발표자료 1

유동성제약이 소비에 미치는 영향

한 양 대 학 교
박 대 근
서 울 대 학 교
이 창 용

- 차 례 -

○ 행사일정

○ 유동성제약이 소비에 미치는 영향 1
(박대근 : 한양대학교)

○ 인구 구조변화와 가계금융자산 보유행태 분석 31
(강석훈 : 성신여대)

○ 지역별 소득격차 분석 65
(노응원 : 충남대)

○ 저소득층의 고용불안에 따른 생활변화 105
(배준호 : 한신대)

○ 취업주부의 가계경제 기여도 측정 및 맞벌이 요인 143
(양세정 : 상명대)

유동성제약이 소비에 미치는 영향

박대근·이창용

I. 서론

소비자의 합리적 의사결정을 전제로 하는 생애주기이론(life cycle theroy)과 항상소득이론(permanent income theory)은 소비자는 평생동안의 소비의 흐름으로부터의 효용을 극대화시키기 위해 각 기간중의 소비량을 선택하며 그 결과 소비평활화 현상(consumption smoothing)이 나타난다고 주장한다. 즉 소비자는 저축이나 차입을 통해서 소득 변동에도 불구하고 소비는 비교적 평탄하게 유지하려고 한다는 것이다. 그러나 실제로는 금융시장에서의 신용할당(credit rationing)으로 인해 소비에 필요한 자금을 차입하는 데에 제약을 받는 소비자가 생기기 마련인데 이를 유동성제약(liquidity constraint)이라 한다. 유동성제약에 처한 소비자의 소비는 생애주기이론이나 항상소득이론이 예측하는 것보다 소득의 변화에 대해 지나치게 민감한 반응을 보인다.(Flavin, 1985)

본 연구는 가구소비실태조사 자료를 이용하여 다음을 분석하였다.

첫째, 본 연구는 가구소비실태조사자료를 이용하여 유동성제약 하에서의 소비함수를 추정하고 이를 이용하여 우리 나라 가구의 소비결정에 있어 유동성제약의 중요성을 추정하였다.

둘째, 가구소비실태조사 자료를 사용하여 가구별 저축·부채 보유형태를 파악하고 이를 기존 자료의 특성과 비교하여 가구소비실태조사 자료의 적합성을 검증하였다. 구체적으로 본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다.

제Ⅱ장은 향후 논의의 기초 정보로서 가구소비실태조사 자료에 나타난 가구별 금융자산 보유의 특징 및 결정요인을 요약하였다. 이는 가구소비실태조사 자료의 특성을 요약하는 기초작업인 동시에 본 연구의 주목적인 유동성제약하의 소비함수 추정에 사용될 기초정보를 얻는 작업이다.

제Ⅲ장에서는 가구소비실태조사자료의 조사항목 중 금융자산 자료의 적합성을 분석하였다.

제Ⅳ장은 유동성제약의 존재여부를 검증하고 그 정도를 추정하였다. 유동성제약 가설에 대한 검증은 주로 패널(panel) 자료를 이용하는 것이 이상적이나 본 연구는 가구소비실태조사자료가 횡단면자료임을 감안하여 횡단면 자료를 기초로 한 Hayashi(1985) 분석방법을 사용하여 우리 나라 가구소비에 있어서 유동성제약의 존재 여부와 정도를 추정하였다.

Ⅱ. 가구별 금융자산의 보유 형태

1. 금융자산의 분류

가구소비실태조사에서는 가구별 저축을 금융기관을 중심으로 은행권, 비은행권, 보험권 등으로 나누고 은행권 저축을 다시 요구불예금과 저축성예금으로 나눈 후 여기에 유가증권, 계 불입금, 빌려준 돈의 세 항목을 추가하여 총 7개 항목으로 분류하고 있다.

비은행권 저축 및 신탁은 투자신탁회사, 종합금융회사, 증권회사, 신용금고, 새마을금고 등에서 취급하는 금융상품을 포함한다. 보험권 저축은 보험회사에서 취급하는 보장성 보험과 교육보험 등을 포함하는데 여기서 자동차 보험과 같은 소멸성 손해보험은 제외된다.

유가증권은 주식, 채권, 양도성정기예금(CD) 등을 직접적으로 보유한 것을 말한다.[1] 다만 수익증권을 통한 유가증권 간접투자나 기업어음(CP)에 대한 투자는 유가증권 정의에 포함되지 않고 비은행권 저축으로 분류되어 있음에 유의하여야 한다.

계불입금은 조사기준일 현재 끝나지 않은 계에 가입한 경우 불입한 금액의 총액을 조사한 것이고, 빌려준 돈이란 이자를 받을 목적으로 타인(개인 및 금융기관 외의 법인)에게 빌려준 돈을 의미하나 특별한 사유에 의해서 무이자로 빌려준 돈도 포함된다. 본 연구에서는 계불입금과 빌려준 돈을 합하여 기타 금융자산으로 분류하였다. 이 두 가지 저축은 제도권 금융기관을 통한 저축형태가 아닌 私金融이라고 할 수 있다.

---

1) 증권회사의 위탁구좌를 통해 보유하고 있는 주식과 채권은 유가증권으로 분류되었다.

2. 전체 가구의 금융자산 형태별 보유 특성

가. 금융자산 형태별 보유분포

<표 1>은 전체가구 및 1인 가구 및 2인 이상 가구에 대해 금융자산 형태별 보유액 분포를 보여 준다. <표 1>을 보면 전체 금융자산 보유액의 50% 정도가 은행권 예금으로 가계저축의 은행권에 대한 의존도가 매우 높음을 알 수 있다.

은행권 다음으로는 계 불입금과 빌려준 돈을 합한 기타 저축이 17%를 차지하고 있어 우리 나라 가계저축에 있어서 私金融이 차지하는 비중이 상당히 높음을 알 수 있다.

금융기관 중에는 보험권 저축이 비은행권 저축 및 신탁보다 높은 비중을 차지하고 있으며 유가증권 보유액은 5%에 미달하여 유가증권에 대한 직접투자가 매우 미미한 것으로 나타났다.

<표 1> 가구원수별 금융자산 보유형태

단위: 천원, %

	총 보유액	은행권 (요구불)	은행권 (저축성)	비은행권 및 신탁	보험권	유가증권	기타	관측수
전체가구	17115.1	2706.1	5881.7	2036.4	2756.3	827.1	2907.5	24290
	100%	15.8	34.4	11.9	16.1	4.8	17.0	
1인 가구	8951.2	1670.9	3562.9	871.3	986.5	355.4	1504.1	3187
	100%	18.7	39.8	9.7	11.0	4.0	16.8	
2인 이상 가구	18312.2	2857.5	6221.0	2207.5	3016.5	896.4	3113.4	21103
	100%	15.6	34.0	12.1	16.5	4.9	17.0	

나. 총계자료와의 일치성 검토

본 연구는 이상에서 파악된 가구별 금융자산 보유 형태와 우리 나라 전체 가계 금융자산의 상대적 분포가 일치하는지의 여부를 총계자료

(aggregate data)를 이용하여 검토해 보았다. 이와 같은 비교는 가구소비실태조사의 신뢰성 여부에 대한 검증이라는 점에서 의의가 있다.

우리 나라 전체 가계의 금융자산 보유분포는 한국은행에서 발표하는 자금순환표(금융자산부채잔액표) 상의 개인항목으로부터 읽을 수 있다. 가구소비실태조사와 자금순환표상의 금융자산 분포를 비교하는 데는 다음과 같은 세 가지 사실에 유의하여야 한다.

첫째, 가구소비실태조사의 가구는 근로소득자 가구와 사업소득자 가구만을 포함한다. 그런데 자금순환표에서 개인이라 함은 가계뿐만 아니라 비영리단체까지를 포함하고 있으므로 비영리단체가 보유한 금융자산 분포가 가계의 금융자산 보유분포와 다르다면 두 자료의 금융자산 보유분포가 상이할 수 있다.

둘째, 자금순환표는 제도금융권의 금융자산·부채만을 조사한 반면 가구소비실태조사는 가구의 모든 저축형태를 조사하므로 계 불입금과 개인 또는 기업에 빌려준 돈 등 私金融도 포함하고 있다.

셋째, 자금순환표상의 금융자산 분류항목과 가구소비실태조사상의 금융자산 분류항목이 일치하지 않는 경우가 있다. 이미 설명하였듯이 가구소비실태조사는 금융기관을 중심으로 금융자산을 분류하고 있으나 자금순환표는 금융상품 종류를 분류의 기준으로 삼고 있다. 따라서, 두 자료를 비교하기 위해서는 항목간의 조정이 필요하다. 본 연구는 필요한 경우 금융상품별 잔액을 이용하여 항목간 조정을 시도하였다.

<표 2>는 1996년 12월말 금융자산부채잔액표의 금융자산 보유 형태를 가구소비실태조사의 분류 방식으로 재편성한 후, 각 금융자산의 보유 비율을 가구소비실태조사의 비율과 비교하고 있다.[2]

<표 2>를 보면 가구소비실태조사자료가 금융자산부채잔액표에 비해 은행권 금융자산의 비중은 상대적으로 큰 반면 비은행권과 유가증권의 비중은 작은 것으로 나타났다. 반면에 보험권 저축의 비중은 서로 유사한 것으로 나타났다.

금융자산부채잔액표상의 유가증권 비중이 가구소비실태조사에서 나타난 비중보다 더 큰 이유로는 자금순환표상의 개인이 비영리단체를 포함한 반면 가구소비실태조사에서는 비영리단체가 포함되지 않았다는 점을 들 수 있다. 비영리단체에는 주식이나 채권 등 유가증권을 다량 보유한 재단법인들이 포함되므로 비영리단체의 금융자산 보유액을 포함한 자금순환표상의

2) 금융자산부채잔액표의 금융자산 보유 형태를 가구소비실태조사의 분류 방식으로 재구분하는 방법과 문제점은 원 논문에 자세히 설명되어 있다.

유가증권 비중이 가구소비실태조사자료에서의 비중보다 큰 것은 당연하다고 하겠다.

<표 2> 금융자산 보유분포 비교

단위: %

	은행권	비은행권	보험권	유가증권
가구소비실태조사	60.4	14.3	19.4	5.8
자 금 순 환 표	45.5	22.7	19.7	12.0

반면에 비은행 저축의 비중이 자금순환표에서 구한 비중보다 훨씬 낮게 나타나는 사실은 설명하기 쉽지 않다. 한 가지 가능성으로 조사 대상 가구들이 은행권 저축금액은 제대로 파악하고 있는 반면 비은행권 저축금액에 대해서는 부정확하게 보고하였을 가능성을 생각할 수 있으나 이는 검정을 거치지 않은 추측일 따름이다.

3. 가구 특성별 금융자산 보유형태

가. 소득별 금융자산 보유형태

<표 3>은 소득계층별 금융자산의 보유형태를 보여 준다. 소득계층은 상위 20%, 20%에서 60%, 하위 40%의 세 집단으로 나누었다.

<표 3> 소득계층별 금융자산 보유형태

단위: 천원, %

	총저축	은행권 (요구불)	은행권 (저축성)	비은행권 및 신탁	보험권	유가증권	기타	관측수
상위 20%	35101.6	4625.5	11676.3	5397.6	5161.9	2189.1	6051.1	4858
	100.0	13.2	33.3	15.4	14.7	6.2	17.2	
상위 20-상위 60%	16139.5	2547.0	5620.2	1426.6	2969.9	769.7	2806.0	9716
	100.0	15.8	34.8	8.8	18.4	4.8	17.4	
하위 40%	7663.0	1753.4	2777.2	741.6	1114.7	95.5	1180.7	9716
	100.0	22.9	36.2	9.7	14.5	1.2	15.4	

표를 보면 소득 수준이 낮을수록 은행권 저축 특히 요구불예금의 비중이 커짐을 알 수 있다. 반면에 비은행권 저축이나 유가증권의 보유비중은 소득 수준이 높을수록 큰 것으로 나타났다. 이와 같은 사실은 요구불예금이 가치의 저장수단보다는 교환매개수단(medium of exchange)으로서의 기능을 강하게 하고 있음을 고려하면 쉽게 이해할 수 있다. 즉, 소득 수준이 낮을수록 보유 금융자산 규모가 작은 반면 교환의 매개수단에 대한 기본 수요는 그에 비례해서 작아지지 않기 때문에 전체 금융자산에서 교환매개 수단의 기능을 수행하는 요구불예금의 비중이 높게 나타나는 것이다.

보험에 대한 수요를 보면 소득계층별로는 보험권 저축 비중에 뚜렷한 차이가 나타나지 않는 반면에 금융자산 보유규모별로 보면 상위 20% 가구의 보험권 저축 보유비중이 다른 집단에 비해 낮은 것으로 나타났다.

보험권 저축 조사에 포함되는 보장성 보험들은 주로 사고나 질병으로 인한 소득 손실을 보상해 주므로 미래 근로소득의 위험에 대한 부보의 성격을 가진다. 따라서, 보장성 보험에 대한 수요는 근로소득에 비례할 것이고 따라서 보험권 금융자산 비중이 소득계층에 관계없이 일정하게 나타날 것으로 기대된다.

그러나 보장성 보험에 대한 수요는 자산규모가 커짐에 따라서 비례적으로는 증가하지 않을 것이므로 자산규모가 클수록 보험권 저축의 비중이 낮게 나타날 수 있다.

나. 가구주 연령별 금융자산 보유형태

<표 4>는 가구주 연령별로 금융자산 보유형태를 비교하고 있는데, 가구주 연령이 30세 이상 60세 미만인 가구의 은행권 저축비중은 각각 48.3%, 48.9%, 47.2%인 반면에 가구주 연령이 30세 미만이거나 60세 이상인 경우에는 은행권 저축의 비중이 각각 60.1%와 58.5%로 높게 나타났다.

이처럼 30세 미만과 60세 이상 가구의 은행권 예금 의존도가 높은 것은 이들 가구의 소득수준이나 총자산 보유규모가 가구주 연령이 30세 이상 60세 미만인 가구에 비해 상당히 낮은 데서 원인을 찾을 수 있다.

<표 4> 가구주 연령별 금융자산 보유형태

단위: 천원, %

	총저축	은행권 (요구불)	은행권 (저축성)	비은행권 및 신탁	보험권	유가증권	기타	관측수
60이상	14564.0	2560.6	5957.8	2128.9	1006.5	542.8	2367.4	2946
	100.0	17.6	40.9	14.6	6.9	3.7	16.2	
60미만-50이상	22070.8	3517.7	6917.4	3410.0	2981.0	973.0	4271.6	3969
	100.0	15.9	31.3	15.5	13.5	4.4	19.4	
50미만-40이상	19666.7	3245.1	6371.4	2334.3	3249.3	940.2	3526.2	6101
	100.0	16.5	32.4	11.9	16.5	4.8	17.2	
40미만-30이상	17100.3	2454.3	5790.4	1670.8	3463.8	1024.2	2696.7	7768
	100.0	14.4	33.9	9.8	20.3	6.0	15.8	
30미만	9568.0	1621.0	4129.1	824.0	1432.7	259.8	1301.3	3506
	100.0	16.9	43.2	8.6	15.0	2.7	13.6	

가구주 연령이 높을수록 비은행권 저축의 비중이 커진다. 보험권 저축의 비중은 가구주 연령이 30세 이상 40세 미만의 가구에서 20.3%로 최고치를 보이고 있으며 가구주 연령이 높아질수록 그 비중이 감소하고 있다. 이는 가구주 연령이 낮을수록 잔존 수명과 근로기간이 길기 때문에 보험에 대한 수요가 많아지기 때문일 것이다. 뿐만 아니라 자녀를 위한 교육보험과 생명보험의 수요도 가구주 연령이 낮을수록 높을 것으로 생각된다. 그러나 가구주 연령이 30세 미만인 가구는 아직 자녀가 없거나 혼인을 하지 않은 1인 가구가 많기 때문에 자녀를 위한 보험수요도 낮고 따라서 30세 이상 가구에 비해 보험권 저축 비중이 낮게 나타난다.

다. 가구주 학력별 금융자산 보유형태

학력에 따라 금융자산 보유패턴이 어떻게 달라지는지에 대해서는 확정된 이론이 없다. 다만 유가증권에 대한 직접투자는 경제 및 기업정보를 수집하고 투자분석을 해야 하므로 학력이 높을수록 유가증권 직접투자 비중이 높을 것이라 기대할 수 있다.

<표 5>를 보면 대졸이상의 학력을 가진 가구주의 유가증권 보유비중이 중졸미만 가구주에 비해 다소 높기는 하나, 학력에 따라 유가증권 투자비중이 높아진다는 가설을 지지할 정도로 뚜렷한 차이를 보이지는 않는다. 즉, 예측과는 달리 가구주 학력이 금융자산 보유에 큰 영향을 미치지

않고 있다. 이는 투자자금을 보유하고 있는 한 투자자들이 학력과 관계없이 전문 금융기관의 투자자문을 받을 수 있는 현실을 반영한 결과일 것이다.

<표 5> 가구주 학력별 금융자산 보유형태

단위: 천원, %

	총저축	은행권 (요구불)	은행권 (저축성)	비은행권 및 신탁	보험권	유가증권	기타	관측수
대졸이상	18925.5	2777.7	6492.9	2172.3	2998.6	1157.3	3326.7	3876
	100.0	14.7	34.3	11.5	15.8	6.1	17.6	
대졸미만-고졸이상	17180.2	2878.3	5742.3	2075.3	2813.0	830.8	2840.4	11936
	100.0	16.8	33.4	12.1	16.4	4.8	16.5	
고졸미만-중졸이상	17953.6	2620.3	6456.4	2017.7	2959.8	774.7	3124.8	3859
	100.0	14.6	36.0	11.2	16.5	4.3	17.4	
중졸미만	14634.6	2259.0	5223.3	1829.8	2218.2	572.2	2532.0	4619
	100.0	15.4	35.7	12.5	15.2	4.0	17.3	

III. 보유자산규모의 추정

1. 금융자산 보유액 추정

유동성제약이 소비지출에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 소비와 소득자료뿐만 아니라 금융자산에 대한 자료도 필요하다. 본 연구는 가구소비실태조사에서 보고된 금융자산 및 주택평가액 자료를 이용하므로 이들 자료의 정확성 여부는 분석결과에 중요한 영향을 미칠 것이다.

가구소비실태조사는 연간 이자소득 및 배당금을 조사하고 있는데, 이론적으로 볼 때 이자소득과 배당소득을 자본가치화(capitalize)하면 가계가 보유한 이자지급 금융자산 및 주식 보유총액과 일치하여야 한다. 본 연구는 양자간의 차이를 분석함으로써 가구소비실태조사 자료의 내적 적합성을 살펴보았다. 즉, 가구소비실태조사에서 직접 조사된 금융자산 자료와 위에서 설명한 방식에 따라 추정한 금융자산 총액간의 평균값, 분산, 상관관계 등이 유사하다면 조사자료의 신빙도가 높다고 결론지을 수 있다.

이자소득을 자본가치화하는 과정에서 어떠한 할인율을 선택하느냐에 따라 실제 이자지급 자산보유액과 추정된 액수간에 차이가 날 수 있다. 본 연구에서는 1996년 1년간 은행권, 비은행권 및 보험권의 수신이자율 및 채권 수익률의 가중평균값을 이자소득의 자본가치화를 위한 할인율로 사용하였으며, 이 때 가중치로는 각 자산의 보유 비중을 사용하였다. 또한 1996년 보통주의 평균 배당률을 배당소득의 자본가치화를 위한 할인율로 사용하여 보유주식의 시장가치를 추정하였다.

할인율 추정에 사용된 이자율과 배당률 자료는 다음과 같다.

요구불예금에 대한 이자율은 한국은행 발간 「조사통계월보」의 상품별 수신금리표에서 만기 3~6개월 자유저축예금의 이자율을 사용하였다.

저축성예금에 대한 이자율은 만기 1년이상 2년미만의 정기예금 이자율을 사용하였다.

비은행권 저축과 유가증권 그리고 계불입금 및 빌려준돈에 대한 이자율로는 양도성예금증서 유통수익률(91일물), 예금은행 표지어음 이자율, 신탁 및 단자회사 예치금 이자율, 장·단기 채권 수익률 등을 가중 평균한 값을 이용하였다. 가구소비실태조사자료로부터는 위에서 언급된 개별 금융자산의 상대적 비중을 구할 수 없으므로 조사통계월보에서 집계하고 있는 금융자산 및 부채잔액표(96년 12월 기준)중 개인항목에서 양도성예금증서, 예금은행 표지어음, 신탁 및 단자회사예치금, 그리고 장, 단기 채

권이 차지하는 비율을 계산하여 가중평균 이자율 계산에 필요한 가중치로 사용하였다.

보험권 저축에 대한 이자율은 요구불예금의 이자율을 사용하였다.

만일 각 금융자산으로부터의 이자수입이 별도로 조사되어 보고된다면 금융자산별로 이에 상응하는 이자율을 할인율로 적용하여 현재가치를 구할 수 있을 것이다. 그러나 가계소비실태조사자료는 모든 이자소득의 총합만을 보고하고 있으므로 가계가 보유한 전체 이자지급 금융자산을 대표하는 이자율을 추정하고 이를 이용하여 금융자산의 가치를 추정할 수 밖에 없다. 그런데, 각각의 가계마다 보유하고 있는 금융자산의 구성이 다르므로 가구별 이자소득을 자본가치화할 때 필요한 할인률 역시 이를 반영하여 달라져야 할 것이다. 따라서, 본 연구는 개별 가계가 보유하고 있는 금융자산의 비중을 가중치로 하여 가계별로 상이한 할인율을 추정하였다.

한편 배당률로는 「조사통계월보」의 증권거래 및 주가지수표로부터 가중평균배당수익률을 구하여 사용하였다. 모든 자료는 1996년 12월의 값을 기준으로 사용하였다.

금융자산 보유액 추정액과 비교

가구소비실태조사에서 직접 조사한 금융자산의 총액을 "금융자산 Ⅰ", 이자 및 배당소득을 자본가치화하여 얻은 금융자산 총액을 "금융자산 Ⅱ"로 표기하기로 한다. 이들의 비교결과는 <표 6>에 요약되어 있다.

<표 6>을 보면 이자 및 배당소득으로부터 추정된 금융자산이 가구소비실태조사의 저축부채조사에서 보고된 총저축보유액에 비해 평균값이 훨씬 작을 뿐만 아니라 표준편차는 매우 큰 것으로 나타난다.

<표 6> 금융자산 추정액과 보유액 통계의 비교

단위: 천원

	총저축 추정액 (금융자산 Ⅱ)	총저축 보유액 (금융자산 Ⅰ)
평 균	7295.2	16991.6
표 준 편 차	52573.6	29398.5
상 관 계 수	0.4222	

한편 추정된 금융자산 총액과 보고된 금융자산 총액간의 상관계수(correlation coefficient)를 보면 0.4222로 그리 높은 편은 아니다. 그러나 t 검정을 해 보면 두 변수간 상관관계가 없다는 귀무가설이 1%의 유의수

준으로 기각되므로 두 변수간에 유의한 상관관계가 존재하며 이런 점에서 보고된 금융자산과 이자, 배당소득 자료간에 어느 정도 내적 적합성이 있다고 생각된다.

추정된 금융자산 보유액이 실태조사에서보다 작게 나타날 수 있는 이유로는 다음과 같은 점을 생각할 수 있다.

첫째, 가구소비 실태조사에서 각 가계가 보고하는 이자수입은 조사년도중 실제 수령한 이자만을 포함하고 있다. 이 경우 만기가 일년을 초과하면서 만기시에 원리금을 일시에 지급하는 금융자산을 보유하고 있는 경우에는 이 금융자산으로부터의 이자소득은 전혀 없는 것으로 처리된다. 예를 들어 이년 만기 정기예금을 보유하는 경우 조사년도 중에 만기가 된다면 이자소득이 보고되겠지만 조사년도 이후에 만기가 도래한다면 조사년도 중에는 이자소득이 없는 것이며 나타난다. 이 경우 이자소득으로부터 추정된 금융자산의 가치가 실제 금융자산에 비해 과소평가될 가능성이 있다. 그러나 개별 가구의 입장이 아닌 표본 전체로 볼 때에는 만기시의 원리금 지급 문제가 금융자산 추정액과 조사액간의 차이를 설명할 수 없음에 유의하여야 한다. 유사한 논리로 조사년도에 만기가 도래하여 투자기간 중 축적된 원리금을 한꺼번에 받은 가구의 금융자산은 과대평가될 것이다. 따라서 조사년도 중에 만기가 도래하는 가계와 그렇지 않은 가계가 골고루 분포되어 있다면 과대평가액과 과소평가액은 서로 상쇄될 수 있기 때문이다.

둘째, 가구소비 실태조사에서 가계가 보고하는 이자수입은 가구가 실제 수령한 세후 소득이다. 즉 금융기관들은 이자나 배당을 지급할 때 이자소득세와 배당소득세를 원천징수 한 후 지급하므로 각 가계가 보고하는 이자 또는 배당소득은 세후 소득이 된다. 본 연구에서 금융자산의 가치를 추정하기 위해 사용한 이자율은 세전 이자율이므로 추정된 금융자산은 과소평가되기 마련이다. 이를 수정하기 위해서 96년 당시의 이자 및 배당소득세율인 16.5%(주민세 포함)만큼 할인율을 감소시킨 후 금융자산 총액을 추정하면 추정액이 16.5% 증가하게 된다. 그러나, 이와 같은 조정을 거치더라도 두 총액간의 차이는 여전히 큼을 알 수 있다.

셋째, 본 연구에서 할인율로 사용한 이자율이 지나치게 높을 가능성이 있다. 예를 들어 요구불예금 이자율의 경우 3개월이상 6개월미만 자유저축예금 이자율을 사용하였지만 자유저축예금이 수시로 입출금되는 요구불예금이라는 점을 감안해 볼 때 실제 평균수신금리는 이보다 훨씬 낮을 가능성이 있다. 보험권 저축 이자율도 저축성 보험의 경우에는 이자율이 상당히 높지만 보장성 보험의 경우에는 이자율이 매우 낮으므로 본고에

서 사용된 할인률이 과대추정되었음을 시사할 수 있다.

넷째, 가구소비 실태조사에서 이자 또는 배당소득이 누락되어 보고될 가능성을 생각할 수 있다. 보고자가 기억을 하지 못하거나 소득규모의 노출을 우려하여 실제보다 축소하여 보고를 했을 가능성도 있다. 특히 1996년은 종합소득과세가 시행된 첫 해이므로 금융 고소득자의 경우 축소보고의 가능성을 배제할 수 없다.

<표 7> 가구주 연령별 금융자산 추정액과 보고액 비교

	금융자산 추정액 평균치	금융자산 보고액 평균치	상관계수	관측수
60 이상	8702.8	15873.1	0.73	2621
60 미만-50 이상	13211.2	21215.3	0.36	3905
50 미만-40 이상	8613.1	19883.5	0.56	6003
40 미만-30 이상	4966.8	16320.3	0.31	7680
30 미만	2405.7	9501.6	0.50	3440

특기할 것은 추정된 금융자산이 보고된 금융자산 총액을 과소평가하는 정도가 가구주 연령이 낮을수록 심해진다는 것이다. <표 7>은 가구주 연령별로 추정된 금융자산과 보고된 금융자산의 평균과 상관계수를 보고하는데 가구주 연령이 50세 이상인 가구의 경우는 추정치가 보고된 값의 50%를 초과하나 30세 미만 가구의 경우에는 30%에 미달함을 볼 수 있다.

Ⅳ. 유동성 제약하의 소비지출

이 장에서는 가구소비실태조사자료를 사용하여 유동성제약이 우리 나라 가계의 소비지출에 미치는 영향을 분석하였다. 유동성제약 가설에 대한 검증은 패널자료(panel data)를 이용하는 것이 이상적이나 본 연구는 가구소비실태조사자료가 횡단면자료(cross-sectional data)인 점을 감안하여 Hayashi(1985)의 분석방법을 이용하여 우리 나라의 가계 소비에 있어서 유동성제약의 정도를 추정하였다. 모형에 대해서는 박대근·이창용(1998)에서 자세히 설명하였으니 요약문에서는 모형의 기초가 되는 직관만을 설명한 채, 추정과 검정에 사용될 회귀변수 및 자료의 성격을 소개하고 실증분석 결과만을 제시하도록 한다.

1. 모형의 직관적 설명

Hayashi의 실증분석은 유동성 자산을 많이 보유한 가구일수록 유동성에 제약을 받지 않을 것이라는 점에 착안하고 있다. 따라서 전체 가구를 유동성 자산을 많이 보유한 가구와 그렇지 못한 가구로 나눈 후 두 그룹의 소비지출 패턴간에 차이가 있는지를 검증함으로써 유동성제약의 존재 유무를 판단할 수 있을 것이다.

이를 좀 더 상세히 설명하면 다음과 같다. 가구가 차입에 제약을 받을 경우 유동성 자산을 충분히 보유한 가구는 소비지출이 유동성에 의해 제약받지 않으나, 유동성 자산이 충분치 않은 가구의 소비지출은 그 상한이 유동성 보유액을 초과할 수 없다. 따라서 유동성 제약하에 놓인 가구의 소비지출의 관측치는 소비자가 희망하는 소비지출 수준을 나타내는 것이 아니라 상한이 잘려져서 관측된 소비지출(truncated observation)로 해석할 수 있다. 만일 전체가구에서 이들의 비중이 크다면 상한이 잘려진 관측치가 있음을 감안하여 소비모형을 추정하는 Tobit 추정법에 의한 추정결과와 이를 감안하지 않는 OLS 추정법에 의한 추정결과 사이에는 큰 차이가 있을 것이다. 이러한 차이의 존재여부는 Hausman(1978)이 제시한 설정검정(specification test)을 통하여 검증할 수 있다.

2. 실증분석을 위한 자료

○ 소비지출(CON)

소비지출은 가구소비실태조사의 10월 및 11월 소비지출을 연간자료로 환산하였다. 소비지출은 계절성에 의해 크게 영향받기 때문에 10월 및 11월 소비지출의 합을 단순히 6배 하여서는 정확한 연간 소비지출을 구할 수 없다. 따라서 계절성의 문제를 해결하기 위해 과거 5년간의 도시가계조사 자료로부터 연간소비지출 및 10월, 11월 소비지출 자료를 구해 연간소비지출/(10월, 11월 소비지출) 값을 구한 후, 과거 5년간의 평균치를 계절성 조절을 위한 환산비로 사용하였다.

○ 가처분소득(YD)

본 연구는 기존 연구에서 가장 널리 사용되는 것처럼 근로소득, 자산소득, 기타 소득의 합에서 각종 조세 (소득세, 방위세, 주민세, 재산세 등)와 사회보장분담금 등 비소비지출을 차감한 세후소득(after tax income)을 가처분소득으로 정의하였다. 이와 같이 정의된 소득은 국민계정상의 가처분소득과 마찬가지로 자산이득을 포함하지 않는다.

가구소비실태조사에서는 10월 및 11월 소득자료뿐만 아니라 연간 소득자료도 보고하고 있으므로 소득은 연간 소득자료를 그대로 사용하였다. 그러나 연간소득으로부터 가처분소득을 구하기 위해서는 가구 연간소득에서 비소비지출(조세 등이 포함됨)을 빼야 하는데 이에 대한 자료는 10월 및 11월밖에 없으므로 먼저 소비지출과 같은 요령을 통해 연간 비소비지출을 구한 다음 이를 연간 소득으로부터 차감하여 가처분소득을 구하였다.

○ 유동성자산(LIQ)

가계가 보유한 유동성 자산은 가구소비실태조사에서의 총저축보유액에 유동성가중치×전세금을 더해서 구하였다.

위에서 전세금을 더한 이유는 전세금의 경우에는 전세 계약 중에도 위약금을 지불하거나 새로운 세입자를 구함으로써 현금으로 전환하는 것이 가능하기 때문에 어느 정도 유동성이 있다고 생각되기 때문이다. 다만 거래비용의 크기를 고려하여 다른 금융자산 유동성의 1/5에 해당하는 0.2를 유동성 가중치로서 부여하였다.

○ 순자산(ASSET)

순자산은 금융자산과 부동산 보유액에서 금융부채를 차감한 값을 말한다. 순자산으로는 "가구소비실태조사에서 조사된 부동산보유평가액 + 총저축 - 총부채"를 사용하였다. 연금자산은 자료를 구하거나 추정하기가 곤란하여 순자산의 추정에서 제외하였다.

○ 자가주택 또는 전세주택 더미변수(HOUSE)

자가주택 소유자 또는 전세주택 거주자의 경우 1의 값을 가지는 더미변수(dummy variable)를 말한다. 이 변수를 소비함수의 설명변수로 포함시키는 이유는 다음과 같다. 자가주택 소유자와 전세주택 거주자는 월세를 지급하지 않으므로 월세주택 거주자에 비해 월세지급액만큼 소비지출이 적은 것으로 조사될 것이다. 따라서 소비함수 추정에 있어서 자가 또는 전세주택 거주자인 경우 1의 값을 가지는 더미변수를 설명변수로 포함함으로써 추정결과의 왜곡을 방지할 수 있다. 이 변수의 계수값은 음(-)의 부호를 가질 것으로 기대된다.

