

1996 가구소비실태조사 종합분석사업 보고서(5-3)

지역별
소득분배 및 생활실태 분석

1998. 10

통 계 청

이 보고서에 수록된 모든 의견은
연구자의 개인적인 것이며 통계청의
공식 견해가 아닙니다.

1996 가구소비실태조사 종합분석사업 보고서(5-3)

지역별
소득분배 및 생활실태 분석

연구자 : 충 남 대 학 교

노 응 원
배 진 한

통 계 청

머 리 말

통계청에서는 우리나라 가계의 생활실태를 종합적으로 파악하기 위하여 1991년에 이어 1996년 10월부터 12월까지 전국의 비농가중 약 30,000가구를 대상으로 가구소비실태조사를 실시하였습니다.

이 조사는 조사대상가구에서 매일 매일 가계부를 기록할 수 있도록 설득을 해야 하고, 저축과 부채·연간소득·가구내구재 보유현황 등은 직접 방문해서 파악해야 하기 때문에 조사부담이 크고, 조사대상가구에서는 사생활 침해 등에 대한 거부감으로 조사의 협조를 얻기가 매우 어려운 조사입니다만 여러단계의 준비를 거쳐 성공적으로 조사를 마쳤고 유용한 결과를 얻게 되었습니다.

이렇게 어려운 여건에서 조사된 자료를 보다 널리 유용하게 활용할 수 있도록 금년초에 5개 주제를 선정하여 종합분석사업을 시작하였고 세미나를 개최하여 활발한 논의를 하였으며, 이번에 종합분석 내용을 주제별 보고서로 발간하게 되었습니다.

주제별 보고서중 제1권에서는 우리나라 가구들의 금융자산보유현황에 대한 정형화된 사실을 도출하고 이에 따른 정책적 함의(policy implication)을 찾고자 하였으며, 제2권에서는 유동성제약하에서의 소비함수를 추정하고 이를 이용하여 우리나라 가구의 소비결정에 있어 유동성제약의 중요성을 추정하여 정책적 시사점을 도출하고자 하였습니다.

제3권에서는 지역별 소득 및 소비지출 패턴의 차이에 대한 심층분석을 통하여 중앙정부의 지역별 형평을 고려한 개발정책수립의 기초자료를 제공할 수 있도록 하였으며, 제4권에서는 저소득층가구의 생활실태 분석과 도시 자영업자 소득을 추계하여 경제위기 국면에서 근로자가 직면하고 있는 고용위협이 가구에 미칠 파급효과를 전망하므로써 정부의 대응방안 모색에 유용한 정보를 제공하고 있습니다.

마지막으로 제5권에서는 여성의 활발해진 경제활동참여와 맞벌이가구 증가에 따른 가구의 생활실태변화의 분석을 통하여 여성고용정책 및 육아정책 등에 대한 정책방향을 모색하고자 하였습니다.

이와 같은 연구를 위하여 관련분야별로 연구자들께서 많은 수고를 해주셨습니다. 그동안 바쁘신 와중에도 심혈을 기울여 훌륭한 연구결과를 이끌어 내 주신데 대하여 감사를 드리며, 이 보고서가 우리나라 가구의 생활실태를 종합적으로 파악하는데 도움이 되고 각종 경제·사회정책수립에 유용한 자료로서 널리 활용될 수 있을 것으로 기대합니다.

끝으로 『96 가구소비실태조사』에 적극 협조하여 주신 조사대상가구에게 깊은 감사를 드리면서 본 보고서의 내용은 연구자들의 개인적인 의견이며 통계청의 공식적인 견해가 아님을 밝혀드립니다.

1998년 10월

통 계 청 장
윤 영 대

- 목 차 -

I. 서론	1
II. 지역별 가족 가구소득의 수준 및 요인분석	5
1. 서론	5
2. 추정 방법	7
가. 써베이 표본자료에 입각한 회귀분석법	7
나. 본 연구의 추정법	9
3. 지역별 가구소득 추정	10
가. 지역별 대표적 가구소득 추정	10
나. 지역별 평균 가구소득 격차의 유의성 검증: 가변수만의 회귀분석	15
4. 지역별 가구당 연간소득의 결정요인 분석	16
가. 지역별 가구소득 생산함수	16
나. 가구특성 변수	17
다. 가구특성 모형의 추정	21
5. 지역 특성 모형	29
6. 결론	32
II장 부록. 표본설계 및 추정 방법	34
1. 표본 설계	35
2. 추정 방법	36
가. 표본설계 접근법	37
나. 초모집단 모형 접근법	39
다. 결합 접근법	40
라. 복잡한 표본설계 데이터에 입각한 통계적 분석 및 가용 통계 프로그램	42
※ 참고문헌	44
III. 지역별 가구소득 분포 실태 분석	46
1. 지역별 소득분포의 전반적 개관:	46
가. 지역별 소득분포의 히스토그램	46
나. 지역별 10분위 소득분포	47

다. 지역별 소득분포의 로렌즈곡선	52
2. 지역별 연간 가구소득의 불균등 지수:	53
3. 가구소득 불균등 지수의 분해와 지역별 불균등의 요인	57
4. 동등가구 소득 불균등 지수의 분해 및 국제비교	61
※ 참고문헌	62
IV. 지역별 가구소비 지출 실태 분석	63
1. 지역별 10대 소비지출 품목별 소비 구조	63
2. 지역별 소비지출(엔겔) 함수 추정	65
※ 참고문헌	66
V. 지역별·가구특성별 소비지출실태 분석	67
1. 지역별·가구특성별 소비지출실태 분석	67
2. 지역별·가구특성별 서비스 소비구조	73
VI. 지역별·가구특성별 저축 및 부채실태 분석	83
1. 지역별·가구특성별 저축실태 분석	83
2. 지역별·가구특성별 부채실태 분석	87
3. 자영업주가구 분석의 중요성	91
VII. 지역별 빈곤실태 분석	95
1. 빈곤의 개념	95
2. 빈곤정도의 측정	99
3. 빈곤의 지역별 특성	104
※ 참고문헌	117
VIII. 결론 및 제언	120

- 표·그림 목 차 -

[표]

<표 2-1>	지역별 연간 가구소득의 평균치 추정(소득 단위=천원)	11
<표 2-2>	가구 평균소득 수준별 지역 구분	11
<표 2-3>	지역 가변수들에 대한 회귀분석	61
<표 2-4>	가변수 목록	81
<표 2-5>	지역별 가구특성 변수의 평균치	92
<표 2-6>	가구특성 모형 (2-9)의 추정 결과	222
<표 2-7>	지역별 가구특성 부존 효과와 순수 지역효과(단위=1,000원)	42
<표 2-8>	지역별 세부 가구특성별 가구특성 부존량 효과 구성비	92
<표 2-9>	가구특성 부존량 및 순수 지역특성 효과 크기별 지역 분포	92
<표 2-10>	지역 특성 변수(1995년)	92
<표 2-11>	지역특성 모형 추정결과	13
<표 2-12>	교통혼잡비 차감후 가구평균소득 격차	43
<부표 2-1>	표본설계: 층별 가구수(모집단 및 표본) 및 가구 가중치	53
<표 3-1>	지역별 10분위별 평균소득 수준 및 소득 점유율(단위:1,000원)	44
<표 3-2.A>	지역별 10분위별 소득 점유율(%)	15
<표 3-2.B>	지역별 10분위별 소득 점유율의 평균과 표준편차	15
<표 3-3>	지역별 소득불균등 지수들	6
<표 3-10>	지역별 지니지수의 서록스 분해: 기여분 및 상대적 기여도	6
<표 3-11>	지역별 지니지수와 “근로소득 기여도/사업소득 기여도” 비율	6
<표 3-12>	지니지수의 “근로/사업소득 기여도 비율”에 대한 회귀분석	6
<표 3-13>	동등규모 가구소득 분포의 지니지수와 상대적 기여도	26
<표 4-1>	지역별 10대 소비지출별 소비 구조(단위 %)	36
<표 4-2>	소비지출상 특징적 지역의 소비지출 특징	5
<표 4-3>	지역별 식료품 Engel함수 추정결과	6
<표 5-1>	가구 소비지출 항목별 내역의 지역별 구조	9
<표 5-2>	가구 소비지출 항목별 내역의 도시형태별 구조	9
<표 5-3>	소비지출에 대한 회귀분석 결과	7
<표 5-4>	환산소득 계층별 소비지출 항목별 내역의 구조	17
<표 5-5>	가구주 종사상 지위별 소비지출 항목별 내역의 구조	27
<표 5-6>	도시근로자가구의 자가보유비율 및 주택가격지수 추이	47

<표 5-7>	교육비 및 사교육비 지출의 지역적 구조	67
<표 5-8>	교육비 및 사교육비 지출의 도시형태별 구조	67
<표 5-9>	환산소득계층별 교육비 및 사교육비 지출구조	77
<표 5-10>	사교육비 지출의 회귀분석 결과	87
<표 5-11>	사교육비지출의 지역 가변수 회귀분석	97
<표 5-12>	교육비지출의 환산소득계층 가변수 회귀분석	98
<표 5-13>	서비스 소비지출의 지역적 구조	18
<표 5-14>	서비스 소비지출의 도시형태별 구조	28
<표 5-15>	환산소득계층별 서비스 소비지출 구조	28
<표 5-16>	서비스 소비지출의 회귀분석	38
<표 6-1>	가구 총저축보유액 구성의 지역적 구조	58
<표 6-2>	가구 총저축보유액 구성의 도시형태별 구조	58
<표 6-3>	환산소득계층별 가구 총저축보유액 및 부채총잔액 구성의 구조	86
<표 6-4>	가구주 종사상 지위별 총저축보유액 및 부채총잔액 구성의 구조	86
<표 6-5>	가구 부채총잔액 구성의 지역적 구조	78
<표 6-6>	가구 부채총잔액 구성의 도시형태별 구조	88
<표 6-7>	가구 총저축보유액 및 부채총잔액 지역적 구조의 회귀분석	98
<표 6-8>	가구 총저축보유액 및 부채총잔액 결정함수 회귀분석	99
<표 6-9>	취업자 중 자영업주 및 가족종사자 비율 추이	29
<표 6-10>	비농림어업부문 자영업주 및 가족종사자 비율의 국제비교(1994년)	29
<표 6-11>	제조업의 경공업부문과 서비스업부문 취업자 중 자영업주 및 가족종사자 비중(1991년 기준)	39
<표 7-1>	1996년 시도별 실제보호인원 현황	89
<표 7-2>	가구환산척도 및 가구규모별 최저생계비(1996년 1개월 기준) ㉠	
<표 7-3>	최저식료품비와 오산스키방식에 의한 최저생계비	10
<표 7-4>	노사의 이론생계비 및 최저임금심의위원회의 실태생계비	12
<표 7-5>	여러 가지 빈곤선기준에 따른 빈곤지수 추정결과	14
<표 7-6>	박순일외(1994)기준 빈곤층의 지역적 구조	51

<표 7-7> “1996년 가구소비실태조사”에 근거한 추정 빈곤층과 보건복지부의 실제 생활보호대상 가구의 비교	106
<표 7-8> 빈곤층가구의 특성	Ⅶ
<표 7-9> 빈곤층 총저축보유액의 지역별 구조	Ⅷ
<표 7-10> 빈곤층 총저축보유액 구성의 도시형태별 구조	Ⅷ
<표 7-11> 빈곤층 부채총잔액의 지역별 구조	Ⅸ
<표 7-12> 빈곤층 부채총잔액 구성의 도시형태별 구조	Ⅸ
<표 7-13> 빈곤층 소비지출 항목의 지역별 구조	Ⅹ
<표 7-14> 빈곤층 소비지출 내역의 도시형태별 구조	Ⅹ
<표 7-15> 빈곤층의 교육비 및 사교육비 지출의 지역별 구조	Ⅺ
<표 7-16> 빈곤층 교육비 및 사교육비 지출 구성의 도시형태별 구조	Ⅺ
<표 7-17> 빈곤층가구 취학자녀 1인당 교육비 및 보충교육비의 지역별 구조	112
<표 7-18> 빈곤층가구 취학자녀 1인당 교육비 및 보충교육비의 도시형태별 구조	112
<표 7-19> 빈곤층 서비스소비지출 내역의 지역별 구조	Ⅺ
<표 7-20> 빈곤층가구 서비스 소비지출 구성의 도시형태별 구조	Ⅺ
<표 7-21> 각 지역별 표본가구수와 표본가중치	Ⅻ
<표 7-22> 빈곤결정함수의 지역가변수 회귀분석 결과	Ⅻ
<표 7-23> 빈곤결정함수의 회귀분석 결과	Ⅻ

[그림]

<그림 2-1> 지역별 연간 가구소득의 평균과 중앙값 비교(단위=천원)	21
<그림 2-2> 평균소득 및 중위소득 지역별 지수	3
<그림 2-3> 지역별 연간 가구소득의 평균 및 신뢰구간 추정소득	4
<그림 3-1> 광역시 가구들의 소득분포: 히스토그램	74
<그림 3-2> 지역별 10분위별 평균소득 수준: 도시	05
<그림 3-3> 지역별 10분위별 소득 점유율: 도시	25
<그림 3-4> 서울 가구소득 로렌츠 곡선 및 소득항목별 준로렌츠 곡선 ...	3

<그림 3-5> 분위별 소득 20% 감소시 소득불균등 지수들의 반응도	55
<그림 3-6> 지역별 가구소득의 평균수준과 지니지수	66
<그림 4-1> 지역별 10대 소비지출별 소비 구조: 도시	46

I. 서론

본 보고서는 “96년 가구소비실태조사” 자료에 입각하여, 우리 나라의 ① 지역별 가구소득의 평균 수준 ② 지역별 지역내 소득 분포 ③ 지역별 가구 소비 행태 ④ 지역별 가구특성별 소비 행태 ⑤ 지역별 가구의 금융자산 및 부채 보유 실태 ⑥ 지역별 빈곤가구의 분포 실태의 경험적 특성을 찾아내고 그 요인을 연구하고자 한다.(①②③은 노응원 책임연구자가, ④⑤⑥은 배진한 책임연구자가 담당하였음).

본 연구에서는 24,290개 표본가구 중 2인 이상으로 구성된 21,103개 가구를 대상으로 주로 분석하였으며, 동등규모 가구소득을 분석할 경우에만 1인 가구를 포함한 전 가구를 분석하였다.

제2장에서는 전국을 6대 도시와 9개 도로 나누어 지역별 연간 가구소득 함수를 추정하고 지역별 가구 평균소득 격차의 요인분석을 제시하며, 제3장에서는 각 지역 내 가구들간의 소득 분포 실태를 여러 가지 지표로써 기술한 다음, 지역별 소득분포 상의 차이를 설명하고자 하였다. 제4장에서는 지역별 가구소비 구조를 살펴보고 단순한 엔겔함수 추정을 통해 지출탄력성을 계산하였다.

제2장의 회귀분석에서, 1차적으로 지역 가변수들만을 설명변수로 하는 회귀분석(또는 지역요인만을 고려한 분산분석)에서는 지역간 소득차이가 유의적으로 존재하지 않았으나, 가구의 인적 및 물적 특성들을 통제하면 지역간 소득차이가 유의적으로 존재함을 발견하였다.

이러한 가구 특성변수들과 지역가변수들을 도입하여 지역별 가구소득함수를 추정된 결과, 가구주와 배우자의 연령, 교육수준 및 가구주의 종사상의 지위 등 여러 변수들이 유의적이었고, 특히 가구의 금융자산, 취업자수 및 가구원수의 차이가 지역별 가구소득의 차이를 많이 설명하는 것으로 나타났다. 그리고, 이러한 가구 특성들을 고려하고 나면, 이들을 고려하기 전에 상당한 차이를 보인 서울(전국 평균을 100으로 한 가구소득 지수=113), 충남(지수=100) 및 전남(지수=89)의 가구소득이 대차가 없는 것으로 나타났다.

다음으로, 각 지역 가변수로 대표되는 추상적 지역 특성을 현실적 구체적 경제적 특성으로 파악하기 위해, 지역내 총생산 성장률, 지역내 총생산 점유율, 지역내 산업구성비 등을 설명변수로 추가하여 회귀 분석하였다. 지역내 총생산 점유율과 제3차 산업 구성비를 도입할 때 후자가 유의적이었고, 또한 그것들이 지역 특성을 상당히 포착하게 됨으로써 그 대신 경기와 경남 지역

가변수 이외에는 모두 유의성을 상실하였으며 가구특성 변수들의 회귀계수 추정치는 거의 불변이었다. 이 결과는 기존의 가구특성 변수들과 새로이 추가된 지역특성 변수들이 지역간 가구소득의 차이의 대부분을 설명하며, 이들 2개 지역 이외 지역의 가구소득은 서울가구의 소득과 별 차이가 없다는 것을 의미한다.

제2장에서는 지역별 평균소득 수준의 차이를 분석하였으나, 제3장에서는 각 지역내에서 가구들간의 소득 분포 실태를 기술하고, 지역별 소득분포 상의 차이를 설명하고자 하였다. 우선, 소득분포의 특성은 도수분포도(히스토그램), 10분위별 평균소득 및 소득 점유율, 로렌츠 곡선, 지니지수 등의 소득 불균등 지수를 이용하여 다각적으로 서술하였다.

전국 2인 이상 가구들의 연간소득(과세전) 분포의 지니지수는 0.2962로서 OECD 제국들의 지니지수와 비교하면 아주 낮은(더욱 균등하게 분포된) 편이다. 지역별로는 경기도(평균소득 수준은 전국 10위)와 경남(평균소득 6위)의 지니지수가 0.27 이하로서 이들 지역에서 가구소득이 가장 균등하게 분포되어 있고, 전남(평균소득 12위)과 부산(평균소득 2위)이 0.33 이상으로서 상대적으로 가장 불균등하게 분포되어 있었다.

다음으로, 이러한 지역내 가구소득 불균등도의 지역별 차이를 야기하는 요인을 발견하기 위해, 가구소득을 구성하는 근로소득, 사업소득, 부업소득, 재산소득 및 기타 소득의 불균등 분포가 전체 소득의 불균등 분포에 기여하는 상대적 기여도를 셔록스(Shorrocks)의 분해법을 이용하여 각 지역별로 산출하였다. 분석 결과, 제주 이외의 어느 지역에서나 근로소득과 사업소득의 불균등도가 전체 소득의 불균등도에 기여하는 상대적 기여도는 합쳐서 80% 이상이었다(제주만 72%임). 그러나, 각각의 기여도는 지역별로 상당히 달라, 전체 소득이 가장 불균등하게 분배된 부산의 경우, 사업소득의 기여도가 93%로서 다른 지역에 비해 월등히 높은 반면, 근로소득과 재산소득의 기여도는 각각 3.4% 및 3%로서 지극히 낮았다. 사실, 사업소득의 기여도는 전북이 65%, 경기가 63.9%로서 전국 평균인 63.8%보다 거의 같거나 약간 높을 뿐이고 타 지역은 모두 전국 평균보다 낮는데, 부산만 유독 93%로서 극히 높다. 부산과 인접한 경남은 가구 총소득의 전반적 분포에서나 각 부문소득의 기여도 측면에서 부산과 정반대로 사업소득의 기여도는 37%인데 반해 근로소득의 기여도는 57%에 달하고 있다. 제주는 재산소득의 상대적 기여도가 22%로서 전국에서 가장 높으며 근로소득과 사업소득의 상대적 기여도가 각각 34% 및 39%로서 비교적 대등하다는 특징을 보이고 있다.

또한, 지역내 소득불균등도는 지역의 평균소득 수준과는 거의 무관하며, 부문소득의 상대적 기여도 측면에서 설명하자면 사업소득의 기여도에 대한 근로소득의 기여도의 비율에 오목하게 연관되어 있다는 것, 즉 이 상대적 기

여도 비율이 상승함에 따라 처음에는 전체 소득분포의 불균등도가 증가하지만 일정 수준을 넘으면 오히려 하락한다는 사실이 발견되었다.

제4장에서는 지역별 가구소비 구조를 기술하고 단순한 앵겔함수를 추정하여 지출탄력성을 계산하였다. 먼저, 표본가구들의 10월 및 11월 가계부 자료로부터 음식료품, 주거비 등 10대 소비품목별로 월평균 소비지출비율(= 해당 품목의 지출액/총소비지출액) 또는 소비 구성비를 계산하였다. 소비지출 중 가장 큰 비중을 점하는 식료품 지출비율은 전국 2인 이상 가구의 평균 30.2%에 비해 충북이 27.9%로 가장 낮고 부산이 34.5%로서 가장 높으며 15개 지역간 표준편차도 1.6으로서 가장 크나 지역별 평균수준에 대비된 상대적 변화는 아주 낮은 편이다. 그 다음으로 큰 비중을 갖는 교통통신비 비율은 부산의 10.5%에서 충북의 12.3%까지 지역간 차이가 비교적 적게 분포되어 있다. 교육비 지출비율의 전국 가구 평균은 8.8%인데, 제주(6.1%)와 강원도(6.7%)에서 유달리 낮고 대전(10.2%)에서 유별나게 높으며, 경북과 전남 이외의 다른 지역들에서는 8-9% 대에 머물러 있다. 피복신발 지출비율은 광주(10.1%)와 대전(9.1%)이 높고 경기, 강원, 인천(7.6-7.8%)에서 낮으나 지역간 차이가 크지 않다.

단순한 앵겔함수는 각 품목의 지출비율을 총소비지출의 로그변수에 대해 회귀 분석하여 추정하였는데, 회귀계수는 1% 수준에서 유의적이지만 결정계수는 11-25% 수준이었다. 그 중 식료품에 대해서만 지역별로 지출 탄력성을 추정해 보았는데, 그것은 식품비 비중과 어떤 일정한 관계를 보이지 않았다. 식료품 지출 탄력성이 가장 높은 3개 지역은 제주(0.79), 광주(0.78), 전남(0.76)이고 가장 낮은 3개 지역은 강원(0.64), 경기(0.65), 인천(0.66)이다. 가구 특성 및 지역 특성을 고려한 앵겔함수의 추정은 장차 과제로 남겨 둔다.

제5장-제7장에서는 지역별 가구특성별 소비지출, 지역별 가구특성별 금융자산 및 부채의 보유 실태와 빈곤가구의 실태를 분석한다.

우선 소득수준이 그러했듯이 소비지출의 지역격차도 상당히 크다는 점이 발견되었다. 특히 주거비와 교육비지출의 경우 지역간 격차가 매우 크다. 소비함수를 추정하여 본 결과 총소비지출의 소득탄력성은 0.574, 식료품비와 교육비의 그것은 각각 0.478과 0.424로 나타나 저소득층 역시 매우 높은 수준의 교육비와 보충교육비 부담을 지고 있는 것으로 판단되었으며 교육은 이제 필수서비스화 되었다고 할 수 있다.

저소득층에서 발견되는 높은 주거비와 교육비 지출비중은 두 가지 의미를 지니고 있다고 정리할 수 있다. 하나는 교육비는 높은 비용지출요인이므로 가계수지에 대한 심각한 압박요인이 될 수 있다는 점이고 다른 하나는 역으로 그러한 현상은 우리 나라사람들의 높은 교육열을 반영하는 것이리라는 것이다.

서비스소비지출의 지역간 격차도 크다는 점이 확인되었다. 군부거주 가구의 서비스소비지출은 광역시 등 대도시거주 가구에 못지 않은 수준을 견지하고 있다. 서비스소비지출에서 발견된 한 가지 중요한 특성은 소득수준이 상승할수록 서비스소비지출의 비중도 같이 높아진다는 점이었다.

사교육비인 보충교육비 지출도 지역간에 상당한 격차를 보여주었다. 그렇지만 도시형태별로는 교육비지출의 비중에 큰 차이가 없었다는 것도 사실이다.

은행권저축을 제외하고는 총저축보유액의 항목별로 지역격차가 큰 것으로 추정되었으며 1가구당 부채총잔액 수준은 서울에서 압도적으로 높고 그 다음으로 인천, 경기, 전북 등의 순으로 전개되고 부채잔액이 작은 순으로는 경북, 전남, 대구, 강원, 광주 등을 들 수 있었다. 특히 부채총잔액은 총저축보유액의 경우보다 변이계수의 값이 전반적으로 크게 추정되어 지역간 격차가 상대적으로 더 크다고 해석할 수 있었다.

한편, 우리의 연구에서 빈곤선의 책정은 박순일외(1994)의 기준을 채택하였는데 그 월평균수준은 4인가족 기준으로 광역시 780,241원, 일반도시 729,094원, 군부 652,547원으로 추정되었다. 그리고 빈곤층 가구주의 특성은 학력이 낮고, 무직이며, 고령으로 정리되었다.

II. 지역별 가족 가구소득의 수준 및 요인분석¹⁾

1. 서론

그 동안 우리 나라는 전체적으로 높은 경제성장을 달성하면서도 지역간 불균등 발전에 따른 심각한 지역갈등 문제로 내홍을 겪고 있다. 그러나, 지역간 경제력 또는 소득 격차에 관한 실증적 연구는 자료의 미비 등으로 90년대에 들어서야 김대환(1992), 김성태 외(1991) 및 이정우(1997) 등에 의해 시작되었다. 이들은 대부분 지역내 총생산 및 1인당 지역내 총생산의 시계열 자료에 입각하여 수도권과 영남권의 소득이 충청-호남권에 비해 상대적 격차는 점차 감소해 왔으나 그 절대적 수준은 높았음을 보임으로써 지역간 소득격차가 지역갈등의 한 요인임을 밝힌 바 있다. 그런데, 이들 연구는 1인당 국내총생산을 추계하거나 공표된 자료에 입각하여 소득격차를 확인하였으나 그 요인분석으로 나아가지는 못하였다. 단, 김성태 외(1991)는 1970-1987년 자료에 입각하여 광공업 생산함수를 대도시권(서울, 부산), 대도시 인접권(경기, 경북, 경남) 및 비도시권(충청, 호남, 제주)의 3지역별로 추정함으로써 지역별 격차를 요소(노동과 자본) 증가율, 노동 수익률 탄력성 및 기술진보율의 차이로 설명하였으나, 이러한 상이한 특성들이 유의적으로 다른가에 관한 검증은 생략하였다.

그런데, 지역별 1인당 국내총생산이 지역별 1인당 경제력을 나타내기는 하지만, 생산측면에서 집계된 소득개념이므로 지역 주민들이 체감하는 1인당 경제적 복지와는 상당한 거리가 있으며 후자를 위해서는 가구소득이 더 적절하다. 가구소득 분배에 관한 연구는 도시가계조사와 농가경제조사 자료를 이용한 주학중(1979), 반성환(1979) 등의 연구가 있으나 주로 전국의 인적 분배, 직종별(근로자-사업자) 분배 및 농가소득 분배가 중심이었고²⁾, 지역별로는 도농간의 소득분배를 주로 다루었다. 사실, 본 연구는 지역별로 지역내 가구소득의 인적 분배문제가 아니라, 평균 가구소득의 지역간 격차를 분석하고자 한다. 이 분야에서도 85년에 5,107개 표본가구를 독자적으로 추출조사한 권순원 외(1992)의 연구에서는 지역을 시부와 군부로 나누어 지역간 소득격차를 계산하였을 뿐이며, 93년도 대우경제연구소의 한국가구패널조사 자

1) 본 장은 1998년 9월 1일 제4회 통계의 날 행사의 기념 세미나 및 9월 8일 충남대학교 경상대학 부설 경영경제연구소 세미나에서 “우리 나라 가족 가구소득의 격차와 요인분석”으로 발표된 논문을 약간 수정한 것이다. 유익한 논평을 해 주신 분들께, 특히 이 정우, 배 진한 교수님께 감사드린다.

2) 최근까지의 한국의 인적 소득분배 및 지역 경제력 격차에 관한 문헌에 관해서는 각각 이정우(1997a)와 이정우(1997b)를 참조하라.

료(4,547가구)를 이용한 이은우(1995)는 지역별 가구소득 함수를 추정하였으나 전국을 서울, 기타 도시 및 농촌으로만 구분하였다.

그리하여, 본 연구와 같이 행정구역상의 대도시와 도를 구분하여 광역 지방단체에 입각한 지역별 가구소득의 격차와 그 요인을 분석한 지역별 연구는 지금까지 조사자료가 없었기 때문에 수행될 수 없는 실정이었다. 그러나, 본 연구도 그것이 기초한 자료의 한계와 분석상의 관점 때문에 지역별 소득 격차의 의미가 한계를 지닌다. 즉, “가구조사”는 전국에서 24,290개에 달하는 엄청난 수의 표본가구를 다단계 표본추출법에 따라 추출·조사한 것이지만 농가는 제외되었으며, 본 연구에서는 가족단위의 가구를 대상으로 분석하였으므로 그 중 2인 이상의 표본가구 21,103개에 국한하였다.

본 연구는 계량경제학적 추정방법론의 관점에서 한국에서는 새로운 시도를 하였다. 즉, “가구조사” 자료와 같이 복잡한 표본설계에 입각하여 조사한 써베이 자료로 회귀 분석할 경우, 유한 모집단의 특성은 편이성이 적고 또한 일치성을 갖는 “설계가중 추정량”을 계산하여야 적절한 것으로 알려져 있다. 그런데, 이 추정량의 표준오차는 널리 사용되는 SAS, SPSS, RATS 등의 상용 통계 프로그램으로는 올바르게 계산되지 않으므로,³⁾ 이 목적으로 특수하게 개발된 분산추정용 프로그램들을 사용하여야 한다. 전자의 가중(“이분산 교정용 가중치”) 최소자승 추정법으로 구한 표준오차는 과소 추정되므로 잘못된 통계적 추론을 낳을 수도 있음이 Carlson(1988), Brogan(1998) 등에 누누이 강조되어 있다. 그렇지만, 분산추정 프로그램 사용 시에는 표본설계에 관한 정보가 필요한데, 그것이 원자료 CD(또는 테이프)에 수록되어 있지 않으므로 그것을 파악하여 입력하여야 한다. 본 연구에서는 표본조사구를 절반씩 양분해야 하는 다소 자의적인 작업을 추가하여 WesVarPC라는 분산추정 프로그램을 이용하여 회귀계수와 그 표준오차를 계산하였다. 이러한 방법론의 중요성 때문에, 제2절에 추정방법에 관해 간략히 서술하고, 자세한 내용은 본장 부록에 수록해 두었다.

제3절에서는 소득분포의 통상적 특성상 지역별 가중평균 소득, 로그 가구소득의 평균, 중위소득, 동등가구원당 소득 평균 등 여러 가지 가구소득의 대표치들을 추정하였다. 1996년도 가중 평균소득은 서울가구가 2,911만원으로서 가장, 그리고 타지역에 비해 월등히, 높고, 경북이 그 72.5%인 2,110만원으로서 가장 낮았다. 미국 등 대부분의 국가에서 최빈 지역의 소득이 50% 정도임을 감안하면, 우리 나라의 경우는 큰 격차를 보인다고 보기 어렵다. 그러나, 이 정도의 격차일지라도 통계적으로 유의한 격차인가를 검정할 필요

3) 98년 하반기에 SPSS Ver.8.0에서는 본 연구에서 사용한 Westat사의 프로그램을 공급하고 있으며, SAS Ver.7.0에서도 Surveyreg, Surveymeans 등의 proc들이 추가되었다고 함.

가 있는데, 여러 가구 특성들을 감안하지 않고 검증한 결과, 최저 소득을 가진 경복을 제외한 여타 지역의 평균소득은 서울의 그것과 유의적으로 다르지 않다는 결과로 나타났다.

그리하여 제4절에서는 각 지역 가변수와 함께 여러 가지 인적 및 물적 가구특성 변수들을 도입하여 가구소득함수를 추정하여, 유의적인 가구특성 변수들과 지역 가변수들을 식별하였다. 가구특성들을 통제할 때, 충남과 전남 가구의 소득은 서울 가구의 소득과 유의적으로 다르지 않음이 발견되었다. 이 결과에 기초하여 지역별 평균가구의 소득격차를 가구특성 요인들과 순수한 지역특성 요인들에 기인하는 부분으로 분해하였는데, 전자가 대체로 절반 이상을 차지하였다. 그 다음으로, 지역 가변수로 상징되는 순수한 지역 효과를 실현하는 구체적 경제변량을 포착하기 위해 지역의 산업구조 및 성장잠재력을 나타내는 지역특성 변수들을 추가하여 회귀분석을 시도해 보았다. 제5절에서는 본 장의 연구 결과를 요약하고 그 한계를 지적하였다.

2. 추정 방법

“가구소비실태조사”의 표본은 전국의 총가구(모집단) 중에서 무작위로 추출된 단순 무작위표본(simple random sample)이 아니라, 표본조사의 효율성과 지역정보 획득이라는 목표에 적합하도록 2단계 층화 계통 추출법이라는 복잡한 표본설계(complex sampling design) 과정을 거쳐 추출된 것들이다. 따라서, 표본의 관측치들은 “동일·독립적 분포”(identical, independent distribution: i.i.d.)를 갖지 않으므로, 이 가정에 입각한 전통적 통계적 추론방법은 표본추출과정에서 창출된 확률요인을 고려하여 적절히 수정되어야 한다. 이를 위해서는 “가구조사”의 표본설계의 내용을 파악하여 이에 입각한 적절한 통계적 추론법을 적용하여야 하는데, 자세한 설명은 부록 I에 수록되어 있으며, 이하에서는 3가지 회귀분석법만 간결하게 설명한다.

가. 써베이 표본자료에 입각한 회귀분석법

전국 전가구로 구성되는 유한 모집단 $U = \{U_1, U_2, \dots, U_N\}$ 의 각 가구가 속성 벡터 $(Y_i, X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{mi})$, $i = 1, 2, \dots, N$ 을 보유할 때 유한모집단 회귀계수벡터는

$$B = (X'X)^{-1}XY \quad (2-1)$$

로 정의된다. 여기서 Y 및 X 는 모집단의 값들로서 각각 $N \times 1$ 및 $N \times m$ 벡터이다. 이것을 추정하기 위해 모집단으로부터 크기 n 의 표본 $s = \{U_{i_1}, U_{i_2}, \dots, U_{i_n}\}$, 또는 간략히 표현하여 $s = \{1, 2, \dots, n\}$ 을 복잡한 표본설

계에 따라 추출하여 표본 자료

$$(Y_i, X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{mi}), \quad i = 1, 2, \dots, n$$

을 측정오차 없이 관측한다고 하자. 여기서 Y_i 는 i 가구의 연간 소득, X_{ji} 는 i 가구의 가구 특성 변량 X_j 의 값(예, 취업자수, 가구주 연령, 금융자산 등)이다.

Y (그리하여, (2-1)식의 B)를 고정된 것으로 보는 표본설계 접근법에 따르면, B 에 대한 표본설계 가중(design-weighted) 추정량 또는 허비츠-톰슨 추정량(Horvitz-Thomson estimator)은

$$\widehat{B} = (X\Pi^{-1}QX)^{-1}X\Pi^{-1}QY = (X_s'W_sX_s)^{-1}X_s'W_sY_s \quad (2-2)$$

$$\text{단, } Q = \text{diag}(q_1, q_2, \dots, q_N), \quad \Pi = \text{diag}(\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_N), \quad \pi_i = \text{Pr}[U_i \in s],$$

$$q_i = \begin{cases} 1, & U_i \in s \\ 0, & U_i \notin s \end{cases}, \quad X_s = \{X_{jk}; k \in s\}, \quad Y_s' = (Y_{k_1}, \dots, Y_{k_n}),$$

$$W_s = \text{diag}(w_k; k \in s), \quad w_k = 1/\pi_k$$

로 주어지는데, 이것은 분자와 분모(역행렬 부분)에 상관된 확률변수들이 들어 있는 비율(ratio) 형태의 통계량이므로 B 에 대해 소량의 편이를 가진다(approximately unbiased). 그런데, (2-2)의 공분산 행렬 불편 추정량은 부록의 (A7)식으로 주어지지만 실제로 직접 계산하기는 거의 불가능하다고 한다.

Y 가 가설적인 확률과정을 따르는 확률변수 벡터 $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_N)$ 이 실현된 것으로 보는 순수한 초모집단 모형(간단히, 모형) 접근법에 따르면, 그것들이 동일-독립적 분포(i.i.d.)

$$Y = XB + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (2-3)$$

을 따른다고 가정할 때 B 가 추정 대상 파라미터가 되는데, 실제로 선형 모형 (2-3)이 타당하게 성립하고 표본설계가 모든 X 을 포함한다면 표본이 단순무작위 표본인 것처럼 간주하는 고전적 회귀분석법의 통상최소자승 추정량과 그 분산 추정량

$$\widehat{B}_{OLE} = (X_s'X_s)^{-1}X_s'Y_s \quad \text{및} \quad \widehat{V}[\widehat{B}_{OLE}] = \widehat{\sigma}^2(X_s'X_s)^{-1} \quad (2-4)$$

도 타당하다(Nathan, 1988). 즉, \widehat{B}_{OLE} 는 B 의 모형-불편(model-unbiased)이고 효율적(efficient) 추정량이다. 그러나, 표본이 이 접근법에서 통상 전제되는 단순무작위 표본이 아니라 복잡한 설계표본일 경우 독립적 분포 가정이 위배되므로 추정결과는 강건(robust)하지 못하며, 설계-불편성을 갖지 못한다.

표본설계 접근법에 위 (2-3)의 모형분포를 결합한 접근법에서는 (2-3)식의 B 의 실현치가 (2-1)식의 B 라 간주한다. Nathan(1998)에 따르면, 이 경우 설계가중 추정량 (2-2)가 소량의 편이를 갖지만 설계일치

(design-consistent) 추정량이고 또한 모형-불편성도 보유하며, 그 분산-공분산 추정치는

$$\widehat{V}[\widehat{B}_{HT}] = \widehat{\sigma}^2 (X_s' W_s X_s)^{-1} X_s' W_s W_s X_s (X_s' W_s X_s)^{-1} \quad (2-5)$$

으로 주어진다.

나. 본 연구의 추정법

본 연구에서는 설계-일치성, 설계-근사적 불편성 및 모형-불편성을 갖는 설계가중 추정량 (2-3)을 추정하였다. 그런데, 그 분산 추정량 (2-5)는 현재 널리 사용되는 SAS, SPSS 등 통상적 통계 프로그램으로는 아직 계산되지 않는다. SAS 등 통상적 통계 프로그램에서 가중최소자승법(WLS)으로 계산되는 회귀계수와 분산 공분산 추정치는 각각

$$\widehat{B}_w = (X_s' W_s X_s)^{-1} X_s' W_s Y_s \quad \text{및} \quad \widehat{V}[\widehat{B}_w] = \widehat{\sigma}^2 (X_s' W_s X_s)^{-1}$$

을 계산한 것으로서, $\widehat{B}_w = \widehat{B}_{HT}$ 이지만 그 분산은 어느 접근법의 분산 추정량도 아니다. 그리하여, 이것에 입각한 통계적 검증은 타당하지 않으며 때로는 아주 잘못된 결론을 낳을 수도 있다.

따라서, 회귀계수의 분산 추정치를 구하기 위해서는 이 목적으로 개발된 특수한 프로그램을 사용하여야 한다. 본 연구에서는 그 중 표본 복제법으로 계산하는 Westat사의 WesVarPC를 사용하였다. 그런데, 공표된 “가구조사” 자료 CD에는 표본복제법의 적용에 요구되는 기본 자료

① 층식별 코드 ② 층별 1차 추출단위(표본조사구)의 半分 코드

③ 복제 가중치

중 ②③은 포함되어 있지 않다. 다행히, WesVarPC 프로그램에는 ①②만 있으면 ③을 만들어 주는 프로그램이 내장되어 있다.

그렇지만, 표본복제법의 기본 가정은 표본설계 시에 각 층에서 1쌍(2개)의 1차 추출단위를 추출하는 것이므로, 각 층별로 다수의 단위를 추출한 경우 이들을 2개의 집단으로 구분하여야 한다. “가구조사”에서는 계통추출법을 적용하되 각 추출구간에서 1개의 확률적 추출번호(random start number)를 선정하여 각 구간마다 1개씩 추출하였으므로, 위 가정에 부합되게 조사구들을 양분할 수 없다. 만약 각 층별로 동일한 개수의 표본조사구를 추출하되 기존의 추출구간을 두 배로 늘리는 대신 2개의 확률적 추출번호를 선정하여 추출하였더라면 각 추출번호대로 추출된 조사구들을 한 그룹으로 설정할 수 있을 것이다.

따라서, 현 단계에서는 조사구들을 강제로 양분하는 방법밖에 없으며,⁴⁾

4) 최강식(1997)은 노동부의 “직종별 임금조사” 원자료를 이용한 연구에서 기업규모별 추출율의 역수 배만큼 각 표본을 복제하여 삽입한 다음, 모집단의 기업규모별 비율로 임의추

간단한 자의적(ad hoc) 방법은 각 층의 조사구들을 2개의 확률적 집단으로 양분하는 것이다(Wolter, 1995, pp.131-132). ②는 원칙적으로 1차 추출단위인 “표본조사구들”을 2개의 확률 집단으로 구분하는 것이지만, 자료 CD에 조사구 식별 번호조차 수록되어 있지 않으므로 부득이 2차 추출단위인 표본 가구들을 직접 두 그룹으로 나누되, 다소 자의적이지만 조사구 순으로 배열된 표본가구들의 처음 절반을 제1집단으로 하고 그 나머지를 제2집단으로 구분하였다.⁵⁾

3. 지역별 가구소득 추정

가. 지역별 대표적 가구소득 추정

어느 한 지역내에서도 각 가구들의 소득은 아주 상이하므로, 지역별 가구 소득은 각기 하나의 분포를 이루고 있다. 이 소득분포의 대표적 소득수준으로서 본 연구에서는 평균(가중평균) 소득을 사용하기로 한다.

<표 2-1>에 1996년 전국 및 각 지역 가구소득의 여러 가지 대표치의 추정결과가 수록되어 있다. 제1란은 지역별 가구소득의 가중⁶⁾ 평균을 보여준다. 전국 가구의 가중평균 소득은 2,577만원인데, 6대 도시와 9개 도의 15개 지역 중에서 서울의 평균 가구소득이 2,911만원으로서 가장 높고, 경북의 그것이 2,110만원으로서 가장 낮다. 서울 가구소득을 기준으로 15개 지역을 아래 <표 2-2>와 같이 4개의 집단으로 구분해 볼 수 있다:

여기서 두드러진 특징은, 서울가구의 평균소득이 다른 지역보다 월등히 높아 서울소득의 90-100%에 속할 상위권 지역이 없이 단독 선두를 달리고 있으며, 서울 가구소득의 70-80% 수준인 하위권은 도지역으로만 구성되어 있다는 점이다(부산만 90.2%로서 그 경계 상에 위치하나 중상위권으로 분류함).

출표본을 재추출하고, 중복 추출된 표본은 제거하되 가중치를 재조정하는 방식으로 단순 무작위 추출 표본을 제작성함으로써 복잡한 표본설계 자료의 문제를 해결하였다. 그러나, 이 방법은 상당한 자료의 손실을 초래할 것으로 생각된다. 또한, 분석하려는 모집단의 속성(특성) 여하에 따라 단순무작위표본이 언제나 그 특성 추정에 최적인 것도 아니다.

5) 이 방식도 문제점을 안고 있으므로(아래 <표 2-1>의 표준오차 참조), 장차 통계청에서 조사구 식별번호를 제공하면, 순서대로 배열된 조사구를 홀수-짝수 번호별로 구분하는 방식으로 양분하여, 본 연구를 다시 해볼 예정이다. 배열된 “조사구”가 아니라 “가구”를 홀-짝으로 양분하여 분석해 본 결과, 무응답 가구의 중복(부록 참조) 등의 이유로 인해 표준오차가 너무 작게 추정되는 문제점이 발견되었다.

6) 6대 도시는 각 가구가 동일한 가중치를 가지므로 가중평균과 단순평균이 일치하지만, 각 도의 경우 시부 가구와 군부 가구의 가중치가 다르므로 가중평균이 적용된다.

<표 2-1> 지역별 연간 가구소득의 평균치 추정(소득 단위=천원)

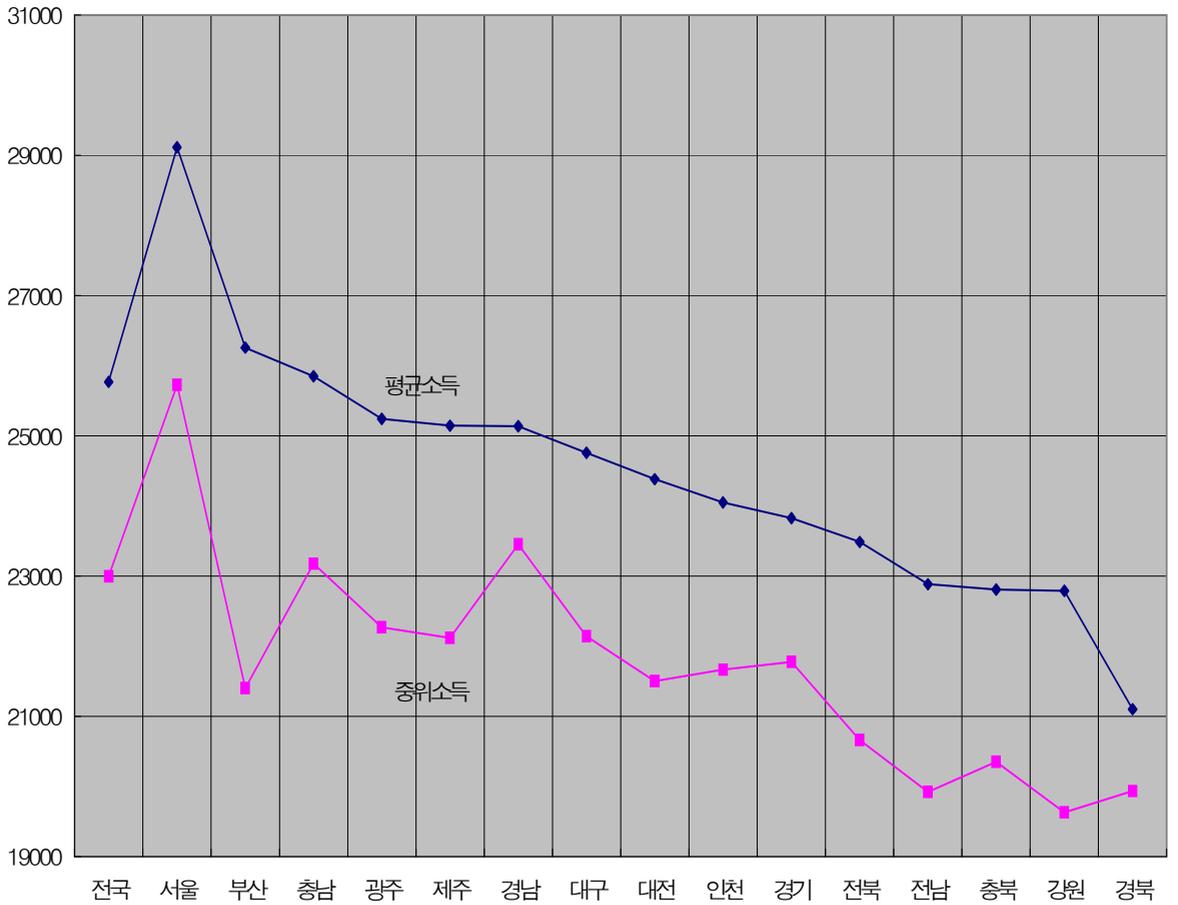
지역	(1)가중 평균 소득				로그소득 가중		(6) 중위		동등 가구원 소득				(10)96년 1인	
	지수 (2)	(3)표준 오차		평균 (4)	(5) 환산 소득	소득	표준 오차	탄력성		탄력성		총생산 지수	당지역 내 지수	
		A	B					(7) 1	지수	(8) 0.5	지수			
전국	25,769	88.5	1,110	367	9.9999	22,025	22,999	684	7,330	89	13,697	89	8,571	101
서울	29,111	100.0	2,992	823	10.1440	25,439	25,725	2,907	8,230	100	15,433	100	8,526	100
부산	26,256	90.2	4,706	2,002	9.9487	20,925	21,402	1,957	7,375	90	13,871	90	6,863	80
대구	24,758	85.0	2,096	895	9.9783	21,553	22,143	1,640	7,017	85	13,253	86	6,652	78
인천	24,050	82.6	1,660	882	9.9518	20,990	21,667	1,356	6,702	81	12,704	82	8,357	98
광주	25,244	86.7	2,791	1,264	9.9798	21,586	22,269	1,588	6,900	84	13,152	85	6,953	82
대전	24,383	83.8	2,875	959	9.9583	21,126	21,504	2,114	6,820	83	12,803	83	6,819	80
경기	23,826	81.8	1,694	653	9.9482	20,914	21,779	1,187	6,865	83	12,739	83	8,460	99
강원	22,790	78.3	3,131	1,178	9.8560	19,072	19,631	2,615	6,756	82	12,353	80	7,748	91
충북	22,807	78.3	2,892	1,373	9.8680	19,302	20,352	1,817	6,441	78	12,178	79	9,568	112
충남	25,850	88.8	3,421	1,611	9.9886	21,776	23,177	2,941	7,316	89	13,569	88	9,659	113
전북	23,487	80.7	3,253	1,440	9.8867	19,666	20,662	2,888	6,487	79	12,333	80	7,815	92
전남	22,884	78.6	2,977	1,465	9.8324	18,628	19,922	2,017	6,700	81	12,277	80	9,574	112
경북	21,103	72.5	1,800	785	9.7802	17,681	19,936	1,583	6,506	79	11,607	75	9,366	110
경남	25,137	86.3	1,623	843	9.9944	21,903	23,456	1,555	7,191	87	13,325	86	11,751	138
제주	25,145	86.4	2,457	1,964	9.9639	21,245	22,119	2,171	6,922	84	12,978	84	7,499	88

<표 2-2> 가구 평균소득 수준별 지역 구분

권역	기준	해당 지역
초상위권		서울(100%)
중상위권	서울의 85-90%	부산(90%), 충남(89%), 광주(87%), 제주(86%), 경남(86%), 대구(85%)
중하위권	서울의 80-95%	대전(84%), 인천(83%), 경기(82%), 전북(81%)
하위권	서울의 70-80%	전남(79%), 충북(78%), 강원(78%), 경북(73%)

중위소득이란 소득이 가장 낮은 가구부터 순서대로 배열할 때 중간에 위치하는 가구의 소득을 말하는데, 써베이 표본에 입각한 소득의 대표치로서 널리 사용된다. 제(3)란에는 지역별 중위소득 추정치가 계산되어 있는데, 전국의 중위소득은 2,300만원이며 중위소득이 가장 높은 지역 역시 서울로서 2,573만원이고 가장 낮은 곳은 강원도로서 1,963만원(서울의 76.3%)이다.

