것.

이트(deflate)하는 것으로 자산의 효율성 단위로 재측한 자산 가격에 일부를 되돌릴 필요가 있다는 것을 의미한다.

즉 일반적으로 자산 가격의 변동에서 장래의 재화·서비스 가격의 변동에 관한 정보를 이끌어내기 위해서는 단위 면적당 지가 변동에서 한계 생산성의 변화분을 공제할 필요가 있다. 그림10-3은 용도별 지가의 변화율을 표시한 것이다. 시기에 따라 약간의 차이가 있으므로 용도에 의한 지가 상승률에 큰 차이는 관찰되지 않았다. 또한 상대 가격에 큰 변화도 나타나지 않았다.<sup>16)</sup>

그렇지만 앞에서 서술한 것처럼 자산 가격의 변동에 대해서, 유의미한 정보를 제공하기 위해서는 효율성 단위로 환산한 가격 변동을 포착할 필요가 있다.

그림 10-3 용도별 지가의 동향



하지만 자산의 한계 생산성을 반영한 경제 변수는 직접적으로는 관찰할 수 없는 것 이외에, 적당한 대리 변수도 존재하지 않는다. 그러나 한계 생산성을

16) 하지만 최근 2~3년의 움직임을 주목해 보면, 상업지는 계속 큰 폭으로 하락하는 한편 주택지, 공업지는 하락폭이 축소 경향을 띠고 있다.

엄밀하게 계측하기 위해서는 거시적(巨視的)인 생산 함수의 계측이 필요하다. 단, 자산마다의 한계 생산성을 계측하는 것은 어려운 것 이외에도, 한계 생산성의 이동(shift)이 발생해도 시계열(時系列) 데이터의 축적을 기대하지 않고서는 그 이동을 통계적으로 검토할 수 없다.

또 임시로 현 시점에서의 한계 생산성을 정확하게 파악할 수 있었다 하더라도 앞서가는 기술혁신에 의해 자산의 예상 실질 수익이 상승할 것이라는 예상이 나올 경우에는 자산 가격이 펀더멘털즈의 예상에 맞아도 현재 관측된 펀더멘털즈의 대리 변수와 크게 괴리될 수 있다. 이 경우 이 예상이 옳은 것인가, 단지 유폴리아 현상인가를 사전에 판정해야하는 곤란에 직면하게 된다.

이상의 고찰을 보면, DEPI를 금융 정책의 판단 재료로 하기 위해서는 현 시점에서 관찰할 수 없는 한계생산성의 이동(shift)과 이것에 관한 예상의 타당성을 경제 구조 변화에서 확인할 필요가 있다. 물가 지표와 금융 정책 운영 규칙을 가장 엄밀하게 정식(定式)화한 인플레이션 목표관리정책(targeting)에 있어서는 목표 영역에서의 이탈(逸脫)을 인정하는 면책 조항으로서 원유 가격의 급등과 재해 등의 공급영향(supply shock)을 드는 경우가 많다.<sup>17)</sup>

인플레이션 목표관리정책의 관점에서 DEPI를 보면, 한계 생산성의 영역에서 대표되는 공급의 구조 변화가 면책 조항에 해당한다고 해석될 뿐만 아니라 시장의 예상 타당성도 검증할 필요가 있게 된다. 이 점을 생각하면 DEPI를 인플레이션 목표관리정책 등의 정책 판단의 중핵에 위치 짓는 것은 익숙하지 않다고 말할 수 있을 것이다.

## 2.4 동학적 균형 가격 지수의 신뢰도

마지막으로 DEPI의 신뢰도를 그 관측 오차의 추계(推計)를 통하여 평가한다. 물가 지수, 자산 가격의 변화율을 대수계차(代數階差)에서 근사치로 해 이것이 정규 분포를 수반한다고 가정하면<sup>18)</sup>지수 수준은 대수정규분포가 된다.

17) 인플레이션 목표의 세부적인 것은 2장을 참고할 것.

18) 다음 장에서 검토할 것처럼, 물가 지수 변동의 분포는 상승시에는 우방향에, 또 하락시에는 좌방향의 끝부분에 길어 일그러진 모양을 하고 있다. 단, 여기서 시뮬레이션 상의 단순화를 가정하고 GDP디플레이터, 자산 가격의 변화율이 정규 분포에 따르고 있다고 상정한다.

DEPI는 (10-1)식 형태로 물가 지수와 자산 가격의 가중기하평균으로 정식화(定式化)되기 때문에 DEPI도 대수정규 분포에 따르게 된다. 그래서 다음과 같이 가정을 하고, DEPI의 관측 오차를 시산(試算)한다.

①GDP 디플레이터의 관측 오차가, 보론 2에서 본 CPI관측 오차(추계(推計) 매개변수(parameter)의 표준 오차)의 추계(推計)결과(년율 0.1%)와 동일하다고 가정해, 자산 가격의 관측 오차가 그 10배, 100배, 1000배인 3가지 경우를 생각한다.<sup>19)</sup>

②GDP 디플레이터와 자산 가격의 상관에 대해서는 상관 계수가 0.00, 0.10, 0.25, 0.50, 1.00 인 5가지 경우를 생각할 수 있다.<sup>20)</sup>

③DEPI에 대해서는 GDP 디플레이터와 자산 가격의 가중치가 0.01 : 0.99, 0.03 : 0.097, 0.10 : 0.90, 0.25 : 0.75, 0.50 : 0.50, 0.75 : 0.25 인 6가지 경우를 생각할 수 있다.

시산(試算) 결과는 표10-4에서 보는 것과 같고, 자산 가격의 가중치가 9할을 넘으면 거의 자산 가격에 가까운 큰 관측 오차가 나타난다. 시산 결과를 평가하는 벤치마크(bench mark)가 되는 것은 보론 2에서 추계(推計)된 CPI관측 오차의 연율 0.1%라고 하는 수치이다. 이 수치는, CPI의 변동이 관측오차에 따르고 있다면, CPI 전년비의 상하 0.2%이내가 95%의 신뢰구간이라는 것을 의미하고 있다. 예를 들면, CPI 전년비가 2.0%이었던 경우, 95%의 확률로 1.8~2.2%사이에 진정한 수치가 존재하는 것이 된다.

시산(試算)된 DEPI 관측오차의 최소치는, 자산가격의 관측오차가 연율0.5%로 GDP 디플레이터의 10배이고, GDP 디플레이터와 자산가격의 비중이 각각 0.75로

---

19) 보론 2에서 본 CPI의 관측 오차의 크기를 보면, 가장 까다로운 품목 베이스는 연율 0.15인 것에 반해, 소분류 베이스, 중분류 베이스와 관측 오차가 확대해 가장 후한 10재 비목 베이스에서는 연율 1.1%와 약 10배의 값이 얻어지고 있다. 이것은 보다 복잡한 분류에 따라 추계를 하고 데이터의 가격 조사 정도가 저하해 그 만큼 물가 지수의 관측 오차가 확대하는 것을 시사하고 있다고 생각한다. 자산 가격 정보는 다양성이 큰 것이 특징이고 그 가격 조사가 CPI인 현재 물가 지수와 그 정도의 수준에서 행해지고 있다고 생각하기 어렵다. 그래서 여기에서는 자산 가격의 관측 오차가 GDP디플레이터의 10배, 100배, 1000배의 3가지 경우를 상정하고 있다.

20) GDP디플레이터, 자산 가격 · 전년비의 상관계수는 1970년부터 1994년까지의 기간에는 0.27, 1980년부터 1994년까지는 0.11이다.

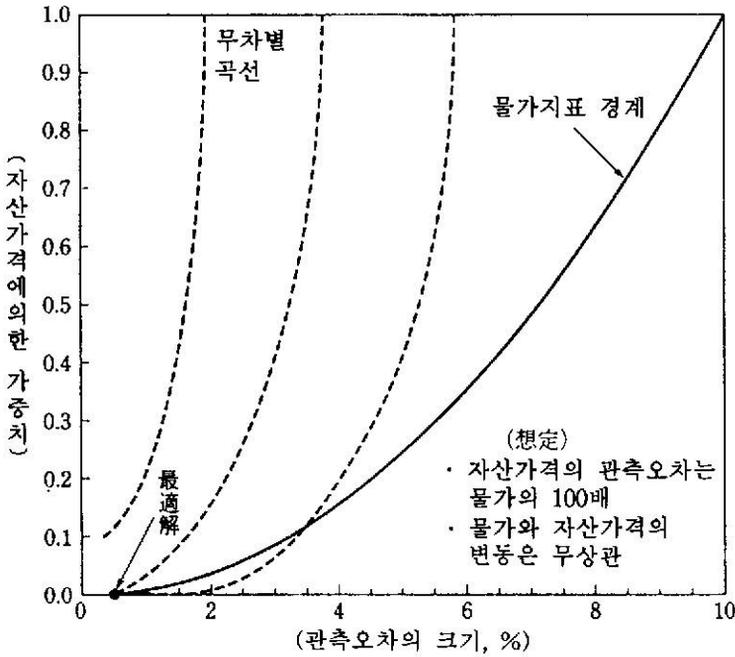
표 10-4 DEPI의 관측 오차(시산 결과)

(단위 : %)

물 가	가중치		상관계수의 상정			
	자산가격	0.00	0.10	0.25	0.50	1.00
경우1 : 자산가격의 관측 오차 10배						
0.01	0.99	0.995	0.995	0.995	0.996	0.996
0.03	0.97	0.985	0.985	0.986	0.987	0.988
0.10	0.90	0.949	0.950	0.952	0.954	0.959
0.25	0.75	0.867	0.870	0.873	0.878	0.889
0.50	0.50	0.711	0.714	0.719	0.728	0.745
0.75	0.25	0.507	0.511	0.517	0.526	0.543
경우2 : 자산가격의 관측 오차 100배						
0.01	0.99	9.950	9.950	9.950	9.950	9.951
0.03	0.97	9.849	9.849	9.850	9.850	9.852
0.10	0.90	9.487	9.488	9.489	9.492	9.496
0.25	0.75	8.660	8.663	8.666	8.671	8.682
0.50	0.50	7.017	7.075	7.080	7.089	7.107
0.75	0.25	5.001	5.004	5.010	5.019	5.308
경우3 : 자산가격의 관측 오차 1000배						
0.01	0.99	99.499	99.499	99.499	99.499	99.500
0.03	0.97	98.489	98.489	98.489	98.490	98.492
0.10	0.90	94.868	94.869	94.871	94.873	94.878
0.25	0.75	86.603	86.605	86.608	86.613	86.624
0.50	0.50	70.711	70.714	70.720	70.728	70.746
0.75	0.25	50.000	50.004	50.009	50.019	50.038

0.25때의 0.507%이며, 이것은 계측된 CPI 관측오차의 약 5배에 달한다. 여기까지의 검토결과로 부터는, 편의적으로 자산가격 데이터로서의 국부(國富)통계를 이용해 시산(試算)되고 있는 DEPI 관측오차는, 이것보다 크다고 예상된다. 반대로, 정책목표 달성도를 인플레이션율의 목표에서의 괴리로 측정한다고 가정해, 실용적인 물가지표에 관해서 요구되는 신뢰구간을 상하 0.5%라고 가정하면<sup>21)</sup>, 표 속의 시산(試算)치는 모두 이것을 상회한다.

그림 10-4 DEPI의 가중치 관측오차



나아가 DEPI의 자산가격과 현행(current) 물가 사이의 가중치 배분에 대해서, 자산가격의 가중치를 0에서 1까지 변화시켰을 때, DEPI 관측오차 시산치가 어떻게 변화할까를 그림10-4에 나타냈다<sup>22)</sup>. 이 그림에서는 DEPI의 자산가격에 할당되는 가중치의 크기를 세로 축으로, DEPI의 관측오차 시산치를 가로축으로 잡고 있다.

DEPI의 관측오차는 자산가격의 가중치 배분의 증가에 따라서 일관되게 확대하고 있지만, 그 확대페이스는, 가중치가 커지면 둔화한다. 이 때문에, 양자(兩者)의 실현 가능한 조합의 관계는 우상향(右上向)이면서도 우하방(右下方)으로 볼록한 모양이 된다.(그림 속의 실선, 이하 「물가지표 경계(frontier)」라고 호칭). 또 자산 가격 가중치 상승은 DEPI에 비해 장기적인 물가변동이 반영되고 있는 의미에서 바람직한 한편, 관측오차의 확대는 물가지표의 신뢰도

21) 뉴질랜드, 캐나다등 인플레이션 목표관리정책을 채용하고 있는 나라에는 많은 경우, 목표 인플레이션 중심치에 대해 상하 1%정도의 목표 비율을 설정하고 있다. 이러한, 비율의 설정은 관측오차 보다도, 경기순환이람 외생적 충격에 의해 인플레이션이 변동하는 것에 따른 조작 가능성의 한계를 염두에 두었던 것이라고 생각되어진다. 여기에는 목표 비율 폭의 1/2를 관측오차의 허용 범위로 했다.

22)그림10-4에 있어서는 ①자산가격의 관측오차는 물가지수의 100배, ② 자산가격과 물가지수의 변동은 무상관, 어떤 가정을 두고 검산을 행하고 있다. 자산가격과 물가지수의 상관을 고려할까 않을까는 표 10-4에 제시한 검산 결과에서 밝힌 대로, 여기에서 논의에 영향을 받지 않는다.

를 저하시킨다. 이 때문에 바람직한 목표지표로서의 자산가격 가중치와 관측 오차의 관계를 제시하는 무차별 곡선은, 역시 오른쪽으로 올라가면서 右下方으로 볼록해진다. (그림 속 점선)위에서 말한 대로 무차별 곡선과 물가지표 경계는, 모두 右上向 하는 한편, 오른쪽 밑 방향으로 볼록한 형태를 하고 있다. 이 때문에 무차별곡선이 물가지표 경계에 대해서 내측에서 접하는 경우에는 양자(兩者)의 접점이 바람직한 물가지표가 되는 자산가격에의 가중치 배당과 관측오차 크기의 조합을 나타내게 된다. 다만, DEPI를 금융정책 운용상의 목표지표로서 활용할 것을 고려하는 경우, 자산 가격의 가중치 상승에 따르는 관측오차의 확대를 용인(容認)하는 비용(cost)은 특히 커진다고 생각된다.

따라서, 무차별곡선의 경사는 물가지표 경계 보다도 급해진다고 생각되고, 최적값은 그림10-4에서 제시되어있는 것처럼 단점해(端点解)가 될 가능성이 높다. 이 경우, 정책운용상의 바람직한 목표지표는, 자산가격에 대한 가중치를 제로로 한 현행(current) 물가지수가 된다. 다시 말하자면, DEPI가 자산가격에 할당하는 커다란 가중치는, 경제주체의 동학적인 최적화 행동에서 지도되어졌던 것이지만, 이용 가능한 자산가격 데이터의 정확도가 현저하게 낮아지는 것에 따르는 결점을 감안하면, DEPI를 목표변수 등 금융정책 판단상의 중핵으로 간주하는 것은 곤란하다는 말이 된다.

### 3. 정 리

본 장에서는, 물가지수 개념을 동학적으로 확장해, 자산가격 정보를 취할 가능성에 대해 검토했다. 그 결론은 동학적으로 물가지수 개념을 확장하고, 현행 물가지수와 장래가격의 정보를 포함하는 자산가격을 총계한 물가지수를 구축하는 시도에 관해서 이론적 일치성(整合性)의 높음을 평가하면서도 그 실용성은 낮다고 하는 것이다.

물론, 자산물가는 장래의 인플레이션 동향이라고 말한 사람들의 기대를 생생하게 반영해 변동되는 지표로, 금융정책을 운용해 가는 데에 유용한 정보를 얻을 수 있다. 금융정책이, 중장기적인 물가안정을 목표로 하는 이상, 과거 혹은 현시점에서 물가지표의 변동만을 보고있는 것은 불충분한 것이다. 따라서 금융정책 운용상, 물가지표의 움직임에, 장래의 재화·서비스물가를 묵시적(implicit)으로 포함하는 자산가격의 동향을 가미해 판단을 행해 가는 것이 중요하다라는 것은 말할 필요도 없다. 그러나 일반적인 물가지수의 동학적인 확장

으로서, 자산가격과 물가지수의 합성으로서 유도되는 DEPI를, 그대로 금융정책 운용상의 판단재료로서 활용해 가는 것은 어려운 것 또한 사실이다.

첫 번째 문제는, DEPI가 자산에 할당하는 가중치의 현실 타당성이다.

DEPI를 옹호하는 입장에서는 현재 물가에 대해서, 동학적인 경제주체의 최적화 행동에 기초한 DEPI에 차지하는 가중치가 극히 작아지는 것은 오히려 당연하다. 그러나, 그곳에서 간과하게 되는 것은 현재 물가지수도 통계오차의 문제를 안고 있는 것, 상대적으로는 높은 정확도에서 측정되고 있는 편이지만, 자산 가격의 정확도는 현저하게 낮다는 점이다. 이점을 무시하고, 현재 물가와 자산가격을 반영하는 장래물가 부분과의 사이에 커다란 가중치 차를 붙이는 것은 타당하지 않다고 생각되어진다. 또, 그 같은 모양으로 구축된 DEPI를 금융정책 운용상의 목표(target)로 하는 것은 곤란하다.

