

가계소비행태 변화의 원인과 정책과제

- 연령별 소비행태를 중심으로 -

최영준*·이현창**

본 논문은 외환위기 이후 우리나라 가계소비행태의 예외적인 특징인 경기 동행성이 미시적으로 어느 연령층의 비정상적인 소비행태에서 비롯되었는지를 생애주기 모형을 통해 규명해 보고자 하였다. 분석 결과에 의하면 외환위기 이후 거시경제 불안정을 심화시킨 소비의 경기 동행성은 연령별 동질적인 소비행태에서 비롯된 것이 아니라 생애주기에 걸친 연령별 차별적인 소비행태에서 비롯되었음을 확인할 수 있었다. 즉 2001~2002년 동안 소비증가율이 소득증가율을 상회하는 기간은 상대적으로 소득이 적은 젊은 연령층에서, 2003년 가계소비가 급격하게 감소한 기간에는 전 연령층의 예비적 저축 동기가 심화된 가운데 특히 자녀결혼, 노후준비 등이 필요한 60~65세 은퇴 연령층에서 유동성 제약 및 예비적 저축동기가 심화되면서 소비를 가장 크게 줄인 것으로 나타났다. 한편 외환위기 이후 이러한 소비행태의 연령별 이질성 심화는 앞으로 가계의 소비행태를 변화시키는 정책은 연령별 소비행태의 차별적 결과를 낳아 정책의도의 달성을 어렵게 할지도 모른다는 것을 시사한다. 따라서 앞으로 주요 경제정책이 가계소비에 미치는 차별적인 영향에 대한 파급효과를 감안하여 신중하게 정책을 실시해야 할 것으로 보인다.

I. 머리말

본 논문은 외환위기 이후 우리나라 가계소비행태의 예외적인 특징인 경기 동행성(pro-cyclical)이 미시적으로 어느 연령층의 비정상적인 소비행태에서 비롯되었는지를 생애주기(life cycle) 모형을 통해 규명해 보고자 하였다.

외환위기 이후 가계소비가 경기진폭을 확대시키는 경기 동행성에 대한 기존 연구는 주로 거시집계자료를 이용하여 소비이론을 검증하는 수준이었다. 가계소비가 성장률을 상회할 때는 유동성 제약(liquidity constraint) 완화, 저금리 및 부의 효과(wealth effect)로, 가계소비가 성장률을 하회할 때는 예비적 저축이론(precautionary savings) 및 유동성 제약 강화 등을 통해 설명하였다. 그러나 이러한 시계열 자료에 바탕을 둔 Euler 방정식¹⁾의 선형 추정은 집계문제, 대표개인의 문제 등 미

시경제이론에 거시집계자료를 사용함으로써 소비행태를 정확하게 추정할 수 없다는 한계가 있다. 즉, 본질적으로 미시이론을 기반으로 한 가계소비이론에 거시집계자료를 사용할 때 집계문제(aggregation problem)가 발생하며 거시집계자료를 이용하여 소비행태를 분석하는 것은 개별 가계의 소비행태 변화가 아닌 대표 개인(representative agent)의 소비행태 변화를 분석했다는 한계가 있게 된다. 또한 이런 접근은 위기 이후 금융환경 변화, 대규모 실직, 경제 양극화 현상 등이 개별 소비주체들에게 비대칭적인 영향²⁾을 미쳤음에도 불구하고 이를 분석모형에 반영하지 못하는 단점이 있었다.

이러한 점을 감안하여 본 연구에서는 경제이론의 여러 소비모형 중 개별 가계의 소비행태를 비교적 잘 설명할 수 있다고 알려진 생애주기 모형을 이용하여(Attanasio 1998) 위기 이후 연령별 가계의 차별적인 소비행태변화를 분석하였다. 가계의 차별적인 소비행태를 분석하기 위한 모형으로서 의사패널(pseudo panel)을 이용하여 동시대생그룹(cohort, 이하 cohort)의 소비행태를 분석하는 방법을 사용하였다.³⁾

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 위기이후 가계소비행태를 거시 및 미시자료를 통해 개관하였으며 III장에서는 Attanasio and Weber(1994)의 방법론을 이용하여 가계소비행태 변화원인을 찾아보았다. 마지막으로 IV장에서는 결론 및 정책 시사점을 정리하였다.

II. 가계소비행태 변화 현황

1. 거시적 변화

가. 외환위기 이후 우리나라의 소비 변화

외환위기 이후 가계소비는 위기 이전과 달리 경기 동행성이 뚜렷이 나타나고 있어 가계소비에 의한 거시경제 불안정이 심화되었다. 위기이후 1999~2002년 동안에는 가계소비 증가율이 GDP 증가율보다 더 크게 상승한 반면 2003~2004년 동안에는 GDP 증가율이 둔화하는 가운데 가계소비 증감률은 마이너스를 기록하였다. 또한 동남아 위기경험국과의 비교에서도 우리나라는 1998년, 1999~2002년중 소비의 변동이 위기경험국보다 더 컸으며 2003~2004년에는 소비가 마이너스 성장을 하였다.

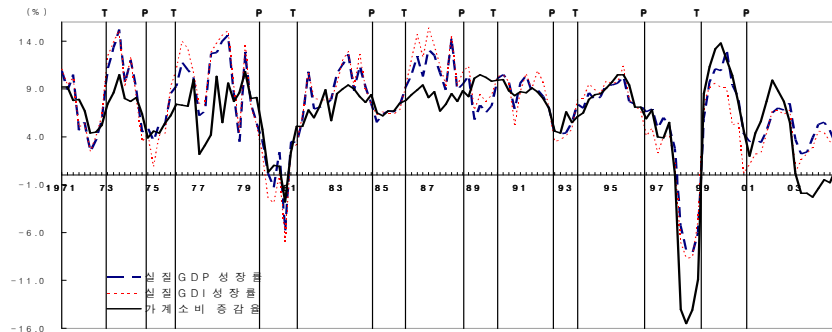
- 2) 1997년 외환위기는 구조조정 정책 등으로 가계에 차별적인 영향을 미쳤다(Halac and Schmukler 2003).
- 3) cohort 분석방법은 횡단면 자료를 이용, 동시대생그룹을 하나의 분석단위로 설정함으로써 횡단면 및 시계열 분석의 장점을 동시에 이용할 수 있는 분석방법이다. cohort 분석을 위해 구축한 횡단면 자료의 시계열 자료를 의사패널이라고 하며 가계의 소비·저축, 자산구성 등 가계나 기업의 동태적 행태를 분석하는데 유용하게 사용될 수 있다.

* 한국은행 금융경제연구원 거시경제연구실 과장

** 한국은행 금융경제연구원 거시경제연구실 조사역

1) 합리적 기대를 갖는 가계가 주어진 예산제약하에서 생애효용이 극대화되도록 각 시점의 소비를 결정한다고 할 때 효용극대화를 위한 1계 조건을 말하며 이는 가계가 현재소비의 한계효용과 현재가치로 평가한 미래소비의 한계효용이 일치되도록 소비수준을 결정함을 의미한다.

[그림 1] GDP(GDI) 성장률 및 가계소비 증감을 추이(1)2)



주: 1) 2000년 기준(분기자료), 전년동기대비, 2) P: 경기정점, T: 경기저점

자료: 한국은행, 「국민계정」, 통계청

<표 1> 동남아 위경험국의 가계소비지출 증가율¹⁾

	한국	인도네시아	말레이시아	필리핀	태국	일본
1990~95	7.8	9.5	8.4	3.5	8.1	4.0
1996	6.5	9.3	6.6	4.5	5.6	2.4
1997	3.2	7.5	4.2	4.9	-1.4	1.9
1998	-14.6	-6.4	-10.8	3.4	-12.2	-0.2
1999	11.1	4.5	2.8	2.6	4.2	-0.6
2000	8.2	1.6	12.2	3.4	4.9	-0.3
2001	4.8	4.3	2.3	3.5	3.9	0.1
2002	7.9	4.6	4.3	4.0	4.8	-0.7
2003	-1.3	3.9	..	5.3	6.4	-0.5
2004	-0.5	5.1	..	5.9	5.5	0.9

주: 1) 한국은 2000년 기준, 동남아(인도네시아 및 태국 2003, 2004년 각각 2000, 1988),

2) 인도네시아, 태국은 3/4분기

자료: ECOS, WDI, CAO, BPS, NSCB

한편 우리나라의 가계 소비지출 비중을 보면 1970년대 이후 소득수준의 증가와 더불어 감소세에 있으나 외환위기 이후 1998년 급감, 2001~2002년중 급증, 2003~2004년중 급감 등 거시경제의 불안정을 초래한 것을 확인할 수 있다. 동기간 중 주요 선진국과의 민간소비지출 비중을 비교해 봐도 우리나라의 소비지출 비중은 낮고 불안정한 모습이다.

<표 2> 소비지출비중 추이¹⁾

(단위: %)

	1970~1980	1981~1990	1991~1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
최종소비지출	77.4	66.6	63.4	64.2	62.1	64.2	66.1	68.1	68.6	67.2	67.0
민간소비지출	66.9	55.2	51.8	52.7	49.3	51.9	54.0	55.2	55.7	53.8	53.7
가 계	66.0	54.3	50.8	51.5	48.2	50.8	52.9	54.1	54.6	52.7	52.6
정부소비지출	10.5	11.5	11.6	11.6	12.8	12.3	12.1	12.9	12.9	13.3	13.3

주: 1) 경상가격 기준

자료: 한국은행, 「국민계정」

<표 3> OECD 국가의 민간소비지출 비중

(단위: %)

	한국	미국	일본	영국	독일	프랑스	캐나다	이탈리아
1970	74.5	62.4	48.7	60.6	57.0	55.2	55.4	57.6
1980	62.5	63.0	54.8	58.9	59.9	55.8	53.1	58.2
1990	50.9	66.2	53.2	62.6	56.8	55.3	56.2	57.5
2000	54.0	68.7	55.9	65.9	59.0	54.4	54.8	60.5
2001	55.2	69.7	56.5	66.4	59.7	54.7	55.7	60.0
2002	55.7	70.3	57.1	66.3	58.9	54.7	56.2	60.1
2003	53.8	70.5	56.9	65.5	59.0	55.5	56.0	60.4

자료: OECD, 「National Accounts」

2. 미시적 변화

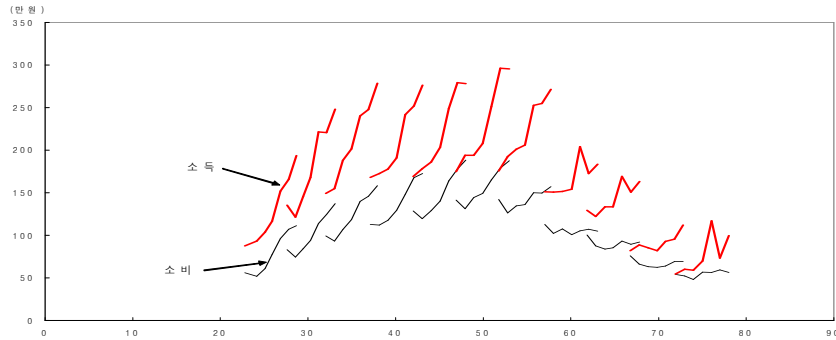
생애주기 소비가설을 바탕으로 가장의 출생년도에 따른 cohort를 구성하여 소득과 소비의 생애주기 연령구조(life cycle profile)를 그려보았다.⁴⁾ 소득은 세후소득이며 소득과 소비금액은 각 년도의 CPI로 나누어 실질화하였다.

소비의 생애주기 연령구조는 앞서 살펴본 바와 같이 50대에 정점을 이룬 후 감소하는 특징적인 역U자형(hump) 형태와 소비가 소득을 따라가는 모습을 보인다. 이는 전형적인 생애주기 소비이론의 평평한 소비구조와 다른 형태가 나타남을 보여주는 것이다. 이론적으로 Attanasio et al.(1995)은 간단한 생애주기 소비모형에 불확실성(uncertainty)과 인구구조(demographics)를 반영할 경우 서베이 자료와 유사한 역U자형 소비구조를 얻을 수 있음을 보였다. 즉 생애주기 소비가설의 소비는 평평한(flat) 형태를 취하고 있으나 불확실성과 인구구조를 모형에 도입하면 역U자형 소비 연령구조를 만들 수 있다는 것이다.⁵⁾ 실제로 연령에 따른 가족크기의 변화를 통제하여 소비구조를 다시 구해보면 어느 정도 평평한 연령구조가 구해진다([그림 3] 참조).⁶⁾

4) 서베이 자료를 사용하여 소비행태를 분석하는 연구흐름에서는 이와 같은 생애주기 연령구조를 중심으로 분석을 수행한다.

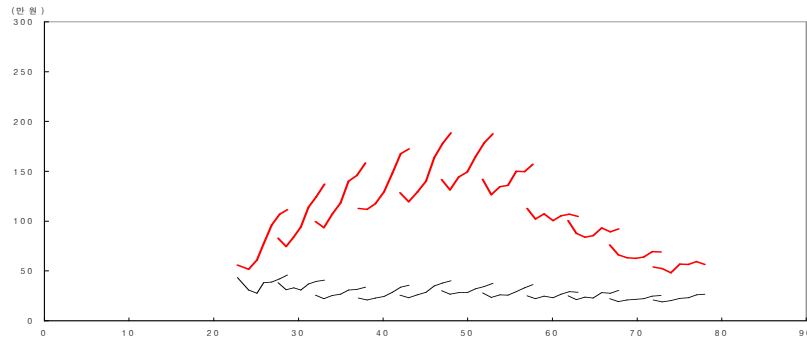
5) 자세한 이론적 논의는 III장을 참고.