<그림 2-1> 지역별 연간 가구소득의 평균과 중앙값 비교(소득 단위=천원)



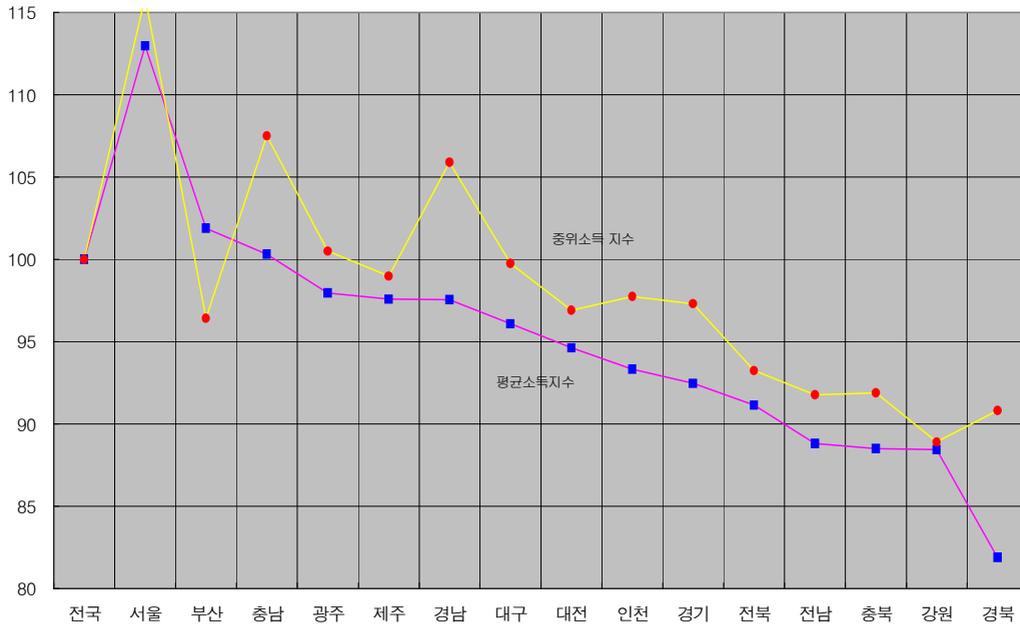
<그림 2-1>에 도시된 바와 같이, 어느 지역에서나 중위소득은 가중평균 소득보다 낮지만, 중위소득의 지역간 범위는 평균소득의 그것보다 약간 작다. 또한, <그림 2-2>에서 보듯, 지역별 중위소득의 전국 순위가 평균소득의 그것과 상당히 다른 지역도 있는데, 부산의 경우 평균소득은 전국 2위이나 중위소득은 10위로 하락하는 반면, 경기도는 10위에서 7위로, 경남은 6위에서 2위로 크게 상승한다. 그리고, 대구, 충북, 전북, 제주의 중위소득의 상대표준 오차가 다른 지역에 비해 상대적으로 높은 편이나 모두 4% 이하이다.

참고로, 미국 통계청(1997)이 조사한 1인 이상 전가구의 과세전 화폐소득 기준의 중위소득의 주별 분포는 최저 수준인 웨스트 버지니아 주의 중위소득은 가장 높은 알래스카 주의 50%에 불과하여, 우리 나라보다 훨씬 불균등하게 분포하고 있음을 알 수 있다.⁷⁾

7) 미국 통계청의 상주인구조사(CPS) March 1997 CPS에서 전국 5만여 가구 썬베이(46,800

<그림 2-2> 평균소득 및 중위소득 지역별 지수

지역별 평균소득 및 중위소득 지수(전국=100)



일반적으로 소득분포가 우측으로 긴 꼬리를 가진 형태를 취하므로 중위소득은 평균소득보다 낮다. 소득의 이러한 분포 특성 때문에 정규분포에 기초한 통계적 검증을 위해 통상 로그 소득을 사용하며 아래의 회귀분석에서도 로그소득을 사용할 것이므로, 제4란에 가구소득의 로그값들의 지역별 평균을 계산해 두었다.⁸⁾ 또한, 그것에 역로그를 취해 통상 소득으로 환산한 소득도 제5란에 수록해 두었는데, 그것은 가구소득의 가중평균과는 상당히 다르지만 지역별 중위소득과는 대체로 유사한 수준임을 알 수 있다.

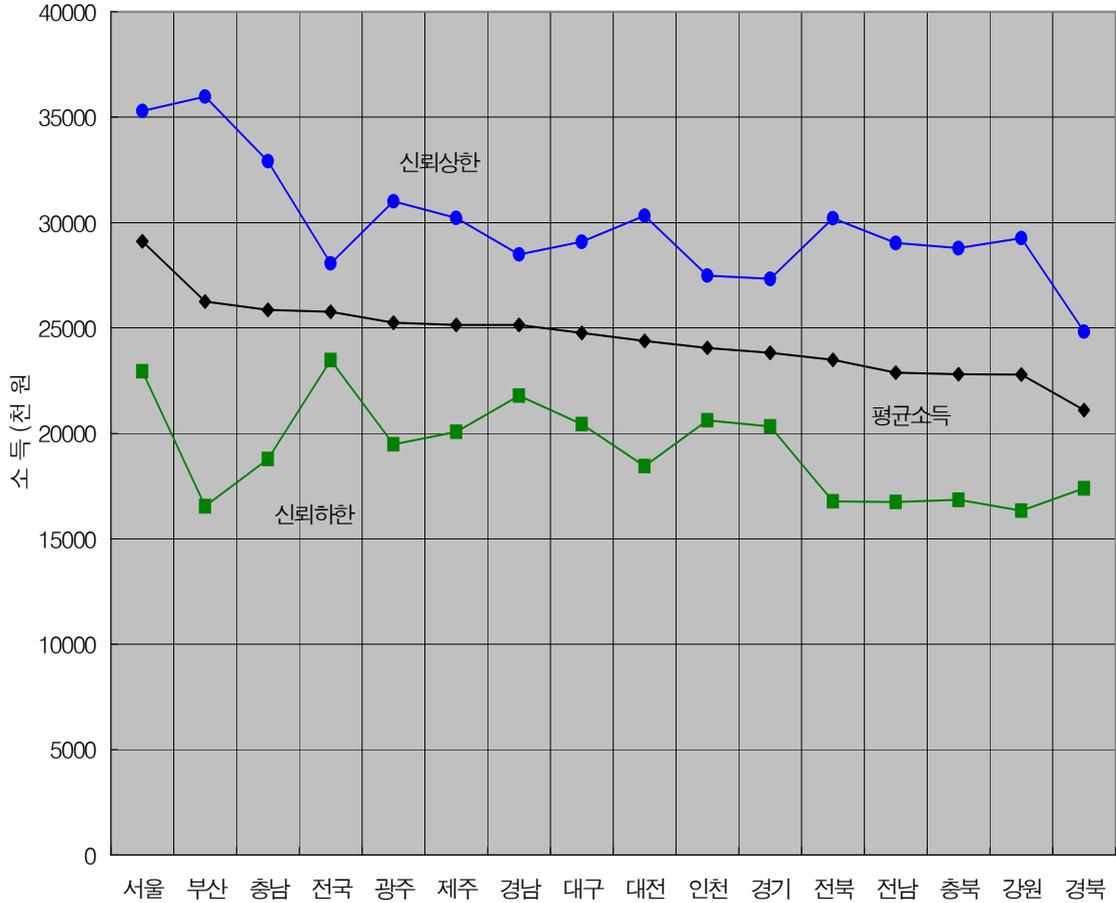
이상은 2인 이상 가구를 대상으로 추정한 것인데, 참고로 1인 가구를 포함한 전가구를 대상으로 동등가구(equivalent household) 가구원 1인당 지역별 평균소득을 계산해 보았다. 제7란은 동등탄력성을 1로 가정(가구원 1인당 소득이 됨)한 경우로서 최저인 충북이 서울의 78.3%이고, 제8란은 0.5로 가정(가구소득을 가구원수의 제곱근으로 나눈 값)한 경우로서 최저인 경북이 서울의 75.2%에 달하여 제1란의 가구소득보다 지역간 격차가 감소함을 보여

가구는 인터뷰에 응하고 3,200가구는 불응함)하여 1996년 화폐소득을 조사한 결과임. 미국 통계청은 이 표본이 본래 미국 전체 추정을 목적으로 설계되어 있어서 주별 추정치는 그 신빙도가 떨어짐을 경고하면서, 그 오차를 줄이기 위해 2개년간 이동평균을 사용하였음을 명시하고 있으며, 특히 이동평균의 “차이” 자료를 보는 데 만족할 것을 권고함. 또한, 이 통계치는 1인 이상 전가구를 대상으로 한 것이나, 이것과 비교가능 하도록 우리나라 자료도 전가구로 확대하면 최저치인 경북의 중위소득은 서울의 71.6%이다.

8) 표본 자료에서 2인 이상 가구중 가구소득이 0인 12개 가구는 제외하고 21,091가구에 대해 계산한 것임.

준다.

<그림 2-3> 지역별 연간 가구소득의 평균 및 신뢰구간 추정소득
(단위=천원)



그런데, 이상의 지역별 대표적 소득은 모두 점추정치이며, <표 2-1>에 그 표준오차가 계산되어 있다. 제3A란은 WesVarPC 프로그램으로 계산한 복제분산 추정치의 제곱근인 표준오차로서 100-470만 원대에 걸쳐 있으며, 통계청이 계차법으로 계산한 제3B란 표준오차의 약 2배이다.⁹⁾ <그림 2-3>에는 지역별 평균소득과 함께 그것의 95% 신뢰구간이 도시되어 있다. 부산, 충남의 경우 표준오차가 크므로 신뢰구간은 상당히 넓으며, 경기와 경북의 경우 신뢰구간은 좁은 편이다.

참고로, 제7란의 가구원당 평균소득에 대응하는 국내총생산, 즉 통계청이 발표한 96년 1인당 (경상) 지역내 총생산을 제10란에 수록하였다. 물론, (지역내)총생산과 가구소득의 개념이 다르므로 직접 비교 가능한 것은 아니나,

9) 두 계산법이 상이하므로 일반적으로 양자가 일치하지는 않으나, 이 정도의 차이는 다소 문제가 있는 것 같다. 부록 I에서 지적하는 바와 같이, 이 문제도 장차 해결 또는 개선되어야 할 과제중의 하나이다.

지역별 차이(지수) 및 순위는 가구소득과 판이하므로 참고할 만하다.

나. 지역별 평균 가구소득 격차의 유의성 검증: 가변수만의 회귀분석

위에서 지역별 평균 가구소득에 상당한 차이가 있음을 보았다. 그런데, 그 표준오차도 지역별로 다르기는 하지만 역시 상당히 크므로, (가구특성 등 다른 요인들을 통제하지 않고서도) 지역간 평균소득의 차이가 유의적으로 존재한다고 볼 수 있는가를 통계적으로 검증할 필요가 있다. 이를 위해, 가구당 연간소득의 로그값을 14개의 지역 가변수들(R_k)에 대해 회귀분석을 하였다:

$$\ln y_j = \beta_0 + \sum_{k=1}^{14} \beta_k R_k + \varepsilon_j \quad (2-6).$$

$$\text{단, } R_k = \begin{cases} 1, & j \text{가 } k \text{지역 가구} \\ 0, & j \text{가 } k \text{이외의 지역 가구} \end{cases}$$

<표 2-3>은 WesVarPC 프로그램을 이용하여 표본설계-가중 추정치를 계산한 것인데, 상수항과 경북 지역 가변수만 5% 유의수준에서 유의적이다. 종속변수가 로그소득이므로, 경북 지역 가변수의 추정치 -0.3638은 경북 가구의 평균소득이 서울가구의 그것에 비해 36.38% 낮음을 의미한다(소득단위로 환산하면 776만원 더 적음¹⁰). 그러나, 그 외의 지역은 서울가구의 소득과 유의적인 차이가 없다고 볼 수 있다. <표 2-3>의 우측에 가구소득의 로그치가 아니라 가구소득 자체를 지역 가변수들에 대해 회귀 분석한 결과도 역시 마찬가지이다.¹¹)

10) 이 금액은 <표 2-3>의 “환산”란에 계산해 두었다. 이 환산금액은 또한 <표 2-1> (5)의 환산소득 란에서 서울지역 소득과의 차이이기도 하다.

11) 표본이 단순무작위 표본이라 가정하여 가중치를 무시하고 비가중 통상 최소자승 추정치를 구하면, 상수항과 각 지역 가변수 모두 매우 유의적(0.1% 유의수준에서 유의적)이며, 로그 가구소득은 물론 가구소득에 관해 회귀 분석하여도 그 결과는 마찬가지이다. 이것은 지역별로 가구소득이 아주 상이함을 의미한다. 비가중 통상 최소자승 추정법을 적용할 경우 이와 같이 설계일치 추정법과 상반된 결과가 도출되는 이유는 표준오차가 아주 작게 산출되기 때문이다.

<표 2-3> 지역 가변수들에 대한 회귀분석

종속변수	가구소득의 로그				가구소득		
	회귀계수	(환산)	표준오차	p 값	회귀계수	표준오차	p 값
결정계수	0.03424			F=0.26	0.0205		F= 0.25
상수항	10.1440	25439	0.10	0.000**	29,111	2,992	0.000**
부산	-0.1953	-4514	0.17	0.260	-2,809	5,544	0.617
대구	-0.1658	-3886	0.14	0.236	-4,353	3,653	0.245
인천	-0.1922	-4449	0.13	0.155	-4,999	3,418	0.157
광주	-0.1643	-3854	0.15	0.272	-3,867	4,092	0.354
대전	-0.1858	-4313	0.15	0.237	-4,728	4,150	0.266
경기	-0.1959	-4525	0.13	0.139	-5,285	3,438	0.137
강원	-0.2881	-6367	0.18	0.123	-6,321	4,331	0.157
충북	-0.2761	-6137	0.16	0.104	-6,304	4,161	0.143
충남	-0.1555	-3663	0.17	0.356	-3,261	4,545	0.480
전북	-0.2574	-5773	0.16	0.129	-5,623	4,419	0.215
전남	-0.3116	-6811	0.17	0.086	-6,227	4,221	0.153
경북	-0.3638	-7758	0.16	0.029*	-7,987	3,484	0.031*
경남	-0.1497	-3536	0.12	0.237	-3,939	3,405	0.259
제주	-0.1802	-4194	0.15	0.235	-3,966	3,871	0.316

“**”(“*”)는 1%(5%) 유의수준에서 유의적임을 나타냄.

4. 지역별 가구당 연간소득의 결정요인 분석

가구소득을 지역별로 관찰할 때 <표 2-2>에서 평균소득 하위권인 경북, 전남, 충북, 강원 가구의 평균소득은 전국에서 가장 높은 서울가구 평균소득보다 더 적다는 것이 통계적으로도 확인되었다. 지역별 평균 가구소득이 이처럼 다른 이유는 무엇인가? 또한, 그 외 지역들의 평균 가구소득은 지역에 따라 서울가구와는 외견상 상당한 차이를 보임에도 불구하고 통계적으로 유의적인 차이가 발견되지 않는 이유는 무엇인가? 사실상, 위의 회귀분석에서 지역 가변수란 단지 지역을 구분하는 추상적 역할만 할뿐이며, 지역의 어떠한 구체적 특성(특히, 가구소득을 증대시키는 요인)을 나타내는 것은 아니다.

가. 지역별 가구소득 생산함수

동일 지역내에서도 각 가구의 소득수준은 천차만별이다. 이제 가구당 연간소득이 어떤 요인들에 의해 결정되는가, 특히 지역별로 어떤 차이가 있는가를 분석하기로 하자. 이를 위해 개별 가구의 소득은 가구의 소득창출적 특성(간단히, 가구특성)에 의존하며 지역의 소득창출적 특성(간단히, 지역 특성)에 함수적으로 의존한다고 가정하자:

$$y_j^r = f^r(x_{1j}^r, \dots, x_{mj}^r), \quad (2-7a)$$

$x_{ij}^r = r$ 지역 거주 j 가구의 가구특성 i 의 수량
이 함수는 계량경제 모형으로는 각 지역별($r = 1, 2, \dots, 15$)로

$$\ln y_j^r = \beta_0^r + \sum_{i=1}^m \beta_i^r x_{ij}^r + \varepsilon_j^r, \quad j = 1, 2, \dots, n_r \quad (2-7b)$$

로 추정된다. 이 모형에서 지역의 특성은 추정치들간의 차이로 파악될 수 있지만, 추정치 수가 $15 \times (m+1)$ 개로서 방대하며 설사 개별 지역내에서 유의적인 설명변수들을 추출한다고 하여도 그것들이 지역간에도 유의적인 차이를 보이는가를 검증할 수 없다는 문제점이 있다.

따라서, (2-7)의 단순한 특수한 경우로서, 각 지역 가구소득 생산함수의 지역적 특성이 g 개의 지역특성 변수들 x_{1r}, \dots, x_{gr} 의 양적 수준으로 포착되며 생산함수 자체는 동질적인 모형

$$y_j^r = f(x_{1j}^r, \dots, x_{mj}^r, x_{1r}, \dots, x_{gr}) \quad (2-8a)$$

$x_{kr} = r$ 지역의 지역특성 k 의 수량

을 추정하기로 하자.¹²⁾ 지역을 6개 대도시 및 9개로 구분하면, 지역특성 변수들의 값은 각 지역내의 모든 가구들에게 동일하므로, 이 모형은 각 지역별로 추정될 수 없으며 전국의 모든 가구들에 대해 1개의 회귀방정식으로 추정된다:

$$\ln y_j^r = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i x_{ij}^r + \sum_{k=1}^g \beta_k x_{kr} + \varepsilon_j, \quad j = 1, 2, \dots, n_r, \quad r = 1, 2, \dots, 15. \quad (2-8b)$$

여기서, 지역특성 변수 x_{kr} 에는 단순한 지역 가변수도 포함된다.

다음으로, (2-8b)의 특수한 예로서 지역특성 변수들중 지역 가변수 R_k 만을 포함한 “가구특성 모형”

$$\ln y_j^r = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i x_{ij}^r + \sum_{k=1}^{14} \beta_k^r R_k + \varepsilon_j, \quad j = 1, 2, \dots, n_r, \quad r = 1, 2, \dots, 14 \quad (2-9)$$

을 생각해 볼 수 있다. 이것은 (2-7b)에 $\beta_j^r = \beta_j$ 이라는 제약을 부과한 것(그리하여, 전국 가구들을 통합하여 추정함)으로도 볼 수 있고, 위 3장의 모형 (2-6)에 가구특성 변들을 추가한 것으로도 해석될 수 있다. 여기서 지역특성은 (2-6)에서와 마찬가지로 추상적 지역 가변수로 포착된다.

이 방정식들을 추정하기 위해 우선 가구소득에 영향을 미칠 것으로 예상되는 가구 특성 변수들을 추출하기로 하자.

나. 가구특성 변수

12) 모형 (2-7b)도 추정하였는데 지면 사정 때문에도 수록하지 않았으므로 필자에게 요청하면 보내 줄 수 있다.

가구당 연간소득은 근로소득(봉급, 상여금 및 제수당의 총계로서 세금과 각종 부담금을 공제하지 않은 금액), 사업소득, 부업소득, 재산소득 및 이전소득으로 세분되는데, 지역별로 소득종류별 금액이나 구성비가 상당히 다르다. 즉, 근로소득의 비율은 부산의 51.6%에서 경남의 68.5%까지, 사업소득의 그것은 경남의 22.9%에서 부산의 39.9%까지 다양하다(통계청(1998), p.74-75).

가구당 근로소득의 크기는 가구 내 취업자수 및 각 취업자의 근로소득에 좌우될 것이다. 물론, 각 취업자의 근로소득은 임금율과 근로시간 수에 의존할 것이며, 임금율은 그가 종사하는 직종 및 산업부문, 근속연한(또는 연령), 교육수준, 지역 등에 의존할 것이다. “가구소비실태조사”에는 취업자의 임금율과 근로시간이 조사되어 있지 않으나, 가구당 취업자수, 소득수취 주체별(가구주, 배우자 및 기타) 근로소득, 가구주와 배우자 각각의 성, 연령, 교육수준, 직업 및 종사 산업 등이 조사되어 있다. 본 연구에서는 가구당 연간소득의 결정 요인으로서 취업자수와 상술한 여러 가구 특성치의 가(假)변수(dummy variable)들을 도입하였다.¹³⁾ 각 가변수는 <표 2-4>와 같이 설정하고, 기준집단은 점유비율이 가장 높은 집단으로 선정하였다.

<표 2-4> 가변수 목록

특성	개수	가변수명([]안은 기준집단임)
가구주 교육	5	초등학교 졸업 이하, 중학교, [고등학교], 전문대, 대학, 대학원
가구주 종사상의 지위	6	사무직 근로자, [생산직 근로자], 자영자, 경영자, 자유업자, 무직 등 분류불능
가구주 성별	1	여성가구주, [남자 가구주]
주택 소유	1	주택 소유가구.[무주택 가구]
지역	14	부산, 대구, 인천, 광주, 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주. [서울]

사업소득은 가구주 또는 가구원이 자영업주나 고용주로서 직접 사업을 경영하거나 전문적인 지식 또는 재능을 이용하여 얻은 총수입 중에서 사업경영에 들어간 일반적인 관리비 및 재료비 등 일체의 비용을 차감한 순수입 중 가계에 들어 온 금액으로 정의되는데, 그가 운영하는 사업체에 관한 여러 자료가 설사 조사되어 있다고 하더라도 이 사업소득의 크기를 설명하기란 용이하지 않을 것이다.

13) 대부분의 가변수 분류는 통계청(1998)과 일치하지만, 교육수준 분류에서는 대학 5년 이상 재학중이거나 중퇴한 경우는 대학졸업자로, 2년 이상 그러한 자는 전문대졸업자로 분류하여, 이들을 모두 전문대 졸업자로 분류한 통계청의 분류와 차이가 있다.

본 조사에서 사업소득 관련 자료는 상술한 일반적 가구 특성 이외에 사업소득 수취 주체별(가구주, 배우자 및 기타) 소득금액, 가구주가 사업자인 사업자 가구일 경우 사업자 종류뿐이다. 따라서, 사업소득의 결정요인으로서 유일한 가구 특성 자료는 사업자 종류이며, 본 연구에서는 이를 자영자, 경영자 및 자유업자로 구분하여¹⁴⁾ 가구주의 종사상의 지위 가변수의 일부로 도입하였다.

재산소득은 이자소득(예금·적금 및 채권의 이자), 배당소득(주식·신탁의 배당금, 이익배당금), 부동산 임대소득, 기타 재산소득(저작권 및 특허 사용료 등)으로 구성되는데, 본 조사에서는 각종 재산이 모두 조사되어 있지는 않지만 일부 항목들이 조사되어 있다. 우선, “총저축 보유액”이라는 명칭으로 조사된 항목은, 국민소득계정의 유량개념으로서의 연간 저축과는 달리, 1996년 11월 30일 현재 가구의 각종 금융자산 총액이며 이자소득과 배당소득을 낳는 원천으로 볼 수 있다. 본 조사에서 공표된 부동산 내역으로서는 주택관련 자료가 유일하며, 각 가구의 주택 소유여부(현재 거주 불문), 현행 주거의 입주형태(자가, 전세, 월세 등), 거주 주택의 월세(평가액) 및 규모(면적 및 방수)가 조사되어 있다. 전국의 주택소유 가구 비율은 58.2%로 추정되는데, 본 연구에서는 부동산 임대소득의 대리변수로서 자가주택의 소유 여부를 나타내는 가변수를 도입하였다.¹⁵⁾ 위에서 언급한 각 가구특성 변수들의 지역별 평균치는 <표 2-5>에 수록해 두었다.

14) “가구조사”에서는 사업자를 크게 자영업주, 개인사업자, 법인경영자 및 자유업자의 4가지로 구분하고, 자영업주는 단독(피용자가 없음) 자영업주와 1-4인의 피용자를 가진 자영업주, 그리고 자유업자는 단독 자유업자와 1인 이상의 피용자를 가진 자유업자로 세분하여 조사하였다. 개인 경영자란 5인 이상의 피용자를 가진 비법인 사업체의 경영자를 말하며, 법인 경영자는 5인 이상의 피용자를 가진 법인체의 임원 및 정부기관의 장·차관급의 고위 관리를 말한다. 본 연구에서는 이를 3가지로 압축하였다.

15) 주택 소유자의 월세 평가액을 회귀변수로 도입한 초고에 대해, 주택이란 특정 지역에 고정적으로 위치하므로 지역 가변수(및 지역 특성 변수)와 함께 주택가치 변수를 회귀변수로 도입하는 것은 지역 특성 효과의 측정을 왜곡시킬 수 있음이 지적되었다(이 경우, 배진한 교수). 물론, 본고의 가구소득은 자가주택의 귀속 임대료를 포함하고 있지 않다.

<표 2-5> 지역별 가구특성 변수의 평균치

	서울	부산	대구	인천	광주	대전	경기	강원
모집단구성비	30.7	9.9	5.4	5.7	2.7	2.5	16.8	2.9
취업자수	1.558	1.544	1.488	1.483	1.440	1.434	1.447	1.411
가구주 연령	41.9	43.9	43.0	41.4	42.6	42.2	39.9	46.0
연령제곱	1879	2059	1987	1832	1964	1923	1711	2280
배우자 연령	35.0	35.4	35.2	34.3	34.2	35.5	33.7	37.4
연령제곱	1480	1562	1539	1417	1491	1546	1350	1730
여성 가구주	0.129	0.174	0.154	0.102	0.186	0.149	0.108	0.168
가구주 교육수준								
초등교 미만	0.102	0.161	0.144	0.120	0.131	0.150	0.116	0.273
중졸	0.138	0.173	0.194	0.161	0.150	0.158	0.158	0.189
(고졸)	0.431	0.470	0.435	0.507	0.430	0.383	0.488	0.372
전문대졸	0.066	0.052	0.073	0.071	0.057	0.079	0.070	0.040
대학졸	0.223	0.128	0.139	0.134	0.201	0.179	0.151	0.102
대학원졸	0.040	0.015	0.015	0.007	0.031	0.051	0.017	0.024
(전문대 이상)	0.329	0.195	0.227	0.212	0.289	0.310	0.238	0.166
가구주 종사상 지위								
사무직	0.298	0.219	0.197	0.228	0.278	0.260	0.268	0.224
(생산직)	0.302	0.397	0.384	0.449	0.293	0.358	0.403	0.372
자영자	0.282	0.278	0.286	0.263	0.285	0.268	0.233	0.242
경영자	0.038	0.017	0.032	0.013	0.018	0.017	0.016	0.015
자유업자	0.005	0.010	0.006	0.002	0.003	0.008	0.007	0.010
무직 및 기타	0.075	0.078	0.095	0.046	0.123	0.089	0.072	0.137
금융자산	21,734	16,830	16,266	17,140	19,442	17,078	16,155	16,839
주택소유 비율	0.554	0.572	0.569	0.685	0.565	0.626	0.518	0.708

	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주	전국
모집단구성비	2.2	2.2	3.0	2.6	4.2	8.4	0.8	100.0
취업자수	1.431	1.465	1.459	1.349	1.329	1.458	1.515	1.488
가구주 연령	43.8	44.1	44.5	44.9	43.1	41.6	41.1	42.2
연령제공	2073	2110	2131	2195	2038	1852	1839	1916
배우자 연령	36.2	36.1	36.3	35.1	34.2	34.2	32.7	34.8
연령제공	1613	1620	1643	1611	1499	1416	1381	1484
여성 가구주	0.161	0.162	0.198	0.175	0.146	0.135	0.191	0.139
가구주 교육수준								
초등교 미만	0.253	0.257	0.242	0.275	0.242	0.127	0.164	0.144
중졸	0.150	0.181	0.173	0.183	0.182	0.177	0.144	0.160
(고졸)	0.394	0.368	0.370	0.388	0.438	0.477	0.447	0.445
전문대졸	0.065	0.061	0.054	0.060	0.059	0.074	0.076	0.065
대학졸	0.113	0.111	0.141	0.082	0.075	0.131	0.150	0.161
대학원졸	0.026	0.021	0.020	0.011	0.004	0.015	0.020	0.024
(전문대 이상)	0.203	0.194	0.215	0.154	0.138	0.219	0.245	0.250
가구주 종사상 지위								
사무직	0.227	0.223	0.248	0.185	0.171	0.245	0.251	0.254
(생산직)	0.432	0.351	0.342	0.385	0.444	0.449	0.357	0.370
자영자	0.215	0.315	0.258	0.260	0.246	0.192	0.285	0.260
경영자	0.016	0.007	0.018	0.005	0.004	0.020	0.004	0.023
자유업자	0.005	0.009	0.013	0.013	0.001	0.004	0.004	0.006
무직 및 기타	0.104	0.096	0.121	0.151	0.135	0.091	0.098	0.086
금융자산	18574	19322	16350	13976	15564	17284	22807	18324
주택소유 비율	0.661	0.674	0.669	0.623	0.635	0.606	0.431	0.582

다. 가구특성 모형의 추정

가구특성 모형 (2-9)의 설계일치 추정치를 추정한 결과는 <표 2-6>에 나와 있다. 이 회귀모형의 결정계수는 52%로서 횡단면 분석결과인 점을 감안하면 상당히 높은 편이며, 2개의 지역 가변수와 2개의 가구주 종사상의 지위 가변수를 제외하고는 모두 유의적이다.

이 모형에서, 먼저 어떤 가구특성들이 전국 공통적으로 가구소득을 결정하는가를 살펴보자. 이 추정결과에 따르면, 다른 조건이 동일할 때 어떤 가구특성변수, 예컨대 취업자수(x_i)가 1명 증가하면 가구소득은 (전국 어느 지역에서나 평균적으로) 25.4% 상승한다. 이것은 가구소득 \hat{y}_j 를 기준으로 하면 가구소득이

$$d\hat{y}_j = \beta_1 \hat{y}_j dx_1 = 0.2536 \hat{y}_j \text{천원}$$

만큼 증가함을 의미한다.

가구주 연령이 증가함에 따라 44.7세까지는 가구소득이 상승하지만 그 이후로는 하락하는데, 가구주 연령이 전국 평균인 42.2세보다 1세 더 많은 가

구의 소득은 42.2세 가구소득의 0.2%만큼 더 높으며, 그 소득이 전국평균 2,577만원이면 5.4만원에 해당한다. 또한, 배우자의 연령이 증가함에 따라 34.5세까지는 가구소득이 상승하지만 그 이후로는 하락한다. 가구주가 여성일 경우 남자 가구주 가구에 비해 가구소득은 5.4% 낮은 데, 이것은 성별 임금 차이를 반영하고 있다.

<표 2-6> 가구특성 모형 (2-9)의 추정 결과

종속변수	로그소득	결정계수	0.5152	
회귀변수	회귀계수	표준오차	p값	
상수항	8.4984	0.0783	0.000	**
부산	-0.1032	0.0316	0.003	**
대구	-0.0599	0.0113	0.000	**
인천	-0.1259	0.0183	0.000	**
광주	-0.0764	0.0196	0.001	**
대전	-0.0986	0.0140	0.000	**
경기	-0.0970	0.0137	0.000	**
강원	-0.1266	0.0234	0.000	**
충북	-0.1413	0.0285	0.000	**
충남	-0.0332	0.0177	0.074	
전북	-0.1294	0.0264	0.000	**
전남	-0.0817	0.0407	0.056	
경북	-0.1482	0.0332	0.000	**
경남	-0.0561	0.0138	0.000	**
제주	-0.0774	0.0176	0.000	**
취업자수	0.2536	0.0113	0.000	**
가구주 연령	0.0379	0.0035	0.000	**
연령제곱	-0.0004	0.0000	0.000	**
배우자 연령	0.0117	0.0013	0.000	**
연령제곱	-0.0002	0.0000	0.000	**
여성 가구주	-0.0542	0.0214	0.018	*
가구주 교육	(고졸)			
초등교 미만	-0.2405	0.0434	0.000	**
중졸	-0.1124	0.0151	0.000	**
전문대졸	0.0265	0.0094	0.010	**
대학졸	0.1264	0.0129	0.000	**
대학원졸	0.2300	0.0361	0.000	**
가구주 지위	(생산직)			
사무직	0.1515	0.0123	0.000	**
자영자	0.1335	0.0058	0.000	**
경영자	0.3955	0.0266	0.000	**
자유업자	0.1849	0.1006	0.078	
무직 및 기타	-0.0055	0.0281	0.846	
금융자산	0.000005275	0.0000	0.000	**
주택소유	0.1735	0.0120	0.000	**

다른 조건이 동일할 때 가구주의 학력에 따라 가구소득은 꾸준히 상승하는데, 고교졸업자 가구를 기준으로 초등학교 이하 학력 가구주의 가구소득은 그보다 24% 낮고 중졸자 가구는 11% 낮으며, 전문대졸 가구는 2.7% 높을 뿐이지만 대졸자 가구는 12.6%, 그리고 대학원 졸업자 가구는 23%나 더 높다.

가구주 종사상의 지위 측면에서는 생산직 근로자 가구를 기준으로 할 때, 사무직 근로자 가구의 가구소득은 15% 높으며, 사업자 가구중의 자영자보다 더 높다. 그러나, 사업자 가구중 자유업자 가구 소득은 생산직 근로자 가구에 비해 18% 높으며, 경영자 가구 소득은 40%나 더 높다. 이 차이는 고졸자 가구와 대졸자(및 대학원졸) 가구간의 차이보다 훨씬 더 크다.

다음으로, 재산관련 변수로서 자신의 주택을 소유한 가구의 소득은 무주택 가구에 비해 17.4% 더 많다. 그리고, 전국 평균 가구소득에서 계산하면 금융자산이 100만원 증가할수록 가구소득은 13.6만원 증가하는 것으로 나타났는데, 참고로 96년 12월 평균 회사채 수익률(장외시장 3년물)은 12.57%였다.

상술한 바와 같이 가구 특성 요인들에 따라 지역별 가구소득이 유의적으로 달라지는데, 제반 가구 특성들의 지역별 차이에 기인하는 소득차이는 “가구특성 부존 효과”로 볼 수 있다. 그리고, 가구특성들이 모두 동일한 가구들이더라도 그 가구가 위치한 지역에 따라 여전히 가구소득이 다를 수도 있는데, 이러한 “순수한 지역효과”는 본 모형의 지역 가변수에 의해 포착된다. 물론, 지역 가변수들은 (지역들 중 가구 평균소득이 가장 높은) 서울을 기준 지역으로 삼았기 때문에, 서울지역에 대한 상대적인 (불리한) 지역 특성의 효과를 측정한다. <표 2-3>에서 본바와 같이 가구특성효과를 통제하기 전에는 경북을 제외한 지역 가변수들이 모두 비유의적이었으나, 그것을 통제한 후에는 충남과 전남을 제외한 모든 지역 가변수들이 1% 유의수준에서 유의적이다.

라. 지역간 소득격차의 요인분해

이제, 지역간 가구소득의 차이를 가구특성 부존 효과와 순수 지역효과로 나누어 보자. 각 지역에서 가구특성의 평균치 \bar{x}_i^r 을 보유한 가상적인 가구를 그 지역의 “평균가구”라 정의하자.¹⁶⁾ 모형 (2-9)의 추정결과를 이용한 각 지역 평균가구의 가구소득 추정치(예측치)는

$$\hat{ly}^1 = \hat{\beta}_0 + \sum_{i=1} \hat{\beta}_i^* \bar{x}_i^1, \quad (2-10a)$$

16) 이 “평균가구”는 연령, 금융자산 등 연속변수의 경우에는 물론 그 평균치를 보유하며, 가구주 교육수준과 같은 가변수의 경우에도 그 지역의 평균치를 보유한다고 가정한다.

$$\widehat{ly}^r = \widehat{\beta}_0 + \sum_{i=1}^15 \widehat{\beta}_i^* x_i^r + \widehat{\beta}^r, \quad r = 2, 3, \dots, 15 \quad (2-10b)$$

로 주어지는데, “기준 지역”인 서울을 $r=1$ 로 표기하였다. 여기서 $ly^r \equiv \ln y^r$ 이며, $\widehat{\beta}_i^*$ 및 $\widehat{\beta}^{r*}$ 는 5% 수준에서 유의적인 회귀계수를 의미한다.¹⁷⁾ <표 2-7>의 제1란에 이 추정치의 환산소득(역로그소득)이 계산되어 있다. 제2란은 각 지역 평균가구 소득에서 서울 평균가구 소득을 뺀 차이이다.

<표 2-7> 지역별 가구특성 부존 효과와 순수 지역효과(단위=1,000원)

	부산	대구	인천	광주	대전	경기	강원
(1) 예측 가구소득	20,872	21,541	20,991	21,587	21,104	20,896	19,052
(2) 서울대비 격차	-4,552	-3,884	-4,433	-3,837	-4,320	-4,528	-6,372
(3) 지역특성효과	-2,381	-1,403	-2,914	-1,792	-2,287	-2,240	-2,796
(4) 구성비(%)	52	36	66	47	53	49	44
(5) 가구특성효과	-2,171	-2,480	-1,519	-2,045	-2,033	-2,288	-3,576
(6) 구성비(%)	48	64	34	53	47	51	56
취업자수	-81	-413	-438	-699	-730	-650	-823
가구주 연령	25	-65	3	-204	-133	-80	-363
배우자 연령	-220	-192	49	-264	-121	152	-328
여성가구주	-56	-32	33	-72	-26	26	-46
가구주 교육	-841	-767	-599	-318	-380	-464	-1,470
가구주 지위	-474	-397	-533	-248	-365	-448	-566
금융자산	-597	-676	-561	-283	-570	-679	-570
주택소유	73	61	527	44	291	-144	590
지역효과별 금액	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
(1) 예측 가구소득	19,294	22,485	19,631	20,184	17,670	21,907	21,239
(2) 서울대비 격차	-6,130	-2,939	-5,793	-5,240	-7,754	-3,517	-4,185
(3) 지역특성효과	-3,140	0	-2,898	0	-3,158	-1,324	-1,801
(4) 구성비(%)	51	0	50	0	41	38	43
(5) 가구특성효과	-2,990	-2,939	-2,895	-5,240	-4,596	-2,193	-2,384
(6) 구성비(%)	49	100	50	100	59	62	57
취업자수	-714	-563	-559	-1,203	-1,238	-595	-249
가구주 연령	-239	-334	-171	-485	-456	19	-316
배우자 연령	-189	-279	-286	-476	-290	27	-238
여성가구주	-39	-43	-84	-57	-20	-8	-79
가구주 교육	-1,221	-1,452	-1,187	-1,619	-1,402	-657	-680
가구주 지위	-630	-462	-418	-743	-798	-642	-459
금융자산	-370	-304	-636	-929	-694	-554	132
주택소유	412	498	447	273	302	216	-495

(2-10b)에서 (2-10a)를 빼면

17) 순전히 지역효과에 대한 “예측”만을 목적으로 한다면 비유의적인 회귀변수들까지 전부 포함시키는 것이 적절할 것이나, 여기서는 유효한 요인들을 발견하고 분석하는 데 그 목적이 있으므로 그것들은 제외하였다.

$$\widehat{ly}^r - \widehat{ly}^1 = \sum_{i=1} \widehat{\beta}_i^* (\bar{x}_i^r - \bar{x}_i^1) + \widehat{\beta}^{r*}$$

인데, 이것은 $\widehat{\beta}_0^* + \sum_{i=1} \widehat{\beta}_i^* \bar{x}_i^1$ 을 가감함으로써 2개의 차이항

$$\begin{aligned} \widehat{ly}^r - \widehat{ly}^1 &= [(\widehat{\beta}_0^* + \sum_{i=1} \widehat{\beta}_i^* \bar{x}_i^r) - (\widehat{\beta}_0^* + \sum_{i=1} \widehat{\beta}_i^* \bar{x}_i^1)] \\ &\quad + [(\widehat{\beta}_0^* + \sum_{i=1} \widehat{\beta}_i^* \bar{x}_i^1 + \widehat{\beta}^{r*}) - (\widehat{\beta}_0^* + \sum_{i=1} \widehat{\beta}_i^* \bar{x}_i^1)] \\ &\equiv (\widehat{ly}_0^r - \widehat{ly}^1) + (\widehat{ly}_c^r - \widehat{ly}^1) \end{aligned} \quad (2-11)$$

으로 분할될 수 있다.¹⁸⁾ (2-11)식 우변의 처음 괄호 안은 가구특성 부존 효과, 두 번째 괄호 안은 순수한 지역효과를 나타내는데, 이것은 곧 설명될 것이다.

먼저, r 지역의 가구특성 부존 효과는 그 지역의 추정소득 (2-10b)에서 지역효과를 나타내는 $\widehat{\beta}^r$ 항을 무시한 경우(즉, 기준 지역인 서울과 동일한 지역특성을 보유한다고 가정하는 경우)의 소득 \widehat{ly}_0^r 에서 비교기준이 되는 서울 평균가구의 소득 (2-10a)를 뺀 차이, 즉

$$\widehat{ly}_0^r - \widehat{ly}^1 = \sum_{i=1} \widehat{\beta}_i^* (\bar{x}_i^r - \bar{x}_i^1) \quad (2-12)$$

으로 측정될 수 있는데, 이것은 (2-11)식 우변의 처음 괄호 안과 같다.

다음으로, 각 지역의 순수한 지역효과를 추정하기 위해, 각 지역의 평균가구가 기준지역인 서울의 평균가구와 동일한 가구특성을 보유한다면 갖게 될 소득

$$\widehat{ly}_c^r = \widehat{\beta}_0^* + \sum_{i=1} \widehat{\beta}_i^* \bar{x}_i^1 + \widehat{\beta}^{r*}, \quad r = 1, 2, \dots, 15 \quad (2-13)$$

을 생각해 보자. 이것에서 기준인 서울의 (2-10a)를 뺀 차이

$$\widehat{ly}_c^r - \widehat{ly}^1 = \widehat{\beta}^{r*}$$

가 순수한 지역효과를 측정한다고 볼 수 있는데, 이것은 (2-11)식 우변의 두 번째 괄호 안과 같다.

<표 2-7>의 제1란은 지역별 예측 로그소득 (2-10)의 역로그값인 예측 가구소득이고, 제2란은 서울가구 예측소득 2,542.4만원과의 차이이다. 제3 및 5란은 이 차이를 가구특성 부존효과와 순수 지역효과로 구분한 것이다. 단, (2-11)식 우변은 로그단위로 측정하여 두 효과로 분할되어 있는데, 역로그로 전환할 경우 두 효과중 어느 것을 먼저 계산하느냐에 따라 그 값이 크게 달라진다. 따라서, 로그단위로 측정한 두 효과의 구성비(제4 및 7란)를 제2란에 곱하여 계산하였다.

<표 2-7>에서 보듯, 서울대비 가구소득이 가장 낮은 경북의 경우 본 모형으로 추정된 소득격차 772만원 중 59%인 460만원은 여러 가지 가구특성

18) 이은우(1995)는 서울, 기타 도시 및 농촌의 3 집단 각각에 대해 가구소득함수를 추정하였으므로, 이와는 다른 방식으로 분해함.

부존량이 서울가구에 비해 부족한 데 기인하고, 나머지 41%인 316만원은 경북 고유의 불리한 지역적 특성(그 실체는 아직 규명되지 않았으며, 아래에서 언급됨)에 기인한다고 해석될 수 있다. 가장 낮은 추정 소득격차를 보이는 충남의 경우, 지역 가변수가 유의적이 아니므로 294만원 전액이 가구특성 부존량의 결핍에 기인한다고 볼 수 있다.

<표 2-7>의 제7란 아래에 가구특성 부존효과를 다시 가구특성 변수별로 세분한 계산치가 수록되어 있다. 이것은 (2-12)에 x_i^* 변수의 기여비율

$$\beta_i^*(\bar{x}_i^r - \bar{x}_i^l) / \sum_{i=1}^k \beta_i^*(\bar{x}_i^r - \bar{x}_i^l)$$

에 따라 분해하여 계산한 것인데, 가구주 교육변수처럼 여러 개의 가변수들로 구성된 것들은 이 비율들을 더하여 1개의 변수로 통합하였다. <표 2-8>에는 각 지역별로 각 가구특성변수의 상대적 중요도를 알기 쉽게 볼 수 있도록 가구특성 부존량 총효과에 대한 인적-물적 특성별 효과와 각 세부 가구특성 변수별 효과의 구성비를 보여주고 있다(단, 이 표에서 양의 값은 <표 2-7>에서 음의 값을 나타냄).