또, 두 번째 문제는 자산가격은 장래의 재화·서비스가격의 상승예상 이외에도 다양한 요인의 영향을 받는 것이고, 자산가격의 변화가 즉각 장래 시점에 있어서 재화·서비스가격의 변동을 의미하는 것은 아니라는 점이다. 즉, DEPI를 금융정책의 판단재료로 하기 위해서는 현시점에서는 관찰할 수 없는 한계생산성의 이동(shift)과 이것에 관한 예상의 타당성을, 경제구조의 변화에서 살필 필요가 있다.

그러나 DEPI와 같은 형태로, 물가지수와 자산가격을 통합한 물가지수를 구축하려고 하면, 많은 매개변수(parameter)가 고정되고, 기술변화를 반영한 자산가격과 유량(flow)의 상대가격 변화까지도, 인플레이션으로 인식되어 버린다는 커다란 결함을 안게된다. 더욱이, 자산가격의 변동자체가 매개변수에서 괴리될 가능성도 고려된다.

자산가격 데이터가 정량적인 판단지수로서는 활용되지 못하고, 데이터의 성질을 정하는 판단에 이용되는 것에 머무른다면, 금융정책 운영과 자산가격과의 관계를 생각한 다음에, 물가지수와 자산가격은 단념하고, 개별로 그 동향을 볼 수밖에 없다. 그 경우, Kindleberger [1995]가 지적하는 것처럼 일정의 조리법("cookbook rules of game")이 있는 셈이 아니라, 다른 정책판단 재료와의 비교고려(比較考慮)라고 하는 금융정책 당국의 제량적인 판단이 필요하게 된다.<sup>23)</sup>

---

23) Kindleberger[1995]는, 이 점에 대해, "When speculation threatens substantial rises in asset price, with a possible collapse in asset markets later, and harm to the financial system, or if domestic conditions call for one sort of policy, and international goals another, monetary authorities confront a dilemma calling for judgment, not cookbook rules of the game"라고 얘기하고 있다.

## 제 10 장의 보 론(補論)

### 보론1 동학적으로 확장된 물가 지수의 정식화

동학적인 물가 변화요인을 고려에 넣었던 물가지표로서, Alchian and Klein[1973]이 제창한 「일정한 경제 후생을 얻기 위해 필요한 다른 시점간에 걸친 생계비의 변동」을 포착하는 「다른 시점간 생계비 지수」(intertemporal cost of living index, ICLI)가 존재한다.

여기에서는 우선 소비자의 선호가, 다음 방식의 효용함수처럼, 현재 및 장래의 소비지출에 의존하고 있다라고 가정한다.

$$U = U(x_{1t}^A, \dots, x_{nt}^A, \dots, x_{it}^A, \dots) \quad \text{for } i=1, \dots, n; t=1 \quad (10-A-1)$$

또한, 여기에서  $X_{it}^A$ 는 경제상태 A에 있어서 t기의 제 i 재에 대한 소비지출을 제시하고 있다.

또, 이 소비에 있어 현재 및 장래에 걸친 소비지출에 관한 예산제약은 보유하는 유형·무형을 포함한 총 자산가격  $W^A$ 라 부른다.

$$W^A = \sum_{t=1}^{\infty} \sum_{i=1}^n p_{it}^A x_{it}^A = \sum_{j=1}^m q_j^A y_j^A \quad (10-A-2)$$

여기에서  $P_{it}^A, Q_j^A, Y_j^A$ 는 각, 경제상태 A에 있어서 t기의 제 i 재의 현재가격<sup>1)</sup>, 경제상태 A에 있어서 제 j자산의 가격, 수량을 나타내고 있다.

오늘날 현재 또는 장래 재화의 현재가격이 변화하고, 새로운 경제상태 B가 실현된다고 생각한다. 이 결과 소비자가 경제상태 A와 같은 수준의 효용수준을 실현하기 위해서 필요한 총 자산가치가  $W^B$ 로 변화했다고 하면, 경제상태 A와 B사이의 ICLI는,

$$ICLI^{AB} = \frac{W^B}{W^A} = \frac{\sum_{t=1}^{\infty} \sum_{i=1}^n p_{it}^B x_{it}^B}{\sum_{t=1}^{\infty} \sum_{i=1}^n p_{it}^A x_{it}^A} = \frac{\sum_{j=1}^m q_j^B y_j^B}{\sum_{j=1}^m q_j^A y_j^A} \quad (10-A-3)$$

로 정식(定式)화된다.

1) 각 재화·서비스의 장래시점에 있는 가격을 분할율에 의해 현재가치로 전환한 것.

澁谷(시부야)[1991]에서는 나아가  $i$ 재(財) 모델로 다음과 같은 콥 더글러스형의 시간 분리가능형 효용함수를 상정한 다음에, 자산의 한계생산성이 일정한 가정을 두는 것에 따라, 현재 물가지수와 자산가격의 가중기하 평균으로서, DEPI를 도출하고 있다.

## 보론 2 회귀분석에 의한 물가지수 관측오차의 계측

보론에서는 제 3절에서 DEPI관측오차의 시뮬레이션을 행했을 즈음의 기초 데이터가 된 물가지수의 관측오차 추계(推計)방법, 및 그 추계결과를 나타낸다. 이하에서는 우선, Selvanathan and Prasada Rao [1994]에 따라서 물가지수의 개별상표 데이터를 이용하고, 라스파이레스형 물가지수 및 그 관측오차를 추계(推計)하는 방법을 정리한다. 그 후에 이 기법을 일본의 CPI데이터에 적용하고, 10대 비목(費目)베이스와 품목베이스의 2가지 데이터 세트에 의한 추계(推計)결과를 나타낸다.

$p_{it}x_{io}$ 를 기준시점  $o$ 기에 있어서의 제  $i$ 재로의 소비지출액,  $p_{it}x_{io}$ 를 비교시점  $t$ 기의 가격으로 평가한 기준시점에 있어서의 제  $i$ 재로의 소비지출액으로 하고, 다음 식과 같은 회귀식을 고려한다.

$$p_{it}x_{io} = \gamma_i p_{ot}x_{io} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (10-A-4)$$

다만,  $\gamma_i$ 는 모든 재화에 공통의 가격을 두고, 또  $\varepsilon_{it}$ 는 교란항이다. 게다가,

$$E[\varepsilon_{it}] = 0, \quad \text{cov}[\varepsilon_{it}, \varepsilon_{it}] = \sigma_i^2 p_{ot}^2 x_{io} \delta_{ij} \quad (10-A-5)$$

이라고 가정한다. 또한,  $\delta_{ij}$ 는 클로벡터 델타이다.

다음으로 (10-A-4) 식의 양변을  $\sqrt{p_{ot}x_{io}}$ 로 나누면,

$$p_{it}^* = \gamma_i p_{ot}^* + u_{it} \quad (10-A-6)$$

이 된다. 다만, 여기에서  $p_{it}^* = p_{it} \sqrt{x_{io}/p_{io}}$ ,  $u_{it} = \varepsilon_{it} / \sqrt{p_{ot}x_{io}}$ 이다. 또한

(10-A-5)식에 의한,

$$\text{cov}[u_{it}, u_{jt}] = \text{cov}[\varepsilon_{it}, \varepsilon_{jt}] / (p_{io}x_{io}) = \sigma_{\varepsilon}^2 \delta_{ij} \quad (10-A-7)$$

이 얻어진다. 따라서  $\gamma_t$ 의 추계에 최소 제곱법을 적용할 수 있고, 추계 파라미터  $\hat{\gamma}_t$ 는,

$$\hat{\gamma}_t = \frac{\sum_{i=1}^n p_{it}^* p_{io}^* / \sum_{i=1}^n (p_{io}^*)^2}{\sum_{i=1}^n p_{it} x_{io} / \sum_{i=1}^n p_{io} x_{io}} \quad (10-A-8)$$

이 되고, 라스파이레스 물가지수와 일치한다. 이 때문에 추계 파라미터의 표준오차가 물가지수의 관측오차가 된다.

일본의 CPI데이터에 대해서, 품목 베이스, 소분류 베이스, 중분류 베이스, 10대 비목(費目) 베이스 4종류의 데이터를 사용하여 추계한 결과는, 표 10-A-1 대로이다. 추계된 CPI 관측오차의 크기를 보면, 가장 작은 품목 베이스에서는 연율 0.1%인 것에 대해, 소분류 베이스, 중분류 베이스로 분류하는 것이 조잡해짐에 따라, 그 관측오차는 0.6%, 0.8%로 확대하고, 가장 조잡한 10대 비목베이스에서는 연율 1.1%로 약 10배의 가격이 나타나고 있다. 이것은 가격조사의 정확도가 저하하면, 그 물가지수의 관측오차가 확대되는 것을 시사하고 있다고 생각된다.

표 10-A-1 라스파레이스 지수. 관측오차의 추계결과

	1995년	1992년	1993년	1994년	1995년	년율평균
품목분류베이스						
추계파라미터	1.033	1.050	1.064	1.071	1.070	
표준오차	0.002	0.002	0.003	0.004	0.005	0.001
결정계수	0.996	0.992	0.987	0.978	0.971	
소분류베이스						
추계파라미터	1.032	1.050	1.063	1.071	1.070	
표준오차	0.003	0.005	0.006	0.007	0.009	0.006
결정계수	0.997	0.994	0.992	0.986	0.981	
중분류베이스						
추계파라미터	1.032	1.050	1.064	1.071	1.070	
표준오차	0.005	0.006	0.008	0.011	0.013	0.008
결정계수	0.995	0.994	0.990	0.981	0.975	
10대비목						
추계파라미터	1.033	1.050	1.063	1.071	1.070	
표준오차	0.005	0.007	0.010	0.014	0.017	0.011
결정계수	0.998	0.997	0.994	0.988	0.982	

## 제 11 장 기초적(基調的)인 물가변동의 포착

본 장에서는 물가변동을 중심으로 일시적인 충격의 영향을 제외하고, 정책 판단에 유효한 정보가 되는 기초적인 물가변동을 반영한 물가지표의 구축가능성을 검토한다. 또, 이 물가지표를 사용한 사례연구로서, 1980년대 후반 이후의 물가변동의 평가를 시도한다.

금융정책의 최종목표는, 일반적으로 「물가의 안정」이다. 금융정책에는, 그 발동에서 물가변동에 영향이 미치기까지 긴 시차가 존재하기 때문에, 예방적(pre-emptive)으로 운용해 나갈 필요가 있다. 이 경우, 물가통계에 의해서 관측된 물가변동을 일시적 한정적인 변동과 지속적, 전체적 변동으로 따로 해석하고, 금융정책이 대응해야하는 물가변동의 기초적인 변화를 정확하게 파악하는 것이 중요하게 된다. 그러나 실제로 관측된 소비자 물가지수나 도매물가지수, GDP 디플레이터(deflator)라는 각종 물가지표의 변동에는, 다양한 일시적인 충격과 관측오차가 영향을 주고 있다. 이 때문에 물가의 기초적인 변동이 안정되어 있는지 아닌지를 판단하는 것은 극히 어려운 작업이다.

종래, 「물가의 기초적인 변동」을 보려는 경우, 일본에서는 「소비자 물가지수·총합」에서 기후가 순조롭지 못하는 등의 일시적인 요인의 영향을 강하게 받는 신선식품의 변동을 공제한 「소비자물가지수·신선식품을 제외한 총합」(소위 CPI 신선식품제외)에 주목해 왔다<sup>1)</sup>. 따라서, 신선식품이 기후 요인 등, 일시적인 요인의 영향을 받기 쉽다고 해도, 상시 그것이 교란요인이 되고 있다고는 할 수 없다. 또 물가의 총지수에 일시적인 교란요인을 가져오는 충격의 분포가 뒤틀어져 있으면, 개별 품목의 물가지수를 가중 평균한 지표는, 충격의 영향을 받은 품목의 가격변동에 영향을 받기 쉽다.<sup>2)</sup>

이 장에서는, 현행물가지표가 안고 있는 문제를 염두에 두고, 물가의 기초적인 변동을 포착하기 위한 지표로서, 각 시점에 있어서 횡단면(cross section)방향의

1) 여러 외국에서도 식료품, 연료를 공제하는 케이스가 많다. 예를들면, 미국에서는 CPI총합에서 식료품, 연료를 공제한 계열을 「코어 인플레이션」라고 불리고 있다.

2) 더욱이 물가지수는 품질조정 문제를 시작으로 하는 계측오차의 문제를 안고 있다. 물가지수의 계측오차는, 일반적으로는 상방편의를 초래하고, 물가 상승률의 과대평가로 이어지고 있다. 또, 이 물가지수 계측오차는 그 때 그 때, 경제환경, 기술혁신의 속도 등에 의존하고 있을 가능성이 높다. 반드시 한결같은 것은 아니다. CPI의 계측오차를 둘러싼 문제에 관한 세부내용은 본서 제Ⅱ부를 참조.

가격 변동분포의 양단에 위치하는 품목의 영향을 공제한 이상치 수정지표(異常值 修正指標, limited influence estimator)의 유용성을 검토한다. 이것은 각 시점에 있어서 횡단면(cross section)방향의 정보를 활용하는 것에 의해, 물가 변동의 기초적인 요소를 반영한 항구적(恒久的)인 변동성분을 추출하는 시험이라고 해석할 수 있다.

## 1. 물가안정의 포착

이 절에서는 물가의 기초적인 변동을 포착하는 분석작업의 출발점으로서, 물가안정을 어떻게 포착해 가는 것이 금융정책 운용에 대해 유효한 정보를 제공할까 라고 하는 점을 검토한다.

### 1.1 금융정책의 최종 목표로서의 물가안정

1장에서 검토한대로 금융정책 운용상, 물가안정을 어떻게 정의해야할까, 라고 하는 점에 대해서는 반드시 일반적인 일치(consensus)를 얻을 수 있는 것은 아니지만, 본 장에서는 물가변동과 금융정책을 둘러싼 여러 문제를 의논하는 출발점으로서 「예상형성」을 중시하는 사고 방식에서 유도되는 「지속적인 물가안정」을 목표라고 생각한다는 입장을 취한다. 물론, 상술한 의미에서의 물가안정은 장래 물가동향을 강하게 염두에 두고 있는 것 뿐으로 단순히 통계상에 나타나는 물가 상승율이 낮다는 표면적인 물가안정과는 반드시 같은 것은 아니다.

이러한 사고방식에 따른 한가지 방향은 실제의 물가 상승률과 동시에 기대인플레이율을 계측하는 것이다. 그것을 위해서는, 이러한 정보를 포함한 물가지표의 신설과 기존의 금융시장 동향에서 얻어지는 정보의 추출 등을 생각할 수 있다.

지금 한가지의 방향은 물가 지표 자체 안에 존재하는 기초적인 동향을 끌어내는 것이다. 이 경우 종래는 「소비자 물가지수·총합」에서 기후불순 등의 일시적인 요인의 영향을 강하게 받는 신선식품의 변동을 공제한 「소비자물가지수·신선식품을 제외한 총합」에 주목해 왔다. 그러나 물가지표의 표면적인

변동에는 다양한 일시적인 충격과 계측오차가 영향을 미치고 있고, 이러한 기초적인 물가 변동에 관련되는 정보의 추출은 간단한 것은 아니다. 이 때문에 물가의 안정도를 예측하는 대리변수로서 사용되고 있는, 소비자물가지수(CPI)와 도매물가지수(WPI), GDP 디플레이터(deflator)라고 하는 물가지표 자체에 수정을 가하는 방향을 검토할 수 있다.

본 장에서는 위에서 논한 2가지 방향 중에서 후자에 따른 검토성과를 보기로 한다.

### 1-2 물가안정의 포착

금융정책에서 달성되어야 하는 물가의 안정을 「지속적인 물가안정」이라고 정의하고, 그 변동을 기초적인 물가변동이라고 생각하면, 금융정책이 주목해야 하는 물가지표는, 물가변동 중 계절적인 변동과 일시적인 변동의 영향을 제거한, 추세적·순환적인 변동이라고 생각된다. 즉, 물가변동을

$$(\text{물가변동}) = (\text{추세변동}) + (\text{계절변동}) + (\text{일시적 변동})$$

라고 나타냈을 때 계절변동·일시적 변동이라고 하는 일시적 요인을 공제한 추세(trend) 부분이라는 것이 된다<sup>3)</sup>. 혹은 계절변동과 일시적 변동을 넓은 의미에서 일시적인 변동요인, 추세(trend)를 항구적인 변동요인이라고 생각할 수도 있을 것이다.

종래, 데이터변동을 일시적인 변동요인과 항구적인 변동요인으로 분리하는 시도는 시계열 데이터분석의 테두리에서도 행해져 왔다. 예를 들면, Beveridge and Nelson [1981]은 一變數時系列 모델에 의해, 또, Blanchard and Quah[1989]는 二變數時系列 모델에 의해, 이 문제에 접근하고 있다. 다만 전자에 대해서는 Watson[1986]이 지적한 것처럼, 일시적인 요인과 항구적인 요인의 상관관계에 일정의 가정을 둘 필요가 있고, 이 가정 차제로 다른 추계(推計)결과가 얻어진다고 하는 문제가 있다. 또, 후자에 대해서도, 외부적인 충격이 다수 존재하는 경우에 대해서는 문제가 생긴다.