[그림 2] 소비와 소득의 연령구조



우리나라 소비 연령구조의 특징을 보면 전 연령대 가계에서 1998년 소비가 감소한 이후 1999~2002년까지 소비가 빠르게 증가하다가 2003년에는 증가세가 둔화되고 있다. 그러나 60대 이상의 가계 소비는 은퇴이후 근로소득이 감소하면서 1999~2002년까지 증가 정도가 크지 않았다.

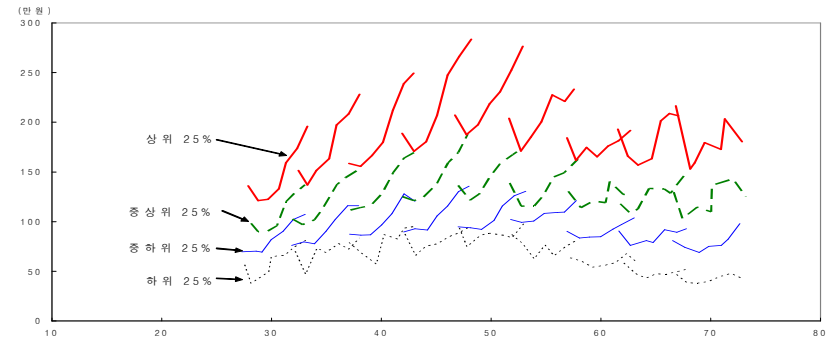
[그림 3] 생애주기 소비의 연령구조



6) 가계에서 가족구성원 크기, 즉 인구구조적 요인을 배제하기 위해 소위 성인등가척도(adult equivalent scale)를 이용하였다. 성인등가척도란 가족구성원의 소비지출이 연령과 성별에 따라 다름에도 불구하고 실제 분석에서는 모든 가족구성원들이 동일하게 다루어진다는 결점을 보완하기 위해 모든 가족구성원들을 연령에 따라 성인남자라는 표준소비자로 환산하기 위해 도입한 가중치이다. Attanasio(1998)는 OECD 성인등가 척도를 사용했는데 OECD 기준에서는 가장은 1, 나머지 성인은 0.67, 19세 이하의 어린이는 0.43의 가중치를 주었으며 본 연구에서도 동 가중치를 적용하였다.

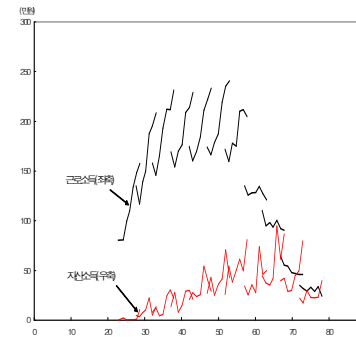
소득분위별 소비를 보면 하위 25%를 제외한 전 소득계층에서 1999~2002년 동안 주로 20~50대 연령층의 소비가 증가한 반면 2003년 들어서는 모든 소득계층에서 소비 증가세가 둔화되거나 감소되었다. 특히 2003년에는 자산보유비중이 높은 소득 중상위 및 상위 25%의 60~70대 소비도 감소되었다. 한편 소득분위별 소득에서는 상위 25% 계층의 소득만 큰 증가를 보여 소득 불평등이 심화되고 있음을 알 수 있다. 이러한 소득계층별 소득과 소비의 비교는 1999~2002년 동안 상위 25%를 제외한 나머지 계층에서 주로 젊은 연령층(20~50대)의 소비는 차입을 통하여 이루어졌음을 보여 주며 2003년 중상위 소득층(중상위·상위 25%)의 60~70대 소비가 감소한 것은 금융소득 축적이 미약한(저축 小) 가운데 2003년 주택가격 안정화 정책 등 불확실성 증가에 따른 예비적 저축동기의 증가에 기인함을 추측케 한다.7)

[그림 4] 소득분위별 소비의 연령구조

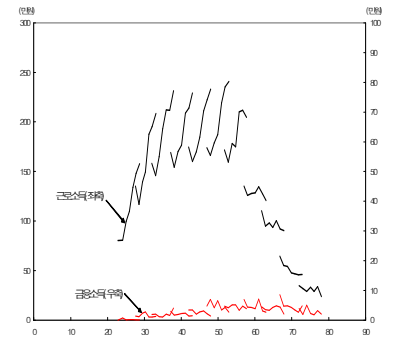


7) 소득을 근로소득과 자산소득(금융소득+부동산소득)으로 나누어 연령구조를 살펴보면 외환위기 이후 예금, 주식 등 금융소득의 증가는 모든 연령층에 대해 미약한 반면 부동산소득은 50~70대를 중심으로 크게 증가한 것으로 나타난다([그림 5, 6] 참조).

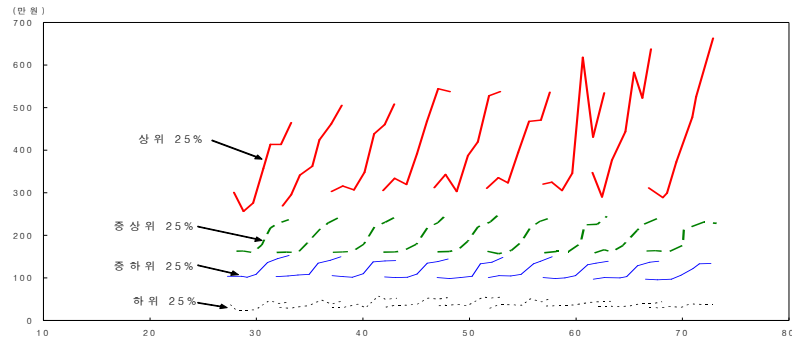
[그림 5] 근로소득 및 자산소득의 연령구조



[그림 6] 근로소득 및 금융소득의 연령구조



[그림 7] 소득분위별 소득의 연령구조



III. 가계소비행태 변화 원인

1. 가계소비행태에 관한 이론적 논의

가계소비행태에 대한 이론적 논의는 다음 세 가지로 나누어 볼 수 있다. 첫째, 생애주기 소비이론에 기초한 개인의 효용극대화 문제를 거시집계자료를 사용하여 실증 분석하여 소비의 결정요인을 규명하는 방법으로 Hall(1978)의 임의보행(random walk)가설을 중심으로 발전하였다. 둘째, 생애주기 소비이론을 기초로 하고 있으나 개인의 효용극대화 문제를 이론적으로 풀기보다는 패널분석을 통해 cohort의 시간에 걸친 소비행태를 분석하는 것으로 Attanasio and Weber(1994)의 방법론을 중심으로 발전하였다. 셋째, 경제이론에서 이론의 단순화를 위해 개인의 선호가 고정되어 있다는 엄격한 가정을 완화하여 현실의 가계소비는 소득 및 상대가격이 유사하더라도 가계가 처한 문화, 사회집단 등 사회경제적 요인에 의해 개인의 선호가 변화하여 소비행태가 달라질 수 있다는 것이다. 경제이론에서의 가계소비는 소비자선택이론에서 알 수 있듯이 소비자의 욕구와 선호는 일정(ceteris paribus)하다고 가정하고 주로 소득(자산) 및 재화의 상대가격 변화에 따른 소비의 변화에 중점을 두고 있다. 다음에서는 소비행태변화에 대한 세 가지 접근방법중 기존 연구에서 많이 다루어진 효용극대화 문제에 대해 간단히 살펴본 후 나머지 두 관점에서의 이론적 논의를 개략해 보고자 한다.

가. 생애주기 소비 이론: 효용극대화 접근

1950년대 이후 생애주기 모형은 미시와 거시수준 모두에서 소비행태를 연구하는 주요한 분석틀

을 제공하였으며 1970년대 이후 합리적 기대(rational expectation)와 불확실성을 모형에 도입하여 소비행태를 설명하고자 하였다(Attanasio 1998). 생애주기 모형은 생애효용을 극대화하는 소비자를 기초로 하여 불확실성을 모형 내에 정교하게 반영하면서 이론의 발전을 이루었다. 생애주기 모형의 가장 간단한 모형은 불확실한 상황에서 소비자들은 불확실한 기대값 대신 확실한 값을 택할 것이라는 확실성 증가(certainty equivalence)를 가정하여 효용극대화 문제를 푸는 것이다. 이후 불확실성 문제를 해결하기 위해 합리적 기대를 모형에 도입한 오일러 방정식(Euler equation), 예비적 저축(precautionary savings), 유동성 제약(liquidity constraint) 등으로 소비행태에 관한 구조 모형이 발전해왔다. 그러나 최근 들어서는 Hall(1978)의 임의보행 가설이 실증분석 결과와 불일치함에 따라 이에 대한 이론 및 실증적 설명에 대한 관심이 높아지고 있다.⁸⁾

이와 같이 생애주기 소비 모형을 이용한 효용극대화 이론의 발전은 대표개인을 가정하고 거시집계자료를 사용하여 소비결정요인을 규명하는데 중점을 두었다.

나. 생애주기 소비 이론: cohort 분석

일반적으로 미시 서베이 자료를 활용하여 소비변화를 분석하는데 사용하는 이론적 모형은 생애주기 소비모형이다(Attanasio 1998). 생애주기 소비모형은 유년기, 청년기, 장년기, 노년기 등 개인의 일생에서 소득은 각기 다른 반면 일정한 소비를 유지하기 위해서는 소득이 적은 유년기, 청년기 및 노년기에는 음의 저축을, 소득이 많은 중년기에는 양의 저축을 하게 된다는 것이다. 이러한 연령별 소비 및 소득을 분석하는 생애주기 소비모형의 기본 원리를 이용하여 서베이 자료의 소비 및 소득을 가장(household head)의 연령별로 분류하여 소비변화를 분석한다.

이 방법은 Browning, Deaton and Irish(1985)가 처음으로 사용한 것으로 기본적인 아이디어는 다음과 같다. 동일한 시기에 태어난 개인들은 나이가 들어감에 따라 이들 연령대의 평균 패턴을 따라간다고 가정할 수 있는데 이와 같이 동일한 시기에 태어난 개인들을 한데 묶어 cohort라고 하고 이들 cohort들의 시간에 걸친 소비행태를 분석하는 것이다. 위와 같은 가정을 기초로 생애주기 소비구조(profile), 즉 연령별 소비행태를 분석하기 위해서는 아래와 같이 횡단면 자료의 연령대별 소비를 연도에 걸쳐 재분류하면 된다. 예를 들면 첫 번째 cohort는 1997년도에 20~24세, 1998년 21~25세, 1999년 22~26세의 모든 개인들의 소비자료의 평균으로 구성할 수 있다. 두 번째 cohort는 1997년도에 25~29세, 1998년 26~30세, 1999년 27~31세의 모든 개인들의 소비자료의 평균으로 구성된다.

이런 방법의 큰 장점은 순수한 패널자료가 없어도 관심변수의 동태적 행태를 연구할 수 있다는 것이며 실제로 이런 방법은 패널 자료의 사용보다 우월한 것 같다(Attanasio 1998). 패널자료가 매년 동일한 소비자가 필요하다는 단점이 있는 반면 위의 방법은 동일한 소비자 대신 cohort의 시계

8) Hall(1978)의 임의보행 모형에 의하면 금기 소비는 전기 소비에 의해서만 설명이 가능하나 모형의 실증 분석 결과 금기 소비는 현재 소득에도 반응한다는 결과가 나오는데 이런 결과를 현재 소득에 대한 과도 민감성(excess sensitivity)이라고 한다.

열 행태를 연구할 수 있는 장점이 있다(Deaton 1985). 비록 cohort내의 개인들이 동질적이지 않다 하더라도 cohort의 소비행태 등이 동일하다고 가정할 경우 이들 변수들의 평균적인 동태적 소비행태를 연구할 수 있다. 횡단면 자료의 시계열(time series of cross sections)은 패널자료의 마찰문제(attrition problem), 즉 패널의 샘플에서 자료가 누락될 경우 발생하는 편의(bias)가 적다는 장점이 있다. 또한 이러한 미시자료의 사용은 집계 시계열 자료의 사용에서 발생할 수 있는 집계문제를 해결할 수 있다는 장점도 있다.

그러나 이러한 장점에도 불구하고 가계 서베이 자료를 사용하여 거시 소비 자료의 움직임을 설명하는 데에는 2가지 문제가 있을 수 있다. 첫째, 거시집계자료와 미시 서베이 자료간의 일관성 문제이다. 일반적으로 거시집계자료인 국민계정 자료와 서베이 자료 간에는 소비포괄범위 및 대상 모집단이 상이하고 또한 서베이 문항의 조정이 발생하는 경우 등의 물리적인 차이뿐만 아니라 연령별 소비성향의 차이 등 질적인 정보가 집계자료에는 누락되어 차이가 있게 마련이다(Attanasio 1998; Attanasio and Weber 1994). 둘째, 생애주기 소비구조를 그려보면 역 U자형 모습과 소비가 소득을 쫓아가는(track) 등 이론과 부합되지 않는 모습이 나타나 가계 서베이 자료가 소비이론과 배치된다는 의문이 제기되었다(Carroll and Summers 1991). 전형적인(stripped-down) 생애주기 소비모형에서는 가계는 그들의 기대한계효용을 일정하게 유지하기 위해 소득이 높고 낮더라도 소비를 일정한 수준으로 평활화(smooth)한다고 한다. 이에 반해 앞서 말한 바와 같이 서베이 자료의 소비구조는 나이가 들어가면서 역U자형 모습을 나타내며 소비가 소득을 쫓아가는 모습을 보인다.

