

보 도 참 고 자 료

(이 자료는 2006년 2월 2일(조간)부터 사용하여 주시기 바랍니다)

(한국노동연구원)

담 당 자	김혜원, 손문금, 최영준, 김학주, 양정호,
작성일자	2006. 1. 26(목)
매 수	총 26 매(표지포함)

제목 : < 제7회 한국노동패널 학술대회> 발표내용

◆ 우리 연구원에서는 노동부 고용보험기금의 예산지원을 받아
한국노동경제학회 · 한국사회학회 · 한국인구학회 · 한국조사연구학회 ·
한국재정공공경제학회 · 한국사회복지학회 · 한국사회보장학회와
공동으로 제7회 한국노동패널 학술대회를 개최합니다.

이 보도자료는 발표논문을 요약한 것입니다.

◆ 순서

- 실직 위험과 가구소비 : 김혜원
- 시간일기와 자기입식 시간측정이 비교
 - 성별, 종사상 지위별 유급노동시간을 중심으로 : 손문금
- 가계소비행태 변화의 원인과 정책과
 - 연령대별 소비행태를 중심으로 : 최영준
- 건강과 가계의료지출부담이 빈곤에 미치는 영향분석 : 김학주
- 건강-소득간의 인과관계 분석 : 김학주
- 2001-2004년간 집단별 사교육비 지출 양극화 심화 추세
(논문명 : 한국의 사교육비 격차에 관한 연구) : 양정호

실직위험과 가구소비

담 당 자	김 혜 원 (한국노동연구원)
전 화	02-782-0141
매 수	3 매

- 본 논문은 한국노동패널 1~7차년도 조사자료를 이용하여 고용불안과 실직위험이 가구소비에 미치는 영향을 정량적으로 측정하는 것을 주 내용으로 함.
- 실직위험은 주관적 실직위험도와 객관적 실직위험도 양자를 사용하였음.
- 주관적 실직위험도는 1년 내에 현재의 일자리를 그만둘 가능성을 물어본 설문을 이용하여, 그럴 가능성이 있다고 응답한 경우로 정의함. 그리고 인구학적 특성과 일자리의 특성이 주관적 고용불안감에 미치는 영향을 회귀모형을 통해 측정하였음.
- 객관적 실직위험도는 현재의 취업상태에 있는 이가 1년 뒤 실제로 미취업상태가 될 객관적 확률을 회귀모형을 이용해 추정하였음.
- 실직위험도를 추정한 값을 가구소비 추정식에 설명변수로 포함시켜 실직위험도 변수의 회귀계수가 유의미한 음의 값을 가질 경우, 실직위험이 가구소비를 감소시킨 것으로 판단할 수 있음.
- 주관적, 객관적 실직위험은 예상되는 것처럼 정규직일수록, 노조가 있는 사업장일수록 낮음. 이외 아래와 같은 특징들을 발견할 수 있음.
- 연령이 주관적 고용불안과 객관적 실직위험 모두에 유의미한 영향을 줌. 계수값을 이용하여 추정해보면 주관적 고용불안감은 49세를 전후하여 최저수준에 도달한 후 이후 증가한다는 것을 알 수 있음. 이에 비해 객관적 실직확률은 40세를 전후하여

높아지기 시작함.

- 고용불안과 실직위험의 성별차이가 존재함. 여성에 비해 남성이 확실히 주관적 고용 불안감을 더 크게 느끼고 있음을 알 수 있음. 이에 비해 객관적 실직위험은 여자의 경우가 더 높음.
 - 교육수준 변수의 경우, 교육수준이 높을수록 실직위험이 낮아질 것으로 예상하였으나 이와 달리 실직위험에 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타남. 교육수준을 학위별로 구분하는 방식 이외에도 교육연수로 측정하여 이를 설명변수에 포함시켰을 경우에도 비슷한 결과를 얻을 수 있음. 이것은 재취업확률이 교육수준이 높을수록 낮아지기 때문으로 해석됨.
 - 실직위험은 전년도에 취업하고 있었는지 아니면 미취업상태였는지에 따라 큰 차이를 보임. 전년도에 미취업상태였을 경우 올해 취업상태일지라도 내년도에 다시 미취업상태가 될 확률이 크게 높아짐. 비록 시계열이 짧아서 전전년도의 실업경험까지를 통제하지 않아서 명확한 결론을 내리기는 어렵지만 최소한 최근의 실업경험은 향후 실직위험을 높여서 반복실업에 빠질 위험을 높인다는 것을 알 수 있음.
- 추정된 실직위험 변수를 가구소비함수의 설명변수에 포함시켜 소비함수를 추정한 결과 실직위험이 유의하게 가구소비를 감소시킨다는 것을 확인할 수 있었음.
- 적절한 가구소비자료를 이용할 수 있는 2000~2003년에 한정하여 분석이 이루어짐.
 - 실직위험이 소비에 미치는 영향은 추정된 가구주의 실직위험 변수의 회귀계수를 통해 알 수 있음. 회귀계수는 -0.46으로서 이론에서 예측하는 바와 같이 음의 부호를 가져 실직위험이 높은 가구일수록 유의하게 소비를 줄임.
 - 회귀결과에 기초하여 계산하면 우리나라의 경우 실직위험이 1 표준편차만큼 증가할 경우 소비는 3% 감소하는 것으로 나타남. 이러한 결과는 Benito(2004)에서 추정된 영국의 위험 증가에 대응한 소비 감소폭과 비슷함.

○ 가구소비는 실직위험 변수 이외에도 다양한 변수들에 의해 영향받음.

- 가구주의 연령은 가구소비에 유의한 영향을 줌. 가구주 연령이 증가할수록 가구소비는 증가하는데 연령의 2차항이 유의한 음의 값을 갖는 것에서 알 수 있듯이 가구소비는 가구주 연령이 일정 수준 이상 증가하면 하락함. 가구주의 연령이 48세 전후에 이르렀을 때 가구소비가 최고조에 달하는 것을 알 수 있음.
- 가구주의 종사상 지위가 임시일용직일 경우 소득수준 등을 통제하더라도 가구소비는 더 낮음.
- 가구주의 교육수준이 높을수록 소득수준을 통제하더라도 가구소비는 더 높음. 다만 4년제 대졸과 석사이상의 차이는 거의 없음.
- 가구내에 고등학생 이하의 자녀가 있을 경우 소득수준을 통제하더라도 가구소비는 더 높음. 그리고 자가주택을 소유한 이들이 가구소비가 높음. 이것은 자가주택을 갖지 못한 가구의 경우 주택구입을 위한 저축이 높기 때문으로 해석됨.
- 가구주가 남자인지 여부나, 가구주가 자신의 일자리를 주관적으로 정규직으로 판단하는지 여부는 가구소득 등 다른 변수 등을 통제했을 경우 가구소비와 무관함.