3) 다만, 여기에서 「추세」는 확정적 추세(deterministic trend)만이 아니라, 확률 추세(stochastic trend)를 포함, 항구적인 변동 요소이다. 즉, 추세의 각 기마다의 변화는 일정하지 않게 확률 변수로 간주하고, 순환적인 변동과 확률 추세 변동을 파악한다. 다시 말하면, 확률변수인 각 기의 쇼크가 누적하는 것에 의해, 현재의 물가수준이 규정되고, 한번 생긴 쇼크가 항구적인 영향을 가지고 있다고 생각한다.

본 장에서는 횡단면(cross section)방향에서 본 물가변동의 분포가, 일반적으로 정규분포와는 달리 좌우로 비대칭으로, 되어있다는 사실에 착안하여, 각 시점에 있어서의 횡단면(cross section)방향의 정보를 활용하는 것에 의해, 물가변동의 기초적인 요소를 반영한 항구적(恒久的)인 변동요소의 추출을 시도한다. 구체적으로는 각 시점에 있어서 각 개별 품목의 가격변동의 양단에 분포하는 부분을 제거하는 것으로, 코어(core)가 되는 부분의 정보만을 이용하는 이상치 수정지표(limited influence estimator)를 구축한다. 이것은 일반적으로 중앙치(median) 혹은 절사 평균치(trimmed mean)라고 불리워지는 통계량이다.

이 접근은 이하와 같은 2가지의 커다란 장점을 가지고 있다. 우선 첫 번째로, 추정치가 단단한 것이다<sup>4)</sup>. 물가변동의 횡단면(cross section) 방향의 분포가 정규분포에서 괴리(乖離)해 있는 경우, 가중평균치는 단단한(robust) 추정치가 되지 않지만, 중앙치 혹은 절사 평균치를 이용하는 것으로 이 점을 보정할 수 있다<sup>5)</sup>.

두 번째는 실무적인 간편함이다. 정책판단지표로서의 유용성이라고 하는 관점에서는 계산기법의 간편함은 극히 중요하지만, 이 점, 이들의 통계량은 물가지수 품목 데이터를 입수하면, 가중평균을 행하는 것만으로 용이하게 계산할 수 있다. 또, 각 시점마다 이용 가능한 정보만을 이용하고 있기 때문에, 일반적인 시계열(時系列) 분석기법과 다르게 새로운 시계열이 추가되고도, 과거의 결과는 소급적(溯及的)인 영향을 받지 않는다.

이하, 제2절에서는 항구적인 물가변동 성분인 기초적인 물가변동을 추출한 다음에 공제시켜야 할, 일시적인 교란요인, 계절성, 물가지수의 상방편의의 3가지에 대해서 순차적으로 검토한다.

4) 본 장에서는 「단단한(robust)」라는 용어를, 基本的인 假定에서 작은 괴리에 의한 커다란 영향을 받지 않는다 라는 의미로 사용된다. 단단한(robust) 추계량의 세부적인 것은, Huber[1981]을 참조.

5) 이상치수정지표의 효율성을 평가하는 사고 방식에 대해서는, Bryan, Cecchetti, Wiggins II[1997]에 있어서 상세히 검토되고 있다.

## 2. 이상치 수정지표의 구축

### 2-1 일시적인 교란요인의 영향

이 절에서는 관측된 물가변동에서, 금융정책이 대응해야 하는 기초적인 변동을 추출하기 위하여 조정을 요한다. ①일시적인 교란요인의 영향, ②계절변동의 영향 ③계측오차의 영향의 3가지에 대해서 고찰하고, 각각의 요인을 보정하는 방안을 검토한다.

#### 특정의 품목을 공제하는 접근

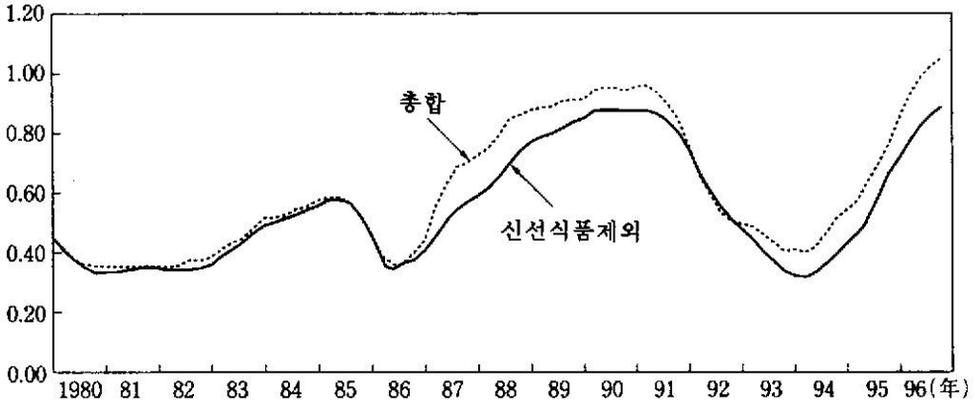
일본에서는, 「물가의 기초적인 변동」을 보는 경우, 「소비자 물가지수·총합」에서 기후불순 등의 일시적인 요인의 영향을 강하게 받는 신선식품의 변동을 공제한 「소비자물가 지수·신선식품을 제외한 총합」(CPI신선식품제외)을 보는 경우가 많다. 그러나 신선식품을 공제하는 것만으로, 일시적인 교란요인이 충분히 조정되는가는 의문의 여지가 크다.<sup>6)</sup>

그림11-1은 전년비(前年比) 변동계수의 크기를 CPI총합과 제외한 신선식품에 관해서 비교한 것이다. 이것에 의해, 신선식품을 공제하는 것에 의해서, 물가지수변동이 어느 정도 저하하고 있는가를 확인하면, 일부 기간을 제외하고 CPI 신선식품제외는 총합을 하회(下回)하는 추이를 보이고, 전년비(前年比)의 변동은 소폭화(小幅度)하고 있다. 그러나 그 저하 폭은 시점별로 다를뿐아니라 저하 폭 자체도 크다고 말할 수는 없다.

이 결과는, CPI 신선식품제외를 가지고 기초적인 물가변동을 평가하는 것은 어렵다는 가능성을 시사하고 있다. 이것은 ①교란요인을 초래하는 품목이 반드시 신선식품 같은 특정품목뿐이라고는 할 수 없다는 것, 또 ②전 품목 가중평균치는 그 때 그 때 일시적인 교란요인을 반영해 크게 변동한 품목의 영향을 강하게 받기 쉬운 것, 등의 문제를 CPI 신선식품제외와 같은 특정의 품목을 공제한 접근으로는 해결할 수 없기 때문이라고 생각된다.

6) 상황에 따라서, 신선식품 외에 석유관련제품, 공공요금등을 공제하는 케이스도 보여지지만, 결국, 특정 품목을 공제한다고 하는 점에서, 이하에서 지적한 것처럼 교란 요인의 불안정성이라는 문제를 안고 있다.

그림 11-1 CPI 전년비의 변동계수 추이(후방5년간)



### 교란요인의 불안정성

그래서, CPI를 구성하는 품목 중에서 어떤 것이 일시적인 교란요인이 되기 쉬운가를 체크해 본다. 그 때문에, 표 11-1로서 전년동월비(前年同月比)기준에서 본 물가변동분포의 양단(兩端) 15%씩의 범위에, 어떠한 부류에 속하는 품목이 포함되어있는가를 정리했다. 이 표에서는 각 기준시해의 시기에 대해서, 상단(上段)에 해당 종류 전체의 가중치, 중단(中段)에 이상치(변동을 분포의 양끝에 15%씩에 포함되어있는 품목)의 가중치, 하단(下段)에 이상치 가중치의 변동계수를 각각 나타내고 있다<sup>7)</sup>.

우선 신선식품을 보면, 전체에 대한 가중치는 저하되고 있지만, 이상치로서는 그 대부분 4-6%정도가 카운트(count)되고 있는 외에, 그 변동계수도 작다, 이 때문에, 신선식품은 꽤 일정하게 이상치에 포함되어 있다고 생각된다.

한편, 신선식품이외의 부류를 보면, 식료(신선식품을 뺀), 통신, 교양, 오락, 교육비, 피복 등의 부류에 속하는 품목이 이상치가 되어있는 경우가 많다.

7) 여기에서 이상치로서 카운트하는 물가변동분포의 양단 15%씩에 포함되는 품목은, 아래 그림에 있어서 그림자 부분에 해당한다.

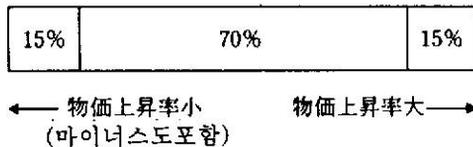


표 11-1 이상치의 품목별 생산분포

	식	료	생	선	주	거	광	열·	가	가	가	가	가	가	가	가	가
	신	신	신	신	신	신	신	신	신	신	신	신	신	신	신	신	신
	산	산	산	산	산	산	산	산	산	산	산	산	산	산	산	산	산
	식	품	제	외	수	도	전	용	품	의	료	통	신	오	락		
계측기간 1971/01-75/12																	
가중치	0.297	0.083	0.120	0.044	0.054	0.098	0.032	0.076	0.033	0.107	0.055						
평균치	0.069	0.038	0.020	0.000	0.017	0.025	0.018	0.018	0.006	0.052	0.037						
변동계수	0.345	0.673	1.148	5.481	0.461	0.810	0.695	0.982	2.145	.0386	0.195						
계측기간 1976/01-80/12																	
가중치	0.302	0.078	0.121	0.045	0.051	0.099	0.027	0.083	0.033	0.115	0.047						
평균치	0.071	0.055	0.007	0.020	0.018	0.004	0.005	0.037	0.023	0.042	0.019						
변동계수	0.233	0.336	1.709	1.084	0.781	1.914	1.506	0.482	0.646	0.334	0.549						
계측기간 1981/01-85/12																	
가중치	0.288	0.069	0.121	0.058	0.048	0.089	0.029	0.103	0.038	0.107	0.049						
평균치	0.053	0.051	0.004	0.017	0.013	0.011	0.009	0.062	0.029	0.036	0.015						
변동계수	0.229	0.294	1.822	1.367	0.515	1.250	0.976	0.414	.0476	0.358	0.446						
계측기간 1986/01-90/12																	
가중치	0.269	0.060	0.138	0.065	0.047	0.080	0.028	0.116	0.041	0.110	0.046						
평균치	0.031	0.041	0.024	0.049	0.014	0.025	0.3004	0.032	0.028	0.038	0.011						
변동계수	0.545	0.343	1.375	0.482	0.589	0.819	1.520	0.617	0.647	0.416	0.963						
계측기간 1991/01-95/12																	
평균치	0.258	0.056	0.148	0.055	0.044	0.086	0.031	0.118	0.047	0.112	0.045						
변동계수	0.046	0.042	0.020	0.004	0.020	0.030	0.009	0.038	0.036	0.042	0.012						
계측기간	0.358	0.311	0.477	3.245	0.184	0.661	0.903	0.631	0.515	0.362	0.806						

이들 부류는, 변동계수도 낮고, 비교적 일정하게 이상치가 되어있다고 추측된다. 그러나, 이들 부류전체의 가중치와의 비교에서 보면, 이상치로서 카운트(count)된 것은 극히 일부로서, 특정 품목을 공제하는 것으로 이들 부류에 있어서의 일시적인 교란요인을 공제하는 것은 어려울 가능성이 높다.

### 물가변동분포의 편익과 소매의 두께

일시적인 교란을 미치는 부문별 충격의 분포가 기울어져 있는 경우, 각 품목의 물가지수 모두를 대상으로서 가중평균을 하면, 변동이 큰 품목의 영향을 보다 강하게 반영하는 결과가 되고, 부문별 충격의 영향을 모두 상쇄할 수 없다. 따라서, 총 가중평균치는 기초적인 물가변동을 살펴보려 하는 것에서 반드

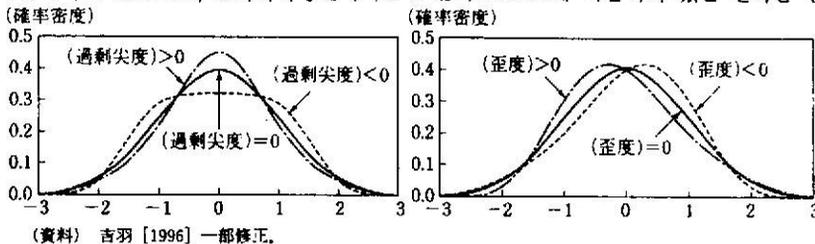
시 적절한 정보를 제공하는 것은 아니다. 오히려, 각 시점에 있어서 개별품목의 가격변동의 양단에 분포하는 부분을 제거하는 것에 의해, 코어(core)가 되는 부분의 정보만을 추출하는 이상치 수정지표를 보는 것이 바람직하게 된다. CPI의 개별지수변동의 분포형상을 보기 위해, CPI를 1970년까지, 계속해서 소급할 수 있는 88분류의 시계열(時系列) 자료를 사용해, 왜도(歪度)·과잉도(過剩度)를 계산한 결과를 그림11-2에 나타냈다8).

우선 분포형상이 좌우 어느 정도 기울어져 있는가를 측정하는 척도인 왜도(歪度)를 보면, 물가상승율의 상하로 합쳐 좌우로 분포형상이 기울어져 있는 것을 알 수 있다. 즉, 개별물가지수의 변동은 물가상승율이 높은 국면에서는 왜도(歪度)가 정(正)의 방향으로 크게 되고, 분포형상이 오른쪽 방향으로 기울어져 있다. 반대로 물가상승율이 낮게 되어있으면, 왜도(歪度)가 부(負)가 되고, 좌 방향으로 기울어지게 된다.9)

또, 분포의 “소매두께”를 나타내는 과잉도(過剩度)는 통틀어 플러스(+)의 커다란 수치를 취하고 있고, 개별 물가지수의 분포모양은 소매두께의 모양으로 확인된다. 더욱이 왜도(歪度)·과잉도(過剩度) 자료에서 물가변동분포의 정규성을 검정하면, 전기간 중에, 약9할의 시점에서 5%의 유의수준으로 분포의 정규성이 기각된다10). 이 결과는 물가변동 분포가 이상치의 영향을 강하게 받아서, 좌우비대칭으로, 원래 소매의 무게 형상이 되어 있는 것을 나타내고 있다.

8) 왜도·과잉첨도는 분표의 3차 및 4차 모멘트에서 각각 분포의 「편의」(=좌우비대칭성), 「편곡함」(=분포의 폭과 높이의 관계)의 정도를 나타내는 통계량이다. 왜도, 과잉첨도는 정규분포에 있어서 어느 쪽에서도 제로 값을 취한다. 왜도에 대해서는 오른쪽으로 기울어진 분포에서는 플러스(⊕) 왼쪽으로 기울어진 분포라면 마이너스(⊖)값이 된다. 또, 과잉첨도는 플러스값의 경우에는 높은 끝쪽의 무거운 모양이 되고, 한편 마이너스값의 경우에는 분포의 낮은 끝쪽의 가벼운 모양이 된다. 각각의 통계량의 이미지(image)를 나타내면 다음 표와 같이 된다.

9) 미국에서도, Ball and Mankiw [1995]가, PPI(36분류)를 사용해 물가 변화율의 분포형상을 검증하고, 물가상승국면에서는 왼쪽으로, 물가하락방면에서는 오른쪽으로 크게 비뚤어져 있는 결과를 얻고 있다.

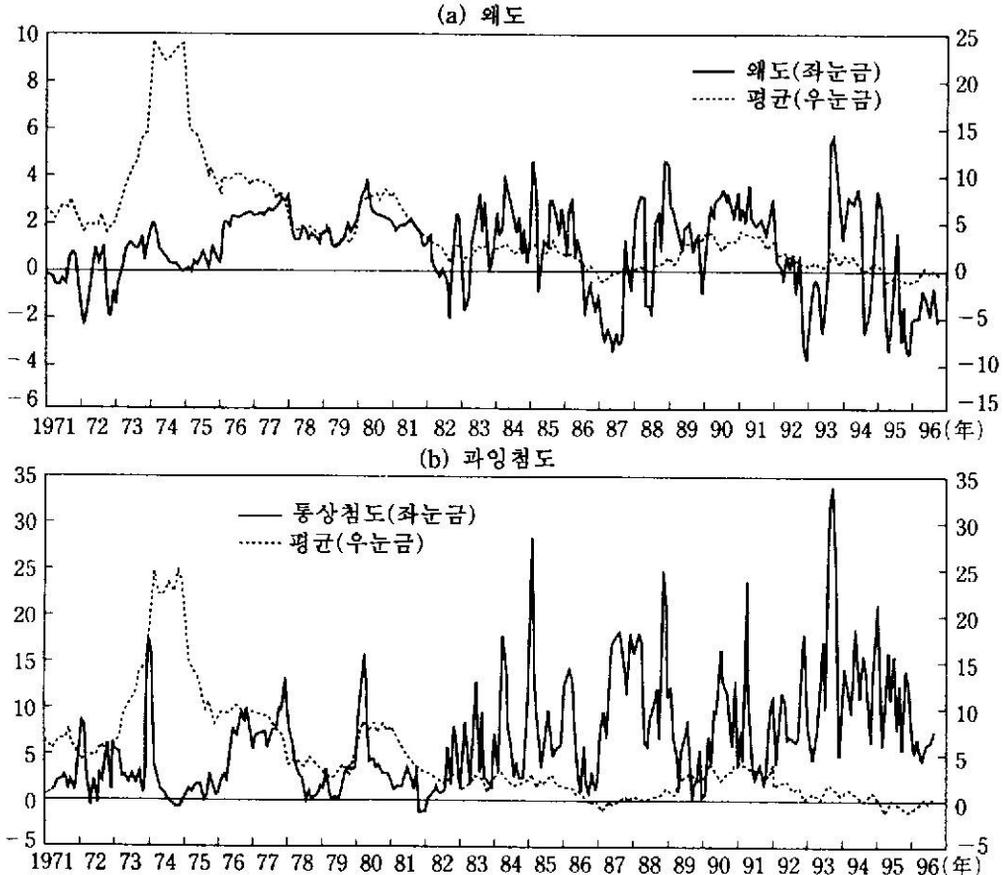


10) 분포의 정규성을 검정하는 통계량은 다음식 대로이고, 자유도 2의 카이 2승 분포에 따른다. 예를 들면, Green [1996] 6장을 참조.

$$(정규성검정통계량) = (수) \times \left[ \frac{(\text{왜도})^2}{6} + \frac{(\text{과잉첨도})^2}{24} \right] \sim \chi^2(2)$$

따라서, 각 시점에 있어서 개별품목의 가격변동의 양단에 분포하는 부분을 제거하는 것에 의해, 코어가 되는 부분의 정보만을 추출하는 이상치 수정지표를 보는 것이 바람직하다고 생각된다.