○ 가구주 연령(AGE)

Hayashi(1985)는 45세를 breaking point로 잡았으나 우리 나라는 박대근·이창용(1997)의 연구에서 나타나듯이 연령별 소비 또는 저축 프로필에서 특별히 breaking point가 나타나지 않으므로 본 연구에서는 AGE와 AGE의 제곱항만을 그대로 설명변수로 이용하였다.

○ 가구원수(FSZ)

소비함수의 종속변수인 소비는 가구원 일인당 소비가 아닌 가구 전체의 소비이므로 가구원수가 많을수록 소비가 크게 나타날 것이다.

표본으로는 가구소비실태조사에서 조사된 전체 가구중 outlier를 제거하고, 분포의 정규성(normality)과 동분산성(homoskedasticity)을 확보하기 위해 다음 기준에 해당하는 가구를 제외시켰다. 아래 기준 중에서 (3)~(6)은 정규성과 동분산성을 위해 도입되었다.

(1) 사업자이거나 무직인 가구(9,382 가구)
(2) 농업에 종사하는 가구(118 가구)
(3) 가처분소득이 전체 평균의 30배 이상 혹은 1/30배 이하인 가구(1,662 가구)
(4) 자산보유액이 전체 평균의 50배 이상 혹은 1/50배 이하인 가구(1,337 가구)

(5) 소비/가처분소득의 비율이 5를 초과하는 가구
(6) 가구주 연령이 65세 이상인 가구(1,698 가구)

<표 8>은 위 기준에 해당하는 표본을 제외하고 남은 13,443개의 가구에 대해 구한 각 변수의 표본통계량을 보여 준다.[3)]

<표 8> 각 변수별 표본통계량

변 수	평 균	표준편차	skewness
CON(천원)	13559.4	9232.2	3.304449
YD(천원)	22133.9	12988.0	3.700531
LIQ(천원)	20370.6	25040.8	12.57122
ASSET(천원)	76567.4	119000.0	8.233366
HOUSE	0.818	0.385943	-1.64744
AGE	39.60	10.57255	0.361744
FSZ	3.40	1.329921	0.052847

<표 9> 두 소비자 집단의 비교 (괄호 안은 표본의 수)

변 수	비제약집단(CON<U: 10194)		제약집단(CON≥U: 3249)	
	평 균	표준편차	평 균	표준편차
CON(천원)	10930.8	5591.4	21807.1	12841.2
YD(천원)	24972.9	13224.6	13226.3	6679.1
LIQ(천원)	23017.7	27642.3	12065.1	10301.9
ASSET(천원)	85837.2	127000	47482.4	81678.6
HOUSE	0.837	0.369239	0.757	0.428683
AGE	39.95	10.31809	38.51	11.26538
FSZ	3.52	1.297565	3.00	1.353698

3) 제Ⅲ장에서 추정된 금융자산보유액과 주택보유액 자료를 이용한 ASSET와 LIQ 변수를 사용하여 실증분석을 해 보았으나 유사한 결과를 얻었기에 본고에서는 이에 대한 결과를 별도로 제시하지 않는다.

<표 9>는은 전체 표본을 유동성제약에 처한 가구와 그렇지 않은 가구로 나누어 각 변수의 평균값과 표준편차를 보여 준다. 유동성제약여부의 판별기준으로 사용되는 U의 값으로는 0.85×(YD+0.2×LIQ)를 선택하였다. 전체 13,443개 가구 중 3,249개 가구가 유동성제약조건에 의해 제약받는 것으로 나타났는데, 주로 가처분소득에 비해 소비수준이 높은 가구가 이 범주로 분류된 것으로 보인다. 뿐만 아니라 제약집단은 비제약집단에 비해 유동성자산의 규모와 순자산의 규모가 낮으며 가구주 평균연령도 낮은 것으로 나타났다.

<표 9>에 제시된 두 집단간의 차이는 동일한 기준을 이용하여 미국의 소비자들의 유동성제약을 연구한 Hayashi(1985)의 결과와 대조를 이룬다. Hayashi는 1963-1964 Survey of Financial Characteristics of Consumers에서 조사된 가구들을 U=0.85×(YD - 0.2×LIQ)의 정의를 사용하여 제약집단과 비제약집단으로 나누었는데 그 결과는 <표 11>에 요약되어 있다. <표 9>와 <표 10>을 비교해 보면 동일한 분류기준을 적용했음에도 불구하고 한국과 미국에 있어서 유동성 제약집단의 성격에 상당한 차이가 있음을 알 수 있다.

우선 미국의 경우는 제약집단에 속하는 가구의 비중이 한국에 비해 매우 높음을 알 수 있다. 그렇다면 한국과 미국의 가구간에는 왜 이와 같은 차이가 있는 것일까? 전체 가구 중 제약집단으로 분류된 가구의 비중이 한국이 미국보다 훨씬 낮은 이유는 가구당 평균소비성향이 한국이 미국에 비해 매우 낮기 때문이다. 전체 표본평균으로부터 계산된 평균소비성향은 한국이 0.61, 미국이 0.92로 한국이 미국에 비해 크게 낮다. 따라서, 위에서 제시된 분류기준을 이용하는 한 소비성향이 매우 낮은 한국의 가구 중에서 위 제약조건을 만족시키는 가구의 수가 미국에 비해 상대적으로 작게 나타나는 것이 당연하다. 직관적으로 생각할 때 저축을 하고 있는 가구의 소비지출이 유동성 제약을 받고 있지는 않을 것이기 때문이다.

다음으로는 한국의 경우에는 소비수준이 유동성제약여부를 결정하는데 중요한 역할을 한 반면 미국은 가처분소득 수준이 유동성제약집단과 비제약집단을 구분하는 중요한 변수라는 사실이다. <표 10>을 보면 미국의 경우 두 집단간에 소비수준에는 큰 차이가 없으나 유동성제약에 처한 집단이 그렇지 않은 집단에 비해 가처분소득과 유동성자산의 수준이 매우 낮음을 알 수 있다. 즉, 미국의 경우에는 제약집단으로 분류된 가구들이 특별히 소비가 높아서가 아니라 가처분소득과 유동성자산의 규모가 낮기 때문에 제약집단에 속하게 된 것이다. 반면 <표 9>를 보면 한국의 경우에는 두 집단간에 가처분소득과 유동성자산의 수준에 차이가 있을 뿐만

아니라 소비지출에도 큰 차이가 있음을 알 수 있다. 한국의 경우는 이해하기 힘들게도 유동성제약집단의 소득과 보유 유동성자산이 적음에도 불구하고 소비지출은 오히려 비제약집단의 지출보다 큰 사실을 볼 수 있다.

<표 10> 두 소비자 집단의 비교 - Hayashi의 분석결과

변 수	CON<U (455)		CON≥U (576)	
	평 균	표준편차	평 균	표준편차
CON(S)	7,360	7,393	6,796	7,318
YD($)	9,709	8,745	5,987	4,367
LIQ($)	26,961	87,653	1,956	12,383
ASSET(S)	49,888	117,968	11,026	29,061
HOUSE($)	19,946	44,644	9,927	16,844
AGE	45.4	11.3	40.7	11.6
FSZ	3.4	1.7	3.9	2.1

주: Hayashi(1985)는 보유주택가격을 HOUSE변수로 사용하였음.
자료: Hayashi(1985)에서 轉載.

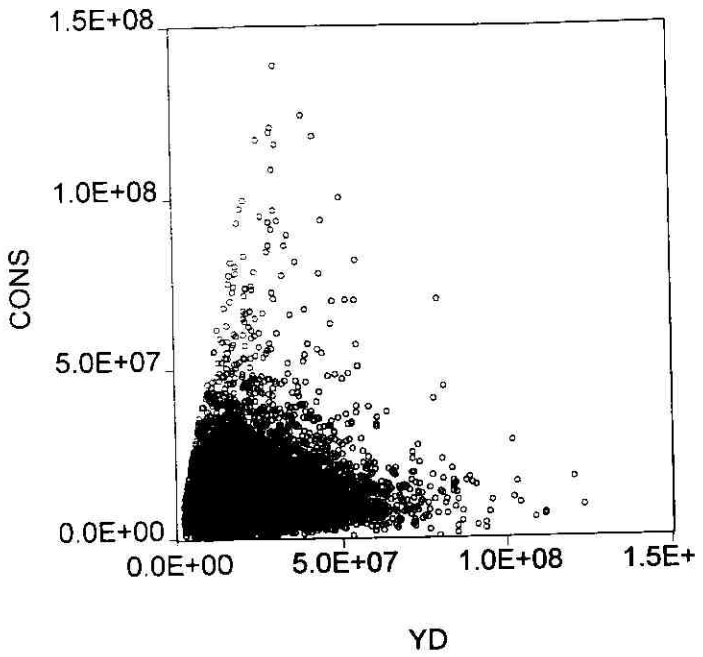
이와 같은 차이의 원인은 우리 나라 개별 가계의 소비패턴의 분포가 미국과 다른 특성을 가지고 있다는 점에서 찾아볼 수 있다. [그림 1]은 소비와 가처분소득간의 산포도(scatter diagram)를 보여 준다. 이 그림에서 특이한 것은 관측치가 소비와 가처분소득간의 평균적 관계를 나타내는 직선을 중심으로 타원형의 분포를 가지고 않고 원점을 중심으로 한 원추형의 분포를 가지고 있다는 사실이다.

이와 같은 분포는 가구들의 평균소비성향이 전체 가구의 평균값을 중심으로 한 정규분포를 이루고 있지 못하고 양끝이 매우 두터운 밀도함수를 가지고 있음을 의미한다. 이와 같은 사실은 가구당 평균소비성향의 도수분포를 보여 주는 [그림 2]에서도 확인할 수 있다. 특히 가처분소득은 낮으나 소비수준이 매우 높은 집단과 가처분소득은 높으나 소비수준이 매우 낮은 집단의 크기가 무시할 수 없을 정도로 크다는 것이 가구소비실태조사 자료에 나타난 우리 나라 가구의 소비지출 특성이다.

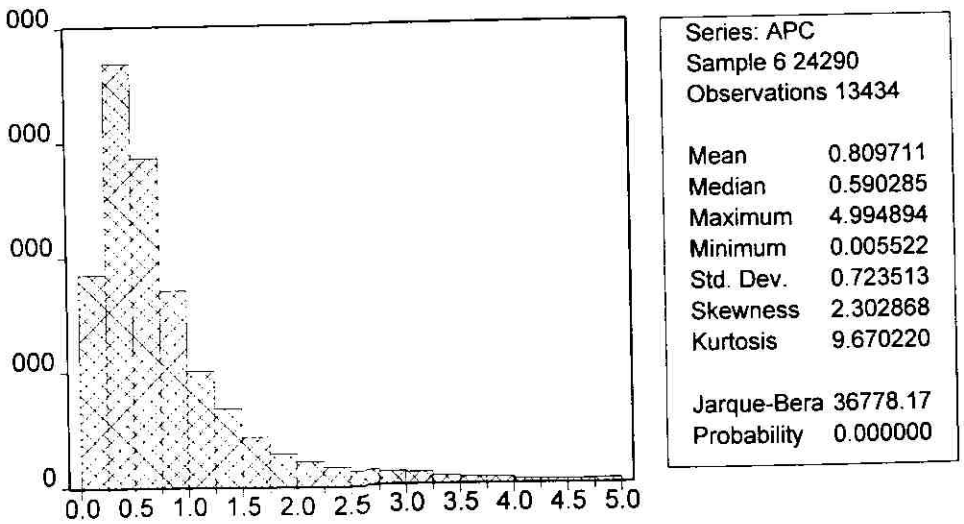
<표 9>에서 두 집단을 분류하기 위해 사용된 기준은 결국 [그림 1]의 산포도에 절편이 0.85×0.2×LIQ이고 기울기가 0.85인 직선을 긋고 이 직선보다 위에 있는 점들을 제약집단으로 분류하는 것에 해당한다. 그런데 이 기준에 따라 가구들을 분류하면 당연히 제약집단에 평균소비성향이 높은 가구들이 포함되는데 이들 중에는 소비수준이 매우 높은 가구들이 상

당히 많이 포함된다. 반면에 비제약집단에는 가처분소득은 높으나 소비수준이 매우 낮은 가구들이 상당히 많이 포함되므로 제약집단에 비해 평균 소비수준은 낮고 가처분소득은 높게 나타난 것이다.

[그림 1] 소비와 가처분소득의 산포도



[그림 2] 평균소비성향의 분포



3. 소비함수 추정 및 가설검정

소비함수의 추정을 위해 회귀식에 포함된 변수는 AGE, AGE^2, FSZ, ASSET, ASSET*AGE, ASSET*AGE^2, ASSET*FSZ, YD, YD*AGE, YD*AGE^2, YD*FSZ, LIQ, $ASSET^2$, YD^2, HOUSE 등이다. 이분산성을 해결하기 위해 종속변수(CON)와 상수항을 비롯한 모든 설명변수들을 가처분소득(YD)으로 나누었다.

<표 11>은 OLS 추정결과를 보여 주는데 대체로 이론이 예측하는 바와 일치하는 부호를 가지고 있음을 볼 수 있다. 우선 가처분소득과 순자산의 제곱항의 계수가 음의 값을 가지고 있어 저소득 가구와 고소득 가구간에 소비패턴에 차이가 있음을 보여준다. 또한 유동자산의 양과 가구원의 수가 커질수록 소비가 증가함을 알 수 있다. 한편 HOUSE의 계수는 이론의 예측과는 반대로 양의 값을 가지고 있지만 유의한 수준은 아니다.

<표 11> OLS 추정결과

variable	coefficient	t-statistic
상수	4.26E+06	2.994598
AGE	2.83E+05	3.766799
AGE*AGE	-4.57E+03	-5.167781
FSZ	4.31E+05	4.491262
ASSET	-0.008305	-0.468511
ASSET*AGE	0.001231	1.390827
ASSET*AGE*AGE	-1.41E-05	-1.390903
ASSET*FSZ	-0.003884	-4.25604
YD	0.437245	3.177392
YD*AGE	-0.010151	-1.43232
YD*AGE*AGE	0.000192	2.336137
YD*FSZ	0.000293	0.039077
LIQ	0.020617	4.33267
LIQ*ASSET*ASSET	-6.58E-13	-0.516621
YD*YD	-6.84E-09	-12.57571
HOUSE	1.74E+05	1.052716

한편 Tobit 모형을 최우추정법을 이용하여 추정하였는데 그 결과는 <표 12>에 나타나 있다.

<표 12> Tobit모형 추정결과

변 수	coefficient	z-statistic
상수	-647128.0	-0.85812
AGE	144347.7	3.60005
AGE*AGE	-2100.46	-4.46177
FSZ	208736.7	3.949014
ASSET	0.006676	0.791156
ASSET*AGE	0.000136	0.32984
ASSET*AGE*AGE	-2.30E-06	-0.47474
ASSET*FSZ	-0.001865	-4.290054
YD	0.752058	11.14077
YD*AGE	-0.0083	-2.39372
YD*AGE*AGE	0.000118	2.924312
YD*FSZ	-0.00244	-0.64405
LIQ	0.047989	21.86302
LIQ*ASSET*ASSET	-1.42E-12	2.40291
YD*YD	-7.80E-09	-29.4628
HOUSE	284981.1	3.460061

<표 11>와 <표 12>에 보고된 OLS와 Tobit 추정결과는 상당한 차이가 있는 것으로 보인다. 이들 추정치 간에 유의한 차이가 있는지는 Hausman의 설정검정을 통해 분석할 수 있다. Tobit과 OLS 추정계수를 각각 b_T, b_O라 하고, Tobit과 OLS 추정량의 분산-공분산 행렬에 대한 일치추정량을 각각 V_T, V_O라고 할 때, Hausman의 검정통계량 W는 다음 식과 같이 정의되며 이는 모집단에 유동성제약에 처한 가구가 없다는 귀무가설 하에서 χ^2 (Chi-square) 분포를 가진다.

$$W = (b_T - b_O)'(V_T - V_O)^{-1}(b_T - b_O)$$

<표 11>과 <표 12>의 추정결과로부터 구한 Hausman 검정통계량의 값은 1,159.4였다. 귀무가설하에서 W는 자유도 16인 χ^2분포를 가지므로 모집단 가구중에 유동성제약에 처한 가구가 없다는 귀무가설이 확실히 기각된다.[4] 이처럼 검정통계량이 매우 큰 값을 가지는 것은 Tobit 추정량의 분산이 OLS 추정량의 분산과 큰 차이가 없다는 데 주된 이유가 있다.

대부분의 경제학자들에게 유동성 제약의 존재를 확인한 위의 결과는 그리 새롭지 않은 사실일 것이다. 보다 흥미로운 질문은 우리 나라 가구의 소비에 있어서 유동성제약이 어느 정도로 중요한 영향을 미쳤는가에 대한 것이다. 이를 알아보는 방법으로 전체가구에 대한 소비의 표본평균(sample mean)과 Tobit모형에 의해 추정된 희망소비수준의 표본평균을 비교해 볼 수 있다. 즉 b_T를 추정된 Tobit모형의 계수벡터라 하고, x를 설명변수라 표시하면 $x'b_T$는 소비자가 유동성제약에 처하지 않았을 때 선택되었을 희망소비수준(desired consumption)의 추정치이다. 이 소비수준을 실제 소비수준과 비교함으로써 유동성제약이 전체 소비에 미친 영향을 가늠해 볼 수 있다.

<표 13>은 <표 12>에 제시된 Tobit 추정치에 각 설명변수의 평균값을 곱하여 구한 소비수준과 표본으로부터 계산된 소비수준을 비교하고 있다. Tobit 모형을 추정할 때 이분산성을 제거하기 위해 종속변수를 비롯한 모든 설명변수들을 YD로 나누었으므로 Tobit모형으로부터 구한 추정치는 희망소비수준이 아니라 평균소비성향(희망소비수준/가처분소득)을 나타낸다. <표 13>에 따르면 $x'b_T/YD$의 값은 0.639이고 소비의 표본평균을 가처분소득의 표본평균으로 나눈 값이 0.613이다. 이를 연간소비지출로 환산하면 Tobit을 이용한 소비지출의 추정치는 1,414만원이고 표본평균의 값은 1,356만원이므로 유동성제약은 우리 나라 가계의 소비를 약 4.1% 감소시키며 평균소비성향을 2.6% 포인트 낮추는 효과가 있다고 결론지을 수 있다. 참고로 Hayashi는 미국의 경우 유동성제약이 소비를 약 2.7%, 평균소비성향을 약 5.5% 포인트 낮춘다는 결론을 얻었다. 소비자 금융에 대한 규제로 말미암아 한국의 소비자금융이 미국에 비해 상대적으로 덜 발달된 반면에 한국의 저축률이 미국에 비해 매우 높다는 점을 고려할 때 우리 나라의 유동성 제약 정도가 미국과 비교하여 특별히 높게 나타나지 않은 것은 이해할만한 결과라 생각된다.

---

4) V_T는 b_T값에서 평가된 우도함수의 Hessian 행렬을 사용하여 추정되었다. 한편 V_O를 추정함에 있어서 e의 분산 추정치로 OLS 추정량 대신 Tobit 추정량을 이용하였는데, 이는 e의 분산으로 OLS 추정량을 사용할 경우 $V_T - V_O$가 반드시 positive definite matrix가 되지 않을 수 있기 때문이다.

실증분석 결과에 대한 논의를 마치기 전에 위의 추정 결과가 유동성제약가구와 비제약가구를 분리하는 기준인 U를 변화시킬 때 어떻게 변화하는지 살펴보자. 구체적으로 본고는 U의 값으로 정의한 0.85×(YD+0.2×LIQ)에서 계수 0.85를 1 또는 0.6, 계수 0.2를 0.5 또는 0으로 변화시켜 보았다. 그 결과 Hausman 검정결과는 앞서와 마찬가지로 모두 유동성제약이 없다는 귀무가설을 기각하였다. 그러나 Hayashi의 결과와는 달리 우리나라의 경우에는 추정된 유동성제약의 정도가 계수의 변화에 따라 크게 상이하였으며 경우에 따라서는 유동성제약 정도가 극히 미미한 것으로 나타났다. 이와 같이 추정 결과가 U의 정의에 따라 민감하게 변화한 것은 제IV.2절에서 밝힌 바와 같이 가구소비실태조사 자료의 평균소비성향이 정규분포를 따르기 보다 양끝이 두터운 분포를 따르고 있기 때문이라 생각된다. 따라서 유동성제약 정도를 추정하기 위해서는 미국 자료와는 달리 평균소비성향의 분포가 정규분포를 따르지 않고 있는 가구소비실태조사의 성격이 자료수집의 문제 때문에 발생한 것인지 아니면 우리 나라 가구 소비성향의 진정한 특징인지가 우선적으로 밝혀져야 한다. 이를 위해 가구소비실태조사 자료 이외의 자료에서도 이러한 현상이 나타나는지 분석하는 것은 향후 중요한 연구과제라 생각된다.

<표 13> 희망소비수준과 실제소비수준의 비교

	전체가구
Tobit에 의해 예측된 평균소비성향	0.639
표본의 평균소비성향	0.613
Tobit에 의해 예측된 소비지출	14,141,775
표본의 평균소비지출	13,559,447
관측치의 수	13,443

주: y^*는 Tobit의 계수에 각각의 설명변수의 평균값을 곱하여 구한 값임. 여기서 설명변수는 원래의 설명변수를 지칭하는 것이 아니라, 각각을 가처분소득(YD) 나눈 것을 말한다.

V. 결론

본고는 가구소비실태조사를 두 가지 목적을 가지고 분석하였다. 첫째, 새로이 발표된 자료라는 점을 고려할 때 가구소비실태조사 자료와 기존 자료와의 적합성을 검증하는 것은 매우 의미 있는 작업이다. 따라서 본고는 가구소비실태조사 자료로부터 나타난 저축·부채 보유실태의 특성을 파악하고 기존 자료와의 비교를 통해 자료의 신빙성 및 내적 적합성을 검증하였다. 둘째, 본 연구는 가구소비실태조사자료를 이용하여 유동성제약 하에서의 소비함수를 추정하고 이를 이용하여 우리 나라 가구의 소비결정에 있어 유동성제약의 중요성을 추정하였다.

또한 Hayashi(1985) 방법을 통해 유동성제약 정도를 추정한 결과 본고는 유동성제약이 우리 나라 가계의 소비를 약 4.1% 감소시키며 평균소비성향을 2.6% 포인트 낮추는 효과가 있음을 발견하였다. 참고로 동일한 방법을 통해 Hayashi는 유동성제약으로 인해 미국 가구의 소비가 약 5.5% 감소한 것으로 추정하였다. 우리 나라의 유동성 제약 정도가 미국에 비교하여 특별히 높지 않게 나타난 것은 한국의 저축률이 미국에 비해 매우 높은 것을 고려할 때 쉽게 이해할 수 있다. 또한 유동성제약의 정도가 그리 크지 않다는 사실은 매우 중요한 정책적 시사점을 가진다.

우리 나라는 90년대에 들어 금융자율화를 추진하는 과정에서 소비자금융에 대한 기존 규제가 완화되고 할부금융을 비롯한 소비자신용제도가 확대되고 있다. 이로 인해 많은 사람들이 가계의 차입이 확대되고 소비증대와 저축하락이 초래될 것을 우려하고 있다. 그러나 소비자 금융의 확대가 어느 정도 소비증대를 가져올지를 판단하기 위해서는 현재 가계소비가 어느 정도 유동성 제약에 의해 영향받고 있는지에 대한 평가가 먼저 이루어져야 한다. 만일 1996년 현재 한국의 가계소비는 유동성제약의 영향을 받고는 있으나 그 정도는 그다지 크지 않다는 본고의 결과가 옳다면, 이는 소비자 금융확대로 인한 저축률 하락이 그리 크지 않을 것이다.

그러나 유동성제약의 중요성에 대한 본고의 추정결과는 유동성제약의 유무를 구분하는 모형 설정에 따라 민감하게 변화하였기 때문에 위에서 언급한 정책적 시사점 또한 추정결과에 따라 달라질 수 있다. 특히 본고는 추정 결과가 불안정한 까닭은 가구소비실태조사 자료의 평균소비성향이 미국과는 달리 정규분포를 따르기 보다 양끝이 두터운 분포를 따르고 있기 때문임을 주장하였다. 따라서 유동성제약의 중요성을 보다 정확히 추정하기 위해서는 가구소비실태조사의 이러한 성격이 자료수집 문제에서 발생한 것인지 아니면 우리 나라 가구 소비성향의 진정한 특징인지를 우

선적으로 밝혀야 한다. 이를 위해 가구소비실태조사 자료 이외의 자료에서도 이러한 현상이 나타나는지 분석하는 것은 향후 중요한 연구과제라 생각된다.

Ⅵ. 참고문헌

김광석, 『한국가계의 저축형태』, 한국개발연구원, 1975.

박대근·이창용, 『한국의 저축률 추이에 관한 연구』, 연구보고서 97-06, 조세연구원.

박대근·이창용, "금융자산·부채 보유와 소비지출과의 관계분석," 1998.

유병하, "우리나라의 가계저축" 『조사통계월보』, 한국은행, 1988, 31-44.

이성민, "우리 나라 도시 근로자 가구의 저축 형태 분석", 『조사 월보』제254호, 국민은행, 1992.

이명훈, "우리나라 도시가계의 저축형태분석," 『조사통계월보』, 제39권 제441호, 한국은행, 1985, pp. 31-50.

차은영, "저축행동과 유동성제약: 한국자료를 중심으로," 『경제학연구』, 제44집, 한국경제학회, 1996, pp. 27-48.

통계청, 『도시가계연보』, 각년호.

Carroll, Christopher D., Rhee, Byung-Kun and Rhee, Changyong, "Are There Cultural Effects on Saving? : Cross-Sectional Evidence," *Quarterly Journal of Economics*, 1994.

Carroll, Christopher D. and Summers, Lawrence H., "Consumption Growth Parallels Income Growth : Some New Evidence," In B. Douglas Bernheim and John Shoven, eds., *National Saving and Economic Performance*, University of Chicago Press, 1991.

Collins, Susan M., "Savings and Growth Experiences of Korea and Japan," *Journal of The Japanese and International Economies*, December 1988.

Deaton, Angus, "Panel Data from Time Series of Cross Sections," *Journal of Econometrics*, 1985.

Deaton, Angus, "Saving and Liquidity Constrants," *Econometrica*, 1991.

Deaton, Angus and Paxson, Christina H., "Saving, Growth, and Aging in Taiwan," in D. Wise, eds., *Studies in The Economics of Aging*, Chicago : University of Chicago Press, 1994.

Ehrlich, Isaac and Francis T. Lui, "Intergenerational Trade, Longevity, and Economic Growth," *Journal of Political Economy*, Vol. 99, Number 5, 1991.

Fry, Maxwell J. and Mason, Andrew, "The Variable Rate-of-Growth Effect in the Life-Cycle Saving Model," *Economic Inquiry*, July 1982.

Hahn, Jinsoo, "What Explains Increases in Korea's Saving Rate?,"

International Economic Journal, Vol. 8, Number 2, Spring 1994.

Hayashi, Fumio, "The Effects of Liquidity Constraints on Consumption: A Cross-Sectional Analysis," *Quarterly Journal of Economics*, vol. 100, 1985, pp. 183-206.

Horioka, Charles Yuji, "The Determinants of Japan's Saving Rate : The Impact of the Age Structure of the Population and Other Factors," *The Economic Studies Quarterly*, September 1991.

Hurd, Michael D. and Lee, Hoe Kyung, "Household Saving Rates in Korea : Evidence on Life-Cycle Consumption Behavior," *Journal of The Japanese and International Economies*, 1995.

Japelli, T. and Macro Pagano (1989), "Consumption and Capital Market Imperfection: An International Comparison," *American Economic Review*, vol. 79, pp. 1088-1105.

Kang, Kenneth H., "Why did Koreans Save so "Little" and Why do They now Save so "Much?"," *International Economic Journal*, Winter 1994.

Kotlikoff, L. and Summers, Lawrence H., "The Role of Intergenerational Transfers in Aggregate Capital Accumulation," *Journal of Political Economy*, 1981.

Leff, Nathaniel H., "Dependency Rates and Savings Rates," *American Economic Review*, December 1969.

Mace, Barbara J., "Consumption Volatility: Full Insurance in the Presence of Aggregate Uncertainty," Ph.D. dissertation, Univ. of Chicago, 1988.

Mace, Barbara J., "Full Insurance in the Presence of Aggregate Uncertainty," *Journal of Political Economy*, 1991.

Mason, Andrew, "Saving, Economic Growth, and Development Change," *Population and Development Review*, March 1988.

Modigliani, Franco, "The Life-Cycle Hypothesis of Saving and Intercountry Difference in the Saving Ratio," In W.A.Eltis, M.FG.Scott and J.N.Wolfe, eds., *Induction, Trade, and Growth : Essays in Honour of Sir Roy Harrod*, Oxford. Clarendon Press, 197-225, 1970.

Poterba, James, *International Comparisons of Household Saving*, Chicago: Chicago University Press, 1994.

Zeldes, Stephan (1989), "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, vol. 97, pp. 305-335.

발표자료 2

인구 구조변화와 가계금융자산 보유행태 분석

성 신 여 자 대 학 교

강 석 훈

인구구조변화와 가계금융자산 보유행태 분석

강석훈

순서

I. 연구의 목적
II. 주택소유, 소득수준 그리고 금융자산
III. 소득수준, 가구주연령 그리고 금융자산
IV. 인구구조변화와 금융자산 보유액의 결정요인 : 多變量 分析
V. 시사점 및 정책 함의

I. 연구의 목적

長期的인 관점에서 볼 때 한국경제는 거시적으로 고도성장기에서 안정성장기로 전환되는 과도기에 있으며, 인구학적으로 노령층의 비중이 상대적으로 많은 인구구조로 전환하고 있다.
한편, 과도기적 단계의 한국경제는 1997년 12월 외환위기 이후 산업생산이 급감하면서 실질소득이 감소하고 실업자가 급증하고 있으며, 금융경색으로 인해 기업부도가 증가하는 가운데 향후에는 개인부도가 속출할 것으로 예상되고 있음. 더욱이 경제침체기에 경기의 안전판 역할을 담당하던 민간소비가 소득감소보다 더욱 감소하여 소비의 경기안정화 기능을 하지 못하고 있다.

축적된 자본이 미약한 상태에서 우리 경제가 외환위기로 촉발된 경제위기를 극복하고 지속적인 경제성장을 달성하기 위해서는 가계부문의 저축과 금융자산축적의 중요성을 아무리 강조해도 지나치지 않을 것이다.
우리나라는 가계저축률은 다른 나라에 비해 상대적으로 높은 수준으로 알려져 있으나, 個人純貯蓄率은 1991년 이후 지속적으로 감소하고 있으

며, 장단기적인 대내외 환경변화 하에서 향후 가계저축률이 어떻게 변화할 것인가에 대하여는 기존 연구가 거의 없는 실정이다.
저축률이 매우 높은 것으로 알려진 일본의 경우에도 고도성장기가 종료되는 1970년대 초반을 전후하여 10~15년 동안 상대적으로 높은 저축률을 기록하였으나 그 이후에는 지속적으로 하락하고 있다.

이와 같은 문제인식 하에 본 연구는 통계청에서 실시한 "96가구소비실태조사"를 바탕으로 우리나라 가구들의 금융자산보유행태를 분석하고, 이를 통해 최근의 장·단기적인 경제환경변화가 우리나라 가구들의 금융자산 축적행태를 어떻게 변화시킬 것인가를 분석, 政策的 含意(policy implication)를 도출하는 것을 목적으로 한다. 본 연구의 구체적인 목적은[1].

첫째, 가구의 금융자산 보유행태에 대한 정형화된 사실(stylized fact)의 도출
둘째, 주택소유여부와 금융자산 보유행태와의 관계분석
세째, 인구구조 변화와 금융자산 보유행태와의 분석
네째, 금융자산 보유 방정식의 추정
다섯째, 금융자산 보유측면에서 최근 경제위기가 가구들에게 미친 영향분석
여섯째, 정책적 시사점 도출이다.

1) 그러나 본고에서 제시한 분석결과는 엄밀한 증거를 바탕으로 한 실증분석이라기보다는 전반적인 행태분석(behavioral analysis)을 통해 도출된 가설들이라고 할 수 있다. 특정한 주제에 대한 엄밀한 분석방법으로 접근하지 않고 이러한 분석방법을 채택한 것은 횡단면 데이터를 이용하여 우리나라 가구의 금융자산 및 저축행태에 대한 연구가 매우 일천한 상태에 있다는 점을 감안 이러한 분야의 연구를 촉진시키고자 하는 목적이 있다.

II. 주택소유, 소득수준 그리고 금융자산

1. 가구유형별 금융자산

평균적으로 볼 때 無職家口와 老人家口가 상대적으로 많은 금융자산 및 純金融資産을 보유하고 있으나, 이러한 가구들의 금융자산 보유액의 不平等度는 다른 유형의 가구에 비해 상대적으로 크다.

우리나라의 가구는 1996년 현재 평균 1771.5만원의 금융자산, 1067.0만원의 純金融資産을 보유하고 있는 것으로 나타났다.

