

쌀 소비 감소요인 : 쌀은 열등재이기 때문에 소비가 감소하는가*

이정환** 박준기*** 조재환****

1. 쌀은 열등재인가?
2. 소득계층별 쌀 소비지출 분석
3. 가구별 쌀 소비량 분석
4. 요약 및 결론

1. 쌀은 열등재인가?

우리나라에서 쌀은 소득이 증가할수록 수요가 감소하는 이른바 열등재라는 인식이 일반화되어 있다. 1980년대 초 이래 쌀의 수요 함수를 계측한 거의 대부분의 연구에서 소득 탄성치가 負의 값을 갖는 것으로 나타났고, 실제로 1979년 이후 1인당 소비량이 감소하고 있기 때문이다.

Ito 등(1989)은 쌀을 주식으로 하는 대부분의 아시아 국가에서 쌀의 소득 탄성치가 점차 감소하여 일본, 대만, 말레이시아, 태국 등에서 다같이 1960년대 중반을 기점으로 하여 쌀의 소득 탄성치가 負의 값을 갖게 되었고, 그 이후 절대값이 점차 더 커지고 있음을 보여주었다.

그러나 Bouis(1991)는 아시아 각국의 가계 조사 자료를 이용한 분석 결과 소득(총소비지출)이 높은 가구일수록 1인당 쌀 소비지출 혹은 소비량이 감소하는 경향을 확인할 수 없을 뿐만 아니라, 도리어 증가하는 경향이 있음을 지적하고, 아시아국가에서 쌀의 소득 탄성치가 負의 값을 갖는다는 데에 강한 의문을 제기하였다. 그는 쌀의 1인당 소비가 감소하는 것은 쌀의 소비량이 상대적으로 많았던 농가인가가 감소하고 도시가구의 인구가 증가하는 등의 사회구조적 요인에 의한 것일 가능성이 높다는 의견을 제시하였다. 그는 농가의 쌀소비가 많은 것은 육체적 노동강도가 높아 에너지 수요가 높은데다가 자기가 생산

* 이 연구는 농협중앙회의 위탁을 받아 한국 농촌경제연구원에서 수행중인 「곡물의 중장기 수급전망과 대응정책」 연구의 일환으로 이루어진 것이다. 초고를 읽고 유익한 조언을 하여준 최지현(한국농촌경제연구원) 박사와 사공용(동국대)박사에게 감사드린다.

** 수석연구위원

*** 연구원

**** 부연구위원

한 식품을 소비하는 것이 상대적으로 저렴하고 편리하므로 쌀에 대한 의존도가 높아지기 때문일 것이라고 하였다.

우리나라에서도 사공 용(1996)은 Davies(1994)의 모형을 이용하여 쌀이 열등재이기 때문에 1인당 소비량이 감소하는 것이 아니라 소득 수준이 높아져 식품소비가 포만곡선을 따라 변화하기 때문일 것이라는 의견을 제시하였다. 포만곡선이란 인간이 섭취할 수 있는 식품의 한계량을 나타내는 곡선으로서 소득이 높아짐에 따라 식품 수요량이 소득-소비곡선(income consumption curve)과 관계없이 이 선을 따라 변화한다는 것이다.

쌀은 과연 열등재인가? 쌀의 소득 탄성치는 負의 값을 가지고 있고, 그 절대치는 점차 커지고 있는가? 이러한 의문은 사실인식의 차원에서 뿐만 아니라 수요예측과 식량정책 수립 차원에서 중요한 의미를 갖는다. 1인당 소비량이 소득증가에 따라 감소하는 것이 아니라, 다른 요인에 따라 변화되는 것이라면 수요예측은 그에 맞게 이루어져야 하고, 그 결과는 식량수급정책의 방향에 큰 영향을 줄 지도 모르기 때문이다.

2. 소득계층별 쌀 소비지출 분석

시계열 자료에 나타난 1인당 소비량 감소는 Bouis(1989)가 지적한대로 소득요인 뿐만 아니라 여러 가지 사회문화적 요인 및 기호 변화 요인 등이 작용한 결과일 가능성이 높다. 여기서 사회문화적 요인이란 가구구성(농가비율, 핵가족 비율 등)과 취업구조 변화(취

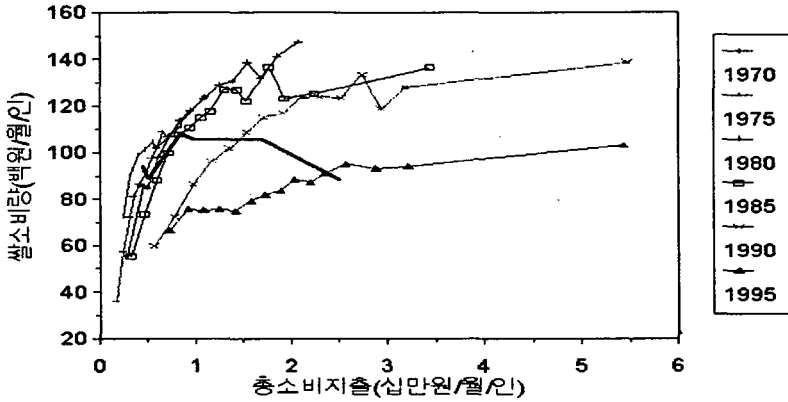
업률, 여성취업률 등), 생활양식의 변화(서구식 식생활, 도시생활) 등 식생활에 영향을 주는 제반요인을 의미한다.