그림 11-2 물가변동분포의 고차 모멘트



(비고) 1. CPI품목 데이터, 1970년부터 연속해서 시계열의 이용 가능한 최고 분할 단위인 88분류 데이터를 이용

2. 왜도·과잉첨도는 이하의 산식에 의한 계산

$$(\text{왜도}) = \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \mu)^3 \cdot w_i}{\sigma^3}, \quad (\text{과잉첨도}) = \sum_{i=1}^n \frac{(x_i - \mu)^4 \cdot w_i}{\sigma^4} - 3$$

단,  $\mu$ 가중평균,  $\sigma$ 가중표준편차,  $w_i$ 가중치

### 이상치 수정지표(異相値 修正指標)의 기본적인 사고방식

이상치 수정지표는 어떤 점에 있어서 가격변동에 대한 특이치의 영향을 제거한 물가지표계열이고, 크게 나누어서 「가중 중앙치」(weighted median)와 「절사 가중평균치」(trimmed weighted mean) 두 가지가 있다. 즉 가중

중앙치는, 각 시점에 있어서 물가 변동율에 대하여, 각 품목의 가중치를 고려해 계산한 중앙치를 시계열적으로 접속해 작성된다.

또, 절사 가중 평균치는 절대치로 본 가격 변동률이 큰 품목을 어떤 일정 가중치분 만큼 제거한 뒤, 남은 품목에 대해서 변동률을 가중 평균해, 이것을 시계열적으로 접속하고 있다. 일반적으로 가중 중앙치와 절사 평균치는, 특이적인 변동의 영향을 배제하고 있기 때문에, 단순한 가중 평균치에 비해 중간 정도의 움직임이 된다고 생각된다.<sup>11)</sup>

그림11-3에서 나타난 개념도(概念圖)에 다소 구체적으로 각종 물가지표의 작성방법을 보면, 우선 「단순가중평균치」에서는 그림에서 제시한 10품목의 상승률을 각각의 가중치로 가중평균해서, 2.0%라는 결과가 나타난다. 또, 가중치를 가미하고 있지 않은 「단순 중앙치」는, 상위에서 제5번째와, 제6번째의 단순 평균인 2.0%가 된다.

이것에 대해서, 「가중 중앙치」에서는 중앙치를 계산할 즈음, 모든 품목을 균등하게 다루는 것이 아니라, 가중치를 가미해, 누적 가중치가 정확히 50이 되는 (전체를 100이라고 가정)품목의 상승률을 잡기 때문에, 상위 6품목의 1.5%가 그 수치가 된다. 더욱이, 「절사 가중평균치」에서는, 일정 비율(여기서는 上下10%씩)의 품목을 공제한 다음에 가중 평균치를 행하는 것에서, 가장 상승률이 큰 15%와, 가장 작은 -7.0%가 가중평균의 대상에서 제외되어 1.5%라는 결과가 얻어진다.

또한, 이상치 수정지표에 대해서는 클리블랜드 연방은행의 브라이언 등은 일련의 논문에서 물가변동 예측력, 통화공급량(money supply)과의 관계, 기초적인 물가변동의 포착이라는 다양한 관점에서, 동지표(同指標)의 수행(performance)이 양호하다라고 주장하고 있다<sup>12)</sup>. 또 인플레이션 목표관리정책(targeting) 채용국인 뉴질랜드에서는 실제 이러한 지표를 정책판단에 이용하고 있고, 같은 연방 은행의 로저는 물가변동의 기초를 보기 위해서, 어떤 품목을 제거하는가의 판단에서 자의성을 배제할 수 있다는 장점을 지적하고 있다<sup>13)</sup>.

11) 변화율을 가중 평균하는 것은, 지수레벨에서 기하 평균하는 것과 거의 같은 수치이다. 따라서, 이상치 수정지표에서는 CPI계측오차 요인 중에서 유일한 체계적(systematic)으로 보정 가능한 지수산식의 문제가 조정되고 있다고 생각된다. 물가지수 계측오차의 자세한 것에 대해서는 본서 제 II부를 참조.

12) Bryan and Cecchetti [1994], Cecchetti [1996 a, 1996 b]를 참조.

13) Roger [1994 a]를 참조.

그림 11-3 각종물가지표의 작성방법(개념도)

단순가중평균치=20%		단순중앙치=2.0%		가중중앙치=1.5%		10%절사가중 평균치=1.5%	
가중치 상승률							
①	10 15.0	①	10 15.0	①	10 15.0	①	<del>10 15.0</del>
②	5 6.0	②	5 6.0	②	5 6.0	②	5 6.0
③	10 4.0	③	10 4.0	③	10 4.0	③	10 4.0
④	10 3.5	④	10 3.5	④	10 3.5	④	10 3.5
⑤	10 2.5	⑤	10 2.5	⑤	10 2.5	⑤	10 2.5
⑥	10 1.5	⑥	10 1.5	⑥	10 1.5	⑥	10 1.5
⑦	15 1.0	⑦	15 1.0	⑦	15 1.0	⑦	15 1.0
⑧	5 -0.5	⑧	5 -0.5	⑧	5 -0.5	⑧	5 -0.5
⑨	15 -2.5	⑨	15 -2.5	⑨	15 -2.5	⑨	15 -2.5
⑩	10 -7.0	⑩	10 -7.0	⑩	10 -7.0	⑩	<del>10 -7.0</del>

### 이상치 수정지표의 이론적 배경

물가변동분포가 좌우비대칭인 기울어진 형상이 되는 것을 설명하는 사고 방식으로서, ① 메뉴 비용(cost)의 존재와 좌우비대칭인 가격충격에 의해 설명하는 모델(Ball and Mankiw[1995])과 ② 부문사이에서의 충격(shock)의 누적적인 파급에 의해 설명하는 모델(Balke and Wynne[1996])의 2가지가 있다.

우선, Ball and Mankiw[1995]는 가격개정에 비용을 요하는 어떤 메뉴 비용의 존재를 가정해, 부문별로 생기는 충격이 좌우비대칭인 경우에는 분포형상의 기울어짐의 방향에 일반 물가수준이 변동하는 어떤 모델을 제시했다. 이 점을 그림11-4를 사용해 직관적으로 설명해 둔다. 일반적으로 메뉴 비용이 존재하면 기업은 직면한 충격의 영향이 메뉴비용 보다도 작으면 가격을 그대로 두려고 한다.

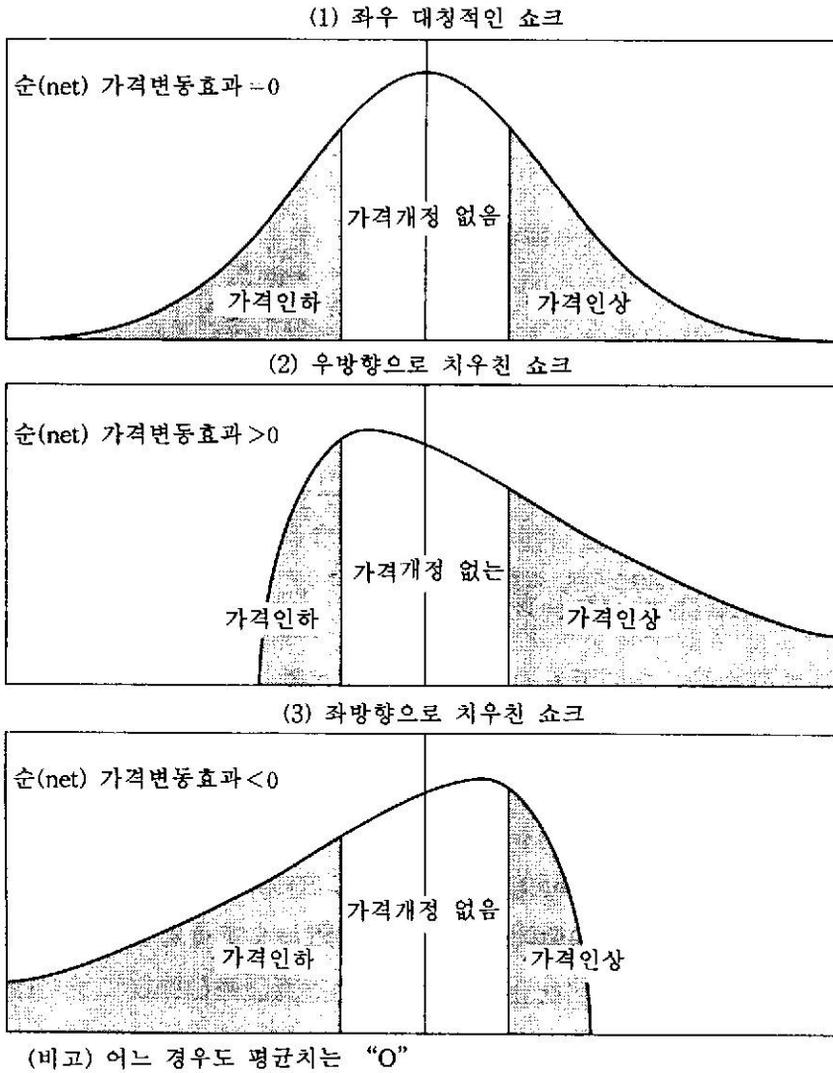
이 경우 충격의 분포가 평균치 제로에서 원래 좌우대칭의 형상을 하고 있으면, 가격을 인상하는 움직임과 인하하는 움직임이 상쇄해 일치하고, (그림자 부분의 면적이 좌우대칭이 된다.) 평균치는 불변이다.(上段의 경우). 따라서,

분포가 오른쪽으로 비뚤어져 있으면, 가격인상의 움직임이 인하의 움직임을 상회하고(그림자 부분의 면적의 우측방향이 좌측 보다 크다), 일반물가 수준은 상승하는 것이 된다(中段의 경우). 반대로, 왼쪽 방향으로 기울어져 있다(그림자 부분의 면적이 좌측이 우측 보다 크다)면 일반물가수준은 저하한다. (下段의 경우)

한편, Balke and Wynne[1996]은 가격이 신축적인 동학적(動學的) 균형모델로 두고서, 부문간의 투입·산출관계에 대칭인 구조가 존재하면, 좌우 대칭적인 충격이 생기는 경우라도, 가격변동분포에 기울어짐이 생기고, 이것과 일반가격의 변동간에 정(正)의 상관(相關)이 생기는 것을 보였다. 즉, 경제에 생기는 충격이 큰 만큼 물가상승은 커진다. 또, 투입·산출구조가 일정하기 때문에, 커다란 충격이 발생한 경우, 물가변동분포의 기울어짐이 증폭되게 된다.

이들 2가지 모델은 모두, 물가변동 분포의 기울어짐과 일반 물가의 변동 사이에 정(正)의 상관(相關)이 생기는 것을 나타내는 것이다. 따라서 볼=맨큐·모델에서는 가격이 신축적으로 되는 장기(長期)에 있어서는 가격변동분포의 기울어짐과 가격 상승률의 관계는 소멸한다고 생각되어진다. 한편, 벌크=와인·모델에서는 가격변동 분포와 물가변동의 관계는 지속적이 된다. 따라서, 양자(兩者)의 모델 가정의 어느 쪽이 우세한(dominant) 요인으로서 가격변동 분포의 기울어짐을 물가 상승률의 단기적(短期的)인 상관(相關)을 발생시키고 있는가에 따라서, 양자의 장기적(長期的) 상관(相關)은 달라지게 된다.

그림 11-4 쇼크의 분석형태

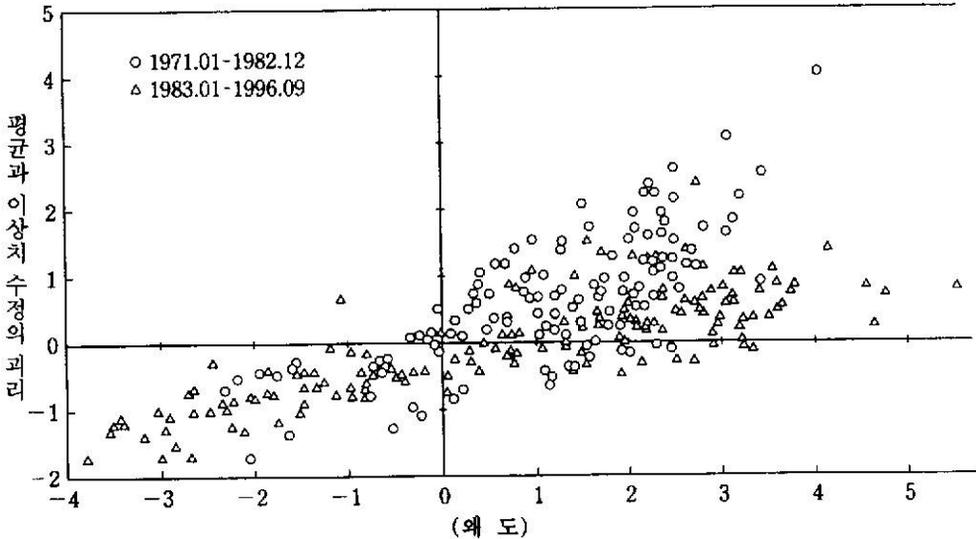


### 이상치 수정지표에 의한 분포의 기울어짐 보정

이상치 수정지표에 의해서, 어느 정도 물가 변동분포의 기울어짐이 조정되고 있는가를 확인하기 위해서, 평균치와 이상치 수정지표의 괴리와 물가변동분포의 기울어짐의 관계를 구상해 보면, 그림11-5에 나타난 대로 정(正)의 상관(相關)이 관찰된다. 이것은 물가변동 분포의 기울어짐의 방향으로 평균치가 변하는 영향을, 이상치 수정지표가 보정하고 있다는 것을 나타내고 있는 것이다.<sup>14)</sup>

14) 물가변동과 분포상황의 비뚤어짐 사이에 통계적으로 완강한 정(正)의 상관관계가 존재하고 있는가 라는 점에 대해서는, Bryan and Cecchetti [1996]에서는 소표본 바이어스의 영향이 크다 라는 문제가 지적되어 있고, 계속 검토가 필요하다고 생각한다. 다만, 이것은 이상치 수정지표에 의해, 물가의 교란적인 영향이 통제되고, 기초적인 변동을 보다 정확히 보충할 수 있다라는 결론이 나오는 것은 아니다.

그림 11-5 평균치와 이상치수정지표의 괴리와 물가변동분포의 기움  
(% 포인트)



(비고) 1. 평균치, 이상치수정지표, 왜도는 모두 전년비에서 산출  
2. 이상치수정지표는 15% 절사가중평균치

## 2.2 계절변동의 영향

물가변동의 계절성은, 일시적인 교란요인에 포함시켜 생각할 수 있지만, 이것도 물가의 기초적인 변동을 포착하는 것을 어렵게 하는 요인의 하나가 되어있다.