<표 2-8> 지역별 세부 가구특성별 가구특성 부존량 효과 구성비(단위 %)

	부산	대구	인천	광주	대전	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
인적특성소계	75.9	75.2	97.8	88.3	86.3	64.0	100.5	101.4	106.6	93.4	87.5	91.5	84.6	84.8
취업자수	3.7	16.6	28.8	34.2	35.9	28.4	23.0	23.9	19.2	19.3	23.0	26.9	27.1	10.4
가구주 연령	-1.2	2.6	-0.2	10.0	6.5	3.5	10.1	8.0	11.4	5.9	9.3	9.9	-0.9	13.2
배우자 연령	10.2	7.7	-3.2	12.9	6.0	-6.6	9.2	6.3	9.5	9.9	9.1	6.3	-1.2	10.0
여성가구주	2.6	1.3	-2.2	3.5	1.3	-1.1	1.3	1.3	1.5	2.9	1.1	0.4	0.3	3.3
가구주 교육	38.7	30.9	39.4	15.5	18.7	20.3	41.1	40.8	49.4	41.0	30.9	30.5	29.9	28.5
가구주 지위	21.8	16.0	35.1	12.1	17.9	19.6	15.8	21.1	15.7	14.4	14.2	17.4	29.3	19.3
물적특성소계	24.1	24.8	2.2	11.7	13.7	36.0	-0.5	-1.4	-6.6	6.6	12.5	8.5	15.4	15.2
금융자산	27.5	27.2	36.9	13.9	28.0	29.7	15.9	12.4	10.4	22.0	17.7	15.1	25.3	-5.5
주택소유	-3.4	-2.5	-34.7	-2.2	-14.3	6.3	-16.5	-13.8	-16.9	-15.4	-5.2	-6.6	-9.9	20.7

지역간 소득격차를 요인분해한 결과, 다음과 같은 특징들을 발견할 수 있다.

① 지역별로 균일하지는 않으나 특정 지역들에서 100만원 이상의 소득차이를 설명하는 비교적 영향력이 큰 가구특성은 취업자수와 가구주 교육수준이다.

서울 가구에 비해 취업자수가 적은 데 따른 소득격차가 100만원 이상인 지역은 전남과 경북인데, 평균 취업자수가 <표 2-5>에서 보듯 각각 1.349명 및 1.329명으로서 서울의 1.558명에 비해 현저히 낮다. 또한, 가구주 교육수준의 상대적 저위로 인한 소득격차가 100만원 이상인 지역들은 경기, 경남, 제주를 제외한 6개 도지역들로만 구성되며 6대 도시중에는 1개도 들어있지 않은데, <표 2-5>에서 보듯 전문대졸 이상의 고학력 가구주의 비율이 서울

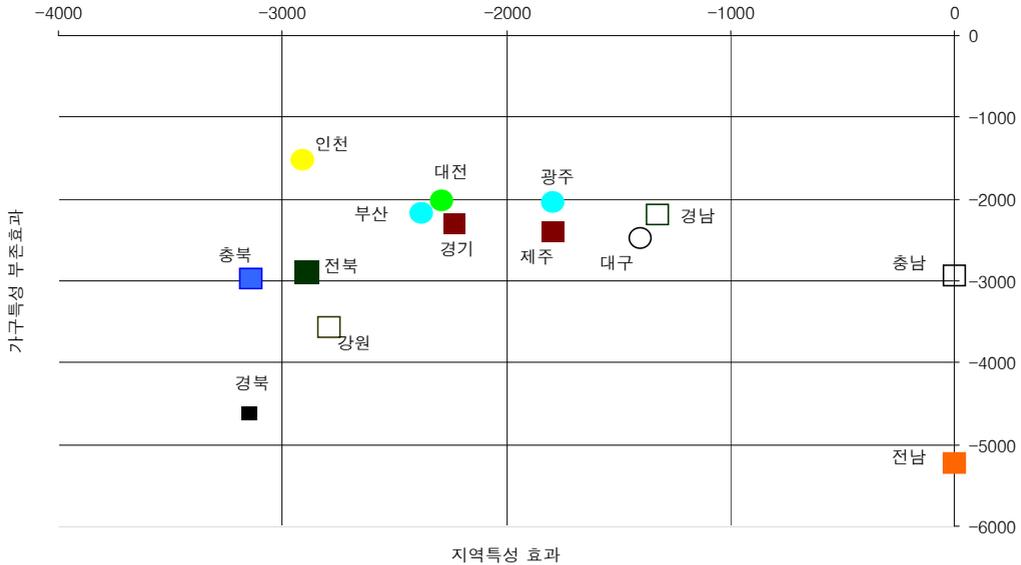
에 비해 현저히 낮은 것을 볼 수 있다.

② 지역간 소득격차의 요인을 가구특성 부존량 부족과 순수한 지역특성의 불리성으로 나누어 보면, 지역별로 그 구성은 상당히 다양하다.

그러나, 가구특성 부존량 부족 효과의 구성비는 가장 낮은 인천의 34%를 제외하면 그 외 지역들에서는 47%~100%의 범위에 걸쳐 있다(충남과 전남은 100%임). 바꾸어 말하자면, 가구특성 이외의 순수한 지역 특성에 따른 소득격차의 비율은 0%~66% 사이에 분포하고 있다(충남과 전남은 0%). 또한, 평균소득이 서울 평균 가구소득의 70~80%에 불과한 하위권 지역(전남, 충북, 강원, 경북)의 소득이 낮은 요인이 타지역에 비해 특별히 불리한 지역 특성에 기인한다고 보기 어렵다.

③ 불리한 순수 지역특성 효과가 없는 충남과 전남을 제외하면, 가구특성 부존량 부족 효과가 큰 지역일수록 불리한 지역효과도 크다. 이것은 <표 2-9>에 도시되어 있다.

<표 2-9> 가구특성 부존량 및 순수 지역특성 효과 크기별 지역 분포
(단위 천원)



④ 가구특성 부존량 효과를 인적 특성 부존량과 물적 특성 부존량 효과로 구분하면, <표 2-8>에서 보는 바와 같이 전자의 구성비가 경기의 64%를 제외하면 약 3/4 이상을 차지한다.

이것은 본고의 가구소득함수 속에 가구특성 중 물적 특성 변수가 금융자산액과 주택소유율의 2개뿐인 데도 기인하지만, 그것들이 서울에 비해 각 지역에서 상반되는 형태를 띠고 있기 때문이다. 즉, <표 2-5>에서 보는 바와 같이, 금융자산에서는 서울가구가 제주도¹⁹⁾를 제외한 어떤 다른 지역의 가구보다 더 많이 보유하는 데 반해, 주택 소유에서는 서울가구가 제주도를 제외한 어떤 다른 지역의 가구보다 더 적게 보유하고 있기 때문이다.²⁰⁾ 그리하여, 물적 특성 소계가 강원, 충북, 및 충남에서는 음의 값으로 나타나기도 한다. 소득격차 요인들을 개별 가구특성들의 상대적 구성비로 보면, 상술한 취업자수와 가구주 교육수준과 더불어, 금융자산이 주요 요인으로 해석된다.

19) 제주도 가구의 물적 특성의 효과는 서울 가구에 비해 금융자산 부족으로 +13만원, 주택 소유 비율 저하로 -49.5만원의 격차를 나타내어 타지역과는 정반대되는 형태를 취하는데, 이것은 서울 가구보다 평균적으로 더 많은 금융자산을 가진 지역이 제주도뿐이며, 주택 소유율에서는 경기도와 더불어 서울보다 더 낮기 때문이다.

20) “주택소유” 대신에 “소유주택의 가치” 변수를 도입하면, 서울가구의 소유주택 가치가 전국에서 가장 높기 때문에 소유주택 가치에 기인하는 소득격차는 모두 음의 값으로 나타나며, 물적 특성의 부족에 기인하는 소득격차가 50%에 이르는 지역도 발견된다.

5. 지역 특성 모형

위에서 지역특성을 단지 지역 가변수로 포착하는 모형 (2-9)를 추정한 결과, 가구특성 부존량의 효과를 감안하고 나면 12개 지역 가변수가 5% 유의 수준에서 유의적이며 지역특성 효과도 상당한 크기로 작용함을 확인하였다. 그렇다면, 이 지역 가변수로 포착된 지역특성은 구체적으로 무엇으로 구성되며, 어떻게 식별(또는 발견)될 수 있는가?

가구당 소득에 영향을 미치는 지역 특성이란, 이를테면 동일한 가구 특성들을 보유한 부산거주 가구가 서울이나 전남 등 다른 지역 거주 가구보다 더 높은(또는 낮은) 소득을 벌게 해주는 지역의 경제적 특성을 말한다. 지역별 임금율이나 이자율이 상당히 다르다면 중요한 설명 요인이 될 수 있겠지만, 노동시장이나 자본시장이 지역별로 분리되어 있지 않다고 보면 이들은 적절한 요인이 될 것 같지 않다. 뿐만 아니라, “가구조사”에는 가구의 노동시간이 조사되어 있지 않다. 따라서, 여기서 적절한 지역 특성은 지역의 경제적 기반이나 성장 잠재력을 나타내는 장기적 변수들로 파악될 수 있을 것이다. 본 연구에서는 이들을 대표하는 것으로서 산업구조 변수를 나타내는 광공업 구성비(지역내총생산 기준)와 3차 산업 구성비(지역내 총생산 기준), 지역 시장의 크기 내지 경제력의 성장력의 척도인 지역내 총생산의 지역별 구성비(1995년) 및 지역내 총생산 성장률(1995년)을 시도해 보았다. 이 변수들의 지역별 현황은 <표 2-10>에 나와 있으며, 추정 결과의 일부가 <표 2-11>에 요약되어 있다.

<표 2-10> 지역 특성 변수(1995년)

지역	지역내 총생산		산업구 성비		지역	지역내 총생산		산업구 성비	
	성장률 (%)	점유율 (%)	2차산업 (%)	3차산업 (%)		성장률 (%)	점유율 (%)	2차산업 (%)	3차산업 (%)
전국	8.6	8.8	30.3	63.1	강원	7.1	2.7	20.3	67.7
서울	5.2	24.2	11.1	88.5	충북	7.3	3.2	39.2	48.8
부산	5.9	6.7	22.4	74.7	충남	8.8	4.1	27.3	53.8
대구	11.7	4.0	25.0	74.0	전북	7.6	3.7	25.3	56.7
인천	13.4	5.0	48.8	49.5	전남	8.9	5.2	28.7	49.6
광주	10.2	2.3	26.7	70.5	경북	4.4	6.7	37.2	47.5
대전	3.8	2.2	23.3	75.9	경남	11.5	12.1	54.7	38.1
경기	12.2	16.8	46.9	49.2	제주	8.3	1.0	3.9	63.0

<표 2-11>의 제(1)열의 모형 (1)은 가구특성 변수들과 4개의 지역특성 변수들 전부를 도입한 모형의 추정결과인데, 지역내총생산 점유율은 아주 유의적이거나 나머지 3개는 극히 무의미하다. 그러나, 비유의적인 이들 3개의 변수들을 제외하고 지역내 총생산 점유율만 도입하면 그것마저 유의성을 상실

하였다. 이처럼 어떤 지역특성 변수(들)를 포함한 모형에서 다른 지역특성 변수들을 제거한다든가 도입하면 그 변수의 유의성은 크게 변화하였다. 그러나, 모형의 결정계수는 모두 0.5136으로서 일정하였다.

본 연구에서는 이들을 가구특성 모형에 도입한 모형 (2-8b)를 추정하였을 때 지역 가변수들의 기능을 대체(그 유의성을 상실케 함)할 수 있는 지역특성 변수들의 조합을 찾아내고자 하였다. 4개의 지역특성 변수들 중 일부만을 포함시킬 때 그것들이 모두 5% 유의수준에서 유의적인 변수들의 조합은 존재하지 않았다. 또한, <표 2-11>에 모두 수록하지는 않았으나 제(4)열의 한 예에서 보듯, 그것들의 유의확률이 모두 40%이상으로서 유의성을 상실할 경우 지역 가변수들의 그것들도 마찬가지로 40%를 초과하였다. 그리고, 제(3)열 모형은 “2차 산업 구성비”만을 도입한 경우인데, 그것과 더불어 모든 지역가변수들(제주도 제외)이 5% 유의수준에서 유의적이다. 이 모형은 “2차 산업 구성비”라는 지역 특성 변수가 가구소득에 유의적인 영향을 미친다는 것은 보여 주지만, 기존의 지역 가변수들의 추상적 속성을 대변하지 못함을 말해 준다.

제(2)열의 모형은 “지역내총생산 점유율”과 “3차 산업구성비”의 두 지역 특성 변수를 도입한 경우인데, 그중 한 개(후자)가 5% 유의수준에서 유의적이고 또한 지역 가변수들이 거의 모두(경기와 경남만 제외) 5%의 유의성을 갖지 못하는 유일한 모형이다. 그러나, 전자는 5% 유의수준에서 유의적이지 아니며 10% 유의수준에서 유의적일 뿐이다.

<표 2-11> 지역특성 모형 추정결과

	모형(1)		모형(2)		모형(3)		모형(4)	
종속변수	로그소득		결정계수 0.5136					
회귀변수	회귀계수	p 값	회귀계수	p 값	회귀계수	p 값	회귀계수	p 값
상수항	0.1934	0.9336	-3.2750	0.5603	5.1347	0.0040**	-44.221	0.5277
지역 가변수								
부산	4.4066	0.0421*	6.3166	0.0721	-3.5275	0.0427*	8.1175	0.4579
대구	4.2084	0.0101*	7.2908	0.0709	-4.2720	0.0461*	8.5778	0.4554
인천	4.0148	0.2926	7.9128	0.0584	-11.550	0.0468*	23.1064	0.4547
광주	4.9163	0.0050**	7.9880	0.0699	-4.8037	0.0457*	10.6462	0.4555
대전	5.8618	0.1063	7.7739	0.0742	-3.7956	0.0438*	7.4072	0.4583
경기	1.2737	0.7394	4.0136	0.0423*	-10.946	0.0472*	23.3140	0.4542
강원	5.3047	0.0007**	7.9210	0.0696	-2.9145	0.0405*	12.2640	0.4569
충북	5.4388	0.1097	8.5277	0.0598	-8.6565	0.0458*	23.5080	0.4550
충남	4.9948	0.0022**	8.1267	0.0584	-4.9423	0.0478*	20.6376	0.4530
전북	5.1456	0.0013**	8.0432	0.0630	-4.4324	0.0432*	18.8139	0.4554
전남	4.7204	0.0065**	7.8861	0.0570	-5.4151	0.0460*	23.0911	0.4539
경북	5.0377	0.1795	7.4063	0.0567	-8.0573	0.0454*	24.2756	0.4550
경남	2.7873	0.5400	6.0872	0.0439*	-13.269	0.0482*	29.9673	0.4532
제주	5.6538	0.0162*	8.7340	0.0663	2.1044	0.0572	15.1130	0.4546
가구 인적 특성								
취업자수	0.2536	0.0000**	0.2536	0.0000**	0.2536	0.0000**	0.2536	0.0000**
가구주 연령	0.0379	0.0000**	0.0379	0.0000**	0.0379	0.0000**	0.0379	0.0000**
연령제곱	-0.0004	0.0000**	-0.0004	0.0000**	-0.0004	0.0000**	-0.0004	0.0000**
배우자 연령	0.0117	0.0000**	0.0117	0.0000**	0.0117	0.0000**	0.0117	0.0000**
연령제곱	-0.0002	0.0000**	-0.0002	0.0000**	-0.0002	0.0000**	-0.0002	0.0000**
여성 가구주	-0.0542	0.0184*	-0.0542	0.0184*	-0.0542	0.0184*	-0.0542	0.0184*
가구주 교육수준 (고졸)								
초등고 미만	-0.2405	0.0000**	-0.2405	0.0000**	-0.2405	0.0000**	-0.2405	0.0000**
중졸	-0.1124	0.0000**	-0.1124	0.0000**	-0.1124	0.0000**	-0.1124	0.0000**
전문대졸	0.0265	0.0097**	0.0265	0.0097**	0.0265	0.0097**	0.0265	0.0097**
대학졸	0.1264	0.0000**	0.1264	0.0000**	0.1264	0.0000**	0.1264	0.0000**
대학원졸	0.2300	0.0000**	0.2300	0.0000**	0.2300	0.0000**	0.2300	0.0000**
가구주종사상지위 (생산직)								
사무직	0.1515	0.0000**	0.1515	0.0000**	0.1515	0.0000**	0.1515	0.0000**
자영자	0.1335	0.0000**	0.1335	0.0000**	0.1335	0.0000**	0.1335	0.0000**
경영자	0.3955	0.0000**	0.3955	0.0000**	0.3955	0.0000**	0.3955	0.0000**
자유업자	0.1849	0.0784	0.1849	0.0784	0.1849	0.0784	0.1849	0.0784
무직 및 기타	-0.0055	0.8463	-0.0055	0.8463	-0.0055	0.8463	-0.0055	0.8463
가구의 물적 특성								
금융자산	0.0000	0.0000**	0.0000	0.0000**	0.0000	0.0000**	0.0000	0.0000**
주택소유	0.1735	0.0000**	0.1735	0.0000**	0.1735	0.0000**	0.1735	0.0000**
GRP성장률	0.1608	0.7338						
GRP 점유율	0.2514	0.0208*	0.3340	0.0799				
2차산업 구성비	-0.0005	0.9974			0.3030	0.0490*		
3차산업 구성비	0.0157	0.7702	0.0417	0.0273*			0.5957	0.4523

이 모형의 다른 설명변수들의 추정결과를 <표 2-7>의 가구특성 모형의 그것과 비교하면, 상수항과 지역 가변수의 계수값들²¹⁾과 그 유의성이 달라졌을 뿐, 다른 회귀계수 값들은 소숫점 이하 4자리까지 정확하게 일치한다. 따라서, 이 추정결과는 <표 2-7>의 가구특성 모형에서 유의적인 지역 가변수가 나타내는 지역의 추상적 생산성을 대략 이들 2개의 지역특성 변수들로 표현할 수 있는 잠재적 가능성을 시사하지만 완전히 대체할 만하지는 않다. 따라서, 지역 가변수들을 대체할 수 있는 구체적 지역특성 변수들의 조합은 앞으로 더욱 연구되어야 할 과제이다.

6. 결론

96년도 가구소비실태조사 자료에 의거하여 전국의 6대 도시 및 9개 도의 15개 지역별 가구당 연간 소득을 분석한 결과, 상당한 지역별 격차가 확인되었다. 즉, 서울을 제외한 전지역의 가구소득 평균은 서울가구의 평균소득 2,911만원의 90%이하이며, 특히 전남·충북·강원·경북 등 4개 지역은 그것의 70-80%에 불과하다. 그러나, 이러한 가구소득의 격차는 지역갈등과 관련된 영·호남 구분과는 무관하며, 수도권·비수도권 또는 서울·비서울 간의 구분만이 현저하다고 볼 수 있다. 또한, 전국 최저 수준인 경북 가구 평균소득이 최고 수준인 서울 가구 소득의 70% 이상이므로 외국의 실정과 비교하면 그 격차는 상당히 낮은 편이다.

본고에서는 이 정도의 지역간 격차나마 그 요인을 찾아내기 위해, 2인 이상 가구들의 가구소득을 2가지 변수집단, 즉 가구특성 부존량 변수들(가구당 취업자수, 가구주의 연령이나 교육수준 등 가구의 인적 자원 특성, 가구 보유의 금융자산이나 주택소유여부 등 가구의 물적 특성)과 지역 가변수들에

21) 모형 (2)에서 상수항과 지역가변수들의 부호가 <표 2-7>의 가구특성 모형 추정치의 부호와 정반대로 된 이유는 아래와 같다. 모형 (2)에서 독립변수인 서울의 지역내 총생산 점유율 값이 24.2(%)이고 3차 산업 구성비 값이 88.5(%)이므로 이들 두 변수의 값과 추정 회귀계수를 곱하여 더한 값만 11.77에 달하며, 서울의 다른 독립변수들(취업자부터 주택소유까지)의 평균치와 그 회귀계수값을 곱하여 더하면 13.4185가 된다. 여기서 상수항의 추정치 “-3.275”(“음”의 값임)를 더해야 모형 (2)에 입각한 서울가구 소득의 로그 소득 추정치는 10.1435가 되며, <표 2-1>에 계산되어 있는 서울가구의 실제 평균로그 소득 10.1440에 근접한다. 따라서, 모형 (2)에 추가된 지역 특성 변수들의 서울의 실제 값이 크고 그 회귀계수 추정치의 부호가 양이므로, 모형 (2)의 상수항 추정치는 “음”으로 나타난다.

모형 (2)에서 부산의 지역내 총생산 점유율 값이 6.7(%)이고 3차 산업 구성비 값이 74.7(%)이므로 이들 두 변수의 값과 추정 회귀계수를 곱하여 더한 값은 약 5.3에 불과하며, 부산의 다른 독립변수들(취업자부터 주택소유까지)의 평균치와 그 회귀계수값을 곱하여 더해도 6.90 정도가 된다. 여기서 “음”의 상수항의 추정치 “-3.275”를 더하면 3.62955가 된다. 모형 (2)에 입각한 부산가구 소득의 로그 소득 추정치는 부산 가변수의 회귀계수 추정치 “6.3166”(“양”의 값임)을 더해야 9.94615가 되며, <표 2-1>에 계산되어 있는 부산가구의 실제 평균로그 소득 9.9487에 근접한다.

의존하는 가구소득 함수를 추정하였다. 그 결과, 가구주의 종사상의 지위 가 변수의 일부를 제외한 가구특성 변수 및 충남, 전남 이외의 지역 가변수들이 5% 유의수준에서 유의적이었다. 이 추정 모형에 입각하여, 추정된 지역간 가구소득 격차를 상술한 2가지 변수집단 각각에 기인하는 효과로 분해하고, 가구특성 부존량 효과는 다시 가구특성 변수들의 종류별로 세분하여 분해하였다. 각 지역별로 상이하지만, 대부분의 지역에서 가구소득 격차중 가구특성 부존량의 상대적 부족에 기인하는 비율이 47%이상인데, 인천지역에서만 예외적으로 34%이다.

그 다음으로, 이러한 지역효과가 구체적으로 각 지역의 어떠한 경제적 변량들에 의해 실현되는가를 규명하기 위해 지역별 산업구조(2차 산업 및 3차 산업 구성비) 변수와 시장규모 및 성장력 변수들(지역내 총생산 점유율 및 성장률)을 추가하여 가구소득 함수를 추정하였는데, 불완전하나마 지역내 총생산 점유율과 3차 산업 구성비라는 2가지 변수 조합이 지역의 경제적 특성을 잘 포착하는 것으로 나타났다.

이상의 분석결과는 중앙 및 지방 정부의 경제성장 및 지역 균형발전 정책에 여러 가지 시사점을 제공한다. 첫째로, 각 지역의 지속적 소득성장 또는 균형적 성장을 위해, 해당 지역의 우수 요인을 계속 발전시키고 상대적 취약 요소를 보강한다. 본 연구는 여러 가지 다양한 가구특성들이 갖는 가구소득 창출가치와 지역별 효과를 추정함으로써 이러한 정책 개발에 기초 자료를 제공할 수 있다. 예컨대, 가구주 저교육 수준에 의한 가구특성 효과가 두드러진 충남이나 강원 지역에서는 지역 인재를 발굴하고 교육시켜 해당 지역에 정착하도록 하는 유인책을 생각해 볼 수 있다.

둘째로, 지역 주민의 가구소득을 효율적으로 증대시키기 위해서는 각 지역별로 개별 가구의 가구특성 부존량 증대정책과 순수한 지역특성 개발정책 간에 적절한 배합이 필요하다. 예컨대, 전남과 충남은 불리한 지역특성이 거의 없는 것으로 나타났기 때문에 전자에 더 역점을 둘 필요가 있으며, 특히 전남은 가구특성 부존량 부족에 의한 소득격차가 전국에서 가장 높은 지역이다. 또한, 경북, 강원도 및 충북은 이들 두 요인이 다같이 강하기 때문에 상호 보완성을 살려 양자를 동시에 끌어올리는 노력을 경주할 필요가 있다.

셋째로, 순수한 지역 특성이 3차 산업의 발전 정도(및 지역내총생산의 비중)에 크게 의존한다는 본 연구의 잠정적 결과에 따르면, 지역특성이 취약한 지역은 3차 산업의 발전을 촉진할 필요가 있다.

넷째로, 불리한 순수 지역특성이 강력하게 작용하고 있는 지역(적어도, 경북과 충북)에 대하여는 이를 해소 또는 경감시키기 위한 중앙정부의 지원이 필요하다.

그러나, 본 연구는 몇 가지 한계를 지니고 있다. 우선, 1개년의 횡단면 조

사자료에 입각한 정태분석이기 때문에, 이것을 기초로 도출된 동태적 경제성장
 장에 관한 정책적 함의는 그만큼 제한적일 수밖에 없으며 장차 자료의 누적을
 통해 더욱 연구되어야 할 것이다. 둘째, 가구소득이 의미를 갖는 것은 가
 구의 생활수준과 직결되어 있기 때문인데, 가구의 궁극적 물질적 복지와 이
 를 위한 정책적 대책을 개발하기 위해서는 가구 가처분소득 격차를 탐구할
 필요가 있다. 더 나아가, 지역별 가구복지를 더욱 엄밀하게 파악하기 위해서
 는 지역의 자연적 문화적 환경 등의 비금전적 효용(또는 비효용)가치도 어느
 정도 고려하여야 할 것이다.²²⁾ <표 2-12>는 지역별 비금전적 비효용의 한
 요인인 교통혼잡비만을 차감한 후의 가구 평균소득을 6대 도시들에 대해 계
 산한 것인데, 서울과 타도시 간의 격차는 더욱 증대함을 보여 준다.

<표 2-12> 교통혼잡비 차감후 가구평균소득 격차

지역	(1)가중 평균 소득		(2)교통 혼잡비 (10억)	(3)가구당 혼잡비 (천원)	(4)혼잡비용 후 가구평균 소득 (천원)	(5)교통혼잡 비 비중(%)	
	(천원)	지수				차감 소득	지수 (3)/(1)
전국	25,769	88.5	15,920	1,402	24,367	87	5.4
서울	29,111	100.0	3,561	1,031	28,080	100	3.5
부산	26,256	90.2	2,004	1,853	24,403	87	7.1
대구	24,758	85.0	527	864	23,894	85	3.5
인천	24,050	82.6	1,404	2,260	21,790	78	9.4
광주	25,244	86.7	292	936	24,308	87	3.7
대전	24,383	83.8	957	3,405	20,978	75	14.0

자료: 교통개발연구원, 연간 도로교통 혼잡비용 내부분석 결과치, 1997

셋째, 본 연구에서는 가구소득에 대하여 지역별 가구의 (인적 및 물적)
 특성과 순수 지역 특성이 독립적으로 작용하는 것으로 가정하고 양자간의
 상호작용을 무시하였다. 넷째, 본 연구의 회귀분석과 이에 입각한 유의성 판
 정은 추정량의 표준오차에 의해 좌우되는데, 제2절에서 언급한 바와 같이 본
 연구에서 복제분산 계산법을 적용하기 위해 다소 자의적인 방식으로 표본가
 구들을 양분한 것이 보다 적절한 방식으로 양분할 경우에 비해 표준오차의
 크기에 어느 정도 왜곡을 초래하는가 검증되지 않은 문제점이 있다.

II장 부록. 표본설계 및 추정 방법

22) 사실상, 주민들의 거주이전의 자유가 보장되어 있는 사회에서 사람들이 합리적으로 거
 주 지역을 선택한다면, 거래비용이 적고 이동이 완료된 이상적 균형상태에서는 본 연구
 에서 계산된 불리한 금전적 순수 지역효과가 그 지역의 유리한 비금전적 이득에 의해 완
 전히 상쇄된다고 볼 수 있을 것이다.

1. 표본 설계²³⁾

“가구소비실태조사”는 전국의 적격가구를 목표틀(target frame)로 하지만, 1990년 인구주택총조사의 보통조사구와 섬조사구를 행정구역별로 정리한 후 추출간격 10으로 계통 추출(systematic sampling)한 조사구들(“인구주택총조사 10% 표본조사구”) 중에서 섬지역과 시설단위 조사구를 제외한 18,524개 보통조사구를 표본틀(sampling frame)로 한다.

<부표 2-1> 표본설계: 층별 가구수(모집단 및 표본) 및 가구 가중치

A 행정 구역	B. 층 strata	C 표본 가구수	D. 가구 가중치	E. 가구 가중치소계	F.모집단 가구수	G.모집단 가구구성 비(%)	H 표본 추출율 (%)	I. 가구전 표본가중치(FSW)	J 2인이상 표본 가구수
서울	서울	3,111	0.0000977730	0.30417	3,453,731	30.42	0.090	1,110.17	2,738
부산	부산	2,539	0.0000375217	0.09527	1,081,720	9.53	0.235	426.04	2,289
대구	대구	1,712	0.0000313632	0.05369	609,668	5.37	0.281	356.11	1,491
인천	인천	2,144	0.0000255168	0.05471	621,184	5.47	0.345	289.73	1,946
광주	광주	1,710	0.0000160711	0.02748	312,041	2.75	0.548	182.48	1,470
대전	대전	1,669	0.0000148324	0.02476	281,085	2.48	0.594	168.42	1,460
경기	경기 시부	1,915	0.0000637529	0.12209	1,386,239	12.21	0.138	723.88	1,687
	경기 군부	816	0.0000531789	0.04339	492,719	4.34	0.166	603.82	727
강원	강원 시부	782	0.0000240553	0.01881	213,593	1.88	0.366	273.14	674
	강원 군부	442	0.0000247760	0.01095	124,343	1.10	0.355	281.32	363
충북	충북 시부	776	0.0000195739	0.01519	172,468	1.52	0.450	222.25	693
	충북 군부	354	0.0000205069	0.00726	82,428	0.73	0.429	232.85	277
충남	충남 시부	636	0.0000144811	0.00921	104,575	0.92	0.608	164.43	563
	충남 군부	386	0.0000369655	0.01427	162,014	1.43	0.238	419.73	303
전북	전북 시부	751	0.0000304557	0.02287	259,704	2.29	0.289	345.81	676
	전북 군부	201	0.0000325064	0.00653	74,188	0.65	0.271	369.10	167
전남	전남 시부	609	0.0000251347	0.01531	173,804	1.53	0.350	285.39	534
	전남 군부	326	0.0000413280	0.01347	152,979	1.35	0.213	469.26	231
경북	경북 시부	698	0.0000365409	0.02551	289,604	2.55	0.241	414.91	571
	경북 군부	454	0.0000443722	0.02014	228,737	2.01	0.198	503.83	353
경남	경남 시부	1,223	0.0000517173	0.06325	718,178	6.33	0.170	587.23	1,064
	경남 군부	446	0.0000525293	0.02343	266,015	2.34	0.168	596.45	352
제주	제주 시부	413	0.0000146754	0.00606	68,819	0.61	0.600	166.63	346
	제주 군부	177	0.0000122839	0.00217	24,688	0.22	0.717	139.48	128
총계		24,290		1.00000	11,354,524	100	0.214		21,103

다음으로, 행정구역 및 지역별 정보를 획득하고 표본의 대표성을 높이기 들을 92년 7월 1일 현재의 행정구역에 따라 전국을 6대 도시(서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전) 및 9개 각 도의 시부 및 군부(18개) 등 총 24개의 집단으로 층화(stratification)하여, 각 층별로 아래의 2단계 표본 추출법을 적용하

23) 본 항의 내용은 통계청(1998) 각 권 제1장의 조사개요와 통계청(1997)을 참조하였다.

여 표본가구를 추출한다. 제1단계로, 각 층(stratum)별로 특정 분류지표에 따라 배열된 조사구 명부로부터 소정의 조사구 수를 모집단(목표틀)의 “크기의 측도”(1990년 인구주택총조사 결과의 가구수를 10으로 나누어 반올림한 수)에 비례하는 확률로 1차 추출단위(PSU)를 계통 추출한다. 여기서, 비용상 전국 표본가구수를 약 3만 가구(조사구 1,150개)로 책정하고, 실업자 수의 상대 표준오차와 目標精度를 기준으로 지역별로 할당한다. 제2단계로, 1차 추출된 표본조사구에 한해 거처당 가구수가 균등하도록(10개씩) 거처들을 구역화하고 크기의 측도와 같은 수의 조사구역(segments)으로 분할한 다음, 서로 인접한 3개의 조사구역을 무작위로 추출하여 그 안의 적격가구(SSU)들을 전수 조사한다.²⁴⁾

이와 같이 추출된 표본의 층별 가구수, 모집단(목표틀)의 가구수 및 표본가구의 가중치는 부록의 <부표 2-1>에 수록되어 있다. H열은 층별 표본추출율($=100 \times \text{표본가구수} / \text{모집단 가구수}$)이며, E열의 층별 가구 가중치 소계는 해당 층의 표본추출율의 역수를 모집단 총가구수($=11,354,540$)로 나눈 값이다. 각 층 내의 각 가구는 표본으로 추출될 확률이 동일하므로, 층별 가구 가중치 소계를 해당 층의 표본가구수로 나눈 것이 D열의 (개별) “가구 가중치”이다. 가구 가중치는 소수점 아래 5자리부터 유효숫자가 나오는 극히 작은 실수이어서 가중평균치 계산과정에서 계산 오차를 유발할 우려가 있으므로, 본 연구에서는 그것에 모집단 총가구수를 곱한 값, 또는 표본 추출율의 역수를 해당 층의 표본가구수로 나눈 I열의 가구 전표본가중치(full sample weight)를 사용하였다. 이것은 각 표본 가구가 대표하는 모집단 가구수를 나타내며, 모든 가구에 대해 합계하면 모집단 총가구수가 된다. J열은 본 연구에서 사용하는 2인 이상 표본가구의 수이다.

2. 추정 방법

통계조사란 모집단의 어떤 특성들을 추정 및 추론할 목적으로 수행되며, 추정치의 精度를 파악하거나 통계적 추론을 위해서는 통계량의 분포, 특히 그 표준오차를 추정하여야 한다. 어떤 변량의 모집단 전체 또는 일부에 대한 총량이나 평균, 또는 두 변량간의 비율 등 비교적 단순한 특성의 추정에 사용되는 기술 통계량의 점추정치 및 표준오차는 표본설계 방식에 따라 달라지는데, 그 계산법은 표본추출 관련 교재들에 널리 소개되어 있다. 그러나,

24) 적격 가구는 다음 가구를 제외한 것을 말한다: 여관, 하숙업 등을 경영하는 주거겸용 주택내의 가구, 종업원 2인 이상 동거 가구, 외국인 가구, 친구 등과 동거하는 비혈연 집단 가구, 1인 가구로서 15세 미만인 자, 학생, 입원환자 및 사회시설 수용자. 그리고, 적격가구 중 조사에 불응 또는 미응답 가구(전국 평균 약 30%)에 대해서는 인접 가구의 조사자료로 대체함.

모집단의 여러 변량들 간의 복잡한 관계(특성)를 추정하는 회귀분석 등 다변량 분석에 나오는 분석 통계량(analytical statistics)의 점추정치는 쉽게 계산되지만, 그 표준오차는 SAS, SPSS 등 널리 사용되는 전문적 통계 프로그램에서 아직 계산하지 못하고 있는 실정이다.

복잡한 써베이 자료에 입각한 통계적 추론에서는 써베이 표본추출 이론가들의 표본설계 접근법(design-based approach)과 고전적 통계적 추론 이론가의 모형(model-based) 접근법이 오랫동안 대립적으로 발전하여 왔다고 한다. 양자의 극단적 형태는 모집단에 대한 성격 규정 및 통계적 추론 대상에 대한 상이한 입장에 입각하여 상이한 통계적 추론방식을 전개하여 왔으나, 50년대 후반 이후 양자를 결합한 접근법이 발전되고 있다.²⁵⁾

이 접근법들은 모두 모집단

$$U = \{U_1, U_2, \dots, U_N\} = \text{전국 } N\text{개 가구들 전체 집합}$$

의 크기 N 이 일정하게 고정되어 있으며 알려져 있다고 가정한다. 각 가구가 지닌 속성들을 벡터 $(Y_i, X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{mi})$, $i = 1, 2, \dots, N$ 으로 표기하자. 여기서 Y_i 는 i 가구의 연간 소득(의 로그), X_{ji} 는 i 가구의 가구 특성 변량 X_j 의 값(예, 취업자수, 가구주 연령, 금융자산 등)이다.

이제, U 로부터 표본 크기 n 의 표본 $s = \{U_{i_1}, U_{i_2}, \dots, U_{i_n}\}$, 또는 간략히 표현하여 $s = \{1, 2, \dots, n\}$ 을 추출하여 표본 자료

$$(Y_i, X_{1i}, X_{2i}, \dots, X_{mi}), \quad i = 1, 2, \dots, n \tag{A1}$$

을 측정오차 없이 관측한다고 하자. 여기서, i 가구(표본)가 표본으로 추출될 확률을 $\pi_i = \text{Pr}[U_i \in s]$ 로 표기하자.

가. 표본설계 접근법

표본설계(간단히, 설계) 접근법은 모집단 전체의 $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_N)$ 이 고정된(fixed) 값(즉, 모집단의 파라미터가 됨)이며 그 개별 요소가 식별 가능하다는 관점에서 출발한다. 그리하여 통계적 추론 대상은 이 파라미터의 함수 $\alpha(Y)$ 로서 예컨대 유한 모집단의 Y_i 의 총계 $\sum_{i=1}^N Y_i$, 평균 $\sum_{i=1}^N Y_i / N$ 또는 회귀계수

$$B = (X'X)^{-1}XY \tag{A2}$$

25) Cassel and Saerndal(1977)은 표본설계 접근법(이를 고정 모집단 접근법이라 부름)과 이에 통계적 추론이론을 도입하여 확장한 모형접근법(결합 접근법에 해당함)에 관한 연구들을 엄밀하게 집약하여 정리하고 있으나 기술 통계량의 추론문제에 국한되어 있으며, Nathan(1988)은 덜 엄밀하기는 하지만 회귀분석 등 다변량 분석에서의 추론문제를 다루고 있다. 이하의 서술은 이들의 논의에 입각한 것이다.

등이며, 통계적 추론의 근간이 되는 확률적 요소의 원천은 인공적 확률창출 과정(man-made randomization)인 표본추출에 있다고 본다. 그리하여 표본 통계량의 분포는 오직 표본설계에 의해 형성된다. 여기서 크기 n 의 표본은 수열 $s = (k_1, k_2, \dots, k_n)$, $k_i \in U$ 로 표현되는데, 표본들의 집합, 즉 U 의 모든 부분집합들의 집합을 S^* 로 표기하자. 그러면, 표본설계는 S^* 에 대해 정의되는 확률측도(probability measure) $\mu(s)$, 즉

$$\text{모든 } s \in S^* \text{에 대해 } \mu(s) \geq 0 \text{ 및 } \sum_{s \in S^*} \mu(s) = 1,$$

또는 $i \in U$ 가 표본으로 추출될 확률 $\pi_i \equiv \sum_{s \ni i} \mu(s)$ 로 요약된다. $\mu(s)$ 는 값 $s \in S^*$ 를 취하는 확률변수 S 의 확률분포가 되는데, 통상 p 분포(p-distribution)라 한다. 예컨대, 무보충(without replacement) 단순 무작위 표본추출 하에서는 $\mu(s) = (N-n)!/M!$ 및 $\pi_k = n/N$ 이다. 이 접근법에서 관측된 표본 데이터 (A1)은

$$d = \{(Y_{k_1}, k_1), (Y_{k_2}, k_2), \dots, (Y_{k_n}, k_n)\} \equiv \{(Y_k, k); k \in s\} \quad (A3)$$

로서 확률변수 $\tilde{d} = \{(Y_k, k); k \in S\}$ 의 실현으로 간주되며, 표본 통계량

$$\tilde{t} = \tilde{t}(\tilde{d}) = \tilde{t}\{(Y_k, k); k \in S\}$$

를 $\alpha(Y)$ 의 추정량으로 보고, 그 특성을 오직 $\mu(\cdot)$ 에 관련하여 탐구한다. 따라서, 표본 통계량 $\tilde{t}(\tilde{d})$ 는

$$\text{모든 } Y \in R^N \text{에 대해 } E_p[\tilde{t}(\tilde{d})] = \sum_s \mu(s) \tilde{t}(d) = \alpha(Y) \quad (A4)$$

(여기서 $\tilde{t}(d) = \tilde{t}\{(Y_k, k); k \in s\}$ 는 $S=s$ 일 때 $\tilde{t}(\tilde{d})$ 의 실현치임) 일 때, $\alpha(Y)$ 의 표본설계-불편(또는 p -불편) 추정량이라 한다.

유한 모집단 회귀계수 (A2)를 고찰하자. 그것은

$$S^2(B) = (Y - XB)'(Y - XB)$$

를 극소화하는 Y 의 선형함수로서, 이를 이용하면 Y 는 $Y = XB + e$ 로 표현되며, $X'e = 0$ 이다. 이제, 모집단의 k 번째($k=1, 2, \dots, N$) 단위가 표본으로 추출($k \in s$)되면 1의 값을 취하고 아니면($k \notin s$) 0인 확률변수 q_k 를 정의하면, $E[q_i] = \pi_i$ 이므로 (A2)의 불편 추정량은

$$\hat{B} = (X'X)^{-1}X'\Pi^{-1}QY \quad (A5)$$

$$\text{단, } Q = \text{diag}(q_1, q_2, \dots, q_N), \quad \Pi = \text{diag}(\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_N) = E[Q]$$

로 주어진다. 그런데, (A5)는 모집단 전체 자료인 $X'X$ 이 알려진 경우에만 적용 가능하다. 통상 그러하듯 그것이 알려지지 않은 경우에는 그것에 대한 불편 추정량인 $X'\Pi^{-1}QX$ 을 대용한

$$\hat{\hat{B}} = (X'\Pi^{-1}QX)^{-1}X'\Pi^{-1}QY \quad (A6)$$

를 사용한다. 이것은 분자와 분모(역행렬 부분)에 상관된 확률변수들이 들어

있는 비율(ratio) 형태의 통계량이므로 (A2)에 대해 소량의 편이를 갖는 근사적 불편(approximately unbiased) 추정량임이 밝혀져 있다. 여기 나오는 행렬들에 하첨자 s 를 붙여서 표본으로 추출된 것만을 포함하는 부분 행렬을 정의하자:

$$X_s = \{X_{jk}; k \in s\} \quad (n \times m \text{ 행렬}), \quad Y_s' = (Y_k; k \in s) \equiv (Y_{k_1}, \dots, Y_{k_n}) \quad (n \times 1 \text{ 행렬})$$

$$\Pi_s = \text{diag}(\pi_k; k \in s), \quad W_s = \text{diag}(\pi_k^{-1}; k \in s) = \text{diag}(w_k; k \in s)$$

그러면, (A6)은

$$\widehat{B} = (X_s' W_s X_s)^{-1} X_s' W_s Y_s \quad (\text{A6}')$$

으로 간소화되며,

$$s^2(B) = (Y - XB) \Pi^{-1} Q (Y - XB) = (Y_s - X_s B)' W_s (Y_s - X_s B)$$

를 극소화한다는 의미에서 최소자승 추정량이다. (A6) 또는 (A6')은 표본설계 가중(design-weighted) 추정량 또는 허비츠-톰슨 추정량(Horvitz-Thomson estimator)으로 불린다.

Joerup과 Rennermalm(1976, p.35)에 의하면 회귀계수 추정량 (A5)의 공분산 행렬과 그 불편 추정량은 각각 아래로 주어진다:

$$\begin{aligned} V[\widehat{B}] &= (X'X)^{-1} X' \Pi^{-1} V[QY] \Pi^{-1} X(X'X)^{-1} \\ \widehat{V}[\widehat{B}] &= (X'X)^{-1} X' Q \Psi Q X(X'X)^{-1} \end{aligned} \quad (\text{A7})$$

단, $V[QY] = QY$ 의 공분산 행렬, $\Psi = \{\Psi_{ij}\}$,

$$\Psi_{ij} = \begin{cases} (1 - \pi_i) \pi_i^{-2} Y_i^2, & j = i \\ (\pi_i^{-1} \pi_j^{-1} - \pi_{ij}^{-1}) Y_i Y_j, & j \neq i \end{cases}, \quad \pi_{ij} = \sum_{s \ni i, j} \mathcal{A}(s) = E[q_i q_j].$$

(A7)이 계산되기만 하면, \widehat{B} 가 점근적 다변량 정규분포를 따른다는 가정

$$\sqrt{n}(\widehat{B} - E[\widehat{B}]) \sim N(0, V[\widehat{B}])$$

하에 B 에 관한 통계적 추론을 할 수 있다. 그런데, (A7)식 \widehat{B} 의 각 원소는 그 분자와 분모에 K 개의 확률변수가 등장하는 비율 형태의 추정량이며 그 분자와 분모는 상관된 K 개의 확률변수들의 가중합으로 이루어져 있으므로 K 가 클 경우 모든 \widehat{B}_k 들의 분산에 대해 불편 분산 추정량들을 도출하는 것은 불가능하다. 따라서, 이 추정량들의 정도를 제고하기 위해 아래에서 설명할 복제분산 추정법을 사용하게 된다.

나. 초모집단 모형 접근법

초모집단 모형(간단히, 모형) 접근법은 $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_N)'$ 을 고정된 값이 아니라 가설적인 초모집단(super-population)의 확률과정 또는 모형분포(model distribution: ξ)를 따르는 확률변수 벡터 $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_N)'$ 이 실

현된 것이라는 관점에서 그 분포에 관한 가정에서 출발한다. 그 분포를 Y 의 확률밀도함수 $f_Y(Y; \theta)$ 로 표기하면 θ 가 미지의 파라미터(벡터)이며 $\theta \in \Theta$ (알려진 파라미터 집합)가 추론 대상이다. 예컨대, Y_1, Y_2, \dots, Y_N 이 비동일-독립적 분포를 이룬다는 초모집단 모형은 $f_Y(Y; \theta) = \prod_{k=1}^N f_k(Y_k | \theta)$ 로, 동일-독립적 분포(i.i.d.)를 가정한 계량경제학의 기본 모형은

$$Y = XB + \varepsilon, \quad \varepsilon \sim \mathcal{M}(0, \sigma^2 I_n) \quad (A8)$$

로 표현되며, B 와 σ^2 이 추론대상인 θ 이다.

이 접근법은 표본 데이터 (A3)을 고정된 표본 단위들 s 가 주어졌을 때 확률변수

$$D = \{(Y_k, \ell); k \in s\}$$

의 실현으로 보며, 표본 통계량 $T = T(D)$ 를 θ 의 추정치로 간주하고 그 특성을 모형분포 $f_Y(Y; \theta)$ 에 관련하여 탐구한다. 따라서, 표본 통계량 $T = T(D)$ 는

어떤 표본 s 및 어떤 θ 값에 대하여도

$$E_{\xi}[T(D)] = \int_{\mathcal{R}^n} \lambda(d) dF_Y(Y; \theta) = \theta$$

($\lambda(d)$ 는 $Y = Y$ 일 때 $T(D)$ 의 실현치임)

이면 θ 의 모형-불편(model-unbiased) 또는 ξ -불편 추정량이라 한다.