만약 계층기간 동안 사회문화적 요인과 소득요인이 평행하게 움직였다면 이러한 요인에 의한 소비감소가 모두 소득요인에 의한 것으로 오인될 가능성이 높다. 이러한 위험을 제거하고 소득요인만을 파악하기 위해서는 횡단면 자료를 이용하여 소득과 소비량과의 관계를 분석할 필요가 있으나 현재 이용가능한 것은 통계청에서 발표하는 「도시가계연보」에 나타난 소득 계층별 소비지출 자료 뿐이라고 생각된다. 이 자료를 이용하여 소득 계층별 1인당 쌀소비지출액을 그림으로 나타내면 <그림 1>과 같다.

여기서 쌀 소비량이 아닌 쌀 소비지출액을 기준으로 검토하는 것은 쌀 소비량 자료가 발표되지 않기 때문인데, 쌀 가격이 같다면 횡단면 자료에 나타난 쌀 소비지출액 차이는 곧 소비량 차이를 반영한다고 간주할 수 있을 것이다.

이 그림은 1970년에서 1995년까지 25년간의 관계변화를 5년 간격으로 보여주고 있는데, 횡축은 1990년 가격으로 표시된 실질 총소비지출을 나타내고(명목 총소비지출을 소비자물가지수로 디플레이트한 것), 종축은 역시 1990년 가격으로 표시된 불변 쌀소비지출액(명목 쌀소비지출액을 쌀가격지수로 디플레이트한 것)을 나타낸다. 종축은 쌀소비량을 나타낸다고 할 수 있고, 따라서 이 그림은 총소비지출(소득)과 쌀 소비량과의 관계, 그리고 그 관계가 25년간 어떻게 변화되어 왔는가를 나타낸다고 할 수 있다.

그림 1 소득계층별 쌀소비지출 변화, 1970~95



이 그림에서 무엇보다 주목할 것은 각 연도 별 소비곡선이 우상향이라는 것, 즉 소득(총소비지출)이 증가할수록 쌀소비(지출액 표시)가 증가하며, 이 관계는 기본적으로 1970-1995년 사이에 변화되지 않았다는 것이다. 이 결과는 도시가계 조사자료를 이용한 분석에서 쌀의 소득탄성치가 0.12로 正의 값을 나타낸다는 최지현(1995) 등의 연구결과와 일치하는 것이다(엄밀하게 말하자면 소득 탄성치가 아니라 총지출 탄성치라고 해야 한다. 그러나 본고에서는 두 가지를 구분하지 않았다). 이것은 쌀의 소득탄성치가 負의 값이라는, 즉 소득이 증가할수록 쌀 소비가 감소한다는 기존의 시계열 분석 결과들과 정면으로 배치되는 것이다.

그런데 <그림1>을 보면 소비곡선은 1970년 이후 계속해서 우하향쪽으로 이동하면서 기울기가 점차 완만한 모습으로 변화되어 왔다는 것을 알 수 있다. 그 결과 매년의 평균 소득과 평균 쌀 소비량을 잇는 평균 소비곡선(<그림1>에서 굵은 선으로 나타낸 곡선)은

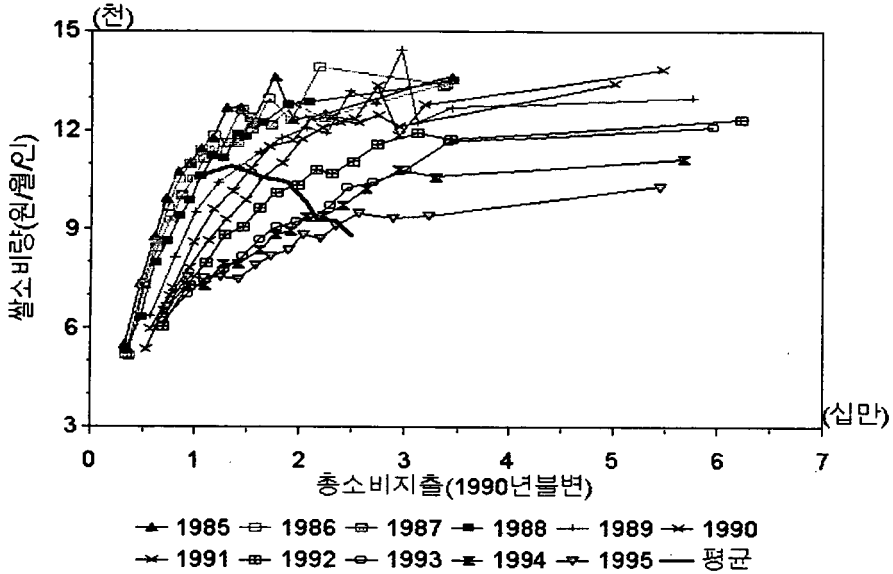
1980년 이후 우하향 곡선을 그리고 있다.

이 관계를 좀더 상세히 나타내기 위하여 소비곡선의 이동폭이 커지기 시작한 1985년 이후, 10년간의 변화를 나타낸 것이 <그림2>이다. 이 그림에서 매년의 평균소득과 평균 소비량을 잇는 평균소비곡선이 뚜렷한 우하향 곡선으로 나타나고 있음을 확인할 수 있다.

이 결과는 소득 증가에 따라 쌀소비는 증가하지만, 소득이외의 요인에 의해 소비곡선이 매년 우하향의 방향으로 이동하기 때문에 매년의 평균치만을 관찰하면 소득 증가에 따라 쌀 소비가 감소하는 것으로 보인다는 것을 나타낸다.

그러나 이러한 분석은 한가지 중대한 약점을 가지고 있다. 즉 <그림1>과 <그림2>의 소비곡선은 지출액을 기준으로 작성된 것이므로 품질차이 등에 따른 가격차이를 무시하고 있다는 것이다. 다시 말하면 소득이 높을수록 가격이 비싼 쌀을 소비할 가능성이 높는데, 이러한 가능성을 고려하지 않았으므로

그림 2 소득계층별 쌀소비지출 변화, 1985~95



소득증가에 따른 소비증가를 과대평가하고 있을 위험성이 높다. 따라서 아직 소득이 높을수록 쌀소비가 증가하고, 따라서 쌀의 소득탄성치가 正의 값을 나타낸다고 결론을 짓기에는 너무 이르다.