### 계절조정的重要性

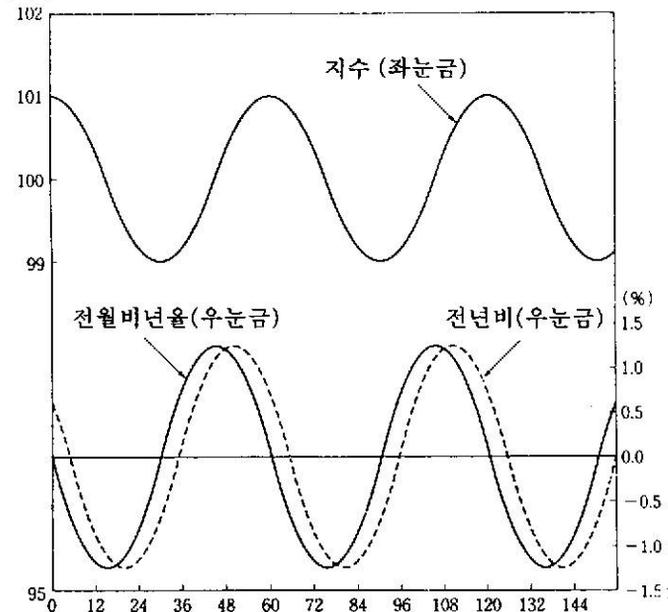
물가의 추세적인 변화의 방향을 보기 위해서는 원계열에서 계절변동 요인을 제거할 필요가 있다. 이 경우 가장 간단한 계절조정 방법으로서 전년(前年)동월비(同月比)를 보는 경우가 많다. 따라서, 木村[1995]에서 지적하고 있는 것처럼, 전년 동월비(同月比)만을 보면, ① 당년(當年)의 추세적(趨勢的)인 변동이 같았다고 해도, 전년(前年)의 변동여하에 의해, 전년(前年) 동월비(同月比)의 움직임은 전혀 다른 것이 되는 것, ② 전년 동월비는 추세적(趨勢的) 변동의 전환기에 대해서 틀린 정보를 수여하는 것 등의 문제를 발생시키게 된다.

물가의 기초판단(基調判斷)에 있어서는 물가변동의 순환패턴의 전환점을 살피는 것이 중요하다. 이 경우 상기 두 가지의 문제점 중에서 후자의 전년 동월비 지행성(趾行性:포유류가 걷는 한 방식)의 문제가 크다. 이점의 구체적인 장점을 파악하기 위해, 그림11-6에는 정현함수로 산출한 가설적인 순환변동에 대해서, 전월비(前月比)와 전년(前年) 동월비(非同月比)의 관계를 나타내고 있다.

전월비는 순환성분이 바닥에서 최고에 이르기까지의 사이는 플러스(+)의 수치를 취하고, 반대로 최고점(peak)에서 바닥까지는 마이너스(-)의 수치를 취하여, 순환변동의 전환점을 식별하기 위한 정보를 제공하고 있다. 이것에 대해 전년 동월비의 움직임은 전월비에 비해 시차가 존재하고 있다. 또, 이 시차의 크기는 주기와 진폭에 의존하고 있다.

최근에는 X-12-ARIMA라고 불리는 계절조정 기법의 이용이 제창(提唱)되고 있다. 이 계절조정 기법을 이용하면, 계절조정교환 때에 계절조정 완료 계열이 대폭으로 개정되어 버리던가, 계절조정 완료 계열이 종종 부자연스런 변동을 나타낸다는 등의, 종래의 계절조정 기법에서 지적된 문제에 대해 보다 유연하게 대응할 수 있게 되었다<sup>15)</sup>. 사실, 같은 기법에 의해, CPI제의 신선식품을 계절 조정한 계열과 원계열의 전월비 변동을 비교하면, 그림11-7에 나타난 대로, 계절조정을 마친 계열은 원계열에 비해 훨씬 부드러운 움직임을 보이고, 추세(趨勢)적인 물가변동의 방향성은 알기 쉽게 되어있다. 그러나, 총합지수계열에 대해서 계절조정을 행한 것만으로는 변동이 큰 품목의 영향을 보다 강하게 반영하기 쉽다는 가중평균지수의 문제점은 해결되지 않는다.

그림 11-6 전월비 전년비의 선행 지행관계 (지수)



(자료) 木村【1995】를 일부수정  
 (비고) 지수에 대해서는 다음의 정현 함수를 이용해서 산출  

$$I_t = \sin[\pi(t + 15/30)] + 100$$

15) X-12-ARIMA의 상세에 대해서는 木村[1995, 1996]를 참조.

## 계절변동요인의 조정

그래서 이하에서는, 전년동기(前年同期) 베이스(base)의 지표에 추가해, 계절 조정완료 전월비(前月比) 베이스(base)의 지표를 구축하기 위해, 우선 제1단계로서, 88分流 계열에 대해서 계절조정을 행한 다음에, 제2단계로서, 다음절에서 설명하는 이상치 수정작업을 실시하는 절차(step)를 밟기로 한다<sup>16)</sup>.

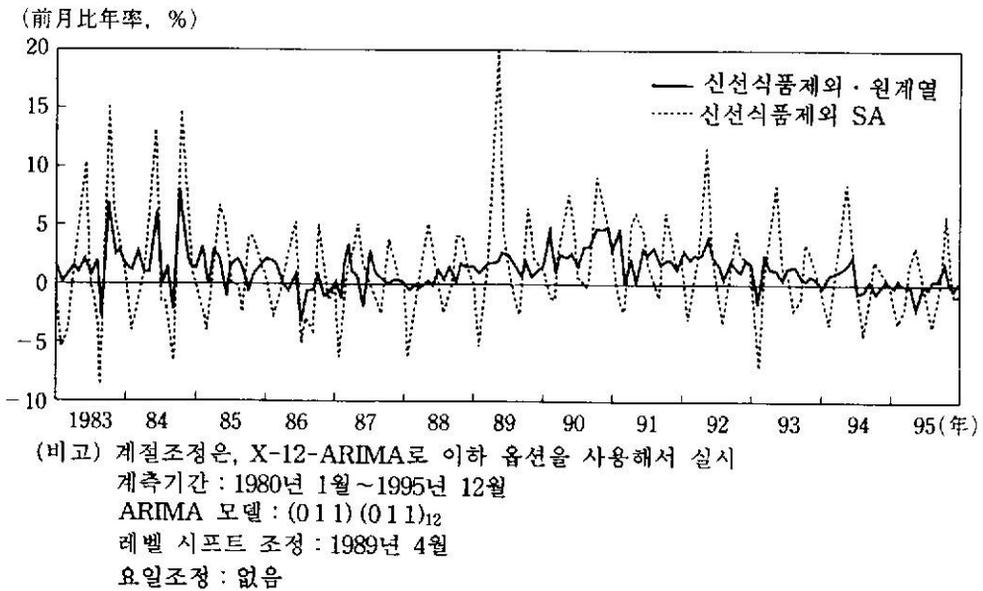
또한 CPI 구성품목의 계절 조정은 X-12-ARIMA를 사용해 이하의 순서로 실시했다. 즉, CPI의 구성품목은, 공공요금과 같은 가격변동 빈도가 길고 또한 부정기적으로 생기는 것도 보여져, 반드시 X-12-ARIMA 같은 계절기법에 따르는 것 뿐만은 아니다. 이 때문에 각 품목의 계절조정에 있어서는, 우선 ① 가격변동이 단계상 공공요금 관련품목<sup>17)</sup>과, ② 통계적으로 유사한 계절변동이 관찰되지 않는 품목을 계절조정의 대상에서 제외했다.

그 다음에, X-12-ARIMA프로그램의 기능의 한 가지인 ARIMA모델의 자동 선택 명령(command)을 사용해 계절조정을 행했다. 이때에 수준이동(level shift) 요인에 대해서는 1989년 4월 세계개혁(稅制改革)의 영향이 유의(有意)한 것만을 사전(事前)·사후(事後)라도 조정했을 경우, 이상치 요인에 대해서는 자동 검출된 것 안에서 통계적으로 유의(有意)한 것만 사전조정(事前調整)을 행했다. 이제, 자동선택 명령(command)으로 최적의 ARIMA모델이 특정화되지 않는 품목에 대해서는 자기상관, 편자기상관의 도표(plot)에서 동정(同定)된 ARIMA모델의 후보에서, AIC표준에 의한 모델을 특정화(特定化)했다.

16) 개별품목의 계절조정에 있어서는 이하와 같은 사유에서 원계열에서 계절변동 성분만을 공제해, X-12-ARIMA로 합쳐서 추계되는 일시적 변동성분은 공제하고 있지 않다. 일시적 변동 성분과 추세·순환성분을 분리하기 위해서는 때때, X-12-ARIMA에 의한 추계를 행할 필요가 있다. 이 때문에 종래부터 행해져온, 미리 추계해 놓은 계절조정요소에 의해 계절조정을 행하려는 방식을 답습하기 위해서는 계절변동 성분만을 조정할 필요가 높다.

17) 공공요금등의 단계상의 가격변동이 관찰되는 품목에 대해서는 1회의 가격 개정에 있어서 변동이 크기 때문에, 3개월 이동 평균을 취하는 것에 의해, 지수변동을 평활화 했다.

그림 11-7 계절조정지수의 동향



### 2.3 계측오차의 영향

일본의 CPI는 9장에서 정량적인 평가를 행한 대로, 0.9% 정도의 상방편의를 안고 있다고 추측된다. 또, 이러한 상방편의의 크기는, 경기변동과 기술혁신의 속도(tempo)에 의해 변동하고, 반드시 일정한 수치를 나타내는 것은 아니다. 따라서 물가의 기초적인 변동을 포착하기 위한 지표를 구축하기 위해서는 계측오차의 영향을 가능한 한 조정하는 것이 바람직하다.

9장에서 정리한 것처럼, 물가지수의 계측오차는 ① 품목지수를 총합지수에 집계하는 지수산식의 문제(指數算式的 問題) ② 개별조사 가격을 품목지수에 합성하는 방법의 문제(조사 상표집계상의 문제), ③ 품질조사 기법의 문제, ④ 가격조사 샘플(sample)의 문제(小賣構造변화의 문제)의 4가지 요인으로 분해할 수 있었다. 이 중, ②~④에 대해서는 개별조사가격의 정확도 문제이고, 편위의 영향을 체계적으로 조사하는 것은 어렵다. 본 장에서는 ①의 지수산식의 문제에 기인하는 상방편의만을, 개별품목지수의 변화율을 가중평균하는 것에 의해 조사한다.

지수산식의 영향에서 생기는 상방편의는 ①가중치가 기준시점에 고정되어있는 것과 ②가중산술평균방식이 상승률 높은 품목의 가중치를 과대하게 평가하는

것의 두 가지 요인으로 나눌 수 있다. 이들 두 가지 요인 중에서는 4장에서 나타난 대로, 후자의 가중산출평균방식의 영향이 크다. 여기에서 채용하는 개별품목지수의 변화율을 가중 평균하는 방식은 (11-1)식에서 제시한대로, 가중 기하평균지수의 변화율의 근사치라고 해석할 수 있고, 이것은 가중산출평균방식의 문제점을 조정하는, 간편한 대응책의 하나라고 생각된다.

$$\begin{aligned}
 \sum_{i=1}^n w_i (p_i^t / p_i^{t-s} - 1) &= \sum_{i=1}^n w_i \ln(p_i^t / p_i^{t-s}) & (11-1) \\
 &= \sum_{i=1}^n w_i \ln p_i^t - \sum_{i=1}^n w_i \ln p_i^{t-s} \\
 &= \ln \left\{ \prod_{i=1}^n (p_i^t)^{w_i} \right\} - \ln \left\{ \prod_{i=1}^n (p_i^{t-s})^{w_i} \right\} = \ln \left\{ \prod_{i=1}^n (p_i^{t-s})^{w_i} \right\} \\
 &= \prod_{i=1}^n (p_i^t)^{w_i} / \prod_{i=1}^n (p_i^{t-s})^{w_i}
 \end{aligned}$$

### 3. 물가의 기초적인 변동을 포착하기 위한 지표

본 절(節)에서는 우선 앞 절(節)까지의 논의를 근거로, 기초적인 물가변동을 포착하기 위한 지표를 어떻게 구축 할 것인가를 검토하고, 그 시산(試算)결과를 나타낸다. 그 다음에, 1980년대 후반이후의 물가변동을 제재(題材)로서, 이상치 수정가격지표를 가미한 물가추세판단의 사례 연구를 행한다.

#### 3.1 이상치 수정지표에 의한 물가추세의 판단

여기에서는 전년비(前年比) 베이스(base)와 전월비(前月比) 베이스(base) 2 종류의 이상치 수정지표를 시산(試算)하고, 이들 지표를 사용해 주로 1980년대 후반 이후의 물가추세를 시산(試算)한다. 물가추세 판단에 있어서, 전자(前者)는 물가 상승률의 수준을 평가할 때, 또, 후자(後者)는 물가 상승률의 가속도를 평가할 때에 유용한 지표라고 생각되어진다.

또한, 이용할 데이터는 1970년부터 최근시점까지의 연속한 시계열(時系列)

데이터(data)를 이용 가능한 최소분류인 88分流 데이터를 사용한다. 또, 이하에서는 이상치 수정지표로서, 가중 중앙치, 5, 10, 20, 25% 절사 평균치 6가지의 계열 중에서, 안정성 높은 15%절사 평균치를 이용한다.<sup>18)</sup>

### 전년비(前年比) 베이스(base)의 이상치 수정지표

전년비 베이스의 이상치 수정지표의 동향을 그림11-8에 나타냈다. 이상치 수정지표와 CPI총합, 신선식품을 뺀 총합의 변동을 비교하면, 이상치 수정지표가 안정적으로 추이(推移)하고 있고, 이상치 수정지표에 있어서, 일시적인 변동 요인이 상당히 조정되어있다고 생각된다.

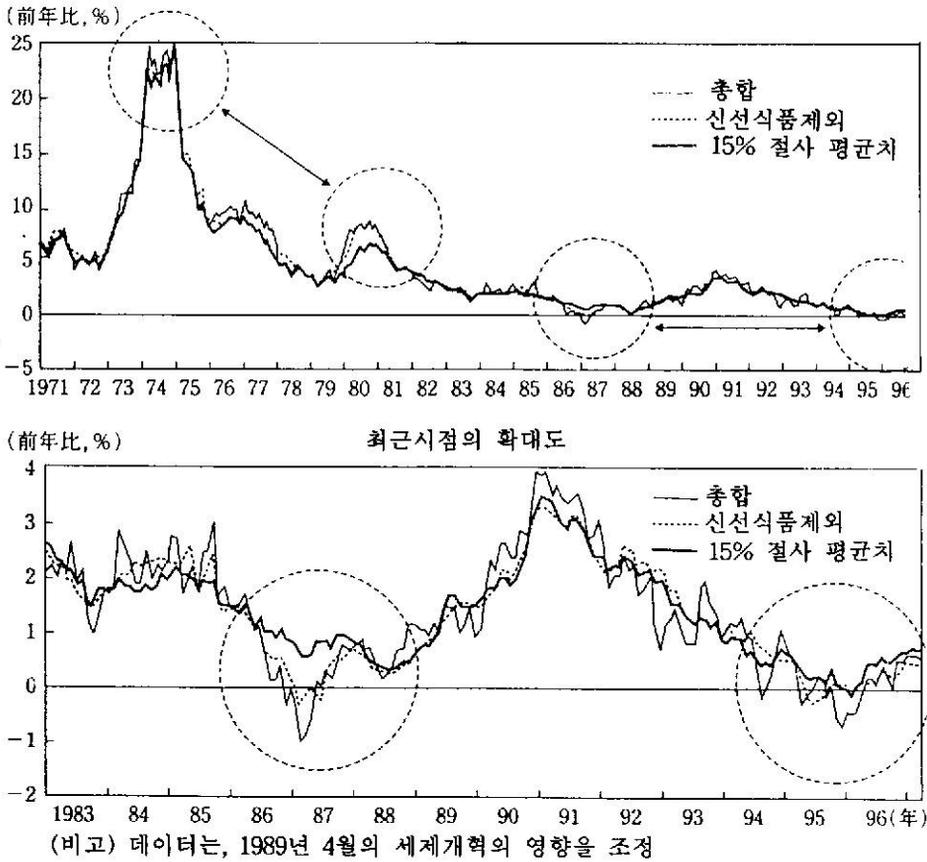
여기에서 그림 중에 원으로 표시된 4개의 시점에 주목한다. 4개의 시점은 각각 제1차 석유위기, 제2차 석유위기, 프라자(plaza) 합의 후의 엔고(円高), 1995년의 엔고(円高)에 각각 대응하고 있다.

우선 제1차와 제2차의 석유위기를 비교하면, 제1차 석유위기에 있어서 물가 상승률은 CPI총합·신선식품 제외와 이상치 수정지표 어느 것을 봐도, 최고점(peak) 때에는 전년비에 24%까지 달하고 있고, 양자(兩者)는 거의 같은 정도의 수준이 되었다. 이것에 대해서, 제2차 석유위기에서는 CPI총합·신선식품 제외의 상승률은 8.7%로 이상치 수정지표의 상승률 6.6%를 크게 상회하고 있다. 이 2가지 국면에 있어서 CPI 총합·신선식품 제외와 이상치 수정지표의 변동의 상위(相違)는 제1차 석유위기 때에는 「광란의 물가」라고 불리워진 것처럼 물가상승이 소위 재화·서비스에 파급했던 것에 대해, 제2차 석유위기 때에는 「홈메이드(home-made)·인플레이션화(inflation化)의 회피(回避)」에 성공해, 물가상승이 일부 제품에 머물렀다는 경험에 잘 부합하고 있다<sup>19)</sup>.

18) 6계열의 변동계수를 비교하면, 절대적으로 안정한 수행(performance)을 나타내고 있는 계열은 존재하지 않는다. 그러나, 15%이상의 이상치를 수정해도, 반드시 전반적인 안정도는 개선되지 않기 때문에 본 장에서는 이상치 수정지표로서 15% 절사 평균치를 채용하는 것으로 한다. 이상치 수정지표로서, 어떤 지표가 적당한가 라는 점에 대해서는 금후, 금융·실체경제지표와의 관계 등을 포함한 총합적인 검토가 필요하다고 생각된다.