시간일기와 자기입식 시간측정이 비교 : 성별, 종사상 지위별 유급노동시간을 중심으로

연 구 자	손 문 금 (덕성여대 사회학과)
전 화	031-461-0198
매 수	4매

- 본 논문은 통계청의 1999년 『생활시간조사』 자료와 한국노동연구원의 2004년 『노동패널조사』 자료를 가지고 평가시간과 일기시간의 유급노동시간이 성(gender)과 종사상지위(the status of work) 집단 사이에서 어떠한 차이를 가지며, 유급노동시간을 과대평가하거나 과소평가하고 있는 집단은 어느 집단인지 살펴보는 것을 주 내용으로 함.
- 이 때 평가시간이란 개인이 주관적으로 유급노동시간을 평가하여 스스로 기입하는 (self-reported, estimated) 방식의 유급노동시간을 의미. 해당 문항은 “지난주에 수입되는 일을 몇 시간 했습니까?”, “현재 정규근로시간은 식사시간을 제외하고 일주일에 몇 시간 입니까? 주당 평균 초과근로시간은 몇 시간 입니까?” 등임.
 - 일기시간이란 시간일기(time use diary) 조사방법에 의해 계산되는 유급노동시간으로 응답자들이 자신의 언어로 직접 24시간동안 행한 활동을 10분 간격으로 기입하는 방법이며 연구자가 24시간 동안 행한 행동의 흐름 속에서 유급노동시간을 계산해 내는 방법임.
 - 과대평가와 과소평가는 유급노동시간에 대한 평가시간과 일기시간의 차이를 통해 계산함. 즉, 차이 = 평가시간 - 일기시간로 계산. 이 값이 +이면 과대평가, -이면 과소평가로 보았음.

- 성과 종사상지위별 노동시간에 따른 평가시간과 일기시간의 차이를 살펴보면 다음의 표와 같음.

<남성의 종사상지위별 평가시간과 일기시간의 차이>

단위: 시간

주당유급노동시간에 대한 평가시간 집단	임금근로자				비임금근로자			
	분포 명(%)	평가시 간 집단평 균	일기시 간	차이	분포 명(%)	평가시 간 집단평 균	일기시 간	차이
1~17시간	374(2.4)	10.9	40.0	-29.1	648(5.8)	10.4	37.7	-27.3
18~25시간	350(2.2)	21.6	45.2	-23.6	622(5.5)	22.0	33.7	-11.7
26~35시간	454(2.9)	31.0	45.2	-14.2	876(7.8)	31.6	40.5	-8.9
36~45시간	2614(16.7)	42.3	50.7	-8.4	2271(20.2)	41.7	45.7	-4.0
46~55시간	4503(28.7)	50.4	54.6	-4.2	2986(26.5)	50.1	49.9	0.2
56~65시간	3436(21.9)	59.8	58.3	1.5	2011(17.9)	59.6	53.4	6.2
66~75시간	2315(14.8)	70.3	63.1	7.2	1094(9.7)	70.0	58.6	11.4
76시간이상	1622(10.4)	85.5	66.5	19.0	740(6.6)	84.1	64.7	19.4
평균	15668(100.0)	55.5	56.8	-1.3	11248(100.0)	58.4	53.4	5.0

<여성의 종사상지위별 평가시간과 일기시간의 차이>

단위: 시간

주당유급노동시간에 대한 평가시간 집단	임금근로자				비임금근로자			
	분포 명(%)	평가시 간 집단평 균	일기시 간	차이	분포 명(%)	평가시 간 집단평 균	일기시 간	차이
1~17시간	188(2.9)	10.6	31.6	-21.0	240(4.7)	10.0	26.1	-16.1
18~25시간	266(4.1)	21.3	33.9	-12.6	326(6.3)	21.3	29.7	-8.4
26~35시간	372(5.8)	30.9	37.2	-6.3	362(7.0)	31.1	33.9	-2.8
36~45시간	726(11.3)	41.0	45.8	-4.8	602(11.7)	40.8	38.7	2.1
46~55시간	1218(19.0)	50.4	51.8	-1.4	668(13.0)	49.8	44.1	5.7
56~65시간	1287(20.1)	60.0	56.7	3.3	912(17.8)	59.7	50.2	9.5
66~75시간	1051(16.4)	70.3	62.0	8.3	880(17.1)	70.3	54.4	15.9
76시간이상	1302(20.3)	87.6	68.4	19.2	1146(22.3)	88.4	61.8	26.6
평균	6410(100.0)	48.9	50.9	-2.0	5136(100.0)	57.6	48.5	9.1

- 주요결과는 다음과 같음.

- 자신의 노동을 과대평가하는 집단은 비임금근로자 집단으로 남성은 5시간, 여성은 9.1시간 과대평가하고 있었음.

- 반면 임금근로자들은 자신의 노동을 과소평가하고 있었는데 남성은 1.3시간, 여성은 2시간 자신의 노동을 과소평가하고 있었음.
 - 비임금근로자 집단에서는 남성보다 여성이 자신의 노동을 4.1시간 과대평가하고 있었으며, 임금근로자 집단에서는 전체적으로는 남성보다 여성이 자신의 노동을 과소평가하고 있었음.
 - 하지만 주당 55시간 이하에서 임금근로자 남성은 여성보다 자신의 노동을 과소평가하는 정도가 크고, 주당 56시간 이상에서 임금근로자 여성은 남성보다 자신의 노동을 과대평가하는 정도가 크게 나타남.
- 비임금근로자들이 자신의 유급노동시간을 과대평가하는 이유는
- 자영업자나 무급가족종사자들의 경우 가게를 보면서 TV를 시청하거나, 이웃과 잡담을 나누거나, 아이를 돌보는 등의 신축적인 시간사용이 가능한데, 이러한 시간은 시간일기에서 유급노동시간으로 계산되지 않음.
 - 그러나, 노동자는 일하는 도중에 이러한 유급노동 이외의 활동을 한다고 할지라도 노동장소에서 일어나는 활동들이기 때문에 유급노동이외의 시간으로 인식하지 못하는 것으로 보임.
- 임금근로자들이 자신의 노동을 과소평가하고 있다는 점은 한국과 같이 장시간 노동으로 알려진 사회에서 아주 중요한 의미를 지님.
- 임금근로자들의 경우 공식적으로 발표되는 노동시간 통계치보다 더 긴 노동시간이 실질적으로 행해지고 있음을 확인할 수 있었음.
 - 그리고 임금근로자의 노동시간이 과소평가되는 것은 통근시간이나 업무와 관련된 회식시간 등이 누락되기 때문이라기보다는 순수하게 업무와 관련된 일을 하는 시간이 적게 측정되고 있다는 점에서 중요.