3. 가구별 쌀 소비량 분석

3.1. 자료

소비지출 자료에 의존한 분석이 가지고 있는 약점을 극복하기 위해서는 소비량을 소비지출액이 아닌 실제 소비량으로 파악한 자료를 이용하여 분석이 이루어져야 한다. 다행히 통계청이 조사하는 도시가계조사의 가구별 조사표에는 구입가액 뿐만 아니라, 1983년부터 쌀 구입량, 실제 쌀 소비량 그리고 이월량 등이 조사·기록되어 있다. 그러나 현재 입수

가능한 것은 1987년 이후 자료이므로 1987년, 1989년, 그리고 1995년의 3개년 자료를 이용하기로 한다.

이 조사에서는 도시가구 약 5,000호를 표본으로 매월 소득과 소비지출 상황이 조사·기록되는데, 여러 가지 사정으로 불과 2~3개월만 조사가 이루어진 표본가구가 대단히 많다. 조사가구들의 일시적 사정(경조사 혹은 장기출타 등)에 의하여 특정한 달의 소비량이 특이하게 많거나 적어질 수 있으므로 조사기간이 짧은 표본은 분석대상에서 제외하는 것이 바람직하다고 생각된다.

여기서는 6개월 이상 조사된 표본가구만을 선별하여 분석대상에 포함시켰다. 또한 6개월 이상 조사되었더라도 1인당 쌀소비량이 지나치게 많거나 적은 표본은 역시 특이한 사정이 작용한 결과일 가능성이 높으므로 1인당 연간 소비량이 12kg 이하이거나, 168kg 이상인 표본은 분석대상에서 제외하였다. 이렇게

하여 최종적으로 분석에 이용된 표본수는 1987년이 1,866가구, 1989년이 3,631가구, 그리고 1995년이 2,576가구였다.

소득요인을 나타내는 총소비지출액은 1995년 기준 소비자 물가지수로 디플레이터한 실질 지출액을 이용하여 연도간 비교가 가능하도록 하였다. 소득요인을 총소비지출액으로 나타낸 것은, 이론적으로 볼 때 수요량은 저축이 포함된 소득보다 소비에 실제로 이용된 총소비지출액에 따라 결정된다고 보았기 때문이며, 현실적으로는 근로자 가구의외 표본 가구에 대해서는 소득이 조사되지 않았기 때문이다. 이 자료의 한가지 한계는 가계조사 자료이기 때문에 외식 등 집 밖에서 소비한 소비량은 포함되지 않았다는 것이다.

3.2. 쌀 구입가격 분석

앞절에서 소비지출 자료에 의한 분석은 소득이 높을수록 품질이 좋은 비싼 쌀을 구입할 가능성이 높는데 이를 고려하지 않았기 때문에 소득증가에 따른 소비량 변화를 과대평가할 위험성이 있다는 점을 지적하였다. 과연 소득이 높은 가구는 비싼 쌀을 구입하는가?

이를 검증하기 위하여 다음과 같은 모형을

설정하여 소득과 구입가격과의 관계를 분석하기로 한다.

$$(1) \quad p_i = \alpha + \beta \ln e_i$$

여기서 e_i 는 i 가구의 1인당 총소비지출액, P_i 는 i 번째 가구의 쌀 구입가격(원/kg)을 나타내며, 구입가액을 구입량으로 나누어 산출하였다. 추정 결과는 <표 1>과 같다.

1987년과 1989년의 경우 결정계수는 아주 낮지만, β 추정치가 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났고, 1995년의 경우에는 유의성이 없는 것으로 나타났다. 즉, 1987년에는 소득이 10% 증가하면 가격이 kg당 약 9.8원 높은 쌀을 구입하고, 1989년에는 약 6.7원 높은 쌀을 구입하였으나, 1995년에는 소득이 구입하는 쌀 가격에 영향을 주지 않았다.

이 결과로부터 1987년 이후는 소득이 높을수록 비싼 쌀을 구입하는 경향이 점차 적어져, 1995년에는 그러한 경향이 거의 소멸되었다는 결론을 도출할 수 있다. 1995년에 소득과 구입가격 사이의 연관관계가 소멸된 것은 소득에 비하여 쌀의 소비지출 비중이 낮아지면서 소득 수준이 쌀 구입시 품질 선택에 더 이상 영향을 미치지 않게 되었기 때문일 것

표 1 소비지출 수준과 쌀 구입가격과의 관계 추정

과 라 메 타	1987	1989	1995
α	509.8885** (4.57)	883.5471** (13.97)	1624.0599** (9.48)
β	98.2330** (10.73)	67.5071** (13.00)	-22.9251 (1.72)
\bar{R}^2	0.0577	0.0444	0.0011

주: ()안의 숫자는 t값을 의미함.

**는 1% 수준에서 유의한 것을 의미함.

이다.

그렇다면 앞절에서 소득이 높을수록 쌀 소비지출이 많았던 것은 소득이 높은 계층이 비싼 쌀을 구입하였기 때문이라고 할 수 있는가? 이를 검증하기 위해서는 소득과 쌀 소비량 사이의 관계를 분석하여야 한다.