이러한 문제에 대한 학자들의 연구에 의하면 거시 소비 자료의 움직임을 설명하기 위해 미시 서베이 자료를 사용해도 무방하다고 한다. 첫 번째 문제인 일관성 문제에 대해서는 Attanasio and Weber(1994)는 1980년대 후반 영국 거시 자료에서의 소비분 현상이 미시 자료에서도 나타남을 설명하면서 미시자료를 사용하여 연구를 진행하였다.¹⁰⁾ 두 번째 문제에 대해서는 Attanasio et al.(1995)은 간단한 생애주기 소비모형에 불확실성과 인구구조를 반영할 경우 서베이 자료와 유사한 역U자형 소비구조를 얻을 수 있음을 보였다.¹¹⁾ 특히 이들은 모형에서 불확실성을 무시할 경우 소비가 너무 평평한(too flat) 모습을 보여 소비의 역U자형 모습에는 불확실성에 기인한 예비적 저축이 상당한 역할을 하고 있음을 증명하였다. 따라서 가계 서베이 자료를 이용한 소비행태분석은 가계가 직면한 불확실성 및 인구구조의 특성을 반영한 Attanasio et al.(1995)의 새로운 생애주기

9) 가계소비행태의 이론적 근거는 가계가 직면한 동태적 최적화 문제를 대상으로 하는 반면 실증분석에서는 미시 이론에 거시집계자료를 사용하는 데에서 발생하는 문제를 말한다. 집계문제에는 상품간 집계문제(aggregation across commodities)와 소비자간 집계문제(aggregation across consumers)가 있다. 상품간 집계문제는 생애주기 이론의 대상이 되는 재화는 집계가 아닌 개별 재화와 서비스라는 데서 발생하는 문제이며 소비자간 집계문제는 대표 개인(representative agent)의 소비를 마치 단일 개인의 의사결정과정에서와 같이 산출된 것으로 가정하는 데서 발생하는 문제를 말한다.

10) 한편 우리나라의 국민계정과 노동패널자료의 1인당 가계소비, 소득 수준변수의 상관계수는 소득은 0.87, 가계소비는 0.84로 나와 서베이 자료의 소득 및 소비자료는 국민계정 자료와 상당히 부합된다고 할 수 있다.

11) Carroll(1994), Hubbard, Skinner and Zeldes(1995)는 생애주기 소비 구조가 소득 불확실성(income uncertainty) 때문에 역U자형 형태가 될 수 있음을 보였다.

모형을 기반으로 할 경우 소비이론에 부합될 수 있다.

이와 같이 미시 서베이 자료를 이용한 cohort의 시간에 걸친 소비행태를 분석하는 방법은 효용 극대화라는 엄격한 미시이론에 기반을 두지 않지만 집계문제를 회피하면서 연령별 가계의 차별적인 소비행태를 분석할 수 있다는 장점이 있다.

다. 소비의 사회문화적 접근

지금까지 살펴본 경제이론적 관점의 소비행태에 관한 설명은 19세기 중엽 이후의 한계효용론에 입각한 소비자의 합리적인 선택행위와 크게 달라지지 않은 것이다. 그러나 이러한 경제이론적 관점의 소비는 소비행위를 객관적 이론의 견지¹²⁾에서 설명할 수 있는 기반을 제공한 반면 인간의 욕구(선호)가 사회문화적 영향과는 무관하게 동질적인 구조를 가진 것으로 가정하여 소비를 한 개인의 상품 구매행위로 축소시켰다는 비판이 있다(Jackson and Holbrook 1995). 즉 모든 상품의 소비에 적용할 수 있는 일반화되고 추상적인 모델을 구축하고자 하는 경제학적 소비분석은 개인들의 선호가 형성되는 과정이나 특정한 사람들 사이에서 특정한 선호가 공유되는 사회적 과정 등이 소비행태에 미치는 영향을 분석하지 못하였다.

이러한 개별 소비자의 선호와 소비행태에 대한 경제학적 분석의 약점을 극복하고자 대두된 것이 소위 소비사회학 또는 소비문화론이다. 소비사회학에서는 개인의 선호가 고정된 것이 아니라 사회, 문화, 시기에 따라 다양하게 달라질 뿐만 아니라 새로운 상품의 출현에 의해 변화되어 간다고 본다. 사회, 문화 등과 상호작용하여 변화하는 개인의 선호에 따라 소비행태도 변화하게 되고 소비행태의 변화는 다시 사회문화를 변화시켜 사회의 핵심적인 가치가 소비에 의해 결정된다는 것이다.

선호의 변화에 따른 소비행태 변화를 살펴보는 방법으로는 소비자 선호의 변화가 표출된 소비문화 혹은 소비사회의 역사적인 변화를 살펴보는 것이다. 소비사회의 발전모습은 아래와 같이 3단계로 나누어 볼 수 있다. 첫 번째 단계는 1950년대까지의 '복지 자본주의 체제 안에서의 복지소비단계'라고 할 수 있는데 이는 빈곤에서 벗어나 평균적 삶을 누릴 수 있을 정도의 소비수준을 정부에서 보장하는 단계이다. 두 번째 단계는 1980년대 후반기부터 1990년대 초반까지의 '소비 자본주의' 단계로 풍부한 공급을 토대로 이른바 잉여소비, 과시적 소비, 즉 소비에 있어 어떤 제도장치도, 금지도 없는 순수한 형태의 소비 지상주의를 말한다. 세 번째 단계는 1990년대 중반 이후 잉여소비의 소비지상주의에 반기를 든 계층과 기존의 소비 중심주의가 혼재하는 포스트모던 소비문화가 등장하는 단계이다. 이러한 소비사회의 발전에서 알 수 있는 것은 소비자 선호는 그 사회의 문화, 새로운 상품 등과 결합하여 계속하여 변화하였고 변화된 선호는 소비행태는 물론 그 사회의 특징까지 변화시켰다는 것이다.

특히 1990년대 중반 이후 소비사회 발전에서 흥미로운 현상은 소비자의 선택 폭이 넓어지면 소

12) 18세기 중엽부터 경제학 영역에서 소비를 경제적 과정의 한 요소로 파악하면서 소비가 중립적인 의미를 지니기 전까지는 소비는 파괴하다(destroy), 다 써버리다(use up), 낭비하다(waste), 고갈시키다(exhaust) 등의 부정적인 의미를 가졌다.

<표 5> 소비사회의 발전단계

	1950년대까지	1980년대 후반 ~ 1990년대 초반	1990년대 중반 이후
자본주의 형태	·복지 자본주의	·소비 자본주의	·포스트모던 자본주의
소비사회 성격	·복지소비	·잉여소비, 과소비	·포스트모던 소비
주요 내용	·평균적 삶의 질 향상을 위한 소비	·생산자보다 소비자가 우선 ·소비지상주의	·소비지상주의와 소비자사회 ·부정이 혼재 ·가치소비, 웰빙 현상

자료: Bosshart(박종대 옮김) 2001

비자의 효용이 올라간다는 기존 경제이론과 달리 공급과잉 속에서 오히려 소비자의 선택 폭이 좁아지고 효용이 떨어졌다는 것이다(Mahajan and Gunther 2004). 이는 기초소비의 만족에서 벗어나 중저가 대량생산의 시대에 살고 있던 소비자들의 선호가 잉여소비 보다는 자신들의 감성을 만족시키는 가치소비에 더 중점을 두는 방향으로 바뀌었기 때문이다. 소비자 선호의 변화에 따라 소비행태 역시 건강, 행복 등을 우선시하는 소위 웰빙(well-being) 소비행태 및 소비의 트레이딩 업(trading up) 현상 등이 나타나고 있음은 이를 잘 말해주는 것이다.

이와 같은 전통적인 수요공급의 법칙을 벗어난 소비행태를 설명하는 데에는 경제이론에서의 소비결정요인인 소득, 자산, 금리, 불확실성, 유동성 제약 등 보다는 오히려 소비자의 선호변화가 더 적절할 수도 있음을 보여주는 것이다.

<참고 1>

소비의 새코드: 트레이딩 업

- 소비행태의 새로운 현상은 최근 발표된 보스턴 컨설팅 보고서(2005. 3.15)의 '소비의 새코드: 트레이딩 업(trading up)'에서 분명하게 나타남
- 동 보고서의 주장은 크게 다음 두 가지로 요약됨
 - ° 첫째, 소비자는 필요한 물건(needs)을 사기보다는 원하는 물건(wants)을 사기 시작했음
 - ° 둘째, 시장에서는 평균적인 가격, 평균적인 제품, 평균적인 기업은 더 이상 존재할 수 없음
- 이는 중산층 소비자들은 더 이상 평균적인 중저가 제품을 구매하지 않고 자신들의 품격, 감성을 만족시키기 위해서는 고가의 명품을 구매(trading up)하지만 생필품 등은 최저가를 원하는(trading down)방향으로 소비의 양극화가 발생했다는 것임
- 이에 따라 소비자들의 선호변화에 따른 소비행태의 변경을 따라가지 못하는 중저가의 평균적인 제품을 생산하는 기업은 더 이상 시장에서 살아남을 수 없다는 것임

라. 이론적 논의 종합

이러한 이론적 논의를 정리해보면 1997년 외환위기 이후 구조조정으로 인한 대규모 실직, 소득 분배의 양극화 등이 가계소비행태에 차별적인 영향을 미쳤다는 것을 감안해볼 때 가계간 이질성을 고려할 수 있는 두 번째 논의를 중심으로 연령별 가계소비행태 변화를 살펴보는 것이 합리적인 것이다.¹³⁾

첫 번째 논의인 시계열 자료에 바탕을 둔 Euler 방정식의 선형 추정은 연령대별 소비행태의 이질성 때문에 소비행태를 정확하게 추정할 수 없으며 특히 불확실성의 존재는 Euler 방정식의 검정력을 약화시킨다(Gourinchas and Parker 2002). 한편 세 번째 논의인 선호의 변화를 통한 소비행태 변화 접근은 이론의 발전이 사회학적 관점에서 발달하였으며 또한 소비행태에 관한 정밀한 구조모형 설정 없이는 실증분석을 하기에는 무리가 있다. 따라서 외환위기 이후 가계소비 행태 변화를 살펴보기 위해서는 가계소비의 이질성을 고려할 수 있는 두 번째 논의인 cohort 분석방법이 가장 적절한 이론적 분석 틀이 될 것이다.

13) 외환, 금융위기의 영향은 주로 전반적인 경제와 금융시스템에 대한 총체적 영향을 다루는데 집중되었으나 최근 들어 위기가 분배에 미치는 영향에 대한 논문이 다수 발표되고 있다(Halac and Schmukler 2003).

2. 방법론

Attanasio and Weber(1994) 방법론의 기본 아이디어는 다음과 같다.¹⁴⁾ 먼저 소비의 급등락이 발생한 불안정한 기간을 처리기간(treatment period)으로 두고 그 이전의 기간을 안정적인 기간인 통제기간(control period)으로 하는 모형을 설정한다. 통제기간에 대해 소비의 생애주기 구조를 모형화한 이후 소비의 급등락이 발생한 처리기간에 대해 연도-cohort 더미변수를 추가하여 어느 cohort가 일상적인 소비행태로부터 벗어났는지 알아본다. 이는 소비를 생애주기에 걸쳐 변하는 요소와 경기주기(business cycle)에 걸쳐 변하는 요소를 포함하는 여러 가지 변수들과 관계가 있다고 가정하고 처리기간에서 생애주기에 걸쳐 변하는 연령효과(age effect) 등은 배제한 이후 소비행태의 주요한 변화를 식별하는 것이다.

먼저 통제기간 동안 소비의 생애주기 구조를 모형화하기 위해 횡단면자료의 시계열을 사용하여 합성(synthetic) cohort를 구축한다. 만약 X_t^{ch} 가 가계 h에 대해 t기에 관찰되고 출생 cohort c에 속하는 소비라면 X_t^{ch} 의 평균(mean)을 정의하기 위해 다음의 관계를 사용할 수 있다.

$$X_t^{ch} = \tilde{\delta}_t^c + \epsilon_t^{ch} \quad (1)$$

$\tilde{\delta}_t^c$ 는 t기의 cohort c의 평균(mean)이고 ϵ_t^{ch} 는 개별 이질성(individual heterogeneity)을 나타낸다. 방정식 (1)을 추정하는 것은 연도(year)와 cohort에 의해 정의된 아래와 같은 cohort cell의 평균을 계산하는 것과 동일하다. 그러나 만약 연도, cohort 이외에 교육과 같은 추가적인 변수에 관심이 있다면 교육, 연도, cohort의 결합에 관한 cell을 위와 같이 정의할 수 있으나 이런 식의 자료 결합은 많은 자료수를 가지고 있다 하더라도 결국에는 매우 작은 cell을 가지게 된다는 단점이 있다.

<표 6> 연도와 cohort에 의한 합성 cohort 구성

	cohort1	cohort2	...
1997	20 ~ 24세 가구	25 ~ 29세 가구	...
1998	21 ~ 25세 가구	26 ~ 30세 가구	...
.	.	.	.
.	.	.	.
.	.	.	.