Nathan(1988)에 따르면, 실제로 선형 모형 (A8)이 타당하게 성립하고 표본설계가 모든 X 을 포함한다면 표본이 단순무작위 표본인 것처럼 간주하는 고전적 회귀분석법의 통상최소자승 추정량과 그 분산 추정량

$$\hat{B}_{OLE} = (X_s' X_s)^{-1} X_s' Y_s \quad \text{및} \quad \widehat{V}[\hat{B}_{OLE}] = \hat{\sigma}^2 (X_s' X_s)^{-1} \quad (A9)$$

도 타당하다. 즉, \hat{B}_{OLE} 는 B 의 모형-불편(model-unbiased)이고 효율적 추정량이다. 그러나, 설계-불편성은 갖지 못한다.

다. 결합 접근법

표본설계 접근법에 대하여는, $\alpha(Y)$ 가 그 자체로서 기술적(descriptive) 가치를 거의 갖지 않으며 통상 이론적 모형의 파라미터의 상에 불과하다는 비판이 제기되었다. 이에 반해, 모형 접근법은 통계적 추론이 크게 의존하는 $f_Y(Y; \theta)$ 의 형태에 관한 가정 그 자체의 입증에 곤란하며, 그 가정에서 벗어날 때 추론이 강건(robust)하지 못하다는 문제점을 안고 있다.

그리하여, 유한모집단의 파라미터 추정에 초모집단 모형을 도입함으로써 표본설계와 추론을 개선하려는 결합 접근법이 전개되고 있다. 표본설계모형 결합 접근법에서는 데이터 $\tilde{D} = \{(Y_k, \ell); k \in S\}$ 와 이에 입각한 통계량

$\tilde{T} = \tilde{T}(\tilde{D})$ 가 2개의 확률변수 Y 및 S 에 의존하며 양자의 결합분포인 β -분포에 의거하여 θ 또는 $\alpha(N)$ 를 추정한다. 표본설계가 Y 의 실현치 Y 에 독립적인 비고의적(non-informative) 설계이면, 두 확률변수 Y 와 S 는 서로 독립적이 되어 $\tilde{D} = d$ 가 주어졌을 때 θ 의 우도함수는

$$f_D(d; \theta) = g_{Y_s}(Y_s; \theta) h(s)$$

로 분해된다. 여기서, $g_{Y_s}(Y_s; \theta)$ 는 $Y_s = \{Y_k; k \in s\}$ 의 주변 확률밀도함수인데, 극단적 모형접근법은 이것에만 의존하는 것이며, 극단적인 설계접근법은 $h(s)$ 에만 의존하는 방법이다.

Nathan(1998)에 따라, 복잡한 표본설계와 모형분포를 결합한 회귀분석법을 살펴보기로 하자.²⁶⁾ 우선, 복잡한 표본설계에 (A8)과 같은 “동분산 초모집단 모형”

$$E[Y|X] = X\beta, \quad V[Y|X] = \sigma^2 I_N \quad (A8')$$

을 결합한 경우, (A6')의 표본설계 가중 추정량

$$\hat{B}_{HT} = (X_s' W_s X_s)^{-1} X_s' W_s Y_s \quad (A6'')$$

는 상술한 바와 같이 소량의 편이를 갖지만 설계일치(design-consistent) 추정량이며, 그 분산-공분산 추정치는

$$\widehat{V}[\hat{B}_{HT}] = \hat{\sigma}^2 (X_s' W_s X_s)^{-1} X_s' W_s^2 X_s (X_s' W_s X_s)^{-1} \quad (A10)$$

으로 주어진다. 여기서 Nathan은 $\hat{\sigma}^2$ 이 어떻게 계산되는가를 밝혀놓고 있지 않지만, 모형 (A8') 하에서

$$E[e_s' W_s e_s] = \sigma^2 \text{tr}(M' W_s M) = \sum_{i=1}^n w_i - \text{tr}[(X_s' W_s X_s)^{-1} X_s' W_s^2 X_s]$$

$$\text{단, } e_s = Y_s - X_s \hat{B}_{HT}, \quad M \equiv I - X_s (X_s' W_s X_s)^{-1} X_s' W_s$$

이므로 그것은 원칙적으로 아래와 같이 추정될 수 있다:

$$\hat{\sigma}^2 = e_s' W_s e_s / \text{tr}(M' W_s M). \quad (A11)$$

\hat{B}_{HT} 는 모형-불편성도 보유하며, \hat{B}_{OLE} 가 보유하지 않는 설계-일치성도 보유한다.

참고로, SAS 등 통상적 통계 프로그램에서 가중최소자승법으로 계산되는 회귀계수와 분산 공분산 추정치는 각각

$$\hat{B}_w = (X_s' W_s X_s)^{-1} X_s' W_s Y_s \quad \text{및} \quad \widehat{V}[\hat{B}_w] = \hat{\sigma}^2 (X_s' W_s X_s)^{-1}$$

을 계산한 것으로서, $\hat{B}_w = \hat{B}_{HT}$ 이지만 그 분산은 어느 접근법의 분산 추정량도 아니다. 그리하여, 이것에 입각한 통계적 검증은 타당하지 않으며 때로

26) Nathan(1988)은 이 결합접근법을 순수한 설계접근법이라 부르며 전개하고 있지만, “그 내부에 ‘동분산 모형’ (A6')을 전제하여야 B에 대한 관심이 정당화될 수 있다”(p.255)는 말로 시작함으로써 사실상 결합접근법임을 시사하고 있다.

는 아주 잘못된 결론을 낳을 수도 있다. 이분산 초모집단 모형 ($E[Y|X] = XB$, $V[Y|X] = \sigma^2\Phi$)을 가정할 경우는 Nathan(1988)을 참고하라.

라. 복잡한 표본설계 데이터에 입각한 분산 추정 기법 및 가용 통계 프로그램

단순무작위표본 이외의 표본설계에 입각한 표본 데이터로부터 모집단 총량이나 비율 등 단순한 기술 통계량의 표본설계 일치 추정량의 분산 추정치를 계산하는 방법은 복잡하기는 하지만 널리 알려져 있다.

예컨대, h 지역에서 N_h 개의 조사구로부터 n_h 개의 표본조사구를 계통 추출한 표본으로부터 어떤 특성 X 보유 가구당 Y 의 평균 $\bar{Y} = Y/X$ 에 대한 추정량 $\bar{y}_w = \sum_h w_{xh} \bar{y}_h$ 의 분산 추정치 계산법은 여러 가지가 있으나, 표준적인 것은 1차 계차법(successive difference method)으로 계산한 것이다:²⁷⁾

$$var(\bar{y}_w) = \sum_h^H w_{xh}^2 \frac{1-f_h}{x_h^2} \frac{n_h}{2(n_h-1)} \sum_{i=1}^{n_h-1} (Dy_{hi} - \bar{y}_h Dx_{hi})^2 \quad (A12)$$

단, $h =$ 시도(또는 층)를 나타내는 첨자($h = 1, 2, \dots, H$)

$i =$ 표본조사구를 나타내는 첨자($i = 1, 2, \dots, n_h$), $f_h = n_h / (10N_h)$,

$$\bar{y}_h = \frac{\sum_{i=1}^{n_h} y_{hi}}{n_h}, \quad w_{x,h} \equiv p_h x_h / \sum_h^H p_h x_h, \quad p_h \equiv 1/f_h$$

$N_h = h$ 지역 추출틀의 "조사구" 수,

$10N_h = h$ 지역 전국(모집단) "조사구" 수

$$dy_{hi} \equiv y_{h,i} - y_{h,i+1}, \quad dx_{hi} \equiv x_{h,i} - x_{h,i+1}.$$

통계청(1998) 제2권 부록 제1절(pp.224-225)에 수록된 주요 항목별 표준오차는 바로 이 방식으로 계산된 것이다.

그러나, (A6)과 같은 분석 통계량의 분산 추정량에 대하여는 이러한 방식으로 계산할 수 없다. 그 추정법은 크게 표본복제(replication) 기법 [mid-1940's, P.C. Mahalanobis (1946)]과 테일러 전개에 의한 선형화(linearization) 기법의 두 가지 계열로 구분되며, 전자에는 복제방식에 따라 평형 반복복제(Balanced Repeated Replication) 기법, Jackknife1 기법, Jackknife2 기법, Fay기법 등이 있다.²⁸⁾

27) 이 공식은 통계청(1997)에 제시되어 있으며, (제1단계) 계통추출법 하의 분산 추정에 관한 이론적 설명은 Kish(1965) p.119, pp.202-3을 참조하라. Paired Selection Model에 따른 다른 계산방법은 Kish(1965) p.119, 그리고 여러 다른 모형에 입각한 계산법들은 Wolter(1985) 제7장을 참조하라..

표본복제법의 기본 원리는 전체 표본으로부터 그 설계내용을 잘 반영하는 부분 표본(subsamples) 또는 복제 표본(replicates)들을 반복적으로 추출하여 각 부분 표본으로부터 원하는 통계량(회귀계수 등)을 계산한 다음, 그것들 간의 분산을 계산함으로써 전체 표본의 해당 통계량의 분산[이를 복제 추정량(replicate estimator)이라 함]을 구하는 것이다. 복제표본 창출 방법은 각 층에서 보충하며 오직 2개의 1차 추출단위를 추출한 경우를 가정하여, 각 층별로 1차 추출단위 1개씩 추출하여 전체 표본의 “절반 표본”(half-sample)을 만들고, 전체 표본의 전표본가중치 계산에 적용된 것과 동일한 방식으로 이 복제표본에 가중치(복제 가중치)를 새로 계산하여 부여한다.

표본이 H 개의 층으로 설계된 경우 1개의 전체 표본에서 창출 가능한 복제표본의 개수는 2^H 개이지만, 이들은 중복된 표본가구들을 포함하고 있으므로 상호 독립적이지 않다. 따라서, 표준적 분산 추정치와 동일한 복제 분산 추정치를 얻기 위해 필요한 완전 정보를 함유한 복제표본들의 수는 훨씬 적다. 그러한 복제표본들을 평형(balanced)하다고 하는데, 평형 복제표본의 수는 H 이상인 4의 최소 배수 G 이고 그 표본들은 “+1”과 “-1”을 원소로 하는 $G \times G$ 차원의 직교 행렬인 하다마드(Hadamard) 행렬을 이용하여 창출된다.

이제, 전체 표본 자료에 입각하여 구한 파라미터 θ 에 대한 추정치를 $\hat{\theta}$ 로 표기하고 G 개($k=1, 2, \dots, G$)의 각 복제 표본으로부터 구한 θ 에 대한 추정치를 $\hat{\theta}_{(k)}$ 로 표기하면, $\hat{\theta}$ 의 복제 분산 추정치는

$$\widehat{V}(\hat{\theta}) = c \sum_{k=1}^G (\hat{\theta}_{(k)} - \hat{\theta})^2$$

로 주어진다. 여기서 c 는 복제방식에 따라 결정되는 상수이다. 평형반복 복제법은 복제표본으로 선정된 1차 추출단위의 가중치를 2배(즉, 선정된 반쪽 표본의 가중치는 2배 되고 선정되지 않은 다른 쪽 가중치는 0이 됨)하여 복제가중치를 만들며 $c=1/G$ 이다. 페이(Fay) 방식은 평형복제법에 적절한 실수 $0 < K < 1$ 을 도입하여, 선정된 반쪽 표본의 가중치를 $100K\%$ 감소시키되 다른 쪽 가중치를 $100(2-K)\%$ 증가시키는 방식이며, $c=1/G(1-K)^2$ 이다. $K=0.3$ 에 의한 복제가중치가 비율과 중위수의 복제 분산 추정에 탁월한 것으로 알려져 있다. Jackknife 2 기법도 평형복제법과 동일한데 단지 복제표본 형성방법만 다르다.

복제분산을 계산해 주는 컴퓨터 프로그램으로는 Bascula(Statistics

28) 이러한 분산 추정법에 관한 이론적 분석은 Wolter(1985)에 잘 정리되어 있으며, 각 복제법에 관한 아래의 설명은 WesVarPC 프로그램의 사용설명서인 Brick, et. al.(1997)를 많이 참고하였다. 그리고, 선형화 기법에 관해서는 Kish and Frankel(1974), 5.1절 및 Wolter(1985), 제6장을 참고하라.

Netherlands), CENVAR*(U.S. Bureau of the Census), CLUSTERS*(University of Essex), Epi Info*(Centers for Disease Control), Generalized Estimation System(Statistics Canada), PCCARP(Iowa State University), Stata(Stata Corporation), SUDAAN (Research Triangle Institute), VPLX*(U.S. Bureau of the Census), WesVarPC* (Westat, Inc.) 등이 있으며 “*”표친 것들은 웹을 통해 무료로 다운받을 수 있다. 이들 각각의 성능 및 특성은 Lepkowski와 Bowles(1996) 및 Carlson(1998)에 잘 소개되어 있다.²⁹⁾ 본 연구에서는 그 중 Westat사의 WesVarPC를 사용하였다.

제2장 참고문헌

- 교통개발연구원, 연간 도로교통 혼잡비용 내부분석 결과치, 1997
- 김대환, “불균등 산업화와 지역격차,” 『경제민주화의 길』, 비봉, 1992.
- 권순원, 고일동, 김관영, 김선웅, 『분배불균등의 실태와 주요정책과제』, 한국개발연구원, 1992.
- 반성환, “농가소득의 결정요인과 소득분배,” 주학중 편, 『한국의 소득분배와 결정요인(상)』, 한국개발연구원, 1979, pp.111-179.
- 이은우, “도농간 소득격차의 실태와 원인,” 『경제발전연구』, 1995년 12월 (창간호), pp.249-267.
- 이정우a, 『소득분배론』, 비봉출판사, 개정판, 1997
- 이정우b, “한국의 지역적 경제력 격차: 장기추세와 한일비교,” 『경제발전연구』, 제3권, 1997년 12월, pp. 291-312.
- 주학중, “계층별 소득분배의 추계와 변동요인,” 주학중 편, 『한국의 소득분배와 결정요인(상)』, 한국개발연구원, 1979, pp.73-107.
- 최강식, 『기술진보와 노동시장의 변화』, 한국노동연구원, 1997.
- 통계청, 『1996 가구소비실태조사보고서』, 제1-3권, 1998.
- 통계청, “표본개편 결과보고서(가구부문),” 1997.12.
- Brick, J.M. et. al., *A User's Guide to WesVarPC*, Ver. 2.1, WestVar, Inc., 1997.
- Brogan, "Pitfalls of using standard statistical softwear packages for sample survey data," (http://www.fas.harvard.edu/~stats/survey-soft/donna_brogan.html), P. Armitage and T. Colton eds, *Encyclopedia of Biostatistics*, John Wiley, 1998에 수록 예정.
- Carlson, B.L., "Softwear for Statistical Analysis of Sample Survey

29) 하버드 대학 통계학과 홈페이지의 써베이 분석 프로그램 소개란([주소 http://www.fas.harvard.edu/~stats/survey-soft/](http://www.fas.harvard.edu/~stats/survey-soft/))도 참고하라.

- Data,"(http://www.fas.harvard.edu/~stats/survey-soft/blc_oeb.html), P. Armitage and T. Colton eds, *Encyclopedia of Biostatistics*, John Wiley, 1998에 수록 예정.
- Cassel. C.M., Saerndal, C.E., and J.H. Wretman, *Foundation of Inference in Survey Sampling*, John Wiley & Sons, Inc., 1977.
- Joerup, H. and B. Rennermalm, "Regression Analysis in Samples from Finite Population," *Scandinavian Journal of Statistics*, 3, 1976, 33-36.
- Kish, L. and M.R. Frankel, "Inference from complex samples," *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 36(1), 1974, 1-37.
- Kish, L, *Survey Sampling*, John Wiley & Sons, Inc., 1965.
- Lepkowski, J. and J. Bowles, "Sampling Error Softwear for Personal Computers," *The Survey Statistician*, No.35, December, 1996, 10-17 (<http://www.fas.harvard.edu/~stats/survey-soft/iass.html>).
- G. Nathan, "Inference based on Data from Complex Sample Designs," P.R. Krishinaiah and C.R. Rao eds, *Handbook of Statistics, Vol. 6*, Elsevier Science Publishers B.V.(1988), pp.247-266.
- U.S. Bureau of the Census, Current Population Reports, P60-197, *Money Income in the United States: 1996 (with Separate Data on Valuation of Noncash Benefits)*, U.S. Government Printing Office, Washington, DC, 1997.
- Wolter, K.M., *Introduction to Variance Estimation*, Springer-Verlag, 1985.

III. 지역별 가구소득 분포 실태 분석

<표 2-1>에서는 지역별 가구의 평균소득 수준만을 보여 주고 있는데, 각 지역내 가구들의 소득은 그 평균수준의 아래위로 넓게 분포하고 있다. 각 지역 가구소득의 분포를 기술하는 방법은 여러 가지가 있으나, 분포 그 자체가 다면적인 만큼 어느 한가지 척도로는 만족스럽게 묘사하기 어렵다. 따라서, 본 연구에서는 기존 연구에서 널리 사용되는 여러 방식으로 각 지역의 소득 분포를 묘사하고 서로 비교하고자 한다. 그리고, 지역별 소득분포의 차이의 유의성 등 통계적 추론은 장래 연구과제로 남겨 둔다.

가장 널리 사용되는 것은 도수분포표 내지 히스토그램, 5분위 및 10분위 별 소득분포, 로렌츠 곡선 및 지니지수, 변이계수 제곱, 애트킨슨 지수 등이다.

1. 지역별 소득분포의 전반적 개관:

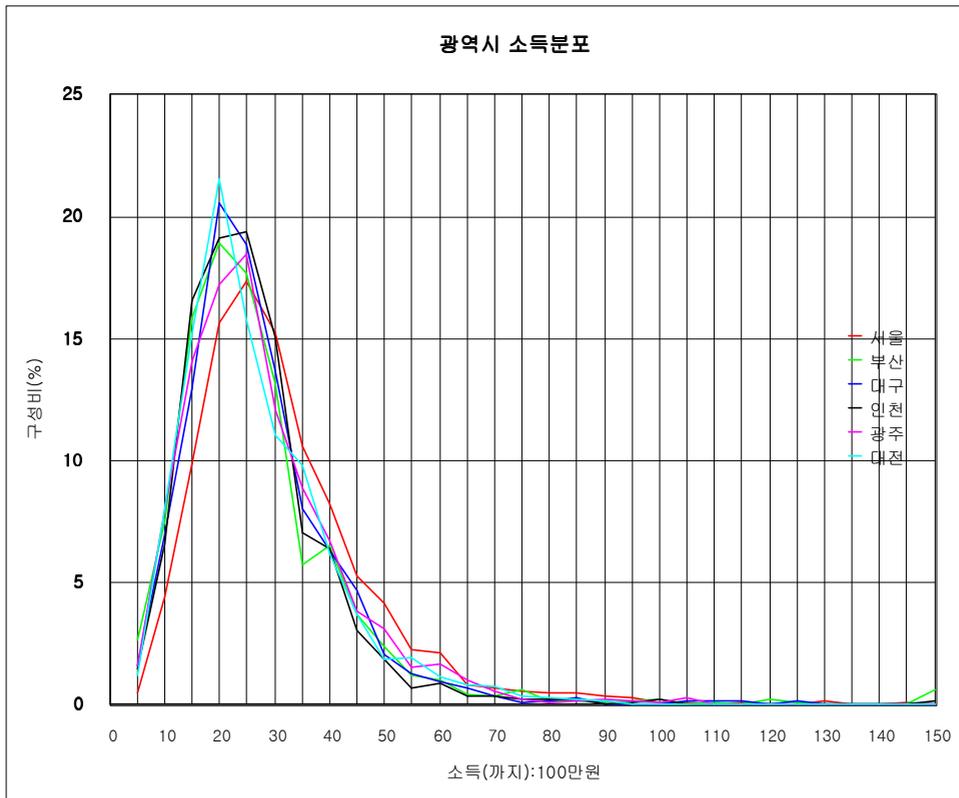
소득분포의 히스토그램, 10분위 분배 및 로렌츠 곡선

가. 지역별 소득분포의 히스토그램

소득분포는 일단 소득구간별 소속 가구수의 비율을 도시한 히스토그램으로 기술될 수 있다. <그림 3-1>에는 연간소득 500만원 이하, 500만원-1,000만원 등 500만원 구간으로 서울 및 5개 광역시의 소득분포가 도시되어 있다.

이 지역들의 소득분포도 일반적인 소득분포 형태로 널리 알려진 우측 꼬리가 긴(skewed right) 곡선 형태를 취하고 있는데, 부산, 대구, 대전의 최빈치는 1,500-2,000만원 구간에 위치하며 서울, 광주, 대전의 그것은 이보다 1구간 더 높은 2,000-2,500만원 구간에 위치한다(이들의 평균소득의 순위는 <표 2-1>에서 본 바와 같이 서울, 부산, 광주, 대구, 대전, 인천 순이다). 서울은 최빈치 구간의 빈도수가 가장 낮으면서 더 높은 소득 구간에서의 빈도수가 타지역에 비해 골고루 더 높아 평균소득이 높음을 알 수 있고, 대전은 이와 정반대로 최빈치 구간에서 가장 빈도수가 많고 더 높은 소득 구간에서는 상대적으로 빈도수가 낮아 평균소득이 낮을 것을 짐작할 수 있다.

<그림 3-1> 광역시 가구들의 소득분포: 히스토그램



나. 지역별 10분위 소득분포

가구소득 10분위는 각 지역 2인 이상 가구에 대한 표본조사 결과에 각 가구의 가중치(추출될 확률)를 적용하여 산출하였다. 즉, 2인 이상 가구들을 연간 총소득의 오름차순으로 배열하여 가구들의 가중치 누계를 계산한 다음, 소득이 가장 높은 10%(가중치 합계를 100%로 잡을 때 누적 가중치가 90% 이상인) 가구들을 제10분위로, 그 다음 상위 10%(가중치 누계가 80% 이상 90%미만인) 가구들을 제9분위로, ..., 가장 낮은 10%(가중치 누계가 10% 미만인) 가구들을 제1분위로 설정하였다.

각 지역의 각 분위에 속한 가구들에 대해 가중 평균소득 및 지역 평균 소득에 대한 상대적 비율(%)을 계산한 것이 <표 3-1>이고, 이를 도시한 것이 <그림 3-2>이다. <표 3-3>을 보면, 전국 기준 가장 가난한 제1분위의 평균소득은 759.7만원인데, 절대 수준으로는 서울의 제1분위가 994만원으로서 가장 높고 경북이 439.8만원으로 가장 낮으며 각 지역 평균소득에 대한 비율로도 전국의 제1분위가 29.5%인데 서울이 34.2%로서 가장 높고 경북이 20.8%로서 가장 낮다. 전국의 가장 부유한 제10분위 평균소득은 5,935만원인데, 절대 수준으로는 부산이 7,557만원으로 가장 높고 경북이 4,527만원으로

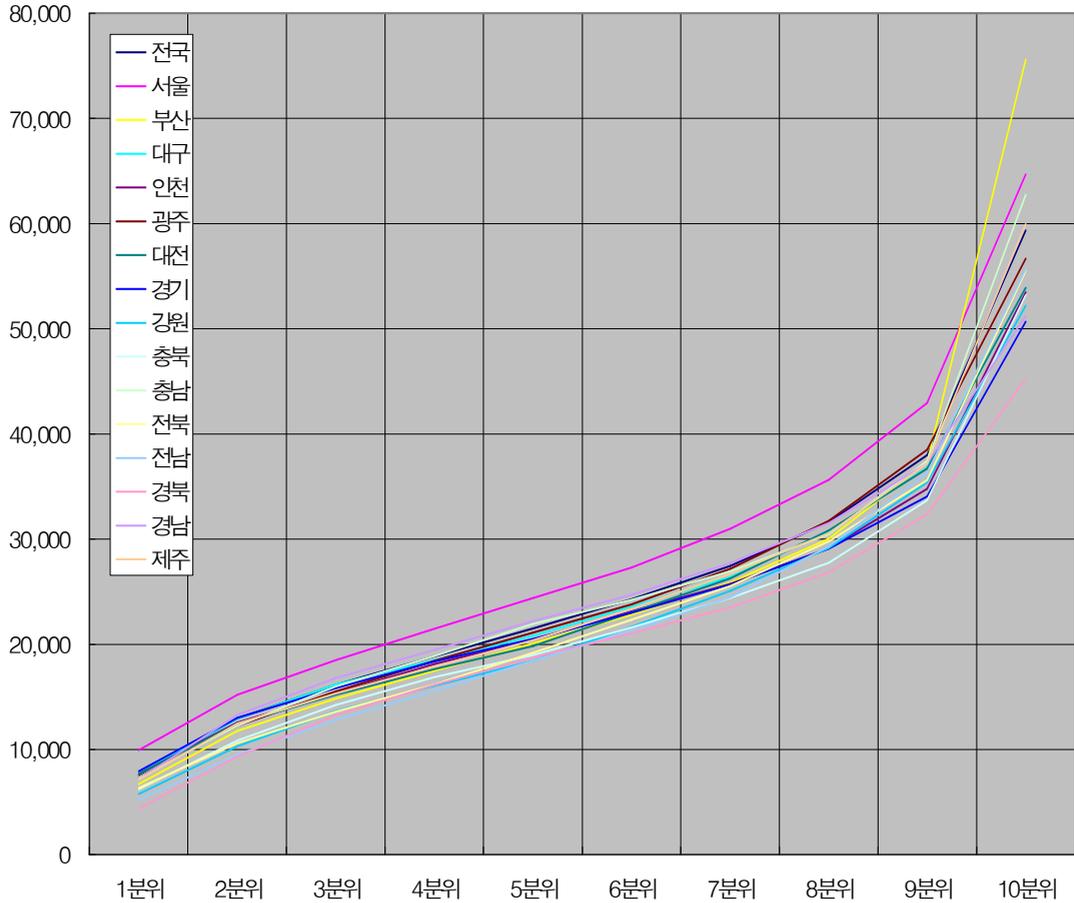
서 가장 낮으며, 지역별 평균소득의 배수로 본 상대적 크기로는 전국 평균 2.3배에 비해 부산이 2.88배로서 가장 크고, 경남이 2.03배로서 가장 낮다.

<표 3-1> 지역별 10분위별 평균소득 수준 및 소득 점유율(단위:1,000원)
(소득 아래의 숫자는 각 지역 평균에 대한 상대적 비율임)

	전국	서울	부산	대구	인천	광주	대전	경기
1분위	7,597	9,944	6,684	7,723	7,705	7,301	7,638	7,948
	29.5	34.2	25.5	31.2	32.0	28.9	31.3	33.4
2분위	12,951	15,197	11,750	12,930	12,563	12,242	12,460	13,001
	50.3	52.2	44.8	52.2	52.2	48.5	51.1	54.6
3분위	16,131	18,487	14,854	16,180	15,327	15,505	15,203	15,846
	62.6	63.5	56.6	65.4	63.7	61.4	62.3	66.5
4분위	18,836	21,461	17,471	18,468	18,145	18,436	17,649	18,345
	73.1	73.7	66.5	74.6	75.4	73.0	72.4	77.0
5분위	21,503	24,395	20,097	20,795	20,413	21,096	19,811	20,504
	83.4	83.8	76.5	84.0	84.9	83.6	81.3	86.1
6분위	24,282	27,286	22,811	23,557	23,136	23,782	23,027	23,005
	94.2	93.7	86.9	95.1	96.2	94.2	94.4	96.6
7분위	27,433	30,973	25,866	26,375	25,722	27,162	26,268	25,676
	106.5	106.4	98.5	106.5	107.0	107.6	107.7	107.8
8분위	31,604	35,645	30,055	30,690	29,118	31,750	30,829	29,099
	122.6	122.4	114.5	124.0	121.1	125.8	126.4	122.1
9분위	37,986	42,955	37,316	36,789	34,757	38,482	36,716	34,049
	147.4	147.6	142.1	148.6	144.5	152.4	150.6	142.9
10분위	59,350	64,679	75,568	53,881	53,495	56,681	53,911	50,665
	230.3	222.2	287.8	217.6	222.4	224.5	221.1	212.6
전가구	25,769	29,111	26,256	24,758	24,050	25,244	24,383	23,826
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
1분위	5,782	6,199	7,274	6,364	5,197	4,398	7,153	7,138
	25.4	27.2	28.1	27.1	22.7	20.8	28.5	28.4
2분위	10,308	10,831	12,257	10,595	9,524	9,332	13,294	12,460
	45.2	47.5	47.4	45.1	41.6	44.2	52.9	49.6
3분위	13,631	14,209	15,986	13,585	12,792	13,255	16,771	15,309
	59.8	62.3	61.8	57.8	55.9	62.8	66.7	60.9
4분위	16,066	16,869	18,890	16,195	15,584	16,141	19,484	17,892
	70.5	74.0	73.1	69.0	68.1	76.5	77.5	71.2
5분위	18,426	18,960	21,937	19,183	18,420	18,716	22,192	20,375
	80.9	83.1	84.9	81.7	80.5	88.7	88.3	81.0
6분위	21,658	21,587	24,203	22,334	21,294	21,060	24,710	23,356
	95.0	94.7	93.6	95.1	93.1	99.8	98.3	92.9
7분위	25,061	24,400	26,929	25,541	24,461	23,467	27,722	26,683
	110.0	107.0	104.2	108.7	106.9	111.2	110.3	106.1
8분위	29,149	27,754	30,451	29,795	29,319	26,838	31,524	30,562
	127.9	121.7	117.8	126.9	128.1	127.2	125.4	121.5
9분위	35,384	33,679	37,434	35,585	36,271	32,322	37,173	37,193
	155.3	147.7	144.8	151.5	158.5	153.2	147.9	147.9
10분위	52,200	53,194	62,727	55,493	55,654	45,265	51,234	59,971
	229.0	233.2	242.7	236.3	243.2	214.5	203.8	238.5
전가구	22,790	22,807	25,850	23,487	22,884	21,103	25,137	25,145
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

<그림 3-2> 지역별 10분위별 평균소득 수준: 도시



각 지역의 각 분위에 대해 <표 3-2>는 지역의 총소득 중에서 차지하는 점유율을 보여주며 <그림 3-3>은 이를 도시한 것이다. <표 3-2.A>를 보면, 전국 기준 가장 가난한 제1분위의 소득점유율은 2.9%인데, 서울의 제1분위가 3.4%로서 가장 높고 경북이 2.1%로 가장 낮다. 또한, 전국의 가장 부유한 제 10분위의 소득점유율은 23.0%인데, 부산이 28.8%로 가장 높고 경남이 20.4%로서 가장 낮다. 나머지 제2분위에서 제9분위에 대하여도 이러한 특성들을 살펴볼 수 있으나, 그 전체적 윤곽을 얼른 파악하기란 용이하지 않다. 그리하여 <표 3-2. A>의 아래쪽에 가장 가난한 30%(제1-3분위), 가장 부유한 30%(제 8-10분위) 및 그 중간의 40%(제4-7분위)의 소득 점유율을 집계하여 두었다. 가장 가난한 30%의 소득 점유율은 전국이 14.2%인데, 전남이 12%로서 가장 낮고 부산-경남이 12.7-12.8%로서 그 다음을 잇고 있으며 경기도 15.4%로서 가장 높다. 또한, 가장 부유한 30%의 소득 점유율은 전국이 50%인데, 부산이 54.5%로서 가장 높고 전남이 53%로 그 다음이며 경기와 경남

이 47.8%로서 가장 낮다. 이로부터 부산과 전남의 소득분포가 상당히 불균등함을 알 수 있다.

<표 3-2.B>에서 보듯, 하위 30% 분위의 소득점유율은 지역간에 차이가 극심하여 변이계수(표준편차를 평균으로 나눈 값이나, 이 표에서는 100을 곱하여 %로 표시함)가 0.71로 나타났고, 상위 30% 분위와 중간 40% 분위의 소득점유율은 대차가 없다(변이계수로는 각각 0.03 및 0.035임). 자세히 살펴보면, 가장 가난한 제1분위의 변이계수가 12.9로서 가장 높아 지역간 소득점유율에서 차이가 가장 많은 것을 나타내며, 그 다음으로는 가장 부유한 제10분위로서 변이계수가 0.082이다.

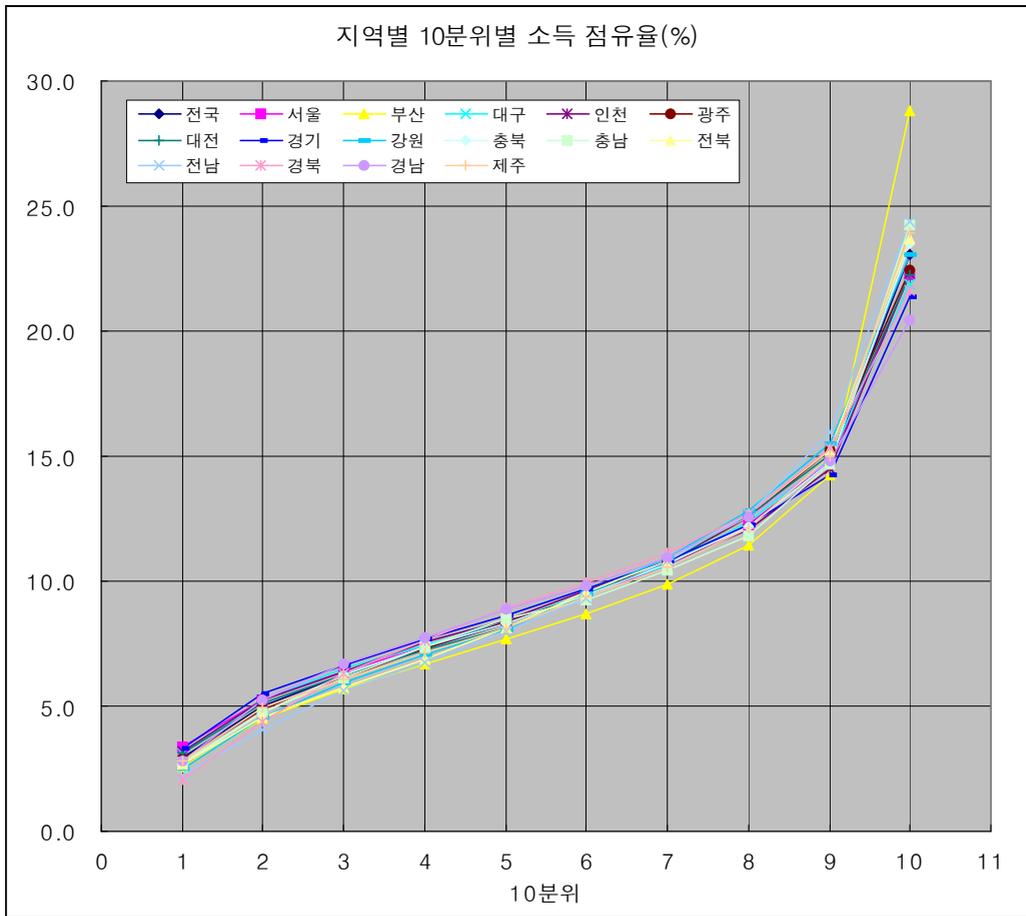
<표 3-2.A> 지역별 10분위별 소득 점유율(%)

	전국	서울	부산	대구	인천	광주	대전	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
1분위	2.9	3.4	2.5	3.1	3.2	2.9	3.1	3.3	2.5	2.7	2.8	2.7	2.3	2.1	2.8	2.8
2분위	5.0	5.2	4.5	5.2	5.2	4.8	5.1	5.5	4.5	4.7	4.8	4.5	4.1	4.4	5.3	4.9
3분위	6.3	6.4	5.7	6.5	6.4	6.1	6.2	6.6	6.0	6.2	6.2	5.8	5.6	6.3	6.7	6.1
4분위	7.3	7.4	6.7	7.5	7.6	7.3	7.2	7.7	7.1	7.4	7.4	6.9	6.8	7.6	7.7	7.1
5분위	8.3	8.4	7.7	8.4	8.5	8.4	8.1	8.6	8.1	8.3	8.5	8.1	8.0	8.9	8.9	8.1
6분위	9.4	9.4	8.7	9.5	9.6	9.4	9.4	9.7	9.5	9.5	9.2	9.6	9.3	9.9	9.8	9.4
7분위	10.6	10.6	9.9	10.6	10.7	10.8	10.8	10.8	10.9	10.7	10.4	10.8	10.8	11.1	11.0	10.5
8분위	12.3	12.3	11.5	12.4	12.1	12.6	12.6	12.2	12.8	12.2	11.8	12.7	12.7	12.7	12.6	12.1
9분위	14.7	14.8	14.2	14.8	14.5	15.2	15.1	14.2	15.5	14.7	14.7	15.2	15.9	15.3	14.8	15.0
10분위	23.0	22.2	28.8	21.9	22.3	22.5	22.3	21.3	23.1	23.5	24.3	23.7	24.4	21.6	20.4	24.0
제1-3	14.2	15.0	12.7	14.9	14.8	13.9	14.5	15.4	13.0	13.7	13.7	13.0	12.0	12.8	14.8	13.8
제4-7	35.7	35.8	32.9	36.0	36.4	35.8	35.6	36.7	35.6	35.9	35.5	35.4	34.9	37.6	37.4	35.1
제8-10	50.0	49.3	54.5	49.1	48.8	50.3	50.0	47.8	51.4	50.5	50.8	51.6	53.0	49.6	47.8	51.0

<표 3-2.B> 지역별 10분위별 소득 점유율의 평균과 표준편차

	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위	6분위	7분위	8분위	9분위	10분위	제1-3	제4-7	제8-10
평균	2.83	4.87	6.19	7.28	8.33	9.47	10.70	12.34	14.93	23.08	13.88	35.77	50.34
표준편차	0.36	0.39	0.31	0.32	0.32	0.27	0.28	0.37	0.45	1.88	0.98	1.07	1.75
변이계수	12.9	7.9	5.1	4.3	3.8	2.9	2.6	3.0	3.0	8.2	7.1	3.0	3.5

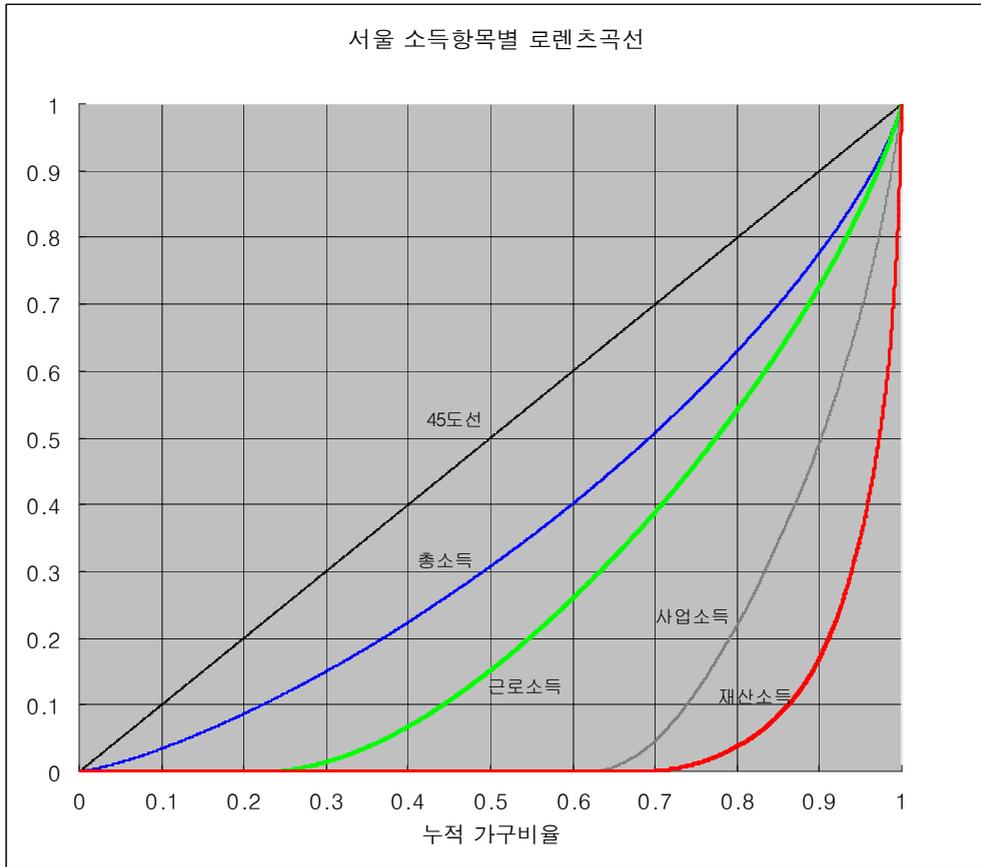
<그림 3-3> 지역별 10분위별 소득 점유율: 도시



다. 지역별 소득분포의 로렌즈곡선

로렌즈 곡선은, 소득이 낮은 가구부터 순서대로 가구들을 배열할 때, 가구들의 누적비율과 그 가구들의 누적 소득점유율을 그래프로 표시한 것이다.

<그림 3-4>에 서울을 예로 들어 가구소득 로렌즈 곡선을 그려 놓았다. 가구의 연간 총소득의 로렌즈 곡선은 곡선으로 그려져 있는데, 그것이 45. 선과 일치한다면 완전균등 분배라 하며 45. 선에 가까울수록 균등하게 분배되어 있음을 의미한다. 다른 지역의 로렌즈 곡선들을 여기에 겹쳐 그린다면 원칙적으로는 각 지역의 소득 분포 상황을 한 눈에 비교할 수 있겠으나, 도시하기가 용이하지 않을 뿐만 아니라 <그림 3-1>의 히스토그램처럼 너무 복잡하여 사실상 그 특징들을 파악하기가 쉽지 않다. 따라서, 이하에서는 소득 불균등도를 하나의 지수로 표현하는 여러 방식을 따라 분석하기로 한다. <그림 3-4> 서울 가구소득 로렌즈 곡선 및 소득항목별 준로렌즈 곡선



2. 지역별 연간 가구소득의 불균등 지수:

지니지수, 애트킨슨 지수, 평균로그편차 지수 및 변이계수 제곱 지수

r 지역 표본 가구수를 n^r , i 가구의 연간(총)소득을 y_i 로 표기하자. 연간 소득의 크기순으로 가구들을 배열하였을 때, 이들의 평균을 μ^r , 누적분포함수를 $F^r(y^r)$ 로 표기하자. 그러면, 이 지역 연간소득의 지니지수(Gini index)는

$$G^r = \frac{MAD^r}{2\mu^r} \in [0, 1] \quad (3-1)$$

$$\text{단, } MAD^r = \frac{1}{n^r(n^r - 1)} \sum_{i=1}^{n^r} \sum_{k=1}^{n^r} |y_i - y_k|$$

로 정의된다. 여기서 MAD^r (mean absolute differences)는 개인간 소득차이 절대치들의 평균이다. 분포함수를 이용하면 (3-1)은

$$G^r = \frac{2 \text{Cov}(y^r, F^r(y^r))}{\mu^r} \quad (3-2)$$

로 표현된다(Lerman, R. I. and S. Yitzhaki(1985), Garner(1993)). 기하학적으로

로, 이 지니지수의 값은 <그림 3-4>과 같은 로렌츠 곡선과 45. 선 사이의 면적으로 해석된다.³⁰⁾ 그리하여, $0 \leq G^r \leq 1$ 이며 $G^r = 0$ 이면 완전 균등 분배를 의미하고 그 값이 작을수록 균등분배임을 의미한다.

각 도 및 전국의 지니계수 계산시 평균은 추출될 확률을 가중치로 삼은 가중평균이며, 소득과 소득분포함수 간의 공분산도 이 가중치를 적용하여 계산된다. 즉, i 가구의 가중치를 w_i , y_i^r 와 $F^r(y^r)$ 의 가중평균을 각각 \bar{y}^r 및 \bar{F}^r 로 표기하면, 아래와 같이 계산된다:³¹⁾

$$\bar{y}^r \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n^r} w_i y_i^r}{\sum_{i=1}^{n^r} w_i}, \quad (3-3)$$

$$\bar{F}^r \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n^r} w_i F^r(y_i^r)}{\sum_{i=1}^{n^r} w_i}, \quad Cov(y^r, F^r(y^r)) = \frac{\sum_{i=1}^{n^r} w_i (y_i^r - \bar{y}^r) [F^r(y_i^r) - \bar{F}^r]}{\sum_{i=1}^{n^r} w_i}$$

애트킨슨(Atkinson) 지수는

$$A^r(a) = 1 - \left[\frac{\sum_{i=1}^{n^r} w_i (y_i^r / \mu^r)^{1-a}}{\sum_{i=1}^{n^r} w_i} \right]^{\frac{1}{1-a}} \in [0, 1]$$

(3-4)

으로 정의되는데, 본 연구에서는 $A^r(0.5)$ 를 계산하였다. 변이계수자승(Scored Coefficient of Variation: SCV) 지수 및 평균로그편차(Mean Log Deviation: MLD) 지수는 각각

$$SCV^r = \frac{Var(y^r)}{(\mu^r)^2} = \frac{\sum_{i=1}^{n^r} w_i (y_i^r - \mu^r)^2}{(\mu^r)^2 \sum_{i=1}^{n^r} w_i} \in [0, \infty) \quad (3-5)$$

$$MLD^r = \frac{\sum_{i=1}^{n^r} w_i \log(\mu^r / y_i^r)}{\sum_{i=1}^{n^r} w_i} \in [0, (1 + \log 100) \log(\mu^r)] \quad (3-6)$$

으로 정의되며, μ^r 은 (3-3)으로 계산된다.

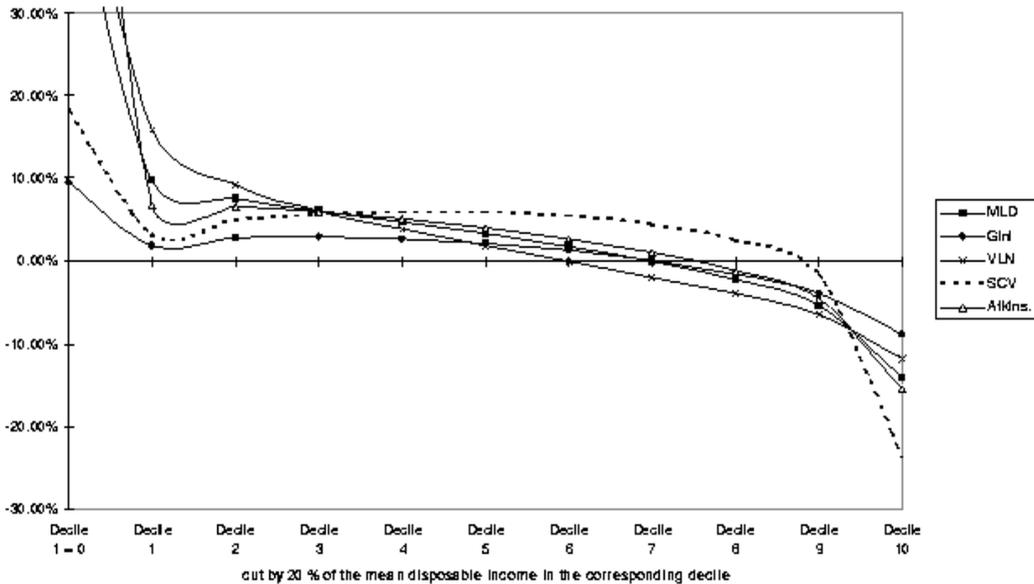
30) 유한 표본자료로부터 공분산을 이용해 구한 지니지수 값은 로렌츠 곡선을 이용하여 구한 지니지수와 대체로 동일하였으나, 전남의 경우는 0.00004만큼 낮은 값으로 계산되기도 함.