가구유형별로 볼 때 무직가구가 평균 2201.2만원으로 가장 금융자산을 보유하고 있었으며, 다음으로 맞벌이가구 1813.9만원, 일반가구 1684.7만원, 모자가구 1400.4만원, 노인가구 1216.7만원의 순이었음. 5인가구의 경우 무직가구의 평균 금융자산 및 순금융자산은 각각 3646.4만원 3440.4만원으로 일반가구의 2105.8만원, 1449.8만원의 1.73배, 2.37배에 달하고 있다.
그러나 순금융자산의 경우 무직가구가 1802.4만원으로 가장 많았으나, 다음으로 노인가구가 1065.3만원으로 두번째로 많았으며, 맞벌이가구가 925.0만원으로 가장 적은 순금융자산을 보유하고 있다.

1인 노인가구의 경우 상대적으로 적은 금융자산을 가지고 있는 반면 특히 2인 노인가구는 상대적으로 많은 금융자산을 보유하고 있다.
1인 노인가구의 경우 각각 685.0만원, 584.6만원의 금융자산 및 순금융자산을 보유하고 있어서 1인가구 중에서 가장 작은 수준이었으나, 2인 노인가구의 경우 각각 1852.6만원, 1644.1만원의 금융자산 및 순금융자산을 보유하고 있어서 2인 가구 중에서 가장 많은 것으로 나타났다.

변이계수(표준편차/평균)로 측정한 동일한 가구유형 내의 금융자산 보유액의 불평등도는 무직가구와 노인가구가 상대적으로 매우 컸다.
노인가구의 경우 금융자산보유액의 변이계수는 2.78, 무직가구의 경우 2.06으로 나타나 일반가구의 1.56, 모자가구의 1.39, 맞벌이가구의 1.26에 비해 상대적으로 매우 높게 나타났다.
이는 노인가구나 무직가구 내에서 상대적으로 금융자산보유액의 불평등도가 크다는 사실을 의미하며, 향후 노인가구를 위한 노후대책이나 무직가구를 위한 실업대책을 수립할 때에 가구유형보다는 가구의 금융자산 보유액에 대한 정확한 실사를 바탕으로 이루어져야 할 것임을 시사하고 있다.

특징적인 사항은 맞벌이 부부의 경우 가장 높은 연간소득을 올리고 있으나 보유한 순금융자산은 가장 적음. 이러한 사실은 맞벌이부부의 경우 상대적으로 소득이 많은 반면 지출도 또한 동시에 많다는 사실을 의미한다고 하겠다.

<표 1> 가구원수별 가구구분별 금융자산 및 순금융자산 분포(단위:천원)

가구원수	무직가구	노인가구	모자가구	맞벌이가구	일반가구	합계
1	12684.23	6850.48	.	.	9223.46	8955.46
	11119.66	5845.54	.	.	7379.71	7358.43
	7824.52	5851.79	.	.	14255.63	11416.21
	334	909	0	0	1944	3187
2	16742.58	18526.21	12423.30	14539.86	12282.48	14151.66
	14340.70	16441.20	8456.40	7721.83	8104.12	9964.05
	12431.47	13181.66	14404.89	26133.52	19050.16	18613.85
	475	686	236	741	2058	4196
3	25018.60	15507.61	15745.19	17863.53	15955.82	16999.85
	18602.67	10973.20	13973.40	10097.55	9771.81	10576.87
	19907.98	19289.39	12336.73	29493.57	23396.54	24188.73
	383	231	99	1112	3375	5200
4	31285.31	14839.15	16350.15	19207.69	19604.69	19862.40
	25194.05	11047.33	12452.31	9913.96	11313.01	11389.19
	21577.92	13765.91	17878.88	30530.05	26769.87	27585.89
	256	30	41	2195	5402	7924
5	36364.10	30841.36	7982.85	17901.18	21058.15	20625.13
	34404.13	28153.83	968.56	7404.93	13332.90	12268.13
	21580.00	23370.74	20859.66	31498.94	30358.43	30366.26
	101	9	8	819	1681	2618
6	33038.69	109090.72	.	16875.95	25192.32	23335.53
	23194.96	109065.98	.	5020.77	17637.78	14497.68
	34526.92	25654.42	.	36590.96	33743.24	34556.94
	32	2	0	250	587	871
평균	22012.32	12167.07	14004.90	18139.34	16846.58	17115.12
	18024.22	10652.90	9747.21	9250.08	10453.24	10669.90
	15992.73	9260.94	16909.79	30289.28	24152.63	23917.35
	1588	1736	516	5216	15230	24290

주 : 1) 순서대로 금융자산, 순금융자산, 연간소득, 관측치의 수임.
2) 가구원수가 7인 이상인 경우는 표본수가 적어 제외하였음.

2. 가구소득수준별 금융자산

연간가구소득 대비 금융자산보유액의 비율은 0.73, 금융부채보유액의 비율은 0.27에 불과하여 일본과 비교할 때 상대적으로 매우 낮은 수준이다.

1996년을 기준으로 2인이상 근로자가구를 대상으로 할 때 우리나라의 연간소득 대비 보유금융자산의 비율(pas_in) 및 연간소득대비 보유금융부채의 비율(pli_in)은 일본에 비해 상대적으로 낮은 수준에 머물러 있다. 2인이상 근로자가구를 대상으로 할 때 1996년 연간소득 대비 금융자산보유액의 비율은 0.64, 연간소득 대비 금융부채보유액의 비율은 0.28, 연간소득대비 순금융자산의 비율(netw_in)은 0.36으로 나타났다. 일본 근로자가구의 1996년 pas_in은 1.64에 달하고 있으며, pli_in은 0.62수준임. 일본의 pas_in은 1985년 1.22, 1990년 1.51, 1995년 1.62, 1996년 1.64 등으로 점차 증가하고 있는 추세이며, 同 기간중 pli_in도 0.44, 0.49, 0.58, 0.62 등으로 점차 증가하는 추세에 있다.

가구의 연간소득대비 금융자산 및 금융부채액의 비율은 금융심화의 정도를 나타내는 지표로 볼 수 있음. 한국의 상대적으로 낮은 pas_in, pli_in은 가구부문의 금융심화정도가 일본에 비하여 낮다는 것을 나타내고 있다. 이와 같은 현상은 우리나라 가구의 실물자산에 대한 선호도가 일본가구와 비슷하다고 가정하는 경우 우리나라는 소비자금융의 미발달로 인해 가구에 가해지는 유동성제약의 정도가 평균적으로 일본에 비해 상대적으로 강할 가능성이 크다는 점을 시사한다고 하겠다. 낮은 금융심화 정도와 상대적으로 강한 유동성제약은 현재소비가 보다 현재의 소득에 의존하는 결과를 낳아 가구소비의 경기안정화기능을 저해하는 요인으로 작용할 수 있다.

<표 2> 일본 근로자가구의 연간소득대비 가구저축 및 부채 비율(천엔,%)

연도	저축액	연간소득	비율	부채액	비율
1985	6920	5655	122.4	2502	44.2
1990	10507	6941	151.4	3401	49.0
1995	12613	7796	161.8	4515	57.9
1996	12791	7808	163.8	4837	62.0

자료 : 일본 통계청.

소득수준의 변화에 따라 가구소득 대비 금융자산보유액의 비율은 U-자형, 가구소득 대비 금융부채보유액의 비율은 逆 U-자형, 가구소득 대비 순금융자산보유액의 비율은 U-자형을 보이고 있다.

전가구를 대상으로 할 때 pas_in은 소득이 많아짐에 따라 U-자형을 보이고 있고, pli_in은 대체로 逆 U-자형을 보이고 있으며, 이에 따라 netw_in은 U-자형을 보이고 있음. 2인이상 근로자가구도 비슷한 패턴을 보이고 있다. 전가구를 대상으로 할 때 pas_in은 월평균소득이 100~150만원일 때 가장 낮은 수준인 0.623을 보이고 있으며 150~250만원일 때도 상대적으로 낮은 수준에 머물러 있다. 반면 pli_in은 소득수준이 150~250만원일 때 가장 높은 수준을 보이고 있고, 이에 따라 netw_in은 소득수준이 150~200만원일 때 가장 낮은 0.368수준에 머물러 있다(<표 3> 참조).

소득수준이 가장 낮은 가구가 pas_in이나 netw_in 등이 중간소득계층보다 높다는 사실은 유동성 제약(liquidity constraint)이론의 관점에서 보면 상대적으로 소득이 적은 가구가 예비적 동기(precautionary motive)에 따른 저축액을 많이 보유하고 있다고 유추 가능하며, 이는 동시에 저소득층의 유동성제약이 상대적으로 강할 가능성이 크다는 사실을 암시한다고 하겠다(後述하듯이 가구금융부채 대비 사금융부채의 비율을 가구유동성제약의 정도로 보면 이와 같은 사실은 더욱 뚜렷해 진다).
저소득층의 저축행태를 설명하는 이론으로 유동성제약이론과 함께 최저생존/생애주기가설이 제기되고 있다(Ogaki et al. (1996)). 최저생존/생애주기가설은 가구가 일정한 수준의 최저생존수준(subsistence level)을 초과하는 소득을 올리는 이후에만 기간간 대체효과를 고려한 생애주기가설(life cycle hypothesis)을 따르게 된다는 가설이다. 따라서 소득이 최저생존수준에 미치지 못하는 저소득층에서는 상대적으로 저축률이 매우 낮고 이에 따라 보유하는 금융자산도 상대적으로 매우 적게 되고 중간소득계층으로 올라서면서 저축률이 상승하기 시작하게 된다. 그러나 우리나라의 소득수준별 pas_in 또는 netw_in은 U-자형을 보이고 있어서 이러한 최저생존가설은 지지되지 않는 것으로 보인다[2].

2) Ogaki et al. (1996)은 개발도상국가의 패널자료를 통해 소득수준과 저축률이 비선형관계에 관계에 있음을 보이고 있다. 즉, 소득이 증가하면서 저축률이 증가하고 가장 높은 저축률 상승은 낮은 수준에서 중간수준으로 전환될 때 발생하게 된다. 이러한 가설이 우리나라에도 적용된다면 80년대에 나타난 상대적으로 높은 저축률은 이와 같은 현상으로 이해할 수 있다.

중간소득계층의 상대적으로 높은 pli_in과 낮은 pas_in 및 netw_in은 ① 중간소득계층에서 주택보유율의 상승폭이 가장 크며, 대부분의 경우 주택구입자금이 일정부분 차입에 의존한다는 사실을 감안하면 가구의 주택구입을 위한 자금차입이 원인이 되었거나, ② 중간소득계층이 상대적으로 강한 소비성향을 가지고 있는 데에 원인이 있다고 하겠다(실제로는 양자의 요인이 공존하고 있다. II-3. 참조)

중간소득계층에서 pas_in과 netw_in이 가장 낮은 수준을 보이고 이러한 현상이 주택소유여부와 관련이 있다면 저소득층에는 유동성제약이론이 상대적으로 설득력이 강하고, 중간계층의 가구는 주택구입을 위한 저축이라는 점에서 목표자산가설이 타당할 것으로 판단된다.

<표 3> 주택소유여부별 연간소득대비 금융자산 및 금융부채의 비율

(1) 전가구

월평균 소득수준	연간소득 대비 금융자산비율			연간소득대비 금융부채비율			연간소득대비 순금융자산비율		
	소유	비소유	평균	소유	비소유	평균	소유	비소유	평균
50만원 미만	1.581 851	0.863 782	1.233 1633(0.521)	0.337	0.155	0.249	1.244	0.708	0.984
50~100 만원	1.042 1363	0.550 2111	0.731 3485(0.391)	0.371	0.148	0.230	0.671	0.403	0.501
100~150 만원	0.781 2027	0.526 2905	0.623 4932(0.411)	0.342	0.182	0.243	0.439	0.344	0.380
150~200 만원	0.719 2731	0.607 2276	0.664 5007(0.545)	0.385	0.205	0.296	0.335	0.402	0.368
200~250 만원	0.724 2360	0.646 1313	0.693 3673(0.643)	0.335	0.223	0.291	0.389	0.422	0.402
250~300 만원	0.751 1565	0.589 598	0.704 2163(0.724)	0.298	0.220	0.275	0.454	0.368	0.429
300만원 이상	0.829 2759	0.636 622	0.790 3381(0.816)	0.269	0.256	0.266	0.504	0.405	0.459
평균	0.834 13656	0.597 10618	0.725 24274(0.552)	0.330	0.192	0.267	0.504	0.405	0.459

주 : 소유 및 비소유는 주택소유여부이며, ( )는 주택소유비율, 하단은 관측치의 수임.

(2) 2인이상 근로자가구

월평균 소득수준	연간소득 대비 금융자산비율			연간소득 대비 금융부채비율			연간소득 대비 순금융자산비율		
	소유	비소유	평균	소유	비소유	평균	소유	비소유	평균
50만원 미만	0.780 56	0.783 97	0.782 153	1.295	0.424	0.785	-0.515	0.359	-0.002
50~100 만원	0.759 552	0.446 863	0.561 1415	0.399	0.180	0.260	0.361	0.266	0.301
100~150 만원	0.664 1223	0.513 174	0.570 2963	0.329	0.194	0.245	0.335	0.320	0.325
150~200 만원	0.657 1712	0.586 1497	0.621 3209	0.390	0.205	0.297	0.267	0.381	0.325
200~250 만원	0.670 1474	0.588 828	0.637 2302	0.343	0.243	0.304	0.326	0.344	0.333
250~300 만원	0.743 994	0.607 327	0.704 1321	0.296	0.232	0.278	0.447	0.374	0.426
300만원 이상	0.814 1488	0.613 305	0.774 1793	0.288	0.256	0.282	0.526	0.358	0.493
평균	0.713 7499	0.552 5657	0.640 13156	0.344	0.212	0.284	0.369	0.340	0.356

주 : 소유 및 비소유는 주택소유여부이며, 하단은 관측치의 수임.

3. 가구지출 대비 금융자산보유액

가구의 연간지출 대비 금융자산보유액의 비율은 1.09, 연간소비 대비 금융자산보유액의 비율은 1.24, 연간지출 대비 순금융자산보유액의 비율은 0.70으로 추정된다.

현재 실업문제가 심각한 문제로 제기되고 있는바 과연 갑자기 실업자가 되어 정규적인 소득이 전혀 없어지는 경우 얼마 동안이나 자신의 금융자산으로 생활할 수 있는지를 알아보는 것은 실업정책의 수립에 주는 시사점이 매우 크다고 할 수 있다.

전가구의 연간지출 대비 금융자산보유액의 비율(faexp)은 1.09, 연간소비 대비 금융자산보유액의 비율(facon)은 1.24, 연간지출 대비 순금융자산보유액의 비율(faexp_n)은 0.70으로 나타났다(<표 4> 참조).
이는 평균적으로 볼 때 가구에 새로운 소득이 전혀 없고 보유하고 있던 금융자산으로만 생활한다고 가정할 때 기존과 동일한 가계지출수준을 유지하면서는 약 1년 2개월을 생활할 수 있고, 기존과 동일한 소비지출수준

을 유지하면서는 1년 3개월 정도 생활할 수 있다는 것을 의미함. 그러나 보유하고 있던 순금융자산으로만 생활하는 경우 기존과 동일한 가계지출 수준을 유지한다면 약 8개월밖에 생활할 수 없음을 의미한다.

한편, 2인이상 근로자가구를 대상으로 한 경우 faexp, facon, faexp_n이 각각 1.00, 1.15, 0.59로 나타나 전체가구보다 낮은 수준을 기록하고 있다. 이에 따라 2인 이상 근로자가구는 새로운 소득이 전혀 없는 경우에 보유하고 있던 금융자산을 이용하여 기존과 동일한 가계지출수준을 유지한다면 1년, 기존과 동일한 소비지출수준을 유지한다면 1년 2개월을 지속할 수 있으며, 순금융자산을 이용하여 기존과 동일한 가계지출수준을 유지한다면 6개월밖에 유지할 수 없다.

논의의 편의를 위해 연간가계지출액과 연간소비지출액은 1996년 10월과 11월에 해당하는 지출액에 6을 곱하여 산출하였다. 따라서 10월과 11월의 가계수지의 계절성의 문제가 내포되어 있을 수 있는데 10월과 11월은 평균적으로 볼 때 다른 시기에 비하여 상대적으로 지출액과 소비액이 적게 나타나고 있어서 본고에서 추정한 faexp, facon, faexp_n 등은 과대추정되어 있을 가능성이 있다. 한편, 이와 같은 분석은 실업 이후 새로운 소득이 전혀 없는 가구를 상정한 경우이며, 기존의 금융자산에서 발생하는 재산소득을 감안하지 않았다는 점과 실제로 가구에서 새로운 소득이 없는 경우 가계지출 수준을 기존보다 줄이려고 할 것이기 때문에 실제 생활가능기간은 본고에서 계산된 값보다 길어질 것으로 예상된다.

전가구를 대상으로 하는 경우나 2인이상 근로자가구를 대상으로 한 경우 모두 소득이 많을수록 faexp, facon, faexp_n이 모두 높아지고 있다. 그러나 전가구를 대상으로 할 때 소득수준이 150~250만원사이인 경우에는 미미하나마 주택을 소유하지 않은 경우가 faexp가 높으며, 소득수준이 100~250만원인 경우 faexp_n이 집을 소유하지 않은 경우가 오히려 높아지고 있다. 이러한 현상은 2인이상 근로자가구를 대상으로 할 때에도 동일한 현상이 나타나고 있다. netw_in과 faexp_n을 이용하여 연간소득 대비 연간지출액의 비율을 계산해 보면 월평균소득이 150~200만인 경우 주택을 소유한 경우와 아닌 경우가 각각 0.677, 0.535로 나타나고 있고, 200~250만원인 경우 0.643, 0.517로 나타남. 주택을 소유한 중간소득계층의 상대적으로 낮은 faexp_n은 주택마련을 위한 자금차입으로 인해 pli_in이 높은데다가, 동일한 소득을 가지고 있으나 주택을 소유하지 않은 가구에 비해 상대적으로 지출성향이 높기 때문인 것으로 분석된다.

2인이상 근로자가구를 대상으로 한 경우 월평균소득이 50만원 미만인 가구는 faexp_n이 -0.008을 기록하고 있으며, 50~100만원인 경우 0.352, 100~150만원인 경우 0.492, 150~200만원인 경우에 0.523, 200~250만원인 경우에 0.586에 그치고 있다. 따라서 2인이상 근로자가구의 76.3%가 새로운 소득없이 순금융자산으로만 생활한다면 기존과 동일한 가계지출을 유지하면서는 6개월도 생활하지 못하는 것으로 나타났다. 따라서 실업과 실업가구의 생존문제는 2인 이상 근로자가구의 경우에 가장 심각할 것으로 예상할 수 있다.

<표 4> 소득수준별 가계지출 및 소비지출 대비 금융자산보유액 비율

(1) 전가구

월평균 소득수준	지출대비금융자산 비율			소비대비금융자산 비율			지출대비순금융자산 비율		
	소유	비소유	평균	소유	비소유	평균	소유	비소유	평균
50만원 미만	0.972 857	0.500 792	0.742 1649	1.106	0.513	0.818	0.790	0.404	0.602
50~100만원	1.049 1363	0.751 2122	0.860 3485	1.165	0.808	0.939	0.664	0.578	0.610
100~150만원	1.011 2027	0.866 2905	0.921 4932	1.141	0.954	1.025	0.578	0.612	0.599
150~200만원	1.037 2731	1.083 2276	1.060 5007	1.167	1.211	1.188	0.495	0.751	0.621
200~250만원	1.099 2360	1.185 1313	1.133 3673	1.275	1.374	1.313	0.605	0.816	0.687
250~300만원	1.217 1565	1.150 598	1.197 2163	1.437	1.298	1.396	0.743	0.759	0.748
300만원 이상	1.582 2759	1.414 622	1.548 3381	1.903	1.624	1.847	1.080	0.945	1.053
평균	1.185 13662	0.966 10628	1.085 24275	1.375	1.078	1.239	0.718	0.682	0.701

주 : 소유 및 비소유는 주택소유여부이며, 하단은 관측치의 수임.

(2) 2인이상 근로자가구

월평균 소득수준	지출대비금융자산 비율			소비대비금융자산 비율			지출대비순금융자산 비율		
	소유	비소유	평균	소유	비소유	평균	소유	비소유	평균
50만원미만	0.37625	0.39797	0.388155	0.469	0.417	0.439	-0.234	0.154	-0.008
50~100만원	0.781552	0.536863	0.6261415	0.858	0.568	0.674	0.374	0.339	0.352
100~150만원	0.8651223	0.7801740	0.8122963	0.967	0.856	0.898	0.436	0.526	0.492
150~200만원	0.9391712	0.9711497	0.9553209	1.061	1.088	1.075	0.388	0.655	0.523
200~250만원	1.0331474	1.091828	1.0562302	1.207	1.242	1.221	0.516	0.694	0.586
250~300만원	1.204994	1.158327	1.1911321	1.410	1.320	1.385	0.742	0.746	0.743
300만원이상	1.4801588	1.246305	1.4341793	1.806	1.490	1.744	0.986	0.771	0.943
평균	1.0837501	0.8975657	0.9813158	1.264	1.006	1.146	0.591	0.588	0.589

주 : 소유 및 비소유는 주택소유여부이며, 하단은 관측치의 수임.

4. 私金融資産

가구소득이 많을수록 금융자산보유액 대비 私金融資産의 비율이 상대적으로 높으며, 가구소득이 적을수록 금융부채보유액 대비 私金融負債의 비율이 상대적으로 높다.

전가구를 대상으로 한 경우 금융자산보유액 대비 私金融資産의 비율(fas_pri)은 0.128, 금융부채보유액 대비 私金融負債의 비율(fli_pri)은 0.196에 이르고 있다. 2인이상 근로자가구를 대상으로 할 때 fas_pri는 0.128, fli_pri는 0.185를 나타내어 전체가구와 큰 차이가 없었다(<표 5>참조).

전가구를 대상으로 할 때 fas_pri는 월평균소득이 50만원 미만인 경우에는 0.085에 불과하나 300만원 이상인 경우에는 0.155로 높아지는 등 소득이 많을수록 높아지나, fli_pri는 소득이 300만원이상인 경우에는 0.168이나 50만원미만인 경우에는 0.347에 이르는 등 대체로 소득이 적을수록 높아지고 있다. 2인 이상 근로자가구를 대상으로 할 때도 유사한 결과를 보여주고 있다. 이러한 현상은 私金融市場에서 상대적으로 소득이 많은

가구가 자금의 공급원이 되고 상대적으로 소득이 적은 가구가 자금의 수요자가 되고 있다는 사실을 유추 가능하게 한다. 또한 전체부채 대비 사금융자자산의 비율을 가구가 직면하는 유동성제약의 정도로 파악할 때 소득수준이 낮은 경우에 상대적으로 강한 유동성제약에 직면하고 있다는 사실을 유추할 수 있다(사금융시장의 금리가 일반적으로 제도권 금리보다 높다는 사실을 감안하면 차은영(1997)이 지적한 데로 가계가 직면하는 이자율이 보유자산에 의존하는 형태의 불완전금융시장이 존재한다는 사실을 유추할 수 있다) .

전가구를 대상으로 할 때 fas_pri는 주택을 소유한 가구와 소유하지 않은 가구가 각각 0.131, 0.124이며, 2인이상 근로자가구를 대상으로 할 때 주택을 소유한 가구와 소유하지 않은 가구가 각각 0.128, 0.127로 나타나 큰 차이가 없었다. 그러나 fli_pri는 전가구를 대상으로 할 때 주택을 소유한 가구와 소유하지 않은 가구가 각각 0.145, 0.266, 2인이상 근로자가구를 대상으로 할 때 각각 0.133, 0.257로 나타나 상대적으로 차이가 컸다. 이는 주택소유여부가 제도금융시장에의 접근도를 결정하는 요인 중의 하나임을 보여주고 있으며, 주택을 소유하지 않는 경우 자금차입이 상대적으로 사금융시장을 이용하여 이루어지고 있다는 사실을 유추할 수 있다.

사금융자산의 경우 소득수준이 높을수록 절대적인 금액이 많아지는 동시에 자신의 금융자산 중에서도 사금융자산이 차지하는 비율이 높아지고 있다. 월평균소득이 50만원 미만인 경우 동 비율은 6.1%에 불과하나 월평균소득이 350만원 이상인 경우에는 14.5%에 달하고 있다. 따라서 저축률제고를 위해서는 고소득층의 금융자산을 제도금융권으로 유입시키려는 정책이 필요하며, 이에 대한 전제조건으로서 저소득층에 대한 제도금융권 접근도를 용이하게 하는 정책이 필요한 것으로 판단된다.

<표 5> 소득수준별 사금융자산 및 사금융부채

(1) 전가구

월평균 소득수준	금융자산 사금융자산의 비율			금융부채대비사금융부채비율		
	소유	비소유	평균	소유	비소유	평균
50만원미만	0.085 707	0.062 608	0.074 1315	0.245 173	0.463 155	0.347 328
50~100만원	0.097 1309	0.100 2010	0.099 3319	0.170 630	0.329 899	0.268 1529
100~150만원	0.124 1994	0.101 2850	0.109 4844	0.174 1224	0.284 1617	0.240 2841
150~200만원	0.130 2714	0.143 2260	0.137 4979	0.135 1958	0.246 1487	0.187 3445
200~250만원	0.128 2356	0.144 1308	0.134 3664	0.126 1724	0.208 888	0.156 2612
250~300만원	0.142 1561	0.167 579	0.149 2158	0.131 1152	0.237 424	0.161 1576
300만원이상	0.155 2753	0.184 622	0.161 3375	0.148 2051	0.252 453	0.168 2504
평균	0.131 13394	0.124 10260	0.128 23654	0.145 8912	0.266 5923	0.196 14835

주 : 소유 및 비소유는 주택소유여부이며, 하단은 관측치의 수임.

(2) 2인이상 근로자가구

월평균 소득수준	금융자산 사금융자산의 비율			금융부채대비사금융부채비율		
	소유	비소유	평균	소유	비소유	평균
50만원미만	0.050 48	0.043 88	0.046 136	0.203 28	0.264 36	0.235 64
50~100만원	0.102 537	0.105 824	0.104 1361	0.194 306	0.395 437	0.316 743
100~150만원	0.126 1206	0.112 1715	0.117 2921	0.173 797	0.277 1042	0.236 1839
150~200만원	0.127 1705	0.138 1492	0.132 3197	0.128 1304	0.242 1015	0.182 2319
200~250만원	0.119 1472	0.143 826	0.128 2298	0.112 1111	0.209 579	0.148 1708
250~300만원	0.147 993	0.162 327	0.151 1320	0.115 770	0.212 245	0.142 1015
300만원이상	0.139 1488	0.132 305	0.138 1793	0.129 1156	0.206 226	0.144 1382
평균	0.128 7449	0.127 5577	0.128 13026	0.133 5472	0.257 3598	0.185 9070

주 : 소유 및 비소유는 주택소유여부이며, 하단은 관측치의 수임.

5. 순금융부채가 있는 가구

純金融負債가 있는 가구는 전체가구의 20%에 이르며, 순금융부채가 있는 가구의 비율은 중간소득계층에서 가장 높은 것으로 나타났다.

전가구를 대상으로 할 때 조사대상가구의 20.0%인 4848가구가 純金融負債가 있는 가구, 즉 純金融資産이 마이너스인 가구로 나타났다. 이러한 가구들이 보유한 순금융부채는 평균 1168.5만원으로 나타났다. 2인이상 근로자가구의 경우에는 조사대상가구의 22.0%인 2894가구가 순금융자산이 마이너스인 가구로 나타났으며 이러한 가구들이 보유한 순금융부채는 평균 1096.1만원으로 나타났다(<표 6> 참조). 전가구를 대상으로 할 때 순금융부채가 있는 가구의 비율은 월평균소득이 50만원미만인 경우 10.5%, 50만~100만원인 경우 18.5%, 100~150만원인 경우 19.8%, 150~200만원인 경우 24.0%. 200~250만원인 경우 21.8%, 250~300만원인 경우 20.6%, 300만원이상인 경우 18.0%로 나타났다.
이와 같이 중산층이 상대적으로 순부채가구의 비율이 높은 것은 최근 금융경색과 이에 따른 고금리의 영향을 가장 많이 받는 가구계층이 중간소득계층일 것이라는 점을 시사하고 있다.

한편, 순부채가구가 있는 가구의 비율은 소득이 높아짐에 따라 주택을 소유한 경우가 소유하지 않은 경우에 비해 상대적으로 매우 높아지고 있다. 순금융부채가 있는 가구 중에서 주택을 소유한 가구가 차지하는 비율이 월평균소득이 50만원 미만인 경우 52.0%이나, 50만~100만원인 경우 51.4%, 100~150만원인 경우 51.68%, 150~200만원인 경우 66.8%. 200~250만원인 경우 70.2%, 250~300만원인 경우 73.9%, 300만원이상인 경우 81.7%로 지속적으로 높아지고 있다.

월평균소득이 50만원 미만인 경우 순금융부채가 413.0만원, 300만원이상인 가구가 2189.5만원으로 가구소득이 많을수록 순금융부채의 절대액도 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 연간소득대비 순금융부채액의 비중은 월평균소득이 50만원 미만인 경우 1.205에 이르나 소득이 300만원 이상인 경우 0.443으로 감소하여 소득수준이 낮을수록 순금융부채의 부담이 커지는 것으로 나타났다. 이와 같은 현상은 2인 이상 근로자가구의 경우에도 동일하였다.

<표 6> 순금융부채가 있는 가구분석(단위:천원)

(1) 전가구

월평균 소득수준	순부채액			연간소득 대비 순부채액 비중		
	소유	비소유	평균	소유	비소유	평균
50만원미만	5375.1890	2860.3983	4130.37173	1.587	0.815	1.205
50~100만원	8105.09331	4190.73313	6115.85644	0.880	0.457	0.665
100~150만원	10217.64504	6763.92473	8365.91977	0.671	0.442	0.548
150~200만원	12106.24802	7146.81398	13004.961200	0.566	0.345	0.487
200~250만원	13946.27562	10080.67239	12742.27801	0.520	0.372	0.473
250~300만원	15367.81329	10655.45116	13984.37445	0.465	0.322	0.423
300만원이상	22189.27497	20704.61111	21895.16608	0.428	0.504	0.443
평균	13858.803115	8102.741733	11685.024848	0.590	0.422	0.526

주 : 소유 및 비소유는 주택소유여부이며, 하단은 관측치의 수임.

(2) 2인이상 근로자가구

월평균 소득수준	순부채액			연간소득대비 순부채액 비중		
	소유	비소유	평균	소유	비소유	평균
50만원미만	8247.7219	6901.5522	7618.4641	2.979	1.407	2.244
50~100만원	7145.33151	4050.28185	5368.19336	0.731	0.432	0.559
100~150만원	9596.24309	6360.58311	7795.86620	0.617	0.414	0.504
150~200만원	11250.01517	6901.08267	9587.78784	0.532	0.331	0.455
200~250만원	13500.33357	10901.25165	12678.51522	0.499	0.403	0.469
250~300만원	13553.85203	11622.960	13052.03263	0.413	0.355	0.398
300만원이상	20678.93271	14921.1457	19515.69328	0.443	0.347	0.424
평균	13201.791827	7753.731067	10961.011067	0.548	0.339	0.490

주 : 소유 및 비소유는 주택소유여부이며, 하단은 관측치의 수임.

III. 소득수준, 가구주연령 그리고 금융자산

1. 가구주 연령별 가구금융자산 보유액

전가구를 대상으로 할 때 가구주의 연령이 50대 중반에 이를 때까지 금융자산보유액이 증가하다가 그 이후에는 감소하는 추세를 보이고 있다. 가구주연령이 50~54세일 때 평균 2342.7만원으로 가장 많은 금융자산을 보유하고 있는 있으며, 순금융자산도 가주주연령이 50~54세일 때 평균 1691.7만원으로 가장 많은 수준을 보유하고 있다(<표 7> 참조).

미국(1983)의 경우 가구주연령이 65~69세 사이일 때 보유자산(순금융자산+주택가치)이 가장 많으며, 일본(1984)의 경우 60~64세 사이에 가장 많은 자산(순금융자산+주택 및 임대재산의 가치)을 보유하고 있다. 미국과 일본의 경우 모두 은퇴를 전후한 시기에 가장 많은 자산을 보유하고 있으며, 우리나라의 경우 일반적으로 은퇴시기가 50대 중반을 전후한 시기라는 점을 감안한다면 한국에서도 은퇴를 전후한 시기에 가장 많은 금융자산을 보유하고 있음을 알 수 있다.

2. 소득증가율과 금융자산 橫斷面增加率

금융자산보유액 및 순금융자산 보유액 橫斷面增加率(cross section growth rate)은 가구소득의 횡단면증가율과 매우 유사한 패턴을 보이고 있어서 가구소득이 금융자산보유액 사이에 밀접한 관련이 있음을 유추할 수 있다[3][4].