이를 극복하기 위해 아래와 같은 관심의 대상이 되는 통제변수(control variable)를 연도, cohort와 상호작용항이 없다고 가정하고 방정식 (1)에 추가하여 다음의 회귀방정식을 설정하였다.

$$X_t^{ch} = \tilde{\delta}_t^c + \gamma' z_t^{ch} + \epsilon_t^{ch} \quad (2)$$

통제변수인 z_t^{ch} 는 생애에 걸쳐 변하지 않는 변수(인종, 성별, 교육수준, 거주지역)와 변하는 변수(인구구조, 노동공급 변수, 주택소유권, 소득, 부)로 구분하여 생각해볼 수 있다. 생애주기에 걸쳐 변하는 변수를 통제하는 것은 당연하나 변하지 않는 변수를 통제하는 이유는 표본이 추출된 모집단이 안정적이지 않을 경우 비록 통제변수가 생애에 걸쳐 변하지 않는다 하더라도 $\tilde{\delta}_t^c$ 의 추정치에 심각한 편이가 발생할 가능성이 크기 때문이다. 따라서 추정의 정확성을 높이기 위해 생애주기에 걸쳐 변하지 않는 변수도 통제변수에 포함하여 추정하였다. 생애주기에 걸쳐 변하는 변수를 통제하면 X_t^{ch} 의 생애주기 소비행태의 어느 정도가 생애주기에 걸쳐 변하는 변수에 의해 설명되는지를 알 수 있을 것이다.

다음으로 통제변수인 z_t^{ch} 의 움직임에 의해 포착되지 않는 소비행태에 영향을 미치는 효과를 식별하기 위해 동시태생(cohort), 연령(age), 시간(time) 혹은 연도(year) 효과라는 강한 제약을 준다.¹⁵⁾ 먼저 cohort 효과는 동시에 성장한 개인들의 집합이 저축, 결혼, 출산 및 노동시장 참가 등 비슷한 태도를 공유함으로써 소비에 미치는 효과를 말한다. 연령 효과는 나이가 들어감에 따라 소비성향 등이 달라지는 효과를 말하며 연도 효과는 금리 등과 같은 관찰가능한 경제변수와 관측 불가능한 경제충격에 의한 경제환경의 변화에 의해 소비가 영향을 받는 것을 의미한다.

이런 식별가정을 바탕으로 $\tilde{\delta}_t^c$ 는 통제기간에 대해 연도 효과에 의해 영향을 받지 않고 연령 효과($f(age)$)와 cohort 효과를 통제하는 상수항(cohort-specific intercept)(α^c)을 가진 다항식으로 나타내어질 수 있다. 오차항 u_t^c 는 모든 연도 효과를 포착하고 시간에 걸쳐 계열상관되어 있지 않다고 가정한다.

$$\tilde{\delta}_t^c = \alpha^c + f(age) + u_t^c \quad (3)$$

15) 연령, 동시태생, 연도 변수의 다항식(polynomials)에 대한 회귀식을 추정함에 의해 연령, 동시태생, 연도 효과를 모형화하는 아이디어는 MaCurdy and Mroz(1990)가 처음 사용하였으며 Attanasio(1993, 1994)와 Deaton and Paxson(1993)은 소비자료에 이를 처음 응용하였다.

14) Attanasio and Weber(1994)와 Miniaci and Weber(1999)는 각각 영국의 소비 급증, 이태리의 소비 급감 원인을 cohort 분석에 의해 연령별 소비행태 변화에서 찾았다. Attanasio and Weber(1994)는 영국의 1986 ~ 1989년 소비급증의 원인을 금융자유화와 주택가격 상승에 따른 장년층의 부의 효과와 생산성 향상에 따른 젊은 층의 현재소비의 증가 등을 들었다. Miniaci and Weber(1999)는 이태리의 1993년 소비 위축의 주요 원인은 연금 정책의 수정에 의해 손실을 가장 크게 보고 직업손실에 대한 두려움이 가장 컸던 젊은 가계에 있었음을 보였다.

식 (3)을 식 (2)에 대입하면 식 (4)를 구할 수 있는데 이 모형이 분석의 기초가 된다.

$$X_t^{ch} = \alpha^c + f(age) + \gamma' z_t^{ch} + u_t^c + \epsilon_t^{ch} \quad (4)$$

식 (4)의 구조에서 처리기간 동안 소비의 구조적 변화가 있었다고 가정하면 이런 변화(shift)의 영향은 cohort마다 다를 것이므로 이런 영향을 포착하기 위해 처리 기간 동안의 연도-cohort 더미를 식 (4)에 추가하였다.

$$X_t^{ch} = \alpha^c + f(age) + \gamma' z_t^{ch} + \sum_j \sum_k \beta_{j,k} d_{j,k,t}^c + u_t^c + \epsilon_t^{ch} \quad (5)$$

j는 cohort를, k는 특정기간을 나타내며 $d_{j,k,t}^c$ 는 0~1 더미이며 이는 다소 강한 식별제약인 식 (3)에 의해 처리기간 동안의 연도 효과가 완전히 압도되지 않도록 하는 것이다. 이와 같은 모형설정은 통계기간 동안 꽤 엄격한 모형설정을 하지만 처리기간의 변화를 모형화하는 데에는 매우 유연한데 이는 처리기간에서 서로 다른 cohort가 서로 다른 연도에서 서로 다른 변화를 경험하도록 모형화한다는 의미이다.

한편 이러한 Attanasio and Weber(1994)의 방법론은 불안정 기간인 처리기간에 대해 연령별 차별적인 소비행태를 살펴볼 수 있다는 장점이 있는 반면 소비의 구조변화가 나타나기 이전의 기간인 통계기간 동안의 자료가 있어야 한다는 단점이 있다. 본 연구에서 이용가능한 노동패널자료는 1997~2003년 7개년 동안 자료인데 앞서 살펴본 바와 같이 동 기간 모두 위기 이전과는 다른 소비행태가 나타났을 가능성이 매우 높다. 이에 따라 본 연구에서는 Attanasio and Weber(1994)의 방법론을 이용하기 위해 상대적으로 변동이 심했던 기간을 처리기간으로 두고 이전의 기간에 대해서는 연도 더미를 사용하여 안정된 기간인 통계기간으로 만드는 방법을 선택하였다. 즉 가계신용, 주택가격 및 가계소비의 큰 변화가 발생한 2001~2003년 동안을 불안정기간인 처리기간으로 두고 1998~2000년을 연도 더미를 사용하여 안정기간인 통계기간으로 만들었다. 외환위기가 1997년 12월에 발생한 것을 감안하여 1997년은 안정기간으로 간주하였다.

3. 실증분석

가. 사용 자료

본 연구에서는 외환위기 이후 가계의 소비행태 변화 여부를 분석하기 위해 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study: KLIPS) 1~7차(1998~2004) 자료를 사용하였다. 동 패널

에서는 조사연도 첫 해인 1998년에 5,000가구 13,700여명의 응답자를 대상으로 하여 소득, 소비의 변화과정을 추적 조사하고 있으며 7차년도 조사의 표본 유지율은 78%이다.

자료 풀링(pooling)은 앞서 살펴본 분석방법론에 기초하여 1997년부터 cohort를 구성하는 의사패널을 사용하였다.¹⁶⁾ cohort는 1997년 20세부터 5년 단위로 총 11개를 구성하였다.¹⁷⁾ 의사패널 구성을 위한 구체적인 자료 축적(stack) 방법은 가계 ID별로 1997~2003년까지의 가계 소비자료를 구축하고 가계가 속한 cohort는 자료의 제약상 1997년 당시 가계가 속한 cohort로 하였다.¹⁸⁾

<표 7> 의사패널의 구성

가계 ID	연도	소비	cohort	...
8	1997	110.8	2	...
8	1998	41.2	2	...
8	1999	81.8	2	...
8	2000	40.0	2	...
8	2001	115.3	2	...
8	2002	131.0	2	...
8	2003	275.5	2	...
.
.
.

2003년 자료를 기준으로 cohort의 특징을 보면 저축률이 젊은 연령층에서 높고 50대 이후에는 하락한다는 것이다. 이러한 사실은 은퇴연령이 가까워질수록 저축률이 상승한다는 순수(pure) 생애주기 이론뿐만 아니라 조기은퇴, 인구고령화, 노후대비 등으로 저축률이 상승한다는 확률적(stochastic) 생애주기 이론과도 반대되는 현상이다(<표 8> 참조).

소비자료는 노동패널에서 총소비와 내구재 소비로 구분되어 있는데 본 연구에서는 총소비를 사용하였다. 본 연구에서 소비율을 사용하지 않은 이유는 소비가 항상소득에 의존한다고 할 경우 서베이 자료의 현재소득은 일시소득에 의해 영향을 받아 항상소득의 정확한 대응변수가 될 수 없을

16) 노동패널의 소득 및 소비자료는 조사연도의 전년도를 대상으로 하고 있어 1998년 1차 연도 조사의 소비자료는 1997년을 대상으로 한다.

17) 의사패널의 cohort 구축에는 상충관계가 존재(Baltagi 2002)하는데 cohort 수가 많아질수록 cohort당 개인의 수가 작아지고 반대로 cohort 수가 작아질수록 cohort당 개인의 수가 많아지게 된다. cohort당 개인의 수가 작아지면 샘플 cohort 평균이 모집단 cohort 평균의 정확한 추정치가 되지 못할 가능성이 있으며 반대로 cohort당 개인의 수가 많으면 한정된 자료로 적절한 cohort수를 확보하기 힘들다. 그러나 Baltagi(2002)는 cohort수가 작을수록 그 안에 든 관측치 수가 많아지므로 정확한 추정치를 얻을 수 있다고 한다. 본 논문에서는 cohort분석을 이용한 외국의 논문에서 보통 5년을 기준으로 하고 있는 전통을 따라 5년을 사용하였다.

18) 한편 의사패널은 횡단면 자료의 시계열 자료이기에 조사대상 가계가 변하지 않고 유지되는 순수패널을 사용할 경우 시계열 상관문제가 발생할 가능성도 있으나 본 연구에서 사용한 노동패널자료는 표본유지율이 100%가 되지 않아 순수패널이라고 보기 힘들며 또한 외국의 연구에서도 패널자료를 의사패널로 재구축하는 방법을 사용하고 있어 자료 풀링에는 문제가 없다고 생각된다.

뿐만 아니라 소득은 허위보고의 가능성이 존재하기 때문이다(Attanasio and Weber 1994). 소비금액은 각 년도의 CPI로 나누어 실질화하였으며 자연대수를 취하였다.

<표 8> Cohort 정의 및 자료 개관(2003)

cohort1	cell size	가구주 나이	(단위: 만원)				
			평균 가구원수	평균소득	평균소비	평균저축	평균저축률
1	254	28.7	2.4	199.6	114.2	45.4	0.27
2	496	33.1	3.0	256.4	140.6	55.1	0.23
3	505	37.9	3.7	287.0	161.4	59.3	0.18
4	573	43.1	3.9	282.9	175.8	47.7	0.15
5	581	48.0	3.8	283.0	190.9	39.4	0.13
6	441	53.0	3.8	300.0	192.1	52.6	0.16
7	415	57.7	3.3	272.8	158.0	38.8	0.12
8	358	63.1	2.9	191.8	107.7	22.2	0.11
9	285	67.8	2.6	175.0	97.0	19.1	0.08
10	201	72.8	2.3	120.3	72.3	9.1	0.05
11	98	78.1	1.9	90.4	62.9	3.3	0.02

주: 1) 1997년 기준

나. 실증분석

본 연구에서 사용한 횡단면 자료의 시계열 자료, 즉 의사패널자료는 일반적인 최소자승추정법(OLS)을 사용하면 편의가 발생하므로 고정효과모형(fixed effects model)이나 임의효과모형(random effects model)을 사용해야 한다. 그러나 의사패널에서는 임의효과모형은 설명변수와 상관관계가 존재하여 비일치(inconsistent) 추정량이 될 수 있으며 고정효과모형은 cohort 효과와 같은 시간불변 정보를 반영하지 못할 경우 식별문제(identification problem)를 야기할 수 있다. Baltagi(2002)는 cohort 내에 있는 관측치 수가 상당히(significantly) 많다면 within estimator가 점근적으로 측정오차를 교정하는 Deaton(1985)의 수정 추정치(modified estimator)와 일치하게 된다고 하였다. 그러나 cohort 내의 관측치 수가 어느 정도 많아져 되는지에 대해서는 구체적인 언급이 없어 본 연구에서는 2003년 기준으로 최고령층인 cohort11(70~75세)을 제외하고 cohort 당 201~581개의 관측치가 있는 점을 감안하여 본 연구의 추정치가 Deaton(1985)의 수정 추정치를 따른다고 가정하고 분석을 수행하였다(<부록 2> 참조).¹⁹⁾

19) Weber(1996)에 의하면 영국은 cohort 12개, cohort당 315~694개의 관측치를 사용하였으며 이탈리아는 cohort 12개, cohort당 275~886개의 관측치를 사용하였다. 우리나라의 cohort당 관측치 수가 작은 것은 이용가능한 노동패널자료가 한정된 데 기인한다.