3.3. 소득요인만을 고려한 분석

다음과 같이 두 가지 형태를 이용하여 소득과 쌀 소비량 사이의 관계를 분석하였다. 이때 모든 가구가 하나로 통합된 시장에서 쌀을 구입한다고 가정하여도 큰 무리가 없을 것이므로 가격요인은 무시할 수 있다.

$$(2) \ln d_i = \alpha + \beta \ln e_i \\ \dots\dots\dots(\log - \log \text{형})$$

$$(2') \ln d_i = \alpha + \beta \ln e_i + \gamma/e_i \\ \dots\dots\dots(\log - \log - \text{inv형})$$

여기서 d_i 는 i 번째 가구의 1인당 평균 쌀 소비량, e_i 는 1인당 평균 소비지출을 나타낸다.

log-log형은 쌀 소비량이 소득증가에 따라 단조증가 혹은 단조감소 하는 것을 가정하는 것이고, log-log-inverse형은 일정한 소득수준까지 소비량이 증가한 후, 다시 감소하는 추세를 반영할 수 있다는 특징이 있다.

OLS방식에 의한 계측결과는 <표 2>에 제시되어 있다. 무엇보다 먼저 주목할 것은 결정계수가 어느 경우에도 극히 낮다는 것이다. 이것은 쌀소비량 차이를 소득요인만으로 설명할 수 있는 부분이 극히 미미하다는 것을 의미한다.

한편 두 가지 함수형태를 비교하면 log-log-inverse형의 결정계수가 미세하게 높은 것으로 나타났지만, β 와 γ 의 t값이 다같이 통계적 유의성(5% 수준)을 나타낸 해(年)는 없는 것으로 나타났다. 이같은 결과는 소득증가에 따라 소비가 증가하다가 다시 감소하게 된다는 log-log-inverse형 함수의 가설이 수용되지 못하였다는 것을 의미한다. 따라서 모형의 설명력이 극히 낮음에도 불구하고

표 2 소득요인만을 고려한 쌀 수요함수 계측결과 비교

함수형태		1987	1989	1995
log-log형	β	0.0040 (0.28)	0.0498** (5.04)	0.0474** (3.86)
	\bar{R}^2	0.000 (0.08)	0.007 (25.44)	0.005 (14.90)
log-log-inverse형	β	-0.0694 (1.60)	-0.0434 (1.49)	0.0526 (1.43)
	γ	-14092 (1.79)	-17977** (3.40)	1947 (0.15)
	\bar{R}^2	0.001 (1.64)	0.010 (18.53)	0.005 (7.46)

주: ()안의 숫자는 t값 혹은 F값을 의미함.

**은 1% 수준에서 통계적 유의성이 있음을 의미함.

계측결과를 해석한다면, 쌀 수요의 소득 탄성치는 負의 값이라고 말하기 어렵고 아주 작은 正의 값을 갖는다고 할 수 있다. 역시 쌀의 소득 탄성치가 負의 값이고, 그 절대치가 커지는 경향을 나타낸다는 기존의 시계열 자료에 의한 연구결과와는 배치된다.

그러나 이상의 분석이 가지고 있는 가장 큰 약점은 가구특성 차이에 따른 소비량 차이를 전혀 고려하지 않았다는 것이다. 즉 가구별 1인당 평균소비량 차이가 단지 소득차이에 기인한다고 가정하고 있다는 것이다. 그러나 실제로는 가구원의 연령구성, 가구주나 주부의 연령 혹은 교육 정도 등에 따라 소비량은 달라질 수 있다. 그렇기 때문에 소득요인만을 고려한 모형의 설명력이 극히 낮은 수준에 머물게 된 것이라고 생각된다.

여기서 우리가 주목해야 할 것은 가구특성요인을 설명변수에 포함시키지 않은 결과, 모형의 설명력이 낮아졌을 뿐만 아니라, 계측된 추정치가 편의(bias)되었을 가능성을 배제할 수 없다는 것이다. 이러한 사실에 유념하여 이제 가구특성을 명시적으로 고려한 분석을 시도하기로 한다.

3.4. 가구특성을 고려한 분석

소비량에 가장 큰 영향을 미치는 요인의 하나는 가구원의 연령별 구성이라고 생각된다. 왜냐하면 연령에 따라 에너지 요구가 다르고, 식습관이나 기호도 차이가 있을 것이기 때문이다. 따라서 가구원의 연령별 구성을 반영할 수 있는 수요함수를 다음과 같이 유도하였다(이정환·조덕래, 1986).

i 번째 가구의 총 쌀소비량과 연령별 가구

원수 사이에는 다음과 같은 관계가 성립한다.

$$(3) \quad D_i = \sum_j d_{ij} n_{ij}$$

여기서, D_i 는 i 번째 가구의 총쌀소비량, d_{ij} 는 i 번째 가구 j 번째 연령계층의 1인당 쌀소비량, n_{ij} 는 i 번째가구 j 번째 연령계층의 가구원 수를 나타낸다.

가격조건이 같다면 d_{ij} 는 소득만의 함수로 나타낼 수 있으므로 다음과 같은 두 가지 함수형태를 고려하기로 한다. 두 가지 함수형태가 가지는 특성은 이미 앞절에서 설명한 바와 같다.

$$(4) \quad d_{ij} = \alpha_j + \beta \ln e_i$$

$$(4') \quad d_{ij} = \alpha_j + \beta \ln e_i + \gamma/e_i$$

(4)식을 (3)식에 대입하고 양변을 총 가구원수 N_i 로 나눈 후, 대수변환하여 정돈하면 다음을 얻는다.

$$(5) \quad \ln d_i = \sum_j \alpha_j s_{ij} + \beta \ln e_i$$

$$(5') \quad \ln d_i = \sum_j \alpha_j s_{ij} + \beta \ln e_i + \gamma/e_i$$

여기서 d_i 는 D_i/N_i 로써 i 가구의 1인당 평균 소비량을 의미하고, s_{ij} 는 i 가구의 j 번째 연령계층 가구원 비율(n_{ij}/N_i)을 나타낸다.

여기에 가구원의 연령별 구성 이외의 가구특성요인을 고려하기 위해서 다음과 같은 더미변수를 추가하였다. 편의상 식(5')에 대해서만 예시하면 다음과 같다.