모든 가구에서 가구주 연령이 많아질수록 가구소득이 증가하다가 50세 이후부터 마이너스증가율을 보이고 있으며, 가구의 금융자산 및 순금융자산보유액은 55세 이후부터 마이너스의 증가율을 보이고 있다. 이러한 현상은 ① 은퇴를 전후하여 경상소득이 감소함에도 불구하고 퇴직금 등의 임시소득이 발생하고 있음을 의미하거나 ② 퇴직 이후에도 일정기간은 과

3) 가구 금융자산의 횡단면증가율은 저축률의 개념과 유사함. 일반적으로 저축은 保有資産의 1차 차분으로 정의하거나 가처분소득에서 소비지출액을 차감하는 방법 또는 응답자들의 자기기입 데이터를 사용하는 방법 등이 있다. 그러나 본고에서 사용하는 자산은 금융자산 만을 포함하고 있고 주택 등과 같은 實物資産을 제외하고 있어서 저축률의 개념과 일치하지는 않다. 따라서 본고의 금융자산 횡단면증가율은 금융저축증가율의 개념으로 이해할 수 있다.

4) Carroll and Summers(1991)는 미국 데이터를 이용하여 모든 직업과 교육수준에서 소득과 소비가 매우 유사한 패턴으로 움직이고 있음을 보이면서 이러한 현상을 소비/소득의 평행현상(consumption/income parallel)으로 칭하였는데, 항상소득가설에 기초한 단순한 생애주기가설을 기각하는 현상으로 인용되고 있다.

거에 지속해오던 저축패턴을 유지하는 것으로 해석할 수 있다. 2인 이상 근로자가구의 경우에는 가구소득이 50~54세일 때까지 지속적으로 증가하며 금융자산보유액 및 순금융자산보유액도 이 시기까지 지속적으로 증가하고 있어서 가구소득과 금융자산보유액 간에 보다 밀접한 관련성을 보여주고 있다(가구주연령이 70세 이상인 경우 다시 금융자산 및 순금융자산 보유액이 증가하고 있으나 표본수가 적어 분석에서 제외하였다).

가구주 연령이 70세 이상일 때 금융자산 및 순금융자산보유액의 정점대비 비율은 2인이상 근로자가구인 경우가 상대적으로 높게 나타났다. 전가구의 경우 가구주의 연령이 70세 이상일 때 금융자산을 평균 779.2만원을 보유하여 정점대비 33.3%수준을 기록하고 있으며, 순금융자산은 평균 712.4만원을 보유하여 정점대비 42.1%수준을 기록하고 있다. 반면, 2인이상 근로자가구의 경우 가구주의 연령이 65~69세일 때(70세 이상의 경우 표본수가 적어 제외하였음) 금융자산을 평균 1186.3만원을 보유하여 정점대비 59.2%수준을 기록하고 있으며, 순금융자산을 평균 916.3만원을 보유하여 정점대비 69.7%수준을 기록하고 있다.

한편, 미국 가구의 경우 은퇴직후에 가장 많은 자산(금융자산+실물자산)을 보유하고 있으며, 사망 시까지 가구자산의 약 1/3을 소비하고 2/3을 유산으로 남기고 있다(Hayashi,1997). 일본의 경우에도 가구주의 연령이 매우 많은 경우가 아닌 한 가구중연령의 증가에 따라 가구자산보유액이 지속적으로 증가하고 있다. 만약 한국가구의 경우에도 순금융자산대비 실물자산의 비율이 일본과 유사하다(일본의 경우 주택과 임대재산액의 약 25%를 순금융자산으로 보유하고 있는 것으로 나타났다)고 가정하고, 연령이 증가하여도 순금융자산만으로 소비를 충당한다고 가정하면(즉 실물자산은 순금융자산이 정점에 달했을 때의 수준을 계속 유지한다면) 한국가구의 경우 가구주 사망 시까지 약 10.5%만의 가구자산을 소비하는 것으로 추정할 수 있다. 이는 한국가구의 경우 상대적으로 유산으로 남기는 비율이 높다는 사실을 유추 가능하게 한다.

상대적으로 가구주 연령이 낮은 시기에 가구의 금융자산증가율은 가구소득증가율을 크게 상회하고 있어서 이 시기에 부모로부터 금융자산의 이전이 이루어지거나 외부로부터의 금융자산 차입이 급격하게 이루어짐을 짐작할 수 있다. 전가구를 대상으로 할 때 가구주 연령이 20~24세인 경우 가구소득 증가율은 6.52%에 불과한 반면 가구금융자산 증가율은 27.81%에 이르고 있고, 25~29세인 경우 前者는 7.82%인 반면 後者는

11.75%에 이르고 있다. 이러한 추세는 가구주의 연령이 30~34세 때까지 비교적 뚜렷하게 나타나는데 同 연령기의 가구소득 증가율은 3.28%인 반면 금융자산 증가율은 7.40%에 이르고 있다. 그러나 순금융자산 증가율은 가구주연령이 20~24세인 경우 21.99%로 가구소득 증가율보다 높으나 25~29세인 경우는 3.72%, 30~34세인 경우 6.12%에 머물고 있어서 상대적으로 20~24세인 경우를 제외하면 오히려 가구소득 증가율보다 상대적으로 낮은 수준의 증가율을 보이고 있다. 이에 따라 가구금융자산 중에서 순금융자산이 차지하는 비율은 20~24세일 때 86.0%에 이르나 25~29세일 때는 75.48%, 30~34세일 때는 53.75%, 35~39세일 때 53.73%로 최저수준을 보이고 있다(2인이상 근로자가구의 경우에도 절대값은 차이가 있으나 전체적으로 비슷한 패턴을 보이고 있다).

이러한 현상은 우리나라 가구의 경우 가구주 연령이 30대에 이르렀을 때 차입을 통한 금융활동이 가장 활발하게 일어나고 있음을 보여주는 것이라고 하겠다. 자금차입의 목적을 지출과 자산구입으로 구분할 때 아래의 <참고표>에서 보듯이 30대의 소득 대비 지출의 비율이 다른 연령에 비해 낮다는 것을 감안하면 이 시기의 자금차입은 주택구입 목적일 가능성이 클 것임을 유추할 수 있다. 따라서 30대의 상대적으로 높은 금융자산 증가율은 주택마련을 위해 차입한 자금을 상환하기 위한 데에 기인한다고 볼 수 있다.

<참고표> 가구중 연령별 연간소득대비 연간지출

가구주 연령	faexp	pas_in	가구지출/가구소득
20세미만	0.432	0.322	0.745
20~24세	0.778	0.537	0.690
25~29세	1.005	0.565	0.562
30~34세	1.125	0.669	0.595
35~39세	1.109	0.694	0.626
40~44세	1.032	0.734	0.711
45~49세	1.085	0.766	0.706
50~54세	1.279	0.814	0.636
55~59세	1.122	0.855	0.762
60~64세	1.228	0.920	0.749
65~69세	1.237	1.074	0.868
70세이상	0.932	0.962	1.032
평균	1.085	0.725	0.668

3. 코호트효과를 감안한 금융자산축적 현황분석

자녀들에 대한 유산동기(bequest motive)가 없고 향후 생존기간에 대한 불확실성이 없는 단순한 소비의 生涯週期假說에 의하면 은퇴 이후에는 보유자산이 감소하여야한다. 이 모형에 유산동기와 생존기간에 대한 불확실성이 도입한 경우에도 연령이 많아질수록 궁극적으로 보유자산이 감소하게 된다.

그러나 횡단면분석은 동일한 시점에서 서로 다른 연령을 대상으로 분석한 결과이기 때문에 t시점에서 연령이 a인 사람과 (t-1)시점에서 연령이 a인 사람의 차별성(코호트효과, cohort effect)을 고려하지 못하여 위에서 제시한 생애주기가설을 검증하는데는 한계가 있다. 이와 같은 한계점을 극복하고 코호트효과를 고려하여 연령이 많아짐에 따른 금융자산 보유패턴의 변화는 生涯增加率(longitudinal growth rate)의 개념을 이용하여 분석할 수 있다. t시점에서 연령이 a인 어떤 개인이 소유하고 있는 자산의 로그치를 $W(a,t)$라고 하면 개인이 소유한 자산의 생애증가율은 $W(a,t)-W(a-1,t-1)$으로 정의할 수 있음. 생애증가율은 長期에 걸쳐 수집된 패널데이타(panel data)를 이용하여야 구할 수 있으나 개인의 생애를 전부 추적한 패널데이타는 현실적으로 거의 없다[5]. 횡단면데이터를 이용하여 생애증가율을 구하기 위해서는 附加的인 데이터나 추가적인 가정이 필요하다. 먼저 생애증가율은 정의상 다음과 같이 분리할 수 있다.

$$W(a,t)-W(a-1,t-1)=[W(a,t)-W(a-1,t)]+[W(a-1,t)-W(a-1,t-1)]$$

위 식에서 좌변은 생애증가율의 정의이며 우변의 첫 번째 항은 횡단면증가율을 나타내며, 두 번째 항은 t시점에서 연령이 (a-1)인 사람이 (t-1)시점에서 연령이 (a-1)인 사람에 비하여 얼마나 더 부유한가를 나타내는 효과, 즉 코호트효과를 나타내고 있다. 횡단면증가율은 횡단면데이터에서 직접 구할 수 있으며, 코호트효과는 경제가 定常狀態(steady state)에 있다면 생산성증가율(productivity growth rate)과 같아지게 된다[6].

본 연구에서는 우리 경제의 생산성증가율을 7%로 가정하고, 횡단면증가율에 7%를 더한 값을 生涯增加率로 정의하였다(유량근거추정방법은 데이

---

5) Deaton(1985)은 장기간에 걸친 횡단면자료에서 동일한 코호트를 추적하는 방법을 제안한 바 있으며, 이 방법은 은퇴전 가구행태를 분석하는데에 유용한 것으로 알려져 있다.

6) 이외에도 항상소득(PI)의 증가율 $-[\log PI(a,t)-\log PI(a-1,t)]$을 이용하여 코호트효과를 측정할 수도 있으며, 저축액을 소득 대비 자산보유액의 비중으로 나누는 방법(流量근거추정치, flow based estimate)으로 생애증가율을 직접 구할 수도 있다.

터의 제약으로 이용할 수 없었으며, 항상소득을 이용한 방법도 항상소득 계측의 제약성으로 인해 사용하지 않았다).

우리나라의 경우 금융자산보유액의 횡단면증가율은 55~59세부터 마이너스로 전환되는 반면, 코호트효과를 감안한 생애증가율은 70세가 되어야 비로소 마이너스로 전환되고 있다. 순금융자산의 경우에도 동일한 결과를 보이고 있다. 한국인의 평균수명이 70세 전후인 점을 감안하면, 가구주연령이 70세 이후에야 금융자산의 생애증가율이 마이너스로 전환된다는 사실은 일반적인 소비의 生涯週期假說에 부합되기 어려운 현상으로 분석된다. 1983년의 소비자금융조사(Survey of Consumer Finance)를 이용하여 분석한 미국의 경우에는 자산보유액(순금융자산+주택가치)의 횡단면증가율과 생애증가율이 모두 70세 이후부터 감소하고 있으며, 1984년의 가족소비 및 지출조사(National Survey of Family Income and Expenditure)를 이용하여 분석한 일본의 경우에는 핵가족의 경우 자산보유액(순금융자산-주택 및 임대자산의 가치)의 횡단면증가율은 65세 이후부터 감소하고 있는 반면 생애증가율은 80세 이후부터 감소하고 있으며, 대가족의 경우에는 자료의 미비로 70세 이후에는 관측이 되지 않으나 70세에 이전에 횡단면증가율이나 생애증가율이 마이너스로 반전되는 현상은 발견되고 있지 않다(<표 9>참조, Avery and Kennickel(1991), Bothworth et al(1991) 참조) 더욱이 우리나라의 경우 분석의 대상이 된 자산이 실물자산을 제외한 금융자산이란 점과 일반적으로 연령이 높아짐에 따라 보유자산이 감소하는 순서가 금융자산 그리고 실물자산이라는 점을 감안하면 생애주기가설의 기각 가능성은 더욱 커진다고 볼 수 있다. 또한 미국이나 일본의 경우 분석대상이 된 자산에는 은퇴를 대비한 연금 등이 보유자산에 포함되어 있으나, 우리나라의 경우 96가구소비실태조사의 조사기법상 개인연금을 제외한 기타 연금들은 금융자산보유액에 포함되지 않았다는 점도 생애주기가설의 기각가능성을 커지게 하는 요인이다.

이와 같은 점을 종합하면 우리나라의 경우 상대적으로 보유금융자산증가율이 낮은 노령층의 비율이 커짐에 따라 가구저축률이 감소할 것으로 예상할 수 있으나, 은퇴 이후 노령층이 급속하게 보유금융자산을 감소시켜 가구저축이 급속하게 감소할 수 있다는 가설은 성립되지 않을 가능성이 크다. 이러한 현상이 나타나는 이유는 먼저 최근까지 노후에 대비한 각종 사회보장시스템의 미비로 노후생활에 대한 대비가 전적으로 개인적인 차원에서 이루어지고 있기 때문일 가능성이 있음. 이는 통상적인 2세대가구의 경우 금융자산의 생애증가율(코호트효과를 7%로 가정)이 가구

주 연령이 70세가 넘어도 계속 양의 값을 유지하고 있음을 통해서도 간접적으로 유추할 수 있다. 이러한 현상이 나타나는 이유가 보유금융자산을 대부분 소비한 노령가구가 자식들과 동거하면서 상대적으로 보유금융자산이 적은 노인가구가 조사대상에서 누락되어 있기 때문일 가능성이 있다. 그러나 2인 노인가구가 2인 가구 중에서 평균적으로 가장 많은 금융자산을 보유하고 있다(<표 1> 참조)는 사실을 상기하면 이와 같은 가능성은 상대적으로 적다.

<표 7> 가구주 연령별 금융자산분포 : 전가구(단위:천원, %)

가구주 연령	금융자산	표준편차	관측 치수	횡단면 증가율	생애 증가율	가구소득	가구소득 증가율
20세미만	3106.09	4046.46	212	-	-	11125.73	-
20~24세	7425.64	12148.52	1196	27.81(21.35)	34.81	14752.27	6.52
25~29세	11788.83	14180.73	2727	11.75(6.66)	18.75	20521.32	7.82
30~34세	16152.95	19233.17	3835	7.40(5.06)	14.40	23889.17	3.28
35~39세	18503.82	23753.29	4052	2.91(2.90)	9.71	26458.70	2.15
40~44세	19346.25	33947.06	3167	0.91(1.29)	7.91	26865.73	0.31
45~49세	20684.19	32672.20	2642	1.38(0.53)	8.38	28592.24	1.29
50~54세	23426.57	38254.20	2139	2.65(4.60)	9.65	28497.88	-0.07
55~59세	20030.72	33046.80	1671	-2.90(-1.45)	4.10	26476.73	-1.42
60~64세	18252.77	30935.68	1123	-1.78(-4.10)	6.22	20100.40	-4.82
65~69세	14666.03	35823.86	685	-3.93(-4.99)	3.07	13151.12	-6.91
70세이상	7791.58	24821.61	841	-9.37(-5.90)	-2.37	6951.00	-9.43
평균	17115.12	27640.27	24290			23917.35	

주 : 1) 생애증가율은 코호트효과를 7%로 가정하고 산출되었음.
2) ( ) 내는 2세대가구의 경우의 횡단면증가율임.

(2) 가구주연령별 순금융자산분포

가구주 연령	금융자산	표준편차	관측 치수	횡단면 증가율	생애 증가율	순금융자산 /금융자산
20세미만	2669.72	4327.65	212	-	-	85.95
20~24세	5605.09	12311.79	1196	21.99	28.99	75.48
25~29세	6646.78	15728.15	2727	3.72	10.72	56.38
30~34세	8682.14	21791.02	3835	6.12	13.12	53.75
35~39세	9941.81	25902.41	4052	2.90	9.70	53.73
40~44세	12098.97	35708.81	3167	4.34	11.34	62.54
45~49세	13441.02	34311.49	2642	2.22	9.22	64.98
50~54세	16917.22	40279.10	2139	5.17	12.17	72.21
55~59세	13294.34	35713.72	1671	-4.28	2.72	66.37
60~64세	12940.36	34192.81	1123	-0.53	6.47	70.90
65~69세	12222.89	34481.06	685	-1.11	5.89	83.34
70세이상	7124.22	24607.17	841	-8.34	-1.34	91.43
평균	10699.90	29272.30	24290			

주 : 생애증가율은 코호트효과를 7%로 가정하고 산출되었음.

<표 8> 가구주 연령별 금융자산분포 : 2인 이상 근로자가구(단위 : 천원,%)

(1) 가구주연령별 금융자산분포

가구주 연령	금융자산	표준편차	관측 치수	횡단면 증가율	생애 증가율	가구소득	가구소득 증가율
20세미만	4550.67	4487.59	78	-	-	14058.05	-
20~24세	8478.26	11210.77	588	17.26(12.31)	24.26	17705.65	5.19
25~29세	11979.02	13218.83	1760	8.26(9.29)	15.26	21607.85	4.41
30~34세	16302.89	16810.16	2449	7.22(5.51)	14.22	23784.98	2.02
35~39세	18225.66	22728.70	2383	2.36(3.19)	9.36	24993.37	1.02
40~44세	17355.92	23002.48	1753	-0.95(-0.74	7.05	25378.14	0.31
45~49세	18743.36	29753.84	1510	1.60(0.86)	8.60	27446.83	1.63
50~54세	20024.83	23674.38	1239	1.37(1.90)	8.37	29175.89	1.26
55~59세	19126.75	25780.33	818	-0.90(1.39)	6.10	26736.61	-1.67
60~64세	15761.75	22867.04	443	-3.52(-3.96	3.48	24306.75	-1.82
65~69세	11863.44	18273.56	113	-4.95(-8.92	2.05	13468.51	-8.92
70세이상	13199.16	29621.90	24	2.25(-5.69)	7.95	10465.68	-4.46
평균	16479.64	21530.55	13158			24556.26	

주 : 1) 생애증가율은 코호트효과를 7%로 가정하고 산출되었음.
2) ( ) 내는 2세대가구의 경우의 횡단면증가율임.

(2) 가구주연령별 순금융자산분포

가구주 연령	금융자산	표준편차	관측 치수	횡단면 증가율	생애 증가율	순금융자산 /금융자산
20세미만	3868.70	4823.04	78	-	-	85.01
20~24세	5919.37	12234.84	588	10.60	17.60	69.82
25~29세	6234.71	15638.53	1760	1.07	7.07	52.05
30~34세	8555.09	18618.85	2449	7.44	14.44	52.48
35~39세	9505.52	24324.30	2383	2.22	9.22	52.15
40~44세	10536.88	24747.76	1753	2.17	9.17	60.71
45~49세	11227.93	31631.16	1510	1.31	8.31	59.90
50~54세	13150.86	26360.22	1239	3.43	10.43	65.67
55~59세	12498.46	29035.22	818	-0.99	6.01	65.35
60~64세	10380.30	24004.95	443	-3.39	3.61	65.86
65~69세	9163.08	19067.11	113	-2.35	4.65	77.24
70세이상	10500.65	30196.83	24	2.92	9.92	79.56
평균	9513.87	23318.56	13158			

주 : 생애증가율은 코호트효과를 7%로 가정하고 산출되었음.

<표 9> 미국 및 일본가구의 보유자산 변화

(1) 미국(1983, 소비자금융조사, Survey of Consumer Finance, 단위:천불,%)

가구주연령	자산	표준편차	관측치수	횡단면증가율	생애 증가율
25세미만	9	20	295	-	-
25~29세	24	56	439	33.33	36.67
30~34세	48	186	423	20.00	24.71
35~39세	80	387	398	13.33	14.74
40~44세	97	2201	379	4.25	5.15
45~49세	233	1497	339	28.04	30.84
50~54세	157	859	341	-6.52	-5.78
55~59세	199	569	332	5.35	6.53
60~64세	205	1126	341	0.60	1.71
65~69세	281	1769	298	7.41	8.70
70~74세	164	502	229	-8.33	-7.74
75~79세	133	660	161	-3.78	-2.84
80세이상	107	530	128	-3.91	-3.07

주 : 자산은 순금융자산과 주택가치의 합을 의미함. 코호트효과는 연간 1%의 생산성증가율을 가정하여 계산되었음.

자료 : Hoyt(1988). Hayashi(1997)에서 재인용

(2) 일본(1984, National Survey of Family Income and Expenditure)

1) 1세대가구(1인가구포함, 단위 : 만엔,%)

가구주연령	순금융자산	총보유자산	관측치수	횡단면증가율	생애 증가율
25~29세	112	402	3676	-	5.8
30~34세	103	1003	5061	18.3	2.7
35~39세	70	1623	5909	9.6	2.4
40~44세	129	2253	5538	6.6	2.7
45~49세	269	2773	4880	4.2	2.9
50~54세	448	3033	3667	1.8	3.7
55~59세	700	3399	2571	2.3	2.7
60~64세	810	3438	2013	0.2	1.6
65~69세	751	3364	1570	-0.4	1.1
70~74세	668	3064	1144	-1.9	0.8
75~79세	579	2829	599	-1.6	0.3
80~84세	700	2584	159	-1.8	-0.2
85세이상	413	2056	37	-4.6	-0.8

2) 2세대이상 가구(단위 : 만엔,%)

가구주연령	순금융자산	총보유자산	관측치수	횡단면증가율	생애 증가율
25~29세	544	384	933	-	3.1
30~34세	427	363	1309	-1.1	2.8
35~39세	474	416	1867	2.8	2.2
40~44세	455	427	1703	0.5	2.0
45~49세	551	452	1385	1.1	2.3
50~54세	666	465	900	0.6	2.5
55~59세	114	489	416	1.0	3.1
60~64세	1188	521	159	1.3	1.5
65~69세	859	427	40	-4.0	0.5
70~74세	952	454	5	1.2	1.1
75~79세	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a
80~84세	n.a	n.a.	n.a.	n.a.	n.a
85세이상	n.a	n.a.	n.a.	n.a	n.a

주 : 자산은 순금융자산과 주택 및 임대재산의 가치의 합을 의미함. 생애증가율은 저축률을 자산대비 가처분소득의 비율로 나눈 값을 의미함.
자료 : Hayashi(1997).

IV. 인구구조변화와 금융자산 보유액의 결정요인: 多變量 分析

1. 모형설정

금융자산보유액을 설명하는 변수로는 케인즈의 소비함수가설이나 항상소득가설에서 제시하는 소득변수, 다기간 최적화이론에서 도출되는 소비의 결정요인인 미래의 불확실성 또는 불안전성을 나타내는 변수, 인구구조학적(socio-demographic) 변수, 유동성제약의 정도를 나타내는 변수, 가구의 금융자산선호도를 나타내는 변수, 가구의 소비성향을 나타내는 변수, 목표자산가설에 입각한 변수, 기타 가구특성에 대한 변수를 고려할 수 있다. 소득변수는 항상소득과 임시소득을 분리하여 각각의 효과를 분석하는 것이 이론적으로 바람직하나 항상소득계측의 난점으로 인하여 현재기의 소득을 사용하여 분석하였다. 미래의 불확실성 또는 불안정성을 나타내는 변수로는 시계열상으로 볼 때 인플레이션율, 실질금리 등의 불확실성을 나타내는 변수를 고려할 수 있으나 부가적인 자료가 없는 한 이러한 요인들을 포함하기가 어렵다. 이에 따라 미래 불확실성에 대한 代用變數(proxy variable)로서 가구소득 중에서 가구주 소득이 차지하는 비중과 가구주직업을 사용하였다. 가구주 소득에의 의존도가 클수록 가구소득이 불안정적 것이라는 전제와 가구주 직업별로 소득이나 고용의 안정성이 차이가 난다는 점에서 이와 같은 대용변수를 사용하였다.

인구 구조학적 변수로는 가구주연령의 변화에 따른 효과를 보기 위해 가구주 연령더미와 가구내의 노년부양비율(old dependence ratio, 60세 이상 가구원수/ 14세이상 60세 미만 가구원수), 유년부양비율(youth dependence ratio, 13세미만 가구원수/14세이상 60세 미만 가구원수)을 사용하였다. 가구는 주택구입, 교육비 충당 등을 목표로 금융자산을 축적한다는 목표자산가설에 입각하여 가구의 주택소유여부와 취학가구원수(같이 거주하지 않는 취학가구원 포함)를 설명변수로 사용하였다. 가구의 유동성제약을 나타내는 대용변수로서 사금융부채(실제로는 가구금융부채 대비 사금융부채의 비율을 사용하는 것이 바람직하다고 판단되나 이 경우 표본수가 급격하게 줄어들어 가구금융부채를 사용하였다)을 사용하였으며, 금융자산에 대한 선호도를 나타내는 변수로서 가구주의 학력수준을, 소비성향을 나타내는 대용변수로 자동차소유유무를 사용하였다. 기타 가구특성을 제어하기 위한 변수로서 취업인원수, 거주지역, 가구주 성별, 배우자 유무, 배우자연령, 취업으로 인하여 같이 살고 있지 않은 배우자 유무 등을 고려하였다.

2. 추정결과 및 해석[7)]

가구소득의 계수는 0.832로 나타나 Carroll과 Summers(1991)가 발견한 미국가구의 소비/소득평행현상이 우리나라에도 나타남을 보여주고 있다. 이는 다른 조건이 동일한 경우 가구소득 감소분의 83.2%가 순금융자산의 감소로 나타난다는 사실을 의미한다. 가구소득 제곱의 계수는 음수로 추정되었으나 그 크기가 매우 작아 가구소득감소가 체증적으로 가구순금융자산의 감소를 유발하는 효과는 매우 작은 것으로 추정되었다.

다른 조건이 동일한 경우 가구주연령이 50~54세 일 때 순금융자산보유액이 정점을 이루며 이후부터는 감소하기 시작하고 있다. 이러한 현상은 가구주의 연령이 65세 이상인 경우를 제외하고 모두 통계적으로 유의하게 나타났다. 노년부양비율의 계수는 통계적으로 유의한 陽數로 추정되었는데, 이는 가구 구성원 중에서 노년계층의 비율이 높을수록 순금융자산을 더욱 많이 보유한다는 것을 의미함. 이러한 현상은 향후 노년인구비율이 증가하여 가구의 순금융자산이 감소할 것이라는 일반적인 통념과 상반되는 것이다. 따라서 향후 노년인구비율이 증가하더라도 노년인구가 상대적으로 소득이 적기 때문에 발생할 수 있는 금융저축 감소효과보다

7) 분석에 사용한 변수명과 기초통계량은 <별첨 1>에 요약되어 있으며, 추정결과는 <별첨 2>에 요약되어 있다.

는 예비적 동기에 따른 금융저축 증가효과가 더욱 커서 가구의 금융자산 축적액은 오히려 증가할 가능성이 있다. 유년인구비율의 계수는 음수로 나타났는데, 향후 유년인구비율이 감소할 것이라는 점을 감안하면 향후에 금융자산 축적액이 증가할 것이라고 예상할 수 있다.

주택을 소유한 가구는 다른 조건이 동일한 경우 평균적으로 주택을 소유하지 않는 가구보다 순금융자산이 170.0만원이 적은 것으로 나타났으며 통계적으로도 매우 유의하였다. 이러한 현상은 보유금융자산과 외부로부터 차입한 자금에 의존하여 주택을 구입하기 때문에 발생하는 현상으로 판단된다.

취학아동이 있는 경우 순금융자산 보유액은 적은 것으로 나타났는데 특히 대학에 다니는 자녀가 있는 경우 학생 1명이 증가할 때마다 평균 143.1만원이 적은 것으로 나타났으며, 중고등학교 자녀가 있는 경우에도 학생 1명이 증가할 때마다 평균 83.3만원이 적은 것으로 나타났다. 주택소유여부와 취학자녀여부가 순금융자산 보유액에 미치는 영향이 통계적으로 지지되는 현상은 목표자산가설이 우리나라 가구의 저축결정모형으로 타당할 가능성 크다는 점을 시사하고 있다.

가구의 유동성제약의 정도를 나타내는 사금융부채의 계수는 -1.26으로 통계적으로 유의한 결과를 보였으나 계수의 절대값이 매우 작아 유동성제약이 사금융자산에 미치는 효과로 보기에는 한계가 있었다.

V. 시사점 및 정책 함의

1. 한국인의 금융자산축적 행태

소비 및 저축을 결정하는 가설에는 단순생애주기가설, 유산동기와 불확실성을 도입한 확장된 생애주기가설, 유동성제약가설, 최저생존가설, 非理性的(rule of thumb) 소비자가설, 목표자산가설 중에서 대체로 단순생애주기가설과 최저생존가설은 데이터와 부합되지 않으며, 유동성제약가설과 목표자산가설이 한국인의 저축 및 소비행태에 부합되는 가설로 판단된다. 소비자행동의 가장 기본적인 모델인 생애주기가설(life cycle hypothesis)은 현재소득과 현재의 희망소비를 고려하기보다는 각 시점에서 미래 소득과 미래의 희망지출을 예상하면서 각 시점의 소비와 저축을 결정한다는 가설이다. 비이성적 소비자모형은 소비자 중 일부가 미래의 소득과 지

출을 감안하지 않고 근시안적으로 행동한다는 가설이며, 확장된 생애주기 가설은 여러 가지 형태가 있으나 대표적인 모형으로는 단순생애주기가설에 부모들의 자식들에 대한 遺産동기와 불확실성을 고려한 모형이 있으며, 목표자산모형(target wealth model)은 주택보유 등과 같은 특정한 목적을 위해 일정한 목표수준까지를 저축하려 한다는 가설이며, 최저생존-생애주기가설(Ogaki et al. (1986))[8]은 소비자들의 소득이 최저생존수준을 상회하는 소득수준 이후에야 생애주기가설에 따른다는 가설이다.

단순생애주기가설은 가구주의 연령이 매우 많은 시기에야 보유금융자산의 생애증가율이 마이너스로 전환된다는 점에서 데이터와 부합되지 않는 것으로 보이며, 최저생존가설은 상대적으로 소득이 낮은 가구들의 가구소득대비 금융자산의 비율이 높다는 점에서 데이터와 부합되지 않는 것으로 판단된다.

가구의 소득수준이 상대적으로 낮을 때, 소득수준 대비 금융자산 및 순금융자산의 보유비율이 상대적으로 높으며, 금융부채 대비 사금융부채의 비율 또한 높다는 점은 유동성 제약가설이 데이터와 부합된다는 점을 시사하고 있다. 또한 대부분의 범주에서 가구의 금융자산 보유행태가 주택을 소유하고 있는 경우와 아닌 경우에 차이가 난다는 점, 취학가구원수와 가구금융자산 보유액에 통계적으로 유의한 상관관계가 있다는 점 등에서 목표자산가설이 데이터와 부합된다고 할 수 있다.

유동성제약모형에 따르면 가난한 소비자들이 차입이 허용되지 않는 상태에서 미래소득의 흐름이 불확실하다면 예비적 동기에 따른 저축수요가 증대되게 된다. 따라서 상대적으로 소득수준이 가장 낮은 소비자가 가장 높은 저축률을 가지게 되는 등 저축은 소득과 보다 밀접한 관련이 있게 된다. 한편, 가구가 부유해지면서는 유동성제약이 보다 완화되고 이에 따라 자산의 변화는 소득증가보다는 실질이자율의 변화에 보다 민감하게 반응하게 된다. 우리나라 가구의 금융자산 보유형태가 상대적으로 소득수준이 낮은 경우 유동성제약이 강하다는 특징을 가진다고 할 때, 장기적으로 소득이 증가하면서(또한 자본자유화가 진전되면서) 유동성제약은 약화되는 추세에 있을 것으로 예상됨. 이에 따라 가구의 금융자산보유액의 변화가 이자율에 보다 민감하게 반응할 것임. 따라서 향후 이자율정책을 시행할 때는 기업자금수요 변화, 금융시장간 자금대체 효과 등과 더불어 가구

8) 유사한 논의로 Rossi(1988), Deaton(1989) 등은 저소득국가에서는 유동성제약의 정도가 상대적으로 강하기 때문에 소비는 예상수익률의 함수가 되기보다는 현재소득의 함수가 된다고 주장한다.

의 금융자산 보유행태 변화를 동시에 고려하는 정책효과 분석이 필요하다고 하겠다.

장기적으로 우리나라도 상대적으로 저축성향이 낮은 노령인구의 비율이 증가한다는 점에서 저축률이 저하될 것으로 예상되나, 단순한 생애주기가설의 기각은 이와 같은 저축률의 저하가 단순생애주기가설에서 시사하는 만큼 급격하게 발생하지는 않을 것임을 유추가능 하게 한다. 노령층의 금융자산 생애증가율이 70세 이후에야 마이너스로 전환된다는 사실은 우리나라 가구의 경우 사회보장제도가 미비된 상태에서 예비적 동기에 의해 금융자산을 보유하려는 동기가 크다는 점을 유추할 수 있게 하고 있으며, 또한 미국이나 일본과 비교할 때 상대적으로 정점대비 노령층의 금융자산보유액의 비율이 높다는 점은 유산동기가 크다는 점을 유추 가능하게 한다. 이와 같은 점을 감안하면 장기적으로 공적사회보장제도가 확산되면 예비적 동기에 따른 금융자산보유의 필요성은 감소하나 유산동기에 따른 금융자산보유는 특별히 변화할 이유가 없음. 따라서 공적사회보험제도 도입이 노령층 금융자산보유액을 구축시키는 효과는 제약적일 것으로 판단된다.