앞서 모형설정에서 cohort 효과를 통제하는 상수항(α^c)이 시간에 영향을 받지 않도록 하는 강한 가정을 도입하여 동 모형이 고정효과모형이라고 볼 수 있으나 Hausman 검정을 통해 이를 확인해보았다. 실제로 Hausman 검정결과 임의효과모형이라는 귀무가설을 기각하여 본 연구의 분석틀이 고정효과모형이라는 데 대한 설정 오류는 없는 것 같다.²⁰⁾

모형은 Attanasio and Weber(1994)와 같이 소비행태에 변화를 주는 요인에 따라 4가지로 구분하여 각각을 추정하여 보았다. 첫 번째 모형은 소비변화의 원인이 인구구조적 요인에 의해 비롯되었는지를 알아보기 위해 가족크기, 연령별 자녀수, 거주지역 등을 통제하였다. 두 번째 모형은 첫 번째 모형에 자가주택, 소득자수, 자가주택 보유자들의 부동산 자본이득 변수를 추가하여 자가주택과 부동산자본이득이 소비에 미치는 영향을 통제하였다. 자가주택을 보유하고 있더라도 모기지나 주택대출이 있는 경우 소비행태가 달라질 수 있기 때문에 이를 통제하는 변수를 추가하였다. 부동산 자본이득은 주택 소유자에 대해 지역 주택가격 지수²¹⁾의 연 증가율을 대응변수로 하였으며 주택 소유자이면서도 모기지나 주택대출을 가지고 있는 경우에는 부동산 자본이득에서 일정비율을 공제하였다.²²⁾ 세 번째 모형은 두 번째 모형에 2001~2003년 동안 연도 효과를 cohort 별로 통제하였는데 신용카드 파다사용, 주택가격 급상승, 가계신용 및 주택시장 안정대책 등 서베이 자료에 없거나 동 기간 동안 관측불가능한 요소를 통제하기 위한 것이다. 네 번째 모형은 두 번째 모형에다가 1998~2003년 동안 연도 효과를 cohort 별로 통제하였는데 이는 1998년 이후 소비행태의 불안정성을 감안하여 1998~2003년 동안의 연도 효과가 각 cohort별로 다를 수 있음을 감안한 것이다.

<표 9> 모형 설정

	통제변수
모형 1	가계의 인구구조(어린이수, 성인 등), 거주지역
모형 2	모형 1 변수, 주택소유, 소득자수, 부동산에 대한 자본이득
모형 3	모형 1, 2 변수, 2001~2003 연도-cohort 효과 반영
모형 4	모형 1, 2 변수, 1998~2003 연도-cohort 효과 반영

주요 변수들의 기본 통계는 <부록 1>에 제시되어 있는데 1997~2003년까지의 평균치로 계산되어 있다. 모형의 추정결과는 <표 12>와 [그림 9~12]에 정리되어 있는데 그림은 각 모형의 추정값(fitted value)을 cohort별로 재정리하여 실제값과 비교한 것이다. 모형의 추정결과 가계의 인구구조와 거주지역을 통제한 모형 1과 모형 1에다가 부동산 자본이득 등을 포함하여 추정한 모형 2의 결과는 누락변수(omitted variables)의 영향으로 연령별 소비행태 변화를 잘 설명하지 못하였다. 모형 1의 추정결과는 모든 변수들의 t값이 통계적으로 유의하였으나 [그림 9]에서와 같이 cohort별 추정값이 실제값을 잘 추정하고 있지 못하였다. 모형 2에는 주택소유, 부동산 자본이득 등의 변수를 포함시켰으나 모형 1의 연령구조와 크게 달라지지 않아 이들 변수가 소비행태변화에 미치는 영

20) <표 9>의 모형1을 대상으로 $\chi^2(10)=1553.27$ 으로 $\text{Prob}>\chi^2=0.0000$ 이 나와 귀무가설을 기각하였다.

21) 국민은행, 시도별 주택매매가격지수

22) 자본이득=(주택대출금액/주택가격지수), 주택대출금액은 2001~2002년 가계대출의 평균 50%정도가 주택대출인 것을 감안하여 총부채의 50%로 하였다.

향은 별로 크지 않은 것 같다.²³⁾ 모형 3에서는 2001~2003년 동안의 연도-cohort 더미를 모형에 넣은 결과 추정값이 실제값을 매우 잘 따라가고 있는 것을 확인할 수 있다. 이는 2001~2003년 동안의 연도-cohort 더미, 즉 동 기간 동안의 cohort별 차별적인 소비행태 변화가 통계적으로 모두 유의하게 소비에 영향을 주었음을 말해주는 것이다. 즉, 모형설정에서와 같이 2001~2003년 동안의 관측 불가능한 주요 경제환경 변화 등이 cohort의 평소와 다른 소비행태 변화를 야기했음을 의미한다.

1998~2003년 동안의 연도효과를 각 cohort별로 통제된 모형 4의 추정결과는 모형 3의 결과보다 더 정확히 실제값을 추정하고 있다. 이는 Attanasio and Weber(1994)의 방법론을 한국 자료에 적용하기 위해 1998~2000년 동안의 기간을 더미변수로 처리하였지만 동 기간 동안의 연도-cohort 효과도 소비행태 변화에 영향을 미쳤음을 말해주는 것이다. 동 모형에서 비록 1998~2000년 동안 연도-cohort 더미 중 몇몇은 t값이 유의적이지 않으나 F통계량의 귀무가설이 기각되어 모형설정 오류는 없는 것으로 보인다.

이러한 모형 추정 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 인구구조 요인은 위기 이후 소비행태 변화에 영향을 미치지 않았던 것으로 보인다. 둘째, 부동산자본이득 등 부의 효과도 소비행태 변화에 큰 영향을 주지 않았던 것으로 나타난다.²⁴⁾ 다만 50대 이후 추정값과 실제값 사이의 차이가 줄어

23) 모든 모형에서 주택 소유자이면서도 모기지나 주택대출을 가지고 있는 경우(hommor) t값이 유의적이지 않은 이유는 서베이 자료에서 주택관련 대출금액이 조사되어 있지 않아 이를 추정하여 계산한 데 기인. 또한 주택소유자의 부동산 자본이득 및 주택대출을 가지고 있는 주택소유자의 부동산 자본이득의 t값이 유의적이지 않은 것(dpown, dpmorl)은 지역 주택가격 지수의 연 증가율을 부동산 자본이득 대응변수로 간주하여 가계의 정확한 부동산 자본이득자료를 알 수 없는 데다 주택관련 대출금액 역시 추산한 데 기인. 한편 그럼에도 불구하고 재미있는 현상은 주택대출을 보유한 주택소유자의 부동산 자본이득이 소비에 미친 영향이 1997~2003년 전기간과 2003년에는 유의적으로 負의 영향을 미쳤으나 2001~2002년 동안에는 통계적으로 유의적이지 않으나 부동산 붐의 영향으로 正의 영향을 미쳤다는 것이다.

24) 이는 2001~2002년 동안 주택가격 급등에 따른 자산증가가 주로 유주택자인 소수의 상위계층 및 강남지역에 집중된 데다 주택담보대출 등 차입을 통한 주택구입이 많아 이자상환부담으로 소비증가 여력이 많지 않았던 데 기인하는 것으로 보인다.

<표 10> 주택구입용 자금대출의 주택소유여부별 구성비 추이

	(단위:%)				
	2001.1/4	2/4	3/4	4/4	2002.1/4
유 주택자	89.6	92.0	90.6	91.9	91.4
무 주택자	10.4	8.0	9.4	8.1	8.6
계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

주: 1) 가계대출 신규취급액이 비교적 큰 시중은행 기준
 자료: 한국은행, “은행의 가계대출 표본조사 결과”, 2002. 4

실제로 이항용(2004)은 소비자 금융의 활성화에 의한 가계부채의 급증은 단기적으로 유동성 제약의 완화를 통하여 소비를 촉진시켰으나 동시에 가계의 부채비율을 상승시켜 주택자산의 부의 효과를 제약하는 요인으로 작용하였음을 보였다. 한편 주식도 중요한 가계자산으로 이의 부의 효과도 관심의 대상이 되는데 우리나라의 주식시장 참여율이 미국의 48.9%, 영국 31.5% 등에 비해 매우 낮은

드는 것으로 미루어 볼 때 유주택자들을 중심으로 부의 효과가 일부 존재하였음을 짐작할 수 있다.²⁵⁾ 셋째, 1998~2003년 동안의 관측불가능한 경제환경 변화, 즉 가계부채 및 신용카드 정책, 주택정책 등 위기 이후 소비위주의 경제회복을 위한 급격한 경제정책의 변화가 가계의 차별적인 소비행태변화를 야기한 것으로 보인다.²⁶⁾ 특히 2001~2002년 가계부채 및 신용카드 사용 급증 등에 따른 가계소비 증가는 2000년 하반기 현대그룹의 유동성 문제 및 2001년 IT산업 버블붕괴로 인한 세계적인 경기침체에도 불구하고 한국경제 성장의 버팀목이 되었다. 그러나 2003년 이후 소비증가의 둔화는 2002년 이후 가계대출 억제정책, 신용카드 종합대책, 주택가격 안정대책 등에 따라 소비심리가 급속히 위축된 데 기인하였다. 넷째, 이런 소비행태의 변화는 모든 연령층에서 동일하게 나타나지 않았다.²⁷⁾ 연도-cohort 더미 변수의 추이(<그림 8> 참조)를 보면 2001~2002년 상대적으로 젊은 연령층(cohort1~3)의 소비증가가 많은데 이는 청년실업 등으로 이 cohort의 소득이 상대적으로 적었음에도 불구하고 신용카드 판매신용, 현금대출을 통해 과소비를 했던 것으로 보인다.²⁸⁾ 반면 2003년 가계소비의 급격한 감소는 2002년 이후 가계부채 및 신용카드 억제정책, 주택안정화 정책 등이 한꺼번에 발표되면서 전 연령층의 예비적 저축 동기²⁹⁾를 심화시켰는데 특히 자녀결혼, 노후준비 등이 필요한 60~65세(cohort8) 연령층에서는 이론과 달리 금융자산 축적이 미약(저축률

9.5%(1999년 기준)를 기록하여 증가상승에 의한 부의 효과도 크지 않았을 것으로 예상된다.

25) 유주택자의 비중은 50대 이후의 연령층이 약 78%로 가장 많은 비중을 차지하였다.

<표 11> 입주형태별(2002) 가구비중(%)

	자가	전세	월세	기타
20대	23.53	52.94	23.53	0.00
30대	46.13	44.89	6.48	2.49
40대	64.57	28.34	4.99	2.09
50대	78.82	18.12	1.97	1.09
60대	78.16	18.09	1.71	2.05
70대 이상	76.71	16.44	2.05	4.79

자료: 한국노동패널

26) 위기 이후 저금리 현상은 중요한 가계소비결정인 데도 불구하고 패널 모형의 특성상 이를 고려하지 못하였다는 한계가 있으나 관측 불가능한 요소를 통제하는 연도-cohort 더미에 저금리 효과가 포착되고 또한 저금리가 주택담보대출을 중심으로 한 가계부채 확대를 야기했다는 측면에서 간접적으로 모형에 반영되었다고 볼 수 있다.

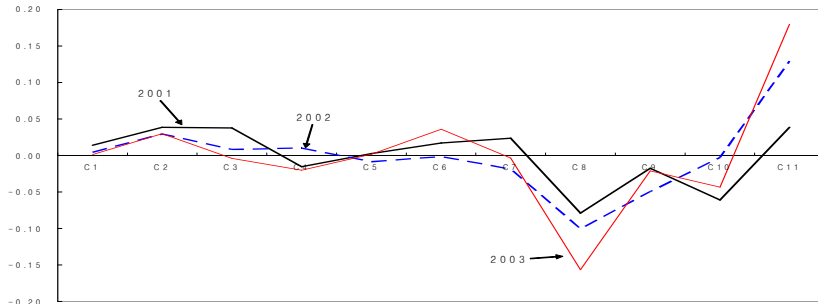
27) 이러한 결과는 연령별로 저축, 소비가 다르다는 확률적 생애주기이론과 일관되는 결과라고 볼 수 있다.

28) 감사원(2004)의 신용카드사 부실초래 관련 감사보고서에 의하면 정부의 신용카드 거래 활성화 조치는 소득이 불확실한 무소득자, 학생, 신용불량자, 명의 차명자 등을 중심으로 소득을 초과한 과도한 소비를 야기하였음을 지적하였다(<참고 2> 참조).

29) 재정부(2004)의 “2004년 IMF 연례협의단의 한국경제보고서”에서는 2001~2002년 동안 발생한 가계 및 기업에 대한 과도한 신용팽창 때문에 2003~2004년 동안의 국내수요 침체가 발생하였으며 10.29 주택시장 안정대책은 주택가격을 안정화시키는 데에는 성공했지만 동시에 투기지역 등의 부동산거래의 급격한 축소로 인해 가계로 하여금 예비적 동기에 의한 저축을 늘리도록 하여 가계의 소비가 감소하였음을 지적하였다.