- 시간일기에서 유급노동시간은 순수하게 노동한 시간만을 의미하는데 이러한 유급노동 일기시간보다도 유급노동 평가시간이 적다는 것은 임금근로자들과 사업주가 법정근로시간이나 사회적으로 받아들여지는 노동시간을 관례적으로 응답하고 있기 때문으로 생각됨.
- 남성은 자신의 유급노동시간을 과소평가하는 정도가 여성보다 크고, 여성은 자신의 유급노동시간을 과대평가하는 정도가 남성보다 큰 것으로 나타남.
 - 이러한 결과는 일반적이고 전통적으로 기대되는 **성역할관념에 따른 남성과 여성의 경험**으로 설명해 볼 수 있음. 남성들은 전통적으로 공적영역에서의 경제활동을 통한 생계부양자의 역할을 해야 하는데 상대적으로 적은 시간 노동 하고 있을 때에는 전통적 성역할을 다 하고 있지 못하다는 관념 때문에 자신의 노동시간에 대해 과소평가하는 경향이 여성보다 강한 것으로 보임.
 - 반면 여성들은 무급노동(가사노동과 자녀양육 및 가족보살피기 노동)을 하는 역할에 일정 시간 이상의 유급노동시간이 부과될 경우 자신의 노동을 과대평가하는 경우가 남성보다 높게 나타나는 것으로 생각해볼 수 있음.
 - 즉 여성은 유급노동시간에 대해 평가할 기준점을 남성보다 더 낮게 가지기 때문에 자신의 노동시간을 과대평가하는 경향이 나타나고, 남성은 유급노동시간에 대해 평가할 기준점을 여성보다 더 높게 가지기 때문에 자신의 노동시간을 과소평가하는 것임.
- 『노동패널조사』는 2004년 자료이고, 『생활시간조사』는 1999년 조사이기 때문에 직접적인 비교는 불가능.
 - 다만, 『생활시간조사』의 평가시간과 『노동패널조사』의 평가시간 사이에 차이가 발견되지 않았음.

가계소비행태 변화의 원인과 정책과제

- 연령대별 소비행태를 중심으로 -

담 당 자	최 영 준 (한국은행 금융경제연구원 거시경제연구실)
전 화	02-759-5425
매 수	6매

<요 약>

- 본 연구는 외환위기 이후 우리나라의 가계소비행태의 예외적인 특징인 경기 동행성이 미시적으로 어느 연령층의 특이한 소비행태에서 비롯되었는지를 생애주기모형을 통해 규명해 보고자 하였음.
- 외환위기 이후 소비행태 변화에 관한 기존 연구는 대부분 소비행태의 변화가 모든 연령층에서 동질적으로 나타났음을 전제로 하고 있음.
 - 그러나 본 논문에서는 위기 이후 대규모 실업, 조기퇴직 및 정부정책 등에 의한 경제환경의 변화로 소비행태가 각 연령대에서 차별적으로 나타났을 가능성을 고려하여 동시대생그룹(cohort)별 소비행태를 분석하였음.
- 분석 결과 외환위기 이후 소비행태의 변화는 연령대별로 동질적으로 변화한 것이 아니라 특정 연령층의 과도한 소비 증가 혹은 감소에 의해 주도된 것으로 나타났음.
 - 즉 2001~02년의 소비 증가는 주로 20~35세의 소비 증가에 의해, 2003년의 소비 감소는 주로 55~60세의 소비 감소에 의해 주도된 것으로 분석되었음.
 - 다만 40~50세의 소비는 경제환경 변화에 커다란 영향을 받지 않은 것으로 나타났음.
 - 결과적으로 외환위기 이후 소비의 경기동행성은 특정 연령층의 차별적인 소비행태

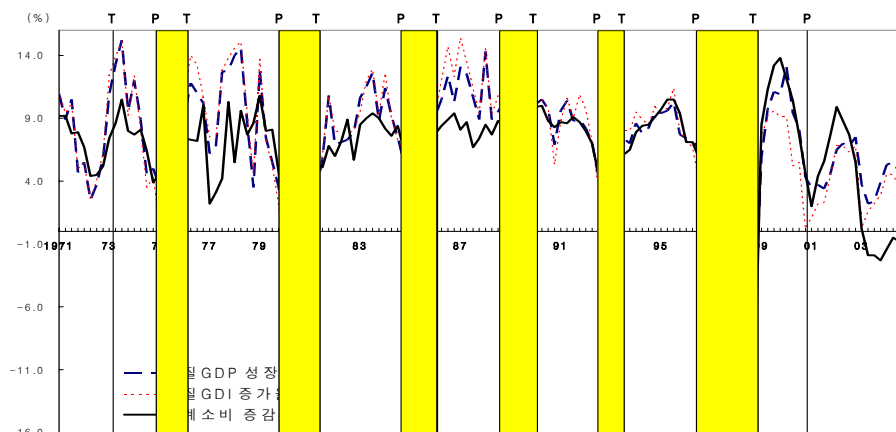
변화에서 기인했다고 볼 수 있음.

- 이러한 분석결과는 앞으로 소비관련 정책이 연령대별 소비행태의 차별적 변화를 야기하여 정책의도의 달성을 어렵게 할 수도 있음을 시사함.
- 따라서 앞으로 정책당국은 주요 경제정책이 가계소비에 미치는 연령대별 차별적인 영향을 감안하여 신중하게 정책을 실시해야 할 것으로 보임.

1. 가계소비행태 변화 현황

- 외환위기 이후 가계소비는 위기 이전과 달리 경기 동행성이 뚜렷이 나타나고 있어 가계소비에 의한 거시경제 불안정이 심화되었음.
- 위기이후 1999~2002년 동안에는 가계소비 증가율이 GDP 성장률을 상회한 반면 2003~04년 동안에는 GDP 성장률이 둔화되는 가운데 가계소비는 마이너스를 기록.