31) 이것은 아래 SAS PROC으로 계산됨.

```
SAS PROC CORR COV VARDEF=wgt;
Var y F; weight w; run;
```

이상의 소득 불균등 지수들의 하한은 모두 0이나, 그 상한은 지니지수와 애트킨슨 지수에서는 1이고 변이계수자승 지수에서는 무한대이며 평균로그편차 지수에서는 (3-6)식에 표시된 값이다. 이 지수들은 그 값의 범위가 다를 뿐만 아니라, 소득분포 상의 상하 양극단 계층의 분포 상황에 대한 반응도에서 서로 다른 특징을 나타낸다. 즉, 10분위의 각 분위별로 소득이 이를테면 20% 하락할 때 각 분위별 소득불균등지수를 계산해 보면, 어느 지수에서나 저분위에서는 상승하고 고분위에서는 하락하지만, 애트킨슨 지수와 평균로그편차 지수는 가장 가난한 제1분위에서 아주 크게 상승하는 반면, 변이계수자승 지수는 이와 정반대로 가장 부유한 제10분위에서 아주 크게 하락하며, 지니지수는 양극단에서 이들보다 가장 덜 변동하는 특성을 갖고 있다 (Burniaux et. al. 1998, p.86).

<그림 3-5> 분위별 소득 20% 감소시 소득불균등 지수들의 반응도



출처: Burniaux et. al.(1998), p.86, Figure A1.1

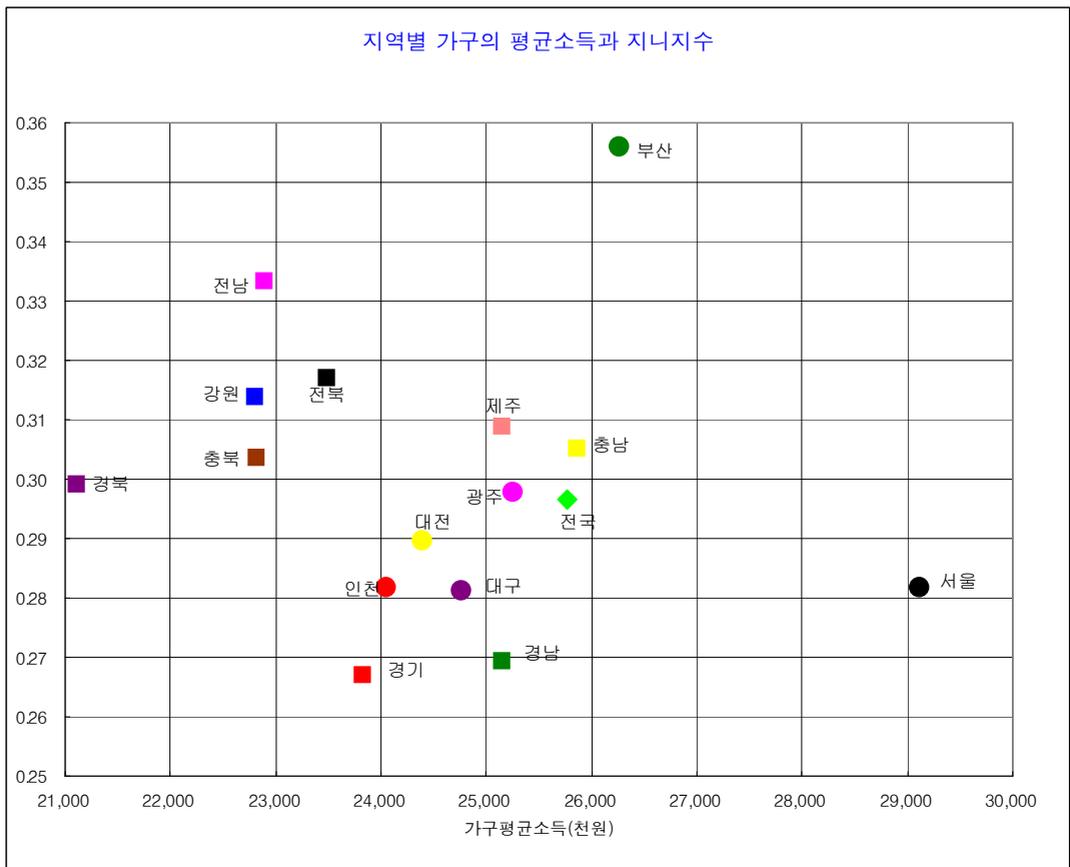
전국 및 각 지역의 가구 연간소득의 지니지수 및 각종 소득 불균등지수는 <표 3-3>에 계산되어 있다. 전국의 지니지수는 0.2967인데, 경기도의 그것은 0.2670으로서 가구소득이 가장 균등하게 분포되어 있고 부산의 지니지수는 0.3560으로서 가장 불균등하게 분포되어 있음을 말해 준다.(지니지수의 오른쪽에 지역별 순위가 표시되어 있다). 전국 15개 지역 중 지니지수가 0.3 이하인 곳은 경기, 경남, 대구, 인천, 서울, 대전, 광주, 경북이며 이 순서로 가구소득이 비교적 균등하게 분포되어 있는 편이고, 지니지수가 0.3 이상인 곳은 부산, 전남, 전북, 강원, 제주, 충남, 충북이며 이 순서로 비교적 불균등

하게 분포되어 있다고 말할 수 있다.

<표 3-3> 지역별 소득불균등 지수들

지역	평균 소득	순	지니 지수	순	애트킨슨 지수	순	평균로그편차 지수	순	변이계수 제곱지수	순
전국	25,769		0.2962		0.0750		0.1570		0.3079	
경기	23,826	10	0.2670	1	0.0610	1	0.1303	1	0.3066	3
경남	25,137	6	0.2693	2	0.0629	2	0.1377	4	0.2474	1
대구	24,758	7	0.2812	3	0.0656	4	0.1386	5	0.3090	6
인천	24,050	9	0.2817	4	0.0692	6	0.1361	3	0.3797	9
서울	29,111	1	0.2817	5	0.0646	3	0.1348	2	0.3079	5
대전	24,383	8	0.2896	6	0.0675	5	0.1434	6	0.2991	2
광주	25,244	4	0.2976	7	0.0725	7	0.1565	7	0.3988	11
경북	21,103	15	0.2996	8	0.0786	9	0.1769	11	0.3077	4
충북	22,807	13	0.3033	9	0.0778	8	0.1668	8	0.3885	10
충남	25,850	3	0.3065	10	0.0810	11	0.1715	10	0.4509	13
제주	25,145	5	0.3069	11	0.0790	10	0.1685	9	0.3227	7
강원	22,790	14	0.3138	12	0.0814	12	0.1781	13	0.3689	8
전북	23,487	11	0.3170	13	0.0839	13	0.1776	12	0.4660	14
전남	22,884	12	0.3358	14	0.0935	14	0.2057	14	0.4470	12
부산	26,256	2	0.3554	15	0.1176	15	0.2269	15	1.4706	15

<그림 3-6> 지역별 가구소득의 평균수준과 지니지수



애트킨슨 지수 및 평균로그편차 지수의 지역간 순위는 지니지수의 그것

과 대체로 유사하지만, 변이계수 자승 지수의 그것은 다소 다르게 나타났다. 즉, 지니지수 상으로는 균등하게 분포된 상위 5개 지역에 속하던 대구와 인천은 변이계수자승 지수로는 중위권(6-10위)으로 평가되며, 경북은 이들과 정반대로 지니지수 상으로 중위권에 속하다가 변이계수자승 지수로는 상위권에 속하는 것으로 평가된다. 그런데, 부산은 어느 지수로 평가하든 전국에서 가구소득이 가장 불균등하게 분포된 지역이며, 전북과 전남도 이에 준한다고 볼 수 있다.

<표 3-3>의 지역별 평균소득과 지니지수간의 관계를 보면, 부산과 같이 평균소득이 높고(전국 2위) 소득이 불균등하게(전국 최하위인 15위) 분포된 지역이 있지만, 전반적으로는 <그림 3-6>에서 육안으로 보아도 알 수 있듯이 평균소득이 높을수록 소득분포가 불균등하다거나 또는 균등한 어떤 일정한 관계를 보이지 않으며 이 점은 통계적으로도 입증된다. 예컨대, 경남은 소득이 중위권(전국 6위)이면서 소득은 상당히 균등하게(전국 2위) 분포되어 있고, 서울은 소득이 최상위이면서 소득분포는 중위권(전국 5위)을 달성하고 있다.

3. 가구소득 불균등 지수의 분해와 지역별 불균등의 요인

가구소득의 불균등도가 지역별로 다른 요인은 무엇인가? 이에 대한 한가지 답은 가구소득의 불균등도에 대해 가구소득을 구성하는 부문소득(근로소득, 사업소득 등)들이 기여하는 정도를 계산해 보는 것이다.

지니지수나 앳킨슨 지수 등 소득 불균등도를 측정하는 총지수를 분해(decomposition)하는 방법은 셔록스(Shorrocks, 1982)에 따르면 여러 가지가 있을 수 있다. 그 중 셔록스 분해법이 OECD의 국제간 소득분포 연구(Burniaux, et. al., 1989, 등)에서 채택되고 있는데, 그것은 어떤 불균등 지수를 분해하더라도 그 상대적 기여도는 동일한 값을 갖는다는 특성을 갖고 있다.³²⁾

본 연구에서 개인 i ($=1, 2, \dots, n$)의 총소득 Y_i 는 5가지 부문소득으로 구분된다:

$$Y_i = Y_i^1 + Y_i^2 + Y_i^3 + Y_i^4 + Y_i^5.$$

여기서, Y_i^1 = 근로소득, Y_i^2 = 사업소득, Y_i^3 = 부업소득, Y_i^4 = 재산소득, Y_i^5 = 이전소득이다(지역을 나타내는 상첨자 r 은 생략함). 총소득의 불균등 지수를 $\lambda(Y)$ 로 표기하고, 부문소득 Y^* 의 $\lambda(Y)$ 에 대한 절대적 기여분을

32) Lerman, R. I. and S. Yitzhaki(1985) 및 Garner(1993)는 Shorrocks의 “자연적 분해법”이라 부르는 전통적 분해법의 유용성을 역설하고 있다.

$S_k(Y^*, Y)$, 상대적 기여도를

$$s_k(\lambda) \equiv S_k(Y^*, Y) / \lambda Y$$

로 표기하자.

그러면, 셔록스 분해법은 아래 6가지 공리를 충족시키는 유일한 분해법이다:

① 부문소득들의 대칭적 처우["1, 2, ..., 5"의 임의의 순서변환(permutation) " q_1, \dots, q_5 "에 대해서도 $S_k(Y^1, \dots, Y^5) = S_{q_k}(Y^{q_1}, \dots, Y^{q_5})$]. 즉, 각 부문소득(component incomes)의 분포가 총지수에 미치는 기여분(contribution)은 다른 부문소득들이 어떤 순서로 배열되거나 무관함.

② 집계 수준과 무관함[$S_k(Y^1, \dots, Y^5) = S_k(Y^*, Y - Y^*) \equiv \alpha(Y^*, Y)$]. 즉, 각 부문소득의 분포가 총지수에 미치는 기여분은 다른 부문소득들이 어떻게 집계되는가와 무관함.

③ 개인들의 대칭적 처우[임의의 $m \times n$ 차원 위치변환 행렬 P 에 대해서도 $\alpha(PY^*, PY) = \alpha(Y^*, Y)$]. 즉, 각 부문소득의 분포가 총지수에 미치는 기여분은 개별 가구들의 관측치가 어떤 순서로 배열되어 있는가와 무관함.

④ 분해의 일관성[$\sum_k S_k(Y^*, Y) = \lambda Y$]. 즉, 각 부문소득들의 기여분의 총계는 총지수(overall index)와 일치함.

⑤ 정규화(normalization)[Y^* 가 모든 개인들에게 동일하면 $\alpha(Y^*, Y) = 0$]. 모든 개인들이 어떤 부문소득을 동일하게 수취한다면, 그 부문소득의 기여분은 0이다.

⑥ 두 부문소득의 대칭성[임의의 $m \times n$ 차원 위치변환 행렬 P 에 대해서도 $\alpha(Y^1, Y^2 + PY^1) = \alpha(PY^1, Y^1 + PY^2)$]. 총소득을 2개의 부문소득으로 구분할 때, 두 번째 부문소득이 첫 번째 부문소득과 그것의 순서를 바꾼 것과의 합이 되게 한다면 첫 번째 부문소득의 기여분은 첫 번째 부문소득을 상술한 순서로 바꾸어 놓을 때의 기여분과 동일함.

셔록스 분해법에 따르면 k 부문소득의 상대적 기여도와 절대적 기여분은 각각

$$s_k(\lambda) = \frac{S_k(Y^*, Y)}{\lambda Y} = \frac{cov(Y^*, Y)}{var(Y)}, \quad S_k(Y^*, Y) = \lambda Y s_k(\lambda)$$

로 주어진다.

아래 <표 3-10>에 각종 지역별 소득불균등 지수에 대해 셔록스 분해법에 따라 근로소득, 사업소득, 부업소득, 재산소득, 기타 소득 및 "근로소득+부업소득"의 기여분을 계산하여 놓았다. 전국의 지니지수는 0.2967인데, 이에 대한 근로소득의 기여분은 0.0783이고 사업소득의 기여분은 0.1893, 재산소득의 그것은 0.0284, 부업소득과 기타 소득의 그것은 각각 0.0003이다. 각 부문

소득의 기여분을 총지수로 나눈 백분율, 즉 상대적 기여도(표의 두 번째 행에 표시되어 있음)는 사업소득이 63.8%로서 압도적이며 그 다음이 근로소득으로서 26.4%를 차지한다. 셔록스 분해법은 어떤 불균등 지수를 분해하더라도 그 상대적 기여도는 동일한 값을 갖는다는 특성을 갖고 있으므로, 상대적 기여도를 중심으로 고찰하기로 하자.

<표 3-10>에서 보는 바와 같이, 제주 이외의 어느 지역에서나 근로소득과 사업소득의 상대적 기여도는 합쳐서 80% 이상이다(제주만 72%임). 그러나, 각각의 기여도는 지역별로 상당히 차이를 보인다. 소득이 가장 불균등하게 분배된 부산의 경우, 사업소득의 기여도가 93%로서 타 지역에 비해 월등하게 높은 반면, 근로소득과 재산소득의 기여도는 각각 3.4% 및 3%로서 극히 낮다. 사실, 사업소득의 기여도는 전북이 65%, 경기도가 63.9%로서 전국 평균인 63.8%보다 거의 같거나 약간 높을 뿐이고 타 지역은 모두 전국 평균보다 낮는데, 부산만 유독 93%로서 극히 높다. 따라서, 부산 가구들의 소득 분포의 불균등도는 주로 사업소득의 차이에 기인하며, 근로소득과 재산소득은 비교적 균등하게 분포되어 있다고 볼 수 있다.

부산과 인접한 경남은 가구 총소득의 전반적 분포에서나 각 부문소득의 기여도 측면에서 부산과 정반대의 경향을 보인다. 즉, 경남의 경우, 사업소득의 기여도는 37%인데 반해 근로소득의 기여도는 57%에 달하고 있다.

제주는 재산소득의 상대적 기여도가 22%로서 전국에서 가장 높으며 근로소득과 사업소득의 상대적 기여도가 각각 34% 및 39%로서 비교적 대등하다는 특징을 보이고 있다.

<표 3-10> 지역별 지니지수의 서룩스 분해: 기여분 및 상대적 기여도
(각 지역별로 두 번째 행의 수치가 상대적 기여도임)

	평균소득	지니지수	근로	사업	부업	재산	기타	근로+ 부업	근로+ 사업	근로/사업
전국	25,769	0.2967	0.0783	0.1893	0.0003	0.0284	0.0003	0.0786		
			26.39	63.82	0.11	9.56	0.12	26.50	90.21	0.41
서울	29,111	0.2819	0.0994	0.1260	0.0007	0.0542	0.0017	0.1001		
			35.25	44.69	0.25	19.22	0.59	35.50	79.94	0.79
부산	26,256	0.3560	0.0122	0.3315	0.0000	0.0111	0.0012	0.0122		
			3.43	93.11	-0.01	3.12	0.35	3.41	96.54	0.04
대구	24,758	0.2814	0.1060	0.1610	0.0003	0.0210	-0.0069	0.1063		
			37.67	57.23	0.10	7.47	-2.47	37.77	94.90	0.66
인천	24,050	0.2819	0.0658	0.1676	0.0001	0.0497	-0.0014	0.0659		
			23.34	59.46	0.05	17.64	-0.49	23.40	82.80	0.39
광주	25,244	0.2979	0.1698	0.1022	0.0004	0.0246	0.0008	0.1702		
			57.01	34.33	0.12	8.26	0.28	57.13	91.34	1.66
대전	24,383	0.2898	0.1441	0.1276	0.0000	0.0200	-0.0018	0.1441		
			49.72	44.01	-0.01	6.90	-0.63	49.71	93.74	1.13
경기	23,826	0.2670	0.0800	0.1707	0.0002	0.0181	-0.0019	0.0802		
			29.97	63.91	0.08	6.76	-0.72	30.05	93.88	0.47
강원	22,790	0.3139	0.2057	0.0956	0.0002	0.0168	-0.0045	0.2059		
			65.53	30.46	0.07	5.37	-1.42	65.60	95.98	2.15
충북	22,807	0.3036	0.1625	0.1048	0.0018	0.0411	-0.0066	0.1643		
			53.52	34.50	0.60	13.55	-2.17	54.12	88.02	1.55
충남	25,850	0.3052	0.0765	0.1867	0.0003	0.0186	0.0230	0.0768		
			25.08	61.19	0.09	6.10	7.54	25.17	86.27	0.41
전북	23,487	0.3172	0.1009	0.2070	0.0002	0.0170	-0.0078	0.1011		
			31.81	65.26	0.06	5.35	-2.47	31.87	97.06	0.49
전남	22,884	0.3334	0.1333	0.1918	-0.0001	0.0154	-0.0069	0.1332		
			39.98	57.51	-0.03	4.61	-2.07	39.95	97.49	0.70
경북	21,103	0.2993	0.1478	0.1389	-0.0005	0.0232	-0.0101	0.1473		
			49.38	46.40	-0.15	7.76	-3.39	49.23	95.78	1.06
경남	25,137	0.2695	0.1546	0.1006	-0.0001	0.0143	-0.0001	0.1546		
			57.38	37.35	-0.02	5.31	-0.02	57.36	94.73	1.54
제주	25,145	0.3090	0.1041	0.1173	0.0003	0.0689	0.0184	0.1044		
			33.70	37.96	0.10	22.29	5.95	33.80	71.66	0.89

그러면, 전국 15개 지역을 통틀어 관찰할 때, 각 지역의 지니지수의 크기는 각 부문소득들의 상대적 기여도의 패턴과 어떤 일정한 체계적 관계를 가지고 있는가? 우선, 지니지수 및 각 부문소득의 상대적 기여도 변수들간의 상관계수를 구해보면, 오직 근로소득의 기여도와 사업소득의 기여도간의 상관계수만 1%수준에서 유의적이고 그 계수는 -0.89433이며 그 외 다른 상관계수들은 10% 수준에서도 유의적이지 못하다. 그리하여 지니지수를 각 부문소득의 상대적 기여도 변수에 대해 회귀분석 하여도 회귀계수가 10% 수준에서 유의적이지도 않다.

다음으로, 근로소득의 상대적 기여도를 사업소득의 상대적 기여도로 나눈 상대적 비율과 지니지수와의 관계는 <표 3-11>에서 보는 바와 같이, 지니지수로 평가할 때 중위권의 균등분배 지역인 대전, 대구, 경북, 충북에서 1보다 크고, 더욱 불균등하거나 균등하게 분배된 지역에서는 1보다 작다. 따라서,

지역별 지니지수를 근로소득과 사업소득의 기여도의 상대적 비율 변수와 그 자승변수에 대해 회귀 분석하면 <표 3-12>에서 보는 바와 같이 설명변수들은 8%의 유의수준에서 유의적이나 수정 결정계수는 14%에 불과하다. 이 추정결과에 따르면, 지니지수는 이 기여도 비율에 오목하여, 그 비율이 1.2까지 상승함에 따라 지니지수가 상승하다가 그 이후에는 하락한다.

<표 3-11> 지역별 지니지수와 “근로소득 기여도/사업소득 기여도” 비율

	평균 소득	지니지수	순위	근로 / 사업
전국	25,769	0.2967		0.41
경기	23,826	0.2670	1	0.47
경남	25,137	0.2695	2	1.54
대구	24,758	0.2814	3	0.66
인천	24,050	0.2819	4	0.39
서울	29,111	0.2819	5	0.79
대전	24,383	0.2898	6	1.13
광주	25,244	0.2979	7	1.66
경북	21,103	0.2993	8	1.06
충북	22,807	0.3036	9	1.55
충남	25,850	0.3052	10	0.41
제주	25,145	0.3090	11	0.89
강원	22,790	0.3139	12	2.15
전북	23,487	0.3172	13	0.49
전남	22,884	0.3334	14	0.70
부산	26,256	0.3560	15	0.04

<표 3-12> 지니지수의 “근로/사업소득 기여도 비율”에 대한 회귀분석
결정계수 = 0.2651, 수정결정계수 = 0.1426, 표준오차 = 0.02227

회귀변수	회귀계수추정치	표준오차	t값	p값	표준화 회귀계수
상수항	0.335	0.018	18.584	0.0001	
근로/사업 기여도 비율	-0.079	0.038	-2.062	0.0616	-1.912
근로/사업 기여도 자승	0.033	0.017	1.913	0.0799	1.773

4. 동등가구 소득 불균등 지수의 분해 및 국제비교

<표 3-13>에서 보듯, 본 연구에서 지금까지 사용해온 전국 2인 이상 가구(표본수는 21,103개)를 대상으로 추정된 동등규모 가구소득의 평균은 1,379.1만원이고 지니지수는 0.276이다. 1인 가구를 포함하여 전국 전가구(표본수는 24,290개)를 대상으로 추정하면, 동등규모 가구소득의 평균은 약간 하락한 1,369.7만원이고 지니지수는 약간 상승한 0.280이다. 그리고, 이 지니지수에 대한 피용자 소득(근로소득)의 상대적 기여도는 24.2%이며, 사업소득과 재산소득을 합친 “자영 및 자본소득”의 상대적 기여도는 74.9%로서 전체의 3/4를 차지한다.

<표 3-13> 동등규모 가구소득 분포의 지니지수와 상대적 기여도

대상가구	동등가구 평균소득	지니지수	절대적 기여분			상대적 기여도		
			비용자 소득	자영 및 자본소득	이전 소득	비용자 소득	자영 및 자본소득	이전 소득
전가구	13,697	0.2804	0.0703	0.2003	0.0098	25.1	71.4	3.5
2인 이상 가구	13,791	0.2758	0.0668	0.2066	0.0025	24.2	74.9	0.9

다른 나라의 동등규모 가구소득 분포의 지니지수를 보면(Burniaux, et. at., 1989, p.39), 벨기에(95년)가 과세 및 보조금 이전 소득기준으로 0.527이나 과세 및 보조금 이후 소득 기준으로는 0.272이며, 덴마크(94년)가 각각 0.420 및 0.217, 스웨덴(95년)이 각각 0.487 및 0.230, 미국(95년)이 각각 0.455 및 0.344, 일본(94년)이 각각 0.340 및 0.265이다. 나라마다 조사 방법과 대상이 다소 다르기는 하지만, OECD 제국의 과세전 동등규모 가구소득의 지니지수는 일본의 0.34가 가장 낮은 편인데 우리 나라의 0.280은 이보다 훨씬 낮다. 본 연구의 조사자료에서는 과세 및 보조금이 조사되지 않아서 우리 나라의 과세후 동등규모 가구소득의 지니지수는 계산할 수 없으나, OECD제국의 경우 과세 및 보조금의 소득재분배 효과가 매우 크다는 것을 알 수 있다.

※ 제3장 참고문헌

- Lerman, R. I. and S. Yitzhaki, "Income Inequality Effects by Income Source: A New Approach and Applications to the United States," *The Review of Economics and Statistics*, 67(1), 1985, 151-156.
- Burniaux, Jean-Marc et. al., "Income Distribution and Poverty in Selected OECD Countries," OECD, Economics Department Working Papers No. 189, 1998.
- Shorrocks, A.F., "Inequality Decomposition by Factor Component," *Econometrica*, 50(1), Jan. 1982, 193-211.
- Garner, T.I., "Consumer Expenditures and Inequality: An Analysis Based on Decomposition of the Gini Coefficient," *The Review of Economics and Statistics*, 75(1), 1993, 134-138.

IV. 지역별 가구소비 지출 실태 분석

1. 지역별 10대 소비지출 품목별 소비 구조

“96년 가구소비실태조사”에서 소비지출은 1996년 10월과 11월의 2개월간을 대상으로 조사되었다. 본 연구에서는 전국 2인 이상 가구(21,103개)를 대상으로 이 2개월간의 소비지출액의 평균을 구하여 가구소비지출의 지역별 소비구조를 분석하였다. 소비품목의 종류에 따라 월별 지출액이 상당히 다를 수도 있으므로, 본 자료의 결과는 연간 소비지출과는 다를 수도 있다.

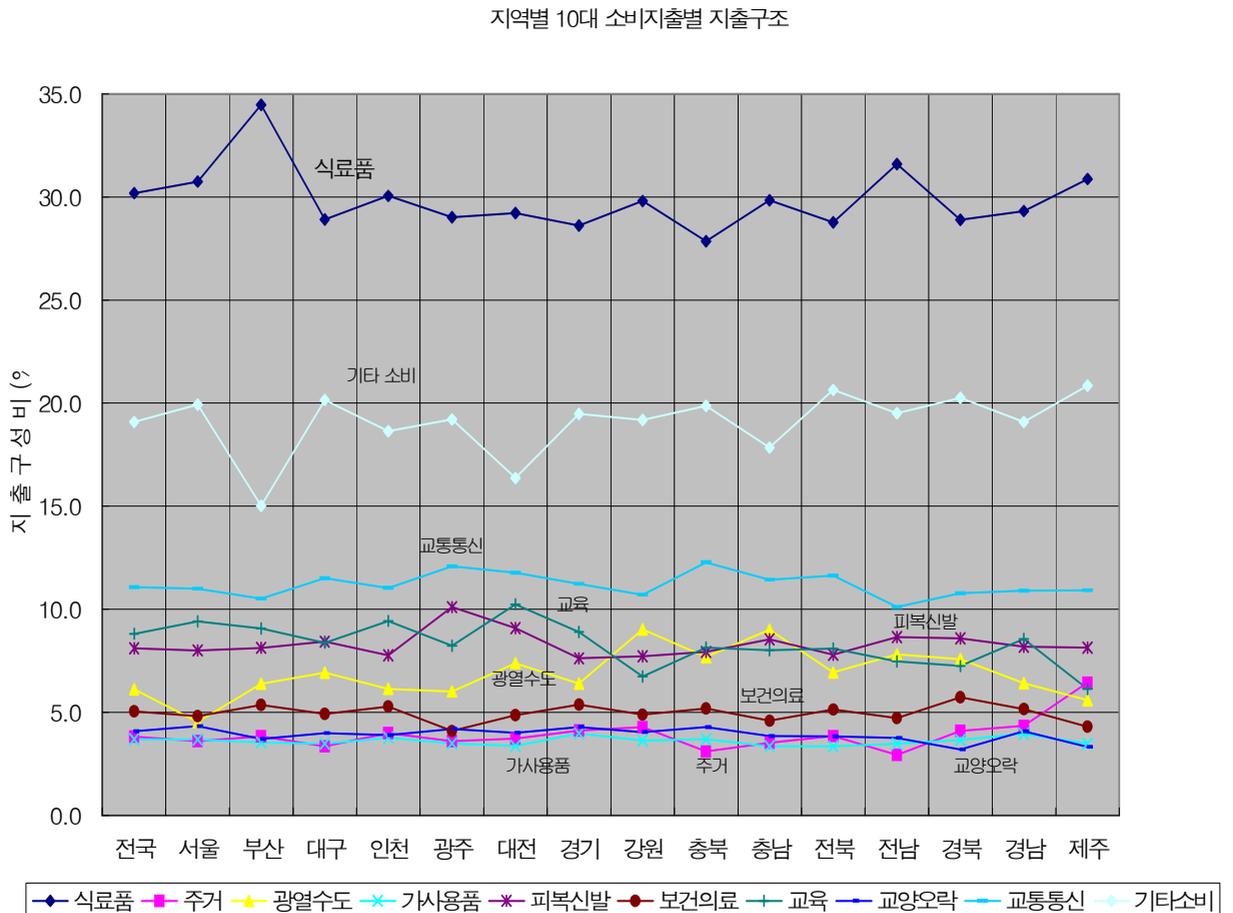
<표 4-1> 지역별 10대 소비지출별 소비 구조(단위 %)

	모집단 구성비	식료품	주거	광열 수도	가사 용품	피복 신발	보건 의료	교육	교양 오락	교통 통신	기타 소비
전국	100.0	30.19	3.82	6.11	3.69	8.10	5.05	8.81	4.08	11.07	19.09
(표준편차)		0.21	0.11	0.19	0.04	0.13	0.08	0.32	0.09	0.17	0.39
서울	30.7	30.75	3.60	4.53	3.67	8.01	4.80	9.41	4.32	10.99	19.93
부산	9.9	34.47	3.83	6.39	3.53	8.13	5.36	9.06	3.70	10.51	15.02
대구	5.4	28.91	3.34	6.92	3.48	8.42	4.92	8.38	3.99	11.50	20.16
인천	5.7	30.06	3.99	6.14	3.77	7.77	5.29	9.43	3.89	11.04	18.63
광주	2.7	29.02	3.60	6.02	3.49	10.10	4.08	8.22	4.18	12.07	19.20
대전	2.5	29.23	3.73	7.38	3.37	9.08	4.86	10.24	4.00	11.76	16.36
경기	16.8	28.61	4.11	6.40	3.98	7.62	5.37	8.89	4.29	11.24	19.48
강원	2.9	29.80	4.28	9.02	3.63	7.72	4.89	6.73	4.04	10.70	19.19
충북	2.2	27.85	3.10	7.68	3.69	7.93	5.19	8.14	4.27	12.28	19.87
충남	2.2	29.85	3.51	9.01	3.35	8.54	4.59	8.02	3.84	11.43	17.84
전북	3.0	28.77	3.84	6.93	3.34	7.79	5.13	8.09	3.83	11.63	20.64
전남	2.6	31.60	2.93	7.81	3.47	8.65	4.72	7.46	3.75	10.10	19.50
경북	4.2	28.90	4.10	7.58	3.66	8.58	5.72	7.24	3.19	10.77	20.25
경남	8.4	29.33	4.34	6.41	3.96	8.18	5.16	8.56	4.07	10.90	19.09
제주	0.8	30.87	6.43	5.59	3.47	8.14	4.30	6.12	3.32	10.92	20.85
지역간 단순	평균	29.87	3.92	6.92	3.59	8.31	4.96	8.27	3.91	11.19	19.07
	표준편차	1.61	0.81	1.21	0.20	0.64	0.43	1.08	0.33	0.59	1.59
	CV	0.05	0.21	0.18	0.06	0.08	0.09	0.13	0.08	0.05	0.08

<표 4-1>에는 가구의 총소비를 10대 소비지출 품목으로 집계하여 지역별로 각 가구의 소비지출의 총소비에 대한 비율(구성비, %)의 가중평균을 보여 주고 있으며 <그림 4-1>는 이를 그림으로 보여 주고 있다. <표 4-1>에서 제2행의 전국 난은 제1열의 전국 가구 구성비를 가중치로 하여 가중 평균한 값이며 그 아래의 표준편차는 이 가중치를 이용한 전국 가구의 표준오차이다. 지역별 소비품목별 표준오차는 충남의 식료품비가 1.048%인 것을 제

외하면 모두 1% 이하이며 그 변이계수(CV)는 모두 0.15 이하이므로 수록하지 않았다. 이 표의 맨 아래 3행들은 각 지역을 독립된 1단위로 볼 때의 지역간 격차를 파악하기 위해 각 지역의 품목별 소비지출 비율을 “단순 평균”한 값과 이 단순평균에 대한 표준편차 및 변이계수를 계산한 것이다.

<그림 4-1> 지역별 10대 소비지출별 소비 구조: 도시



소비지출 중 가장 큰 비중을 점하는 식료품 지출비율은 전국가구의 평균 30.2%에 비해 충북이 27.9%로 가장 낮고 부산이 34.5%로서 가장 높으며 15개 지역간 단순 표준편차도 1.6으로서 가장 크나(가동치를 고려한 전국의 표준편차는 0.21%로서 이보다 훨씬 적으나, 상대적으로는 기타 소비와 교육비 다음으로 큰 편임) 평균수준에 대비된 상대적 변화를 나타내는 단순 변이계수는 0.05로서 아주 낮은 편이다. 그 다음으로 큰 비중을 갖는 교통통신비는 부산의 10.5%에서 충북의 12.3%까지 지역간 차이가 비교적 적은 품목이다. 교육비 지출비율의 전국 가구 평균은 8.8%인데, 제주(6.1%)와 강원도(6.7%)에서 유달리 낮고 대전(10.2%)에서 유별나게 높으며, 경북과 전남 이외의 다

른 지역들에서는 8-9% 대에 머물러 있다. 피복신발 지출비율은 광주(10.1%)와 대전(9.1%)이 높고 경기, 강원, 인천(7.6-7.8%)에서 낮으나 지역간 차이가 크지 않다.

광열·수도비와 주거비는 소비지출에서 점하는 비율은 낮은 편이나 지역간 변화가 현저한 품목이다. 주거비 비율은 전남이 2.9%로 가장 낮으며 제주(5.6%)는 그 2배에 달하는 6.4%로서 가장 높는데, 15개 지역간 변이계수가 0.2로서 가장 크다. 광열·수도비 비율은 서울(4.5%)이 유달리 낮고 강원-충남(9.0%)이 유달리 높으며 제주(5.6%)를 제외한 여타 지역에서는 6-7%대에 안정되어 있다.

이상은 소비품목별을 기준으로 지역별 소비구조를 살펴본 것인데, 다른 지역에 비해 지출비율이 가장 높거나 가장 낮은 소비품목을 가진 지역의 특성은 다음과 같다.

<표 4-2> 소비지출상 특징적 지역의 소비지출 특징

지역	높은 소비 품목	낮은 소비 품목
서울	교양오락	광열수도
부산	식료품	교통통신
광주	피복신발	보건의료
대전	교육	가사용품
경기	교양오락, 가사용품	피복신발
강원	광열수도	교육
충북	교통통신, 교양오락	식료품
충남	광열수도	
전남	식료품	주거
경북	보건의료	교양오락
경남	가사용품	
제주	주거	교육

2. 지역별 소비지출(엔젤) 함수 추정

지역별 식료품 지출함수(또는 엔젤함수)는

$$(AC)_r = \alpha_r + \beta_r \log C_r$$

을 추정하였는데, 이 회귀분석에서도 지역별 가구의 가중치는 무시하였다. 여기서 C_r = 가구의 총소비지출, f_r = 가구의 식료품비, 하첨자 r 은 지역을 나타낸다. WesVar Program을 이용하여 추정한 결과는 <표 4-3>에 요약되어 있는데, 모든 지역에서 상수항과 회귀계수는 0.1% 수준에서 유의적이었으나 결정계수는 0.11-0.25 수준에 불과하다.

추정된 전국의 식료품 엔젤함수는

$$AC = 1.3400 - 0.07446 \log C, R^2 = 0.1493$$

로 쓸 수 있는데, 평균 수준($\bar{A}\bar{C}$)에서 계산한 식료품비의 지출탄력성은

$$\eta_f = \frac{\partial f}{\partial C} \frac{\bar{C}}{f} = 1 + \frac{\beta}{\bar{A}\bar{C}} = 0.7267$$

이다. <표 4-3>에는 평균 식품비 비중이 높은 지역의 순서로 배열되어 있는데, 식품비 비중과 식품비 지출 탄력성간에도 일정한 관계는 발견되지 않는다. 식료품 지출 탄력성이 가장 높은 3개 지역은 제주(0.79), 광주(0.78), 전남(0.76)이고 가장 낮은 3개 지역은 강원(0.63), 경기(0.65), 인천(0.66)이다.

<표 4-3> 지역별 식료품 앵겔함수 추정결과

	상수항		로그		결정 계수	평균식품 비(원)	평균총 소비(원)	평균식품 비율	식품의 탄력성	소득 순위	
	표준오차	총소비	표준오차	순위							
전국	1.34005	0.03270	-0.07446	0.00235	0.14931	367,984	1,350,397	0.27250		0.72674	
부산	1.45732	0.04627	-0.07992	0.00325	0.15744	409,098	1,284,225	0.31856	1	0.74910	7
전남	1.27937	0.04264	-0.07018	0.00331	0.16849	324,946	1,129,650	0.28765	2	0.75602	3
제주	1.11330	0.24497	-0.05764	0.01747	0.11070	385,661	1,384,134	0.27863	3	0.79313	1
서울	1.42405	0.02278	-0.07931	0.00172	0.16805	427,674	1,543,546	0.27707	4	0.71375	11
충남	1.22989	0.02670	-0.06710	0.00177	0.11613	341,596	1,242,405	0.27495	5	0.75595	4
경남	1.35709	0.10800	-0.07661	0.00728	0.15045	334,360	1,240,070	0.26963	6	0.71585	10
대전	1.22323	0.27640	-0.06696	0.02013	0.13833	343,785	1,275,609	0.26951	7	0.75155	6
대구	1.21801	0.02385	-0.06665	0.00154	0.13335	350,170	1,300,128	0.26934	8	0.75255	5
경북	1.23435	0.23390	-0.06879	0.01814	0.14475	290,654	1,081,770	0.26868	9	0.74399	8
광주	1.11800	0.01548	-0.05929	0.00103	0.11537	372,430	1,409,863	0.26416	10	0.77555	2
인천	1.53418	0.07941	-0.08905	0.00596	0.18384	327,146	1,240,351	0.26375	11	0.66237	13
강원	1.58528	0.09868	-0.09301	0.00684	0.24609	323,402	1,273,069	0.25403	12	0.63388	15
전북	1.34095	0.05551	-0.07584	0.00419	0.17362	335,891	1,322,299	0.25402	13	0.70144	12
충북	1.22778	0.10598	-0.06867	0.00773	0.14318	304,796	1,215,041	0.25085	14	0.72627	9
경기	1.51676	0.01118	-0.08853	0.00085	0.18465	324,370	1,296,714	0.25015	15	0.64607	14

식료품 이외의 다른 품목의 앵겔함수도 식료품과 마찬가지로 요령으로 추정될 수 있는데, 역시 결정계수가 낮아서 모형의 설명력이 약하다. Sawtelle (1993) 등과 같이 가구의 특성을 고려한다면 좀더 설명력이 높은 앵겔함수를 추정할 수 있을 것이나, 차후의 연구과제로 남겨 둔다.

※ 제4장 참고문헌

Sawtelle, B.A., " Income Elasticities of Household expenditures: a US cross-section perspective," *Applied Economics*, 25, 1993, 635-644.

V. 지역별·가구특성별 소비지출실태 분석

1. 지역별·가구특성별 소비지출실태 분석

가. 지역별로 가구특성별 구분 설정

가구들의 지역구분에서는 다음과 같은 세 가지 방식을 채택하며 이들을 필요에 따라 선별적으로 사용하기로 한다.

(a) 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주

(b) 서울, 경기(인천 포함), 강원, 충청(대전 포함), 전라(광주 포함), 경상(부산, 대구 포함), 제주

(c) 광역시부, 일반시부, 군부

그리고, 가구특성은 다음 두 가지 차원으로 구분한다.

(a) 1인당 환산소득으로 소득계층을 5계층으로 구분한다(1인가구 소득을 기준으로 삼아 연간소득을 가구환산척도의 비율로 조정한 소득으로 구분). 각 가구원수별 가구에 대하여 1인당 환산소득을 추정하는 방법은 다음과 같다. 우선 1인가구의 경우에는 가구연간소득을 바로 1인당 가구환산소득으로 하고, 2인가구의 1인당 가구환산소득은 2인가구의 가구연간소득을 1인가구 환산척도에 대한 2인가구 환산척도의 비율(즉 $0.534 \div 0.309$)로 나눈 값으로 한다. 즉 x 인가구의 1인당 가구환산소득은 x 인가구의 가구연간소득을 1인가구 환산척도(0.309)에 대한 x 인가구 환산척도의 비율(즉 x 인가구 환산척도 $\div 0.309$)로 나눈 값으로 잡는다는 것이다. 그리하여 얻어진 각 가구의 1인당 가구환산소득을 아래와 같이 5계층으로 구분한다. 이하에서는 이들 각 계층을 EQ1, EQ2, EQ3, EQ4, EQ5로 요약·표기하기도 할 것이다.

환산소득계층1 :	~ 1인당 가구환산소득 500만원 미만
환산소득계층2 :	1인당 가구환산소득 500만원 이상 ~ 1,000만원 미만
환산소득계층3 :	1인당 가구환산소득 1,000 ~ 1,500
환산소득계층4 :	1인당 가구환산소득 1,500 ~ 2,000
환산소득계층5 :	1인당 가구환산소득 2,000만원 이상

(b) 가구주를 중심으로 근로자가구, 상인(자영자)가구, 상인(자영자)외 사업자가구, 무직가구의 4 가지로 구분한다.

나. 지역별·가구특성별 소비합수 추정

우선 우리의 1996년 가구소비실태조사 자료로 지역별 가구특성별 소비구조를 분석하고 소비합수를 추정해본다. <표 5-1>과 <표 5-2>는 각각 지역별, 도시형태별(광역시부, 일반시부, 군부)로 가구들의 월평균 소비지출 주요 항목별 내역을 정리한 표이다. 소비지출의 세세한 각 항목에 관하여는 이 조사가 1996년 10월과 11월에 대해서만 이루어졌으므로 당연히 월평균 수치도 10월과 11월의 평균이다. 물론 이 표들은 부록의 <부표 2-1>의 지역별 가구표본의 가중치를 정확히 반영하여 계산한 결과이다.

표에 따르면 소비지출의 지역구조에서 몇 가지 특징이 발견된다. 첫째, 서울의 월평균 소비지출(1,449,270원)을 100이라 할 때 가구당 소비지출이 가장 낮은 지역 순으로 열거하면 전남(67.2), 경북(68.1), 충남(76.3), 충북(77.2), 경남(78.5), 강원(79.6), 인천(81.3), 대전(82.0), 제주(82.8), 부산(83.5), 대구(83.6), 강원(83.8), 전북(86.1), 광주(88.7)의 순으로 정리되어 소득의 지역격차와 아울러 소비지출의 지역적 격차도 적지 않다는 것을 알 수 있다.

둘째, 각 항목의 單純變異係數(simple coefficient of variation)³³⁾를 계산해본 결과 (월평균)총지출이 0.111인데 소비지출은 0.097로 다소 낮고, 비소비지출(조세, 공적연금, 사회보험 등)과 기타지출(자산증가, 부채감소 등)은 각각 0.149와 0.178 등으로 소비지출보다 상당히 높게 계산되었다. 그런데 소비지출 중 식료품비는 0.115인데 주거비와 교육비는 각각 0.217과 0.203으로 매우 높게 나타나 지역간에 주거비와 교육비 지출의 격차가 매우 크다는 사실을 짐작하게 해준다.

셋째, 대전은 소비지출 중 교육비 지출이 가장 높은 것이 특이하며 반면에 제주, 강원, 경북, 전북의 순으로 교육비 지출이 낮은 점도 지적해둘 만하다. <표 5-2>에서 보듯이 군부(농가는 제외)의 경우 소비지출 중 교육비 지출이 특히 낮다는 점도 특기할 만하다.

33) 단순변이계수라는 말은 각 지역의 해당 평균치는 표본가구의 가중치를 반영한 가중평균이지만 변이계수 계산에는 지역 자체의 가중치를 반영시키지 않았다는 의미이다. 각 지역에 대하여 동일한 가중치를 부여하여 구한 표준편차와 전국평균으로 단순하게 변이계수를 산출하였다는 것이다.

< 표 5-1 > 가구 소비지출 항목별 내역의 지역별 구조
(총지출=100으로 한 구성비, %)

	월평균 총지출 (원)	가계 지출	소 비 지 출					비소 비	기타 지출	현금 잔고	소비지출 구성비(%)			
			합계	식료 품비	주거 비	교육비	기타 소비				식료 품	주거 비	교육 비	기타
전국	3,009,930	47.5	41.7	11.4	1.8	3.6	25.0	5.8	43.1	9.4	27.3	4.3	8.6	59.9
서울	3,490,820	47.7	41.5	11.5	1.8	3.8	24.5	6.2	45.4	6.9	27.6	4.4	9.1	58.9
부산	2,554,890	53.8	47.4	15.1	1.9	4.5	25.9	6.4	34.4	11.7	31.9	4.1	9.4	54.7
대구	2,593,580	51.8	46.7	12.6	1.7	3.9	28.4	5.2	39.2	9.0	26.9	3.7	8.4	60.9
인천	2,733,640	48.6	43.1	11.4	1.9	3.9	26.0	5.5	39.5	11.8	26.3	4.3	9.0	60.3
광주	3,064,340	47.6	41.9	11.1	1.5	3.3	26.0	5.7	40.1	12.3	26.5	3.7	7.8	62.0
대전	2,805,050	48.6	42.4	11.5	2.0	4.3	24.6	6.2	39.5	11.9	27.0	4.8	10.1	58.1
경기	3,076,470	44.1	39.5	9.9	1.8	3.3	24.4	4.6	45.8	10.1	25.1	4.5	8.5	61.9
강원	2,899,830	46.6	39.8	10.2	2.0	2.6	25.0	6.8	41.1	12.3	25.6	5.0	6.5	62.8
충북	2,621,300	48.3	42.7	10.7	1.4	3.3	27.3	5.6	42.3	9.4	25.1	3.3	7.7	63.8
충남	2,799,200	46.7	39.5	10.8	1.6	3.0	24.0	7.2	43.0	10.3	27.5	4.1	7.6	60.9
전북	3,024,770	47.2	41.2	10.4	1.6	3.0	26.2	6.0	42.3	10.5	25.3	3.8	7.3	63.5
전남	2,366,540	48.1	41.2	12.1	1.3	3.1	24.7	6.9	39.2	12.7	29.3	3.1	7.6	60.0
경북	2,284,380	49.3	43.2	11.6	1.9	3.0	26.8	6.1	41.9	8.8	26.7	4.4	6.9	62.0
경남	2,945,580	44.5	38.6	10.5	1.7	3.1	23.3	5.9	44.2	11.3	27.2	4.3	8.1	60.4
제주	3,112,490	43.2	38.5	10.8	2.4	2.2	23.1	4.7	49.4	7.4	28.1	6.3	5.6	60.0
변이계수	0.111	0.094	0.097	0.115	0.217	0.203	0.105	0.147	0.178	0.176				

< 표 5-2 > 가구 소비지출 항목별 내역의 도시형태별 구조

	전 국	광역시부	일반시부	군 부
월평균 총지출(원)	3,009,930	3,120,410	3,127,080	2,326,310
가계지출(%)	47.5	49.0	44.3	48.9
소비지출(%)	41.7	42.9	38.9	43.1
식료품비(%)	11.4	12.0	10.2	11.2
주거비(%)	1.8	1.8	1.7	1.7
교육비(%)	3.6	3.9	3.3	2.7
기타소비지출(%)	25.0	25.2	23.7	27.5
비소비지출(%)	5.8	6.0	5.4	5.8
기타지출(%)	43.1	42.4	45.8	38.9
월말 현금잔고(%)	9.4	8.6	9.9	12.1
식료품비/소비지출(%)	27.3	28.0	26.2	26.0
주거비/소비지출(%)	4.3	4.3	4.5	3.8
교육비/소비지출(%)	8.6	9.1	8.5	6.3
기타소비지출/소비지출(%)	59.9	58.7	60.9	63.8

<표 5-3>은 이제 소비지출에 대하여 주요 설명변수들과 지역가변수들을 도입하여 회귀분석한 결과이다. 추정된 모형들은 서울지역을 기준집단으로 하여 정식화되었으며 지역가변수의 지역분류는 위 지역분류에서 (b)형태 분

류를 채택하였다. 회귀분석은 앞장에서 언급된 표본관측치의 가중치가 반영될 수 있는 표본복제법을 이용하는 Westat社의 WesVarPC에 의거하였다. 회귀분석의 (1), (2), (4)식은 횡단면 분석임에도 결정계수의 값이 상당히 커서 적합도가 무난한 편이다. 그렇지만 (3)식, 즉 주거비 지출의 경우는 모형의 설명력이 매우 낮다는 점이 발견된다. 모형의 추정결과로 짐작할 수 있는 몇 가지 사실들은 다음과 같이 정리된다.