(低)함에 따라 유동성 제약이 악화되면서 소비를 가장 크게 줄인 것으로 나타났다.³⁰⁾

[그림 8] 2001~2003년간 연도-cohort 더미1) 추이



주: 1) 모형 3의 각 연도-cohort 더미 변수 계수에서 평균을 제거

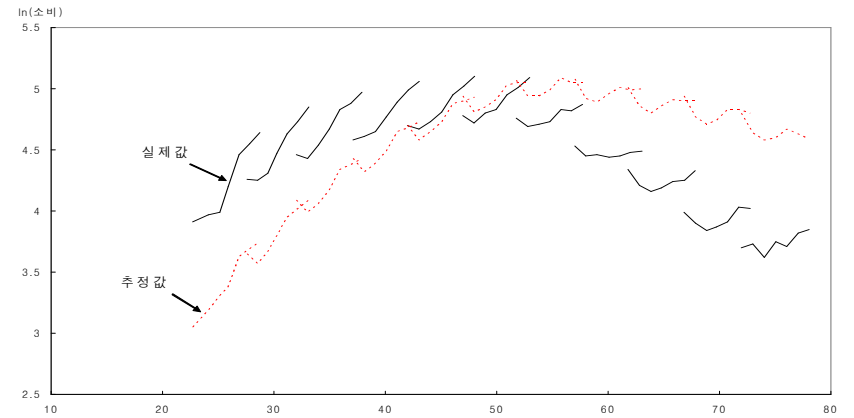
30) 가장 고령층인 70~75세(cohort11)에서는 2001~2003년 동안 소비가 오히려 증가했는데 이는 동 cohort의 구성원수가 상대적으로 가장 적으나 최상위 소득 계층이 가장 많아 이들의 높은 소비수준이 반영된 결과이다.

<표 12> 각 모형의 가계소비에 대한 추정결과

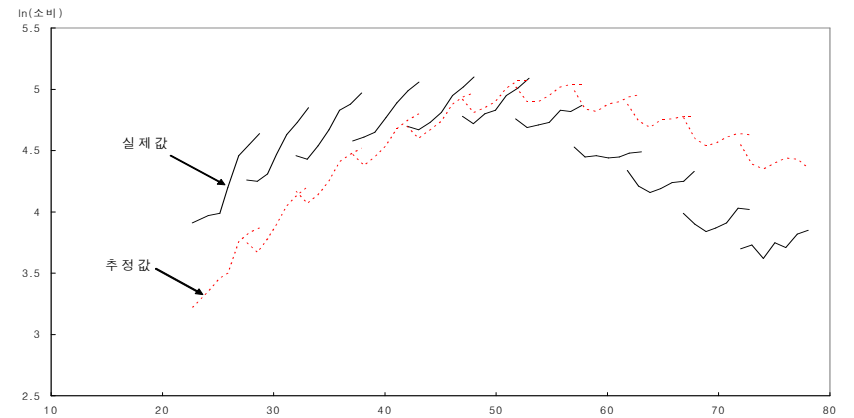
ln(소비)	모형1		모형2		모형3		모형4	
	계수	t값	계수	t값	계수	t값	계수	t값
hhage	0.1019	19.52	0.0862	17.00	0.0458	16.78	0.0465	10.68
hhage2	-0.0078	-14.81	-0.0069	-13.47	-0.0058	-21.22	-0.0059	-13.08
hsize	0.7695	12.15	0.0750	12.27	0.0756	12.85	0.0733	12.06
hsize13	0.4948	6.27	0.0459	6.03	0.0437	5.93	0.0444	5.83
hsize16	0.0910	9.15	0.0793	8.26	0.0837	9.07	0.0846	8.83
hsize19	0.1173	12.06	0.1088	11.59	0.1183	13.13	0.1184	12.59
hsize24	-0.0327	-4.52	-0.0177	-2.52	-0.0137	-2.01	-0.0172	-2.45
adult	0.1190	15.03	0.0936	12.22	0.0940	12.73	0.0972	12.72
adultdmy	0.3584	28.54	0.2887	23.62	0.2867	23.64	0.2857	23.51
regdmy	0.1287	17.58	0.1505	21.01	0.1534	21.50	0.1529	21.42
homown			0.1778	22.21	0.1814	22.60	0.1814	22.46
hommor			-0.0105	-1.12	-0.0132	-1.42	-0.0130	-1.40
earn1			0.3604	32.36	0.3528	31.86	0.3539	31.94
dpmor			0.1434	1.51	0.1046	1.10	0.1046	1.06
dpmor1			-0.0026	-2.41	-0.0026	-2.38	-0.0025	-2.33
dpmor13			0.4247	3.20	0.3125	2.12	0.3120	2.08
dpmor13			0.0239	0.24	0.0258	0.26	0.0260	0.27
d98	-0.1849	-18.56	-0.1587	-12.48	-0.0616	-4.54		
d99	-0.1547	-15.80	-0.1395	-14.58	-0.0080	-0.71		
d00	-0.1274	-13.45	-0.1061	-11.43	0.0557	4.99		
db1							-0.1387	-1.63
db2							-0.0310	-0.87
db3							-0.0786	-3.07
db4							-0.0415	-1.75
db5							-0.0586	-2.50
db6							-0.0707	-2.58
db7							-0.0547	-1.93
db8							-0.0798	-2.65
db9							-0.0853	-2.52
db10							-0.1168	-2.85
db11							0.0447	0.84
dc1							-0.1667	-2.41
dc2							-0.0077	-0.23
dc3							0.0124	0.48
dc4							-0.0250	-1.08
dc5							-0.0144	-0.63
dc6							0.0187	0.69
dc7							0.0223	0.80
dc8							0.0032	0.11
dc9							-0.0326	-0.96
dc10							-0.0768	-1.88
dc11							0.0256	0.46

ln(소비)	모형1		모형2		모형3		모형4	
	계수	t값	계수	t값	계수	t값	계수	t값
dd1							0.0593	1.04
dd2							0.0813	2.64
dd3							0.0982	3.84
dd4							0.0679	2.93
dd5							0.0511	2.22
dd6							0.0661	2.50
dd7							0.0564	2.02
dd8							-0.0189	-0.64
dd9							-0.0024	-0.07
dd10							-0.0017	-0.04
dd11							0.1622	2.78
de1					0.2075	4.40	0.2152	4.38
de2					0.2317	8.31	0.2372	8.14
de3					0.2310	9.23	0.2355	9.22
de4					0.1781	7.69	0.1801	7.64
de5					0.1959	8.49	0.1963	8.31
de6					0.2105	7.84	0.2088	7.61
de7					0.2171	7.69	0.2115	7.33
de8					0.1144	3.94	0.1056	3.50
de9					0.1759	5.51	0.1654	4.83
de10					0.1322	3.53	0.1206	2.87
de11					0.2320	4.22	0.2190	3.53
df1					0.2575	7.02	0.2643	6.82
df2					0.2825	11.30	0.2875	11.00
df3					0.2614	10.81	0.2653	10.77
df4					0.2633	11.22	0.2648	11.08
df5					0.2446	10.39	0.2446	10.15
df6					0.2516	9.34	0.2490	9.04
df7					0.2343	8.44	0.2278	8.02
df8					0.1527	5.29	0.1435	4.76
df9					0.2036	6.30	0.1930	5.49
df10					0.2503	6.59	0.2386	5.50
df11					0.3823	7.48	0.3690	6.18
dg1					0.3428	10.19	0.3491	9.84
dg2					0.3716	15.11	0.3766	14.75
dg3					0.3377	13.93	0.3411	13.83
dg4					0.3217	13.88	0.3228	13.66
dg5					0.3436	14.75	0.3432	14.37
dg6					0.3779	14.28	0.3743	13.83
dg7					0.3384	12.46	0.3310	11.87
dg8					0.1852	6.40	0.1755	5.75
dg9					0.3205	9.89	0.3096	8.67
dg10					0.2982	7.62	0.2862	6.32
dg11					0.5216	9.39	0.5082	7.86
R2	0.2643		0.3151		0.4468		0.4477	
N	28,054		28,054		28,054		28,054	
F test	774.70		585.86		411.08		266.76	
p-values	0.0000		0.0000		0.0000		0.0000	

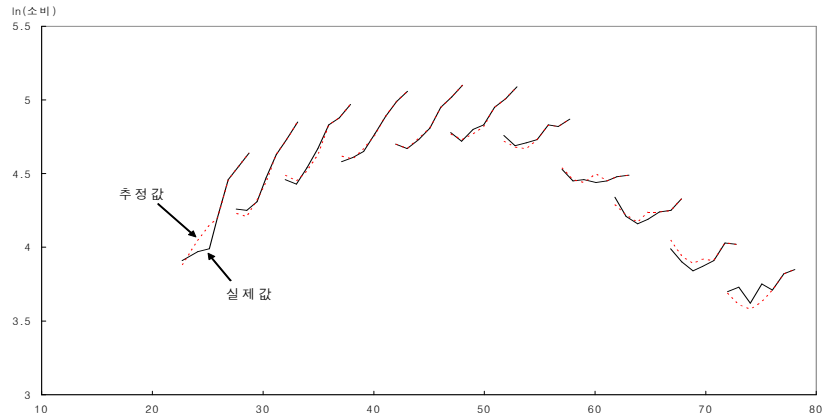
[그림 9] 모형 1의 실제값과 추정값의 연령구조



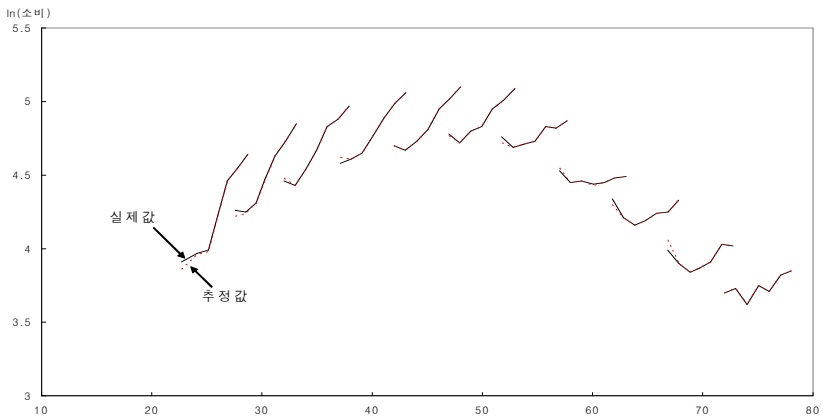
[그림 10] 모형 2의 실제값과 추정값의 연령구조



[그림 11] 모형 3의 실제값과 추정값의 연령구조



[그림 12] 모형 4의 실제값과 추정값의 연령구조



<참고 2>

신용카드 정책과 소비

- 정부의 신용카드거래 활성화 조치는 2003년 신용카드사 유동성 위기, 2004년 감사원 특감을 받을 정도로 과도한 측면이 있었으며 이에 따라 소비의 급등락에 주요한 영향을 미쳤음
- 감사원(2004)에 의하면 정부의 신용카드 거래 활성화 조치는 민간소비의 과도한 증가를 유발한 것으로 나타남
 - 정부의 신용카드사에 대한 규제완화 이후 신용카드사의 과도한 차입에 의한 현금대출 위주의 외형확대 전략은 과소비를 부추긴 주된 요인이 되었음
 - 신용카드사는 규제가 완화되자 외형확대 위주의 경영전략에 따라 개인신용정보 및 소득여부의 검토없이 무분별하게 카드납발을 하고 현금대출위주의 경영을 하였음
 - 이에 따라 현금서비스 이용금액이 도시가계 월평균 증가속도보다 빠르게 증가하는 등 현금서비스 이용해도 확대가 과소비의 주요한 원인이 되었음
 - 경제활동인구 1인당 매월 이용가능한 현금서비스한도액이 한도폐지 당시 126만원에서 2002년말 774.4만원으로 불과 3년만에 6.1배가 증가한 반면 같은 기간중 도시가계 월평균소득은 222만원에서 279.2만원으로 1.26배 상승하는데 그쳤음

<표 13> 신용카드 현금서비스 한도 변동 현황

	1999.5	2000	2001	2002	2003
평균 현금서비스한도(A)	70.0	144.4	207.1	172.1	84.8
1인당 카드수(B, 매)	1.8	2.6	3.7	4.5	4.0
이용가능액(A×B)	126.0	375.4	766.2	774.4	339.2
도시가계 평균소득	222.0	238.6	262.5	279.2	293.9

자료: 감사원(2004)에서 재인용

- 신용카드사의 외형확대경쟁에 따른 무분별한 카드납발은 신용카드이용자의 결제능력을 초과한 카드사용 등을 초래하였고 이 역시 소비증가의 주된 요인이 되었음
 - 실제로 2002년말 현재 전체 신용카드회원 2,495만명중 4매 이상 복수카드 소지자는 1,023만명(41.0%)에 이르고 복수카드소지자중 2개 이상의 신용카드사로부터 현금서비스를 받고 있는 다중 현금서비스 이용자는 279만명, 4개 이상 돌려막기식 현금서비스 이용자는 107만명에 이른 것으로 나타났음

- 이에 따라 신용카드 연간 이용액은 2002년 680.8조원으로 1999년 63.6조원에서 불과 4년 만에 10배 이상 폭등하여 가계신용의 급속한 증가 및 민간소비지출 증가의 주요한 요인이 되었음

<표 14> 신용카드 발급 및 이용 현황

	1999	2000	2001	2002	2003
카드발급수(만매)	3,899	5,788	8,500	10,481	9,522
경제활동인구 1인당 카드수(매)	1.8	2.6	3.7	4.5	4.0
가계신용대비 신용카드비중(%)	10.9	17.7	19.7	19.1	12.7
민간소비지출대비 신용카드 이용액(%)	14.8	25.6	53.7	75.9	69.2