주택소유를 목표로 한 목표자산가설이 데이터와 부합된다는 점은 장기적으로 소비자 주택금융이 발달하는 경우(가구들의 주택소유욕구가 현재와 동일하다고 가정), 가구의 금융자산 보유액이 상대적으로 위축될 것임을 시사하고 있다.

2. 금융자산 보유와 경제위기의 파급효과

최근의 금융경색으로 인하여 전체의 20%가 넘는 가구, 특히 중간소득계층의 가구가 가장 많은 피해를 보고 있는 것으로 추정된다. 전체 가구 중 20%이상이 순금융부채를 가지고 있다는 점은 (이러한 1996년의 비율이 최근에도 동일하다고 가정하고), 최근의 금융경색으로 인하여 다섯 가구 중 한가구가 지급이자가 증가하여 실제로 사용 가능한 소득이 감소하는 영향을 받고 있는 것으로 유추된다. 소득수준별로 볼 때 순금융부채를 가진 가구의 비율이 중간소득계층에서 상대적으로 높다는 사실은 금융경색의 피해자가 비율적으로 볼 때 중간소득계층에서 가장 많은 것임을 시사하고 있다. 이러한 현상은 전가구를 대상으로 할 때에도 중간소득계층이 연간소득 대비 금융부채의 비율이 가장 높다는 점에서도 전체가구를 대상으로 할 때에도 금융경색의 가장 큰 피해자가 중간소득계층이라는 점을 유추 가능하게 한다.

우리나라 가구의 연간지출대비 보유금융자산의 비율은 1.09, 연간소비대비 보유금융자산의 비율은 1.24, 연간지출대비 순금융자산의 비율은 0.70으로 추정된다. 따라서 추가적인 소득이 없이 순금융자산을 이용하여 생활하는 경우 과거와 같은 지출수준은 약 7개월밖에 지속할 수 없는 것으로 추정된다. 특히 2인이상 근로자가구의 경우에는 전체의 76.3%가 6개월도 지속할 수 없는 것으로 나타났다. 실업자가 급증하는 현상이 1998년 상반기에 본격적으로 나타났던 점을 감안하면 실업가구의 생존문제가 1998년 하반기나 1999년 상반기에 본격적으로 나타날 것으로 예상된다.

3. 96가구소비실태조사에의 시사점

가구의 저축행태에 대한 분석이 가능하려면 가구의 금융자산과 더불어 실물자산에 대한 조사가 병행되어야 할 것이다.

참고문헌

강석훈(1995), "한국가구의 금융자산 및 금융소득 추정", 한국금융학회 정기학술대회 발표논문

권순원, 고일동, 김관영, 김선웅(1992), *소득불균형의 실태와 주요정책과제*, 한국개발연구원

박대근, 이창용 (1997), *한국의 저축률 추이에 대한 연구*, 한국조세연구원

차은영(1997), "불완전 금융시장과 소비행동 : 패널데이타를 중심으로", *경제학연구* 제 45 집 제 4 호 pp. 49-70

홍승제 (1997), "새로운 가계저축률의 추정과 결정요인 분석", *경제분석* 제 3권 제 4 호, 한국은행

Avery R. and A. Kennickell(1991), "Household Saving in the US, *Review of Income and Wealth*, Vol. 37:4, pp. 409-432

Borthworth, B. , G. Butless and J. Sabelhaus (1991), "The Decline in Saving : Evidence from Household Surveys", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1. pp. 183-256

Browning, M. and A. Lusardi (1995), "Household Saving : Micro Theories and Micro Facts", VSB-CentER Savings Project Progress Report 29, Tilburg University

Campbell, C. and G. Mankiw, "Consumption, Income and Interest Rates : Reinterpreting the Time Series Evidence", in O. Blanchard and S. Fisher eds., *NBER Macroeconomic Annual : 1989*, MIT Press, pp.

185-216

Carroll, C. and L. Summers (1991), "Consumption Growth Parallels Income Growth : Some New Evidence", in D. Bernheim and J. Shoven eds., *National Saving and Economic Performance*, The University of Chicago Press, pp. 305-343

Deaton, A. (1989), "Saving in Developing Countries : Theory and Evidence", in *Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics 1989*, ed. by S. Fisher and D. de Troy, World Bank : Washington , pp. 61-96

Hayashi, F. (1997), *Understanding Saving : Evidence from United States and Japan*, MIT Press

Hoyt, S. (1988), "Life Cycle Hypothesis of Saving and the Elasticity of Household Wealth with Respect to their Permanent Income", Univ. of Penn.

Kotlikoff, L. and L. Summers(1981), "The Role of Intergenerational Transfers in Aggregate Capital Accumulation", *Journal of Political Economy*, vol. 89. No. 4, pp. 706-732

Modigliani. F. (1988), " The Role of Intergenerational Transfers and Life Cycle Saving in the Accumulation of Wealth", *Journal of Economic Perspective,* Vol. 2. No. 2. pp. 15-40

Ogaki, M. , J. Ostry and C. Reinhart, (1996), "Saving Behavior in Low and Middle Income Developing Countries : A Comparison", *IMF Staff Papers,* Vol. 43, pp. 38-71

Rossi, N. (1988), " Government Spending, the Real Interest Rate and the Behavior of Liquidity Constrained Consumers in Developing Countries", *IMF Staff Papers*, Vol. 35, pp. 104-140

Yoshikawa, H. and F. Ohtake (1989), "An Analysis of Female Labor Supply, Housing Demand and the Saving Rate in Japan", *European Economic Review*, 33, 997-1023

<별첨1> 회귀분석에 사용한 변수의 기초통계량(단위:천원)

변수명	변수설명	평균	표준편차	최소값	최대값
netw	가구 순금융자산	10764.39	30302.05	-340000	1119999
v13721	가구소득	23152.72	17401.53	0	960000
v13721s	가구소득의 제곱	8.39e+08	6.60e+09	0	9.22e+11
agecat2	가구주연령더미: 20-24세	0.0492	0.2163	0	1
agecat3	가구주연령더미: 25-29세	0.1122	0.3157	0	1
agecat4	가구주연령더미: 30-34세	0.1578	0.3646	0	1
agecat5	가구주연령더미: 35-39세	0.1668	0.3728	0	1
agecat6	가구주연령더미: 40-44세	0.1303	0.3367	0	1
agecat7	가구주연령더미: 45-49세	0.1087	0.3113	0	1
agecat8	가구주연령더미: 50-54세	0.0880	0.2833	0	1
agecat9	가구주연령더미: 55-59세	0.0687	0.2531	0	1
agecat10	가구주연령더미: 60-64세	0.0462	0.2099	0	1
agecat11	가구주연령더미: 65-70세	0.0282	0.1655	0	1
agecat12	가구주연령더미: 70세이상	0.0346	0.1828	0	1
v8_cc1	가구주직업더미: 사무종사자	0.2349	0.4239	0	1
v8_cc2	가구주직업더미: 상용 및 임시노무자	0.3787	0.4850	0	1
v8_cc3	가구주직업더미: 상인(자영자, 고용자)	0.2406	0.4274	0	1
v8_cc4	가구주직업더미: 개인경영자	0.0131	0.1138	0	1
v8_cc5	가구주직업더미: 법인경영자	0.0034	0.0583	0	1
v8_cc6	가구주직업더마: 자영업자	0.0066	0.0813	0	1
phead	가구주소득의 비중	0.7115	0.3239	0	1
old_dep	노령부양비율	0.1138	0.3243	0	3
you_dep	유년부양비율	0.3818	0.4794	0	4
fli_pri	사금융부채액	1177.95	4993.91	0	200000
v00017i2	가구주학력더미 : 초등학교	0.1271	0.3331	0	1
v00017i3	가구주학력더미 : 중학교	0.1559	0.3627	0	1
v00017i4	가구주학력더미 : 고학교	0.4207	0.4936	0	1
v00017i5	가구주학력더미 : 전문대학	0.0623	0.2417	0	1
v00017i6	가구주학력더미 : 대학	0.1602	0.3668	0	1
v00017i7	가구주학력더미 : 대학원	0.0245	0.0155	0	1
v000891	주택소유더미	0.5624	0.4960	0	1
v000931	자동차소유더미	0.4161	0.4929	0	1
v00051	유아/유치원자녀수	0.1492	0.4008	0	3
v00052	초등학교 자녀수	0.2910	0.5921	0	4
v00053	중고등학교 자녀수	0.3608	0.6969	0	4
v00054	대학이상 재학중인 자녀수	0.0898	0.3300	0	3
v00056	학업 때문에 같이 살지 않는 자녀수	0.0738	0.3417	0	9
v00013	취업인원수	1.3639	0.7949	0	6
v000141	가구주성별더미 : 남자=1	0.7864	0.4097	0	1
v000071	거주지역더미 : 광역시	0.4873	0.4998	0	1
v000072	거주지역더비 : 기타 시부	0.3643	0.4812	0	1
v000231	배우자유무 더미	0.7708	0.4202	0	1
v0025	배우자연령	30.867	19.463	0	84

<별첨 2> 회귀분석 결과

Number of obs =22491, F(42, 22448) =105.49, Prob > F =0.0000
R-squared =0.1648, Adj R-squared =0.1633 Root MSE = 27550

변수	계수추정치	표준오차	t-값	p-값
v13721	0.832	0.0176	47.082	0.000
v13721s	-8.75e-07	3.74e-08	-23.389	0.000
agecat2	4066.46	2072.95	1.962	0.050
agecat3	4262.86	2024.98	2.105	0.035
agecat4	5165.97	2030.65	2.544	0.011
agecat5	6112.04	2039.37	2.997	0.003
agecat6	8531.37	2054.26	4.153	0.000
agecat7	8070.04	2078.74	3.882	0.000
agecat8	10406.38	2122.36	4.903	0.000
agecat9	8375.02	2184.48	3.834	0.000
agecat10	5404.74	2435.91	2.219	0.027
agecat11	3354.50	2959.07	1.134	0.257
agecat12	2230.98	3456.15	0.646	0.519
v8_cc1	1232.64	1214.86	1.015	0.310
v8_cc2	2542.08	1159.77	2.192	0.028
v8_cc3	2982.27	1271.98	2.345	0.019
v8_cc4	-211.95	1990.54	-0.106	0.915
v8_cc5	5288.99	3262.94	1.621	0.105
v8_cc6	236.87	2558.11	0.093	0.926
phead	-10497.21	1015.82	-10.334	0.000
old_dep	1891.39	725.21	2.608	0.009
you_dep	-924.03	679.71	-1.359	0.174
fli_pri	-1.26	0.03	-34.439	0.000
v00017i2	2735.67	1478.98	1.850	0.064
v00017i3	3781.68	1493.99	2..531	0.011
v00017i4	4172.45	1483.01	2.814	0.005
v00017i5	5816.54	1662.30	3.499	0.000
v00017i6	4040.25	1573.86	2.567	0.010
v00017i7	4355.61	1927.40	2.260	0.024
v000891	-1740.24	434.30	-4.007	0.000
v000931	341.33	433.08	0.788	0.431
v00051	-19.21	561.49	-0.034	0.973
v00052	-270.70	455.07	-0.595	0.552
v00053	-833.37	320.31	-2.602	0.009
v00054	-1430.77	582.68	-2.455	0.014
v00056	-68.09	610.53	-0.112	0.911
v00013	-5960.62	361.36	-16.495	0.000
v000141	317.24	626.33	0.507	0.612
v000071	350.61	581.62	0.603	0.547
v000072	319.24	598.16	0.534	0.594
v000231	-4059.23	1609.81	-2.522	0.012
v00025	49.09	37.44	1.311	0.190
_cons	-483.48	2477.72	-0.195	0.845

발표자료 3

지역별 소득격차 분석

충 남 대 학 교
노 응 원

지역별 소득 격차 분석

노응원

I. 서론

본 연구는 통계청의 "96년 가구소비실태조사"(이하 "가구조사"로 약칭) 개별 가구 자료를 이용하여, 우리 나라 6대 도시와 9개 도의 지역별 비농가 가족가구 소득함수를 추정하고, 지역별 가구소득 격차의 요인을 실증적으로 분석하고자 한다.

그 동안 우리 나라 가구소득 분배에 관한 연구는 도시가계조사와 농가경제조사 자료를 이용한 주학중(1979), 반성환(1979) 등의 전국의 인적 분배, 직종별(근로자-사업자) 분배 및 농가소득 분배가 중심이었고[1], 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 추출·조사한 권순원 외(1992)의 연구에서는 지역을 시부와 군부로 나누어 지역간 소득격차를 계산하였을 뿐이며, 93년도 대우경제연구소의 한국가구패널조사 자료(4,547가구)를 이용한 이은우(1995)는 지역별 가구소득함수를 추정하였으나 전국을 서울, 기타 도시 및 농촌으로만 구분하였다. 그리하여, 본 연구와 같이 행정구역상의 대도시와 도를 구분하여 지역별 가구소득의 격차와 그 요인을 분석한 지역별 연구는 아직 없는 실정이다.

"가구조사"는 전국에서 24,290개에 달하는 엄청난 수의 표본가구들을 다단계 표본추출법에 따라 추출·조사한 것이지만 농가는 제외되었으며, 가족단위의 가구를 대상으로 분석한 본 연구에서는 그 중 2인 이상의 표

1) 최근까지의 한국의 인적 소득분배에 관한 연구들과 그 문제점들에 관해서는 이정우(1997)를 참조하라.

본가구 21,103개에 국한하였다. 그리고, 본 연구는 계량경제학적 추정방법론의 관점에서도 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 올바로 계산되지 않으므로, 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 않을 경우 이를 파악하여 입력하여야 한다. 본 연구에서도 표본조사구를 절반씩 양분해야 하는 다소 자의적인 작업을 추가하여 WesVarPC라는 분산추정 프로그램을 이용하여 회귀계수와 그 표준오차를 계산하였다. 이러한 방법론의 중요성 때문에, 제II장에 추정방법에 관해 간략히 서술하고, 자세한 내용은 부록 I에 수록해 두었다.

제III장에서는 소득분포의 통상적 특성상 지역별 가중평균 소득, 로그가구소득의 평균, 중위소득, 동등가구원당 소득 평균 등 여러 가지 가구소득의 대표치들을 추정하고, 가중 평균소득의 지역격차가 존재하는가를 검증하였다, 그러나, 전국에서 월등히 높은 서울가구 평균소득의 73%에 불과한 경북을 제외한 여타 지역의 평균소득은 서울의 그것과 유의적으로 다르지 않다는 결과로 나타났다.

그리하여 제IV장에서는 각 지역 가변수와 함께 여러 가지 인적 및 물적 가구특성 변수들을 도입하여 가구소득함수를 추정하였는데, 그 결과 유의적인 가구특성 변수들과 지역 가변수들이 식별되었다. 따라서, 이들을 이용하여 지역별 평균가구의 소득격차를 가구특성 요인들과 순수한 지역특성 요인들에 기인하는 부분으로 분해할 수 있었다. 그 다음으로, 지역가변수로 상징되는 순수한 지역효과를 실현하는 구체적 경제변량을 포착하기 위해 지역의 산업구조 및 성장잠재력을 나타내는 지역특성 변수들을 추가하여 회귀분석을 시도해 보았다. 제V장에서는 본 연구 결과를 요약하고 그 한계를 지적하였다.

II. 추정 방법

"가구조사"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 내용은 부록 I에 수록되어 있으며, 이하에서는 3가지 회귀분석법만 간결하게 설명한다.

1. 씨배이 표본자료에 입각한 회귀분석법

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

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

로 정의된다. 여기서 Y 및 X는 모집단의 값들로서 각각 $N\times 1$ 및 $N\times m$ 벡터이다. 이것을 추정하기 위해 모집단으로부터 크기 n의 표본 $s=\{U_{i_1}, U_{i_2}, \cdots, U_{i_n}\}$, 또는 간략히 표현하여 $s=\{1,2,\cdots,n\}$을 복잡한 표본설계에 따라 추출하여 표본 자료

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

을 측정오차 없이 관측한다고 하자. 여기서 Y_i는 i가구의 연간 소득, X_{ji}는 i가구의 가구 특성 변량 X_j의 값(예, 취업자수, 가구주 연령, 금융자산 등)이다.

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

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

단, $Q=diag(q_1, q_2, \cdots, q_N)$, $\Pi=diag(\pi_1, \pi_2, \cdots, \pi_N)$, $\pi_i=\Pr o[U_i\in s]$,

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

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

으로 주어지는데, 이것은 분자와 분모(역행렬 부분)에 상관된 확률변수들

이 들어 있는 비율(ratio) 형태의 통계량이므로 B에 대해 소량의 편이를 가진다(approximately un- biased). 그런데, (2)의 공분산 행렬 불편 추정량은 부록 II의 (9)식으로 주어지지만 실제로 직접 계산하기는 거의 불가능하다고 한다.

Y가 가설적인 확률과정을 따르는 확률변수 벡터 $\mathrm{Y}=(\mathrm{Y}_1,\mathrm{Y}_2,\cdots,\mathrm{Y}_N)'$이 실현된 것으로 보는 순수한 초모집단 모형(간단히, 모형) 접근법에 따르면, 그것들이 동일-독립적 분포(i.i.d.)

$$\mathrm{Y}=X\mathrm{B}+\varepsilon,\ \ \varepsilon \sim N(\mathbf{0},\sigma^2 I_n) \qquad (3)$$

를 따른다고 가정할 때 B가 추정 대상 파라미터가 되는데, 실제로 선형모형 (3)이 타당하게 성립하고 표본설계가 모든 X을 포함한다면 표본이 단순무작위 표본인 것처럼 간주하는 고전적 회귀분석법의 통상최소자승 추정량과 그 분산 추정량

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

도 타당하다(Nathan, 1988). 즉, $\hat{\mathrm{B}}_{\mathrm{OLE}}$는 B의 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 (3)의 모형분포를 결합한 접근법에서는 (3)식의 B의 실현치가 (1)식의 B라 간주한다. Nathan(1998)에 따르면, 이 경우 설계가중 추정량 (2)가 소량의 편이를 갖지만 설계일치(design-consistent) 추정량이고 또한 모형-불편성도 보유하며, 그 분산-공분산 추정치는

$$\hat{V}[\hat{\mathrm{B}}_{\mathrm{HT}}]=\hat{\sigma}^2(X_s'W_sX_s)^{-1}X_s'W_sW_sX_s(X_s'W_sX_s)^{-1} \qquad (5)$$

으로 주어진다.

2. 본 연구의 추정법

본 연구에서는 설계-일치성, 설계-근사적 불편성 및 모형-불편성을 갖는 설계가중 추정량 (3)을 추정하였다. 그런데, 그 분산 추정량 (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

$$\hat{\mathrm{B}}_{\mathrm{w}}=(X_s'W_sX_s)^{-1}X_s'W_sY_s \ \text{ 및 } \ \hat{V}[\hat{\mathrm{B}}_{\mathrm{w}}]=\hat{\sigma}^2(X_s'W_sX_s)^{-1}$$

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

며 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,[2] 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 번호도 없으므로 부득이 2차 추출단위인 표본가구들을 직접 두 그룹으로 나누되, 다소 자의적이지만 조사구 순으로 배열된 표본가구들의 처음 절반을 제1집단으로 하고 그 나머지를 제2집단으로 구분하였다.

2) 최강식(1997)은 노동부의 "직종별 임금조사" 원자료를 이용한 연구에서 기업규모별 추출율의 역수 배만큼 각 표본을 복제하여 삽입한 다음, 모집단의 기업규모별 비율로 임의추출표본을 재추출하고, 중복 추출된 표본은 제거하되 가중치를 재조정하는 방식으로 단순 무작위 추출 표본을 재작성함으로써 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.

III. 지역별 가구소득 추정

1. 지역별 대표적 가구소득 추정

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

<표 1>에 1996년 전국 및 각 지역 가구소득의 여러 가지 대표치의 추정결과가 수록되어 있다. 제1란은 지역별 가구소득의 가중[3] 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 4개의 집단으로 구분해 볼 수 있다:

① 초상위권 : 서울(100%)
② 중상위권(서울의 85-100%): 부산(90%), 충남(89%), 광주(87%), 제주(86%), 경남(86%), 대구(85%)
③ 중하위권(서울의 80-85%) : 대전(84%), 인천(83%), 경기(82%), 전북(81%)
④ 하위권(서울의 70-80%) : 전남(79%), 충북(78%), 강원(78%), 경북(73%).

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).

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. 어느 지역에서나 중위소득은 가중평균 소득보다 낮지만, 중위소득의 지역간 범위는 평균소득의 그것보다 약간 작다. 또한, 지역별 중위

3) 6대 도시는 각 가구가 동일한 가중치를 가지므로 가중평균과 단순평균이 일치하지만, 각 도의 경우 시부 가구와 군부 가구의 가중치가 다르므로 가중평균이 적용된다.

소득의 전국 순위가 평균소득의 그것과 상당히 다른 지역도 있는데, 부산의 경우 평균소득은 전국 2위이나 중위소득은 10위로 하락하는 반면, 경기는 10위에서 7위로, 경남은 6위에서 2위로 크게 상승한다. 그리고, 대구, 충북, 전북, 제주의 중위소득의 상대표준오차가 다른 지역에 비해 상대적으로 높은 편이나 모두 4% 이하이다.

<표 1> 지역별 연간 가구소득의 평균치 추정(소득 단위=천원)

지역	(1)가중 평균	소득			로그소득 가중		(6)중위		동등 가구원소득				(10)96년 1인	
		지수	(3)표준 오차		평균	(5) 환산	소득	표준	탄력성		탄력성		당지역 내	
		(2)	A	B	(4)	소득		오차	(7) 1	지수	(8) 0.5	지수	총생산	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

참고로, 미국 통계청(1997)이 조사한 전가구의 과세전 화폐소득 기준의 중위소득의 주별 분포는 최저치를 기록한 웨스트 버지니아 州의 중위소득은 가장 높은 알래스카 주의 50%에 불과하여, 우리 나라보다 훨씬 불균등하게 분포하고 있음을 알 수 있다.[4]

일반적으로 소득분포가 우측으로 긴 꼬리를 가진 형태를 취하므로 중위소득은 평균소득보다 낮다. 소득의 이러한 분포 특성 때문에 정규분포

4) 미국 통계청의 상주인구조사(CPS) March 1997 CPS에서 전국 5만여 가구 써베이(46,800가구는 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 우리 나라 자료도 전가구로 확대하면 최저치인 경북의 중위소득은 서울의 71.6%이다.

에 기초한 통계적 검증을 위해 통상 로그 소득을 사용하며 아래의 회귀분석에서도 로그소득을 사용할 것이므로, 제4란에 가구소득의 로그값들의 지역별 평균을 계산해 두었다.[5] 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 준다.

그런데, 이상의 지역별 대표적 소득은 모두 점추정치이며, <표 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.[6]

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, 지역별 차이(지수) 및 순위는 가구소득과 판이하므로 참고할 만하다.

2. 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.

---

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

6) 두 계산법이 상이하므로 양자가 정확하게 일치하기를 기대할 수는 없으나, 이 정도의 차이는 어느 편의 계산방법에 문제가 있음을 말해준다. 부록 I에서 지적하는 바와 같이, 이 문제도 장차 해결 또는 개선되어야 할 과제중의 하나이다.

$$\ln y_j = \beta_0 + \sum_{k=1}^{15} \beta_k^r R_k + \varepsilon_j \qquad (6).$$

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

<표 2>는 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 26.38% 낮음을 의미한다(소득단위로 환산하면 776만원 더 적음[7]). 그러나, 그 외의 지역은 서울가구의 소득과 유의적인 차이가 없다고 볼 수 있다. <표 2>의 우측에 가구소득의 로그치가 아니라 가구소득 자체를 지역 가변수들에 대해 회귀 분석한 결과도 역시 마찬가지이다.[8]

<표 2> 지역 가변수들에 대한 회귀분석

종속변수 가구소득의 로그					가구소득			
결정계수	0.03424	F=0.26			0.0205	F= 0.25		
	회귀계수	(환산)	표준오차	p 값	회귀계수	표준오차	p 값	
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.

7) 이 금액은 <표 2>의 "환산"란에 계산해 두었다. 이 환산금액은 또한 <표 1> (5)의 환산소득 란에서 서울지역 소득과의 차이이기도 하다.

8) 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 본 가구소득에 관해 회귀 분석하여도 그 결과는 마찬가지이다. 이것은 지역별로 가구소득이 아주 상이함을 의미한다. 비가중 통상 최소자승 추정법을 적용할 경우 이와 같이 실제일치 추정법과 상반된 결과가 도출되는 이유는 표준오차가 아주 작게 산출되기 때문이다.

IV. 지역별 가구당 연간소득의 결정요인 분석

가구소득을 지역별로 관찰할 때 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.

1. 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:

$$y_j^r = f^r(x_{1j}^r, \cdots, x_{mj}^r), \qquad (7a)$$

$x_{ij}^r = r$지역 거주 j가구의 가구특성 i의 수량

이 함수는 계량경제 모형으로는 각 지역별($r = 1, 2, \cdots, 15$)로

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

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, (7)의 단순한 특수한 경우로서, 각 지역 가구소득 생산함수의 지역적 특성이 g개의 지역특성 변수들 $x_{1r}, \cdots, x_{gr}$의 양적 수준으로 포착되며 생산함수 자체는 동질적인 모형

$$y_j^r = f(x_{1j}^r, \cdots, x_{mj}^r, x_{1r}, \cdots, x_{gr}) \qquad (8a)$$

$x_{kr} = r$지역의 지역특성 k의 수량

을 추정하기로 하자.[9] 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:

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

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

다음으로, (8b)의 특수한 예로서 지역특성 변수들중 지역 가변수 R_k만을 포함한 "가구특성 모형"

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

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

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

2. 가구특성 변수

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. "가구조사"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

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

연간소득의 결정 요인으로서 취업자수와 상술한 여러 가구 특성치의 가(假)변수(dummy variable)들을 도입하였다.[10] 각 가변수는 <표 3>과 같이 설정하고, 기준집단은 점유비율이 가장 높은 집단으로 선정하였다.

<표 3> 가변수 목록

가구특성	개수	가변수명([ ]안은 기준집단임)
가구주 교육	5	초등학교 졸업 이하, 중학교, [고등학교], 전문대, 대학, 대학원
가구주 직업	8	관리자(및 입법자, 고위 임직원), 전문가, 기술공(및 준전문가), 사무직원, 판매원(서비스와 시장판매 근로자), [기능 근로자], (장치 및 기계)조작원, 단순노무직 근로자, 무직 및 분류불능
가구주 산업	8	[광업 및 제조업], 전기·가스·수도사업, 건설업, 도소매·음식·숙박업, 운수·창고·통신업, 금융·보험·부동산, 사회·개인 서비스, 기타 분류불능 산업
가구 유형	6	사무직 근로자, [기능공 및 상용 근로자], 자영자, 경영자, 자유업자, 무직 등 분류불능
가구주 성별	1	여성가구주, [남자 가구주]
승용차 보유	1	승용차 보유가구,[비보유 가구]

지역가변수	개수	가변수명
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 사업 경영에 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. 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 구분하여[11]

10) 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.

11) "가구조사"에서는 사업자를 크게 자영업주, 개인사업자, 법인경영자 및 자유업자의 4가지로 구분하고, 자영업주는 단독(피용자가 없음) 자영업주와 1-4인의 피용자를 가진 자영업주, 그리고 자유업

가구주의 종사상의 지위 가변수의 일부로 도입하였다.

재산소득은 이자소득(예금·적금 및 채권의 이자), 배당소득(주식·신탁의 배당금, 이익배당금), 부동산 임대소득, 기타 재산소득(저작권 및 특허사용료 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, 이자율이 지역별로 크게 다르지 않다면, 자기 소유 주택에 거주하는 가구의 월세 평가액은 주택의 재산가치를 나타내는 척도로 볼 수 있다. 자기 소유 주택에 거주하지 않는 가구의 주택가치는 조사되어 있지 않은데, 소유 주택과 유사한 가치를 갖는 주택에 거주한다고 가정하면 거주주택의 월세(및 월세 평가액)를 소유 주택의 재산가치 척도로 대용할 수 있다. 따라서, 본 연구에서는 소유주택의 월세 평가액 변수를 도입하였다.

끝으로, 자가용 승용차는 통상 내구 소비재로 분류되지만 본 연구에서는 소유 재산의 다른 한 대리변수로서 자가용 승용차 보유 가변수를 도입하였다. 이전소득은 연금, 사회보장수혜(영세민 생활보조금), 수증보조 및 기타로 구분되는데, 이것들은 무직자나 노인가구들의 주소득원을 이루므로 연령이나 여성가구주 가변수로 어느 정도 설명될 것으로 기대된다. 위에서 언급한 각 가구특성 변수들의 지역별 평균치는 부록의 <부표 1>에 수록해 두었다.

3 가구특성 모형의 추정

가구특성 모형 (9)의 설계일치 추정치를 추정한 결과는 <표 8>에 나와 있다. 이 회귀모형의 결정계수는 55%로서 횡단면 분석결과인 점을 감안하면 상당히 높은 편이다.

이 모형에서, 먼저 어떤 가구특성들이 전국 공통적으로 가구소득을 결정하는가를 살펴보자. 이 추정결과에 따르면, 다른 조건이 동일할 때 어떤

자는 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.

가구특성변수, 예컨대 취업자수(x_1)가 1명 증가하면 가구소득은 (전국 어느 지역에서나 평균적으로) 25.2% 상승한다. 이것은 가구소득 $\hat{y}_i$를 기준으로 하면 가구소득이

$$d\hat{y}_i = \hat{\beta}_1 \hat{y}_i dx_1 = 0.252195\ \hat{y}_i 천원$$

만큼 증가함을 의미한다. 예컨대, 연간 가구소득이 2,200만원인 가구를 기준으로 하면 555만원 증가하는데, 이것은 <표 6>의 "평가액"란에 표시되어 있다. 다른 변수들에 대해서도 기준 가구소득을 일률적으로 2,200만원으로 설정하여 계산해 두었다.[12]

또한, 가구주 연령이 증가함에 따라 43.9세까지는 가구소득이 상승하지만 그 이후로는 하락한다. 예컨대, 가구주 연령이 전국 평균인 41.9세 보다 1세 더 많은 가구의 소득은 41.9세 가구에 비해 3.6만원 증가한다. 또한, 배우자의 연령이 증가함에 따라 35.4세까지는 가구소득이 상승하지만 그 이후로는 하락하며 전국 평균(35세)보다 1살 더 많은 가구의 소득은 35세 가구보다 3천원 더 많다.

가구주의 학력에 따른 가구소득은 고교졸업 수준을 기준으로 할 때, 초등교 이하 학력 가구주의 가구소득은 377만원, 중졸자 가구는 155만원이 적으며, 대졸자 가구는 119만원, 대학원 졸업자 가구는 151만원 더 많으며, 전문대 학력 가구주의 가구소득은 고졸가구와 유의적인 차이가 없다.[13]

가구주의 직업별로는 기능관련 전문가를 기준으로 할 때 단순 노무직은 196만원 적고, 장치 및 기계 조작원은 72만원, 전문가는 263만원, 무직 및 분류불능 직종은 267만원, 고위 임직원 및 관리자는 348만원 더 많으며, 나머지 기술공, 사무직 및 판매원 직종의 가구소득은 단순 노무직과 유의적으로 다르지 않다. 가구주의 종사 산업은 광공업을 기준으로 할 때, 개인 및 사회 서비스업 종사 가구는 65만원 많고 도소매 음식숙박업 가구는 36만원 적을 뿐, 다른 산업은 광공업 종사 가구와 유의적인 차이를 보이지 않는다.

12) 단, 연령변수의 경우에는 전국 평균 연령(가구주 41.9세, 배우자 35세)도 적용하여 계산한 것임.

13) 모형 (7b)를 지역별로 추정하면, 충남, 충북 및 제주의 3개 지역에서는 전문대 졸업 가구 가변수가 유의적이었다.