표 3 연령 요인을 고려한 쌀 수요함수 계측결과 비교

함수형태		1987	1989	1995
log-log형	β	-0.0803** (6.11)	-0.0297** (3.30)	-0.0484** (4.43)
	\bar{R}^2	0.2703	0.2955	0.3324
log-log-inverse형	β	-0.1975** (5.26)	-0.1289** (5.20)	-0.0946** (3.09)
	γ	-22615** (3.34)	-19259** (4.30)	7183* (1.62)
	\bar{R}^2	0.2743	0.2989	0.3328

주: ()안의 숫자는 t값을 나타냄.

*는 10% 수준에서 통계적 유의성이 있음을 의미함.

**는 1% 수준에서 통계적 유의성이 있음을 의미함.

(6) $\ln d_i = \sum_j a_j s_j + \sum_k \delta_k G_k + \beta \ln e_i + \gamma / e_i$ 구 특성을 나타내는 변수로는 가구내 취업자 수와 가구주의 연령계층 등을 고려하였다.

여기서 가구특성이 k계층이면 $G_k=1$, 아니면 $G_k=0$ 가 된다. 예를 들어 가구주 연령이 k연령계층이면 $G_k=1$, 그렇지 않으면 $G_k=0$ 가 된다.

가구원의 연령계층은 5세 이하, 6-13세, 14-19세, 20-29세, 30-39세, 40-49세, 50-59세, 60세 이상 등 8개 계층으로 구분하였다. 그밖에 가

OLS방식에 의한 계측결과가 <표 3>에 제시되어 있다. 먼저 <표 2>와 비교해 보면 두 가지 함수형태 모두 소득요인만을 고려한 모형에 비해 결정계수가 대폭 높아졌다는 사실을 알 수 있다. 소득요인만을 고려한 모형의 결정계수는 거의 무시할 만큼 낮았으나, 가구원의 연령구성을 고려함으로써 결정계수가

표 4 소득구간별 평균오차평방화(MSE) 비교

함수형태	소득구간	1987		1989		1995	
		표본수	MSE	표본수	MSE	표본수	MSE
log-log형	5만원 이하	2	0.01993	2	0.04836	-	-
	5-10만원	100	0.04733	223	0.04946	5	0.06448
	10-20만원	957	0.04973	1808	0.04634	159	0.04481
	20-45만원	724	0.05799	1415	0.06512	1614	0.05546
	45만원 이상	83	0.10142	183	0.08822	977	0.06713
	계	1866	0.27640	3631	0.29750	2755	0.23188
log-log -inv형	5만원 이하	2	0.00779	2	0.01511	-	-
	5-10만원	100	0.04556	223	0.04848	5	0.05752
	10-20만원	957	0.04972	1808	0.04621	159	0.04361
	20-45만원	724	0.05778	1415	0.06518	1614	0.05551
	45만원 이상	83	0.09841	183	0.08497	977	0.06712
	계	1866	0.25926	3631	0.25995	2755	0.22376

표 5 쌀 수요함수 계측결과

연도	상수	α_i							β	γ	\bar{R}^2
		0~5	6~13	14~19	20~29	30~39	40~49	50~59			
1987	4.85869 (9.774)	-0.8299 (-15.4)	-0.3768 (-7.25)	-0.1059 (-2.00)	-0.2335 (-5.20)	-0.2030 (-3.96)	-0.0080 (-0.15)	0.0675 (1.20)	-0.1975 (-5.26)	-22,615 (-3.34)	0.274
1989	3.85263 (11.68)	-0.7690 (-18.7)	-0.2408 (-6.20)	0.0159 (0.39)	-0.2109 (-5.88)	-0.1423 (-3.64)	0.0058 (0.14)	0.18922 (4.47)	-0.1289 (-5.20)	-19,259 (-4.29)	0.299
1995	3.44606 (8.056)	-0.9404 (-22.8)	-0.4839 (-13.1)	-0.2211 (-5.84)	-0.4828 (-15.3)	-0.3673 (-10.7)	-0.1342 (-3.77)	0.0331 (0.953)	-0.0952 (-3.09)	-16,777 (-1.569)	0.333

주: ()안은 t 값임.

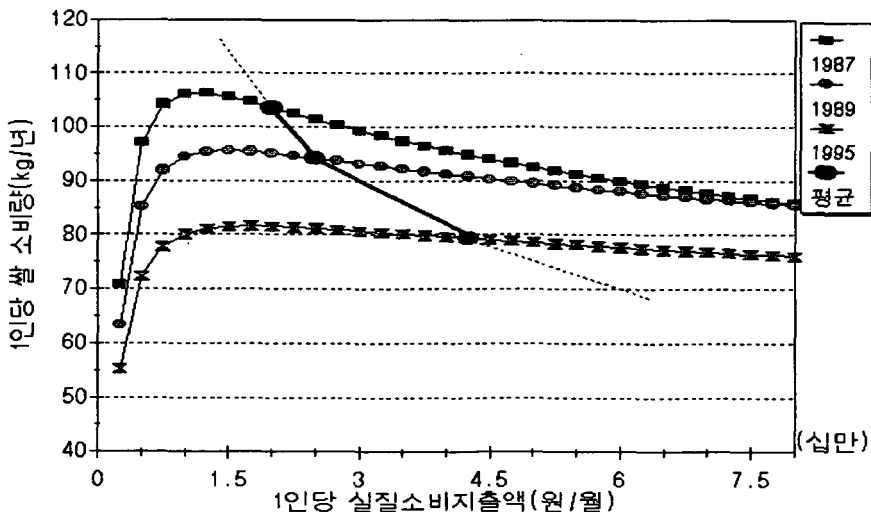
0.3수준까지 높아졌다. 이러한 사실은 쌀소비량이 소득요인 보다 연령요인의 영향을 크게 받는다는 것을 의미한다.