19) Blinder [1982]는 식료품, 에너지 등의 특정 품목을 공제하는 접근에 의해 미국에서는 제1차·제2차 석유위기와 함께, 상가특정품목에 있어서 교란요인의 영향이 컸다라는 것을 지적하고 있다.

그림 11-8 이상치 수정지표(전년비 베이스)의 추이



같은 식의 사상(思想)은 프라자 합의 후의 엔고와 1995년의 엔고, 2가지 엔고국면에 있어서의 물가지표의 움직임에도 나타난다.(그림11-8의 하단(下段)에 이 시기의 확대도를 제시). 즉 프라자 합의 후의 엔고국면에 있어서는 1987년 전반에 CPI총합·신선식품제외 베이스의 전년비가 마이너스를 기록했다.

그러나, 이시기의 이상치 수정지표는 0.5%에서 1%사이에서 움직이고 있고, 양자에 커다란 괴리(乖離)가 생겼다. 이것에 대해 1995년에 일시 엔·달러 비율이 80엔/달러까지 급등한 국면에서는, CPI총합·신선식품제외, 이상치 수정지표 모두 봐도, 물가 상승률은 마이너스를 기록해, 프라자 합의 후 같은 극단적인 괴리는 생기고 있지 않다. 이것은 프라자 합의 후에는 엔고에 의한 물가 하락이 극히 일부의 품목에 한정적으로 강하게 작용한 것에 대해, 1995년에는 꽤 넓은 재화·서비스에 디플레이션 압력이 작용하고 있었을 가능성을 시사하는 것이라고 생각된다. 특히, 이 때에 물가 상승률의 바닥은 엔고가 한풀 꺾인

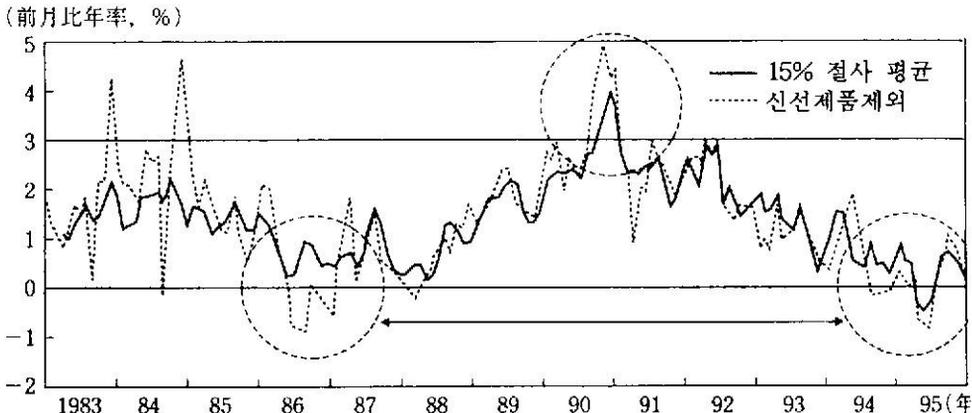
1995년 말경이고, 엔고이외의 경제전체로서 디플레이션 임팩트(deflation impact)가 컸을 가능성이 보인다.

### 전월비 베이스의 이상치 수정지표

다음으로 물가 상승률의 가속도를 평가하기 위해서, 계절조정 완료 전월비(前月比) 베이스(base)의 이상치 수정지표의 동향을 그림11-9로서 시산(試算)했다. 이 그림에는 15% 절사 가중평균치 외에, 그림11-7에서 이용한 X-12-ARIMA에 의한 계절조정 완료 계열, 추세·순환성분을 모두 구상하고 있다<sup>20)</sup>. 이 그림을 보면, 15% 절사 가중평균치는, 신선식품제외·계절조정 완료 계열과 꽤 평행에 가까운 추이를 나타내고 있다.

그러나 조금 세세히 양자의 변동을 비교해 보면, 다음의 2가지 점이 지적된다. 우선 첫째는 1986년과 1995년 엔고가 급속히 진전된 시기에 대해서, 전자(前者)의 시기에는 신선식품제외·계절조정 완료 계열이 이상치 수정지표를 크게 하회(下廻)하고 있는 반면, 후자(後者)의 시기에는 양자(兩者)간 그다지 커다란 괴리는 보이지 않는다. 이것은 앞에서 나온 그림11-8에 제시한 전년비 베이스의 CPI총합·신선식품제외와 이상치 수정지표를 비교한 결과와 같이, 디플레이션(deflation) 압력이 일부의 품목에 집중하고 있었거나, 광범위하게 미치고 있었거나 하는 상위(相違)에 기인하고 있는 것이라고 생각된다.

그림 11-9 이상치수정지표(계절조정 후 전월비 베이스)의 추이



- (비교) 1. 계절조정 후 계열은 모두 후방 3개월 이동평균치  
 2. 데이터는, 1989년 4월의 세계개혁의 영향을 조정

20) 15% 절사 가중 평균치 및 CPI 신선식품제외의 계절조정은, 1982년 1월부터 1996년 9월까지의 데이터를 채용해 산출하고 있다.

또, 둘째로 1990년 후반의 만안(灣岸)위기 때에, 신선식품제외의 계절조정 완료 계열이 계절조정 완료 이상치 수정지표를 상회(上廻)해 상승하고 있는 점이다. 이것은 이시기 물가상승압력의 높아짐이, 만안(灣岸)위기에 따른 원유고(原油高)등의 영향을 반영한 일부 품목에 특히 강하게 나타나고 있었던 것을 시사하고있는 것이라고 생각되어진다. 물론, 이상치 수정지표로 봐도, 4% 가까운 수준까지 상승한 인플레이션 압력은 상당히 컸던 것도 사실이다.

이상의 고찰은 계절조정 완료 전월비 베이스의 이상치 수정지표와 신선식품제외의 계절조정 완료 계열을 비교해 보는 것에 의해, 기초적인 물가변동의 방향성을 보다 명확하게 뒤쫓을 수 있다는 점을 시사하고 있다고 생각된다.

### 각 시점까지 이용 가능한 데이터에 의한 시플레이션

위에서 언급한 전월비 베이스의 이상치 수정지표에 있어서는 1982년 1월부터 1996년 9월까지의 데이터를 사용해 사후적으로 추계(推計)된 계절조정 완료 계열을 이용하고 있다. 그러나 이상치 수정지표의 유효성을 주장하는 것에 맞서, 사후적(事後的)으로 이용 가능한 정보를 사용한 분석을 행하는 것은 정당하지 못하다.

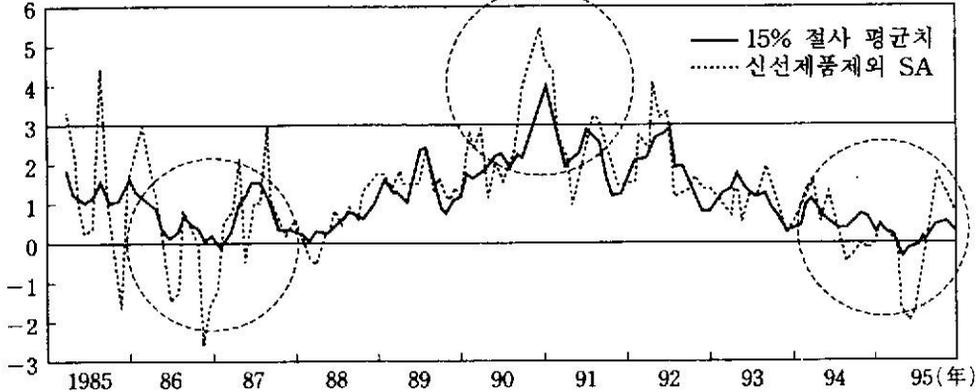
그래서 이하에서는 각 시점까지에서 이용 가능한 정보만을 사용한 경우, 여기까지의 분석 결과가 어느 정도 영향을 받을지를 체크(check)해 둔다. 구체적으로는 이상치 수정지표, 신선식품제외·계절조정 완료 계열 각각에 대해서, 필요한 계절조정을 전년부터 과거 5년의 데이터를 사용해 실시한다.

그림11-10에 제시한試算(試算)결과를 보면, 이제까지의 분석과 같이, 프라자 합의 후(1986-1997년)의 만안(灣岸) 위기 때(1990년 후반)에 있어서, 15%절사 가중평균치와 CPI신선식품제외·계절조정치 사이에 커다란 괴리가 관찰되고, 물가의 충격이 일부 품목에 집중해 있었던 것이 확인된다. 다만, 1994년부터 1995년에 걸쳐서의 엔고 진행 시에 관해서는 15%절사 가중평균치와 CPI신선식품제외·계절조정치의 괴리가 확대하고 있고, 엔고의 영향만이 아니라, 경제전체의 디플레이션 영향(deflation impact)을 판별하기 어렵다는 점이 관측된다<sup>21)</sup>.

21) 원래 앞서 나온 그림11-8에 나타난 전년 동월비 베이스의 계수에 대해서는 사후적인 정보를 일절 이용하고 있지 않고, 전년비 베이스와 전월비 베이스의 이상치 수정지표를 병행해 보아 가는 것으로 상대적으로 큰 전월비 베이스의 변동에서 읽을 수 있는 정보를 보정해 가는 것은 충분히 가능한 것으로 보인다.

그림 11-10 각 시점까지의 이용 가능한 데이터에 의한 시뮬레이션

(前月比年率, %)



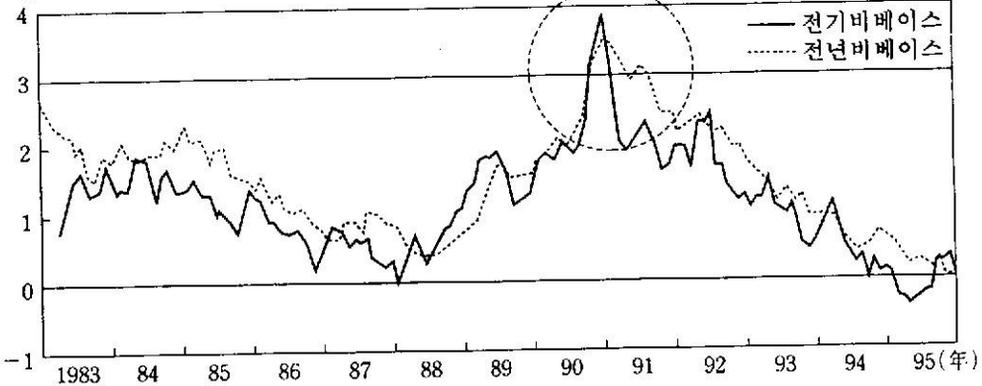
(비교) 1. 계수는 모두 3개월 후방 이동 평균치

2. 데이터는 1989년 4월의 세계개혁의 영향을 조정

전년비(前年比) 베이스와 전기비(前期比) 베이스의 이상치 수정지표의 비교  
 마지막으로, 전년비 베이스와 전기비 베이스의 이상치 수정지표의 변동을  
 비교하는 것에 의해, 어떤 점이 분명해질지를 검토해 둔다.

그림 11-11 전년비 베이스와 전월비 베이스의 이상치 수정지표의 비교

(前月比年率, %)



(비교) 1. 데이터는 1989년 4월의 세계개혁의 영향을 조정

그림11-11에는 15%절사 가중평균치에 대해서, 전년비 베이스의 계열과 전기비 베이스 계열을 합쳐 구상했다. 이 그림을 보면, 1988년경을 바닥으로 해서, 1990년에 걸쳐 물가상승 속도(tempo)가 급속히 높아지고 있는 모습이 보인다. 또, 물가 상승률은 1990년 말에 최고점(peak)을 맞이한 후, 전년비 베이스에서는 1991년 후반까지 3%전후로 추이(推移)하고 있지만, 전월비 베이스에서는 1991년에 들어선 후, 여전히 고수준이면서 신장률은 급속히 둔화해, 물가상승 속도(tempo)가 피크아웃(peak-out)을 보이고 있는 것이 확인된다.

여기서 나타난 결과는 전년비 베이스와 전월비 베이스의 이상치 수정지표 및 CPI총합(혹은 신선식품제외)의 전년비, 계절조정 완료 전월비라는 지표를 조합해 본 것으로, 물가상승의 수준과 방향성에 관련된 기초적인 판단이 보다 명확히 행해지고 있다는 것을 보여주고 있다.

### 3.2 1980년대 후반이후의 물가 추세의 평가

1980년대 후반부터 1990년대 전반에 걸쳐서는, 「버블기(bubble期)」라고 불리워 지듯, 자산가격이 크게 상승·하락해 실제경제면에서도 커다란 변동을 경험했다. 이 사이의 물가추세 판단에 대해서는 「기조적인 물가안정은 유지되고 있었다」라는 견해가 대세를 점하고 있었다. 즉, 이 시기의 경제 변동에 대한 평가로서, 「일반물가수준이 비교적 안정적으로 추이(推移)하는 중, 자산가격이 큰 폭으로 상승·하락함과 함께, 경기의 진폭도 대규모적인 것이 되었다」라는 것이 일반적일 것이다. 그러나 이 시기 물가추세의 판단으로서, 물가의 안정기조가 유지되고 있었다는 판단은 과연 타당한 것이었다고 말할 수 있을까.

우선 첫 번째로 지적되는 것은, 물가상승의 속도(tempo)가 1988년 중반을 바닥(bottom)으로 1990년 말에 걸쳐 피크 아웃(peak-out)할 때까지, 약 2년 반에 걸쳐서, 제로근접에서 4%를 초월한 수준으로까지 크게 상승했던 것이다.

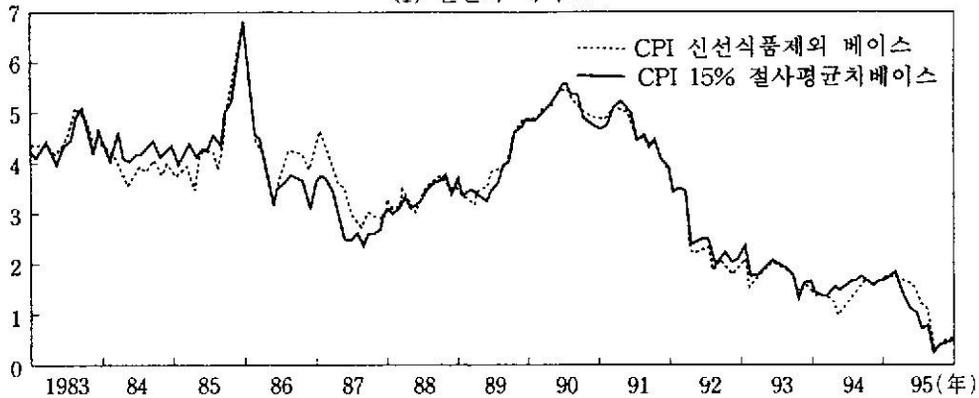
또, 두 번째로 엔고에 수반한 1986-87년에 걸친 디플레이션 영향(deflation impact)이 과대 평가되고 있었을 가능성도 크다. 이것은, 1986년 11월을 바닥(bottom)으로 하는 경기회복국면 속에서, 허용될 수 있는 물가상승률의 폭이 보기보다 크지 않았다고 이해할 수도 있을 것이다.

세 번째로 전년비(前年比)에서 본 물가 상승률은 1991년 중반 이후까지 3%를 넘는 수준으로 추이(推移)하고 있었지만, 전기비(前期比) 베이스(base)에서는 1991년에 들어선 후에 상승률은 급속히 둔화하고, 물가상승의 피크아웃(peak-out)이 보다 명확히 확인된다.

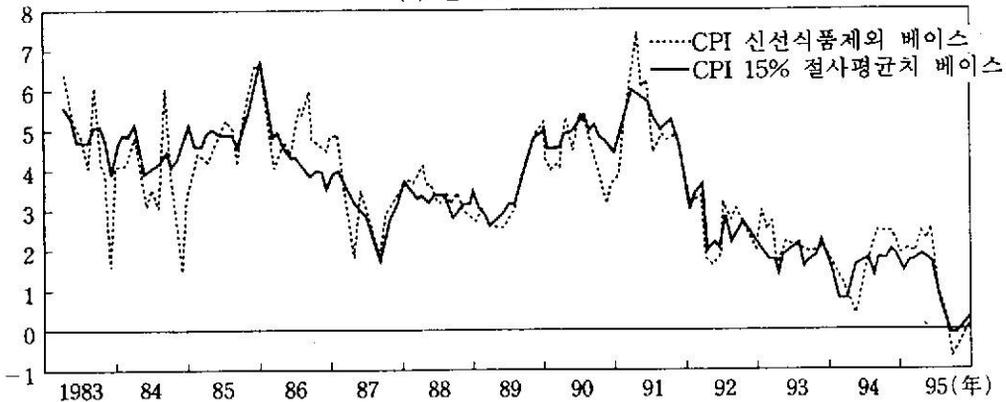
금융정책이 실체경제, 물가에 파급되기까지의 시차는 길고, 예방적인 정책운용이 중요하다고 생각된다. 이 점을 근거로 하면, 물가추세의 기초적인 판단에 있어서는 전년비 베이스에서의 물가지표에 의한 물가상승의 수준평가와 함께,

그림 11-12 실질 단기금리의 추이

(1) 전년비 베이스



(2) 전월비 베이스



전월비 베이스 지표에 의한 방향성 평가의 양자(兩者)를 함께 체크(check)해 가는 것이 중요하다고 말할 수 있다.