자료: 감사원(2004)에서 재인용

- 이러한 위험관리 없는 카드발급 및 이용증가는 상환능력도 없이 무분별하게 복수의 신용카드를 이용할 수 있도록 하여 신용불량자 양산 및 신용카드사 부실을 가중시키고 가계소비 감소의 주원인이 됨
- 소득을 초과한 과도한 소비로 인한 결제능력 부족으로 1개 신용카드사에 연체가 발생하여 신용불량자가 되면 복수카드 발급에 따라 타 신용카드사에도 연체가 발생
 - 실제로 신용카드관련 신용불량자수는 1999년 59만명에서 2003년 240만 명으로 증가하였으며 특히 2003년 한해 동안 신용불량자 증가 108만명중 신용카드관련 신용불량자가 91만명으로 전체의 84%를 차지하였음
 - 신용카드사의 무리한 영업확장으로 2002년 하반기 이후 신용카드사의 연체채권비율이 급증하여 경영여건이 악화
- 이러한 무소득자 등의 결제능력을 초과한 소비지출로 인한 신용불량자 급증, 신용카드사의 유동성 악화로 인한 가계신용의 큰 폭의 축소 및 정책당국의 신용카드사에 대한 일련의 자산건전성 감독 강화 등의 조치로 인해 채무상환능력이 낮은 계층을 중심으로 유동성 제약이 강화되면서 소비가 감소하였음
- 이러한 외환위기 이후 소비축진을 위한 우리나라의 신용카드 정책은 다른 외환위기 경험국인 태국과 비교해서도 과도했던 것으로 보여짐
- 태국은 우리나라와 유사하게 위기이후 소비주도 회복정책을 실행하여 신용카드 붐 등 가계부채가 증가하였으나 신용평가회사(Credit Bureau) 제도화 및 신용카드의 과도한 사용을 규제하는 법을 제정하는 등 선제적이고 보수적인 태도를 취함(Thaicharoen et al. 2004)

- 반면 우리나라는 신용카드사들이 이용자들의 신용정보를 제대로 관리하지 못했을 뿐만 아니라 재정부 등 감독당국도 신용카드사의 부실에 선제적으로 대응하지 못하였음(감사원 2004)
 - 신용카드사들은 복수카드 소지자의 연체정보를 개인신용관리 강화를 위해 활용하기 보다는 오히려 영업확대를 위한 정보로 활용하는 사례도 있었음
 - 한편 재정부, 금감위, 금감원 등 금융감독당국은 신용카드 규제완화 및 이용활성화에 따른 부작용에 대한 보완책 및 감독을 적기에 마련하지 못하여 신용카드 부실화 문제에 선제적으로 대응하지 못하였음

<표 15> 한국과 태국의 신용카드관련 비교

	현금서비스/ 총신용카드 사용(%)	카드개수(백만)	근로자 1인당 카드 개수(개)
한국(2003.3/4)	57.0	100.0	4.0
태국(2004.2/4)	15.3	8.0	0.2

자료: Thaicharoen et al.(2004)
감사원(2004)을 주로 참고

IV. 결론

외환위기 이후 소비행태에 관한 많은 연구들이 있어왔으나 대부분의 연구들은 집계 시계열 자료를 사용하여 Euler 선형방정식을 추정하는 단계에 머물렀다. 그러나 외환위기 이후 대규모 실직, 경제환경 변화 등으로 소비행태의 변화가 모든 연령층에 동일한 정도로 나타났다고 보기는 어렵다. 즉 소비행태 변화를 설명하는 경제이론중 기대소득의 증가, 부의 효과, 유동성 제약 및 예비적 저축 등이 특정 연령층에 집중되어 나타났을 가능성이 매우 커졌음을 의미한다. 이는 Euler 선형방정식을 사용한 그동안의 연구들에서 외환위기 이후의 경제환경 변화에 따른 소비행태 변화를 제대로 감안하지 못하여 소비행태 변화가 모든 연령층에서 동질적으로 나타났다고 하는 결과가 잘못될 수 있음을 보여주는 것이다.

본 논문에서는 이러한 그동안의 소비행태에 관한 연구방법의 문제점을 인식하고 의사패널인 cohort 분석방법을 채택하여 그 동안 소비행태 변화를 설명하는 유동성 제약, 예비적 저축 이론 등이 주로 어떤 연령층에서 집중적으로 발생하였고 이에 따라 어떤 연령층의 비정상적인 소비행태가 위기 이후 소비의 경기 동행성을 야기했는지를 분석하였다.

의사패널을 이용하여 cohort별 차별적인 소비행태 변화를 분석한 결과에 의하면 외환위기 이후 거시경제 불안정을 심화시킨 소비의 경기 동행성은 연령별 동질적인 소비행태에서 비롯된 것이 아니라 생애주기에 걸친 연령별 차별적인 소비행태에서 비롯되었음을 확인할 수 있었다. 즉 2001 ~

2002년 동안 소비증가율이 소득증가율을 상회하는 기간은 상대적으로 소득이 적은 젊은 연령층에서 신용카드 활성화 정책 등에 의한 미래기대소득 증가의 영향으로 과도한 소비를 하여 소비의 경기 동행성을 유발하였다. 2003년 가계소비가 급격하게 감소한 기간에는 2002년 이후 가계부채 및 신용카드 억제정책, 주택안정화 정책 등이 한꺼번에 발표되면서 전 연령층의 예비적 저축 동기를 심화시킨 가운데 특히 자녀결혼, 노후준비 등이 필요한 60~65세 은퇴 연령층에서 유동성 제약 및 예비적 저축동기가 심화되면서 소비를 가장 크게 줄인 것으로 나타났다.

한편 외환위기 이후 이러한 소비행태의 연령별 이질성 심화는 앞으로 가계의 소비행태에 영향을 미치는 정책은 연령별 소비행태의 차별적 결과를 낳아 정책의도의 달성을 어렵게 할지도 모른다는 것을 시사한다. 이러한 소비행태의 이질성을 고려하지 않은 거시정책의 효과는 우리나라에서 2001~2002년의 소비증가가 주로 젊은 연령층에서 실질소득 혹은 생산성 증가 없이 정부의 신용카드 사용 활성화 정책에 기인하였다는 것을 감안하지 않은 채 가계부채 및 신용카드 사용 억제, 주택 가격 안정화 정책 등이 전 연령층을 대상으로 실시됨에 따라 2003년 전 연령층에서 소비가 감소한 것에서도 확인할 수 있다. 따라서 앞으로 주요 경제정책이 가계소비에 미치는 차별적인 영향에 대한 파급효과를 감안하여 신중하게 정책을 실시해야 할 것이다.³¹⁾

마지막으로 실증분석을 수행하지는 못하였으나 소비의 사회문화적 접근에서 시사하는 바와 같이 현실에서는 경제이론에서 가정하는 바와 같이 소비자 선호는 고정되어 있지 않고 사회문화적 요인에 의해서 변화하고 있음을 정책당국자는 고려해야 할 것으로 보인다. 현재 우리나라의 소비사회는 빈곤을 면하는 복지소비에서 소비지상주의 단계에 와있는 것으로 생각되며 한편으로는 가치소비, 웰빙소비 등 포스트모던 소비 현상도 등장하고 있다. 따라서 정책담당자는 이러한 소비자 선호의 변화를 면밀히 관찰하고 변화된 소비자 선호에 맞는 소비 여건을 적시에 마련하는 것도 중요할 것으로 생각된다.

31) Lucas 비판(Lucas critique)에 의하면 경제정책의 유효성을 평가하기 위해서는 경제주체가 경제환경 변화에 어떻게 반응했는지를 아는 것이 중요하다고 한다. 왜냐하면 합리적 기대이론에 의하면 경제주체는 새로운 정보에 따라 합리적으로 각자의 판단과 행동을 변화시키기 때문이다. 이러한 합리적 기대이론에 의하면 외환위기 이후 가계는 새로운 정보를 바탕으로 나름대로 합리적인 대응을 하여 소비행태를 변화시켰다고 볼 수 있으므로 앞으로의 경제정책은 변화된 가계의 소비행태를 감안하여 실시되어야 할 것으로 보인다.

<부록 1>

변수의 기본 통계

변수	변수명	N	평균	표준편차	최소값	최대값
lcon	ln(소비)	28,054	4.62	0.67	0.72	7.68
hhage	가구주나이	28,054	47.64	12.67	20	80
hhage2	(가구주나이) ² /10	28,054	243.00	127.43	40	640
hsize	가구 크기	28,054	3.45	1.33	1	11
hsize13	8~13세 자녀수	28,054	0.29	0.60	0	4
hsize16	14~16세 자녀수	28,054	0.15	0.40	0	3
hsize19	17~19세 자녀수	28,054	0.17	0.43	0	3
hsize24	20~24세 자녀수	28,054	0.29	0.62	0	3
adult	성인수	28,054	2.52	1.08	1	9
adultdmy	성인더미(성인 2인 이상 1, 나머지 0)	28,054	0.89	0.32	0	1
regdmy	지역더미(서울 1, 나머지 0)	28,054	0.24	0.43	0	1
homown	입주형태더미(자가 1, 나머지 0)	28,054	0.57	0.50	0	1
hommor	부동산대출더미(주택대출 有 1, 無 0)	28,054	0.14	0.35	0	1
earn1	소득더미(근로, 자산소득 有 1, 無 0)	28,054	0.90	0.30	0	1
dpown	부동산 자본이득더미(자가소유자 1, 나머지 0)	28,054	0.00	0.07	-0.20	0.31
dpmor	주택대출을 가진 주택소유자의 자본이득더미(자가소유자 1, 나머지 0)	28,054	-0.02	2.75	-461.39	4.32
dpown1	dpown의 연도더미(2001~2002이면 1, 나머지 0)	28,054	0.01	0.04	-0.09	0.17
dpmor1	dpmor의 연도더미(2001~2002이면 1, 나머지 0)	28,054	0.00	0.03	-0.81	4.32
dpownl3	dpown의 연도더미(2003이면 1, 나머지 0)	28,054	0.01	0.04	-0.06	0.31
dpmorl3	dpmor의 연도더미(2003이면 1, 나머지 0)	28,054	0.00	0.02	-0.26	2.36
d98	1998 연도더미	28,054	0.14	0.35	0	1
d99	1999 연도더미	28,054	0.13	0.34	0	1
d00	2000 연도더미	28,054	0.14	0.34	0	1
db1	1998 연도-cohort 더미(1998, C1)	28,054	0.00	0.04	0	1
db2	1998 연도-cohort 더미(1998, C2)	28,054	0.01	0.10	0	1
db3	1998 연도-cohort 더미(1998, C3)	28,054	0.02	0.13	0	1
db4	1998 연도-cohort 더미(1998, C4)	28,054	0.02	0.15	0	1
db5	1998 연도-cohort 더미(1998, C5)	28,054	0.02	0.15	0	1
db6	1998 연도-cohort 더미(1998, C6)	28,054	0.02	0.13	0	1
db7	1998 연도-cohort 더미(1998, C7)	28,054	0.02	0.12	0	1
db8	1998 연도-cohort 더미(1998, C8)	28,054	0.01	0.11	0	1
db9	1998 연도-cohort 더미(1998, C9)	28,054	0.01	0.10	0	1
db10	1998 연도-cohort 더미(1998, C10)	28,054	0.01	0.09	0	1
db11	1998 연도-cohort 더미(1998, C11)	28,054	0.00	0.07	0	1
dc1	1999 연도-cohort 더미(1999, C1)	28,054	0.00	0.05	0	1
dc2	1999 연도-cohort 더미(1999, C2)	28,054	0.01	0.10	0	1
dc3	1999 연도-cohort 더미(1999, C3)	28,054	0.02	0.13	0	1
dc4	1999 연도-cohort 더미(1999, C4)	28,054	0.02	0.14	0	1
dc5	1999 연도-cohort 더미(1999, C5)	28,054	0.02	0.14	0	1
dc6	1999 연도-cohort 더미(1999, C6)	28,054	0.01	0.12	0	1
dc7	1999 연도-cohort 더미(1999, C7)	28,054	0.01	0.12	0	1
dc8	1999 연도-cohort 더미(1999, C8)	28,054	0.01	0.11	0	1
dc9	1999 연도-cohort 더미(1999, C9)	28,054	0.01	0.10	0	1
dc10	1999 연도-cohort 더미(1999, C10)	28,054	0.01	0.08	0	1
dc11	1999 연도-cohort 더미(1999, C11)	28,054	0.00	0.06	0	1

Cohort 정의 및 자료 개관

Cohort 정의 및 자료 개관(1997)

cohort	cell size	가구주 나이	평균 가구원수	평균소득 (만원)	평균소비 (만원)	평균저축	평균저축률
1	40	22.7	1.5	88.2	57.7	26.0	0.28
2	256	27.6	2.3	134.8	82.2	45.0	0.33
3	561	32.0	3.3	149.3	100.1	51.2	0.31
4	690	37.1	3.8	167.5	113.2	48.9	0.27
5	753	42.0	3.9	171.0	129.2	43.7	0.23
6	544	47.0	4.0	177.6	141.8	37.3	0.19
7	490	51.8	4.1	175.6	141.1	36.1	0.18
8	404	57.0	3.6	156.8	114.6	31.1	0.15
9	312	61.8	3.1	128.0	102.1	25.2	0.13
10	222	66.8	2.8	80.2	74.9	17.8	0.11
11	138	72.0	2.3	56.4	54.7	8.4	0.06