< 표 5-3 > 소비지출에 대한 회귀분석 결과

	ln(소비지출) (1)식		ln(식료품소비) (2)식		ln(주거비지출) (3)식		ln(교육비지출) (4)식	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
상수	2.397**	0.0942	1.788**	0.184	-2.216	2.943	-2.420*	1.020
가구원수	0.103**	0.00722	0.127**	0.00422	-0.152**	0.0243	0.140**	0.00554
ln(월평균가구소득)	0.574**	0.0188	0.478**	0.0256	0.615	0.478	0.424**	0.148
경기	0.756**	0.184	0.705**	0.229	2.183	3.112	0.225	0.996
강원	-0.601*	0.260	-0.528	0.263	0.669	3.228	0.0497	1.175
충청	-0.366	0.240	-0.646	0.436	0.0290	2.922	0.459	1.022
전라	-0.806**	0.207	-0.961*	0.452	0.267	3.010	0.701	1.002
경상	0.259	0.350	0.181	0.306	1.920	2.931	0.688	0.993
제주	-0.962**	0.252	-1.081*	0.483	2.089	2.931	1.225	0.996
ln(월평균가구소득)*경기	-0.112**	0.0252	-0.118**	0.0315	-0.256	0.498	-0.0404	0.143
ln(월평균가구소득)*강원	0.0729	0.0396	0.0525	0.0362	-0.055	0.506	-0.0484	0.173
ln(월평균가구소득)*충청	0.0358	0.0334	0.0622	0.0580	0.00349	0.473	-0.0841	0.147
ln(월평균가구소득)*전라	0.0980**	0.0284	0.110	0.0598	-0.0262	0.484	-0.134	0.144
ln(월평균가구소득)*경상	-0.0457	0.0467	-0.0358	0.0414	-0.219	0.470	-0.113	0.142
ln(월평균가구소득)*제주	0.126**	0.0335	0.141*	0.0646	-0.190	0.461	-0.214	0.142
유아자녀수							2.244**	0.0522
초등학생							1.804**	0.0202
중고등학생							2.012**	0.0352
대학생 이상							1.127**	0.0340
결정계수	0.529		0.479		0.0235		0.702	

주: *표시는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 경우(양측검정)이고 **표시는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 경우이다. 이하의 표에서도 동일하다.

첫째, 우선 각 지출의 소득탄력성을 살펴보면 기본범주인 서울의 경우 전체 소비지출이 0.574, 식료품지출 0.478, 교육비지출 0.424이며 통계적으로 유의하다. 주거비지출은 0.615로 좀 더 높지만 통계적으로 유의하지 않다. 교육비지출의 소득탄력성이 식료품지출보다 유의하게 낮다는 점은 우리나라의 경우 필수서비스 구매행위로서의 교육비지출의 우선순위가 매우 높다는 사실을 나타내는 것이라 할 수 있다.

둘째, 전체 소비지출의 대분류 지역간 격차도 일부 지역의 경우는 통계적 유의성을 가지고 있다. (1)식에서 경기도는 소비함수의 절편이 서울에 비하여 유의하게 더 높고 소득탄력성은 유의하게 낮으며 반면에 전라남북도

제주도는 절편이 서울에 비하여 유의하게 더 낮으면서 소득탄력성은 유의하게 더 높은 것으로 추정되고 있다.

셋째, 식료품 소비지출은 경기도의 경우가 통계적으로 서울보다 훨씬 높은 절편을 보이면서 통계적으로 유의하게 더 낮은 소득탄력성을 보여준다. 통계적 유의성이 다소 약하지만 제주도의 경우는 반대로 보다 낮은 절편과 보다 높은 소득탄력성을 보여 준다.

넷째, 교육비지출의 변동은 취학 학교수준별 자녀수로 대부분 설명되므로 이를 통제하는 경우 지역적 격차는 거의 사라지고 월평균 가구소득이나 가구원수 변수의 설명력만이 유의하게 나타나고 있다.

끝으로 주거비지출은 가구원수의 차이로 설명되는 정도 외에는 지역적 차이가 거의 발견되지 않는 것으로 나타난다.

< 표 5-4 > 환산소득 계층별 소비지출 항목별 내역의 구조
(원, %)

	전가구	EQ1	EQ2	EQ3	EQ4	EQ5
가구수 구성비	100.0	18.0	48.9	21.2	7.4	4.5
인구 구성비	100.0	17.4	52.8	20.4	6.1	3.3
월평균 총지출(원)	3,009,930	1,419,030	2,784,590	3,857,610	4,344,750	5,618,170
가계지출(%)	47.5	57.6	48.3	44.8	43.6	47.1
소비지출(%)	41.7	53.3	43.5	38.6	36.9	36.3
식료품비(%)	11.4	16.0	12.0	10.3	9.7	8.9
주거비(%)	1.8	2.8	1.8	1.7	1.3	1.5
교육비(%)	3.6	4.9	4.1	3.2	2.7	1.7
기타소비지출(%)	25.0	29.5	25.6	23.5	23.2	24.3
비소비지출(%)	5.8	4.3	4.7	6.3	6.7	10.8
기타지출(%)	43.1	27.5	41.6	47.0	49.0	46.6
월말 현금잔고(%)	9.4	14.9	10.1	8.2	7.4	6.3
식료품비/소비지출(%)	27.3	30.0	27.6	26.6	26.3	24.4
주거비/소비지출(%)	4.3	5.3	4.2	4.3	3.5	4.2
교육비/소비지출(%)	8.6	9.2	9.5	8.3	7.3	4.6
기타소비지출/소비지출(%)	59.9	55.5	58.7	60.8	62.9	66.9

주 : EQ1은 환산소득계층1, EQ2는 환산소득계층2, EQ3는 환산소득계층3, EQ4는 환산소득계층4, EQ5는 환산소득계층5를 각각 의미함.

한편 <표 5-4>는 환산소득계층별 소비지출 항목별 구조를 보여 준다. 가구원 1인당 환산소득 기준으로 계층을 구분하였으므로 단순한 가구소득기준의 분류와 다르다는 점에 유의하여야 한다. 표에서 잘 알 수 있는 바와 같이 EQ2층(1인당 가구환산소득기준으로 연간 500만원이상 1,000만원 미만의 가구)이 전가구의 48.9%를 차지하여 압도적인 다수를 이루고 있다.

표에서 알 수 있는 한 가지 사실은 소득이 낮은 계층일수록 소비지출과

식료품비 지출, 그리고 주거비와 교육비 지출의 비중이 높다는 점이다. 다만 소비지출 중 교육비지출이 차지하는 비중 면에서는 EQ2층의 비율이 가장 높다.

앞의 소비지출의 지역구조에서도 짐작했던 바와 같이 <표 5-4>에서 특히 주목되는 점은 우리 나라에서는 평균적으로 볼 때 소득수준이 아주 낮은 소득계층이라 할지라도 주거비와 교육비지출의 비중은 거의 하락하지 않고 오히려 높아지기까지 한다는 사실이다. 이는 현재로서는 두 가지 의미를 지닌 것으로 해석할 수 있을 것이다. 하나는 그 동안 우리 나라에서 주택가격 또는 주택임료, 그리고 자녀교육비용이 매우 빠른 속도로 상승하여 가계에 대단한 압박요인으로 작용하여 왔다는 점이다. 다른 하나는 특히 교육의 경우는 이 사실이 우리 나라의 높은 전계층적 교육열을 반영하는 현상으로 해석될 수 있다는 점일 것이다.

한편 <표 5-5>는 가구주의 종사상 지위별 소비지출구조를 살펴 본 것이다. 여기에서도 우리 나라의 심각한 교육비용 부담과 아울러 높은 교육열을 짐작할 수 있다.

< 표 5-5 > 가구주 종사상 지위별 소비지출 항목별 내역의 구조

	전가구	근로자	상인(자영자)	그외 사업자	무직
가구수 구성비(%)	100.0	61.9	16.4	10.4	11.4
인구 구성비(%)	100.0	62.4	18.0	11.9	7.7
월평균 총지출(원)	3,009,930	3,223,390	2,674,100	3,609,920	1,785,590
가계지출(%)	47.5	43.6	53.7	54.8	58.9
소비지출(%)	41.7	37.9	48.4	48.3	51.9
식료품비(%)	11.4	10.3	13.6	13.1	13.7
주거비(%)	1.8	1.5	2.6	1.7	3.1
교육비(%)	3.6	3.1	4.7	5.2	2.7
기타소비지출(%)	25.0	23.0	27.5	28.3	32.4
비소비지출(%)	5.8	5.7	5.3	6.5	7.1
기타지출(%)	43.1	47.0	36.4	37.7	29.1
월말 현금잔고(%)	9.4	9.4	9.9	7.6	12.0
식료품비/소비지출(%)	27.3	27.2	28.1	27.1	26.4
주거비/소비지출(%)	4.3	3.9	5.4	3.6	6.0
교육비/소비지출(%)	8.6	8.2	9.6	10.7	5.3
기타소비지출/소비지출(%)	59.9	60.7	56.8	58.6	62.4
초중고등학생 자녀수	0.63	0.60	0.80	0.92	0.30
취학자녀 1인당 교육비(원, 월평균)	150,318	149,120	138,819	181,097	125,312
초중고등학생 1인당 보충교육비(원, 월평균)	89,437	85,071	79,488	122,218	83,126

주 : 근로자는 공무원, 공무원외 사무종사자, 기능공 및 상용노무자, 임시 및 일용노무자를 모두 포괄하며, 그외 사업자는 상인(고용주), 개인 및 법인경영자, 자유업자를 모두 포괄하는 범주임. 이하 같음.

예컨대 무직가구의 경우에도 초중고등학생 1인당 월평균 보충교육비(정규 학교교육비 이외의 교육비로서 사교육비에 해당)가 83,126원으로 상인(자영

자)의 경우보다도 높은 것으로 나타나고 있는 것이다.

표에서 또 한 가지 지적할 수 있는 것은 상인(자영자) 가구가 전체 근로자가구의 경우보다 낮은 수준의 총지출을 보이지만 월평균 소비지출의 절대수준은 오히려 근로자가구 전체의 평균수준을 상회한다는 점이다. 이런 현상은 총지출 중 기타지출(부채감소, 자산증가 등)의 비중이 특이하게 낮은 사실로 보완되고 있기 때문에 나타나는 것이다. 이런 현상은 그외 사업자가구의 경우에도 유사하게 나타나고 있다.

2. 지역별·가구특성별 서비스 소비구조

가. 지역별·가구특성별 주거서비스 소비지출

가구소비지출구조에서 관심을 끄는 중요한 점 한 가지는 가계의 서비스소비지출의 비중이 소득수준의 변화에 따라 어떻게 변화하는가 하는 점이다. 왜냐하면 배진한(1996)이 중요하게 지적하고 있는 바와 같이 소비자서비스가격이 재화가격보다 훨씬 빠르게 상승함으로써 소득증가가 진행되는 과정에서 소비지출 중 서비스소비지출이 차지하는 비중이 점차 높아지고 이것이 나아가서 재화생산부문의 임금지불능력을 상회하는 정도의 임금상승압력을 초래하는 원인이 되어왔기 때문이다. 그래서 이 절에서는 주거서비스³⁴⁾, 교육서비스, 그리고 기타서비스 소비지출의 순서로 가계의 서비스소비지출 구조를 분석해보기로 한다.

그런데 주거서비스지출을 분석할 때 우리가 흔히 당면하는 한 가지 중요한 문제가 있다. 그것은 바로 전세평가액과 보증부 월세평가액, 그리고 자가평가액을 어떻게 볼 것인가 하는 것이다. 이는 이 항목이 가계지출에서 차지하는 비중이 매우 크고 또 가계가 실제로 많은 부담을 느끼며 소비지출하는 부분이므로 중요한 문제이다.

통계청의 “도시가계조사”에 따르면 “전세평가액은 동일한 규모의 인접 차가에 대한 지출월세를 참작하여 평가한다”고 되어 있고 자가평가액은 “자가점유주택 및 무상주택의 귀속임료”로 추정한다고 되어있다. 그러면서 이 항목들은 현재 가계의 소득이나 소비에 포함되고 있지 않고 별도 항목으로 제시되고 있다.

34) 여기서 주거서비스 소비지출은 주거비지출과도 구분되는 개념이다. 주거비지출은 주거서비스 소비지출에다 주택수선용 수선재료 구입비 등 재화를 구입한 비용을 합한 개념이기 때문이다.

< 표 5-6 > 도시근로자가구의 자가보유비율 및 주택가격지수 추이

연도	도시근로자가구				도시주택가격지수 (1995년=100)		소비자물가지수
	자가가구 비율	가구주 연령	가구당 인원수	가구당 취업인원수	매 매	전 세	
1985	36.6	36.00	4.18	1.30	- (-)	- (-)	56.8 (2.3)
86	38.0	36.32	4.11	1.36	65.0 (-)	44.3 (-)	58.4 (2.8)
87	38.1	36.23	4.04	1.40	69.6 (7.1)	52.9 (19.4)	60.2 (3.1)
88	39.1	36.71	4.01	1.41	78.8 (13.2)	59.9 (13.2)	64.5 (7.1)
89	40.0	36.86	3.98	1.42	90.3 (14.6)	70.4 (17.5)	68.2 (5.7)
1990	39.9	37.14	3.97	1.43	109.3 (21.0)	82.2 (16.8)	74.0 (8.5)
91	40.7	37.91	3.96	1.47	108.7 (-0.5)	83.8 (1.9)	80.9 (9.3)
92	44.2	38.31	3.90	1.43	103.3 (-5.0)	90.1 (7.5)	86.0 (6.3)
93	43.5	38.37	3.81	1.45	100.3 (-2.9)	92.3 (2.4)	90.1 (4.8)
94	45.3	38.79	3.72	1.50	100.2 (-0.1)	96.5 (4.6)	95.7 (6.2)
1995	47.6	39.35	3.71	1.54	100.0 (-0.2)	100.0 (3.6)	100.0 (4.5)
96	48.9	39.96	3.65	1.56	101.5 (1.5)	106.5 (6.5)	104.9 (4.9)

주 : ()안은 전년대비 상승률(%)임.

자료 : 한국노동연구원, 『1998년 KLI 勞動統計』, 1998.

<표 5-6>에 따르면 주택매매가격은 1990년대에 들어와서 매우 안정되거나 하락하였지만 그 이전까지는 매우 급속하게 상승하였고 전세가격은 최근 까지도 계속 상승하여 장기적으로 실제 주거비용은 당연히 일반 소비자물가보다 빠른 상승률을 보여온 것으로 판단된다.

<표 5-13> ~ <표 5-16>를 살펴보면 주거서비스(총임료지출 포함) 소비지출에 관하여 다음과 같은 사실들을 알 수 있다. 첫째, <표 5-13>에서 보는 바와 같이 월평균 서비스소비지출의 지역간 변이계수값이 0.133인데 비하여 주거서비스 소비지출이나 총임료(전세평가액, 보증부월세평가액, 자가평가액의 합계)포함 주거서비스 소비지출은 각각 0.276과 0.370으로 훨씬 높다는 점이 발견된다. 이는 이 주거서비스 소비지출이나 총임료포함 주거서비스지출의 지역간 격차가 상당히 크다는 것을 의미할 것이다.

둘째, <표 5-13>에 따르면 임료포함 주거서비스 소비지출이 전체서비스 소비지출에서 차지하는 비중은 서울을 포함한 모든 광역시와 경기, 경남에서 상대적으로 높으며 제주, 전남, 그리고 전북에서 매우 낮게 나타나고 있다. 후자의 경우는 상대적으로 전세가격이나 주택가격이 상대적으로 낮기 때문일 것이다. 이러한 점은 <표 5-14>에서도 발견되는데 특히 군부의 경우 그 비중이 크게 낮게 나타나고 있다.

셋째, 임료포함 주거서비스 소비지출의 한 가지 중요한 특징은

<표 5-15>에서 잘 알 수 있는 바와 같이 소득수준이 낮을수록 높아지는 경향이 있다.

넷째, <표 5-14>에서 보는 대로 소비지출 중에서 차지하는 서비스소비지출의 비중은 군부의 경우에도 대도시의 그것과 크게 다르지 않다는 점일 것이다.

나. 지역별 가구특성별 교육비 및 사교육비 지출 분석

- 지역별 가구특성별 사교육비 지출 분석

이제 교육서비스 소비지출을 살펴보자. 교육비지출은 교재비, 참고서비, 그리고 문방구 구입비를 제외하면 대부분 교육서비스 매입활동으로 볼 수 있다. “1996년 가구소비실태조사”에 의하면 가계의 교육비서비스 소비지출은 물론이고 보충교육비(즉 사교육비) 지출까지 조사되고 있으므로 상당히 흥미로운 결과들을 얻을 수 있다.

우선 <표 5-7>을 살펴 보면 몇 가지 사실들을 정리해볼 수 있다. 첫째, 교육비 중에서 보충교육비(사교육비)가 차지하는 비중은 서울이 가장 높고 광주, 경기, 부산, 인천의 순으로 높으며 가장 낮은 순서는 전남, 대전, 제주, 충남의 순으로 이어진다. 둘째, 보충교육비 금액수준 자체는 서울이 가장 높고 제주, 경북, 전남의 순서로 낮다. 셋째, 보충교육비 수준의 지역간 변이계수의 값은 상당히 크다. 특히 입시학원비, 과외 등의 지출은 변이계수의 값이 훨씬 더 크므로 이들의 지역간 격차가 매우 크다는 것을 짐작할 수 있다.

< 표 5-7 > 교육비 및 사교육비 지출의 지역적 구조

	교육비/소비	보충교육비/교육비	보충교육비 (월평균)	보충교육비 구성비(%)					
				입시 학원비	예체능 학원비	사무전산 학원비	과외	독서실	잡부금
전국	8.6	52.5	56,518	26.4	27.1	3.6	28.8	2.5	11.5
서울	9.1	57.3	75,357	34.0	23.3	2.8	28.2	2.9	8.7
부산	9.4	51.1	58,181	31.1	22.1	3.5	30.3	3.6	9.4
대구	8.4	46.7	47,768	35.5	21.4	3.1	25.0	2.4	12.6
인천	9.0	50.8	54,139	17.3	30.2	3.9	31.1	2.0	15.6
광주	7.8	53.0	53,224	22.5	20.6	3.3	35.6	0.7	17.2
대전	10.1	45.2	54,414	20.0	29.3	2.9	33.7	1.9	12.3
경기	8.5	52.1	53,588	14.3	36.1	3.5	30.1	1.5	14.4
강원	6.5	49.8	37,270	20.3	26.6	7.6	29.3	3.4	12.8
충북	7.7	46.0	39,794	16.9	34.1	4.2	31.0	1.7	12.0
충남	7.6	45.4	38,145	16.8	29.5	9.1	31.0	2.9	10.8
전북	7.3	46.9	42,658	21.2	28.6	4.8	24.8	3.6	16.9
전남	7.6	45.1	33,354	26.9	24.8	3.4	30.6	0.6	13.7
경북	6.9	46.1	31,458	23.5	24.4	3.1	30.5	2.8	15.8
경남	8.1	50.6	46,720	16.9	37.8	5.9	24.0	2.0	13.4
제주	5.6	45.3	30,545	18.3	37.1	3.6	22.1	5.2	13.6
변이계수			0.261	0.515	0.276	0.357	0.308	0.492	0.259

주 : 변이계수는 구성비의 변이계수가 아니라 월평균 지출액자체의 변이계수이다.

< 표 5-8 > 교육비 및 사교육비 지출의 도시형태별 구조

	전국	광역시부	일반시부	군부
교육비/소비	8.6	9.1	8.5	6.3
보충교육비/교육비	52.5	54.2	50.3	47.9
보충교육비 합계(월평균, 원)	56,518	65,706	51,746	30,235
입시학원비(%)	26.4	31.4	17.9	14.5
예체능학원비(%)	27.1	23.7	33.7	33.6
사무전산학원비(%)	3.6	3.1	3.8	7.4
기타보충교육(과외)(%)	28.8	29.0	28.7	27.7
도서관(독서실)(%)	2.5	2.8	2.2	1.6
기타교육비(잡부금)(%)	11.5	10.1	13.7	15.2

넷째, <표 5-8>에 의할 때 특히 군부의 경우 보충교육비 수준 자체는 광역시부의 절반에 미치지 못하지만 소비지출에 대한 보충교육비의 비율은 그렇게 낮지 않아 도시형태 사이에는 큰 차이가 없다는 것이다.

다섯째, <표 5-9>에 따르면 가구원 1인당 환산소득의 수준이 높을수록 가구당 보충교육비의 절대액도 증가하고 교육비에서 차지하는 비중도 계속 높아지고 있다는 점이 발견된다.

< 표 5-9 > 환산소득계층별 교육비 및 사교육비 지출구조

	전체	EQ1	EQ2	EQ3	EQ4	EQ5
교육비/소비	8.6	9.2	9.5	8.3	7.3	4.6
보충교육비/교육비	52.5	43.4	50.5	56.5	60.3	65.8
보충교육비 합계(월평균, 원)	56,518	30,147	57,924	69,841	70,454	61,158
입시학원비(%)	26.4	18.4	25.3	29.0	36.0	22.0
예체능학원비(%)	27.1	28.4	29.3	24.8	21.1	26.5
사무전산학원비(%)	3.6	4.0	4.0	4.0	1.4	1.2
기타보충교육(과외)(%)	28.8	32.5	27.0	28.9	29.3	39.2
도서관(독서실)(%)	2.5	1.9	2.4	3.2	2.3	1.8
기타교육비(잡부금)(%)	11.5	14.8	12.1	10.0	9.9	9.2

< 표 5-10 > 사교육비 지출의 회귀분석 결과

	ln(입시학원비지출)		ln(과외비지출)					
	(1)식		(2)식		(3)식		(4)식	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
상수	-1.670**	0.125	-1.961**	0.289	-1.550**	0.556	-1.632	1.106
가구원수	-0.0551**	0.00680	-0.0528**	0.00732	-0.0748**	0.0133	-0.0765**	0.0142
ln(월평균가구소득)	0.268**	0.0185	0.312**	0.0385	0.256**	0.0832	0.267	0.161
유아자녀수	-0.00313	0.0133	-0.00731	0.0141	0.305**	0.0389	0.300**	0.0376
초등학생	0.246**	0.0229	0.247**	0.0257	1.418**	0.0495	1.418**	0.0510
중고등학생	1.115**	0.0323	1.117**	0.0308	0.765**	0.0311	0.766**	0.0323
대학생 이상	-0.0359	0.0607	-0.0252	0.0611	0.217**	0.0640	0.226**	0.0658
경기			1.538**	0.299			0.488	1.134
강원			1.222**	0.489			0.234	1.203
충청			1.209**	0.410			-0.164	1.212
전라			0.956**	0.309			0.133	1.190
경상			0.751*	0.346			0.525	1.125
제주			1.501**	0.357			1.217	1.100
일반시부	0.766**	0.145			0.277	0.580		
군부	1.453**	0.157			0.911	0.582		
ln(월평균가구소득)*경기			-0.247**	0.0389			-0.0680	0.163
ln(월평균가구소득)*강원			-0.207**	0.0763			-0.0535	0.174
ln(월평균가구소득)*충청			-0.203**	0.0550			0.0197	0.174
ln(월평균가구소득)*전라			-0.161**	0.0412			-0.0166	0.170
ln(월평균가구소득)*경상			-0.116**	0.0465			-0.0767	0.162
ln(월평균가구소득)*제주			-0.248**	0.0511			-0.204	0.159
ln(월평균가구소득)*일반시부	-0.130**	0.0204			-0.0420	0.0843		
ln(월평균가구소득)*군부	-0.238**	0.0236			-0.144	0.0853		
결정계수	0.294		0.295		0.343		0.342	

여섯째, <표 5-10>에 따르면(서울과 광역시부가 기본범주) 입시학원비 지출의 소득탄력성은 0.268 또는 0.312이며 일반시부나 군부는 광역시부에 비하여 탄력성이 저하하는 것으로 추정된다. 더욱이 지역가변수와 그 상호작용항을 도입하는 경우 모두 통계적으로 유의할 뿐 아니라 각 지역의 소득탄력성들이 대체로 저하하는 것으로 추정되고 있다. 그렇지만 과외비지출의 경우는 대부분 자녀수로 설명되고 지역가변수의 설명력은 거의 없는 것으로 추정된다.

< 표 5-11 > 사교육비지출의 지역 가변수 회귀분석

	ln(보충교육비지출)			
	(5)식		(6)식	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
상수	-2.797**	0.349	-3.191**	0.464
가구원수	-0.0110	0.00611	-0.012*	0.00551
ln(월평균가구소득)	0.456**	0.0546	0.516**	0.0736
유아자녀수	1.595**	0.0415	1.589**	0.0401
초등학생	1.985**	0.0229	1.988**	0.0240
중고등학생	1.635**	0.0271	1.644**	0.0276
대학생 이상	0.618**	0.0471	0.643**	0.0470
경기			0.656	0.764
강원			0.688	0.712
충청			0.865	0.638
전라			1.109	0.578
경상			1.061*	0.500
제주			1.576**	0.468
일반시부	0.317	0.549		
군부	1.158**	0.393		
ln(월평균가구소득)*경기			-0.0978	0.113
ln(월평균가구소득)*강원			-0.136	0.113
ln(월평균가구소득)*충청			-0.153	0.0962
ln(월평균가구소득)*전라			-0.183*	0.0877
ln(월평균가구소득)*경상			-0.164*	0.0775
ln(월평균가구소득)*제주			-0.258**	0.0728
ln(월평균가구소득)*일반시부	-0.0491	0.0804		
ln(월평균가구소득)*군부	-0.198**	0.0597		
결정계수	0.597		0.598	

일곱째, 교육비지출을 환산소득계층 가변수로 회귀분석한 <표 5-12>에 의하면(환산소득계층5를 기본범주로 채택함) ①자녀수와 환산소득계층을 통제할 때 환산소득계층5의 교육비지출의 소득탄력성은 0.906으로 거의 1에 가깝다는 사실, ②환산소득계층3과 환산소득계층4의 경우는 이 기본범주에 비하여 절편은 더 낮고 소득탄력성은 더 높아지고 있다는 점, 그래서 두 범주 모두 소득탄력성이 1을 크게 상회한다는 사실, ③다만 저소득층인 환산소득계층1의 경우는 탄력성이 크게 감소한다는 사실 등이 발견되어 앞에서 살펴본 저소득층의 높은 교육비부담 또는 높은 교육열이 재차 확인되고 있다.

< 표 5-12 > 교육비지출의 환산소득계층 가변수 회귀분석

	ln(교육비지출)	
	추정계수	표준오차
상수	-6.552**	1.075
가구원수	-0.0209	0.0147
ln(월평균가구소득)	0.906**	0.139
유아자녀수	2.246**	0.054
초등학생	1.807**	0.018
중고등학생	2.005**	0.032
대학생 이상	1.100**	0.032
환산소득계층1	4.446**	0.911
환산소득계층2	0.655	0.862
환산소득계층3	-1.675**	0.377
환산소득계층4	-3.915**	0.583
ln(월평균가구소득)*환산소득계층1	-0.462**	0.113
ln(월평균가구소득)*환산소득계층2	0.0550	0.108
ln(월평균가구소득)*환산소득계층3	0.311**	0.0546
ln(월평균가구소득)*환산소득계층4	0.551**	0.0764
결정계수	0.707	

다. 지역별 가구특성별 기타서비스 소비지출

이제 주거서비스 및 교육서비스 소비지출을 제외한 그외 나머지 소비지출의 내용을 살펴보기로 하자. 이 때 그외 서비스 소비지출은 다음과 같은 항목들이다.

- (1) 외식·식료품관련서비스
- (2) 가사서비스
- (3) 교통·통신서비스
- (4) 보건·의료서비스
- (5) 교양·오락
- (6) 이·미용, 잡비

< 표 5-13 > 서비스 소비지출의 지역적 구조

	월평균 서비스 소비 (원)	서비스 소비 항목별 구성비(%)								소비지출 대비(%)			
		식료품, 외식	가사	주거 (임료 포함)	교통 통신	보건 의료	교육 교양	잡비 등	총 서비스	주 거 (임료 포함)	주 거 (임료 포함)		
전국	612,946	18.0	1.7	5.4	44.4	14.6	5.4	19.5	35.5	48.8	61.9	4.3	28.7
서울	739,239	20.0	2.0	4.8	49.6	13.8	4.6	20.2	34.6	51.0	66.3	4.4	34.2
부산	594,350	22.5	2.0	5.3	44.9	15.8	7.4	20.4	26.7	49.1	62.4	4.1	29.1
대구	593,136	17.7	1.4	5.5	39.1	16.2	5.0	18.9	35.3	49.0	59.9	3.7	24.1
인천	565,521	14.4	1.3	4.6	40.9	14.1	6.3	20.8	38.5	48.0	59.8	4.3	26.1
광주	614,578	20.2	1.2	5.3	37.6	15.3	4.8	18.5	34.7	47.8	58.2	3.7	22.8
대전	536,173	17.4	1.4	7.0	43.0	16.5	4.7	22.9	30.0	45.1	57.2	4.8	25.9
경기	588,836	14.0	1.5	6.0	43.8	14.4	5.9	19.1	39.1	48.5	61.2	4.5	28.0
강원	517,164	17.4	2.0	6.6	35.5	14.3	6.2	16.5	37.0	44.8	54.0	5.0	20.9
충북	517,445	16.2	1.7	4.7	35.9	15.9	5.6	18.1	37.9	46.2	56.1	3.3	21.1
충남	482,925	16.4	0.9	5.3	39.3	18.2	5.0	18.7	35.5	43.7	54.8	4.1	23.0
전북	606,888	16.8	0.9	4.7	30.9	14.6	5.2	17.5	40.5	48.6	56.7	3.8	18.8
전남	458,814	18.4	1.3	3.8	27.9	15.7	5.1	17.3	38.4	47.1	54.3	3.1	16.2
경북	453,242	16.7	0.8	6.6	35.0	15.9	5.3	16.4	38.4	45.9	55.0	4.4	20.4
경남	528,238	15.4	1.8	6.2	44.0	14.5	5.3	19.2	37.6	46.4	59.2	4.3	27.1
제주	631,762	21.7	1.9	9.2	27.5	13.7	5.6	12.5	35.4	52.7	58.2	6.3	17.3
변이계수	0.133	0.240	0.363	0.276	0.370	0.108	0.184	0.198	0.149				

가계의 기타서비스소비지출을 분석해본 결과 다음과 같은 몇 가지 특징들이 발견된다. 첫째, <표 5-13>에서와 같이 각 서비스소비지출 항목의 지역간 변이계수값이 서비스소비지출전체는 0.133인데 식료품·외식서비스 0.240, 가사서비스 0.363, 교통·통신서비스 0.108, 보건·의료서비스 0.184, 교육·교양·오락서비스 0.198, 이미용·잡비 등 0.149로 추정되어 가사서비스, 식료품·외식서비스 소비지출 등은 지역간 격차가 크다는 점을 알 수 있다.

둘째, 총서비스소비지출이 소비지출에서 차지하는 비중이 지역별로 큰 차이를 보이지 않는다는 점도 특징적이다. 군부의 경우도 도시지역에 비하여 크게 낮지 않은 것이다. 다만, 총임료를 포함한 총서비스소비지출 비중 또는 주거서비스지출 비중은 광역시부가 뚜렷하게 더 높고 군부가 뚜렷하게 가장 낮은 것으로 나타난다.

셋째, <표 5-15>에 의하면 가구원 1인당 환산소득수준이 높아질수록 서비스소비지출의 비중이 계속 높아진다는 점이 확인되고 있다. 이는 주로 환산소득수준이 높아질수록 식료품·외식서비스, 가사서비스지출 등의 비중이 높아지기 때문으로 판단된다.

넷째, <표 5-16>에 따르면 서비스소비지출 전체의 소득탄력성은 0.655인데 이것이 군부의 경우에는 뚜렷하게 더 높아진다. 지역가변수를 도입하여 회귀분석하는 경우에도 유사하게 강원, 전라, 제주는 통계적으로 유의하게

더 높아지고 있다.

< 표 5-14 > 서비스 소비지출의 도시형태별 구조

	전국	광역시부	일반시부	군부
월평균 서비스소비지출 합계(원)	612,946	668,526	580,762	460,936
식료품, 외식 서비스(%)	18.0	19.6	16.3	13.6
가사서비스(%)	1.7	1.8	1.6	1.2
주거서비스(%)	5.4	5.0	6.2	5.1
총임료포함 주거서비스(%)	44.4	46.8	41.8	35.5
교통, 통신서비스(%)	14.6	14.5	14.6	15.7
보건, 의료서비스(%)	5.4	5.2	5.5	6.0
교육, 교양, 오락서비스(%)	19.5	20.2	19.3	15.6
이미용, 잡비(%)	35.5	33.6	36.7	42.9
서비스소비/소비지출(%)	48.8	49.9	47.8	46.0
총임료포함의 경우(%)	61.9	64.0	59.6	55.6
주거비/소비지출 (%)	4.3	4.3	4.5	3.8
총임료포함의 경우(%)	28.7	31.2	26.1	21.0

< 표 5-15 > 환산소득계층별 서비스 소비지출 구조

	전체	EQ1	EQ2	EQ3	EQ4	EQ5
월평균 서비스소비지출 합계(원)	612,946	352,052	579,787	739,173	846,137	1,036,320
식료품, 외식 서비스(%)	18.0	13.5	17.0	19.5	21.6	20.9
가사서비스(%)	1.7	1.0	1.1	1.8	2.5	4.7
총임료포함 주거서비스(%)	44.4	48.1	44.6	43.1	42.5	45.0
주거서비스(%)	5.4	8.0	5.3	4.8	4.2	5.4
교통, 통신서비스(%)	14.6	15.3	14.9	14.2	13.7	15.0
보건, 의료서비스(%)	5.4	7.1	6.0	4.4	4.4	3.9
교육, 교양, 오락서비스(%)	19.5	20.8	20.5	18.9	18.5	14.2
이미용, 잡비(%)	35.5	34.2	35.2	36.5	35.1	35.9
서비스소비/소비지출(%)	48.8	46.6	47.8	49.7	52.8	50.8
총임료포함 서비스지출 비중(%)	61.9	60.7	61.1	62.3	65.1	63.9
주거비/소비지출 (%)	4.3	5.3	4.2	4.3	3.5	4.2
총임료포함 주거비소비지출 비중(%)	28.7	30.4	28.5	28.3	28.6	29.8

다섯째, <표 5-16>의 (3)식에 따를 때 총임료평가액은 서울에 비하여 다른 지역의 총임료평가액이 통계적으로 유의하게 더 낮은 것으로 추정되고 있다. 지역가변수에 더하여 일반시부는 광역시부보다 더 낮고 군부는 그 보다 더 낮은 것으로 추정되고 있다.

< 표 5-16 > 서비스 소비지출의 회귀분석

	ln(서비스소비지출)				ln(총임료평가액)	
	(1)식		(2)식		(3)식	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
상수	1.052**	0.259	0.755**	0.128	2.394**	0.171
가구원수	0.0876**	0.00635	0.0896**	0.00601	0.193**	0.0128
ln(월평균가구소득)	0.655**	0.0361	0.701**	0.0145	0.423**	0.0221
경기			0.576*	0.249	-0.272*	0.117
강원			-1.425**	0.422	-0.929**	0.242
충청			-0.565**	0.186	-0.809**	0.136
전라			-1.420**	0.270	-1.059**	0.180
경상			-0.0618	0.568	-0.738**	0.117
제주			-1.153*	0.557	-2.273**	0.260
일반시부	0.116	0.371			-0.194*	0.0835
군부	-2.129**	0.453			-0.691**	0.125
ln(월평균가구소득)*경기			-0.0980**	0.0312		
ln(월평균가구소득)*강원			0.166**	0.0596		
ln(월평균가구소득)*충청			0.0450	0.0233		
ln(월평균가구소득)*전라			0.171**	0.0338		
ln(월평균가구소득)*경상			-0.0138	0.0747		
ln(월평균가구소득)*제주			0.159*	0.0722		
ln(월평균가구소득)*일반시부	-0.0243	0.0486				
ln(월평균가구소득)*군부	0.253**	0.0621				
결정계수	0.483		0.474		0.267	

VI. 지역별·가구특성별 저축 및 부채실태 분석

1. 지역별·가구특성별 저축실태 분석

여기서는 지역별·가구특성별로 저축구조 및 실태에 유의한 차이가 발생하는지 여부를 분석한다. 접근방법으로는 지역별·가구특성별로 저축내역을 비교·분석하거나 저축함수를 추정하는 방식을 이용할 수 있다. 지역별 특성분석은 저축수준이나 저축률을 소득, 가구원수 등을 포함시키면서 지역가변수로 회귀분석하는 방법으로 접근할 수 있다.

그리하여 얻어진 것이 <표 6-1> ~ <표 6-3>, <표 6-7>, 그리고 <표 6-8>이다. 이들의 분석결과는 다음과 같이 정리할 수 있다.

첫째, 가구당 총저축보유액은 서울, 제주가 압도적으로 높고 서울의 85.4% 정도밖에 되지 않는 광주에서, 그 다음 충북, 충남, 인천 등의 순으로 이어진

다. 총저축보유액이 낮은 순으로 보면 전남, 경북으로 소득수준이 낮은 지역이 저축도 낮은 것으로 나타나고 있다.

둘째, 저축항목별로 변이계수를 계산하여 보면 <표 6-1>에서 보는 바와 같이 총저축보유액 0.129, 저축성예금 0.225, 비은행저축 및 신탁 0.318, 유가증권, 0.447, 계 불입 0.562, 빌려준 돈 0.345 등으로 은행권저축을 제외하고는 지역격차가 매우 큰 것으로 추정된다.

셋째, <표 6-2>에서 알 수 있는 대로 군부의 경우는 은행권저축이 높으며 비은행권 저축 및 신탁, 보험권저축, 유가증권 등의 항목이 상당히 낮은 것으로 추정되고 있다.

넷째, 가구원 1인당 환산소득수준이 고소득으로 될수록 저축이 증가하고 특히 유가증권, 비은행권 저축 및 신탁, 빌려준 돈 등 항목의 비중이 증가한다. 요구불예금의 비중은 감소한다.

다섯째, <표 6-7>에 의하면 부산, 대구, 경기군부, 전북군부, 전남군부, 경북군부, 제주군부 등의 지역은 서울에 비하여 총저축보유액이 통계적으로 유의하게 낮은 것으로 추정되고 있다. 도시형태별로만 보는 경우에는 군부 전체가 광역시부 전체에 비하여 유의하게 낮은 것으로 추정된다.

여섯째, <표 6-8>의 총저축보유액함수의 추정결과에 의하면 통계적 유의성이 있는 지역가변수는 경기, 전라, 경상, 그리고 제주인데 앞의 세 지역은 도입된 여러 변수들에 의해 통제될 때 총저축보유액이 서울보다 더 낮으며 제주지역은 좀더 높은 것으로 추정된다. 그리고 (2)식에 의존할 때 총저축보유액의 소득탄력성은 1.283으로 추정되며 이러한 총저축보유액은 자가소유자, 기혼자일수록, 가구원수가 적을수록, 유아 및 유치원자녀수가 많을수록, 중고등학생이 적을수록, 맞벌이가구가 아닐수록, 가구주가 행정·관리·사무직에 종사할수록, 자영업(상인)종사자가 아닐수록, 건설업종사자가 아닐수록 높아지는 것으로 추정되고 있다.

그런데 이러한 가구주의 속성이 많은 경우 가구연간소득과 밀접한 상관관계를 가질 것이므로 설명변수에서 가구연간소득 로그값이 제거된 모형으로도 추정해볼 필요가 있다. 그 결과가 바로 (3)식인데 이 식에서 총저축보유액에 통계적으로 유의하게 양의 영향을 주는 변수로는 연령, 학력(초등학교 졸업 이하가 기본범주), 자가소유, 기혼자, 가구내 취업자수, 유아 및 유치원 자녀수, 대졸 이상 학력의 배우자, 행정·관리·사무직종 가구주, 자영업(상인)가구주, 경영자가구주, 전기·가스·수도업 종사 가구주, 금융·보험·부동산업 종사 가구주, 행정관리직, 전문가 및 준전문가, 사무직 종사 가구주, 기능근로자, 장치기계조작원 가구주, 일반시부 거주 등이며, 통계적으로 유의하게 음의 영향을 미치는 변수는 연령제곱, 중고등학생 자녀수, 맞벌이가구, 농림어업 종사 가구주, 건설업 종사 가구주, 경기, 전라, 경상지역 거주 가구 등

이다.

< 표 6-1 > 가구 총저축보유액 구성의 지역적 구조

	총저축보유 (천원)	저축 구성비(%)						
		요구불 예금	저축성 예금	비은행저축 및 신탁	보험	유가증권	계불입	빌려준 돈
전국	17,115	15.8	34.4	11.9	16.1	4.8	6.0	10.9
서울	20,533	12.9	33.5	10.6	15.5	6.3	8.7	12.6
부산	15,957	14.9	31.0	15.4	17.6	4.9	5.0	11.1
대구	15,015	16.9	35.5	19.0	13.8	4.2	2.7	7.8
인천	16,220	22.4	28.1	9.2	17.6	3.5	6.0	13.2
광주	17,543	14.0	34.7	19.5	15.8	4.0	3.9	8.1
대전	15,979	17.3	34.5	13.7	18.1	5.6	4.9	5.8
경기	15,420	18.2	33.9	7.0	19.4	3.9	6.1	11.6
강원	15,422	20.9	35.1	9.9	16.6	2.0	5.1	10.4
충북	17,099	16.0	37.7	16.2	12.3	4.3	2.7	10.9
충남	16,696	18.2	41.2	7.8	11.1	1.9	5.0	14.9
전북	15,377	17.2	32.5	18.9	15.3	2.5	4.5	9.2
전남	12,520	15.3	37.1	18.4	17.1	3.4	2.8	6.0
경북	13,692	16.7	42.9	11.2	14.7	3.3	3.3	7.8
경남	15,997	18.2	37.2	13.8	14.3	5.5	2.9	8.2
제주	20,303	13.8	48.9	14.8	14.9	1.5	0.3	5.9
변이계수	0.129	0.149	0.225	0.318	0.171	0.447	0.562	0.345

< 표 6-2 > 가구 총저축보유액 구성의 도시형태별 구조

	전국	광역시부	일반시부	군부
총저축보유액(천원)	17,115	18,457	16,888	12,289
은행권저축(요구불)(%)	15.8	14.5	16.2	22.4
은행권저축(저축성)(%)	34.4	32.9	36.4	36.9
비은행권 저축 및 신탁(%)	11.9	12.4	11.7	9.6
보험권저축(%)	16.1	16.0	17.1	14.0
유가증권(%)	4.8	5.5	4.4	2.0
계불입금(%)	6.0	7.1	4.4	4.7
빌려준 돈(%)	10.9	11.6	9.9	10.4

< 표 6-3 > 환산소득계층별 가구 총저축보유액 및 부채총잔액 구성의 구조

	전가구	EQ1	EQ2	EQ3	EQ4	EQ5
총저축보유액(천원)	17,115	6,435	13,601	22,969	29,095	50,488
은행권저축(요구불)(%)	15.8	25.5	17.0	14.3	12.8	13.4
은행권저축(저축성)(%)	34.4	31.2	34.6	36.1	34.4	31.7
비은행권 저축 및 신탁(%)	11.9	9.0	9.8	13.2	13.9	14.9
보험권저축(%)	16.1	16.6	19.2	14.5	14.9	11.6
유가증권(%)	4.8	1.3	3.7	5.7	5.7	7.2
계불입금(%)	6.0	4.7	6.2	6.5	5.9	5.2
빌려준 돈(%)	10.9	11.6	9.6	9.7	12.3	16.0
부채총잔액(천원)	6,445	2,684	6,136	7,892	9,444	13,058
은행권 부채(%)	55.1	51.1	55.8	55.6	54.3	54.2
비은행권 부채(%)	9.2	8.1	9.5	8.1	13.5	7.2
보험권 부채(%)	6.0	6.0	6.5	6.0	5.0	4.7
빌린 돈(%)	14.1	22.4	14.4	12.0	11.0	15.5
계단 돈(%)	8.2	4.9	6.2	10.5	10.1	11.7
할부 및 외상잔액(%)	7.4	7.5	7.6	7.9	6.1	6.8
총저축보유액/연간소득	0.716	0.672	0.652	0.744	0.756	0.876
부채총잔액/총저축보유액	0.377	0.417	0.451	0.344	0.325	0.259
부채총잔액/연간소득	0.269	0.280	0.294	0.256	0.245	0.226

< 표 6-4 > 가구주 종사상 지위별 총저축보유액 및 부채총잔액 구성의 구조

	전가구	근로자	상인(자영자)	그외 사업자	무직
총저축보유액(천원)	17,115	15,458	17,298	25,783	17,951
은행권저축(요구불)(%)	15.8	14.9	18.3	15.7	16.8
은행권저축(저축성)(%)	34.4	36.2	32.0	33.0	30.9
비은행권 저축 및 신탁(%)	11.9	11.7	9.9	11.2	16.7
보험권저축(%)	16.1	16.5	19.6	17.8	7.1
유가증권(%)	4.8	5.1	3.2	4.3	6.4
계불입금(%)	6.0	5.8	8.0	7.2	2.9
빌려준 돈(%)	10.9	9.7	9.1	10.9	19.2
부채총잔액(천원)	6,445	6,314	6,930	10,324	2,923
은행권 부채(%)	55.1	57.4	50.5	49.5	61.0
비은행권 부채(%)	9.2	9.6	9.2	8.3	8.4
보험권 부채(%)	6.0	5.9	6.3	6.9	3.2
빌린 돈(%)	14.1	12.1	17.0	19.4	10.5
계단 돈(%)	8.2	7.2	10.2	8.6	10.9
할부 및 외상잔액(%)	7.4	7.7	6.8	7.3	5.8
총저축보유액/연간소득	0.716	0.666	0.682	0.679	1.391
부채총잔액/총저축보유액	0.377	0.408	0.401	0.400	0.163
부채총잔액/연간소득	0.269	0.272	0.273	0.272	0.226

2. 지역별·가구특성별 부채실태 분석

여기서는 이어서 지역별·가구특성별로 부채구조 및 실태에 유의한 차이가 발생하는지 여부를 분석한다. 접근방법으로는 지역별·가구특성별로 부채의 구성을 비교하거나 부채수준이나 부채율을 소득, 가구원수 등을 포함시키면서 지역가변수로 회귀분석하는 방법을 채택할 수 있다.