한편 두 가지 함수형태의 결정계수를 비교하면 큰 차이는 없으나, 3개년 모두 log-log-inverse형의 결정계수가 약간 높은 것으로 나타났고, β 와 γ 의 추정치가 모두 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 뿐만 아니라 소비지출을 5개 구간으로 구분하여 각 구간별, 평균오차평방화(MSE)를 계산한 결과(표 4)를 보면, 거의 모든 구간에서 log-log-inverse형의 MSE

가 log-log형의 MSE 보다 적은 것으로 나타났다. 따라서 log-log-inverse형이 더 적절하다고 판단하였다. 다만 1995년의 경우에는 γ 의 통계적 유의성이 10% 수준이고 결정계수의 차이도 미미하므로 두 모형의 적합도는 대동소이하다고 생각된다.

한편 연령구성 요인 이외의 가구특성을 포함시킨 모형을 추정하였으나, 추정치의 거의 대부분이 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났으므로 소득변수와 가구원의 연령구성 요인만을 포함하는 log-log-inverse형을 수요함

그림 3 소득증가와 쌀 소비량변화



수로 선정하였다.

log-log-inverse형을 적용하여 추정된 수요함수는 <표 5>와 같다. 소득변수의 파라미터는 물론 연령계층 변수의 파라미터가 거의 대부분 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

추정된 파라미터를 다음 식에 대입하여 소득변화에 따른 1인당 평균 쌀소비량 변화를 산출한 결과를 그림으로 나타내면 <그림 3>과 같다. 한편 각 소득수준에서 수요의 소득탄력성을 산출하여 그림으로 나타낸 것이 <그림 4>이다.

$$(7) \ln d = \alpha + \beta \ln e + \gamma / e$$

여기서, α 는 α_j 의 평균치 ($\sum \alpha_j / 8$)를 의미한다.

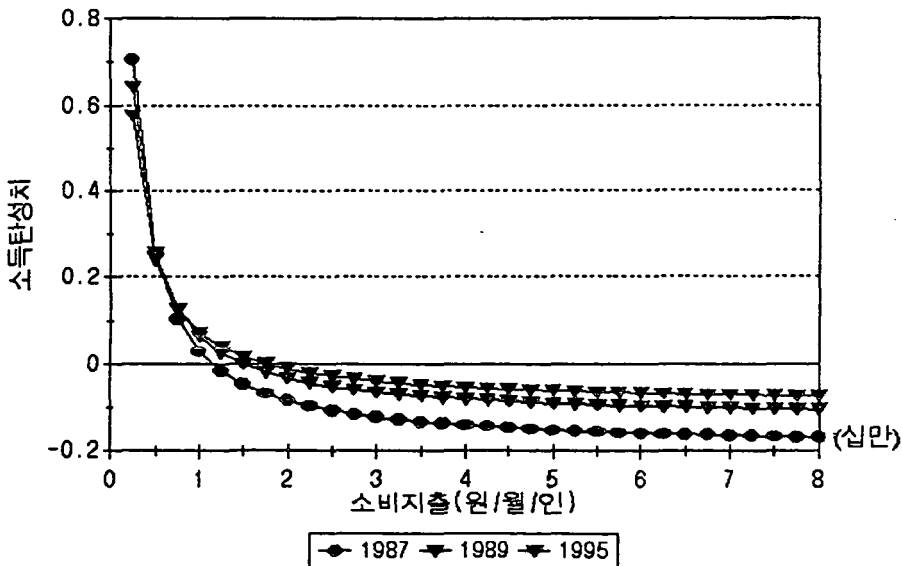
<그림 3>을 보면 소비곡선이 서서히 우하향의 방향으로 이동하여 왔고, 또 기울기도 점차 완만하게 변화되어 1995년에는 거의 평탄한 모습을 보이고 있다. 연도별로 보면,

1987년에는 1인당 월평균 소비지출이 약 12.5만원(이하 1995년 실질가격 표시)수준이 될 때까지는 소득증가에 따라 소비가 증가하나, 그 이상이 되면 소비량이 완만하게 감소하는 것으로 나타났다. 소득탄력성을 보면, 분석가구의 평균소득(월 21만원) 부근에서는 -0.085 수준을 나타내고, 소비지출이 더욱 증가할수록 그 절대치가 조금씩 증가하여 월소비지출이 45만원 수준이 되면 -0.15수준까지 감소하는 것을 알 수 있다.

1989년에는 1인당 월평균 소비지출이 약 15만원이 될 때까지는 소비가 증가하고, 그 이상이 되면 역시 완만하게 감소하는 것으로 나타났다. 소득 탄력성을 보면 분석가구의 평균소득(월 22만원) 부근에서는 -0.043 수준을 나타내고, 45만원 수준이 되면 -0.086 정도가 되는 것으로 나타났다.

한편, 1995년에는 월평균 소비지출이 17.5만원이 될 때까지는 소비가 증가하다가 그 이상이 되면 대단히 완만하게 감소하는 것으

그림 4 소득증가와 소득탄력성 변화



로 나타났다. 소득탄력성은 분석가구의 평균 소득(월44만원) 부근에서 -0.058수준을 나타내고, 80만원 정도가 되면 -0.074내외가 되는 것으로 나타났다.

이상의 분석결과는 쌀의 소득탄력성이 저소득 계층에서는 正의 값으로 상당히 높지만, 월평균 소비지출 수준이 12-17만원(1995년 실질가격 표시)이상만 되면 負의 값을 나타낸다는 것을 보여주고 있다. 그러나 동시에 負의 값의 크기는 -0.1이하의 작은 값을 나타낸다는 것을 알 수 있다. 요컨대 쌀은 저소득 계층 일부를 제외한 대부분의 소득계층에서 열등재의 성격을 갖는다는 것, 그러나 소득증가에 따른 수요감소는 이제까지의 시계열 분석결과들이 보여주었던 것보다 대단히 완만하다는 것이다.