<그림 1> GDP(GDI) 성장률 및 가계소비 증감률 추이¹⁾²⁾

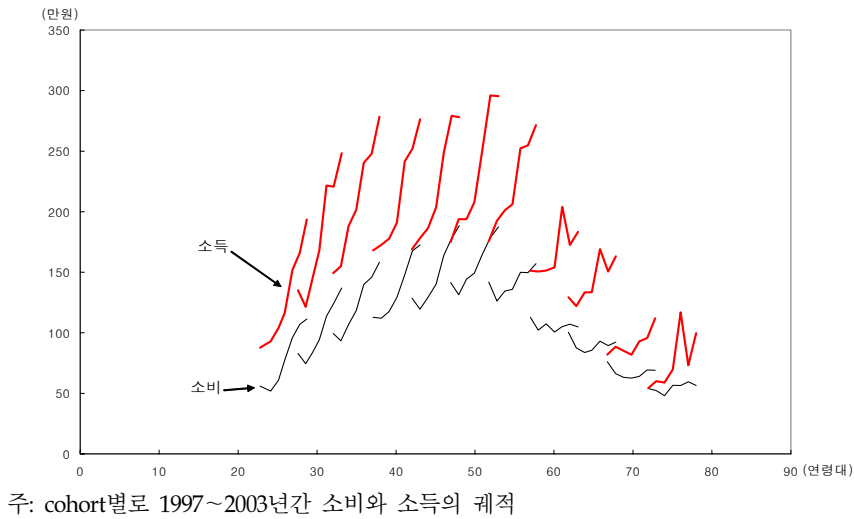


주: 1) 2000년 기준(분기자료), 전년동기대비, 2) P: 경기정점, T: 경기저점
자료: 한국은행, 「국민계정」, 통계청

- 생애주기 소비가설을 바탕으로 가장의 출생년도에 따른 cohort를 구성하여 소비의 연령대별 구조를 살펴보면 전 연령대 가계에서 1998년 소비가 감소한 이후 1999~2002년 중 빠르게 증가하다가 2003년에는 증가세가 둔화되거나 감소.

<그림 2>

연령대별 소비와 소득구조



2. 가계소비행태 변화 분석

가. 사용 자료

- 사용자료는 한국노동패널조사 1~7차(1997~2003) 자료임
- cohort를 구성하기 위한 자료 풀링(pooling)은 1997년 20세부터 5년 단위로 총 11개를 구성하는 방법을 선택
 - 즉 첫 번째 cohort의 소비는 1997년 20~24세, 1998년 21~25세, 두 번째 cohort의 소비는 1997년 25~29세, 1998년 26~30세의 모든 개인들의 소비자료 평균으로 구성
- 2003년 자료를 기준으로 cohort의 특징을 살펴보면 저축률은 젊은 연령층에서 높고 50대 이후에는 하락하고 있음
 - 이는 은퇴연령이 가까워질수록 저축률이 상승한다는 이론적 주장과 상반되는 현상인데 이러한 현상은 우리나라 가계의 자산보유가 금융자산보다는 부동산을 중심으로 한 실물자산으로 구성되는 데 기인한 것으로 보임

<표 1>

cohort 정의 및 자료 개관(2003)

(단위: 만원)

cohort ¹⁾	cell size	가구주 나이	평균 가구원수	평균소득	평균소비	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

주: 1) 1997년 기준

나. 실증 분석

○ 분석모형은 소비행태에 변화를 주는 요인에 따라 3가지로 구분하였음

<표 2>

모형 설정

설명변수	
모형 1	가계의 인구구조(가족크기, 어린이수 등), 거주지역 변수
모형 2	모형 1 변수, 자가주택, 취업자수, 부동산 자본이득 변수
모형 3	모형 1, 2 변수, 2001~2003 연도-cohort 더미 변수

○ <그림 4~6>의 추정결과는 각 모형의 소비 추정값을 cohort별로 재정리하여 실제 소비값과 비교한 것임.

○ 모형 1, 2의 추정결과를 살펴보면 연령대별 소비의 추정값이 실제값과 커다란 괴리를 나타내고 있음.

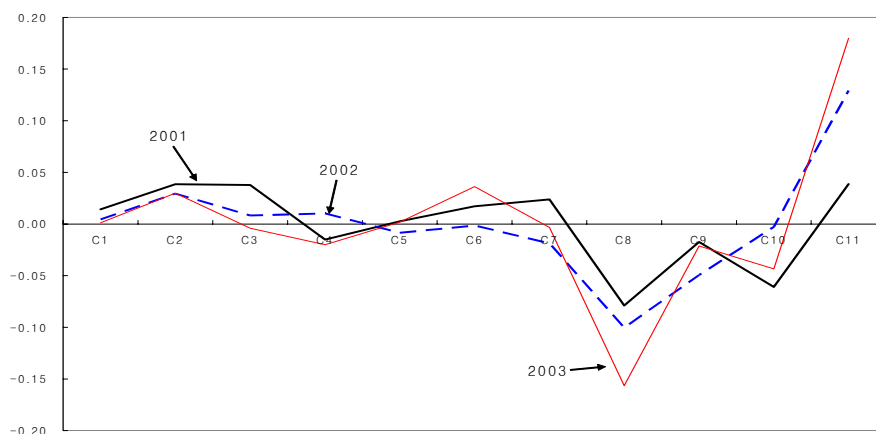
- 따라서 가계의 인구구조, 거주지역 및 자가주택, 부동산 자본이득 등 부동산 관련 변수도 소비행태변화에 미치는 영향은 크지 않은 것으로 보임.

- 다만 모형 2에서 50대 이후 소비의 추정값과 실제값 간의 차이가 줄어드는 것으로 미루어 볼 때 주택소유자들을 중심으로 부의 효과가 일부 존재함을 짐작할 수 있음.

○ 마지막으로 모형 3의 추정결과를 살펴보면 모든 연령대에 걸쳐 소비의 추정값이 실제 소비행태를 잘 반영하는 등 2001~03년 연도-cohort 더미의 설명력이 높은 것으로 분석되었음.