< 표 6-5 > 가구 부채총잔액 구성의 지역적 구조

	부채총잔액 (천원)	부채 구성비(%)						연간소득 대비		총부채/ 총저축
		은행	비은행	보험권	빌린 돈	계탄 돈	할부 등	총저축	총부채	
전국	6,445	55.1	9.2	6.0	14.1	8.2	7.4	0.716	0.269	0.377
서울	8,699	55.0	5.3	6.4	15.8	12.1	5.4	0.755	0.320	0.424
부산	4,979	46.6	14.9	5.5	16.5	8.1	8.4	0.642	0.200	0.312
대구	4,258	48.3	16.6	4.7	17.9	3.8	8.8	0.655	0.186	0.284
인천	7,169	57.2	9.2	3.9	12.6	7.8	9.3	0.711	0.314	0.442
광주	4,698	50.8	12.1	5.8	15.3	7.8	8.2	0.756	0.202	0.268
대전	5,518	56.0	11.5	8.2	13.4	3.8	7.0	0.697	0.241	0.345
경기	6,938	59.7	8.9	6.5	10.9	5.5	8.5	0.688	0.309	0.450
강원	4,689	58.1	10.6	5.5	10.9	3.7	11.2	0.742	0.225	0.304
충북	5,094	57.0	14.1	5.6	10.1	2.1	11.0	0.817	0.243	0.298
충남	4,750	49.2	18.6	3.8	11.3	8.9	8.2	0.732	0.208	0.284
전북	6,416	60.0	14.3	4.2	10.6	3.8	7.1	0.699	0.292	0.417
전남	3,718	50.8	18.6	4.7	14.3	2.1	9.5	0.632	0.188	0.297
경북	3,388	59.3	9.8	4.6	14.6	2.0	9.9	0.728	0.180	0.247
경남	5,006	55.2	11.7	5.9	13.0	4.7	9.6	0.693	0.217	0.313
제주	4,920	29.1	26.6	20.8	14.3	0.5	8.7	0.938	0.227	0.242
변이계수	0.263	0.339	0.332	0.644	0.312	0.865	0.209			

<표 6-3> ~ <표 6-8>에 의거하여 가구 부채총잔액의 지역별·가구특성별 구조를 분석한 결과 다음의 사실들을 정리할 수 있다.

첫째, <표 6-5>는 1가구당 부채총잔액 수준이 서울에서 압도적으로 높고 그 다음으로 인천, 경기, 전북 등의 순으로 전개되고 부채잔액이 작은 순으로는 경북, 전남, 대구, 강원, 광주 등을 들 수 있다.

둘째, 또한 <표 6-5>는 전지역에 걸쳐서 은행권부채가 40~60%를 점하여 압도적으로 높은 비중을 차지하고 있음을 보여준다. 다만 제주만이 기이하게 비은행권 및 보험권 부채가 은행권부채와 거의 비슷한 수준으로 높다.

셋째, 부채총잔액은 총저축보유액의 경우보다 변이계수의 값이 전반적으로 크게 추정되는데 이는 지역간 격차가 상대적으로 더 크다는 것을 의미할 것이다. 부채총잔액의 변이계수는 0.263인데 은행권부채 0.339, 비은행권부채

0.332, 보험권부채 0.644, 계탄 돈 0.865 등으로 계산된다.

< 표 6-6 > 가구 부채총잔액 구성의 도시형태별 구조

	전국	광역시부	일반시부	군부
부채총잔액(천원)	6,445	7,154	6,098	4,372
은행권 부채(%)	55.1	53.7	57.2	57.8
비은행권 부채(%)	9.2	7.9	11.1	12.2
보험권 부채(%)	6.0	6.0	6.7	4.1
빌린 돈(%)	14.1	15.6	11.3	12.7
계탄 돈(%)	8.2	10.3	4.8	4.2
할부 및 외상잔액(%)	7.4	6.5	9.0	9.0
총저축보유액/연간소득	0.716	0.721	0.728	0.653
부채총잔액/총저축보유액	0.377	0.388	0.361	0.356
부채총잔액/연간소득	0.269	0.280	0.263	0.232

넷째, 가구당 부채총잔액의 크기는 광역시부, 일반시부, 군부로 갈수록 빠르게 낮아지고 군부는 광역시부 부채의 61.1% 수준에 머물러 있다. 그렇지만 부채총잔액 중 은행권부채의 비중은 큰 차이가 없음도 발견된다. 비은행권의 부채는 군부에서 더 높지만 계탄 돈의 경우는 광역시부에서 더 높다. 이는 계와 같은 전통적인 금융수단이 아직도 도시내부에서 널리 활용되고 있다는 증거이다.

다섯째, <표 6-7>의 (3), (4)식에 의거하면 지역적으로 서울에 비하여 대구, 충남군부, 전북군부, 전남군부, 경북시부와 군부, 제주시부 등에서 부채총잔액이 통계적으로 유의하게 낮은 것으로 추정되고 있다. 또한 도시형태가변수모형의 경우에는 광역시부에 비하여 군부가 통계적으로 유의하게 부채총잔액이 작은 것으로 추정되고 있다.

여섯째, <표 6-8>의 (1)식 추정결과에 의하면 부채총잔액의 소득탄력성은 0.897로 추정되며 부채총잔액에 대하여 통계적으로 유의하게 양의 효과를 주는 설명변수들은 가구주 연령, 가구주 학력(초등학교졸업 이하가 기본범주), 자가소유, 기혼자, 유아 및 유치원생 자녀수와 초등학생 자녀수, 맞벌이가구(일반가구가 기본범주), 행정·관리·사무직(생산직이 기본범주), 장치기계조작원(단순노무자가 기본범주) 등이었고 통계적으로 유의하게 음의 영향을 미치는 설명변수들은 연령제곱, 경영자가구(생산직이 기본범주), 무직, 경상지역, 제주지역 가변수(서울이 기본범주) 등이었다. 즉 교육비수요가 많을수록 부채잔액이 많고 주택을 소유하고 있거나 연령이 많을수록, 또 학력이 높고 고임금직종에 종사할수록 부채잔액이 많은 것으로 나타나고 있는 것이다. 이는 주택을 소유하고 있거나 연령이 많을수록, 또 학력이 높고 고임금직종에 종

사할수록 상환능력이 높고 보다 큰 지불능력을 가졌다는 믿음을 줄 수 있다는 의미로 해석된다.

< 표 6-7 > 가구 총저축보유액 및 부채총잔액 지역적 구조의 회귀분석

	ln(총저축보유액)				ln(부채총잔액)			
	(1)식		(2)식		(3)식		(4)식	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
상수	9.110**	0.169	8.921**	0.0947	5.797**	0.531	5.395**	0.297
부산	-0.436**	0.182			-1.061	0.566		
대구	-0.493**	0.194			-1.693**	0.617		
인천	-0.346	0.171			0.471	0.666		
광주	-0.484	0.323			-1.451	0.794		
대전	-0.236	0.304			-0.762	0.801		
경기 시부	-0.292	0.204			0.167	0.532		
경기 군부	-0.498**	0.172			-0.791	0.574		
강원 시부	-0.146	0.268			-0.571	0.765		
강원 군부	-0.781	0.451			-1.337	0.810		
충북 시부	-0.235	0.179			-0.393	0.612		
충북 군부	-0.775*	0.374			-1.706	0.872		
충남 시부	-0.018	0.169			-0.293	0.850		
충남 군부	-0.643*	0.274			-2.335**	0.534		
전북 시부	-0.124	0.281			-0.316	0.685		
전북 군부	-0.881**	0.170			-1.887**	0.541		
전남 시부	-0.612	0.484			-1.371	0.805		
전남 군부	-1.805**	0.173			-2.261**	0.587		
경북 시부	-0.347	0.291			-1.938**	0.562		
경북 군부	-1.233**	0.391			-2.388**	0.669		
경남 시부	-0.317	0.181			-0.730	0.717		
경남 군부	-0.311	0.232			-1.834*	0.821		
제주 시부	0.118	0.172			-1.798**	0.562		
제주 군부	-1.334**	0.171			-2.052*	0.945		
일반시부			-0.0871	0.113			-0.0468	0.321
군부			-0.588**	0.119			-1.244**	0.333
결정계수	0.0251		0.0102		0.0354		0.0103	

일곱째, <표 6-3>에 따를 때 부채총잔액은 가구원 1인당 환산소득기준으로 보아 고소득층으로 갈수록 단조증가하지만 은행권부채를 포함하여 부채종류별 구성비는 큰 변화를 보이지 않고 대체로 비슷한 구조를 보여주고 있다. 그러나 가구주의 종사상지위별로 부채총잔액의 구성을 보면 다소 다른 모습을 발견할 수 있다. 은행권부채의 비중도 무직이 가장 높고 그 다음으로 근로자가가가 높으며 그외 사업자가가구에 해당하는 경영자가가가 가장 낮은 것으로 나타나고 있다.

< 표 6-8 > 가구 총저축보유액 및 부채총잔액 결정함수 회귀분석

	ln(부채총잔액)		ln(총저축보유액)		ln(총저축보유액)	
	(1)식		(2)식		(3)식	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
상수	-5.677**	0.488	-6.470**	0.799	3.557**	0.520
연령	0.0703**	0.0245	0.115**	0.0242	0.177**	0.0279
연령제곱	-0.00101**	0.000270	-0.00126**	0.000260	-0.00194**	0.000290
중졸			0.0721	0.0800	0.257**	0.0777
고졸	0.254**	0.100	0.180**	0.0628	0.514**	0.0518
전문대졸	0.667**	0.176	0.335**	0.0767	0.735**	0.0867
대졸 이상	0.564**	0.0976	0.199**	0.0728	0.685**	0.0802
ln(가구연간소득)	0.897**	0.0967	1.283**	0.120		
ln(총저축보유)	-0.0589	0.0467				
ln(부채총잔액)			-0.00883	0.00700		
남성가구주			-0.0219	0.0884	0.0658	0.0750
자가소유	0.798**	0.274	0.257**	0.0483	0.454**	0.0578
유배우	0.933**	0.106	0.225**	0.0560	0.370**	0.0604
취업자수			0.0276	0.0370	0.348**	0.0217
가구원수	0.0357	0.0473	-0.0424**	0.0177	0.0217	0.0218
유아자녀수	0.519**	0.0905	0.113**	0.0205	0.110**	0.0279
초등학생	0.314**	0.0617				
중고등학생			-0.131**	0.0227	-0.125**	0.0267
노인가구	-0.441	0.239				
맞벌이가구	0.349**	0.0606	-0.142**	0.0181	-0.169**	0.0219
배우자대졸 이상	0.149	0.219	0.00338	0.0670	0.201**	0.0714
행정관리사무직	0.709**	0.108	0.111**	0.0463	0.262**	0.0374
상인(자영자)			-0.0843**	0.0313	0.061**	0.0204
그외 사업자	-0.525**	0.164	0.00692	0.0866	0.353**	0.0577
무직			0.0705	0.107	0.201	0.115
농림어업	-0.877*	0.414	-0.416*	0.184	-0.531**	0.202
전기,가스,수도			0.223*	0.0980	0.416**	0.113
건설업			-0.105**	0.0318	-0.140**	0.0323
금융보험부동산	0.189	0.102	0.128*	0.0566	0.179**	0.0394
무직	-0.501**	0.144				
행정관리직			-0.0637	0.0699	0.372**	0.0552
전문가 및 준전문가			-0.0483	0.0518	0.169**	0.0390
사무직			0.0810	0.0538	0.201**	0.0423
서비스 및 판매직			-0.0873	0.0451	0.0421	0.0446
농림어업직	0.891*	0.410				
기능근로자			0.0421	0.0524	0.187**	0.0491
장치기계조작원	0.574**	0.0882	0.0240	0.0444	0.214**	0.0445
경기	0.285	0.382	-0.136**	0.0531	-0.316**	0.0793
강원	-0.115	0.452	0.0617	0.101	-0.119	0.152
충청	-0.547	0.428	-0.0121	0.0511	-0.141	0.0781
전라	-0.645	0.407	-0.161**	0.0576	-0.320**	0.0925
경상	-0.872**	0.356	-0.125**	0.0361	-0.274**	0.0696
제주	-1.055**	0.411	0.288**	0.111	0.204	0.131
일반시부	0.0470	0.168	0.0943	0.0526	0.153**	0.0419
군부	-0.462*	0.211	0.102	0.0500	0.0556	0.0412
결정계수	0.127		0.280		0.163	

3. 자영업주가구 분석의 중요성

한편 1996년 가구소비실태조사 자료는 우리 나라 노동시장에 대하여 또한 가지 중요한 기여를 할 수 있다는 점을 지적해두고자 한다. 이 자료에 의거한 다양한 분석에 의하면 지금까지 그 원인이 충분히 밝혀져 있지 않은 현상 중의 하나인 우리 나라 노동력의 就業構造상 또 하나의 특징으로 지적할 수 있는 높은 자영업주 비율 현상의 원인을 지역별·가구특성별 소득수준 및 저축 및 부채구조 실태분석으로 어느 정도 파악할 수 있지 않겠는가 하는 기대를 가져볼 수 있다.

최근 우리 나라의 비농림어업 종사상 지위별 취업자구성에서 자영업주의 비중이 매우 높은 수준을 유지하면서 특히 1990년대에 들어와서는 오히려 크게 상승하고 1980년대 중반의 수준을 거의 회복하고 있는 현상이 발견되기 때문이다. 이와 같은 높은 자영업주 및 무급가족종사자의 비중은 전세계적으로도 유례를 발견할 수 없을 정도로 높은 수준이며 경제발전의 정도가 유사하고 중소기업의 비중이 높은 대만과 비교하더라도 1994년 현재 5.4% 포인트나 더 높은 수준이다.

우리는 이와 같은 自營業主와 無給家族從事者의 이례적인 높은 비중과 최근의 그 상승추세는 반드시 우리 나라 노동시장의 한 가지 중요한 특성으로 이해되어야 한다는 점과 동시에 이에 대해서는 이론적으로도 충분한 해명이 이루어져야 한다는 점을 강조해두고자 한다.

우리 나라에서 자영업주와 무급가족종사자에 대한 지금까지의 시각은 그 존재는 주로 경제의 前近代性 또는 자본주의화가 덜 진행된 지표일 뿐이며 자본주의화가 진전될수록 이들의 해체 → 피고용자화하는 과정이 더욱 진전될 것이므로 자영업주와 무급가족종사자의 비중은 계속 감소하리라는 것이었다(南 亮進(1981), 박덕제·이원덕(1995)). 뿐만 아니라 이들 자영업주는 열악한 경영상황에서 대부분 영세한 사업체를 영위하기 때문에 무급가족종사자층과 함께 소위 자본주의의 상대적 과잉인구로서 도시비공식부문 또는 불완전취업층의 핵심을 이루며 그 소득수준 및 근로조건은 공식부문 또는 비자영업부문에 비하여 매우 열악한 것으로 흔히 지적되어 왔다.(윤진호(1994))³⁵⁾

35)그렇지만 윤진호(1994)가 자영업주의 소득자료로 이용한 1986년 고용구조특별조사자료는 우리 나라 고용구조에 대해서는 매우 유용하지만 그 소득자료, 특히 자영업부문의 소득자료로는 신뢰하기 어려울 것으로 판단된다. 『고용구조특별조사결과보고서』에도 이 신뢰성이 떨어지는 소득자료는 실제 게재되지 않고 있다. 통계청이 전통적으로 편제해오고 있는 도시가계조사 역시 근로자외가구(자영업주(상인), 개인경영자, 법인경영자, 의사·변호사 등 자유업자, 기타 등)의 경우에는 믿을 수 있는 수입 또는 소득자료를 구하지 못하여 지출

그러나 아래 <표 6-9>~<표 6-11> 등에 따를 때 우리 나라 노동시장의 경우 이러한 견해는 특히 최근에 와서는 큰 설득력을 갖지 못할 것으로 판단된다. 우선 현재 상황에서는 자영업주범주가 앞으로 계속 줄어들 것이라는 전망이 현실적합성을 갖기 어렵다고 생각된다. 최근까지만 해도 취업구조의 서비스화와 함께 자영업주나 무급가족종사자의 비중이 매우 높은 전통적인 서비스업종, 즉 도·소매·음식·숙박업, 사회 및 개인서비스업 등의 취업자비중이 계속 증가해왔기 때문이다.

< 표 6-9 > 취업자 중 자영업주 및 가족종사자 비율 추이
(전체 취업자중 비율, %)

연 도	전 산 업			비 농 립 어 업		
	자영업주	가족종사자	합 계	자영업주	가족종사자	합 계
1986	31.40	14.21	45.61	25.22	6.97	32.19
1987	30.54	13.26	43.80	24.47	6.69	31.16
1988	30.19	12.85	43.04	24.10	6.57	30.67
1989	28.76	12.07	40.83	22.32	6.11	28.43
1990	28.02	11.43	39.45	21.77	6.18	27.95
1991	28.10	10.92	39.02	22.27	6.19	28.45
1992	28.54	10.46	39.00	22.96	5.95	28.91
1993	28.21	10.75	38.97	23.13	6.51	29.64
1994	27.83	10.18	38.01	23.04	6.26	29.30
1995	27.93	9.57	37.50	23.56	6.04	29.61
1996	27.92	9.26	37.18	23.82	6.00	29.82

자료 : 통계청, 『경제활동인구연보』, 各年號에서 계산.

< 표 6-10 > 비농림어업부문 자영업주 및 가족종사자 비율의 국제비교(1994년)
(%)

국 가 명	피고용자	비농림어업 취업자 중 자영업주 및 가족종사자 비율		
		자영업주	가족종사자	합 계
한 국	70.7	23.0	6.3	29.3
일 본	85.2	10.2	4.4	14.6
대 만	76.1	18.0	5.9	23.9
싱 가 포 르	86.3	12.6	1.1	13.7
호 주	86.1	13.2	0.7	13.9
프 랑 스	91.5	8.5	-	8.5
독 일	91.3	8.1	0.6	8.7
스 웨 덴	90.8	9.0	0.3	9.3
미 국	92.6	7.3	0.1	7.4

자료 : 한국노동연구원, 『'96 해외노동통계』, 1996, p.37.

자료만 조사하는 것도 바로 그 때문이다.

< 표 6-11 > 제조업의 경공업부문과 서비스업부문 취업자 중
자영업주 및 가족종사자 비중(1991년 기준)

	합 계	남 자	여 자
제조업 전체	8.29	9.62	5.89
경공업	13.37	17.45	8.91
음식료품	20.56	22.34	18.30
섬유	7.38	10.49	4.93
의복	17.25	27.97	11.02
가죽	8.21	9.73	5.75
신발	4.66	9.06	1.53
목재	19.71	21.17	14.89
가구	12.98	14.32	8.77
종이	5.30	5.83	3.74
인쇄	14.20	17.17	7.32
고무, 플라스틱	3.42	4.72	1.14
기타	18.61	25.58	8.29
도·소매업	55.34	49.96	62.23
음식·숙박	51.74	53.23	50.98
부동산업	42.05	45.56	25.01
사업서비스	10.94	14.07	3.28
사회 및 개인서비스	27.08	27.29	26.82

자료 : 통계청, 『1991 총사업체통계조사보고서』, 1992.

특히 배진한(1994)에서 보는 바와 같이 이들 전통적인 서비스업종의 임금 수준이 제조업, 특히 경공업부문의 임금수준보다 순임금격차기준으로 10~20% 높다는 사실과 이와 아울러 최근까지 흔히 지적되어 온 것처럼 제조업 부문의 심각한 人力不足(남성일(1996), 조우현·강창희(1996))을 감안한다면 서비스업부문 및 자영업부문은 소득수준 및 근로조건이 상대적으로 열악한 부문이 아니라 오히려 보다 양호한 부문으로 해석될 수 있으며 따라서 자영업부문의 성장이나 서비스업부문의 급속한 팽창현상은 서비스부문의 상대적 고임금 → 상대적으로 높은 서비스업종의 지불능력 → 상대적으로 높은 서비스업종 收益性으로의 논리적 연결고리를 제공하며 보다 양호한 근로소득 및 근로조건에 바탕을 둔 근로자들 또는 자영업종사자들의 합리적인 일자리선택행위의 결과로 이해될 수 있다는 점을 간과할 수 없다. 우리는 사실 '유휴인력과 인력난 병존'의 수수께끼는 상대적 고임금 및 유리한 근로조건, 그리고 높은 고용흡수력을 갖춘 이들 서비스업 및 자영업 부문을 정확히 이해할 때 비로소 풀릴 수 있다고 생각한다.

그리하여 우리는 다음 장에 제시되어있는 <표 7-23>의 추정결과에서 잘 알 수 있는 바와 같이 여러 가지 속인적 변수들 및 지역변수들을 충분히 통제하여 추정한 결과 자영업(상인)가변수의 추정계수가 예컨대, 기능근로자,

장치기계조작원 가변수 등의 추정계수들보다 값도 크고 통계적으로도 매우 유의하다는 사실을 확인할 수 있었다. 물론 정치한 추정결과는 아니지만 이러한 결과는 우리의 문제제기에 상당한 실마리를 제공할 수 있을 것으로 판단된다. 이에 대한 좀더 본격적인 연구는 차후의 과제로 남겨두어도 무방할 것이다.

VII. 지역별 빈곤실태 분석

1. 빈곤의 개념

이장에서는 “1996년 가구소비실태조사”자료로 우리 나라 빈곤가구의 지역적 구조를 살펴보는 문제로 옮겨가고자 한다. 주지하는 대로 빈곤의 정의는 가장 논란이 많은 개념 중의 하나이다. 예컨대 빈곤을 상대적인 개념으로 볼 것인가 아니면 절대적인 개념으로 볼 것인가 하는 문제, 주관적으로 빈곤감을 느끼는 사람들을 빈곤층으로 파악할 것인지 하는 문제 등이 그러한 것들이다. 또한 실현가능한 빈곤정책을 염두에 두면서 보장되어야 하는 최저생활수준을 상정하고 그 이하의 생활수준을 빈곤으로 정의할 수도 있다.

상대적인 빈곤 개념을 강조하고 있는 홉스봄(E. Hobsbawm, 1974)은 “빈곤이란 항상 몇 가지의 상호연관되는 의미들을 가지고 있으며 또한 언제나 그것이 발생하는 사회의 관행에 따라 정의되어지는 것”이라고 서술한다. 특히 최근에 와서는 빈곤을 상대적인 개념으로 정의하려는 분위기가 강해지고 있는데 이는 대체로 다음 몇 가지 이유들에 기인한다(고든(D.M. Gordon, 1972)).

첫째, 경제성장의 가속화나 관대한 소득지지정책 등이 절대적 빈곤을 소멸시켜가겠지만 경제적 고립과 불평등과 같은 문제들은 계속 중요한 문제로 남아있으리라는 점, 둘째, 빈곤의 절대적 수준 개념은 또한 도시화되고 기술적으로 복잡해진 사회에서 매일 매일의 “생존”에 점점 더 비싼 필수품들(전화, 자동차 등)의 필요성이 증대된다는 사실을 무시한다는 점, 셋째, 끝으로 분석자들은 “相對的 剝奪(relative deprivation)”-또는 상대적 빈곤-의 관념이 많은 국민들의 상대적 및 절대적 빈곤을 모두 설명하는 데 도움을 준 것으로 생각하기 시작하였다는 점 등으로 지적할 수 있다.

물론 상대적 빈곤의 개념이 가진 문제점도 많다. 첫째, 어떤 사회에서 성립하는 최저한의 생활수준이 어떻게 규정될 수 있는지가 불분명하며 따라서 빈곤의 개념이 애매하다고 할 수 있다. 둘째, 또한 소득수준을 일률적으로 증대시키는 경제성장은 빈곤을 축소하는 데 별다른 도움을 줄 수 없다는 점도 중요한 문제이다(란슬리(S. Lansley, 1980)).

그렇지만 최근으로 올수록 빈곤은 사회적 여건과의 상대적 관련하에서 정의될 수밖에 없다는 견해가 점점 더 많은 설득력을 얻고 있다는 점도 사실이다(이준구(1992, p.305)).

가. 객관적 빈곤선의 설정방법

빈곤의 개념이 여러 가지 문제를 안고 있는 것이 사실이지만 빈곤선을 객관적으로 추정해보려는 노력도 계속되어 왔다. 객관적으로 빈곤선을 설정해보려면 사람이 생활하는 데 필요한 최소한의 의식주관련 비용을 추정하여 이를 빈곤선으로 삼을 수 있다. 예컨대 오샨스키(M. Orshansky, 1965)가 제안하고 미국의 사회보장청(Social Security Administration)이 채택하고 있는 방법으로 최저식품비에 3을 곱하여 빈곤선을 정하는 방법이 있다. 오샨스키는 미국 농업성에서 상이한 가족구성에 대해 제안하는 네 가지 표준식단(liberal, moderate, low-cost, economy) 중 가장 값싼 ‘절약형 식단(economy plan)’에 소요되는 식품비를 계산한 뒤 여기에 앙겔계수의 역수를 곱하여 최저생계비를 추정하였다.¹⁾

그런데 여기서 설정되는 빈곤선(poverty line)의 개념이 모호하다는 지적이 가능하다. 첫째, 앙겔계수의 크기를 어떻게 가정하느냐에 따라 빈곤선이 달라지고 빈민층의 숫자도 달라진다는 것이다. 오샨스키는 미국 농업성과 노동통계국의 자료를 이용하여 3인 이상 가족의 앙겔계수를 1/3로 가정하고 있는데 이는 매우 자의적이라는 것이다. 특히 이 때의 앙겔계수 1/3은 빈곤층만이 아니라 전소득층에 대한 분석결과라는 점에 주목할 필요가 있다.

둘째, 오샨스키의 경우 영양필요량이 연령과 성별에 따라 달라지는 것으로 되어있으나 육체적 활동수준의 차이가 무시된다는 점이 문제다.

셋째, 저소득층의 실제 소비패턴과 전문가들이 제안하는 표준식단 사이에는 적지 않은 괴리가 있다. 이 차이의 일부는 생계비의 지역적 차이에 기인하기도 하지만 또 다른 이유는 미국 농업성의 염가형 식단(low-cost food plan)이나 절약형 식단(economy food plan)이 효율적인 주부(an efficient housekeeper)의 존재를 전제로 하고 있다는 데서 발견된다(이정우(1997), p.334)²⁾.

1) 원래 미국 농업성의 ‘절약형 식단’은 저소득층의 식비지출의 패턴에 맞추어 고안된 것인데 “자금이 적을 때 일시적 또는 비정상적인 사용”에 맞도록 되어 있다. Orshansky의 이 방식은 가구규모별·가구구성별 최저식품비를 구하기 위하여 가구규모와 가구구성(예컨대 가구주의 성, 가구주의 나이, 18세 이하 아동의 수 등)을 세분하여 각각 최저식품비를 추정한다. 이 방식이 그 후 미국의 공식 빈곤선 계산에 사용되고 있는데 매년 물가상승률이 감안되어 상향조정된다. 이 방식을 반물량방식이라고도 부른다.

2) 이상과 같은 객관적 빈곤개념의 문제점을 해결할 수 있는 한 가지 대안은 주관적 빈곤개념을 사용하는 것이다. 주관적 빈곤 개념은 사람들의 생활에 대한 직접적이고 구체적인 느낌을 반영할 수 있으며 설문조사방식으로 측정하기 때문이다. 설문조사방식으로는 L. Rainwater(1974)의 연구로 대표되는 제3자적 평가의 방식과 자신에 의한 평가방식인 라이덴빈곤선(Leyden poverty line) 설정방식이 있다. Rainwater의 방식은 “이곳에서 4인 가족이 간신히 살아가는 데 최소한 어느 정도의 소득(週當)이 필요한가?”라는 질문을 제시하

이외에도 여러 가지 방법들이 제시될 수 있다. 앵겔계수값을 기준으로 빈곤선을 설정하는 방법도 있다. 미리 설정된 어떤 앵겔계수를 기준으로 하여 이를 상회하는 소득수준을 빈곤선으로 설정한다는 것이다.

영국의 타운센드(P. Townsend, 1979)는 어떤 가구의 소득이 그 사회 평균 소득의 50% 이하일 때 극빈층, 80% 이하일 때에는 빈곤층으로 정의할 것을 제안하고 있다. 폭스(V. Fuchs, 1967) 등이 제안하듯이 중위소득의 50% 정도를 빈곤선을 설정하거나 평균소득의 일정비율을 빈곤선으로 잡는 방법을 사용할 수도 있다. 이 때에는 빈곤계층의 크기가 고정되는 단점이 있다.

소득분포상 하위 20% 등을 빈곤층으로 간주할 수도 있다. 그렇지만 이 경우에는 왜 이 수준을 빈곤선으로 잡는지에 대한 분명한 설명을 제시할 수 있어야 하는데 그것이 간단하지 않다.

브론펜브렌너(M. Bronfenbrenner, 1971)의 견해처럼 순저축수준이 영으로 유지되는 생활수준을 빈곤선으로 정의할 수도 있다.

나. 정책적인 빈곤선 설정의 문제

정부의 빈곤정책에서 채택하는 빈곤선도 있다. 미국 사회보장청의 공식적인 빈곤선은 이미 간단히 살펴 본 오산스키(1965)의 연구에 따라 “최저식품비의 3배”로 정의되며 영국에서는 “공식 보조적급여 지급수준(official supplementary benefit scale)”이 빈곤수준이며 우리 나라에서는 보건복지부 생활보호대상자 선정기준이 빈곤선이다.

우리 나라의 1996년 현재 전국의 생활보호대상자는 1,159천명으로 전국민(1995년 인구센서스 인구 45,011천명에서 인구증가율 1% 적용하여 1996년 인구 45,461천명으로 추정)의 2.55%로 나타나 있다. 1996년 생활보호대상자 책정기준은 거택보호대상자의 경우 월 소득 20만원 이하, 가구 당 재산 2,500만원 이하라야 하며, 자활보호대상자의 경우 1인당 월 소득 21만원 이하, 가구 당 재산 2,700만원이하라야 한다. 이 기준에 의거 선정된 서울, 부산 등 6대 도시의 생활보호 대상가구(시설보호 제외)는 120천 가구로 전체 저소득가구 465천 가구의 25.75%를 점하는 것으로 나타나고 있다.

고 여기서 얻은 소득의 평균을 빈곤선으로 설정하는 것이다. 라이덴방식은 소득의 개인후생함수(individual welfare function of income)의 형태를 설문조사로 파악하여 필요한 최저소득수준을 추정하는 방식이다. 자신의 소득수준이 스스로 판단할 때 필요한 최저소득수준과 동일하다고 생각하는 사람의 소득을 바로 그 사회의 빈곤선이라고 해석하는 것이다.

< 표 7-1 > 1996년 시도별 실제보호인원 현황

(명, 가구)

구 분	계	생 활 보 호 대 상 자		
		거택보호	시설보호	자활보호
계	1,159,206 (464,624)	285,185 (179,484)	76,001	798,020 (285,140)
서울	102,535 (40,399)	17,395 (13,318)	11,781	73,359 (27,081)
부산	69,573 (25,910)	14,744 (10,062)	11,079	43,750 (15,848)
대구	42,413 (15,856)	6,916 (4,842)	4,955	30,542 (11,014)
인천	34,743 (14,651)	9,133 (5,967)	2,106	23,504 (8,684)
광주	36,169 (12,652)	5,120 (3,484)	3,231	27,818 (9,168)
대전	30,922 (10,190)	5,237 (3,053)	3,544	22,141 (7,137)
경기	85,256 (39,122)	34,985 (22,546)	7,002	43,269 (16,576)
강원	57,781 (25,176)	17,898 (11,161)	1,432	38,451 (14,015)
충북	52,236 (19,547)	12,981 (7,693)	4,464	34,791 (11,854)
충남	107,629 (39,683)	21,923 (12,346)	4,479	81,227 (27,337)
전북	113,800 (42,221)	24,398 (14,678)	4,776	84,626 (27,543)
전남	180,568 (71,981)	38,911 (23,428)	5,419	136,238 (48,553)
경북	133,471 (55,687)	36,407 (22,022)	5,542	91,522 (33,665)
경남	100,352 (45,608)	33,978 (21,267)	5,049	61,325 (24,341)
제주	11,758 (5,941)	5,159 (3,617)	1,142	5,457 (2,324)

자료 : 보건복지부, 『'96 생활보호대상자 현황분석』, 1996. 7.

이상에서 우리는 몇 가지 빈곤선 설정방식을 살펴보았지만 아래에서는 구체적으로 이러한 빈곤선을 추정하는 작업과 “1996년 가계소비실태조사”자료에 의거하여 우리 나라의 빈곤가구의 범위를 추정하고 그 특성을 분석해보기로 한다.

2. 빈곤정도의 측정

가. 빈곤선의 설정

(1) 생활보호대상자 기준의 빈곤선

가구원 1인당 소득을 계산하여 월평균 21만원 이하이면서 재산액이 2,700만원 이하인 가구수를 지역별로 파악하고 이들 가구의 특성을 적출한다. 이때 1996년 가구소비실태조사자료에서 이에 해당하는 가구를 구체적으로 파악하는 방법은 가구 1인당 소득의 경우 $(\text{가구연간소득} \div \text{가구원수}) \div 12$ 개월로 파악하고 재산의 경우는 $\text{총저축보유액} - \text{부채총잔액} + 12 \times (\text{전세평가액 또는 자가평가액}) \div 0.12$ 로 구한다. 여기서 0.12는 1996년 당시 연평균 국공채수익률 12%를 나타내며 이것으로 나누는 것은 임료평가액으로 전세금 또는 주택가치를 산출하기 위해서이다. 물론 1인가구도 당연히 분석에 포함시킨다.

(2) 지역별·가구원수별 최저생계비 기준의 빈곤선

가구의 빈곤선을 설정하는 경우 우리는 당연히 여러 가지 문제에 부딪치게 된다. 우선 가장 중요한 문제는 가구원수 규모를 어떻게 처리할 것인가 하는 점인데 이에 대해서는 일찍이 가구환산척도라는 개념으로 많은 연구들이 이루어져 왔다. 우리 나라의 가구환산척도에 대한 연구도 여러 가지 있었지만 가장 최근에 이루어진 연구는 박순일외(1994)이다. 본 연구에서는 결국 이 연구의 가구환산척도를 연장추정하고 기준연도를 1996년으로 수정하여 사용하기로 하였는데 그 결과가 <표 7-2>이다.

(3) 오샨스키(Orshansky)방식에 의한 빈곤선

이 방식을 쓰기 위해서는 우선 최저식료품비를 추정할 수 있어야한다. 그런데 박순일외(1994, p.89)에 따르면 1994년 4인가족 기준으로 최저식료품비는 아래 표에서처럼 대도시 278,020원, 중소도시 273,470원, 농어촌 271,630원으로 추정되고 있다. 우리의 연구에서는 이를 1996년 기준금액으로 환가하여 각각 298,595원, 293,796원, 295,971원으로 추정하였으며 결국 오샨스키방식에

의한 4인 가족 월평균 빈곤선도 대도시 896,052원, 중소도시 881,388원, 농어촌 887,913원이 되었다. 농어촌의 식료품비가 중소도시의 그것보다 높아진 것은 식료품에 대한 소비자물가가 농어촌(농가구입가격지수에서의 식료품가격지수 기준)에서 더 상승한 것으로 나타났기 때문이다.

< 표 7-2 > 가구환산척도 및 가구규모별 최저생계비(1996년 1개월 기준)

가구원수	환산척도	최저생계비(원)			
		전국	광역시부	일반시부	군부
1995년 센서스 가구구성비		1.000	0.472	0.302	0.226
1	0.309	243,196	241,559	225,724	202,025
2	0.534	419,498	416,674	389,359	348,481
3	0.819	643,013	638,684	596,817	534,157
4	1.000	785,529	780,241	729,094	652,547
5	1.148	902,112	896,039	837,300	749,393
6	1.265	993,801	987,111	922,402	825,560
7	1.351	1,061,239	1,054,095	984,995	881,581
8	1.427	1,120,951	1,113,404	1,040,417	931,184
9	1.488	1,168,868	1,160,999	1,084,891	970,990
10	1.523	1,196,362	1,188,308	1,110,410	993,829

자료 : 박순일·김미곤·이수연·정희태·이경신·하길웅, 『최저생계비 계측조사연구』, 연구보고서 94-19, 한국보건사회연구원, 1994, p.206에서 추정

< 표 7-3 > 최저식료품비와 오산스키방식에 의한 최저생계비
(4인가족 1개월 기준)

	전국	대도시	중소도시	농어촌
인구비중*	100	47.2	30.2	22.6
최저식료품비				
1994년**	275,202	278,020	273,470	271,630
1996년	296,595	298,684	293,796	295,971
최저생계비	889,785	896,052	881,388	887,913

주 : * 표시한 대도시, 중소도시, 농어촌의 인구비중은 우리의 연구에서는 1995년 총인구주택센서스의 광역시, 일반도시, 군부의 인구비중에 해당함.

** 표시한 1994년 최저 식료품비는 박순일외(1994)에 의거한 것임.

(4) 중위소득의 50%선의 빈곤선

이는 폭스(V. Fuchs, 1967)의 기준이지만 우리는 1인당 가구환산소득을 이용하여 중위소득의 50%선을 빈곤선으로 잡았다. 그런데 이 경우 두 가지 방법을 생각해볼 수 있는데 하나는 전국소득분포 중위수의 50%를 기준으로 삼는 경우이고 다른 하나는 각 지역별 소득분포 중위수의 50%를 기준으로 삼는 경우이다. 한편 서상목과 연하청(Sang-Mok Suh and Ha-Cheong Yeon, 1986)의 연구는 절대빈곤의 기준으로 최소한의 식품비, 주거비, 광열비, 피복비, 잡비를 합한 최저생계비를 잡아서 소득이 그것에 미달하는 가구를 포착하였고 상대빈곤은 평균소득의 1/3에 미달하는 가구로서 파악한 바 있는데 상대빈곤의 경우 본 연구에서는 역시 1인당 가구환산소득으로 추정하였다.

(5) 순저축 0의 빈곤선

브론펜브렌너(M. Brofenbrenner, 1971)는 0의 순저축이 발생하는 소득수준을 빈곤선으로 잡자고 제안한 바 있는데 이 방식에 의하면 자료가 갖추어져 있는 경우에는 빈곤결정함수를 아울러 추정할 수 있다. 다음과 같은 소비함수에서

$$C = \beta_0 + \beta_1 Y + \beta_2 X_1 + \dots + \beta_{k+1} X_k + \varepsilon$$

$$\begin{aligned} S &= Y - C \\ &= Y - \beta_0 - \beta_1 Y - \beta_2 X_1 - \dots - \beta_{k+1} X_k - \varepsilon \\ &= -\beta_0 + (1 - \beta_1) Y - \beta_2 X_1 - \dots - \beta_{k+1} X_k - \varepsilon \end{aligned}$$

로 저축함수를 구할 수 있고 $S=0$ 인 경우의 소득 Y 를 빈곤선이라고 설정하면 이 Y 는 다음과 같이 구할 수 있다.

$$Y^* = \frac{\beta_0 + \beta_2 X_1 + \dots + \beta_{k+1} X_k + \varepsilon}{(1 - \beta_1)}$$

이 식은 가구원수 규모 등 X_i 변수값에 차이가 있을 때 이 차이에 따른 빈곤선을 각각 결정해줄 수 있는 장점도 있다.

그렇지만 우리는 불행히도 이 방식을 이용할 수가 없었는데 그 이유는 사업자가구의 경우 (월평균)소득 자료가 조사되지 못하였기 때문이다.

참고로 우리 나라에서 최근까지 노동조합, 연구기관 등 관계기관에서 제

시한 생계비 추정치들도 살펴볼 수 있다.

< 표 7-4 > 노사의 이론생계비 및 최저임금심의위원회의 실태생계비
(원)

구 분	이 론 생 계 비		실태생계비 (최심위)
	근로자측	노동연구원	
산 출 방 법	반물량방식	반물량방식	18세 단신 근로자 실태
산 출 기 준 일	1996. 10.	1996년(연간)	1996. 10.
생 계 비	630,286	364,866	329,919
- 소비지출	555,246	347,134	310,881
· 식료품비	159,911	117,920	86,249
· 기타 소비지출	395,335	229,214	224,632
- 비소비지출	75,040	17,732	19,038
· 조세 및 사회보장 분담금	3,610	17,142	19,038
· 오물세	-	590	-
· 저 축	51,430	-	-

- 주 : 1)이론생계비란 과학적 기준에 의거하여 어떤 생활모형을 설정하고 그러한 생활에 필요한 비용을 이론적으로 계산한 것임.
 2)실태생계비란 개별가구(또는 미혼 단신근로자)가 실제로 지출한 생활 비용을 통계조사하여 집계한 평균치임.
 3)이론생계비는 생활모형에 따라 최저생계비와 표준생계비로 나뉨. 이론생계비 산정방법에는 전물량방식과 반물량방식이 있음. 전물량방식은 인간생활에 필요한 필수품에 대해 필요한 수량을 곱한 후 합산하는 방식으로 마켓 바스킷 방식이라 함. 반물량방식은 엔젤지수의 역수를 마켓 바스킷 방식으로 구한 식료품비에 곱함으로써 생계비를 구하는 방식임.
 4)비소비지출은 조세 및 사회보장분담금만 포함하기로 1988. 8. 12. 「생계비전문위원회」에서 勞·使·公 합의.

자료 : 한국노동연구원, 『KLI 勞動統計』, 1998, p.129.

나. 빈곤지수

(1) 센(A. Sen, 1976)의 빈곤지수

앞에서 우리는 빈곤선 설정에 관한 문제를 살펴 보았지만 여기에서는 일국경제의 빈곤의 정도를 측정하는 빈곤지수 개념을 간단히 살펴보고 우리의 “1996년 가구소비실태조사” 자료로 이 지수들을 추정하는 작업을 진행시키기로 한다.

문제점을 최소화시킬 수 있는 바람직한 빈곤지수를 개발하려했던 센은 빈곤지수가 갖추어야 할 일련의 공리를 제시하고 이를 충족시키는 지수를 찾아내는 공리적 접근법을 시도하였는데 그는 ①단조성의 공리(monotonicity

axiom)(다른 모든 조건이 동일할 때 빈곤선 이하의 소득을 얻는 사람에게서 발생하는 소득의 감소는 빈곤지수의 값을 증대시켜야 한다)와 ②이전의 공리 (transfer axiom)(다른 모든 조건이 동일할 때 빈곤선 이하의 소득을 얻는 어떤 사람으로부터 그 보다는 부유한 사람에게로의 소득의 이전이 이루어지면 빈곤지수의 값이 증대되어야 한다)라는 두 가지 공리를 제시하였고 이를 충족시키는 다음과 같은 빈곤지수를 제안하였다.

$$P = H[I + (1 - I)G]$$

G : 가난한 사람들 사이의 지니지수

I : 소득갭비율(income-gap ratio)인데 $\frac{1}{q} \sum_{i=1}^q \frac{g_i}{z}$ 로 계산된 값(여기서 q 는 가난한 사람의 수, g_i 는 z 가 빈곤선이고 y_i 가 개인 i 의 소득일 때 $z - y_i$ 로 표현되는 소득갭(income-gap)이다)으로 가난한 사람 1인당의 평균적인 소득갭을 가난한 사람의 소득이 모두 0인 경우의 소득갭에 대한 비율로 나타낸 개념이다.

H : 빈곤선 이하에 속하는 인원수비율 q/n (여기서 n 은 전체 사회구성원의 수)

센 빈곤지수의 개념은 빈곤의 강도를 나타내는 여러 측면 즉, 빈곤층의 비율(H), 빈곤한 사람들의 평균적인 소득갭비율(I), 빈곤층 내부의 불평등도(G) 등을 모두 포괄하고 있다.

이러한 센의 빈곤지수는 이후 블랙코비와 도널드슨(C. Blackorby and D. Donaldson, 1980)에 의해 그 배후의 사회적 평가함수가 지니함수일 때 도출될 수 있는 빈곤지수라는 평가를 받았다. 다카야마(N. Takayama, 1979)는 이 개념이 빈곤선을 상회하는 소득수준을 얻는 사람들의 존재를 무시하였으므로 상대적 박탈감의 존재를 경시하고 있다고 비판하였다.

(2) 카크와니(N. Kakwani, 1980)의 빈곤지수

카크와니는 소득의 이전과 관련시켜서 빈곤을 정의하고 있다.

$$P_K = H \frac{z - \mu}{\mu}$$

z : 빈곤선

μ : 사회전체의 평균소득

m : 빈곤층만의 평균소득

H : 빈곤선 이하에 속하는 인원수비율 q/n (여기서 q 는 빈곤선 이하의 사람수, n 은 전체 사회구성원의 수)

결국 P_K 는 빈곤층에 속하는 사람들의 소득을 모두 빈곤선인 z 로 끌어올리기 위해서 부유한 사람들로 부터 이들에게 이전시켜야 할 소득의 양이 전체 소득에서 차지하는 비율을 의미하는 것이다. 물론 이 지수의 약점은 빈곤층 내부의 불평등도의 변화를 반영할 수 없다는 것이다.

이외에도 좀더 최근에 제시된 포스터·그리어·도베크(J.E. Foster, J. Greer, and E. Thorbecke, 1984)의 빈곤지수가 있지만 이 지수는 센지수나 카크와니지수 등을 일반화시키는 개념이므로 계산은 생략할 수 있다. “1996년 가계 소비실태조사” 자료로 이들 빈곤지수를 추정한 결과는 <표 7-5>와 같다.

표에서 카크와니 빈곤지수에 의거하면 빈곤층을 최소한 빈곤선의 소득수준까지 끌어올리는데 들어가는 필요이전금액은 빈곤선의 설정방법에 따라 다소 다양하지만 최소 1조1천억원에서 최대 4조9천억원 정도로 추정된다는 점을 알 수 있다. 센 빈곤지수의 경우 시계열자료가 존재하지 않는 탓으로 현재로서는 비교분석이 어렵다.

< 표 7-5 > 여러 가지 빈곤선기준에 따른 빈곤지수 추정결과

빈곤선 형태	센 빈곤지수	카크와니 빈곤지수	
		빈곤지수	필요이전액*
박순일외(1994) 기준	0.011261	0.0059689	23,340억원
오산스키 기준	0.018826	0.012495	48,860
도시형태별 중위수의 1/2 수준	0.028241	0.0085111	33,281
도시형태별 평균의 1/3 수준	0.013647	0.0030076	11,761
전국 중위수의 1/2 수준	0.029418	0.0087135	34,073
전국 평균의 1/3 수준	0.014234	0.0032740	12,802
지역별·도시형태별 중위수의 1/2 수준	0.031407	0.0091253	35,683
지역별·도시형태별 평균의 1/3 수준	0.013374	0.0028212	11,032

주 : *표시한 필요이전액은 1996년 경상GNP을 빈곤지수로 곱한 금액.

3. 빈곤의 지역별 특성

- 통계청의 “1996년 가구소비실태조사” 자료에 근거하여 -

가. 빈곤의 지역적 구조

여기서 빈곤층은 앞에서 언급한 대로 박순일외(1994)기준의 가구환산척도와 빈곤선을 연장추계한 결과에 근거하여 정의하기로 한다는 점을 미리 밝

혀두고자 한다. 그리하여 얻어진 빈곤층의 지역내 가구수 및 인구 구성비와 지역간 가구수 및 인구 구성비는 <표 7-6>과 같다.