Cohort 정의 및 자료 개관(1998)

cohort	cell size	가구주 나이	평균 가구원수	평균소득 (만원)	평균소비 (만원)	평균저축	평균저축률
1	42	24.1	2.1	93.5	52.7	24.5	0.24
2	268	28.5	2.5	119.6	74.1	32.7	0.25
3	515	33.0	3.5	155.0	93.4	38.8	0.22
4	612	38.1	4.0	173.0	111.8	31.8	0.18
5	644	43.0	4.0	179.6	120.5	28.3	0.13
6	466	48.0	4.1	194.6	130.9	24.3	0.11
7	439	52.8	4.2	191.4	126.2	25.3	0.13
8	375	58.0	3.7	149.1	103.1	20.0	0.11
9	296	62.8	3.2	120.4	86.9	13.5	0.08
10	211	67.8	2.8	88.6	68.3	9.9	0.08
11	128	73.0	2.5	62.6	56.2	6.0	0.03

변수	변수명	N	평균	표준편차	최소값	최대값
dd1	2000 연도-cohort 더미(2000, C1)	28,054	0.00	0.06	0	1
dd2	2000 연도-cohort 더미(2000, C2)	28,054	0.01	0.11	0	1
dd3	2000 연도-cohort 더미(2000, C3)	28,054	0.02	0.13	0	1
dd4	2000 연도-cohort 더미(2000, C4)	28,054	0.02	0.14	0	1
dd5	2000 연도-cohort 더미(2000, C5)	28,054	0.02	0.14	0	1
dd6	2000 연도-cohort 더미(2000, C6)	28,054	0.02	0.12	0	1
dd7	2000 연도-cohort 더미(2000, C7)	28,054	0.01	0.12	0	1
dd8	2000 연도-cohort 더미(2000, C8)	28,054	0.01	0.11	0	1
dd9	2000 연도-cohort 더미(2000, C9)	28,054	0.01	0.10	0	1
dd10	2000 연도-cohort 더미(2000, C10)	28,054	0.01	0.09	0	1
dd11	2000 연도-cohort 더미(2000, C11)	28,054	0.00	0.06	0	1
de1	2001 연도-cohort 더미(2001, C1)	28,054	0.00	0.07	0	1
de2	2001 연도-cohort 더미(2001, C2)	28,054	0.01	0.11	0	1
de3	2001 연도-cohort 더미(2001, C3)	28,054	0.02	0.13	0	1
de4	2001 연도-cohort 더미(2001, C4)	28,054	0.02	0.14	0	1
de5	2001 연도-cohort 더미(2001, C5)	28,054	0.02	0.14	0	1
de6	2001 연도-cohort 더미(2001, C6)	28,054	0.01	0.12	0	1
de7	2001 연도-cohort 더미(2001, C7)	28,054	0.01	0.11	0	1
de8	2001 연도-cohort 더미(2001, C8)	28,054	0.01	0.11	0	1
de9	2001 연도-cohort 더미(2001, C9)	28,054	0.01	0.10	0	1
de10	2001 연도-cohort 더미(2001, C10)	28,054	0.01	0.09	0	1
de11	2001 연도-cohort 더미(2001, C11)	28,054	0.00	0.06	0	1
df1	2002 연도-cohort 더미(2002, C1)	28,054	0.01	0.09	0	1
df2	2002 연도-cohort 더미(2002, C2)	28,054	0.02	0.13	0	1
df3	2002 연도-cohort 더미(2002, C3)	28,054	0.02	0.13	0	1
df4	2002 연도-cohort 더미(2002, C4)	28,054	0.02	0.14	0	1
df5	2002 연도-cohort 더미(2002, C5)	28,054	0.02	0.14	0	1
df6	2002 연도-cohort 더미(2002, C6)	28,054	0.02	0.12	0	1
df7	2002 연도-cohort 더미(2002, C7)	28,054	0.01	0.12	0	1
df8	2002 연도-cohort 더미(2002, C8)	28,054	0.01	0.12	0	1
df9	2002 연도-cohort 더미(2002, C9)	28,054	0.01	0.10	0	1
df10	2002 연도-cohort 더미(2002, C10)	28,054	0.01	0.09	0	1
df11	2002 연도-cohort 더미(2002, C11)	28,054	0.00	0.06	0	1
dg1	2003 연도-cohort 더미(2003, C1)	28,054	0.01	0.09	0	1
dg2	2003 연도-cohort 더미(2003, C2)	28,054	0.02	0.13	0	1
dg3	2003 연도-cohort 더미(2003, C3)	28,054	0.02	0.13	0	1
dg4	2003 연도-cohort 더미(2003, C4)	28,054	0.02	0.14	0	1
dg5	2003 연도-cohort 더미(2003, C5)	28,054	0.02	0.14	0	1
dg6	2003 연도-cohort 더미(2003, C6)	28,054	0.02	0.12	0	1
dg7	2003 연도-cohort 더미(2003, C7)	28,054	0.01	0.12	0	1
dg8	2003 연도-cohort 더미(2003, C8)	28,054	0.01	0.11	0	1
dg9	2003 연도-cohort 더미(2003, C9)	28,054	0.01	0.10	0	1
dg10	2003 연도-cohort 더미(2003, C10)	28,054	0.01	0.08	0	1
dg11	2003 연도-cohort 더미(2003, C11)	28,054	0.00	0.06	0	1

Cohort 정의 및 자료 개관(1999)

cohort	cell size	가구주 나이	평균 가구원수	평균소득 (만원)	평균소비 (만원)	평균저축	평균 저축률
1	60	25.2	2.2	106.1	61.5	32.5	0.31
2	277	29.5	2.5	146.2	83.2	41.4	0.26
3	468	34.0	3.5	168.8	106.4	42.6	0.23
4	568	39.1	3.9	177.7	117.6	34.2	0.16
5	596	44.1	4.0	187.4	129.8	31.1	0.13
6	411	49.0	4.0	196.3	145.2	33.7	0.14
7	385	53.8	4.0	200.8	132.6	26.2	0.11
8	345	59.0	3.3	146.9	106.5	23.0	0.14
9	270	63.8	2.8	134.3	84.5	14.3	0.08
10	203	68.9	2.5	81.8	61.7	9.2	0.05
11	118	74.0	2.1	63.5	50.6	9.5	0.05

Cohort 정의 및 자료 개관(2000)

cohort	cell size	가구주 나이	평균 가구원수	평균소득 (만원)	평균소비 (만원)	평균저축	평균 저축률
1	93	25.9	2.2	115.1	78.4	39.0	0.35
2	345	30.3	2.8	170.9	94.7	50.2	0.33
3	464	35.0	3.7	203.4	119.4	52.3	0.26
4	573	40.1	4.0	191.7	129.8	41.6	0.23
5	581	45.1	4.0	202.7	140.3	67.5	0.19
6	430	49.9	4.1	209.4	150.1	36.6	0.2
7	385	54.8	4.0	201.0	137.2	213.2	0.17
8	345	60.1	3.4	151.1	101.1	26.4	0.18
9	287	64.8	3.0	126.6	83.5	59.3	0.09
10	205	69.7	2.5	80.6	61.3	8.5	0.09
11	108	75.1	2.2	66.2	55.3	7.5	0.08

Cohort 정의 및 자료 개관(2001)

cohort	cell size	가구주 나이	평균 가구원수	평균소득 (만원)	평균소비 (만원)	평균저축	평균 저축률
1	123	26.9	2.4	152.6	94.9	38.0	0.35
2	373	31.2	2.7	222.7	113.5	57.8	0.26
3	459	35.9	3.7	243.3	140.8	53.8	0.22
4	549	41.1	3.9	242.3	147.4	48.6	0.19
5	550	46.1	3.9	244.8	163.4	42.8	0.17
6	398	50.9	3.9	253.4	167.2	46.6	0.18
7	357	55.8	3.7	249.5	151.0	43.2	0.15
8	336	61.1	3.0	180.4	103.4	29.7	0.15
9	281	65.8	2.6	165.9	90.2	18.8	0.13
10	208	70.7	2.4	91.5	63.9	9.7	0.09
11	95	76.0	2.1	129.5	54.7	3.7	0.02

Cohort 정의 및 자료 개관(2002)

cohort	cell size	가구주 나이	평균 가구원수	평균소득 (만원)	평균소비 (만원)	평균저축	평균 저축률
1	212	27.8	2.4	168.0	107.1	40.0	0.25
2	487	32.1	2.8	226.4	124.7	53.8	0.25
3	521	36.9	3.6	248.2	146.5	51.7	0.20
4	586	42.1	3.9	253.2	168.3	44.9	0.17
5	601	47.1	3.9	271.8	178.7	45.0	0.14
6	444	51.9	3.9	300.1	180.3	43.6	0.15
7	407	56.7	3.5	255.5	149.4	39.9	0.14
8	377	62.0	2.9	176.5	108.9	22.9	0.11
9	290	66.9	2.6	156.1	91.6	16.1	0.07
10	214	71.7	2.4	99.2	72.0	9.7	0.05
11	118	77.1	2.0	74.9	60.8	2.5	0.05

Cohort 정의 및 자료 개관(2003)

cohort	cell size	가구주 나이	평균 가구원수	평균소득 (만원)	평균소비 (만원)	평균저축	평균 저축률
1	254	28.7	2.4	199.6	114.2	45.4	0.27
2	496	33.1	3.0	256.4	140.6	55.1	0.23
3	505	37.9	3.7	287.0	161.4	59.3	0.18
4	573	43.1	3.9	282.9	175.8	47.7	0.15
5	581	48.0	3.8	283.0	190.9	39.4	0.13
6	441	53.0	3.8	300.0	192.1	52.6	0.16
7	415	57.7	3.3	272.8	158.0	38.8	0.12
8	358	63.1	2.9	191.8	107.7	22.2	0.11
9	285	67.8	2.6	175.0	97.0	19.1	0.08
10	201	72.8	2.3	120.3	72.3	9.1	0.05
11	98	78.1	1.9	90.4	62.9	3.3	0.02

참고문헌

감사원, 「금융기관 감독실태」, 감사원, 2004. 7.

이항용, “주택가격 변동과 부의 효과,” 「금융경제연구」 제181호, 한국은행 금융경제연구원, 2004. 6.

재경부, 「2004년 IMF 연례협의단의 한국경제보고서」, 2004.10.

한국은행, 「은행의 가계대출 표본조사 결과」, mimeo, 2002. 4.

Bosshart(박종대 옮김), 「소비의 미래: 21세기 시장 트렌드」, 생각의 나무, 2001. 3.

Attanasio, Orazio P., "A Cohort Analysis of Saving Behavior by U.S. Households," NBER Working Paper, No.4454, 1993.

_____, "The Intertemporal Allocation of Consumption: Theory and Evidence," NBER Working Paper, No.4811, 1994.

_____, "Consumption Demand," NBER Working Papers, No.6466, 1998.

Attanasio, Orazio P. and Guglielmo Weber, "The UK Consumption Boom of the Late 1980s: Aggregate Implications of Microeconomic Evidence," The Economic Journal, Vol.104, No.427:1269-1302, Nov. 1994.

Attanasio, Orazio P., James Banks, Costas Meghir and Guglielmo Weber, "Humps and Bumps in Lifetime Consumption," NBER Working Paper, No.5350, Nov. 1995.

Baltagi, Badi H., Econometric Analysis of Panel Data, Chichester: John Wiley & Sons Ltd., 2002.

Browning, M., A. Deaton and M. Irish, "A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demands over the Life Cycle," Econometrica, 55: 503-544, 1985.

Carroll, C. D. and L. H. Summers, "Consumption Growth Parallels Income Growth: Some New Evidence," in B. D. Bernheim and J. B. Shoven (ed.) : National Savings and Economic Performance, Chicago, 1991.

Carroll, C. D., "How Does Future Income Affect Current Consumption?," The Quarterly Journal of Economics, Vol.109(1):111-147, MIT Press, 1994.

Deaton, Angus, "Panel Data from Time Series and Cross Sections," Journal of Econometrics, 30, 109-126, 1985.

Deaton, Angus and C. Paxson, "Saving, Growth and Aging in Taiwan," NBER Working Paper, No.4330, 1993.

Gourinchas, Pierre-Olivier and Jonathan A. Parker, "Consumption over the life cycle,"

- Econometrica, vol.70, No.1, Jan, 2002.
- Halac, Marina and Sergio Schmukler, "Distributional Effects of Crises: The Role of Financial Transfers," Policy Research Working Paper Series, No.3173, The World Bank, 2003.
- Hall, Robert, "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence," Journal of Political Economy, No.86, 1978.
- Hubbard, G. R., J. Skinner and S. P. Zeldes, "Precautionary saving and social insurance," Journal of Political Economy, 103: 360-399, 1995.
- Jackson, P. and B. Holbrook, "Multiple meaning: Shopping and the cultural politics of identity," Environment and Planning A 27: 1913-1930, 1995.
- Mahajan, Vijay and Robert E. Gunther, Convergence marketing : strategies for reaching the new hybrid consumer, 2004.
- McCurdy, Thomas and Thomas Mroz, "Measuring Macroeconomic Shifts in Wages from Cohort Specifications," mimeograph, Stanford University, 1990.
- Miniaci, Raffaele and Guglielmo Weber, "The Italian Recession of 1993: Aggregate Implications of Microeconomic Evidence," The Review of Economics and Statistics, Vol.81, No.2: 237-249, May 1999.
- Thaicharoen, Yunyong, Kiatipong Ariyaprichya and Thitima Chucherd, "Rising Thai Household Debt: Assessing Risks and Policy Implications," BOT Symposium 2004, Monetary Policy Group, Sep. 2004.
- Weber, Guglielmo, "Has Consumer Behavior Changed? Booms and Busts in Aggregate Consumption," Swedish Economic Policy Review, 2: 389-424, 1996.