<표 4> 가구특성 모형 (9)의 추정 결과

종속변수	로그 소득			수정결정계수	0.5491		
회귀변수	회귀계수	p 값	평가액†	회귀변수	회귀계수	p 값	평가액†
상수항	8.5384	0.000**	5,107				
부산	−0.0664	0.095	−1,480	가구주 직업	(기능원)		
대구	−0.0298	0.080	−656	관리자	0.1582	0.002**	3,481.1
인천	−0.0775	0.000**	−1,705	전문가	0.1194	0.000**	2,626.6
광주	−0.0370	0.000**	−814	기술공	−0.0046	0.859	−100.5
대전	−0.0537	0.000**	−1,181	사무직원	−0.0223	0.081	−490.6
경기	−0.0766	0.000**	−1,684	판매원	−0.0133	0.191	−292.6
강원	−0.0747	0.000**	−1,644	조작원	0.0329	0.007**	724.0
충북	−0.0857	0.006**	−1,884	단순노무직	−0.0892	0.000**	−1,963.3
충남	0.0057	0.633	124	무직 및 기타	0.1214	0.009**	2,671.0
전북	−0.0702	0.015*	−1,545	가구주 산업	(광공업)		
전남	−0.0052	0.894	−114	전기,가스,수도	0.0785	0.154	1,726.6
경북	−0.0901	0.001**	−1,982	건설업	−0.0092	0.386	−202.4
경남	−0.0436	0.000**	−959	도소매,음식,숙박	−0.0164	0.029*	−361.5
제주	−0.0315	0.057	−692	운수,창고,통신	0.0253	0.293	556.6
취업자수	0.2522	0.000**	5,548	금융,보험,부동산	0.0275	0.204	604.3
가구주 연령	0.0350	0.000**	31.90	사회-개인서비스	0.0293	0.029*	645.0
연령제곱	−0.0004	0.000**		무직 및 기타	−0.1551	0.002**	−3,411.1
배우자 연령	0.0098	0.000**	0.66	가구주 지위	(생산직)		
연령제곱	−0.0001	0.000**		사무직	0.1050	0.000**	2,308.9
여성 가구주	−0.0241	0.198	−531	자영자	0.1147	0.000**	2,522.5
가구주 교육	(고졸)			경영자	0.2059	0.000**	4,529.8
초등교 미만	−0.1712	0.000**	−3,766	자유업자	0.0894	0.358**	1,965.7
중졸	−0.0705	0.001**	−1,551	무직 및 기타	0.0098	0.868	215.6
전문대졸	0.0027	0.800	60	금융자산	4.586E−06	0.000**	0.1009
대학졸	0.0543	0.000**	1,194	주택가치	2.420E−04	0.000**	5.3236
대학원졸	0.0686	0.029*	1,509	승용차 보유자	0.1602	0.000**	3,524.6

†가구소득이 2,200만원일 때 회귀계수 1단위 증가로 인한 추정 가구소득의 변화액을 계산한 것임.

이상의 여러 가구주 특성들보다 가구주의 종사상의 지위가 가구 소득에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 생산직 근로자 가구를 기준으로 할 때, 사무직 근로자 가구의 가구소득은 231만원 더 많고, 사업자 가구중 경영자, 자영자 및 자유업자 가구의 가구소득은 각각 453만원, 252만원 및 197만원 더 높은 것으로 추정된다.

다음으로, 재산관련 변수로서 승용차 보유 가구의 가구소득은 비보유 가구에 비해 352원 많다. 그리고, 주택 소유 가구의 가구소득은 (귀속)월임대료로 측정한 소유 주택의 가치가 10만원 상승함에 따라 약 53만원씩 상승한다. 또한, 금융자산이 100만원 증가할수록 가구소득은 10만원 증가한다.

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 서울을 기준 지역으로 삼았기 때문에, 서울지역에 대한 상대적인 지역 특성의 효과를 측정한다. 이제, 지역간 가구소득의 차이를 가구특성 부존 효과와 순수 지역효과로 나누어 추정해 보자.

각 지역에서 가구특성의 평균치 $\bar{x}_i^r$을 보유한 가상적인 가구를 그 지역의 "평균가구"라 정의하자.[14] 모형 (9)의 추정결과를 이용한 각 지역 평균가구의 가구소득 추정치(예측치)는

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

$$\hat{ly}^r = \hat{\beta}_0 + \sum_{i=1} \hat{\beta}_i^* \bar{x}_i^r + \hat{\beta}^{r*}, \quad r = 2,3,\cdots,15 \qquad (10b)$$

로 주어지는데, "기준 지역"인 서울을 $r=1$로 표기하였다. 여기서 $ly^r \equiv \ln y^r$이며, $\hat{\beta}_i^*$ 및 $\hat{\beta}^{r*}$는 5% 수준에서 유의적인 회귀계수를 의미한다.[15] <표 5>의 제1란에 이 추정치의 환산소득(역로그소득)이 계산되어 있다. 제2란은 각 지역 평균가구 소득에서 서울 평균가구 소득을 뺀 차이이다.

(10b)에서 (10a)를 빼면

$$\hat{ly}^r - \hat{ly}^1 = \sum_{i=1} \hat{\beta}_i^* (\bar{x}_i^r - \bar{x}_i^1) + \hat{\beta}^{r*} \qquad (11)$$

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

$$\begin{aligned} \hat{ly}^r - \hat{ly}^1 &= [(\hat{\beta}_0^* + \sum_{i=1} \hat{\beta}_i^* \bar{x}_i^r) - (\hat{\beta}_0^* + \sum_{i=1} \hat{\beta}_i^* \bar{x}_i^1)] \\ &\quad + [(\hat{\beta}_0^* + \sum_{i=1} \hat{\beta}_i^* \bar{x}_i^1 + \hat{\beta}^{r*}) - (\hat{\beta}_0^* - \sum_{i=1} \hat{\beta}_i^* \bar{x}_i^1)] \\ &\equiv (\hat{ly}_0^r - \hat{ly}^1) + (\hat{ly}_c^r - \hat{ly}^1) \qquad (12) \end{aligned}$$

으로 분할될 수 있다.[16] (12)식 우변의 처음 괄호 안은 가구특성 부존 효과를, 두 번째 괄호 안은 순수한 지역효과를 나타내는데, 이것은 곧 설명

---

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

15) 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.

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

될 것이다.

먼저, r지역의 가구특성 부존 효과는 그 지역의 추정소득 (10b)에서 지역효과를 나타내는 β^r항을 무시한 경우(즉, 기준 지역인 서울과 동일한 지역특성을 보유한다고 가정하는 경우)의 소득 $\hat{y}_0^r$에서 비교기준이 되는 서울 평균가구의 소득 (10a)를 뺀 차이, 즉

$$\hat{y}_0^r - \hat{y}^1 = \sum_{i=1} \hat{\beta}_i^r (\bar{x}_i^r - \bar{x}_i^1) \qquad (13)$$

으로 측정될 수 있는데, 이것은 (12)식 우변의 처음 괄호 안과 같다.

<표 5> 지역별 가구특성 부존 효과와 순수 지역효과(단위=1,000원)

	부산	대구	인천	광주	대전	경기	강원
(1) 예측 가구소득	22,229	22,140	20,913	21,544	21,043	20,843	18,969
(2) 서울대비 격차	-3,088	-3,176	-4,403	-3,773	-4,274	-4,474	-6,345
(3) 지역특성효과	0	0	-1,888	-920	-1,323	-1,866	-1,823
(4) 구성비(%)	0	0	41	24	30	40	27
(5) 가구특성효과	-3,088	-3,176	-2,717	-2,961	-3,113	-2,815	-4,876
(6) 구성비(%)	100	100	59	76	70	60	73
취업자수	-83	-415	-434	-693	-724	-644	-814
가구주 연령	-13	-63	12	-205	-131	-40	-409
배우자 연령	-184	-159	36	-221	-97	118	-257
가구주 교육	-464	-415	-275	-180	-259	-216	-891
가구주 직업	-178	-70	-240	87	-127	-170	-15
가구주 산업	-46	-76	103	-136	-79	-13	-210
가구주 지위	-307	-267	-339	-138	-227	-301	-375
금융자산	-534	-594	-486	-246	-493	-589	-494
주택가치	-904	-1,261	-1,034	-1,280	-1,068	-1,097	-1,384
승용차 보유	-376	163	40	103	172	240	146
지역효과별 금액	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
(1) 예측 가구소득	19,229	21,569	19,609	18,638	17,596	21,839	21,897
(2) 서울대비 격차	-6,087	-3,747	-5,708	-6,678	-7,721	-3,477	-3,419
(3) 지역특성효과	-2,078	0	-1,717	0	-2,182	-1,080	0
(4) 구성비(%)	32	0	29	0	26	30	0
(5) 가구특성효과	-4,368	-3,747	-4,281	-6,678	-6,062	-2,504	-3,419
(6) 구성비(%)	68	100	71	100	74	70	100
취업자수	-707	-548	-555	-1,149	-1,226	-589	-251
가구주 연령	-256	-347	-206	-489	-447	23	-267
배우자 연령	-149	-219	-228	-375	-242	18	-210
가구주 교육	-745	-864	-722	-926	-797	-326	-386
가구주 직업	-114	-41	-1	2	-175	37	-68
가구주 산업	-78	-83	-139	-328	-232	-72	-216
가구주 지위	-434	-247	-270	-457	-519	-462	-267
금융자산	-321	-259	-552	-776	-600	-480	116
주택가치	-1,372	-1,297	-1,479	-1,827	-1,544	-910	-1,989
승용차 보유	-15	156	12	-353	-26	311	139

다음으로, 각 지역의 순수한 지역효과를 추정하기 위해, 각 지역의 평

균가구가 기준지역인 서울의 평균가구와 동일한 가구특성을 보유한다면 갖게 될 소득

$$\hat{y}_c^r = \hat{\beta}_0^* + \sum_{i=1} \hat{\beta}_i^* \bar{x}_i^1 + \hat{\beta}^{r*}, \quad r = 1,2,\cdots,15 \qquad (14)$$

을 생각해 보자. 이것에서 기준인 서울의 (10a)를 뺀 차이

$$\hat{y}_c^r - \hat{y}^1 = \hat{\beta}^{r*}$$

가 순수한 지역효과를 측정한다고 볼 수 있는데, 이것은 (12)식 우변의 두 번째 괄호 안과 같다.

<표 5>의 제1란은 지역별 예측 로그소득 (10)의 역로그값인 예측 가구소득이고, 제2란은 서울가구 예측소득 2,531.7만원과의 차이이다. 제3 및 5란은 이 차이를 가구특성부존효과와 순수 지역효과로 구분한 것이다. 단, (12)식 우변은 로그단위로 측정하여 두 효과로 분할되어 있는데, 역로그로 전환할 경우 두 효과중 어느 것을 먼저 계산하는냐에 따라 그 값이 크게 달라진다. 따라서, 로그단위로 측정한 두 효과의 구성비(제4 및 7란)를 제2란에 곱하여 계산하였다.

<표 5>에서 보듯, 서울대비 가구소득이 가장 낮은 경북의 경우 본 모형으로 추정된 소득격차 772만원 중 75%인 581만원은 여러 가지 가구특성 부존량이 서울가구에 비해 부족한 데 기인하고, 나머지 25%인 191만원은 경북 고유의 불리한 지역적 특성(그 실체는 아직 규명되지 않았으며, 아래에서 언급됨)에 기인한다고 해석될 수 있다. 그 다음으로 높은 추정 소득격차를 보이는 전남의 경우, 지역 가변수가 유의적이 아니므로 668만원 전액이 가구특성 부존량의 결핍에 기인한다고 볼 수 있다.

<표 5>의 제7란 아래에 가구특성 부존효과를 다시 가구특성 변수별로 세분한 계산치가 수록되어 있다. 이것은 (13)에 x_i^*변수의 기여비율

$$\hat{\beta}_i^* (\bar{x}_i^r - \bar{x}_i^1) / \sum_{i=1} \hat{\beta}_i^* (\bar{x}_i^r - \bar{x}_i^1)$$

에 따라 분해하여 계산한 것인데, 가구주 교육변수처럼 여러 개의 가변수들로 구성된 것들은 이 비율들을 더하여 1개의 변수로 통합하였다. 절대금액 상으로 어느 지역에서나 가장 영향이 큰 가구특성 변수는 주택가치이며, 그 다음으로 지역별로 약간의 편차는 있으나 취업자수, 가구주교육 및 금융자산 변수가 가구특성효과의 대부분을 설명해 주고 있다.

<표 6>에는 각 지역별로 각 가구특성변수의 상대적 중요도를 알기 쉽게 볼 수 있도록 가구특성 부존량 총효과에 대한 각 가구특성 변수별 효과의 구성비를 보여주고 있다(단, 이 표에서 양의 값은 <표 5>에서 음의 값을 나타냄).

<표 6> 지역별 세부 가구특성별 가구특성 부존량 효과 구성비(단위 %)

	부산	대구	인천	광주	대전	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
인적특성 소계	41.3	46.7	43.5	51.1	54.2	46.7	63.2	59.3	62.7	51.2	55.7	62.6	56.0	49.3
취업자수	2.7	13.1	16.6	23.8	23.9	23.8	17.3	16.9	14.6	13.4	17.2	21.1	24.0	7.3
가구주 연령	0.4	2.6	-0.4	7.1	4.3	1.5	8.7	6.1	9.3	5.0	7.3	7.7	-0.9	8.4
배우자 연령	6.0	5.0	-1.4	7.6	3.2	-4.3	5.5	3.6	5.8	5.5	5.6	4.2	-0.7	6.1
가구주 교육	15.0	13.1	10.5	6.2	8.5	8.0	16.9	17.8	23.0	17.4	13.9	13.7	13.3	11.3
가구주 직업	5.8	2.2	9.2	-3.0	4.2	6.3	0.3	2.7	1.1	0.0	0.0	3.0	-1.5	2.0
가구주 산업	1.5	2.4	-3.9	4.7	2.6	0.5	4.5	1.9	2.2	3.4	4.9	4.0	3.0	6.3
가구주 지위	9.9	8.4	13.0	4.7	7.5	11.1	8.0	10.4	6.6	6.5	6.8	8.9	18.8	7.8
물적특성 소계	58.7	53.3	56.5	48.9	45.8	53.3	36.8	40.7	37.3	48.8	44.3	37.4	44.0	50.7
금융자산	17.3	18.7	18.6	8.4	16.3	21.7	10.5	7.7	6.9	13.3	11.6	10.3	19.6	-3.4
주택가치	29.3	39.7	39.5	44.0	35.2	40.4	29.4	32.7	34.6	35.7	27.4	26.6	37.1	58.2
승용차보유	12.2	-5.1	-1.5	-3.5	-5.7	-8.8	-3.1	0.4	-4.2	-0.3	5.3	0.4	-12.7	-4.1

제주의 경우 주택가치의 상대적 부족이 가구특성 부존량 효과의 58%나 차지하며 다른 지역에서도 대부분 30% 이상을 차지한다. 가구당 취업자수의 효과는 부산이나 제주에서는 아주 약하며, 광주, 대전, 경기, 경남, 경북에서는 20% 이상 차지한다. 가구주 교육 저수준에 기인하는 가구특성 부존량 효과는 충남의 23%가 가장 높으며, 광주, 대전, 경기를 제외한 지역들에서는 10% 이상이다.

가구특성 부존량 절대 수준의 부족 정도와 순수 지역효과의 不利 정도에 따라 지역을 분류하면 <표 7>과 같다. <표 5>-<표 7>로부터 다음 특징을 도출할 수 있다.

첫째로, 지역간 소득격차 중 2/3 이상이 가구특성 부존량에 기인하며 순수한 지역특성 효과에 기인하는 것은 1/3 이내이다.

둘째로, 불리한 순수 지역특성 효과가 없는 5개 지역을 제외하면, 가구특성 부존량 부족이 심한 지역일수록 불리한 지역효과도 크다.

셋째로, 가구특성 부존량 효과중 인적 특성 부족은 지역에 따라 49%-63%를 차지하는데, 강원, 경북, 충남에서는 60%이상이며, 가구당 취업자수와 가구주 교육수준이 대체로 중요한 요인을 이룬다.

넷째로, 가구특성 부존량 효과중 물적 특성 부족은 37-59%를 차지하는데, 50%를 초과하는 지역은 부산, 인천, 대구, 경기이며, 주택가치의 영향이 압도적이다.

<표 7> 가구특성 부존량 및 순수 지역특성 효과 크기별 지역 분포
(괄호 안은 총효과임. 단위 만원)

지역특성 효과 / 가구특성 효과	190만원 이상	150-190 만원	100-150 만원	70-100 만원	0원
500만원이상	경북(772)				전남(668)
400-500만원	충북(609)	강원(635) 전북(571)			
300-400만원			대전(427)		충남(375), 제주(341) 대구(318), 부산(309)
240-300만원		인천(440) 경기(447)	경남(348)	광주(377)	

4. 지역 특성 모형

위에서 지역특성을 단지 지역 가변수로 포착하는 모형 (9)를 추정한 결과, 가구특성 부존량의 효과를 감안하고 나면 9개 지역 가변수가 5% 유의수준에서 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(지역내총생산 기준), 지역 시장의 크기 내지 경제력의 성장력의 척도인 지역내총생산의 지역별 구성비(1995년) 및 지역내 총생산 성장률(1995년)을 시도해 보았다. 이 변수들의 지역별 현황은 <부표 2>에 나와 있다.

본 연구에서는 이들을 가구특성 모형에 도입한 모형 (8b)를 추정하였을 때 지역 가변수들의 기능을 대체(그 유의성을 상실케 함)할 수 있는 지역특성 변수들의 조합을 찾아내고자 하였다. 단, 가구특성 모형 (9)에서 가

구주 산업 가변수 7개중 2개만 5% 유의수준에서 유의적이었으므로, 모형(8b)를 추정할 때 가구주 산업가변수는 모두 제외하였으며, 그 결과는 <표 8>에 요약되어 있다.

<표 8>의 제1란은 가구특성 변수(가구주 산업 가변수 제외)들과 4개의 지역특성 변수들 전부를 도입한 모형의 추정결과인데, 지역내총생산 점유율은 아주 유의적이나 나머지 3개는 극히 무의미하다. 그러나, 비유의적인 이들 3개의 변수들을 제외하고 지역내 총생산 점유율만 도입하면 제2란에서 보듯 그것도 유의성을 상실한다. 이처럼 어떤 지역특성 변수(들)를 포함한 모형에서 다른 지역특성 변수들을 제거한다든가 도입하면 그 변수의 유의성은 크게 변화한다. 그러나, 모형의 결정계수는 모두 0.5481로서 일정하였다.

4개의 지역특성 변수들 중 일부만을 포함시킬 때 그것들이 모두 5% 유의수준에서 유의적인 변수들의 조합은 존재하지 않았다. 또한, <표 8>에 수록하지는 않았으나, 그것들의 유의확률이 모두 40%이상으로서 유의성을 상실할 경우[17] 지역 가변수들의 그것들도 마찬가지로 40%를 초과하였다.

제3란은 "지역내총생산 점유율"과 "3차 산업구성비"의 두 지역특성 변수를 도입한 경우인데, 후자가 5% 유의수준에서 유의적이고 또한 지역 가변수들이 거의 모두(경기만 제외) 5%의 유의성을 갖지 못하는 유일한 모형이다. 그러나, 전자는 10% 유의수준에서 유의적일 뿐이다.

이 모형의 다른 설명변수들의 추정결과를 <표 5>의 가구특성 모형의 그것과 비교하면, 우선 상수항이 매우 유의적이었고 그 크기가 8.538이었으나 이제 그 유의성을 상실하였고(계수는 -3.14임),[18] 각 가구특성변수의 유의성이나 그 계수의 크기는 대체로 동일하다. 따라서, 이 추정결과는 <표 5>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 과제로 남게 되었다.

---

17) 아래 7가지 조합에 대해 그러함. ① (지역내총생산)성장률, 2차(산업구성비), 3차(산업구성비) ② 성장률, 2차 ③ 성장률 ④ 점유율, 2차 ⑤ 점유율 ⑥ 3차 ⑦ 2차, 3차.

18) 상수항이 8.538에서 0과 다름없는 수준으로 하락한 것은 <부표 2>에서 보듯, 서울의 지역내 총생산 점유율(측정단위는 %임)이 24.2(%)로서 전국 평균 8.8(%)보다 월등히 높고, 3차 산업 구성비(측정단위는 %임) 또한 88.5(%)로서 전국 평균 63.1(%)보다 아주 높기 때문이다. 따라서, 특정 서울가구의 추정 로그소득은 자신의 가구특성치에 그 회귀계수를 곱한 항들의 합계에, 이 2개의 서울 지역 특성변수치에 그 회귀계수를 곱한 값과의 합으로 주어질 것이다.

<표 8> 지역특성 모형 추정결과

회귀변수	(1)회귀계수	유의확률	(2)회귀계수	유의확률	(3)회귀계수	유의확률
상수항	0.180	0.936	5.670	0.001 **	-3.144	0.569
부산	4.382	0.035 *	1.997	0.098	6.294	0.069
대구	4.181	0.011 *	2.351	0.092	7.252	0.069
인천	3.962	0.292	2.186	0.098	7.888	0.055
광주	4.888	0.005 **	2.545	0.092	7.953	0.067
대전	5.824	0.092	2.539	0.094	7.745	0.072
경기	1.221	0.746	0.794	0.118	3.995	0.039 *
강원	5.303	0.001 **	2.461	0.097	7.899	0.067
충북	5.400	0.101	2.390	0.099	8.504	0.057
충남	4.979	0.002 **	2.376	0.086	8.091	0.056
전북	5.149	0.001 **	2.347	0.098	8.028	0.060
전남	4.742	0.006 **	2.233	0.088	7.888	0.053
경북	5.007	0.166	1.972	0.102	7.394	0.053
경남	2.700	0.545	1.382	0.097	6.043	0.041 *
제주	5.698	0.013 *	2.703	0.092	8.697	0.064
취업자수	0.252	0.000 **	0.252	0.000 **	0.252	0.000 **
가구주 연령	0.035	0.000 **	0.035	0.000 **	0.035	0.000 **
연령제곱	-4.01E-4	0.00E+0 **	0.000	0.000 **	-4.01E-4	0.00E+0 **
배우자 연령	0.010	0.000 **	0.010	0.000 **	0.010	0.000 **
연령제곱	-1.37E-4	2.00E-4 **	0.000	0.000 **	-1.37E-4	2.00E-4 **
여성 가구주	-0.022	0.238	-0.022	0.238	-0.022	0.238
초등교 미만	-0.175	0.000 **	-0.175	0.000 **	-0.175	0.000 **
중졸	-0.072	0.000 **	-0.072	0.000 **	-0.072	0.000 **
전문대졸	0.003	0.779	0.003	0.779	0.003	0.779
대학졸	0.053	0.000 **	0.053	0.000 **	0.053	0.000 **
대학원졸	0.073	0.023 *	0.073	0.023 *	0.073	0.023 *
관리자	0.157	0.002 **	0.157	0.002 **	0.157	0.002 **
전문가	0.132	0.000 **	0.132	0.000 **	0.132	0.000 **
기술공	-0.001	0.949	-0.001	0.949	-0.001	0.949
사무직원	-0.021	0.191	-0.021	0.191	-0.021	0.191
판매원	-0.020	0.010 **	-0.020	0.010 **	-0.020	0.010 **
조작원	0.046	0.000 **	0.046	0.000 **	0.046	0.000 **
단순노무직	-0.083	0.000 **	-0.083	0.000 **	-0.083	0.000 **
무직 및 기타	0.046	0.399	0.046	0.399	0.046	0.399
사무직	0.119	0.000 **	0.119	0.000 **	0.119	0.000 **
자영자	0.115	0.000 **	0.115	0.000 **	0.115	0.000 **
경영자	0.208	0.000 **	0.208	0.000 **	0.208	0.000 **
자유업자	0.105	0.303	0.105	0.303	0.105	0.303
무직 및 기타	-0.068	0.292	-0.068	0.292	-0.068	0.292
금융자산	4.60E-6	0.00E+0 **	4.60E-6	0.00E+0 **	4.60E-6	0.00E+0 **
주택가치	2.42E-4	0.00E+0 **	2.42E-4	0.00E+0 **	2.42E-4	0.00E+0 **
승용차 보유자	0.161	0.000 **	0.161	0.000 **	0.161	0.000 **
지역총생산 성장율	0.158	0.728				
지역총생산점유율	0.249	0.017 *	0.118	0.087	0.331	0.079
2차산업구성비	0.003	0.987				
3차산업구성비	0.017	0.746			0.041	0.024 *

V. 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 경북 등 4개 지역은 그것의 70-80%에 불과하다.

본고에서는 이러한 지역간 격차의 요인을 찾아내기 위해, 2인 이상 가구들의 가구소득을 2가지 변수집단, 즉 가구특성 부존량 변수들(가구당 취업자수, 가구주의 연령이나 직업 등 가구의 인적 자원 특성, 가구 보유의 금융자산이나 주택가치 등 가구의 물적 특성)과 지역 가변수들에 의존하는 가구소득 함수를 추정하였다. 그 결과, 가구주가 종사하는 산업 등 일부를 제외한 가구특성 변수 및 충남, 전남, 부산, 대구, 제주 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 70%이상인데, 인천과 경기 지역에서만 예외적으로 약 60%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 개발정책간에 적절한 배합이 필요하다. 예컨대, 전남과 충남은 불리한 지역특

성이 거의 없는 것으로 나타났기 때문에 전자에 더 역점을 둘 필요가 있으며, 특히 전남은 가구특성 부존량 부족에 의한 소득격차가 경북 다음으로 높은 지역이다. 또한, 경북과 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 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 조사자료에 입각한 정태분석이기 때문에, 이것을 기초로 도출된 동태적 경제성장에 관한 정책적 함의는 그만큼 제한적일 수밖에 없으며 장차 자료의 누적을 통해 더욱 연구되어야 할 것이다. 둘째, 가구소득이 의미를 갖는 것은 가구의 생활수준과 직결되어 있기 때문인데, 가구의 궁극적 물질적 복지와 이를 위한 정책적 대책을 개발하기 위해서는 가구 가처분소득 격차를 탐구할 필요가 있다. 더 나아가, 지역별 가구복지를 더욱 엄밀하게 파악하기 위해서는 지역의 자연적 문화적 환경 등의 비금전적 효용(또는 비효용)가치도 어느 정도 고려하여야 할 것이다.[19] 셋째, 본 연구에서는 가구소득에 대하여 지역별 가구의 (인적 및 물적) 특성과 순수 지역특성이 독립적으로 작용하는 것으로 가정하고 양자간의 상호작용을 무시하였다. 넷째, 본 연구의 회귀분석과 이에 입각한 유의성 판정은 추정량의 표준오차에 의해 좌우되는데, 제II장에서 언급한 바와 같이 본 연구에서 복제분산 계산법을 적용하기 위해 다소 자의적인 방식으로 표본가구들을 양분한 것이 보다 적절한 방식으로 양분할 경우에 비해 표준오차의 크기에 어느 정도 왜곡을 초래하는가 검증되지 않은 문제점이 있다.

앞으로, "가구조사"와 같은 써베이 작업에서는 그 자료에 입각한 복제분산법의 적용이 타당하도록, 표본설계 단계로부터 절반 표본 추출을 고려하고 또한 적절한 복제 가중치를 제공하여야 할 것이다.

---

19) 사실상, 주민들의 거주이전의 자유가 보장되어 있는 사회에서 사람들이 합리적으로 거주 지역을 선택한다면, 거래비용이 적고 이동이 완료된 이상적 균형상태에서는 본 연구에서 계산된 불리한 금전적 순수 지역효과가 그 지역의 유리한 비금전적 이득에 의해 완전히 상쇄된다고 볼 수 있을 것이다.

부록 I. 표본설계 및 추정 방법

1. 표본 설계[20]

"가구조사"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.

다음으로, 행정구역 및 지역별 정보를 획득하고 표본의 대표성을 높이기 위해, 표본틀의 조사구들을 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 적용하여 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 상대표준오차와 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 적격 가구(SSU)들을 전수 조사한다.[21]

이와 같이 추출된 표본의 층별 가구수, 모집단(목표틀)의 가구수 및 표본가구의 가중치는 부록의 <표 A1>에 수록되어 있다. H열은 층별 표본추출율(=100×표본가구수/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

---

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

21) 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 집단가구, 1인 가구로서 15세 미만인 자, 학생, 입원환자 및 사회시설 수용자. 그리고, 적격가구중 조사에 불응 또는 미응답 가구(전국 평균 약 30%)에 대해서는 인접 가구의 조사자료로 대체함.

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.

<표 A1> 표본설계: 층별 가구수(모집단 및 표본) 및 가구 가중치

A 행정구역	B. 층 strata	C 표본가구수	D. 가구 가중치	E. 가구 가중치소계	F.모집단 가구수	G.모집단 가구구성비(%)	H 표본 추출율(%)	I. 가구전 표본가중치(FSW)	J 2인이상 표본가구수
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

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 방

식에 따라 달라지는데, 그 계산법은 표본추출 관련 교재들에 널리 소개되어 있다. 그러나, 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.[22]

이 접근법들은 모두 모집단

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

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

이제, U로부터 표본 크기 n의 표본 $s=\{U_{i_1}, U_{i_2}, \cdots, U_{i_n}\}$, 또는 간략히 표현하여 $s=\{1,2,\cdots,n\}$을 추출하여 표본 자료

$$(Y_i, X_{1i}, X_{2i}, \cdots, X_{mi}),\ i=1,2,\cdots,n \qquad \text{(A1)}$$

을 측정오차 없이 관측한다고 하자. 여기서, i가구(표본)가 표본으로 추출될 확률을 $\pi_i = Pro[U_i \in s]$로 표기하자.

가. 표본설계 접근법

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

---

[22] 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 균형하게 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.

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

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

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

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

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

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

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

(여기서 $t(d)=t\{(Y_k,k);\,k\in s\}$는 $S=s$일 때 $\tilde{t}(\tilde{d})$의 실현치임)

일 때, $G(Y)$의 표본설계-불편(또는 p-불편) 추정량이라 한다.

유한 모집단 회귀계수 (A2)를 고찰하자. 그것은

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

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

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

단, $Q=diag(q_1,q_2,\cdots,q_N)$, $\Pi=diag(\pi_1,\pi_2,\cdots,\pi_N)=E[Q]$

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

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

를 사용한다. 이것은 분자와 분모(역행렬 부분)에 상관된 확률변수들이 들어 있는 비율(ratio) 형태의 통계량이므로 (A2)에 대해 소량의 편이를 갖는 근사적 불편(appro- ximately unbiased) 추정량임이 밝혀져 있다. 여기 나오는 행렬들에 하첨자 s를 붙여서 표본으로 추출된 것만을 포함하는 부분 행렬을 정의하자:

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

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

그러면, (A6)은

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

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.

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

$$V[\hat{B}] = (X'X)^{-1} X' \Pi^{-1} V[QY] \Pi^{-1} X (X'X)^{-1}$$

$$\hat{V}[\hat{B}] = (X'X)^{-1} X' Q \Psi Q X (X'X)^{-1} \qquad \text{(A7)}$$

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

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

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

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

하에 B에 관한 통계적 추론을 할 수 있다. 그런데, (A7)식 $\hat{\hat{B}}$의 각 $\hat{B}_k$는 그 분자와 분모에 K개의 확률변수가 등장하는 비율 형태의 추정량이며 그 분자와 분모는 상관된 K개의 확률변수들의 가중합으로 이루어져 있으므로 K가 클 경우 모든 $\hat{B}_k$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 $Y = (Y_1, Y_2, \cdots, Y_N)'$을 고정된 값이 아니라 가설적인 초모집단(super-population)의 확률과정 또는 모형분포(model distribution: ξ)를 따르는 확률변수 벡터 $\mathrm{Y} = (\mathrm{Y}_1, \mathrm{Y}_2, \cdots, \mathrm{Y}_N)'$

이 실현된 것이라는 관점에서 그 분포에 관한 가정에서 출발한다. 그 분포를 Y의 확률밀도함수 $f_Y(Y;\theta)$로 표기하면 θ가 미지의 파라미터(벡터)이며 $\theta \in \Theta$(알려진 파리미터 집합)가 추론 대상이다. 예컨대, $Y_1, Y_2, \cdots, Y_N$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

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

로 표현되며, B와 σ^2이 추론대상인 θ이다.

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

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

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

어떤 표본 s 및 어떤 θ값에 대하여도

$$E_\xi[T(D)] = \int_{R^N} t(d)\, dF_Y(Y;\theta) = \theta$$

($t(d)$는 $Y = Y$일 때 $T(D)$의 실현치임)

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

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

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

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

다. 결합 접근법

표본설계 접근법에 대하여는, $G(Y)$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 입증이 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. 표본설

계·모형 결합 접근법에서는 데이터 $\tilde{D}=\{(Y_k, k); k\in S\}$와 이에 입각한 통계량 $\hat{T}=\hat{T}(\tilde{D})$가 2개의 확률변수 Y 및 S에 의존하며 양자의 결합분포인 p_ξ-분포에 의거하여 θ 또는 $G(Y)$를 추정한다. 표본설계가 Y의 실현치 Y에 독립적인 비고의적(non-informative) 설계이면, 두 확률변수 Y와 S는 서로 독립적이 되어 $\tilde{D}=d$가 주어졌을 때 θ의 우도함수는

$$f_{\tilde{D}}(d;\theta)=g_{Y_s}(Y_s;\theta)p(s)$$

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 $p(s)$에만 의존하는 방법이다.

Nathan(1998)에 따라, 복잡한 표본설계와 모형분포를 결합한 회귀분석법을 살펴보기로 하자.[23] 우선, 복잡한 표본설계에 (A8)과 같은 "同분산 초모집단 모형"

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

을 결합한 경우, (A6')의 표본설계 가중 추정량

$$\hat{B}_{HT}=(X_s'W_sX_s)^{-1}X_s'W_sY_s \qquad (A6'')$$

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

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

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

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

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

이므로 그것은 원칙적으로 아래와 같이 추정될 수 있다:

$$\hat{\sigma}^2=e_s'W_se_s/tr(M'W_sM). \qquad (A11)$$

$\hat{B}_{HT}$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

$$\hat{B}_w=(X_s'W_sX_s)^{-1}X_s'W_sY_s \quad 및 \quad \hat{V}[\hat{B}_w]=\hat{\sigma}^2(X_s'W_sX_s)^{-1}$$

을 계산한 것으로서, $\hat{B}_w=\hat{B}_{HT}$이지만 그 분산은 어느 접근법의 분산 추

23) 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.