또한, CPI총합(혹은 신선식품제외)과 이상치 수정지표와의 괴리가 나타나는 국면에 있어서는, 당연한 것이지만, 물가지수를 이용해 실질화 된 지표의 변동도 달라지게 된다. 그림11-12에는 콜비율(call-rate)을 CPI 신선식품제외, 15%

절사 가중평가치 양자(兩者)로 실질화 한 실질단기 금리를 구상하고 있다. 공정(公定)비율이 5%에서 2.5%까지 5번에 걸쳐서 인하되었던 1986년부터 1987년 전반에 걸쳐서는 두 가지 물가지표의 괴리가 컸던 시기에 해당되고, 실질단기금리의 움직임도 다르다. 특히 1986년 중반부터 말에 걸쳐서는 CPI 베이스(base)의 실질 금리는 다소 상승하고 있는 한 편으로, 이상치 수정지표 베이스(base)에서는 보합시세(步合時勢)로 움직이고 있고, 이 시기 금융완화정도에 대해서는, 다른 평가가 내려질 수 있다.

#### 4. 정 리

본 장에서는 금융정책운영상의 물가안정의 정의에 대해서 의논한 다음에, 물가변동 속에서 일시적인 충격의 영향을 공제하고, 정책판단에 유효한 정보가 되는 기초적인 물가변동을 반영한 물가지표를 검토했다. 또 이 물가 지표를 사용한 사례연구로서 1980년대 후반 물가변동의 평가를 시도했다.

그 분석결과에서는 이상치 수정지표는 다양한 일시적인 충격의 영향을 보정해, 물가의 기초적인 변동을 포착하는 유용한 지표의 하나가 될 수 있다는 점을 알 수 있었다. 특히 물가의 기초적인 변동을 포착하는 데에서는, 전년비(前年比) 베이스(base)와 전기비(前期比) 베이스(base)의 이상치 수정지표 및 CPI 총합(혹은 신선식품제외)의 전년비, 계절조정완료 전월비(前月比)라는 지표를 조합해 본 것으로, 기초적인 물가상승의 수준과 방향성이 보다 정확히 포착 가능하게 된다.

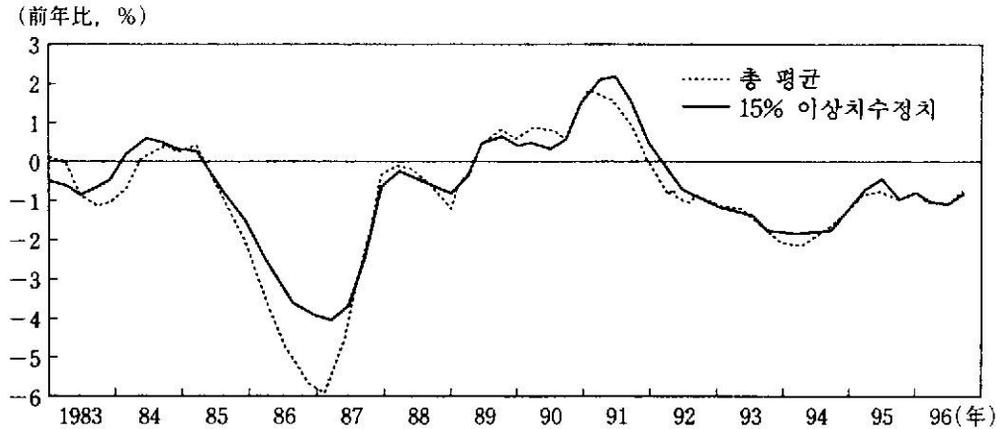
이 장에서 제시한 이상치 수정지표를 물가추세판단 재료의 하나로서 활용해 가기 위해서는 금후 검토과제로서 이하의 세 가지 점이 지적된다. 우선 첫째는, 본 장에서 활용한 이상치 수정지표는 작업상의 간편성을 확보하기 위해, 1970년 이후 연속된 시계열이 이용 가능한 88분류로 분할한 베이스(base)로 구축되어 있다. 그러나, 이상치 수정지표는 변화율로서 계산되기 때문에, 각 기준마다 계열을 그대로 접속할 수 있다. 이 때문에 각 기준시에 있어서 품목 지수를 사용하는 것에 의해 5년마다 보다 상세한 분류로 지수를 작성해 이것을 접속하는 것으로 보다 정확도 높은 시계열이 이용 가능하게 된다.<sup>22)</sup>

22) 다만, CPI구성품목의 계절조정을 필요로 하는 전기비 베이스의 이상치 수정지표에 대해서는, 품목 레벨에서는 기준시 개정마다 시계열의 연속성이 확보되지 않기 때문에, 품목보다도 약간 집계도 높은 계열을 이용할 필요가 있다.

또 두 번째로 본 장에서 제시한 이상치 수정지표를 사용한 물가추세 판단은 도표를 사용한 개략적(naive) 검증에 머무르고 있다. 물론, 본 장에 제시된 대로, 그림을 보는 것만으로도, 물가의 기초적인 변동을 포착하기 위한 정보량은 적지 않다고 할 수 있다. 다만, 이상치 수정지표에 대해서, 예방적인 정책운영을 행하기 위한 판단재료로서 활용하는 것을 검토해 간 후에는 이들 물가지표와 금융(money)을 포함하는 각종의 금융·실체경제지표와의 관계에 관한 통계적인 체크(check)를 시험하는 것도 필요할 것이다.

세 번째는 WPI에 대해서도, CPI와 같이 이상치 수정지표의 원리를 활용하는 것도 생각할 수 있다. 그림11-13은 국내 WPI에 대해서, 소급지수(遡及指數)가 이용 가능한 21개의 지수를 사용해 전년비 베이스에서의 15% 절사 가중평균치를 합성하고, 국내 WPI총평균·전년비와 비교하고 있다. 이 그림을 봐도 프라자 합의 후, 연안(沿岸) 위기시, 1994-1995년의 엔고기의 세 시기에 대해서, CPI와 같은 정보를 얻을 수 있었다.

그림 11-13 WPI의 이상치 수정지표



- (비고) 1. 데이터는 1989년 4월의 세계개혁의 영향을 조정  
 2. 15% 절사가중 평균치는 소급계열이 작성되어 있는 21개소 분류별 베이스로 계산

특히, WPI에 대해서는 가중치(weight)가 공업통계표의 출하액(出荷額) 베이스(base)로 작성되어 있는 것으로부터, 환어음 비율의 변동 등 일시적인 요인에 의해 흔들리기 쉬운 소원재료(素原材料)의 변동이 증폭되기 쉽다고 하는 경향을 가지고 있는 것을 감안하면, 이상치 수정지표의 유용성은 크다고 생각된다<sup>23)</sup>.

23) 이 점에 대해서는 WPI 가중치를 넷트 출하액 베이스로 이동시키면, 대응책도 검토할 가치가 있다고 생각된다.

## 参考文献

- 安孫子勇一・早川英男,「政策当局に対する『信認』とその意義——金融政策の有効性確保のための基礎条件」『金融研究』第5巻第3号,日本銀行金融研究所,1986年.
- 石川経夫,『所得と富』岩波書店,1991年.
- 伊藤隆敏・廣野桂子,「住宅市場の効率性:マイクロデータによる計測」『金融研究』第11巻第3号,1992年.
- 伊藤元重,「価格破壊の後にくるもの」『中央公論』,1995年8月号.
- 伊藤元重・伊藤研究室,『日本の物価はなぜ高いのか』NTT出版,1995年.
- 岩田一政,「ストック経済と税制」,伊藤隆敏・野口悠紀雄(編)『分析・日本経済のストック化』所収,日本経済新聞社,1992年.
- 太田 誠,「ヘドニック・アプローチの理論的基礎,方法および日本の乗用車価格への応用」『季刊理論経済学』,1978年.
- 太田 誠,『品質と価格』創文社,1980年.
- 翁 邦雄,『期待と投機の経済分析——「バブル」現象と為替レート』東洋経済新報社,1985年.
- 翁 邦雄,『金融政策』東洋経済新報社,1993年.
- 鬼木 甫,「パーソナル・コンピュータ産業の経済分析」『経済セミナー』,1994年5~7月号.
- 春日義之,「首都圏における住宅問題の考察——マイクロデータによる住宅市場の検証」『調査』211号,日本開発銀行,1996年.
- 加納 悟・斉藤菜美,「景気実感と景気実態」『金融研究』第13巻第2号,日本銀行金融研究所,1994年.
- 北村行伸,「物価インデックス債と金融政策——実質金利と期待インフレ率を国債流通市場情報から導く方法とその応用」『金融研究』第14巻第3号,日本銀行金融研究所,1995年.
- 木村 武,「季節調整の方法とその評価について——各種手法の紹介と理論・実証分析のサーベイ」『金融研究』第14巻第4号,日本銀行金融研究所,1995年.
- 木村 武,「最新移動平均型季節調整法 X-12-ARIMA について」『金融研究』日本銀行金融研究所,1996年.
- 黒田昌裕,『実証経済学入門』日本評論社,1984年.

- 黒田昌裕、『一般均衡の数量分析』岩波書店、1989年。
- 経済企画庁、『店舗形態別価格実態調査結果』、1994年。
- 小林孝雄、『株式のファンダメンタルズ・バリュウ』、西村清彦・三輪芳朗（編）『日本の株価・地価』東京大学出版会、1990年。
- 坂本春生、『物価指数、工夫で感度向上』『日本経済新聞』1994年9月14日。
- 重原久美春、『資産価格の変動とインフレーションについて』『金融研究』第9巻第2号、日本銀行金融研究所、1990年。
- 渋谷 浩、『動学的均衡価格指数の理論と応用——資産価格とインフレーション』『金融研究』第10巻第4号、日本銀行金融研究所、1991年。
- 白塚重典、『物価指数に与える品質変化の影響——ヘドニック・アプローチの適用による品質調整済みパソコン物価指数の推計』『金融研究』第13巻第4号、日本銀行金融研究所、1994年。
- 白塚重典、『消費者物価指数と計測誤差——その問題点と改善に向けての方策』『金融研究』第14巻第2号、日本銀行金融研究所、1995年a。
- 白塚重典、『乗用車価格の変動と品質変化——ヘドニック・アプローチによる品質変化の計測とCPIへの影響』『金融研究』第14巻第3号、日本銀行金融研究所、1995年b。
- 白塚重典、『インフレーション・ターゲティング対象物価指標を巡る論点整理』IMES Discussion Paper 96-J-15、日本銀行金融研究所、1996年a。
- 白塚重典、『資産価格変動と物価指数』『金融研究』第15巻第5号、日本銀行金融研究所、1996年b。
- 白塚重典、『物価の基調的な変動を捕捉するための指標の構築とその含意』『金融研究』第16巻第3号、日本銀行金融研究所、1997年。
- 白塚重典・黒田祥子、『ビデオカメラ価格のヘドニック分析』『金融研究』第14巻第4号、日本銀行金融研究所、1995年。
- 白塚重典・黒田祥子、『アパレル製品価格と品質差——CPIアパレルの抱える問題点とヘドニック・アプローチによる改善の可能性』『金融研究』第15巻第1号、日本銀行金融研究所、1996年。
- 白塚重典・藤木 裕、『ウォルシュ・スベンソン型モデルについて——インフレーション・ターゲティングの解釈を巡って』『金融研究』第16巻第3号、日本銀行金融研究所、1997年。
- 鈴木淑夫、『円デフレとドルインフレ』東洋経済新報社、1995年。
- 総務庁、『平成2年基準消費者物価指数の解説』、1992年a。
- 総務庁、『消費者物価指数のしくみと見方 平成2年基準消費者指数』、1992年b。
- 総務庁、『消費者物価指数・基準時改定資料集成（第1次～第10次）』、1993年a。
- 総務庁、『家計調査のしくみと見方』、1993年b。

- ラルフ・ターヴェイ（日本統計協会訳），『消費者物価指数 ILO マニュアル』日本統計協会，1990年，（原著，Turvey, Ralph, *Consumer Price Indices. An ILO Manual*. International Labor Organization, 1989）.
- 高山憲之編著，『ストック・エコノミー』東洋経済新報社，1992年.
- 高山憲之・有田富美子，「可処分所得の世代間分配」『経済研究』第46巻第1号，1995年.
- 通商産業省，「最近の小売物価の状況に関する調査結果」，1994年.
- 南部鶴彦・杉原弘恭・荒井信幸・池田正雄・津本肇・三田村忠芳・佐藤晃嘉・田代尚機・米谷信行・上西晃，「サービスの質の計測（II）——病院サービスの品質変化率の計測」『ファイナンシャル・レビュー』第31号，大蔵省財政金融研究所，1994年.
- 西村清彦，「日本の地価決定メカニズム」，西村清彦・三輪芳朗（編）『日本の株価・地価』東京大学出版会，1990年.
- 西村清彦・坪内 浩，「日本の流通マージン：マクロ分析」，三輪芳郎・西村清彦編『日本の流通』所収，東京大学出版会，1991年.
- 日本銀行調査統計局，「諸外国におけるインフレーション・ターゲティングの動向」『日本銀行月報』，日本銀行，1994年12月号.
- 日本銀行物価研究会，『物価の知識』（日経文庫），日本経済新聞社，1992年.
- 野口悠紀雄，『バブルの経済学』日本経済新聞社，1992年.
- 羽森茂之，『消費者行動と日本の資産市場』東洋経済新報社，1996年.
- 古田裕繁，「誤解される『消費者物価』」『日本経済新聞』1994年8月2日.
- 星 岳雄，「資本市場の不完全性と金融政策の波及経路——最近の研究成果の展望」IMES Discussion Paper 96-J-14，日本銀行金融研究所，1996年.
- 本多正久・島田一明，『経営のための多変量解析法』産業能率大学出版部，1977年.
- 前田芳昭，「『国民経済計算』と『家計調査』の家計貯蓄率乖離について：『家計調査』のバイアスの検証とその修正」『日本経済研究』第28号，日本経済研究センター，1995年.
- 松下康雄，「資本市場の役割と課題」『日本銀行月報』，日本銀行，1995年7月号.
- ブライアン・マンリー著（村上正康・田栗正章訳），『多変量解析の基礎』培風館，1992年.
- 三重野康，「日本銀行の金融政策の運営」『日本銀行月報』，日本銀行，1994年6月号.
- 溝口敏行，『我が国統計調査の現代的課題』岩波書店，1992年.
- 養谷千鳳彦，『計量経済学の新しい展開』多賀出版，1992年.
- 森田優三，『物価指数理論の展開』東洋経済新報社，1989年.

吉羽要直, 「リスク・リバーサル取引の理論的含意について」『金融研究』, 第15巻  
第2号, 日本銀行金融研究所, 1995年.

Advisory Commission to Study the Consumer Price Index, *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living: Final Report*, 1996.

Aizcorbe, Ana M., and Patrick C. Jackman, "The Commodity Substitution Effect in CPI Data, 1982-91," *Monthly Labor Review*, December, 1993.

Akerlof, George A., William T. Dickens, and George L. Perry, "The Macroeconomics of Low Inflation," *Brookings Papers on Economic Activity*, no. 1, 1996, pp.1-59.

Alchian, Armen A., and Benjamin Klein, "On A Correct Measure of Inflation," *Journal of Money, Credit, and Banking* 5(1), 1973, pp.173-191.

al-Nowaihi, Ali, and Paul Levine, "Independent but Accountable: Walsh Contracts and the Credibility Problem," *CEPR Discussion Paper No.1387*, 1996.

Amemiya, Takeshi, *Advanced Econometrics*, Basil Blackwell, 1985.

Ammer, John, and Richard T. Freeman, "Inflation Targeting in the 1990s: The Experiences of New Zealand, Canada, and the United Kingdom," *Board of Governors of the Federal Reserve System International Discussion Papers # 473*, 1994.

Arguea, Nestor M., and Cheng Hsiao, "Econometric Issues of Estimating Hedonic Price Function: With an Application to the U.S. Market for Automobiles," *Journal of Econometric* 56, 1993, pp.243-267.

Balke, Nathan S., and Mark A. Wynne, "Supply Shocks and the Distribution of Price Changes," *FRB Dallas Economic Review*, 1996, pp.10-18.

Ball, Laurence, and N. Gregory Mankiw, "Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks," *Quarterly Journal of Economic Studies*, 110(1), 1995, pp.161-193.

Barro, Robert J., and David B. Gordon, "A Positive Theory of Monetary in a Natural-Rate Model," *Journal of Political Economy* 91, 1983 a, pp.589-610.

Barro, Robert J., and Xavier Sala-i-Martin, *Economic Growth*, McGraw-Hill, 1995.

Barro, Robert J., "Inflation and Economic Growth," *Bank of England Quarterly Bulletin* 35 (2), 1995, pp.166-176.