- 이는 2001~03년 동안의 관측 불가능한 주요 경제환경 변화, 즉 구조조정에 따른 대규모 실업, 신용카드 과다사용, 가계신용 및 주택시장 안정대책 및 국민연금 부실문제 등으로 인해 연령대별 소비행태가 크게 변화하였음을 시사함.
- 특히 이러한 소비행태의 변화는 대체로 2001~02년에는 주로 20~35세의 소비증가와, 2003년에는 55~60세의 소비감소에 의해 주도되었던 것으로 나타났음(<그림 3> 참조)

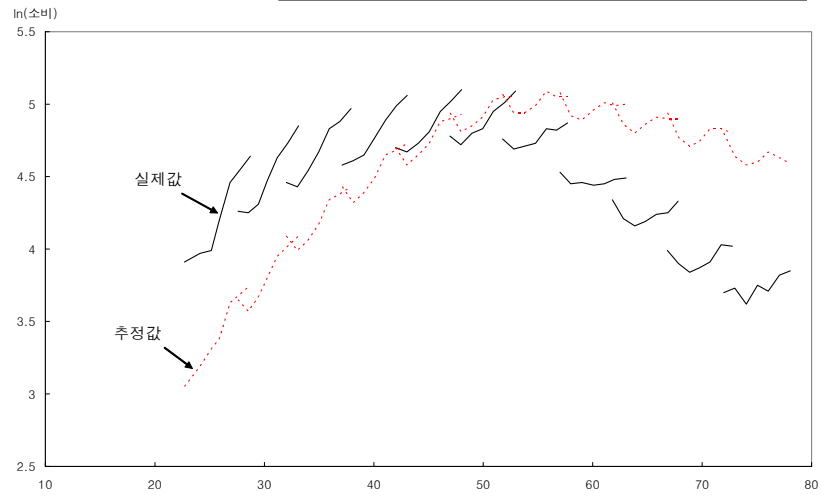
<그림 3> 2001~03년간 연도-cohort 더미¹⁾ 추이



- 주: 1) 모형 3의 각 연도-cohort 더미 변수 계수에서 평균을 제거
 2) 가장 고령층인 70~75세(cohort11)에서는 1998~2003년 동안 소비가 오히려 증가했는데 이는 동 cohort의 구성원수가 상대적으로 가장 적으나 최상위 소득 계층이 가장 많아 이들의 높은 소비수준이 반영된 결과임

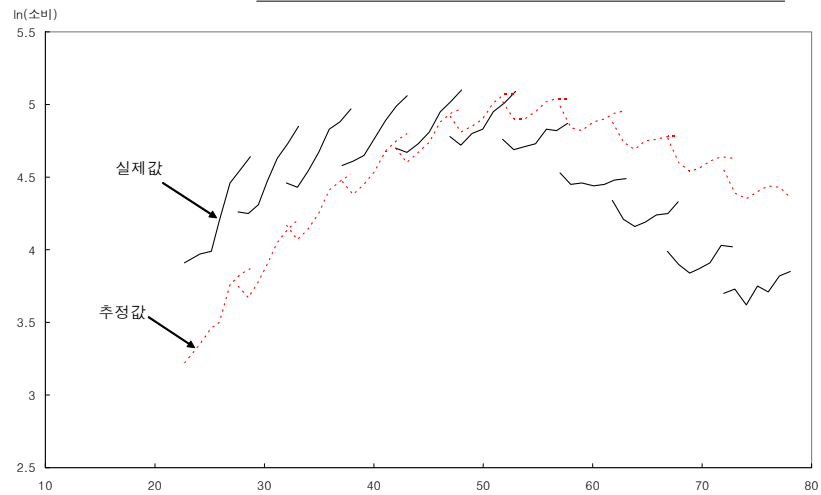
<그림 4>

모형 1의 실제값과 추정값의 연령구조



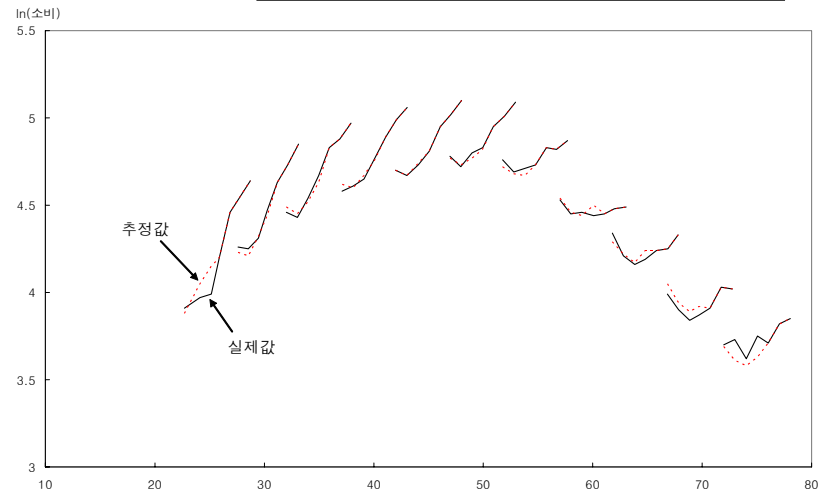
<그림 5>

모형 2의 실제값과 추정값의 연령구조



<그림 6>

모형 3의 실제값과 추정값의 연령구조



건강과 가계의료지출부담이 빈곤에 미치는 영향분석

답 당 자	김 학 주 (경상대 사회복지학과)
전 화	055-751-6636
매 수	3매

- 본 논문은 2004년도에 실시된 한국노동패널 7차년도 조사자료 중 가구주와 기타 가구변수들을 이용하여 늘어나는 불건강과 가계의료비지출부담이 가계빈곤여부에 어떠한 영향을 주는지를 분석하고자 함.
- 기초통계량을 통해 가구 및 가구주의 특성에 따라 가계빈곤 발생을 분포를 살펴보면 아래 표와 같음. 본 연구에서 빈곤의 개념은 OECD에서 국가간 비교에서 이용되는 것으로, 중위소득대비 50% 미만 가구를 의미함.
 - 본 연구의 결과, 인구사회학적 공변인들을 통제한 이후에도 불건강은 의료비지출부담과 더불어 가계빈곤에 유의미한 간접적인 효과를 미치는 것으로 판명됨.
 - 아래 표에서 가구주의 성별이 여성일수록, 교육수준이 낮을수록, 이혼 또는 사별한 경우, 미취업일 경우, 건강이 안좋을수록, 그리고 가구원수로 조정된 가구소득대비 의료비지출부담이 높을수록 가계빈곤의 발생이 매우 높은 것으로 나타나고 있다.