그러나 연평균 평균 소비량을 연결하면 <그림 3>에서 보는 바와 같이 소득증가에 따라 소비량이 빠르게 감소하는 것으로 나타

난다. 즉, 연평균 시계열자료에 의하여 소득탄력성을 계측하면 과대 추계될 가능성이 대단히 높다는 것을 알 수 있다.

3.5. 연령계층별 쌀소비량

평균소득 수준에서의 연령계층별 쌀소비량은 다음 식에 의해 산출될 수 있다.

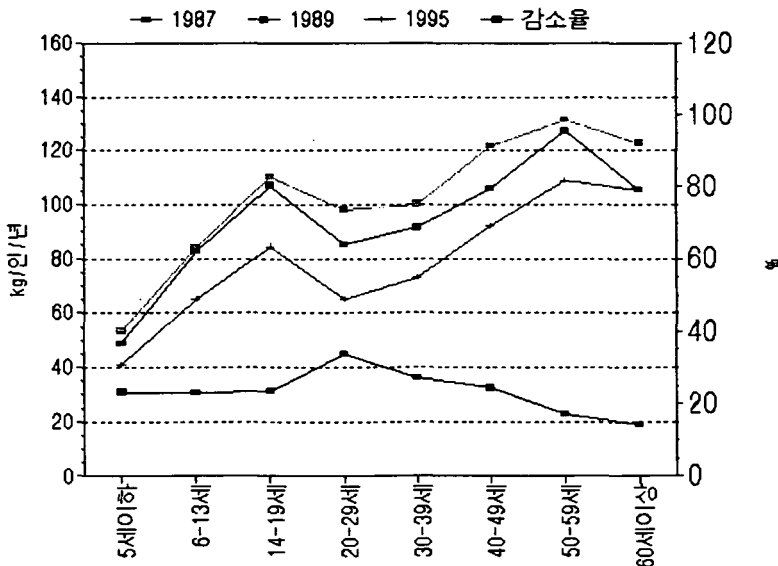
$$(8) d_{jt} = a_{jt} + \beta \ln e_t + \gamma / e_t$$

여기서, d_{jt} 는 j 연령계층의 t 기 소비량을 나타내고 e_t 는 t 기의 평균소비지출액을 의미한다. d_{jt} 는 t 기 j 연령계층의 파라미터를 나타낸다.

이 식에 의해 연령별 소비량을 산출한 결과를 그림으로 나타내면 <그림 5>와 같다.

이 그림에 의하면 연령이 높아질수록 소비량이 증가하여 50-59세 계층까지 점점 증가한 후, 60세 이상에서는 다시 약간 감소하는

그림 5 연령계층별 쌀 소비량



주: 감소율은 1987-1995년 사이의 감소율을 의미함.

경향을 보이고 있다. 그런데 특이한 것은 14-19세 계층의 쌀 소비량이 20-39세 계층보다 현저히 많은 것으로 나타나 연령이 높을수록 쌀 소비량이 많아지는 경향에 이변을 보이고 있다. 이것은 14-19세 계층은 중고등학생 계층이기 때문에 에너지 수요가 많고, 도시락을 지참하므로 그만큼 쌀 소비량이 많기 때문이라고 생각된다. 그러나 20-39세 계층은 다른 계층보다 외식이 많을 것이므로 이 계층의 쌀 소비량은 상대적으로 다른 계층에 비해 과소 추정되었을 가능성을 배제할 수는 없다.

이러한 한계에도 불구하고, 연령계층에 따라 소비량에 큰 차이가 있고, 이와같은 연령계층별 특성을 고려하지 않으면 쌀 소비량 변화를 정확하게 파악할 수 없다는 것은 명백하다.

3.6. 쌀소비 감소의 요인 분해

쌀의 소득탄성치가 負의 값이고 따라서 열등재라는 사실이 재확인되었지만, 負의 값이 아주 작기 때문에 실제 쌀 소비량 감소 가운데 소득증가에 기인하는 부분은 크지 않을 것으로 생각된다. 쌀 소비량 변화가 소득요인, 연령요인, 가격요인, 그리고 사회문화적 요인 및 기호변화 요인 등에 의하여 이루어진다고 가정하면, 다음과 같은 방법으로 요인 분해가 이루어질 수 있다.

우선 1995년도 쌀 수요함수에 소득변수만 1987년 값을 대입하면, 소득수준이 1987년 수준에 머물러 있다면 실현되었을 쌀소비량(d')이 산출된다. 이것과 1995년 실제 소비량(d_{1995})과의 차이가 곧 소득요인에 의한 소비량 변화라고 할 수 있다.

1995년 수요함수에 소득변수뿐만 아니라 가구원의 연령구조변수(s_j)까지도 1987년 수준을 유지했다면 실현되었을 쌀소비량(d'')과 앞에서 산출된 d' 와의 차이가 연령구조 변화에 의한 소비량 변화라고 할 수 있을 것이다.

끝으로 1987년 실제 소비량(d_{1987})과 d'' 와의 차이가 가격요인과 사회문화적 요인에 의한 변화에 해당하게 된다. 여기서 가격 변화율에다 가격탄력성을 곱하면 가격변화에 의한 소비감소율이 산출되므로 사회문화적 요인 혹은 기호요인에 의한 감소량이 분리될 수 있을 것이다.

이와 같은 방법으로 1987-1995년 사이의 쌀소비량 감소를 요인별로 분해한 결과는 <표 6>과 같다.