- Barro, Robert J., "Reputation in a Model of Monetary Policy with Incomplete Information," *Journal of Monetary Economics* 17, 1986, pp.1-20.
- Belsley, David A., Edwin Kuh, and Roy E. Welsch, *Regression Diagnostics : Identifying Influential Data and Sources of Collinearity*, John Wiley & Sons, 1980.
- Bernanke, Ben S., and Frederic S. Mishkin, "Inflation Targeting : A New Framework for Monetary Policy?," *Journal of Economic Perspectives* 11 (2), 1997.
- Bernanke, Ben S., "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 25, 1986, pp.49-100.
- Berndt, Ernst R., "The Measurement of Quality Change : Constructing an Hedonic Price Index for Computers Using Multiple Regression Methods," Chapter 4 in *The Practice of Econometrics : Classic and Contemporary*, Addison-Wesley Publishing Company, 1991.
- Beveridge, Stephen, and Charles R. Nelson, "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Temporary Components with Particular Attention to Measurement of the 'Business Cycle'," *Journal of Monetary Economics* 7 (2), 1981, pp.151-174.
- Blanchard, Olivier Jean, and Danny Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Distribution," *American Economic Review* 79 (4), 1989, pp.655-673.
- Blinder, Alan S., "The Anatomy of Double-Digit Inflation in the 1970 s," in Robert E. Hall ed., *Inflation : Causes and Effects*, University of Chicago Press, 1982, pp.261-282.
- Borio, C. E. V., N. Kennedy, and S. D. Prowse, "Exploring Aggregate Asset Price Fluctuations Across Countries : Measurement, Determinants and Monetary Policy Implications," *BIS Economic Papers* No.40, 1994.
- Braithwait, Steve D., "The Substitution Bias of the Laspeyres Price Index," *American Economic Review* 70 (1), 1980.
- Breusch, T. S., and A. R. Pagan, "A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation," *Econometrica* 47 (5), 1979, pp.1287-1294.
- Briault, Clive B., Andrew G. Haldane and Mervyn A. King, "Independence and Accountability," in Iwao Kuroda ed., *Towards More Effective Monetary Policy*, 1997.

- Broadbent, Ben, and Robert J. Barro, "Central Bank Preference and Macroeconomic Equilibrium," *Journal of Monetary Economics* 39 (1), 1997, pp.17-43.
- Bryan, Michael F., and Stephen G. Cecchetti, "Measuring Core Inflation," in N. G. Mankiw ed., *Monetary Policy*, The University of Chicago Press, 1994, pp.195-215.
- Bryan, Michael F., and Stephen G. Cecchetti, "The Consumer Price Index as a Measure of Inflation," *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review*, 1994.
- Bryan, Michael F., and Stephen G. Cecchetti, "Inflation and the Distribution of Price Changes," *NBER Working Paper* No.5793, 1996.
- Bryan, Michael F., Stephen G. Cecchetti, and Rodney L. Wiggins II, "Efficient Inflation Estimation," mimeo, 1997.
- Cargill, Thomas F., Michael Hutchison, and Takatoshi Ito, *The Political Economy of Japanese Monetary Policy*, MIT Press, 1997.
- Carlson, Keith M., "Do Price Indexes Tell Us About Inflation? A Review of the Issues," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 71 (6), 1989, pp.12-30.
- Cecchetti, Stephan G., "Measuring Short-Run Inflation for Central Bankers," *NBER Working Paper* No.5786, 1996 b.
- Cole, Rosanne, Y. C. Chen, Joan A. Barquin-Stolleman, Ellen R. Dulberger, Nurhan Helvacian, and James H. Hodge, "Quality-Adjusted Price Indexes for Computer Processors and Selected Peripheral Equipment," *Survey of Current Business*, 1986.
- Court, Andrew T., "Hedonic Price Indexes with Automotive Examples," in *The Dynamics of Automobile Demand*, The General Motors Corporation, 1939.
- Cowling, Keith, and John Cubbin, "Price, Quality, and Advertising Competition: An Econometric Investigation of the United Kingdom Car Market," *Econometrica* 152, 1971, pp.378-394.
- Crawford, A., *Measurement Biases in the Canadian CPI*, Bank of Canada, 1993.
- Deaton, Angus, and John Muellbauer, *Economics and Consumer Behavior*, Cambridge University Press, 1980.
- Diewert, W. Erwin, "Exact and Superlative Index Numbers," *Journal of Econometrics* 4 (2), 1976, pp.114-145.

- Diewert, W. Erwin, "Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation," *Econometrica* 46 (4), 1978, pp.883-900.
- Diewert, W. Erwin, "Index Numbers," in John Eatwell, Murray Milgate, and Pete Newman eds., *The New Palgrave : A Dictionary of Economics*, vol.2, 1987, pp.767-780.
- Diewert, W. Erwin, "The Economic Theory of Index Numbers : A Survey," in Angus Deaton ed., *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behavior in Honour of Sir Richard Stone*, Cambridge University Press, 1981, pp.163-208.
- Eiffinger, Sylvester, and Jacob de Haan, "The Political Economy of Central Bank Independence," *Special Papers in International Economics* No.19, International Finance Section, Princeton University, 1996.
- Feldstein, Martin, "The Costs and Benefits of Going from Low Inflation to Price Stability," *NBER Working Paper*, No.5469, 1996.
- Fischer, Stanley, "The Role of Macroeconomic Factors in Growth," *Journal of Monetary Economics* 32 (3), 1993, pp.485-512.
- Fischer, Stanley, "Central Bank Independence Revisited," *American Economic Review* 85, Paper and Proceedings, 1995 a, pp. 201-206.
- Fischer, Stanley, "The Unending Search for Monetary Salvation," *NBER Macroeconomic Annual 1995*, 1995 b, pp.275-286.
- Fischer, Stanley, "Modern Approaches to Central Banking," *NBER Working Paper* No.5064, 1995 c.
- Fixler, Dennis, "The Consumer Price Index : Underlying Concepts and Caveats," *Monthly Labor Review*, December, 1993.
- Fratiani, Michele, Jürgen von Hagen and Christopher Waller, "Central Banking as a Political Principal Agent Problem," *Economic Inquiry* 15 (1), 1997, pp.378-393.
- Freedman, Charles, "What Operating Procedures Should Be Adopted to Maintain Price Stability?—Practical Issues," in *Achieving Price Stability : A Symposium Sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City*, 1996.
- Fujiki, Hiroshi, and Yukinobu Kitamura, "Measuring Real Interest Rate Directly," mimeo, 1995.
- Gordon, Robert J., *The Measurement of Durable Goods Prices*, University of Chicago Press, 1990.
- Gordon, Robert J., "The Measurement of the Aggregate Price Level : Impli-

- cations for Economic Performance and Policy,” in Kumiharu Shigehara eds., *Price Stabilization in the 1990s*, 1993.
- Greene, William H., *Econometric Analysis*, 3rd ed., Macmillan, 1996.
- Greenspan, “Opening Remarks,” in *Achieving Price Stability : A Symposium Sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City*, 1996.
- Griliches, Zvi., “Hedonic Price Indexes for Automobiles : An Econometric Analysis of Quality Change,” in *The Price Statistics of the Federal Government General Series*, No.73, 1961. (Griliches (1971) に再録)
- Griliches, Zvi., *Price Indexes and Quality Change*, Harvard University Press, 1971.
- Griliches, Zvi. ed., *Output Measurement in the Service Sector*, Studies in Income and Wealth, vol.56, University of Chicago Press, 1992.
- Haldane, Andrew G., “Some Thoughts on Inflation Targeting,” Paper presented for the Konstanz Seminar on June 4-7, 1996.
- Huber, Peter J., *Robust Statistics*, John Wiley & Sons, 1981.
- Judge, George G., W. E. Griffiths, R. Carter Hill, Helmut Lütkepohl, and Tsoung-Chao Lee, *The Theory and Practice of Econometrics*, 2nd ed., John Wiley & Sons, 1985.
- Kindleberger, Charles P., “Asset Inflation and Monetary Policy,” *BNL Quarterly Review* No.192, 1995, pp.17-37.
- Kokoski, Mary F., “Quality Adjustment of Price Indexes,” *Monthly Labor Review*, December, 1993.
- Kroch, Eugene, “Tracking Inflation in the Service Sector,” *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review* 16 (2), 1991.
- Kydland, Finn E. and Edward C. Prescott, “Rules Rather than Discretion : The Inconsistency of Optimal Plans,” *Journal of Political Economy* 85, 1977, pp.473-491.
- Lebow, David E., John N. Roberts, and David J. Stockton, “Monetary Policy and ‘The Price Level’,” mimeo, Board of Governors of the Federal Reserve System, August, 1994.
- Leiderman, Leonard and Lars E. O. Svensson eds., *Inflation Targets*, CEPR, 1995.
- Liegey, Paul R., Jr., “Adjusting Apparel Indexes in the Consumer Price Index for Quality Difference,” Chapter 6 in M. F. Foss, M. E. Manser and A. H. Young, eds., *Price Measurements and Their Uses*, 1993.
- Lohmann, Susanne, “Optimal Commitment in Monetary Policy : Credibility

- versus Flexibility," *American Economic Review* 82, 1992, pp.273-286.
- Maki, Atsushi, and Shigeru Nishiyama, "Consistency between Macro-and Micro-Data Sets in the Japanese Household Sector," *Review of Income and Wealth* 39 (2), 1993.
- Mankiw, N. Gregory, *Macroeconomics*, 2nd ed., 1994.
- Manser, Marilyn E., and Richard McDonald, "An Analysis of Substitution Bias in Measuring Inflation, 1959-1985," *Econometrica* 56, 1988, pp.909-930.
- McCallum, Bennett T., "Two Fallacies Concerning Central Bank Independence," *American Economic Review* 85, Paper and Proceedings, 1995, pp.207-211.
- McCallum, Bennett T., "Inflation Targeting in Canada, New Zealand, Sweden, the United Kingdom, and in General," in Iwao Kuroda ed., *Towards More Effective Monetary Policy*, 1997 a.
- McCallum, Bennett T., "Crucial Issues Concerning Central Bank Independence," *Journal of Monetary Economics* 39 (1), 1997 b, pp.99-112.
- Minford, Patrick, "Time-Inconsistency, Democracy and Optimal Contingent Rules," *Oxford Economic Papers* 47, 1995, pp.195-210.
- Moulton, Brent R., "Basic Components of the CPI : Estimation of Price Changes," *Monthly Labor Review*, December, 1993.
- Nelson, Charles R., and Charles I. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series," *Journal of Monetary Economics* 10 (2), 1982, pp.139-162.
- Ohta, Makoto, "Hedonic Price Indexes of Japanese Passenger Cars Over 1970-83 : A Note," *Economic Studies Quarterly* (『季刊理論経済学』) 38 (3), September, 1987, pp.264-274.
- Ohta, Makoto, and Zvi Griliches, "Automobile Price Revisited : Extension of the Hedonic Hypothesis," in N. E. Terleckyj ed., *Household Production and Consumption*, NBER, 1976.
- Ohta, Makoto, and Zvi Griliches, "Automobile Prices and Quality : Did the Gasoline Price Increases Change Consumer Tastes in the U.S.?" *Journal of Business and Economic Statistics* 4 (2), 1986, pp.187-198.
- Orphanides, Athanasios, and David W. Wilcox, "The Opportunistic Approach to Disinflation," *FRB Finance and Economics Discussion Paper*, no.96-24, 1996.
- Persson, Torsten, and Guido Tabellini, "Designing Institution for Monetary

- Stability," *Carnegie-Rochester Series on Public Policy* 39, 1993, pp.53-84.
- Persson, Torsten and Guido Tabellini eds., *Monetary and Fiscal Policy Volume 1 : Credibility*, The MIT Press, 1994.
- Pollak, Robert A., *The Theory of the Cost-of-Living Index*, Oxford University Press, 1989.
- Posen, S. Adam, "Declarations Are Not Enough : Financial Sector Sources of Central Bank Independence," *NBER Macroeconomics Annual 1995*, 1995, pp.253-274.
- Quash, D. T., and S. P. Vahey, "Measuring Core Inflation," *CEPR Discussion Paper*, No.1153, 1995.
- Rae, Dave, "Measuring Inflation," *Reserve Bank Bulletin* 56 (1), Reserve Bank of New Zealand, 1993, pp.53-66.
- Reinsdorf, Marshall, "The Effect of Outlet Price Differentials on the U. S. Consumer Price Index," Chapter 7 in M. F. Foss, M. E. Manser, and A. H. Young, eds., *Price Measurements and Their Uses*, 1993.
- Reserve Bank of New Zealand, *Research News*, no 1, December, 1994.
- Roger, Scott, "Alternative Measure of Underlying Inflation," *Reserve Bank Bulletin* 57 (2), pp.109-129, Reserve Bank of New Zealand, 1994.
- Rogoff, Kenneth, "The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target," *Quarterly Journal of Economics* 100, 1985, pp.1169-1190.
- Rosen, Sherwin, "Hedonic Prices and Implicit Markets : Product Differentiation in Pure Competition," *Journal of Political Economy* 82 (1), 1974.
- Santoni, G. J., and H. Brian Moehring, "Asset Return and Measured Inflation," *Journal of Money, Credit, and Banking* 26 (2), pp.232-248.
- Selvanathan, E. A., and D. S. Pranada Rao, *Index Numbers : A Stochastic Approach*, Macmillan, 1994.
- Shapiro, Matthew D., and David W. Wilcox, "Mismeasurement in the Consumer Price Index : An Evaluation," *NBER Working Paper* # 5590, 1996.
- Shibuya, Hiroshi, "Monetary Policy, Banking Crisis, and Disequilibrium Dynamics : Business Cycles with Capital Price Overshooting," mimeo, 1995.
- Shiller, Robert J., *Macro Markets*, Oxford University Press, 1993.

- Stock, James H., and Mark W. Watson, "New Index of Coincident and Leading Economic Indicator," *NBER Macroeconomic Annual Report*, 1989.
- Stock, James H., and Mark W. Watson, "A Probability Model of the Coincident Economic Indicators," in Kajal Lahiri and Geoffrey H. Moore eds., *Leading Economic Indicators : New Approaches and Forecasting Records*, Cambridge University Press, 1991, pp.63-89.
- Suzuki, Kenji, and Makoto Ohta, "A Hedonic Analysis of Land Prices and Rents in the Bubble : Kanagawa Prefecture in Japan for 1986-1988," *Economic Studies Quarterly*, 45 (1), 1994.
- Svensson, Lars E. O., "Targets and Indicators with a Flexible Exchange Rate," in *Monetary Policy with a Flexible Exchange Rate*, Sveriges Riskbank, 1992.
- Svensson, Lars E. O., "The Swedish Experience of an Inflation Target," in Leinderman and Svensson [1995], 1995.
- Svensson, Lars E. O., "Price Level Targeting VS. Inflation Targeting : A Free Lunch?" *NBER Working Paper No.5719*, 1996.
- Svensson, Lars E. O., "Optimal Inflation Target, 'Conservative' Central Banks, and Linear Inflation Contracts," *American Economic Review* 87 (1), 1997 a, pp.98-114.
- Svensson, Lars E. O., "Inflation Forecast Targeting : Implementing and Monitoring Inflation Targets," *European Economic Review* 41 (6), 1997 b, pp.1111-1146.
- Thiessen, G. G., "Future Directions for the Bank of Canada and Canadian Monetary Policy," Address to the Canadian Club in Toronto, April 5, 1994.
- Triplett, Jack E., "Price and Technological Change in a Capital Good : A Survey of Research on Computers," Chapter 4 in D. W. Jorgenson, and R. Landan eds., *Technology and Capital Formation*, MIT Press, 1998.
- Waller, Christopher J., "Performance Contracts for Central Bankers," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, September/October, 1995, pp.3-14.
- Waller, Christopher J., and Carl E. Walsh, "Central Bank Independence, Economic Behavior, and Optimal Term Length," *American Economic Review* 86, 1996, pp.1139-1153.
- Walsh, Carl E., "Optimal Contracts for Central Bankers," *American Eco-*

- nomic Review* 85, 1995 a, pp.150-167.
- Walsh, Carl E., "Recent Central-Bank Reforms and the Role of Price Stability as the Sole Objective of Monetary Reform," *NBER Macroeconomics Annual*, 1995 b, pp.237-252.
- Walsh, Carl E., "Is New Zealand's Reserve Bank Act of 1989 an Optimal Central Bank Contract?" *Journal of Money, Credit and Banking* 27 (4), 1995 c, pp.1179-1191.
- Walsh, Carl E., "Inflation and Central Bank Independence : Is Japan Really an Outlier?", *Bank of Japan Monetary and Economic Studies* 15 (1), Bank of Japan, 1997, pp.89-117.
- Watson, Mark W., "Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends," *Journal of Monetary Economics* 18 (1), 1986, pp.49-75.
- Waugh, Fredrick V., "Quality Factors Influencing Vegetables Prices," *Journal of Farm Economics* 10(2), 1928, pp.185-196.
- White, Halbert, "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica* 48 (4), 1980, pp.817-838.
- Wynne, Mark A., and Fiona D. Sigalla, "The Consumer Price Index," *Federal Reserve Bank of Dallas Economic Review*, 1994.
- Wynne, Mark A., and Fiona D. Sigalla, "A Survey of Measurement Biases in Price Indexes," *Journal of Economic Survey* 10 (1), 1996.