Table 1. Descriptive Statistics: 2004 (N=3,670)

(Unit %, 10,000 won)

		All		Medical expenditure		Percentage of having poverty
		N	(%)	Mean	S.E	
Sex	Male	3,056	85.03	5.71	13.29	18.95
	Female	614	14.97	5.35	12.25	52.51
Education	Elementary	848	20.62	6.82	13.93	52.44
	Middle	608	14.87	6.89	13.28	26.88
	High	1,295	34.15	4.86	13.56	18.68
	College & above	919	30.36	5.05	11.38	9.19
Marital status	Married	2,810	77.66	6.02	13.64	17.52
	Single	146	4.79	2.68	8.02	25.70
	Separated/Divorced	187	4.74	3.91	8.98	45.31
	Windowed	527	12.81	5.25	12.49	54.61
Employment status	Regular	1,272	35.93	4.74	13.26	7.22
	Temporary	106	2.67	4.78	10.51	22.04
	Daily	250	6.54	5.59	13.52	27.65
	Employer	301	8.50	6.37	14.68	7.99
	Self-employed	697	17.73	4.55	8.51	23.06
	Family business	32	0.75	7.24	9.24	17.44
	Unemployed	1,010	27.88	7.42	15.04	50.54
Self-rated health	Very Healthy	88	2.54	3.69	5.99	12.00
	Healthy	1,580	43.65	4.00	8.29	12.19
	Fair	1,157	31.76	5.53	14.77	21.93
	Poor	701	18.08	8.02	14.90	49.84
	Very Poor	144	3.96	14.94	25.50	59.94
Have chronic illness	Yes	834	22.27	7.73	14.71	44.08
	No	2813	77.73	5.05	12.58	18.20
Have disabled member	Yes	171	5.00	7.63	15.27	46.29
	No	3,476	95.00	5.55	13.03	22.79
Private med insurance	Yes	1,718	48.03	5.35	5.14	11.02
	No	1,929	51.97	5.93	6.03	35.94
Medical Aid	Yes	105	2.86	3.13	5.40	92.67
	No	3,565	97.14	5.73	13.27	21.65
HMEB	<5%	2562	70.69	2.08	3.23	13.39
	<10%	466	12.27	6.95	5.2	35.65
	<20%	302	8.06	10.98	9.63	48.35
	>=20%	340	8.98	27.2	33.84	66.16

- 아래 표 2에서는 명목 가계의료비지출액 대신 조정소득으로 나누어진 가계의료비지출부담이 가구주의 인구사회학적 특성에 따라 어떤 차이가 있는지를 보여주고 있음.

Table 2. Demographic characteristics according to medical expenditure burden (HMEB)*:
2004 (N=3,670)

(Unit: %, 10,000 won)

		HMEB		Category by HMEB			
		Mean	S.E	<5%	<10%	<20%	>=20%
Sex	Male	0.61	8.36	73.07	11.81	7.13	7.99
	Female	0.98	34.48	56.74	15.16	13.27	14.84
Education	Elementary	1.24	30.52	47.80	18.47	14.81	18.93
	Middle	0.52	7.52	64.17	13.86	9.90	12.07
	High	0.34	7.73	77.25	10.16	6.87	5.72
	College & above	0.72	6.69	81.83	9.8	3.89	4.48
Marital status	Married	0.54	6.64	81.73	6.47	5.60	6.20
	Single	0.21	2.53	72.67	12.24	7.07	8.03
	Separated/Divorced	2.33	22.27	66.26	14.21	7.45	12.08
	Windowed	0.95	37.07	55.67	14.27	15.16	14.90
Employment status	Regular	0.17	2.23	83.41	8.52	4.48	3.59
	Temporary	0.31	2.60	78.35	6.89	7.08	7.68
	Daily	0.67	15.56	64.61	19.87	8.77	6.75
	Employer	1.66	11.18	83.95	9.20	3.01	3.84
	Self-employed	0.16	1.55	71.93	13.33	6.02	8.72
	Family business	2.84	18.36	66.30	17.96	9.94	5.80
	Unemployed	1.32	28.56	50.04	16.10	15.35	18.51
Self-rated health	Very Healthy	3.16	29.26	83.68	7.78	4.43	4.11
	Healthy	0.14	1.32	82.69	9.33	3.75	4.23
	Fair	0.58	5.82	73.79	11.57	7.41	7.22
	Poor	0.53	4.05	43.14	20.40	17.64	18.82
	Very Poor	6.17	74.87	29.34	17.10	19.13	34.43

건강-소득간의 인과관계 분석

담 당 자	김 학 주 (경상대 사회복지학과)
전 화	055-751-6636
매 수	4매

- 본 논문은 1999년부터 2004년도에 실시된 한국노동패널 조사자료 중 15-64세 까지 경제활동가능인구에 해당하는 10,180명을 추출하여 건강과 소득간의 인과관계를 파악하고 관련 공변인들을 찾는 것에 주 의미가 있다.
- 이론적으로 낮은 소득수준은 건강에 악영향을 미치고 불건강은 다시 근로여부 및 소득증가에 부정적인 효과를 주는 “빈곤의 악순환” 현상을 실증적으로 확인할 수 있었음.
- 단순 회귀분석시 발생하는 역 인과관계 문제와 설명변수들을 선정 시 해결되지 않는 개인효과 문제를 통제하기 위해 도구변수를 이용한 패널분석을 실시하였음.
- 기초통계량을 통해 개인의 인구학적 특성과 주관적 건강상태 범주에 따른 분포의 차이를 살펴보면 아래 표와 같음.

Table 1. Descriptive Statistics: Yr 2004

(Unit: %, Mean)

			Self-rated health				
	%	(N)	Very Healthy	Health y	Fair	Poor	Very Poor
All	100		1.21	9.76	31.35	52.69	4.99
Sex							
Male	49.62	(5051)	1.39	7.64	28.13	56.76	6.08
Female	50.38	(5129)	1.03	11.85	34.51	48.68	3.92
Education							
Elementary	9.81	(999)	4.8	34.13	35.04	25.33	0.70
Middle	13.17	(1341)	2.09	17.82	35.50	41.83	2.76
High	39.94	(4066)	0.89	7.11	31.48	55.48	5.04
College and above	37.07	(3774)	0.29	3.31	28.75	60.78	6.86
Marital Status							
Married	63.52	(6466)	1.19	11.46	35.15	48.93	3.26
Single	30.71	(3126)	0.61	3.29	22.20	64.78	9.12
Separated/Divorced	2.8	(285)	5.96	22.11	36.49	32.98	2.46
Windowed	2.98	(303)	3.3	28.71	39.60	26.73	1.65
Employment (binary)							
Employed	58.71	(5977)	0.35	7.58	33.11	54.76	4.2
Unemployed	41.29	(4203)	2.43	12.87	28.84	49.75	6.11
Employment Status							
Regular	32.02	(3252)	0.15	4.21	30.38	60.21	5.04
Temporary	4.23	(430)	0.70	7.67	34.88	50.93	5.81
Daily	4.6	4(67)	0.64	15.42	38.33	43.68	1.93
Employer	4.9	(498)	0.20	5.62	32.53	58.03	3.61
Self-employed	8.74	(888)	0.68	12.95	37.16	47.07	2.14
Family business	4.11	(417)	0.72	15.83	38.85	41.25	3.36
Unemployed	41.39	(4203)	2.43	12.87	28.84	49.75	6.11
Smoking							
Yes	30.96	(2876)	1.80	9.11	30.54	54.21	4.34
No	69.04	(6413)	1.26	12.46	32.7	49.58	4.00
Drinking							
Regularly	13.3	(1235)	1.31	9.26	32.33	53.47	3.63
Occasionally	38.58	(3584)	1.06	8.12	31.7	54.43	4.68
Never	48.12	(4470)	1.76	14.7	32.2	47.56	3.78
Exercise							
Regularly	11.99	(1114)	1.57			52.63	