정량도 아니다. 그리하여, 이것에 입각한 통계적 검증은 타당하지 않으며 때로는 아주 잘못된 결론을 낳을 수도 있다. 異분산 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, h지역에서 N_h개의 조사구로부터 n_h개의 표본조사구를 계통추출한 표본으로부터 어떤 특성 X보유 가구당 Y의 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:[24]

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

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

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

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

N_h= h지역 추출틀의 "조사구" 수, $10N_h$= h지역 전국(모집단) "조사구" 수

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

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) 기법과 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.[25]

---

24) 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..

25) 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.

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 H개의 층으로 설계된 경우 1개의 전체 표본에서 창출 가능한 복제표본의 개수는 2^H개이지만, 이들은 중복된 표본가구들을 포함하고 있으므로 상호 독립적이 아니다. 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 H이상인 4의 최소 배수 G이고 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 θ에 대한 추정치를 $\hat{\theta}$로 표기하고 G개($k=1,2,\cdots,G$)의 각 복제 표본으로부터 구한 θ에 대한 추정치를 $\hat{\theta}_{(k)}$로 표기하면, $\hat{\theta}$의 복제 분산 추정치는

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

로 주어진다. 여기서 c는 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=0.3에 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 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 Ins titute), 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.[26] 본 연구에서는 그 중 Westat사의 WesVarPC를 사용하였다.

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

<부표 1> 지역별 가구특성 변수의 평균치

	서울	부산	대구	인천	광주	대전	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주	전국
모집단구성비	30.7	9.9	5.4	5.7	2.7	2.5	16.8	2.9	2.2	2.2	3.0	2.6	4.2	8.4	0.8	100.0
취업자수	1.558	1.544	1.488	1.483	1.440	1.434	1.447	1.411	1.431	1.465	1.459	1.349	1.329	1.458	1.515	1.488
가구주 연령	41.9	43.9	43.0	41.4	42.6	42.2	39.9	46.0	43.8	44.1	44.5	44.9	43.1	41.6	41.1	42.2
연령제곱	1879	2059	1987	1832	1964	1923	1711	2280	2073	2110	2131	2195	2038	1852	1839	1916
배우자 연령	35.0	35.4	35.2	34.3	34.2	35.5	33.7	37.4	36.2	36.1	36.3	35.1	34.2	34.2	32.7	34.8
연령제곱	1480	1562	1539	1417	1491	1546	1350	1730	1613	1620	1643	1611	1499	1416	1381	1484
여성 가구주	0.129	0.174	0.154	0.102	0.186	0.149	0.108	0.168	0.161	0.162	0.198	0.175	0.146	0.135	0.191	0.139
초등교 미만	0.102	0.161	0.144	0.120	0.131	0.150	0.116	0.273	0.253	0.257	0.242	0.275	0.242	0.127	0.164	0.144
중졸	0.138	0.173	0.194	0.161	0.150	0.158	0.158	0.189	0.150	0.181	0.173	0.183	0.182	0.177	0.144	0.160
고졸	0.431	0.470	0.435	0.507	0.430	0.383	0.488	0.372	0.394	0.368	0.370	0.388	0.438	0.477	0.447	0.445
전문대졸	0.066	0.052	0.073	0.071	0.057	0.079	0.070	0.040	0.065	0.061	0.054	0.060	0.059	0.074	0.076	0.065
대학졸	0.223	0.128	0.139	0.134	0.201	0.179	0.151	0.102	0.113	0.111	0.141	0.082	0.075	0.131	0.150	0.161
대학원졸	0.040	0.015	0.015	0.007	0.031	0.051	0.017	0.024	0.026	0.021	0.020	0.011	0.004	0.015	0.020	0.024
관리자	0.062	0.050	0.042	0.038	0.041	0.021	0.031	0.032	0.029	0.039	0.025	0.033	0.009	0.053	0.024	0.044
전문가	0.068	0.039	0.041	0.039	0.081	0.087	0.047	0.067	0.056	0.056	0.066	0.044	0.029	0.055	0.052	0.055
기술공	0.160	0.089	0.060	0.101	0.107	0.082	0.115	0.061	0.079	0.068	0.067	0.061	0.061	0.064	0.062	0.108
사무직원	0.094	0.082	0.101	0.091	0.106	0.112	0.117	0.076	0.086	0.104	0.084	0.080	0.074	0.099	0.139	0.096
판매원	0.187	0.185	0.168	0.149	0.167	0.184	0.142	0.166	0.137	0.205	0.228	0.166	0.179	0.134	0.215	0.170
기능원	0.182	0.225	0.229	0.267	0.143	0.176	0.231	0.167	0.175	0.151	0.173	0.178	0.192	0.204	0.132	0.201
조작원	0.102	0.135	0.178	0.175	0.143	0.127	0.157	0.138	0.201	0.186	0.147	0.144	0.186	0.196	0.129	0.144
단순노무직	0.069	0.113	0.085	0.092	0.088	0.117	0.086	0.140	0.130	0.093	0.085	0.125	0.131	0.091	0.108	0.091
무직 및 기타	0.076	0.082	0.096	0.048	0.124	0.094	0.074	0.153	0.107	0.098	0.126	0.169	0.139	0.104	0.138	0.091
광공업	0.199	0.230	0.251	0.332	0.122	0.128	0.305	0.111	0.225	0.174	0.155	0.178	0.255	0.354	0.073	0.236
전.가.수	0.008	0.010	0.002	0.004	0.002	0.005	0.003	0.007	0.005	0.009	0.005	0.006	0.007	0.006	0.010	0.006
건설업	0.117	0.125	0.148	0.160	0.162	0.163	0.127	0.164	0.174	0.135	0.141	0.142	0.140	0.127	0.137	0.132
도소매.음.숙	0.244	0.232	0.222	0.179	0.233	0.258	0.211	0.189	0.172	0.231	0.225	0.207	0.206	0.154	0.251	0.218
운수.창.통	0.075	0.118	0.083	0.085	0.088	0.093	0.075	0.099	0.099	0.087	0.072	0.086	0.088	0.066	0.112	0.083
금융.보.부	0.129	0.064	0.060	0.075	0.067	0.098	0.085	0.058	0.047	0.071	0.065	0.045	0.042	0.067	0.056	0.087
사-개서비스	0.152	0.135	0.137	0.118	0.203	0.158	0.118	0.217	0.169	0.187	0.209	0.158	0.118	0.127	0.215	0.145
무직.기타	0.076	0.086	0.096	0.047	0.124	0.097	0.076	0.155	0.109	0.106	0.128	0.178	0.144	0.100	0.146	0.092
사무직	0.298	0.219	0.197	0.228	0.278	0.260	0.268	0.224	0.227	0.223	0.248	0.185	0.171	0.245	0.251	0.254
생산직	0.302	0.397	0.384	0.449	0.293	0.358	0.403	0.372	0.432	0.351	0.342	0.385	0.444	0.449	0.357	0.370
자영자	0.282	0.278	0.286	0.263	0.285	0.268	0.233	0.242	0.215	0.315	0.258	0.260	0.246	0.192	0.285	0.260
경영자	0.038	0.017	0.032	0.013	0.018	0.017	0.016	0.015	0.016	0.007	0.018	0.005	0.004	0.020	0.004	0.023
자유업자	0.005	0.010	0.006	0.002	0.003	0.008	0.007	0.010	0.005	0.009	0.013	0.013	0.001	0.004	0.004	0.006
무직 및 기타	0.075	0.078	0.095	0.046	0.123	0.089	0.072	0.137	0.104	0.096	0.121	0.151	0.135	0.091	0.098	0.086
금융자산	21734	16830	16266	17140	19442	17078	16155	16839	18574	19322	16350	13976	15564	17284	22807	18324
주택가치	469	312	249	283	243	278	272	209	213	240	195	123	168	309	120	323
승용차 보유자	0.447	0.349	0.490	0.458	0.475	0.494	0.512	0.489	0.443	0.489	0.451	0.346	0.440	0.530	0.484	0.460

<부표 2> 지역 특성 변수(1995년)

지역	지역내 총생산		산업구성비	
	성장률 (%)	점유율 (%)	2차산업 (%)	3차산업 (%)
전국	8.6	8.8	30.3	63.1
서울	5.2	24.2	11.1	88.5
부산	5.9	6.7	22.4	74.7
대구	11.7	4.0	25.0	74.0
인천	13.4	5.0	48.8	49.5
광주	10.2	2.3	26.7	70.5
대전	3.8	2.2	23.3	75.9
경기	12.2	16.8	46.9	49.2

지역	지역내 총생산		산업구성비	
	성장률 (%)	점유율 (%)	2차산업 (%)	3차산업 (%)
강원	7.1	2.7	20.3	67.7
충북	7.3	3.2	39.2	48.8
충남	8.8	4.1	27.3	53.8
전북	7.6	3.7	25.3	56.7
전남	8.9	5.2	28.7	49.6
경북	4.4	6.7	37.2	47.5
경남	11.5	12.1	54.7	38.1
제주	8.3	1.0	3.9	63.0

참고문헌

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.

이정우, 『소득분배론』, 비봉출판사, 개정판, 1997.

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 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.

발표자료 4

저소득층의 고용불안에 따른 생활변화

한 신 대 학 교

배 준 호

저소득층의 고용불안에 따른 생활변화

배준호

순서

Ⅰ. 문제의 제기
Ⅱ. 저소득층의 생활 실태
Ⅲ. 대규모 실업으로 위협받는 저소득층의 생활 기반
Ⅳ. 가구 속성을 통한 실직 취약 계층의 파악
Ⅴ. 실직자 취업 촉진 및 생활안정 대책

Ⅰ. 문제의 제기

현재 진행중인 민간부문의 활발한 고용조정으로 과거 우리 경제사회에서 일찍이 경험하지 못했던 대규모 실업이 우려되고 있다.
본격적인 고용조정은 피고용자의 반발이 약한 민간부문의 중소기업과 자영업소의 근로자를 중심으로 시작되었다. 즉 일용직, 임시직 근로자 등이 가장 먼저 고용조정의 대상이 되었다. 이후 구조조정의 여파가 금융기관과 대기업으로 번지면서 고용조정이 기능공 및 상용직 근로자 계층에까지 스며들고 있다. 노조가 결성되어 상대적으로 고용보장도가 높은 이들 계층에도 '희망퇴직', '명예퇴직' 등의 이름으로 정년 이전의 퇴사가 보편화되고 있다. 여기에 공기업, 중앙정부, 지방정부 부문의 구조조정의 윤곽이 드러나고 일부 공기업을 필두로 고용조정이 시작되면서 '철밥통'으로 알려진 이들 그룹에서도 실업자가 나타나고 있다. 현재 검토되고 있는 계획이 원안대로 추진되어 민영화 혹은 민간 위탁 등이 활성화될 경우 이들 부문에 종사하는 이들의 상당수가 수년 이내에 실업할 것으로 예상된다.

최근 실업자로 전락한 이들이 모두 경제적으로 궁핍한 것은 아니다. 퇴직시 및 퇴직 이후의 여건 차이로 실업자들의 경제적 지위는 크게 다르다. 근로자라도 직종, 기업 규모, 근속연수, 명퇴허용 여부, 상용직 여부 등에 따라 퇴직시 지급받는 퇴직금과 위로금과 실업후의 실업급여 등에서 커다란 차이를 보인다. 실업자간의 경제력 격차는 재직시의 금융저축과 부동산 등 자산 격차에 퇴직시의 수령 금액의 차이로 격차가 더욱 확대된다. '재직시의 격차가 퇴직으로 확대되는' 셈이다. 여기에 실업기간 중 지급되는 실업급여마저 지급 기준이 중간소득층 이상의 계층에 유리하게 되어 있어 저소득층과의 경제력 격차가 확대될 소지가 있다.

이처럼 경제력 격차의 존재와 확대 가능성에도 불구하고 저소득 실업자 의 규모와 생활실태에 대한 정보가 불충분하다. 저소득층 실업자 규모가 어느 정도인지에 대해서는 실태파악이 진행중이며 현재까지는 미루어 짐작할 따름이다. 현재의 정보에 의하면 진행중인 각 부문의 구조조정으로 실업자가 증가하여 총숫자가 년말까지 200만명을 넘어서고 이들중 9할 정도가 직장을 가지고 있었던 '전직(前職)실업자' 로 채워질 것으로 예상되고 있다. 전직실업자 중에는 중간소득층 이상의 계층보다 훨씬 많은 저소득층 근로자가 포함되어 있을 것으로 추정된다. 이같은 전망이 설득력을 지니는 것은 이직 후 1년이 안된 전직실업자의 주류 그룹이 도소매 · 음식숙박, 건설, 제조업의 판매, 영업, 기능, 단순 노무 부문에서 일하는 임시 및 일용 근로자이기 때문이다.

실업자층의 경제적 이 밖에도 저소득 근로자가구 중 궁핍도가 어느 정도 심각한지에 대한 정보가 불충분해 정책 대응을 어렵게 하고 있다. 이하의 논의에서는 실업에 따른 소득감소가 가계수지에 미치는 파급효과를 계량화하여 가구간의 경제력 격차를 비교, 분석한다. 계량화 지표는 적자 가계의 경우 '저축보유액과 보유자산의 소진 기간'이고, 흑자 가계의 경우 '현 저축보유액과 보유자산이 배로 증가하는 기간' 이다. 이같은 지표 작성을 통해 저소득층의 경제적 궁핍도를 다른 계층과 비교분석하고, 이를 통해 저소득 근로자가구가 전체 근로자가구 중 어떤 특성을 지닌 그룹에 다수 존재하는지를 밝혀낸다.

우리 사회도 유럽처럼 '모든 것이 실업 문제로 통하는' 시대로 접어들면서 실업 대책이 정책의 최우선 과제의 하나로 자리잡고 있다. 유례없는 고실업률이 지속되면서 장기실업자가 크게 늘어날 가능성이 높다. 또 이들의 다수를 저소득층이 점할 경우 이들 계층의 생활안정 문제가 현안

으로 제기될 수 있다. 과거에는 경기 회복시 하급 노동력시장의 수요가 먼저 활발해지는 경향이 있었으나 IMF 체제에서는 다른 양상이 전개될 것으로 예상된다. 왜냐하면 인적자본이 우월한 노동력 계층이 취업을 서두르는 나머지 '하향 취업'하려는 경향을 보일 것이기 때문이다. 이렇게 되면 재취업시장의 저소득층에 대한 노동수요가 과거의 경기회복기와 다른 패턴을 보일 것이다. 저소득층의 생활안정을 위한 대응책 마련에 어느 때보다 신경을 써야 할 이유가 여기에 있다.

이하 Ⅱ절에서 저소득층의 생활실태, Ⅲ절에서 최근의 고용불안 실태 및 실업이 저소득 근로자가구에 미치는 파급효과, Ⅳ절에서 근로자가구를 유형별로 구분하여 실업에 취약한 가구를 찾아보고, Ⅴ절에서 실업자 특히 저소득층 가구의 취업촉진과 생활안정 대책을 살펴본다.

Ⅱ. 저소득층의 생활 실태

1. 저소득층의 규모와 분포

통계상으로 파악한 빈곤층이나 저소득층 인구의 비율은 최근까지 줄어들어 왔다. '빈곤인구/총인구' 로 정의되는 빈곤율은 60년대의 40%대에서 70년대 15%, 80년대 10%, 90년대 8% 대로 떨어졌다[1]. 빈곤층이나 저소득층에 관한 정의[2]가 단일화되어 있지 않으므로 다양한 기준에 이들 계층을 정의할 경우 그 규모가 크게 달라질 수 있다. 널리 쓰이는 지표의 하나인 '최저생계비' 기준을 사용하여 이에 미달하는 계층을 절대빈곤인구로 구분할 수 있으며 경제성장에 따라 절대빈곤인구의 비율은 크게 줄어들었다. 보건복지부가 제공하는 공적부조 프로그램의 하나인 생활보호대상자에 생계비 지원도 그 선정기준도 최저생계비에 크게 의존하고 있다[3].

IMF 체제로의 이행 이후 실업자 급증과 불황의 장기화 전망에 따라 저소득층 인구가 빠른 속도로 증가하고 있고 빈곤율도 그간의 감소세가 증가세로 반전될 움직임을 보이고 있다. 가구주의 실업과 저소득층 맞벌이가구의 배우자 실업으로 가구소득이 최저생계비에 미달하는 가구가 늘고 있다. 실업 급여와 각종 공적부조 지급 대상의 확대 조정에도 불구하고 노동시장에서의 퇴출자가 급증하여 절대 빈곤인구를 늘리고 빈곤율도 일시적으로 높일 것으로 전망되고 있다.

본고에서 논의하는 저소득층은 「가구소비실태조사」 조사대상의 하위 20 % 계층을 지칭하는 것으로 가정한다. 본고에서 사용하는 '저소득층 가구'는 상대빈곤가구로 전체 가구를 소득순으로 나열하여 하위 20%인 5분위별 중 제1분위 계층을 지칭한다. 통상 논의되는 빈곤층을 '협의의 저소득층'이라고 할 때 여기서 사용하는 저소득층은 '광의의 저소득층'을 지칭한다. 분석대상인 14,797 근로자가구 중 제1분위의 월평균소득 76.3만원은 전체 평균소득 179.6만원의 42.5%로 최저생계비 수준에 근접하는 수준이다. 1인가구를 제외하면 월평균소득은 107.8만원으로 올라가지만 이 역시 최저생계비 수준을 약간 넘어서는 수준이다. 따라서 제1분위 근로자가구를 '광의의 저소득층 가구'로 정의할 수 있다.

제1분위 가구중 특히 소득이 낮은 가구는 노인가구와 모자가구이며 맞벌이가구가 저소득층 가구로 분류되는 사례는 매우 적다. 월평균소득은 노인가구 55.7만원, 모자가구 70.5만원으로 이들 가구는 전형적인 저소득층 가구를 구성하고 있다. 노인가구와 모자가구는 제1분위의 8.3%와 4.9%를 점해 제2분위(0.7%, 1.4%)와 제3분위(0.4%, 0.9%)에 비해 훨씬 비율이 높다. 맞벌이가구는 제1분위의 4.8%로서 제2분위(14.5%)와 제3분위(28.2%)에 비해 훨씬 낮은 비율을 보이고 있다. 제1분위의 낮은 맞벌이가구 비율은 '맞벌이를 못해 저소득 가구로 분류되는' 가구가 적지 않음을 말해준다. 그러나 1분위 맞벌이가구의 월평균소득 85.7만원은 제1분위 평균소득 76.3만원은 물론 1분위 일반가구의 78.2만원보다도 높다.

2. 저소득층의 가계수지와 보유자산 실태

제1분위로 규정된 저소득 근로자가구는 낮은 소득에도 불구하고 월간 가계수지는 흑자를 보인다. 제1분위는 소득 76.3만원, 소비지출 63.0만원으로 흑자액은 13.3만원, 평균소비성향은 82.6%를 보이고 있다. 평균소비성향을 가구유형별로 보면 모자가 89.2%로 가장 높고 일반(82.9 %), 맞벌이(79.6%), 노인(75.8%) 순으로 낮아진다. 노인가구는 소득수준이 낮지만 적은 가구원수 등의 이유로 소비지출이 더욱 낮아 낮은 소비성향을 보여준다.

저축보유액은 노인가구, 부동산을 포함한 전체 보유자산 규모는 모자가구가 가장 낮은 수준을 보인다. 저축보유액은 제1분위 평균이 592만원이며 일반(612), 모자(607), 맞벌이(578), 노인(390) 순이고 노인가구는 일반가구의 64% 수준이다. 부동산을 포함한 전체 보유자산 규모는 제1분위

평균이 3,622만원이며 맞벌이(4,046), 일반(3,643), 노인(3,377), 모자(3,278) 순이고 모자가구는 맞벌이가구의 81% 수준으로 저축보유액에 비해 격차가 작다. 가구소비실태조사는 부동산의 가격 정보를 명시적으로 제시하지 않기 때문에 위에서 사용한 보유자산 규모는 일정 가정하의 추정치이다.

이상의 숫치는 기존의 저소득층 연구에서 제시된 가계수지 및 보유자산에 비해 월등히 양호한 값이라는 점에서 해석시 일정한 주의가 필요하다. 한 연구(박순일 외, 1991)는 저소득층 가구가 월평균 소득 22.9만원, 소비지출 27.7만원으로 4.8만원의 적자와 100%를 초과하는 소비성향을 지니고 있다고 보고하고 있다. 적자를 보여 100%를 초과하는 소비성향은 전국 평균이 121.0%이며 농어촌 126.2%, 중소도시 117.7%, 대도시 109.6% 순으로 낮아지며, 이 값은 일반가구 도시 72.7%, 농촌 74.6%보다 월등히 높다. 한 연구(임창호 외, 1989)는 저축을 보유하고 있는 저소득층 가구가 조사대상의 44.8%이며 평균저축액이 5.9만원, 그리고 부채보유 가구는 40.9%이며 평균부채액은 108.5만원이라고 밝히고 있다. 여기 제시된 연구자들의 조사 결과는 표본대표성이 높지 않은 자료에서 얻어진 값이며 극빈층을 대상으로 조사한 값이라는 점에서, 분석 목적과 분석 대상이 우리와 다르다는 점이 감안되어야 한다.

3. 저소득층의 취업 실태

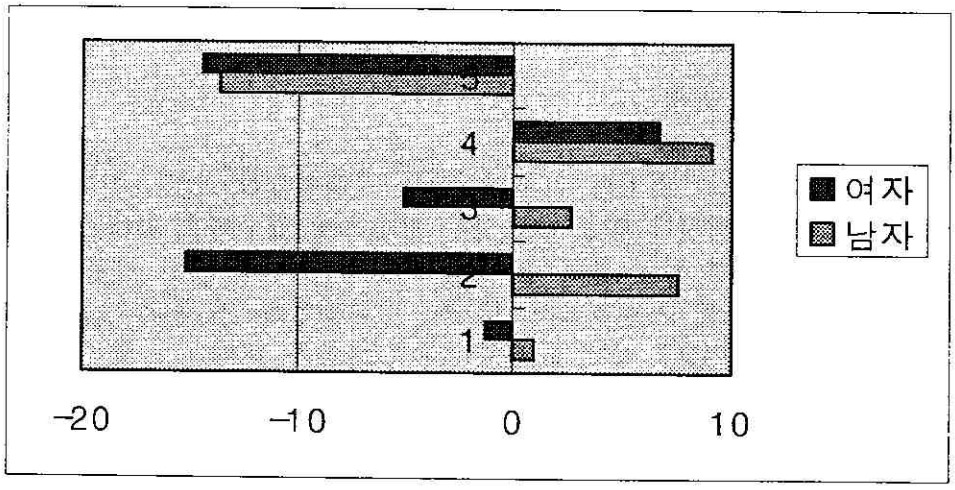
저소득 근로자는 직업이 기능직, 장치 기계조작직, 단순노무직에 종사상 지위는 임시직이나 일용직과 일부 상용직에 집중되고 있다. 1996년 6월 기준의 직업별 임금 분포[4]를 기준으로 월 50만원 미만 근로자 중 기능직 20.9%, 장치 기계조작직 36.4%, 단순노무직 23.0%로 전근로자의 80.3%를 점하고 있다. 남녀의 분포비율은 남자가 18.6%, 51.0%, 17.4%로 전 남자근로자의 87.0 %가 이상의 직업에 종사하고 있고, 여자는 21.9%, 29.9%, 25.4%로 전 여자근로자의 77.2%를 점하고 있다.

저소득 근로자의 누적합계가 전체 근로자에서 점하는 비율은 월 50만원 미만이 3.84%, 60만원 미만이 9.4 %, 80만원 미만이 23.8%이다[5].
남녀의 분포비율은 남자가 1.6%, 4.4%, 13.5%이고 여자는 9.5%, 22.3%, 50.2%로서 여자 근로자가 저소득 근로자의 절대 다수를 점하고 있다. 즉 여자 근로자 점유비는 월 50만원 미만 근로자의 69.4%, 60만원 미만 근로자의 66.4%, 80만원 미만 근로자의 59.2%에 달한다.

97년 하반기 이후 실업이 확대되면서 중소기업과 자영업소에 근무하던 저소득 근로자들이 대거 실업하고 있다. 저소득 근로자들이 실업 위험에 처해있는 사실이 통계로부터 확인되고 있다. <그림 1>에서 보듯 저소득 근로자가 다수 취업하고 있는 직업인 기능·기계조작·단순노무직의 취업자 변화율이 가장 크다. 남자의 취업율 변화는 기능·기계조작·단순노무직에서만 줄고 있지만 여자는 농림어업직을 제외한 모든 직종에서 감소하고 있으며 기능·기계조작·단순노무직과 사무직에서 실업이 두드러진다. <그림 2>에서 보듯 일용직과 일부 상용직에서 실업이 두드러지며 여자의 실업이 남자를 앞서고 있다. 남자의 취업률 감소폭은 일용직, 상용직, 임시직 순으로 낮아지지만 여자는 상용직, 자영업주, 일용직, 임시직 순으로 낮아진다. 학력별로는 남자의 경우 중졸 이하와 고졸의 실업이 크게 늘고 있다.

<그림 1> 직업별 남녀 취업자 변화율

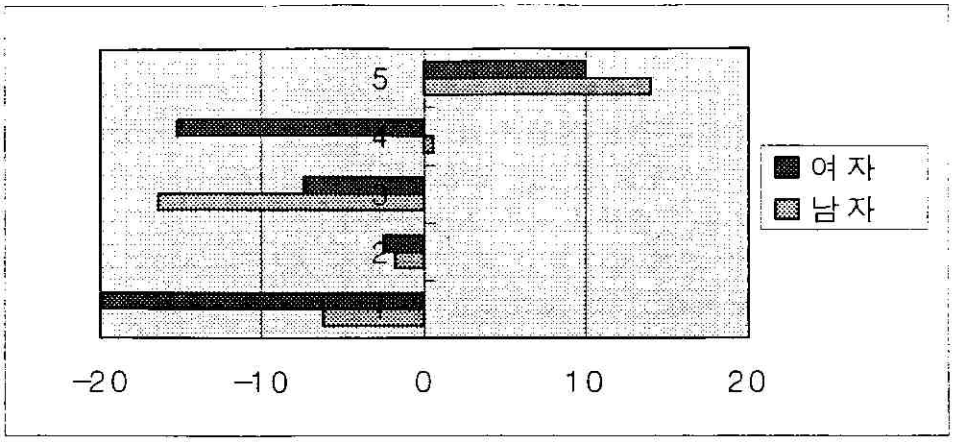
(98년 4월, 전년동월대비 %)



1. 전문 기술 행정관리직
2. 사무직
3. 서비스 판매직
4. 농림어업직
5. 기능 기계조작 단순노무직

<그림 2> 종사지위별 남녀 취업자 변화율

(98년 4월, 전년동월대비 %)



1. 상용근로자
2. 임시근로자
3. 일용근로자
4. 자영업주
5. 무급가족종사자

Ⅲ. 대규모 실업으로 위협받는 저소득층의 생활 기반

1. 실업과 재취업에 따른 가구간 경제력 격차의 확대 가능성

지난 1년 사이에 급증한 전직(前職) 실업자의 주류는 중소기업과 자영업 자 사업장에서 해고된 이들로 이 중 상당수는 저소득층이므로, 실업자 증가가 가구간의 경제력 격차를 확대시킬 것으로 예상된다. 중졸이하·고졸의 일용직 남자 근로자와 여자 자영업주의 높은 실업률로 저소득 근로자가구의 소득이 크게 줄어들고 있다. 실업한 저소득 가구의 소비 축소를 통한 가계수지 적자 감소 노력에도 불구하고 저축보유액과 보유자산의 상대적인 감소폭이 커 실업 위험이 낮은 중산층 이상 가구와의 경제력 격차가 확대되고 있다. 또 같은 실업자라도 퇴직시 수령하는 퇴직금, 위로금, 실업급여에 차이가 있고 이들 자금의 운영에 따른 자산소득의 격차로 '근로시의 경제력 격차가 퇴직후에 오히려 확대되는' 현상이 발생할 가능성이 높다.

오늘의 불황은 과거의 불황과 그 성격이 달라 실업자의 재취업이 저소득 일용·임시직보다는 중산층 이상의 상용직부터 확대될 가능성이 있다. 얼마전까지 전직 실업자는 시차는 있지만 대부분 재취업했으나 오늘의 불황은 순환 요인외에 구조 요인이 겹쳐 있기 때문에 실업자의 재취업 패턴이 달리 나타날 수 있다. 중산층 이상 가구의 실업자들이 취업처를 하향 조정하여 취업할 경우 일자리 부족으로 저소득 가구가 장기실업자로 남을 가능성이 크다[6]. 이렇게 되면 '퇴직으로 확대된 경제력 격차가 재취업 과정을 통해 한층 확대될' 수 있다.

2. 실업에 따른 저소득층 가구의 생활 불안정

실업이 근로자가구에 안겨줄 경제적 파급효과를 '가계 적자를 저축보유액과 보유자산으로 매꾸어가면서 견뎌낼 수 있는 기간(이하 동면가능기간)' 으로 계측했다. 통계청의 '96년도 가구소비실태조사' 기초자료를 이용하여 근로자가구의 가구주, 배우자, 기타가구원 실업시의 파급효과를 각각 계측했다. 분석대상인 14,795 근로자가구를 월평균소득[7]에 따라 5분위로 구분하고 이 중 하위 3분위를 다시 가구유형별로 구분하여 파급효과를 살펴보았다. 퇴직시점과 실업기간 중 실업가구가 지급받는 각종 금전적 급부는 저축보유액과 보유자산에 포함시키지 않았다. 이는 급부의

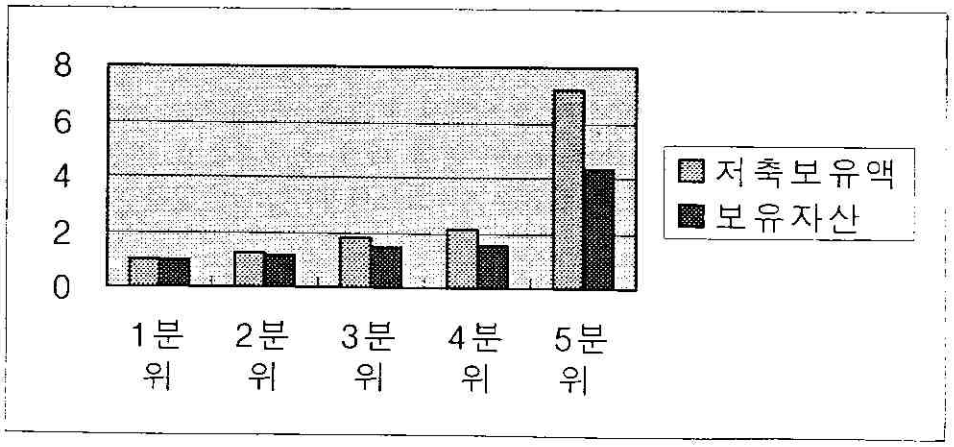
가구간 격차가 크고 조사된 정보가 없기 때문이다. 이 급부까지를 고려하면 계측기간은 제4분위, 제5분위 등 중간계층 이상을 중심으로 크게 늘어날 것이다. 가계수지 계산시 조세, 보험료, 부조금 등의 비소비지출을 고려하지 않았다. 이는 조세와 보험료 등은 실업시 납부하지 않을 때가 많고 부조금 등도 크게 줄 것으로 생각되기 때문이다. 또 부채 상환을 독촉받지 않고 저축보유액과 보유자산이 전액 소비가능한 상황을 가정하고 있다.

전 근로자가구를 5분위로 구분한 결과가 <표 1>에, 하위 3분위를 가구유형별로 구분하여 분석한 결과가 <표 2>에 정리되어 있다.

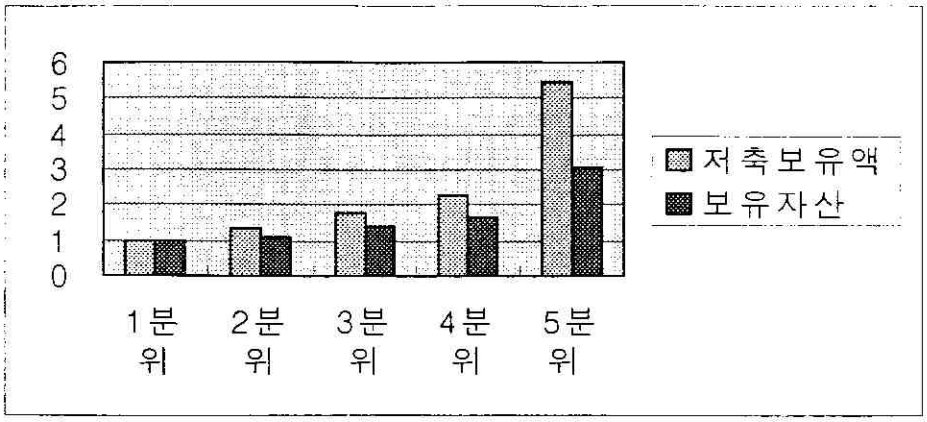
가. 소득수준에 의한 하위 20% 계층의 낮은 경제력

가구주의 실업에 따른 저소득층의 동면가능기간은 저축보유액 기준시 17개월로 가장 여유있는 제5분위 계층의 1/7 수준에도 미치지 못했다. 저축보유액으로 실업을 견뎌낼 수 있는 기간 즉 동면가능기간은 17월(연소득 기준 15월)로 2분위(21월), 3분위(31월), 4분위(36월), 5분위(122월)에 비해 훨씬 낮다. 보유자산 추정치[8]에 의한 동면가능기간은 103월(동 97월)로 2분위(117월), 3분위(153월), 4분위(162월), 5분위(447월)에 비해 훨씬 낮다.