참고로 <표 7-5>에 나열되어 있는 오산스키방식에 의한 전국 빈곤층의 비율은 가구수 기준 6.1%, 인구 기준 5.0%였고, 환산소득기준으로 전국중위소득의 1/2수준을 빈곤선으로 잡는 경우 전국 빈곤층의 비율은 가구수 기준 9.3%, 인구 기준 8.0%로 추정되었음도 아울러 밝혀 둔다.

< 표 7-6 > 박순일외(1994)기준 빈곤층의 지역적 구조

	지역내구성비		지역간 구성비	
	가구수	인구수	가구수	인구수
빈곤층합계	3.7	2.8	100.0	100.0
서울	1.4	1.2	11.8	13.3
경기도	3.2	2.6	19.2	20.6
강원도	5.5	4.3	4.5	4.3
충청도	3.8	2.9	7.3	7.1
전라도	6.4	5.0	15.1	15.1
경상도	5.3	3.9	40.4	38.4
제주도	8.2	4.7	1.8	1.3
광역시부	2.8	2.4	42.7	48.1
일반시부	3.3	2.7	27.1	28.9
군부	7.8	5.0	30.2	23.0

그런데 우리 나라 빈곤층의 비율은 높은 수준인가? 아니면 낮은 수준인가? 이 점은 약간의 국제비교를 통해서 가늠해볼 수 있다. 스미딩(T.M. Smeeding *et al*, 1993)에 따르면 가구원수로 조정된 가처분현금소득과 교육·의료혜택 시장가치의 합계 기준으로 전국중위소득의 1/2 이하의 소득을 얻는 빈곤층 가족의 비율은 호주(1981~1982년) 7.4%, 캐나다(1981년) 7.2%, 네덜란드(1983년) 4.7%, 스웨덴 4.3%, 영국(1979년) 4.3%, 미국(1979년) 12.1%, 서독 5.4% 등이다. 우리 나라의 경우는 시기와 소득개념이 좀 다르긴 하지만 환산소득기준으로 전국중위소득의 1/2수준을 빈곤선으로 잡는 경우 1996년 현재 9.3%로 추정되었음은 이미 언급한 대로이다. 따라서 우리 나라는 미국 보다는 상대적 빈곤의 정도가 덜하지만 유럽의 선진국들에 비하면 빈곤의 정도가 심한 상황이라 할 수 있다.

한편, <표 7-6>에서 얻은 빈곤층비율과 관련하여 한 가지 지적해둘 만한 사실로서 보건복지부가 선정하는 생활보호대상자의 경우 똑같은 기준으로 “1996년 가구소비실태조사”에서 선별하여 보건복지부의 실제 보호대상과 비교할 때 빈곤층의 지역내 비율과 지역간 비율면에서 상당한 괴리가 있음이 발견되었다. 여기서 지역내 비율이란 지역내 전체가구 중에서 빈곤층에 속하는 가구의 비율을 나타내는 수치이며 지역간 비율은 전국의 빈곤층가구 전체를 100이라 할 때 해당 지역의 빈곤층 가구가 차지하는 비율을 나타내

는 수치임을 밝혀 둔다. 물론 농어가는 실태조사의 조사대상에서 누락되었으므로 어느 정도 괴리는 있을 수 있겠지만 <표 7-7>에서 보는 바와 같이 몇 가지 특징이 발견된다.

우선 전국의 빈곤가구비율이 본 자료에 의한 추정결과 쪽이 다소 낮게 나타나고 있는 점이 눈에 띈다. 또한 지역적으로 보면 서울이 대표적으로 과다 선정되어 있고 경북과 제주가 특히 과소선정되었다는 점이 쉽게 발견된다. 광주와 경기도 상당한 정도 과소선정되고 있다.

< 표 7-7 > “1996년 가구소비실태조사”에 근거한 추정 빈곤층과 보건복지부의 실제 생활보호대상 가구의 비교

	1996년 보건복지부 선정기준에 따른 추정 빈곤층				실제 보건복지부가 선정한 생활보호 대상(1996년)			
	지역내구성비		지역간 구성비		지역내 구성비		지역간 구성비	
	가구수	인구수	가구수	인구수	가구수	인구수	가구수	인구수
빈곤층 전체	3.1	2.6	100.0	100.0	3.6	2.6	100.0	100.0
서울	0.5	0.5	4.7	5.8	1.3	1.0	8.7	8.8
부산	2.3	2.2	6.9	8.5	2.4	1.8	5.6	6.0
대구	2.5	2.0	4.3	4.2	2.2	1.7	3.4	3.7
인천	2.7	2.5	4.7	5.5	2.2	1.5	3.2	3.0
광주	4.1	3.8	3.6	4.2	3.5	2.8	2.7	3.1
대전	2.2	1.6	1.7	1.6	2.8	2.4	2.2	2.7
경기	2.8	2.4	14.6	15.4	1.8	1.1	8.4	7.4
강원	6.2	5.5	5.8	6.0	5.7	3.9	5.4	5.0
충북	5.0	3.6	3.6	3.1	4.7	3.7	4.2	4.5
충남	3.4	2.8	2.6	2.4	7.6	6.0	8.5	9.3
전북	6.8	6.7	6.3	7.9	7.5	5.9	9.1	9.8
전남	11.0	8.7	10.0	8.9	11.2	8.6	15.5	15.6
경북	11.1	8.5	16.1	13.4	6.7	4.9	12.0	11.5
경남	4.6	3.5	12.8	11.5	4.0	2.6	9.8	8.7
제주	8.8	5.1	2.3	1.6	4.0	2.3	1.3	1.0
광역시부	1.5	1.3	25.9	29.8	1.9	1.5	25.8	27.3
일반시부	3.1	2.7	29.0	31.5	5.0	3.6	74.2	72.7
군부	10.0	7.6	45.1	38.6				

그렇지만 이를 지나치게 확대해석할 필요는 없다. 왜냐하면 이미 앞에서 언급한 대로 “1996년 가구소비실태조사” 자료는 농가를 제외시켰기 때문에 차이가 생겼을 수 있다. 그러나 농가자체의 비중이 그렇게 크지 않고 또 그 중에서 빈곤층은 더구나 더 비중이 작기 때문에 그 차이가 이렇게 큰 괴리를 만들어내기 어렵다는 점을 감안하면 분명히 빈곤층 선정의 지역배분에 문제가 있다는 점은 부인하기 어려울 것이다. 보건복지부의 선정작업에 사용된 가구소득자료가 “1996년 가구소비실태조사” 자료보다 표본구가 적거나 정확하지 못하다면 더욱 그러할 것이다. 이는 현행 보건복지부의 생활보호대상자 선정작업에 재검토가 필요하다는 문제제기로 이해될 수 있다.

< 표 7-8 > 빈곤층가구의 특성

	광역시부	일반시부	군부	합계
초등학교졸 이하	19.48	15.11	25.04	59.63
중졸	7.73	4.67	1.78	14.18
고졸	11.20	5.71	2.86	19.77
전문대졸	1.83	0.71	0.26	2.81
대졸 이상	2.49	0.87	0.24	3.60
합계	42.74	27.07	30.19	100.00
농림어업	0.19	0.42	0.46	1.07
광공업	4.95	3.69	1.84	10.48
건설업	4.60	2.71	0.87	8.18
도소매,음식,숙박업	4.68	3.42	1.77	9.87
운수,보관,통신	0.50	0.85	0.00	1.35
금융,보험,부동산	2.24	0.84	0.34	3.42
공공,개인,사회서비스	3.70	1.73	0.64	6.07
무직	21.88	13.41	24.27	59.57
합계	42.74	27.07	30.19	100.00
행정관리직	0.00	0.14	0.17	0.31
전문가 및 준전문가	2.20	0.70	0.29	3.18
사무직	0.83	0.36	0.12	1.32
서비스 및 판매직	2.26	2.44	1.43	6.14
농림어업직	0.00	0.25	0.00	0.25
기능근로자	5.65	4.62	0.71	10.98
장치기계조작원	1.60	1.82	0.48	3.90
단순노무자	8.31	3.32	2.73	14.36
무직	21.88	13.41	24.27	59.57
합 계	42.74	27.07	30.19	100.00
20대 이하	3.87	2.78	1.45	8.10
30대	10.15	4.64	1.95	16.75
40대	7.55	4.29	0.83	12.68
50대	5.04	3.52	3.05	11.60
60대 이상	16.12	11.84	22.90	50.87
합계	42.74	27.07	30.19	100.00
행정관리사무직	1.73	0.92	0.12	2.76
자영업(상인)	3.52	3.03	1.76	8.32
경영자	0.00	0.14	0.00	0.14
자유업자	0.33	0.22	0.00	0.55
생산직	15.28	9.34	4.04	28.65
무직	21.88	13.41	24.27	59.57
합계	42.74	27.07	30.19	100.00

나. 빈곤층의 특성

<표 7-8>에 의하면 빈곤층가구의 가구주의 특성은 학력이 낮고(초등학교 졸업 이하가 59.6%), 무직이며(산업별로는 광공업, 도소매·음식숙박업, 건설업, 공공·개인서비스업의 순서, 직종별로는 단순노무자, 기능근로자, 서비스

및 판매직 종사자의 순서, 종사상 지위별로는 생산직, 자영업(상인)의 순서), 고령(60대 이상이 50.9%이고 30대가 16.8%, 40대가 12.7%의 순서 등)으로 정리할 수 있다.

광역시부의 경우에는 빈곤층 가운데 고졸가구주의 비중도 상당히 높게 나타나고 있다. 30대 빈곤층의 다수는 광역시부에 살고 있으며 60대 빈곤층의 많은 부분이 군부에 살고 있다는 점도 특기할 만하다. 또한 무직가구의 41.1%는 군부에 살고 있다.

다. 빈곤층의 생활실태

이제 빈곤층의 생활실태를 살펴볼 수 있는데 여기서 빈곤층은 이미 언급한 대로 박순일외(1994) 기준을 1996년으로 연장 추정된 기준에 의한 빈곤층이다. 이하 <표 7-9> ~ <표 7-20>의 내용을 정리해둔다.

< 표 7-9 > 빈곤층 총저축보유액의 지역별 구조

	전가구	빈곤층 가구							
		전체	서울	경기	강원	충청	전라	경상	제주
총저축보유액(천원)	17,115	4,963	11,130	5,424	2,200	3,530	2,395	4,555	3,153
은행권저축(요구불)(%)	15.8	38.1	26.0	46.4	52.8	30.9	27.3	43.8	55.1
은행권저축(저축성)(%)	34.4	20.3	20.3	12.7	28.4	34.6	27.2	20.3	32.9
비은행권 저축, 신탁(%)	11.9	14.1	0.6	28.1	0.0	8.9	22.6	16.0	3.7
보험권저축(%)	16.1	7.6	3.3	7.4	8.7	11.6	13.9	9.2	1.4
유가증권(%)	4.8	1.6	0.1	0.2	0.0	3.7	0.0	3.6	0.0
계불입금(%)	6.0	3.4	8.5	2.6	3.8	1.2	2.4	0.7	0.0
빌려준 돈(%)	10.9	14.9	41.1	2.6	6.3	9.1	6.4	6.4	6.9

< 표 7-10 > 빈곤층 총저축보유액 구성의 도시형태별 구조

	전가구	빈곤층 가구			
		전체	광역시부	일반시부	군부
총저축보유액(천원)	17,115	4,963	7,098	3,229	3,496
은행권저축(요구불)(%)	15.8	38.1	34.8	40.3	45.6
은행권저축(저축성)(%)	34.4	20.3	19.6	26.2	17.2
비은행권 저축 및 신탁(%)	11.9	14.1	8.7	9.4	33.6
보험권저축(%)	16.1	7.6	7.9	13.7	2.0
유가증권(%)	4.8	1.6	2.2	1.3	0.0
계불입금(%)	6.0	3.4	4.3	3.8	0.4
빌려준 돈(%)	10.9	14.9	22.5	5.2	1.1

우선 빈곤층 총저축보유액의 지역구조를 보면(<표 7-9>와 <표 7-10> 참조) 총저축보유액 수준은 서울이 가장 크고 경기도 경상도가 다음으로 크다. 강원도와 전라도가 가장 낮은 지역에 속한다. 서울빈곤층의 경우 빌려준 돈의 비중이 매우 높고 은행권 저축의 비중이 상대적으로 낮다는 것이 특징적이다. 한편, 일반시부와 군부 사이에는 군부의 경우 비은행권 저축 및 신탁의 비중이 크게 높고 보험권 저축이 크게 낮은 점을 제외하면 큰 차이가 없다는 점도 발견된다.

< 표 7-11 > 빈곤층 부채총잔액의 지역별 구조

	전가구	빈곤층 가구							
		전체	서울	경기	강원	충청	전라	경상	제주
부채총잔액(천원)	6,445	1,769	2,623	3,203	771	707	1,543	1,264	921
은행권 부채(%)	55.1	55.8	69.9	60.2	60.2	51.8	66.2	37.2	59.8
비은행권 부채(%)	9.2	8.3	0.0	3.2	0.0	18.1	5.3	20.3	13.8
보험권 부채(%)	6.0	2.3	1.7	3.7	0.0	3.8	0.0	2.0	0.0
빌린 돈(%)	14.1	27.8	24.6	25.0	36.0	18.5	24.3	35.2	26.4
계단 돈(%)	8.2	1.2	0.2	1.6	0.0	1.0	0.0	2.0	0.0
할부 및 외상잔액(%)	7.4	4.6	3.5	6.4	3.8	6.7	4.2	3.3	0.0
총저축보유액/연간소득	0.716	1.178	2.123	1.301	0.552	0.842	0.546	1.150	1.137
부채총잔액/총저축보유액	0.377	0.356	0.236	0.591	0.350	0.200	0.644	0.277	0.292
부채총잔액/연간소득	0.269	0.420	0.500	0.768	0.194	0.169	0.352	0.319	0.332

< 표 7-12 > 빈곤층 부채총잔액 구성의 도시형태별 구조

	전가구	빈곤층가구			
		전체	광역시부	일반시부	군부
부채총잔액(천원)	6,445	1,769	2,371	2,107	614
은행권 부채(%)	55.1	55.8	45.1	68.2	76.4
비은행권 부채(%)	9.2	8.3	12.3	2.5	4.5
보험권 부채(%)	6.0	2.3	2.7	2.2	0.0
빌린 돈(%)	14.1	27.8	34.8	18.9	17.1
계단 돈(%)	8.2	1.2	1.1	1.8	0.0
할부 및 외상잔액(%)	7.4	4.6	4.0	6.5	2.0
총저축보유액/연간소득	0.716	1.178	1.413	0.736	1.203
부채총잔액/총저축보유액	0.377	0.356	0.334	0.652	0.176
부채총잔액/연간소득	0.269	0.420	0.472	0.480	0.211

빈곤층의 지역별 부채구조를 보면 빈곤층은 전가구에 비하여 소득에 비해 상대적으로 부채가 좀더 크다는 점이 뚜렷이 드러나며 특히 은행권 부채의 비중이 비빈곤층을 포함한 전가구의 그것과 유사하다는 점이 눈에 띈다. 같은 빈곤층이라도 경기도의 부채규모가 압도적으로 높다. 군부의 경우는 부채총잔액이 크게 낮으면서 은행권 부채비중이 높고 빌린 돈의 비중이 뚜렷하

게 낮다는 점이 특징적이다. 부채-저축비율은 일반시부에서 매우 높으며 군부에서는 부채총잔액의 규모가 작은 탓으로 크게 낮은 것으로 나타난다.

< 표 7-13 > 빈곤층 소비지출 항목의 지역별 구조

	전가구	빈곤층 가구							
		전체	서울	경기	강원	충청	전라	경상	제주
가계지출(월평균, 원)	1,430,420	499,513	659,746	603,816	390,155	449,080	424,054	460,866	320,735
소비지출(%)	87.7	91.7	94.1	87.9	94.7	94.9	92.5	91.7	97.6
식료품비(%)	23.9	29.7	29.4	28.5	32.0	27.9	29.7	30.7	33.8
주거비(%)	3.8	5.3	3.8	6.6	4.0	4.6	4.3	5.7	9.8
교육비(%)	7.5	7.8	5.9	7.7	7.9	9.1	8.9	8.1	3.6
기타소비지출(%)	52.5	48.8	55.0	45.1	50.8	53.4	49.6	47.3	50.4
비소비지출(%)	12.3	5.4	5.9	12.1	5.3	5.1	7.5	8.3	2.4
식료품비/소비지출(%)	27.3	32.4	31.3	32.4	33.8	29.3	32.1	33.4	34.6
주거비/소비지출(%)	4.3	5.8	4.1	7.5	4.2	4.8	4.7	6.2	10.0
교육비/소비지출(%)	8.6	8.5	6.2	8.8	8.3	9.6	9.6	8.8	3.7
기타소비지출/소비지출(%)	59.9	53.3	58.4	51.4	53.7	56.2	53.6	51.6	51.7

< 표 7-14 > 빈곤층 소비지출 내역의 도시형태별 구조

	전가구	빈곤층가구			
		전체	광역시부	일반시부	군부
가계지출(월평균, 원)	1,430,420	499,513	595,475	522,818	342,792
소비지출(%)	87.7	91.7	93.5	87.0	93.6
식료품비(%)	23.9	29.7	30.4	27.5	31.2
주거비(%)	3.8	5.3	5.3	6.1	4.4
교육비(%)	7.5	7.8	8.2	8.4	5.7
기타소비지출(%)	52.5	48.8	49.6	45.0	52.2
비소비지출(%)	12.3	8.3	6.5	13.0	6.4
식료품비/소비지출(%)	27.3	32.4	32.5	31.6	33.4
주거비/소비지출(%)	4.3	5.8	5.7	7.0	4.7
교육비/소비지출(%)	8.6	8.5	8.8	9.7	6.1
기타소비지출/소비지출(%)	59.9	53.3	53.1	51.7	55.8

빈곤층의 소비지출구조를 살펴보면 다음과 같은 몇 가지 특징이 발견된다. 첫째, 일반가구에 비하여 특히 식료품비와 주거비의 비중이 매우 높다. 월평균 가계지출에서 차지하는 교육비비중도 약간 높지만 기타소비지출(담배, 이미용, 장신구, 잡비(경조비, 종교관계비, 회비 및 교체비, 기타 등))의 비중은 상대적으로 더 낮다. 둘째, 월평균 가계지출의 크기도 지역간에 격차가 크다. 최하위 수준인 제주도의 경우는 최고수준인 서울의 48.6%에 지나지

않는다. 제주도가 가장 낮고 그 다음이 강원도, 전라도 순이다. 셋째, 가계지출 중 소비지출이 차지하는 비중면에서 광역시부와 군부는 일반시부보다 뚜렷하게 높은 수준을 보이고 있다. 군부는 상대적으로 주거비와 교육비 비중이 낮다는 점도 발견된다. 군부의 교육비 비중이 낮은 것은 뒤에서 보는 대로 취학자녀수가 보다 적은 탓으로 판단된다.

< 표 7-15 > 빈곤층의 교육비 및 사교육비 지출의 지역별 구조

	전가구	빈곤층가구							
		전체	서울	경기	강원	충청	전라	경상	제주
교육비/소비	8.6	8.5	6.2	8.8	8.3	9.6	9.6	8.8	3.7
보충교육비/교육비	52.5	37.1	64.3	35.7	40.1	36.2	37.1	29.6	45.6
보충교육비 합계(월평균, 원)	56,518	14,406	24,834	16,677	12,286	14,810	13,983	11,027	5,300
입시학원비(%)	26.4	20.3	13.7	24.6	7.8	19.3	16.4	25.4	13.5
예체능학원비(%)	27.1	19.7	19.4	21.3	21.6	18.0	21.4	18.1	21.5
사무전산학원비(%)	3.6	4.5	0.0	4.4	22.0	5.5	7.9	3.0	29.3
기타보충교육(과외)(%)	28.8	36.0	49.6	33.5	29.3	41.6	30.1	31.8	0.0
도서관(독서실)(%)	2.5	1.8	0.9	3.2	0.0	0.1	1.3	2.2	0.4
기타교육비(잡부금)(%)	11.5	17.7	16.3	13.0	19.3	15.5	22.8	19.5	35.3

< 표 7-16 > 빈곤층 교육비 및 사교육비 지출 구성의 도시형태별 구조

	전가구	빈곤층가구			
		전체	광역시부	일반시부	군부
교육비/소비	8.6	8.5	8.8	9.7	6.1
보충교육비/교육비	52.5	37.1	42.1	30.4	33.4
보충교육비 합계(월평균, 원)	56,518	14,406	20,605	13,390	6,541
입시학원비(%)	26.4	20.3	22.5	22.4	7.0
예체능학원비(%)	27.1	19.7	18.2	14.9	35.6
사무전산학원비(%)	3.6	4.5	2.5	6.6	9.6
기타보충교육(과외)(%)	28.8	36.0	39.5	30.4	30.4
도서관(독서실)(%)	2.5	1.8	2.7	0.5	0.0
기타교육비(잡부금)(%)	11.5	17.7	14.7	25.2	17.4

빈곤층의 교육비지출은 빈곤대책의 측면에서도 중요한 관심의 대상이 된다. 이미 지적한 대로 총지출 중에서 교육비가 차지하는 비중은 빈곤층이 상대적으로 더 높고 <표 7-15>에서 보는 바와 같이 소비지출 중에서 교육비가 차지하는 비중도 빈곤층이 전가구에 비하여 조금도 뒤지지 않는다. 반면에 교육비에서 차지하는 평균적인 보충교육비(즉 사교육비)의 비중은 전가구에 비하여 상당히 낮게 나타나고 있다.

< 표 7-17 > 빈곤층가구 취학자녀 1인당 교육비 및 보충교육비의 지역별 구조

가구당 평균	전가구	빈곤층가구							
		전체	서울	경기	강원	충청	전라	경상	제주
유아, 유치원 자녀수	0.15	0.08	0.16	0.09	0.05	0.08	0.09	0.06	0.00
초등학생 자녀수	0.29	0.22	0.34	0.24	0.40	0.21	0.18	0.16	0.21
중고등학생 자녀수	0.34	0.28	0.16	0.22	0.30	0.35	0.34	0.30	0.11
대학생 이상 자녀수	0.08	0.04	0.02	0.01	0.00	0.06	0.04	0.05	0.04
합 계	0.87	0.61	0.68	0.57	0.74	0.70	0.65	0.58	0.35
초중고등학생 자녀수	0.63	0.49	0.50	0.47	0.70	0.56	0.52	0.46	0.31
취학자녀 1인당 교육비(월평균)	150,318	73,386	73,851	96,969	43,826	65,968	67,509	72,473	32,813
초중고등학생 1인당 보충교육비(월평균)	89,437	29,279	49,668	35,724	17,559	26,272	26,832	23,817	16,850

< 표 7-18 > 빈곤층가구 취학자녀 1인당 교육비 및 보충교육비의 도시형태별 구조

가 구 당 평 균	전가구	빈곤층가구			
		전체	광역시부	일반시부	군 부
유아, 유치원 자녀수	0.15	0.08	0.10	0.12	0.02
초등학생 자녀수	0.29	0.22	0.27	0.21	0.15
중고등학생 자녀수	0.34	0.28	0.31	0.35	0.16
대학생 이상 자녀수	0.08	0.04	0.06	0.02	0.03
합 계	0.87	0.61	0.74	0.70	0.36
초중고등학생 자녀수	0.63	0.49	0.58	0.56	0.31
취학자녀 1인당 교육비(월평균)	150,318	73,386	77,060	76,993	58,097
초중고등학생 1인당 보충교육비(월평균)	89,437	29,279	35,521	24,125	21,043

그러나 서울은 그 비중이 전가구보다 오히려 높으며 그 비중의 지역간 격차도 매우 크다. 기타보충교육(과외)의 경우도 서울이 압도적으로 높으며 제주도는 매우 낮은 수준을 보여준다. 그런데 이러한 지역간 격차의 많은 부분이 취학자녀수의 차이에도 기인할 수 있으므로 <표 7-17>과 <표 7-18>을 작성해 보았는데 예상대로 제주도 빈곤층의 평균 취학자녀수가 서울 등에 비하여 훨씬 적다. 그리하여 취학자녀 1인당 교육비와 초중고등학생 1인당 보충교육비를 비교하는 작업이 필요한데 <표 7-17>과 <표 7-17>에서 보는 대로 그 격차가 훨씬 축소됨을 알 수 있다. 그렇지만 제주도와 강원도의 경우는 두 수치가 모두 이례적으로 낮으며 서울은 특히 초중고등학생 1인당 보충교육비에서 매우 높은 수준을 보여주고 있다.

여하튼 빈곤층은 교육비의 절대수준은 전가구에 비하여 크게 낮지만 그 지출비율은 생각만큼 그렇게 낮지 않다는 점을 확인할 수 있다. 그리고 빈곤층도 이 정도로 높은 수준의 사교육비를 부담하는 현실은 빈곤대책에 있어서 교육의 역할이 얼마나 중요한가를 잘 보여 주는 증거인 셈이다.

한편 도시형태별로 비교하면 군부의 경우 취학자녀의 수가 적으므로 교육비지출 비중이 낮다는 점이 확인된다. 그렇지만 취학자녀 1인당 교육비나 보충교육비 수준을 비교하는 경우에도 군부는 뚜렷하게 그 비용지출이 빈곤층 가운데서도 낮다는 사실을 부인하기 어렵다.

<표 7-19>와 <표 7-20>은 빈곤층의 서비스소비지출 구조를 보여준다. 여기서도 특징적으로 발견되는 한 가지 중요한 현상은 빈곤층의 주거서비스 소비지출의 비중이 매우 높다는 점이다. 이는 총임료포함 주거서비스소비지출의 경우도 마찬가지이다. 또 한 가지 지적해둘 수 있는 점은 각 서비스소비지출의 지역적 격차가 매우 크다는 사실이다.

< 표 7-19 > 빈곤층 서비스소비지출 내역의 지역별 구조

	전가구	빈곤층 가구							
		전체	서울	경기	강원	충청	전라	경상	제주
월평균 서비스소비지출 합계(원)	612,946	194,451	275,848	224,070	142,474	171,394	174,260	175,511	164,351
식료품, 외식 서비스(%)	18.0	12.3	18.1	9.9	16.5	10.4	11.4	11.2	15.3
가사서비스(%)	1.7	0.9	1.2	0.9	0.6	0.6	0.5	1.0	0.4
주거서비스(%)	5.4	9.7	3.4	10.7	10.2	8.6	9.6	11.7	19.1
총임료포함 주거서비스(%)	44.4	57.5	62.2	57.8	48.4	53.2	46.7	59.6	47.5
교통, 통신서비스(%)	14.6	18.0	16.8	16.9	19.3	22.9	18.5	18.1	12.8
보건, 의료서비스(%)	5.4	9.8	7.9	12.8	6.0	5.9	7.1	10.6	15.7
교육, 교양, 오락서비스(%)	19.5	21.6	23.5	20.9	20.2	25.2	20.8	21.7	7.2
이미용, 잡비(%)	35.5	27.7	29.1	27.8	27.3	26.3	32.1	25.7	29.5
서비스소비/소비지출(%)	48.8	42.5	44.5	42.2	38.6	40.2	44.4	41.5	52.5
총임료포함의 경우(%)	61.9	61.1	67.1	60.7	52.2	56.7	57.6	60.8	63.0
주거비/소비지출(%)	4.3	5.8	4.1	7.5	4.2	4.8	4.7	6.2	10.0
총임료포함의 경우(%)	28.7	36.3	43.3	37.1	25.5	31.1	27.2	37.2	29.9

< 표 7-20 > 빈곤층가구 서비스 소비지출 구성의 도시형태별 구조

	전가구	빈곤층가구			
		전체	광역시부	일반시부	군부
월평균 서비스소비지출 합계(원)	612,946	194,451	240,877	205,643	118,707
식료품, 외식 서비스(%)	18.0	12.3	14.3	10.5	9.4
가사서비스(%)	1.7	0.9	1.2	0.7	0.4
주거서비스(%)	5.4	9.7	9.2	13.1	5.7
총임료포함 주거서비스(%)	44.4	57.5	61.1	55.0	48.6
교통, 통신서비스(%)	14.6	18.0	17.6	19.4	16.7
보건, 의료서비스(%)	5.4	9.8	9.6	5.9	16.5
교육, 교양, 오락서비스(%)	19.5	21.6	23.2	21.1	18.1
이미용, 잡비(%)	35.5	27.7	25.0	29.3	33.1
서비스소비/소비지출(%)	48.8	42.5	43.3	45.2	37.0
총임료포함의 경우(%)	61.9	61.1	64.0	61.4	51.9
주거비/소비지출(%)	4.3	5.8	5.7	7.0	4.7
총임료포함의 경우(%)	28.7	36.3	40.2	34.5	27.2

< 표 7-21 > 각 지역별 표본가구수와 표본가중치

	가중치	2인 이상		1인 가구	
		표본가구수	가중치합계	표본가구수	가중치합계
서울	0.0000977730	2,738	0.267702	373	0.03647
부산	0.0000375217	2,289	0.085887	250	0.0093805
대구	0.0000313632	1,491	0.046763	221	0.006931
인천	0.0000255168	1,946	0.049656	198	0.005052
광주	0.0000160711	1,470	0.023625	240	0.003857
대전	0.0000148324	1,460	0.021655	209	0.0031
경기 시부	0.0000637529	1,687	0.107551	228	0.014536
경기 군부	0.0000531789	727	0.038661	89	0.004733
강원 시부	0.0000240553	674	0.016213	108	0.002598
강원 군부	0.0000247760	363	0.008994	79	0.001957
충북 시부	0.0000195739	693	0.013565	83	0.001625
충북 군부	0.0000205069	277	0.00568	77	0.001579
충남 시부	0.0000144811	563	0.008153	73	0.001057
충남 군부	0.0000369655	303	0.011201	83	0.003068
전북 시부	0.0000304557	676	0.020588	75	0.002284
전북 군부	0.0000325064	167	0.005429	34	0.001105
전남 시부	0.0000251347	534	0.013422	75	0.001885
전남 군부	0.0000413280	231	0.009547	95	0.003926
경북 시부	0.0000365409	571	0.020865	127	0.004641
경북 군부	0.0000443722	353	0.015663	101	0.004482
경남 시부	0.0000517173	1,064	0.055027	159	0.008223
경남 군부	0.0000525293	352	0.01849	94	0.004938
제주 시부	0.0000146754	346	0.005078	67	0.000983
제주 군부	0.0000122839	128	0.001572	49	0.000602
합 계		21,103	0.870986	3,187	0.129012

라. 빈곤결정함수의 추정결과

앞에서 우리는 빈곤층의 여러 가지 특성과 생활상태를 살펴보았다. 이번에는 여기에서 한 걸음 더 나아가 빈곤결정함수를 추정하여 빈곤층과 비빈곤층을 결정하는 중요한 요인들을 적출해보기로 한다. 물론 여기에서도 표본가구의 가중치 차이를 반영하는 표본복제법을 이용하여 회귀분석하는 방법을 채택한다. 빈곤함수를 정식화하는 방법은 로저스(J.R. Rodgers, 1994)의 방법에 따라 종속변수를 상대소득(relative income)으로 잡았다. 이 때 상대소득이라 함은 세전가구소득을 빈곤선으로 나누어 퍼센트로 표시한 값이다. 이러한 방법을 채택하면서 로저스는 이 방법이 종속변수로서 빈곤층이다 아니냐를 표시하는 질적변수를 사용하는 경우보다 우월하다는 주장을 하고 있

다. 그 방법이 각 가계의 빈곤지위를 나타내주는 정보면에서 우월하기 때문이라는 것이다. 그리하여 우리도 이 방법에 따르기로 하였다. 그렇지만 이 방법에 문제가 없는 것은 아니다. <표 7-6>에 따르면 박순일외(1994)의 방법에 기초한 빈곤층가구의 식별은 전체 가구의 3.7%만을 차지하기 때문에 이 모형을 우리의 표본 전체에 적용시키면 결과적으로 빈곤층을 식별하는 함수가 되기보다는 96.3%에 달하는 비빈곤층의 함수관계를 추정하는 결과를 초래하기 때문일 것이다. 그렇지만 이 방법에 대한 보다 깊은 연구는 다음의 과제로 미루기로 한다.

이러한 방식에 따르되 우선 <표 7-22>은 지역가변수만으로 상대소득을 회귀분석한 결과이다.

< 표 7-22 > 빈곤결정함수의 지역가변수 회귀분석 결과

	상대소득 (1)식		(2)식		(3)식	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
상수	374.712**	31.219	346.390**	18.363	374.712**	31.219
경기(인천)	-47.841	31.224			-69.169*	33.206
강원	-45.564	39.500			-71.988	42.337
충북	-60.971	33.562			-88.219**	36.798
충남(대전)	-38.322	42.640			-49.027	44.983
전북	-55.526	37.847			-84.644*	40.675
전남(광주)	-59.684	37.424			-72.254	38.488
경북(대구)	-64.922	34.771			-76.441*	34.976
경남(부산)	-36.670	36.852			-50.118	40.249
제주	-53.895	32.411			-82.239*	35.724
일반시부			-6.341	18.906	33.225*	15.019
군부			-24.362	20.876	14.741	17.842
결정계수	0.00856		0.00102		0.0105	

이 추정결과에 따르면 지역가변수만 도입하는 (1)식 또는 도시형태가변수만 도입한 (2)식의 경우 상수항을 제외할 때 모든 변수들의 통계적 유의성은 없는 것으로 나타났다. 그렇지만 두 종류의 가변수를 모두 도입하는 경우에는 모든 지역가변수 추정계수의 부호가 모두 음으로 추정되고 이 중 충북, 경기, 전북, 경북, 제주 등은 통계적 유의성을 어느 정도 가진 것으로 추정된다. 도시형태가변수(광역시부가 기본범주)의 추정계수의 부호는 양으로 추정되는데 일반시부가변수만이 통계적 유의성을 가진다. 이는 서울에 비하여 각 지역의 상대소득 수준이 낮아 이 지역에서 빈곤층이 발생할 가능성이 높다는 것을 보여 준다. 일반시부는 각 지역의 광역시부에 비하여 상대소득수준이 다소 높게 추정된다는 점도 알 수 있다.

< 표 7-23 > 빈곤결정함수의 회귀분석 결과

	상대소득		(2)식	
	(1)식 추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
상수	9.636	26.636	-9.067	34.714
남성	21.439	10.471	21.945*	10.090
유배우	1.816	6.677	1.195	6.973
연령	9.493**	2.008	10.372**	2.403
연령제곱	-0.0928**	0.0233	-0.104**	0.0266
중졸	35.399**	3.457	35.472**	3.513
고졸	62.017**	11.386	61.772**	11.692
전문대졸	75.869**	16.678	75.899**	17.142
대졸 이상	112.000**	18.519	111.750**	18.431
취업자수	70.615**	3.532	73.085**	2.782
가구원수	-56.164**	2.025	-57.415**	1.752
농림어업	-26.986*	12.776	-26.610*	12.590
전기,가스,수도	65.749**	9.396	66.944**	10.524
건설업	-7.344	4.410	-6.885	4.916
도소매,음식숙박	-2.271	7.078		
운수보관통신	6.884	7.549		
금융보험부동산	24.015**	9.460	24.564*	10.372
공공,개인서비스	31.884**	10.847	32.277**	9.679
무직	68.938**	9.996	73.322**	10.868
경기	-38.691	19.328	-38.819	19.518
강원	-38.485	26.830	-38.808	27.105
충청	-26.550	21.456	-26.609	21.689
전라	-34.145	20.984	-33.981	21.008
경상	-28.417	20.369	-28.542	20.287
제주	-16.086	21.039	-15.282	21.108
일반시부	28.127**	6.385	27.627**	6.574
군부	43.239**	7.736	42.477**	7.876
자가소유	53.570**	4.015	53.717**	3.919
유아유치원 자녀수	-7.605**	2.798		
초등학생	-9.997**	2.294	-9.332**	1.783
중고등학생	-1.380	2.029		
대학생 이상	13.066**	3.522	15.239**	4.632
노인가구	-24.021	29.104		
모자가구	-3.328	9.554	-4.266	9.556
맞벌이가구	12.627**	4.044	10.982**	4.172
배우자중졸	18.091**	4.454	17.904**	4.416
배우자고졸	34.870**	6.451	34.098**	6.660
배우자전문대졸	41.941**	11.162	41.070**	11.643
배우자대졸 이상	113.803**	13.719	112.906**	14.139
행정관리직	180.404**	28.428	186.353**	22.228
전문가 및 준전문가	65.949**	12.432	72.946**	10.181
사무직	43.335**	16.482	51.618**	8.453
서비스 및 판매직	28.001**	4.973	29.311**	3.445
농림어업직	37.028	27.873	38.715	29.031
기능근로자	33.704**	6.866	35.914**	5.525
장치기계조작원	35.653**	3.430	40.554**	2.227
행정관리사무직	5.956	13.801		
상인(자영자)	51.173**	2.168	49.185**	3.651
그외 사업자	118.918**	29.913	115.009**	36.011
자유업자	142.589**	45.972	137.951**	45.133
결정계수	0.255		0.255	

다음으로 <표 7-23>은 빈곤결정함수로서 여러 가지 속인적 변수 등 빈곤 결정에 영향을 줄 수 있는 변수들을 도입하여 정식화한 모형을 회귀분석한 것이다.

통계적으로 유의하게 상대소득을 상승시키는 효과를 가진 변수들은 가구주 연령, 가구주학력(초등학교졸업 이하가 기본범주), 가구내 취업자수, 전기·가스·수도업, 금융·보험·부동산, 공공·개인서비스 종사(광공업이 기본범주), 무직가구주, 일반시부와 군부 거주(광역시부가 기본범주), 자가소유, 대학생 이상의 자녀수, 맞벌이가구(일반가구가 기본범주), 배우자학력(초등학교졸업 이하가 기본범주), 행정관리직, 전문가 및 준전문가, 사무직, 서비스 및 판매직, 기능근로자, 장치기계조작원(단순노무자가 기본범주), 자영업(상인), 경영자, 자유업자(생산직이 기본범주) 등이다.

다른 한편, 통계적으로 유의하게 상대소득을 하락시키는 효과를 가진 변수들은 연령제곱, 가구원수, 농림어업 종사(광공업이 기본범주), 유아 및 유치원생 자녀수, 초등학교생 자녀수 등으로 나타나고 있다.

제5~7장 참고문헌

- 보건복지부, 『생활보호대상자 현황분석』, 各年號.
 ———, 『생활보호관련업무지침』, 各年號.
 통계청, 『도시가계연보』, 各年號.
 ———, 『경제활동인구연보』, 各年號.
 ———, 『1991 총사업체 통계조사보고서』, 1992.
 ———, 『96가구소비실태조사』, 1997.
 한국노동연구원, 『'96 해외노동통계』, 1996.
 ———, 『1998년 KLI 勞動統計』, 1998.
 韓國銀行, 『韓國의 國民所得』, 1982.
 ———, 『新國民計定』, 1986.
 권순원·이정우·김매경, 『저소득층의 생활안정과 자립대책』, 한국개발연구원, 1993. 12.
 南盛日, “高賃金·人力難, 무엇이 問題인가?,” 『勞動經濟論集』, 제19권 1호, 1996. 7.
 민재성·유일경·최성재·김용하, 『한국의 노령화 추이와 노인복지대책』, 한국개발연구원, 1993. 12.
 朴德濟·李源德, 『勞動經濟學』, 비봉출판사, 1995.
 박순일·김미곤·이수연·정희태·이경신·하길웅, 『최저생계비 계층조사연구』, 연구보고서 94-19, 한국보건사회연구원, 1994.
 배진한, “제조업생산직노동에 대한 유인체계,” 『노동경제논집』, 제17권 1호, 한국노동경제학회, 1994. 12.
 ———, “서비스産業化와 經濟成長,” 『經濟發展研究』, 제2호, 한국경제발전학회, 1996. 12.
 서상목·박환구·김종기·임희섭·최일섭·이영휘·김성순, 『빈곤의 실태와 영세민

- 대책』, 한국개발연구원, 1981. 10.
- 유경준, 『1997년 최저임금 심의를 위한 생계비연구』, 한국노동연구원, 1997. 7.
- 윤진호, 『韓國의 不安定 勞働者』, 인하대학교 출판부, 1994.
- 李殷雨, “低所得層의 經濟的 特性에 관한 地域間 比較 分析,” 『經濟發展研究』, 제2호, 한국경제발전학회, 1996. 12.
- 이정우, 『소득분배론』, 개정판, 비봉출판사, 1997.
- 이준구, 『소득분배의 이론과 현실』, 제2판, 다산출판사, 1992.
- 조우현·강창희, “遊休人力과 人力難 並存의 經濟分析,” 『勞動經濟論集』, 제19권 1호, 1996. 7.
- 南 亮進, 『日本の經濟發展』, 東洋經濟新報社, 1981.
- Atkinson, A.B., *The Economics of Inequality*, 2nd ed., Oxford U. Press, 1983.
- Blackorby, C. and D. Donaldson, “Ethical Indices for the Measurement of Poverty,” *Econometrica*, vol.48, pp.1053~1060, 1980.
- Bronfenbrenner, M., *Income Distribution Theory*, Macmillan, 1971.
- Falvey, R.E. and N. Gemmell, “Explaining Service-Price Differences in International Comparisons,” *The American Economic Review*, vol.81, Dec. 1991.
- Foster, J.E., J. Greer, and E. Thorbecke, “A Class of Decomposable Poverty Measures,” *Econometrica*, vol.52, pp.761~66, 1984.
- Fuchs, V., “Redefining Poverty and Redistributing Income,” *The Public Interest*, vol.9, 1967.
- Gemmell, N., “Economic Development and Structural Change: The Role of Service Sector,” *The Journal of Development Studies*, vol.19, no.1, Oct. 1982.
- Gordon, D.M., *Theories of Poverty and Underemployment : Orthodox, Radical, and Dual Labor Market Perspectives*, Lexington Books, 1972.
- Hobsbawm, E., “Poverty,” *International Encyclopedia of the Social Sciences*, vol.12, New York, Macmillan, 1974.
- Jackson, D., *Macmillan Studies in Economics : Poverty*, Macmillan, 1972.
- Jorgenson, D.W. and D.T. Slesnick, “Individual and Social Cost of Living Indexes,” *Discussion Paper*, no.973, Harvard Institute of Economic Research, 1983.
- Kakwani, N., *Income Inequality and Poverty*, Oxford : Oxford U. Press, 1980.
- Lansley, S., “Changes in Inequality and Poverty in the U.K. 1971~1976,” *Oxford Economic Papers*, vol.32, pp.134~150, 1980.
- Lazear, E.P. and R.T. Michael, “Family Size and the Distribution of Real Per Capita Income”, *The American Economic Review*, vol.70, 1980.
- Orshansky, M., “Counting the Poor : Another Look at the Poverty Profile,” *Social Security Bulletin*, vol.28, pp.3~29, 1965.
- Psacharopoulos, G., S. Morley, A. Fiszbein, H. Lee, and W.C. Wood, “Poverty and Income Inequality in Latin America during the 1980s,” *Review of Income and Wealth*, no.41, Sept. 1995.
- Rainwater, L., *What Money Buys?*, New York : Basic Books, 1974.
- Rodgers, J.R., The Relationship between Poverty and Household Type, in *Aspects of Distribution of Wealth and Income*, ed. by D.B.

- Papadimitriou, St. Martin's Press, 1994..
- Sang-Mok Suh and Ha-Cheong Yeon, "Social Welfare during the Structural Adjustment Period in Korea," *Working Paper* 8604, KDI, Dec. 1986.
- Scheffé, H., *The Analysis of Variance*, New York : Wiley, 1959.
- Sen, A., "Poverty : An Ordinal Approach to Measurement," *Econometrica*, vol.44, pp.219~231, 1976.
- Smeeding, T.M., P. Saunders, J. Coder, S. Jenkins, J. Fritzell, A.J.M. Hagenaars, R. Hauser, and M. Wolfson, "Poverty, Inequality, and Family Living Standards Impacts Across Seven Nations : The Effects of Noncash Subsidies For Health, Education and Housing," *The Review of Income and Wealth*, series 39, no.3, Sept. 1993.
- Takayama, N., "Poverty, Income Inequality, and Theil Measures : Professor Sen's Axiomatic Approach Reconsidered," *Econometrica*, vol.47, pp.747~759, 1979.
- Townsend, P., "Poverty as Relative Deprivation : Resources and Style of Living," in D. Wedderburn(ed.), *Poverty, Inequality and Class Structure*, Cambridge U. Press, 1974.
- , *Poverty in the United Kingdom*, Allen Lane, 1979.
- Wonnacott, T.H. and R.J. Wonnacott, *Introductory Statistics for Business and Economics*, 4th ed. John Wiley & Sons, Inc., 1990.
- Yoo, Gyeongjoon, "An Analysis and Decomposition of Changing Labor Income Distribution in Korea," Ph.D. Dissertation Paper at Cornell University, Aug. 1995.

VIII. 결론 및 제언

본 연구의 주요 결과는 서두의 요약문에 축약되어 있다. 따라서, 본 장에서는 본 연구의 한계와 장차의 개선 방향에 대해 간략히 지적하고자 한다.

1) “96 가구소비실태조사”의 가구소득 통계와 지역내 총생산 통계간의 연관관계를 확충 및 보완함으로써 보다 정확한 통계를 개발하는 방법을 강구할 필요가 있다.

2) 가구소비실태조사 결과를 사회복지 정책적으로 활용하기 위해서는 다소 어렵더라도 가구의 연간소득 추계에서도 가계부를 작성한 10-11월의 조사처럼 조세 및 이전소득을 자세히 조사하여 가처분소득을 산출한 필요가 있다.

3) 표본 설계와 부합하는 통계적 추론이 가능하도록 표본설계 단계에서 소요자료를 명시하고 수집하여 공표 자료에 수록하고, 또한 이용자들에게 수집자료의 정확한 개념과 측정방법뿐만 아니라 설계일치 추정량 계산에 가용한 소프트웨어와 그 사용법도 소개하여야 할 것이다. 이를 위해서는 통계청 홈페이지 안에 “가구소비실태조사” 홈페이지를 별도로 만들어 운용할 수도 있고, 특정 기관이나 연구소 또는 대학에 이를 위탁 운영할 수도 있을 것이다.

4) 우리에게 필요한 빈곤대책으로는 다음과 같은 점들을 제안할 수 있다. 첫째, 현재 보건복지부의 생활보호대상자의 지역별 안배가 실제의 빈곤인구비율과 상당히 다를 가능성을 보여주고 있으므로 이에 대한 적극적인 재검토가 필요하다는 점을 지적해둘 필요가 있다.

둘째, 상대적으로 젊은 빈곤층에 대한 빈곤대책으로 강조할 수 있는 것은 빈곤층에게 일자리를 제공하는 일, 빈곤층 자녀에게 교육의 기회를 좀더 많이 제공하는 일 등으로 요약할 수 있다.

셋째, 특히 빈곤층가계에 압도적인 영향력을 행사하는 교육비와 주거비부담을 덜어주기 위한 다양한 정책들이 충분히 개발되어야 한다.

넷째, 노령인구에 대한 사회복지정책을 강화하는 일이 앞으로는 더욱 중요해진다는 점이다. 빈곤층가구에서 노인(60대 이상)가구주가 압도적인 다수를 점하고 있다는 사실은 바로 이 점을 잘 말해주고 있다. 결국 앞으로의 빈곤정책의 방향은 바로 노령화사회에 적극적으로 대처하는 노인복지정책이라 할 수 있다.