				9.74	31.80		4.26
Occasionally	11.17	(1038)	0.62	9.36	30.34	55.93	3.75
Rarely/None	76.83	(7137)	1.52	11.97	32.3	50.07	4.13
			MEAN(S.E)				
Age	38.00	13.17	29.42	34.96	40.47	49.28	50.46
		5923.3		1629.5	1991.5	1406.3	
Asset	1711.56		1660.33				703.02
	0		3	6	4		

*Note: All numbers in cells are weighted. Some cases may not be summed into 100.00% due to rounding.

Table 2. Annual household equalized income statistics according to health status*

(Unit: 10,000 won, %)

	Total		Very Healthy		Healthy		Fair		Poor		Very poor		Ratio
Year	%	EI (M)	%	EI (M)	%	EI (M)	%	EI (M)	%	EI (M)	%	EI (M)	of DI
1999	100	1093.39	28.33	1215.37	47.02	1112.39	15.73	955.72	7.13	859.95	1.79	812.53	0.50
2000	100	1164.28	23.24	1220.99	52.40	1231.28	16.1	1062.07	6.86	781.35	1.4	709.19	0.72
2001	100	1209.84	5.53	1320.19	56.70	1286.17	22.83	1167.70	12.83	979.68	2.11	698.23	0.89
2003	100	1658.78	5.51	1777.20	53.23	1757.08	28.52	1648.82	10.97	1222.74	1.77	1112.83	0.60
2004	100	1790.36	4.99	1836.29	52.69	1865.79	31.35	1822.45	9.76	1351.78	1.21	992.15	0.85
PC(%)	-	△ 0.64	▽ 0.82	△ 0.51	△ 0.12	△ 0.68	△ 0.99	△ 0.91	△ 0.37	△ 0.57	▽ 0.32	△0.22	△0.70

*Note: EI=Average annual household equalized income, PC=Percentage changes of individuals and household equalized income from 1999 to 2004, and DI=Differences in household equalized income between Very healthy and Very poor, respectively..

- 위의 표 2는 건강상태에 따른 가구조정소득액과 분포를 보여주고 있다. 최하위 건강 계층에 비해 최상위 건강계층의 소득수준이 증가하고 있음을 알 수 있다. 건강수준에 따른 평균 가구소득의 시계열 분포에서는 최상위 건강계층에 속한 경제활동인구가 줄어들고 있는 것으로 나타났다. 1999년도에 비교해서 2004년도에는 최상위 건강 계층 대비 최하위 계층의 소득수준의 격차가 1999년의 50%에서 2004년도에는 85%로 늘어나고 있다.

- 최종적으로 2단계 랜덤효과 패널회귀분석모델에서 취업형태를 포함한 인구사회학적 특성을 통제한 채 건강효과를 살펴본 결과, 일반 회귀분석 결과보다 훨씬 큰 유의미한 계수값을 얻을 수 있었다 (건강수준이 한 단계 떨어질 때마다 약 1.148배의 소득감소효과 발생).
- 또한 연령이 증가할수록 가구원수에 따라 조정된 가구소득이 증가할 확률이 증가하며 교육수준과 성별, 가계 내 자산의 크기 또한 가구소득과 매우 유의미한 관련성을 보이고 있다.

2001-2004년간 집단별 사교육비 지출 양극화 심화 추세

(논문명 : 한국의 사교육비 격차에 관한 연구)

담 당 자	양 정 호 (성균관대 교육학과)
전 화	02-760-0544
매 수	4매

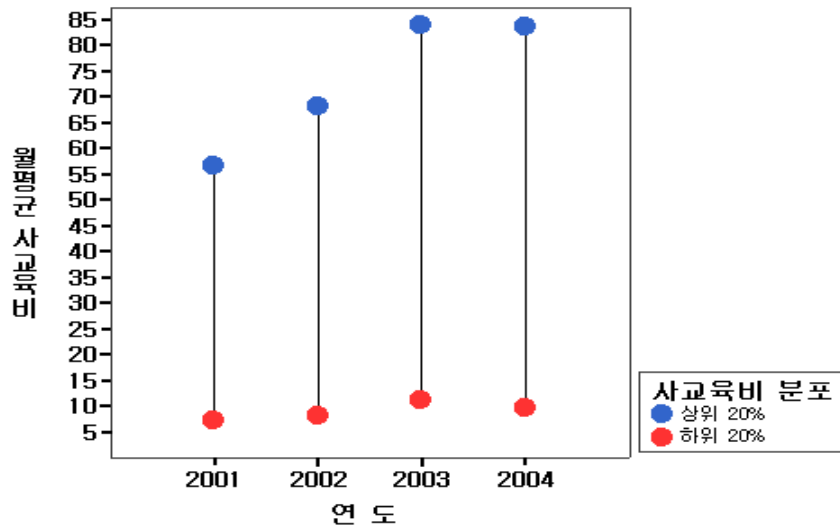
- 우리나라 고등학생 이하 자녀를 둔 가구대상 분석에서 2001-2004년 동안 사교육비 지출 양극화 현상이 점차 심화되는 추세인 것으로 나타났다. 이에 따라 이를 극복하기 위한 다양한 사교육비 격차해소를 위한 방안 마련이 필요함.
- 하지만 현실적으로 사교육비 보편화된 상태에서 기존의 다양한 사교육비 완화정책이 실패할 가능성이 크며, 전혀 새로운 형태의 혁신적인 사교육 완화 및 사교육비 격차 해소를 위한 정책 수립을 고려할 필요가 있음.
- 즉 우선 일반 학부모에서 교육정책의 신뢰를 확보할 수 있는 방안 마련이 필요하며 대학의 선발권 보장 및 자율성 강화를 통한 사교육 대비책 마련을 고려해야 함.
- 한국노동연구원의 한국노동패널조사(KLIPS) 2001-2004년도 자료 중 고등학생이하 자녀에게 사교육비를 지출한 약 1,500 가구를 분석한 결과,
 - 먼저, 가구당 월평균 사교육비 지출은 2001년부터 2004년까지 대체로 꾸준히 증가해 왔음. 2001에는 월평균 26.8만원을 사교육비로 지출하였고 2002년에는 30.8만원으로 나타났고 2003년에는 39.2만원으로 크게 증가하다가 2004년도에는 36.9만원으로 약간 감소하였음.