소득요인에 의한 부분은 실제 감소량 15.6kg의 7.2%에 해당하는 1.13kg에 불과한 것을 알 수 있다. 연령구조 요인은 도리어 소비량을 3.43kg 증가시키는 요인으로 작용한 것으로 나타났는데, 이것은 상대적으로 쌀 소비가 많은 50-60세 계층의 인구비중이 증가

표 6 쌀소비량 감소의 요인별 기여(도시 가구)

요 인 별	기여도	기여율(%)
1987년 1인당 소비량	116.9kg/년	
소득증가 요인	-1.13	-7.2
연령구조 요인	+3.43	+22.0
가격요인	+2.31	+14.7
사회문화요인·기호요인	-20.21	-129.6
1995년 1인당 소비량	101.3kg/년	

하였기 때문이다. 한편 가격요인을 보면 1987-95년 사이에 실질가격이 약 6.6%하락 하였으므로 가격탄성치를 0.3으로 보면 가격요인은 소비량을 약 2.31kg 증가시키는 작용을 한 것으로 추정된다. 즉, 쌀 소비량 감소는 쌀이 열등재이기 때문이라기 보다 사회가 국제화되고 식문화가 육류중심으로 이행하면서 나타나게 되는 현상이라고 이해해야 할 것으로 생각된다.

4. 요약 및 결론

우리나라에서 1980년대초 이후 이루어진 쌀 수요에 관한 연구결과를 종합하여 보면 쌀의 소득탄력성은 負의 값일 뿐만 아니라, 그 절대치가 증가하는 경향을 보이는 것으로 나타났다. 실제로 1인당 쌀 소비량이 1979년 이후 지속적으로 감소하여 왔기 때문에, 쌀은 소득증가에 따라 수요가 감소하는 열등재라는 인식이 일반화되어 있다. 우리나라에서 뿐만 아니라 일본, 대만, 태국 등 아시아 각국에서도 쌀은 열등재로 알려져 있고, 1인당 소비량도 감소하여 왔다.

그러나 이러한 연구결과들은 거의 대부분 인구·사회·문화적 요인들을 고려하지 않은 채 소득과 가격에 관한 시계열자료를 이용한 분석에 의존하고 있다. 만일, 인구·사회·문화적 각종 요인이 소득의 증가와 평행하게 변화해 왔다면 이러한 인구·사회·문화적 요인들에 의한 수요변화가 소득요인에 포함되어 소득요인의 영향을 과대평가할 가능성이 높다. 이미 Bouis(1994)나 사공 용(1996)

등은 이러한 점을 지적하고 쌀이 열등재라는 데에 의문을 표시한 바 있다.

이 연구에서는 1987년, 1989년, 1995년 등 3개년에 걸친 도시가계 조사자료를 이용하여 쌀의 소득탄성치는 과연 負의 값인가? 그리고 쌀 소비량 감소가 소득요인 때문인가를 검정하였다. 특히 쌀의 소비가 연령에 따라 크게 다를 수밖에 없다는 점을 고려하여 가구원의 연령구성을 주요 변수로 포함하는 모형을 도입하였다.

분석결과 쌀의 소득탄성치는 負의 값이지만 그 값의 크기는 대단히 적고, 따라서 소득증가가 쌀 소비량 감소에 미친 영향(기여율)은 7.2%에 불과한 것으로 나타났다. 연령계층별로 보면 50대의 소비량이 가장 많고, 20대의 소비량이 가장 적은 것으로 나타나는 등, 연령계층별 격차가 대단히 큰 것으로 나타났다. 그러나 그동안 소비량이 상대적으로 많은 중고령 계층의 비중이 증가하여 왔기 때문에 인구 구조 요인은 전체 쌀 소비량을 증가시키는 요인(기여율 22%)으로 작용한 것으로 나타났다.

가격요인 역시 소비량을 증가시키는 방향으로 작용하여 왔기 때문에, 1987-1995년 사이에 나타난 쌀의 1인당 소비량 감소는 전적으로 사회문화적 요인 혹은 기호변화 요인에 의한 것으로 생각된다. 물론 사회문화적 요인의 실체가 무엇인가가 규명되어야 하겠으나, 생활양식과 식문화 등이 국제화되면서 육류 중심의 서양식단이 일반화되어 온 것이 중요한 요인이 아닌가 생각된다.

물론 이러한 사회문화적 요인과 기호요인은 소득증가에 의해 뒷받침되어 온 측면이

있으나, 그 변화속도가 소득증가 속도에 따라 비례적으로 결정되는 것은 아니다. 따라서 앞으로의 쌀소비량 변화를 소득요인에 의해서만 예측하려는 것은 상당한 위험성을 내포하고 있다고 생각된다.

참 고 문 헌

- 사공 용. 1996. “식품소비 변화와 수급전망,” 「식량경제의 전망과 정책과제」, 농정연구포럼.
- 이정환, 조덕래. 1986. “연령계층을 식품소비 특성 분석과 그 응용,” 「농촌경제」 9(1) 한국농촌경제연구원, pp.41-59.
- 이정환, 조덕래, 조재환. 1990. “미곡수급장기전망과 미가정책의 선택,” 「농촌경제」 13(2) : 17-26.
- 최지현, 이계임. 1995. 「주요식품의 소비구조 변화와 전망」, 연구보고 R335, 한국농촌경제연구원.
- Bouis, H. E., 1991. “Rice in Asia : Is It Becoming a Inferior Good? :Comment,” *American Journal of Agricultural Economics* 73 : 522-526
- Davies, J. E., 1994. “Giffen Goods, the Survival Imperative and the Irish Potato Culture,” *Journal of Political Economy* 4 : 396-418
- Ito, S., E. Wesley F. Peterson, and W. R. Grant. 1989. “Rice in Asia : Is It Becoming an Inferior Goods?,” *American Journal of Agricultural Economics* 71 : 33-42.