<표 1> 한국노동패널조사 자료의 월평균 사교육비 지출분포(단위: 만원)

연도	가구수	평균	표준편차	사교육비 지출 5분위				
				1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
2001(4차)	1367	26.8	20.8	7.5	15.0	21.7	31.7	56.8
2002(5차)	1394	30.8	29.1	8.5	17.7	24.7	33.8	68.5
2003(6차)	1477	39.2	30.4	11.4	22.0	32.0	45.3	84.2
2004(7차)	1512	36.9	30.2	9.8	19.8	29.7	43.9	83.7

- 또한 사교육비 지출정도에 따라서 전체집단을 5개로 구분한 5분위 분포를 살펴보면 각 분위별로 사교육비 지출에 상당한 차이가 있음.
 - 사교육비 지출은 지출이 적은 1분위에서 지출이 많은 5분위로 갈수록 사교육비 지출이 많아지고 각 분위별 차이가 명확히 나타남.
 - 2004년도의 경우, 1분위의 월평균 사교육비는 9.8만원, 3분위는 29.7만원, 5분위는 83.8만원으로 사교육비 지출에 상당한 격차가 있었음.
 - 이러한 각 분위별 사교육비 격차는 거의 매년 비슷하게 나타나는 경향을 보이고 있음.
- 사교육비 양극화 현상을 보기위해 1분위와 5분위의 사교육비 지출을 비교하면, 2001년 이후 사교육비 지출 하위 20%의 월평균 사교육비는 10만원 내외로 큰 변화가 없는 반면에 상위 20%의 경우는 57만원에서 84만원으로 크게 증가한 것을 알 수 있음. 따라서 1분위와 5분위의 사교육비 지출격차가 점차 심화되는 사교육비 지출 양극화가 진행되었다는 것을 알 수 있음. 실제로 두 집단간의 사교육비 격차는 2001년에 7.6배에서 계속 증가해서 2004년에는 8.6배로 늘어났음.

[그림 1] 상위 20%와 하위 20%의 연도별 가구당 월평균 사교육비 추세



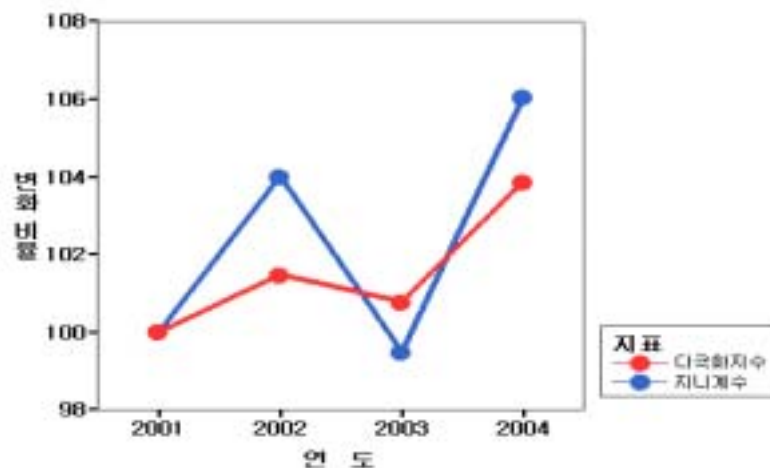
- 사교육비 지출 격차에 대한 세부 분석을 위해 중산층 약화 또는 양극화 현상같이 집단간의 집중화분석에 유용한 다극화 지수(polarization index)와 지니계수(Gini coefficient) 분석결과,
 - 2000년 이후 각 연도마다 월평균 사교육비 지출 분포에 대한 격차가 대체로 심화된 것으로 나타났음. 다극화 지수뿐만 아니라 지니 계수도 점차 증가함.
 - 지니 계수의 경우에는 2001년도에 0.3732에서 2002년에는 0.3882로 증가하였고 이후 2003년에 0.3713으로 감소하다가 2004년도에 다시 0.3958로 증가해서 사교육비 지출 격차가 2003년만 제외하고 꾸준히 증가한 것으로 나타남.
 - 또한 사교육비 지출 격차가 매우 심하게 진행되어 극단적인 경우 양극화 진행정도를 나타내는 다극화 지수도 2003년만을 제외하고 매년도마다 꾸준히 증가하였음.
 - 따라서 사교육비 지출 분포가 각 집단별로 불균등하게 진행되어 사교육비 지출 격차가 확대되었다는 것을 알 수 있음.

<표 2> 사교육비 지출 격차 추이: 다극화 지수와 지니계수

연도	다극화 지수($\alpha=0.5$)	지니 계수
2001(4차)	0.2292	0.3732
2002(5차)	0.2326	0.3882
2003(6차)	0.2310	0.3713
2004(7차)	0.2381	0.3958

- 다극화 지수와 지니 계수는 서로 다른 지수이기 때문에 두 지수간의 비교를 위해 2001년도를 100으로 해서 각 지수의 변화정도를 살펴본 결과,
 - 다극화 지수와 지니 계수 모두 2003년을 제외하고는 점차 증가하는 것으로 나타남. 즉 대체로 사교육비 지출의 격차는 2001년 이후 빠른 속도로 확대되어 왔음.
 - 여기서 특이한 것은 2003년도의 경우 지니 계수의 감소가 다극화 지수보다 더 심한 것으로 나타났다는 점임.
 - 이것은 지니 계수로 측정된 전반적인 사교육비 지출 불평등이 크게 감소한 것처럼 보이나 실제로는 양극화와 같은 특정 계층의 사교육비 지출 집중도는 많이 감소되지 않았다는 것을 보여줌.

[그림 2] 연도별 사교육비 격차 변화(2001년 자료를 100으로 환산한 경우)



- 이에 따라, 기존의 사교육 완화 및 사교육비 경감을 위한 정책들은 부분적인 성과가 있을지 모르지만 사교육이 보편화된 상태에서는 기존 정책이 실패할 가능성이 상당히 큼. 따라서 사교육 완화 및 사교육비 격차 해소를 위한 혁신적인 방안 수립이 필요할 시점으로 생각됨.