<그림 3> 가구주 실업시의 동면가능기간(월소득)



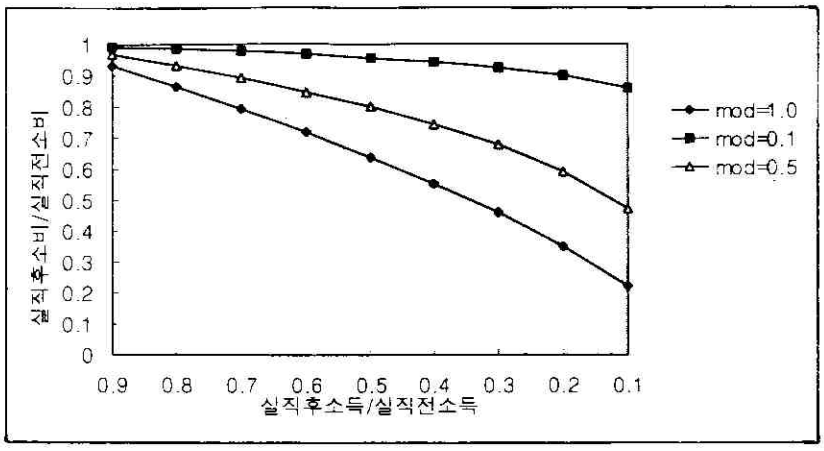
<그림 4> 가구주 실업시의 동면가능기간(연소득)



여기에 제시된 숫치는 퇴직전 직장과 당국, 그리고 주변의 지원없이 가계가 견뎌낼 수 있는 '최대' 기간을 지칭하는 것으로 간주할 수 있다[9]. 중산층 이상의 실업 근로자 중 다수가 퇴직시 상당수준의 퇴직금·위로금과 실업급여를 지급받는 점을 감안하면 위에서 제시된 숫자 이상으로 격차가 크게 확대된다. 계획대로 저소득 근로자에 대해 부분적으로 실업급여가 지급되고 일부 가구가 생활보호대상자에 준하는 지원을 받는다면 이들 계층의 동면가능기간은 제시된 숫자보다 늘어날 것이다. 그러나 현실에서 전개되고 있는 사항을 전부 고려할 경우, 여기서 제시된 값이상으로 격차가 확대될 개연성이 아주 높다.

이상의 논의에서는 가구주의 실업에 따른 해당 가구의 소비지출 삭감노력[10]이 크지 않을 경우를 가정하고 있다. 즉 소득 감소시의 소비지출 감소를 나타내는 탄력치가 소득 증가시 탄력치의 일정 수준(가령 0.1 배) 수준이라고 가정한다. 일정 수준의 값을 0.5, 1.0으로 늘리면 소비 감소폭이 늘기 때문에 가계수지가 적자에서 흑자로 반전되는 사례가 늘어난다(그림 5 참조). 또 소득의 절대수준에 따라 소득감소에 따른 소비감소의 탄력치가 다를 것이라고 전망할 수 있는데 여기서는 일정 수준으로 가정하고 있다.

<그림 5> 소득 감소에 따른 소비지출 축소



유의할 점은 부동산을 포함한 보유 자산을 모두 처분하여 생계자금으로 사용한다는 가정이 현실적이지 못하다는 사실이다. 저축보유액의 경우에는 이를 모두 처분하여 생계 자금으로 사용한다는 가정이 무리없는 가정일지 모른다. 그러나 주거용 부동산의 평가액을 전액 소비할 수 있다는 가정은 비현실이다. 금융시장이 불완전하여 부동산의 유동화율이 낮고 부동산의 매각이 거주 기반의 불안정으로 연결되기 때문이다.

가구주의 부분 실업, 배우자와 기타가구원의 실업은 가구주의 완전 실업에 비해 미치는 파급효과가 작다. 이는 저소득층 가구중에는 배우자나 기타가구원이 취업하고 있는 사례가 별로 없기 때문이다. 그러나 배우자나 기타가구원이 취업하고 있는 개별 가구가 입는 충격은 결코 작지 않을 것이다.

나. 하위 20% 계층의 가구유형별 구성

제1분위내에서 특히 경제력이 약한 그룹은 노인가구, 모자가구, 일반가구이며 맞벌이가구는 상대적으로 여유가 있다. 노인가구는 월소득과 저축보유액이 가장 낮고 보유자산은 모자가구 다음으로 낮으며, 맞벌이가구는 월소득과 보유자산이 가장 높고 저축보유액은 일반가구, 모자가구 다음이다.제1분위는 8.3%의 노인가구, 4.9%의 모자가구, 4.8%의 맞벌이가구, 82.0%의 일반가구로 구성된다. 가구별로 보면 노인가구가 전 노인가구의

76.9%, 모자가구는 전 모자가구의 55.4%, 맞벌이가구는 전 맞벌이가구의 3.5%, 일반가구는 전 일반가구의 23.9%를 보이고 있다. 4.8%의 맞벌이 비율은 제2분위 14.5%, 제3분위 28.2%에 비해 크게 낮다.

가구주 실업에 따른 파급 효과는 경제력과 상이한 양상을 보여 모자가구, 일반가구, 노인가구, 맞벌이가구 순으로 약해진다. 즉 저축보유액에 의한 동면가능기간은 맞벌이가구(18월)를 제외하면 노인가구, 모자가구, 일반가구는 14월로 비슷한 수준을 보인다. 또 보유자산에 의한 동면가능기간은 모자가구(75월), 일반가구(85월), 노인가구(121월), 맞벌이가구(126월) 순으로 짧아지는데 이는 노인가구의 대부분이 1인이나 2인 가구로 소비지출과 가계적자폭이 작기 때문이다.

다. 보유자산에 의한 하위 20% 계층의 낮은 동면가능기간

월소득은 소득구분시보다 55.6%가 크나 저축보유액과 보유자산은 15.6%, 63.2%가 줄어 저축보유액에 의한 동면가능기간은 17월에서 16월로 준다. 월소득은 118.7만원으로 늘지만 저축보유액과 보유자산은 499만원과 1,332만원으로 줄어든다.

제1분위내의 경제력 약자 그룹이 노인가구, 모자가구, 일반가구인 점은 소득구분과 같지만 세 가구와 맞벌이가구간의 격차가 확대된다. 즉 노인가구는 월소득과 저축보유액이 가장 낮고 보유자산은 모자가구, 일반가구 다음이며, 맞벌이가구는 모든 부문에서 가장 수준이 높다. 저축보유액에 의한 동면가능기간은 노인가구가 11월, 모자와 일반 가구가 12월로 소득구분보다 작고 맞벌이가구는 32월로 훨씬 크다. 보유자산에 의한 동면가능기간은 모자가구(32월), 일반가구(32월), 노인가구(48월), 맞벌이가구(78월) 순으로 짧아지며 소득구분과 같은 순서이다.

소득구분에 비해 맞벌이가구는 늘지만 노인가구, 모자가구, 일반가구는 준다. 1분위는 4.4%의 노인가구, 3.6%의 모자가구, 17.6%의 맞벌이가구, 74.4%의 일반가구로 구성된다. 가구별로는 노인가구가 전 노인가구의 40.5%, 모자가구는 전 모자가구의 41.5%, 맞벌이가구는 전 맞벌이가구의 12.8%, 일반가구는 전 일반가구의 21.7%로 소득구분에 비해 노인, 모자, 일반은 줄고 맞벌이는 늘어난다.

<표 1> 가구원 실업이 근로자가구 생계에 미치는 파급 효과
(소득계층 5분위별)

(단위:만원)

소득 계층	제1분위	제2분위	제3분위	제4분위	제5분위
표본수(개)	2960 (2854)	2960 (2706)	2960 (2593)	2960 (2486)	2957 (2519)
월평균 소득	76.3 (107.8)	124.1 (147.6)	162.1 (182.9)	209.8 (223.5)	325.8 (323.1)
월평균 소비지출	63.0 (88.4)	88.4 (102.2)	109.0 (120.8)	131.6 (144.9)	184.5 (194.3)
저축보유액(평균)	591.6 (612.1)	963.2 (1066.0)	1299.2 (1374.2)	1715.1 (1833.2)	2935.1 (3352.9)
보유자산(평균)	3622.2	5350.7	6474.8	7813.4	10730.8
가구주 100% 실업시					
실업후 소득	8.6	20.2	35.3	59.0	130.0
조정소비지출	48.9	68.2	81.9	107.6	154.0
가계수지	-40.3	-48.0	-45.6	-48.5	-24.0
저축보유액/가계수지(월)	-14	-20	-29	-35	-122
보유자산 /가계수지 (월)	-90	-112	-142	-161	-445
가구주 50% 실업시					
실업후 소득	42.2	72.0	99.1	134.4	227.8
조정소비지출	57.0	80.5	98.1	120.9	167.9
가계수지	-14.8	-8.5	1.0	13.5	59.8
저축보유액/가계수지(월)	-40	-114	1295	127	49
보유자산 /가계수지 (월)	-245	-631	6455	578	179
배우자 100% 실업시					
실업후 소득	74.5	117.8	148.5	186.8	285.5
조정소비지출	58.3	82.5	101.4	123.1	170.6
가계수지	16.1	35.2	47.1	63.7	115.0
저축보유액/가계수지(월)	37	27	28	27	26
보유자산 /가계수지 (월)	225	152	138	123	93
기타가구원 100% 실직시					
실업후 소득	74.8	118.0	151.3	194.1	290.7
조정소비지출	58.4	82.5	101.5	123.3	170.7
가계수지	16.4	35.5	49.8	70.8	119.9
저축보유액/가계수지(월)	36	27	26	24	89.5
보유자산 /가계수지 (월)	221	151	130	110	24.6

주: 괄호안의 값은 1인 가구 제외시(이 때의 표본중 근로자가구수는 13158 가구)

출처 : 필자계산 및 「1996 가구소비실태조사보고서」 통계청, 1998.

<표 2> 가구원 실직에 따른 파급 효과의 가구유형별 비교

(근로자가구, 소득기준 하위 60%)

(단위:만원)

소득 계층 / 가구유형	제1분위				제2분위				제3분위			
	일반	맞벌이	노인	모자	일반	맞벌이	노인	모자	일반	맞벌이	노인	모자
표본수(가)	2427	142	247	144	2466	430	22	42	2085	834	13	28
월평균 소득	78.2	85.7	55.7	70.5	123.8	126.3		119.8	161.3	164.1		156.6
월평균 소비지출	64.8	68.2	42.2	62.9	88.1	90.5		92.6	110.7	104.4		112.8
저축보유액(평균)	611.9	577.9	390.3	607.2	985.6	829.0		819.5	1366.6	1095.3		2614.7
보유자산(평균)	3642.8	4046.4	3376.9	3278.0	5426.5	4880.4		5090.5	6885.5	5453.5		7007.0
가구주 100% 실직시												
실직후 소득	6.8	32.9	11.7	9.5	15.2	46.8			26.4	60.4		
조정소비지출	49.3	64.9	39.5	53.1	66.0	81.0			77.4	93.8		
가계수지	-42.6	-32.0	-27.8	-43.6	-50.8	-34.2	n.a.	n.a.	-51.1	-33.4	n.a.	n.a.
저축보유액/가계수지(월)	-14	-18	-14	-14	-19	-24			-27	-33		
보유자산/가계수지 (월)	-85	-126	-121	-75	-107	-143			-135	-163		
가구주 50% 실직시												
실직후 소득	42.2	59.1	33.7	40.0	69.4	86.4			93.7	112.2		
조정소비지출	58.3	66.6	41.6	59.9	80.2	83.9			98.6	97.3		
가계수지	-16.1	-7.5	-7.9	-19.9	-10.8	2.4			-4.8	14.9		
저축보유액/가계수지(월)	-38	-77	-50	-30	-92	342			-282	74		
보유자산/가계수지 (월)	-226	-540	-429	-164	-504	2015			-1423	366		
배우자 100% 실직시												
실직후 소득	77.8	54.9			123.1	87.0			160.3	118.4		
조정소비지출	59.7	66.3			82.6	83.8			103.4	97.5		
가계수지	18.0	16.1			40.5	3.2			56.9	21.0		
저축보유액/가계수지(월)	34	37			24	259			24	53		
보유자산/가계수지 (월)	202	225			134	1526			121	260		
기타가구원 100% 실직시												
실직후 소득	76.4	85.2			116.9	124.0			148.0	159.5		
조정소비지출	59.6	67.0			82.3	85.2			102.5	99.0		
가계수지	16.7	18.2			34.6	38.8			45.5	60.5		
저축보유액/가계수지(월)	37	32			28	21			30	18		
보유자산/가계수지 (월)	218	223			157	126			151	90		

주 : 1) 본 분석에서 사용하는 소비함수의 특성상 표본수가 적을 경우 소비함수 추정치의 정밀도가 떨어져 이를 기초로 '조정소비지출' 값을 구할 경우 오차가 크게 발생하고 결과적으로 의미있는 수치를 얻기 어려움.

출처: 필자계산

3. 기혼여성의 실업과 저소득층내의 가구간 경제력 격차의 확대

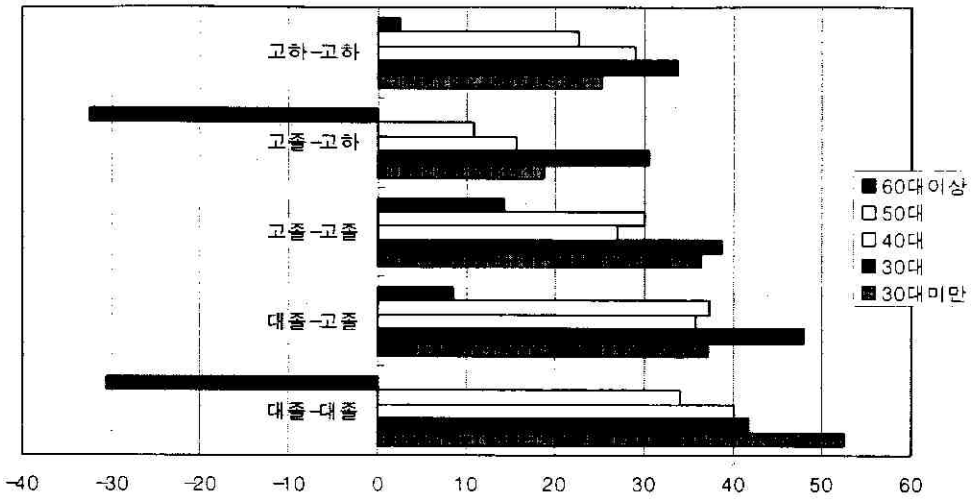
고학력 배우자 중심으로 '자아실현파' 맞벌이가구가 늘면서 맞벌이가 맞벌이가구와 일반가구간의 경제력 격차를 확대시키고 있다. '가구주 수입이 클수록 배우자의 취업률이 낮다'는 더글러스·아리사와 법칙에서 유추되듯, 맞벌이는 가구주 소득만으로 가계를 꾸리기 힘들기 때문에 나타나는 현상으로 간주되는 경향이 있다. 실제로 가구주 소득만을 비교하면 그동안 맞벌이가구의 가구주 소득이 일반가구에 비해 낮은 수준을 기록해 왔다. 그런데 80년대 중반 이후 연령별 직종별·연령별·남녀별 임금 격차가 줄면서 가구주간의 소득 격차가 줄어들고 배우자의 취업소득이 맞벌이가구의 전체 소득에서 점하는 비중은 오히려 늘었다. <그림 6>은 맞벌이가구가 일반가구에 비해 연령이 낮을수록 경제력 우위가 크다는 것을 보여준다. <그림 7>는 맞벌이가구의 배우자 실업시의 경제력이 일반가구에 비해 크게 낮지 않음을 보여준다(30대 미만과 60대 이상 제외).

그러나 저소득층 맞벌이가구로 한정하면 배우자 실업은 일반가구와의 경제력 격차를 축소시키는 수준을 넘어서 경제력 열위로 연결된다. 제1분위로 한정하면 맞벌이가구의 일반가구에 대한 경제력(월소득) 우위는 9.6%이지만 배우자 실업에 따른 경제력 열위는 29.8%에 달한다(표 2 참조). 제2분위에서는 맞벌이가구의 경제력 우위가 2.0%인 반면 배우자 실업에 따른 경제력 열위는 29.7%로 제1분위와 유사한 수준을 보인다. 즉 전체 가구를 대상으로 주장되는 '맞벌이가 가구간의 경제력 격차를 늘리는' 현상은 찾아보기 어렵다. 다만 앞에서 살펴보았듯이 저소득층 맞벌이가구는 그 수가 많지 않다.

저소득층이 다수 포함되어 있는 30대 미만의 고졸-고하, 고하-고하, 고하-고졸 부부의 경우, 맞벌이가구의 배우자 실업으로 일반가구와의 경제력 격차가 확대된다(표 3 참조). 이는 이 연령대 남녀의 임금 격차 축소, 높은 정규직 여성근로자 비중 등이 영향을 미치기 때문일 것이다. 그러나 위와 같은 학력의 부부라도 30대, 40대, 50대에서는 맞벌이가 양 가구간의 경제력 격차를 벌이는 역할을 한다. 이 연령에서는 맞벌이에 따른 경제력 격차는 최대 기준으로 30대 미만 31%, 30대 39%, 40대 29%, 50대 56%인데 배우자 실업시의 경제력 열위는 30대 미만의 30%를 제외하면 30대 4%, 40대 11%, 50대 8%로 낮다. 60세 이상 가구에도 전체 가구에

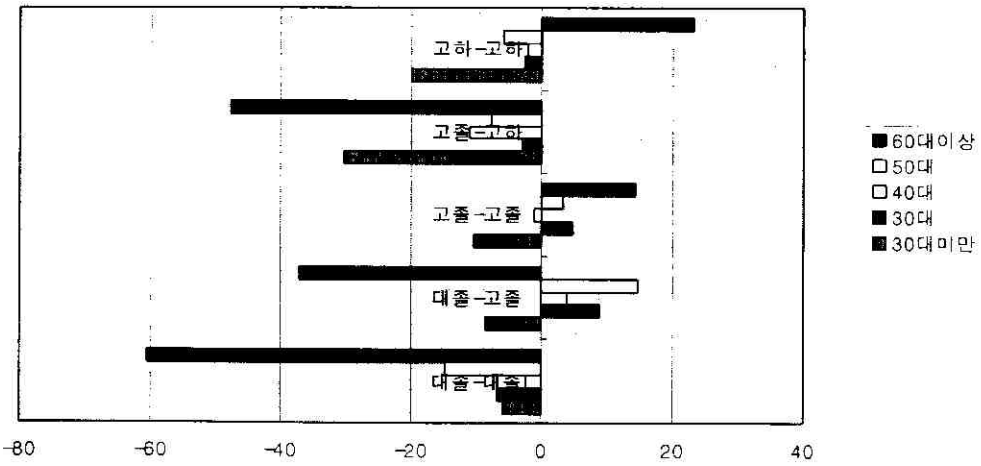
서 찾아볼 수 있는 사항이 거의 그대로 적용되며 저소득층 노령가구로 한정될만한 특기 사항은 없다.

<그림 6> 맞벌이가구의 일반가구에 대한 경제력 우위
(연령별 · 부부학력별)



주 : (맞벌이가구의 월소득-일반가구 월소득)/일반가구 월소득*100

<그림 7> 맞벌이가구의 일반가구에 대한 경제력 열위(배우자 실직시)
(연령별 · 부부학력별)



주 : (맞벌이가구 월소득-일반가구 월소득)/일반가구 월소득*100

<표 3> 연령별 · 부부학력별 맞벌이가구와 일반가구의 경제력 비교

단위 : 만원

연령별	부부학력별 남편-아내	저축보유액 맞벌이	저축보유액 일반	보유자산 맞벌이	보유자산 일반	맞벌이 월소득	a 월	b 월	c %	d %	표본수(개) 맞벌이	표본수(개) 일반	합계
30대 미만	대졸-대졸	1312.8	1539.2	9999.8	9486.4	101.7	-2.2	5.0	52.4	-5.7	46	65	111
	대졸-고졸	1127.8	1048.5	7628.9	6586.1	71.8	1.1	14.5	37.2	-8.4	32	81	113
	고졸-고졸	1099.7	946.3	5270.2	5538.7	69.2	2.2	-3.9	36.3	-10.4	242	645	887
	고졸-고하	1155.6	518.0	3622.3	3140.9	58.2	10.9	8.3	18.8	-30.3	9	42	51
	고하-고하	500.2	683.7	2577.2	3414.8	54.2	-3.4	-15.5	25.2	-19.9	13	26	39
											342	859	1201
30대	대졸-대졸	2655.7	2352.1	10377.9	11505.7	102.6	3.3	-11.0	41.8	-6.7	220	353	573
	대졸-고졸	2648.0	1881.1	9444.3	8955.9	71.9	10.7	6.8	48.0	8.9	200	496	696
	고졸-고졸	1707.6	1353.0	6967.0	6736.7	53.9	6.5	4.3	38.6	4.8	650	1508	2158
	고졸-고하	1261.5	1034.4	5710.3	5571.1	50.0	4.5	2.8	30.5	-3.0	146	241	387
	고하-고하	1301.3	875.8	5177.8	4320.0	49.8	8.5	17.2	33.8	-2.5	160	262	422
											1376	2860	4236
40대	대졸-대졸	2684.0	3360.8	13920.5	14108.6	119.1	-5.7	-1.6	40.0	-2.3	61	102	163
	대졸-고졸	3011.3	2786.3	12067.8	12008.6	76.5	2.9	0.8	35.8	3.9	104	215	319
	고졸-고졸	1951.3	1980.6	8216.3	8639.7	52.7	-0.6	-8.0	27.0	-1.1	379	506	885
	고졸-고하	1480.1	2019.8	7088.8	8618.3	50.1	-10.8	-30.5	15.7	-10.9	264	257	521
	고하-고하	1332.1	1156.0	6192.5	5210.1	46.6	3.8	21.1	29.0	-2.0	520	451	971
											1328	1531	2859
50대	대졸-대졸	2553.5	3506.2	12879.4	16534.2	170.2	-5.6	-21.5	34.1	-14.7	19	41	60
	대졸-고졸	2781.1	2837.1	12782.3	13061.0	64.4	-0.9	-4.3	37.3	14.7	43	113	156
	고졸-고졸	2387.9	2275.3	9003.4	9891.0	60.6	1.9	-14.6	30.0	3.3	63	125	188
	고졸-고하	1705.2	2324.1	7395.9	9185.2	42.4	-14.6	-42.2	10.8	-7.6	155	283	438
	고하-고하	1668.6	1536.8	7157.1	6802.4	52.1	2.5	6.8	22.6	-5.7	349	522	871
											629	1084	1713
60대 이상	대졸-대졸	3083.1	2993.1	8708.1	21980.6	105.2	0.9	-126.1	-30.6	-60.5	4	12	16
	대졸-고졸	2292.6	4652.1	11617.6	14823.3	156.0	-15.1	-20.6	8.6	-37.2	6	26	32
	고졸-고졸	1146.9	2912.6	2706.9	10395.0	.	.	.	14.3	14.3	5	17	22
	고졸-고하	1122.0	2906.3	7857.7	9605.4	36.5	-48.9	-47.9	-32.5	-47.6	21	56	77
	고하-고하	1103.5	1333.3	6801.7	6480.5	45.5	-5.1	7.1	2.5	-23.3	85	130	215
											121	241	362
											3796	6575	10371

주 : a = (맞벌이가구 저축보유액 - 일반가구 저축보유액)/맞벌이가구 월소득
b = (맞벌이가구 보유자산 - 일반가구 보유자산)/맞벌이가구 월소득
c = (맞벌이가구 월소득 - 일반가구 월소득)/일반가구 월소득* 100
d = (맞벌이가구 배우자 실업시 월소득 - 일반가구 월소득)/일반가구 월소득* 100

Ⅳ. 가구 속성에 따른 실업 취약 계층의 파악

1. 가구속성을 통한 실업 취약 계층의 파악

앞 절에서는 우리 나라에서 현재 진행중인 일련의 고용조정 과정에서 저소득층이 상대적으로 불리한 입장에 놓여 있으며, 같은 실업자라도 저소득층 가계가 입는 타격이 상대적으로 크다는 것을 '동면가능기간' 이라는 계량적 지표의 상대 비교를 통해 밝혔다. 저소득층 근로자가구의 가구주 실업시 퇴직금, 위로금, 실업급여 등 실업에 따른 제반 지원조치를 무시할 때 해당 가구가 저축보유액으로 견뎌낼 수 있는 기간(동면가능기간)은 14월 내지 17월로, 중산층 이상 근로자가구의 절반에 미치지 못하는 수준이다. 또 실업에 따른 제반 지원조치를 추가적으로 고려하면 저소득층과 중산층 이상 계층간의 격차는 한층 벌어질 것이다. 정리하면 최근 진행중인 일련의 대규모 실업사태로 '근로기에 두 계층간에 존재하던 경제력 격차가 실업과 재취업 과정을 통해 한층 증폭되는' 결과가 얻어질 것이다.

저소득층은 소득수준과 보유자산외에 다른 속성을 통해 유추될 수 있다. 가령 현실에서는 해당 가구의 취업인원수, 가구주연령, 가구유형, 가구구분, 거주지역, 종사산업을 종합적으로 고려하여 저소득층 가구를 찾아낼 수 있다. 우리의 분석 결과 실업에 따른 '동면가능 기간'이 짧은 계층의 속성을 복합적으로 정리하면 다음과 같다. 부모로부터 상속·증여받은 재산이 별로 없는 20대 미만이나 20대의 가구주 단독 취업가구로, 소득수준이 낮아 저축보유액이 별로 없고, 실업시 퇴직금과 각종 위로금 수령액 마저 없거나 미미한 중소기업이나 자영업사업장 근로자로, 경기, 대전, 대구, 부산, 경남, 충남, 광주, 전남 지역에 거주하면서 농업, 건설업, 도소매업, 음식숙박업 등에 종사했던 이들이다. 근속연수가 짧아 저축보유액과 보유자산금액이 낮을 수 밖에 없는 20대 미만과 20대 실업 가구의 생활이 불안정할 것으로 전망된다.

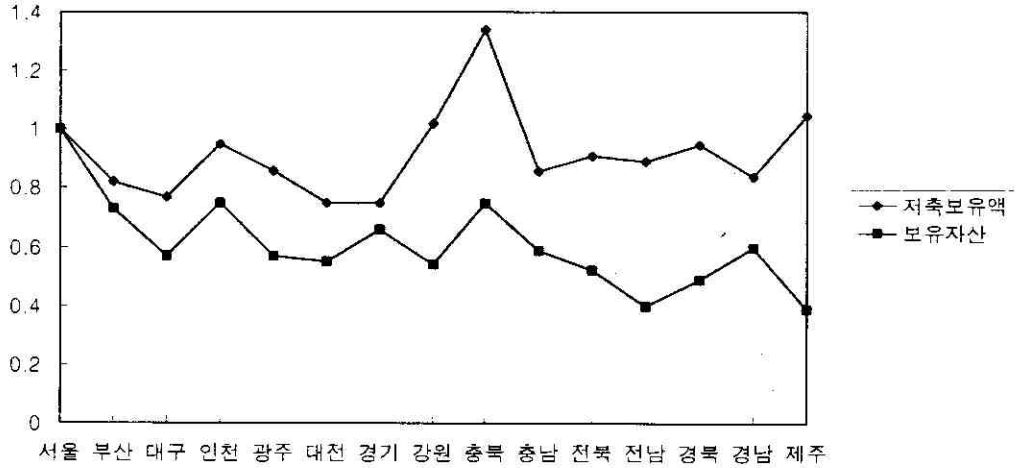
가구 속성별로 실업에 취약한 가구의 속성과 파급효과를 정리해보자. 취업인원별로는 취업인원 1인 가구가 가장 취약하지만 취업인원이 2인인 가구(전체 대상가구의 39.7%)인 가구도 가구주 실업의 타격은 작지 않다. 가구주 연령별에서는 가구주 실업시의 '동면가능 기간'이 30대 미만에서 가장 짧고, 30대, 40대 역시 짧다. 50대와 60대 이상은 상대적으로 여

유가 있다. 최근 실업이 급증하는 30대 미만과 50대의 실업이 가구에 안겨주는 파급효과에 큰 차이가 존재함을 알 수 있다. 30대 미만을 제외하면 맞벌이가구는 배우자 실업에도 불구하고 일반가구를 약간 밑도는 경제력을 확보할 수 있다. 이는 맞벌이가구의 소득이 일반가구보다 41.6%나 많기 때문이다. 맞벌이가구에서 배우자 취업이 가구소득에 기여하는 정도는 평균 26.6%이므로 배우자 실업으로 가계수지가 적자로 반전되지 않는다. 이로부터 우리는 "맞벌이가구의 배우자 실업으로 맞벌이가구와 일반가구간의 경제력 격차는 확대되기보다 축소된다"고 말할 수 있다. 취약가구로 알려진 노인가구와 모자가구의 '동면가능 기간'이 일반가구보다 더 크게 나온 것은 뜻밖이지만 그 이유로 이들 가구의 작은 가구원수가 고려될 수 있다. 또 노인가구가 모자가구보다 경제적으로 어려운 입장에 있는 것은 근간 경제력이 약한 '독립 노인'의 대폭적인 증가와 취업여성 대우 향상으로 모자가구의 경제력이 증대되었기 때문일 것이다.

공무원가구가 공무원외 사무종사자 즉 회사원가구보다 소득, 저축보유액, 보유자산이 각각 16.0%, 19.0%, 4.4% 높다. 과거에도 일부 연구[11]에서 연령, 학력, 근속연수 등에서 비슷한 조건에 있는 공무원이 일생소득 차원에서 검토하면 회사원보다 높다고 지적된바 있었다. 그런데 이들 연구는 대규모 표본조사가 아니고 일부가구를 대표가구로 선정해 이들의 기대 생애소득을 비교, 분석하는 방법을 택하고 있다. 이와 달리 우리는 표본 대표성이 높은 통계청의 가구소비실태조사 기초자료를 이용해 이같은 결과를 얻었다. 특기할 점은 공무원이 절대 유리한 퇴직후 연금을 고려하지 않고 근로기 급여만의 비교로 이같은 결과가 얻어지는 점이다. 가구주 실업시의 '동면가능 기간'은 기능공 및 상용노무자가구가 가장 짧고, 회사원가구와 임시 및 일용노무자 가구가 그 다음이며, 공무원가구가 가장 길다. 이같이 동면가능 기간이 긴 것은 높은 소득으로 저축보유액이 클 뿐아니라 공무원가구의 배우자 및 기타가구원이 가구소득에 기여하는 정도가 회사원가구보다 높기 때문이다. 가구주 실업이 가계에 미치는 파급효과가 큰 지역은 경기, 대전, 대구, 부산, 경남, 충남, 광주, 전남 순이며 반대로 여유있는 지역은 충북, 제주, 강원, 서울, 인천, 경북, 전북의 순이다. 그리고 부동산 가치가 지역에 따라 크게 차이나는 점까지를 고려하면 어려운 지역은 제주, 전남, 경북, 전북, 강원, 대전, 대구, 광주 순이고 상대적으로 여유있는 지역은 서울, 충북, 인천, 부산, 경기, 경남, 충남 순이다.

산업별로는 대량 실업이 발생하는 건설, 도소매, 음식숙박 등이 위험지역이며 광업·제조업과 서비스업은 다소 여유가 있다. 농업 근로자가 27개월로 가장 취약하지만 숫자가 얼마 되지 않고 저소득이라 실업 위험이 낮다. 이에 비해 실업자가 많은 음식숙박의 경우 배우자 취업의 가구소득 기여도가 낮은 반면 기타가구원 취업에 의한 가구소득 기여도가 높다. 물론 이는 소득에 기준한 것이므로 이같은 차이가 곧 배우자 취업비율의 낮고 높음을 반영하는 것은 아니다.

<그림 8> 가구주 실업에 따른 동면가능기간의 지역별 상대 비교



2. 교원 가구의 실업에 따른 파급효과

교원사회는 작금의 구조조정에서 무풍지대로 남아 65세 정년을 맞기까지 대학을 떠나는 이들을 찾아보기 어렵다. 초중등학교는 대학보다 경쟁력이 다고 하지만 개혁의 사각지대로 남아있는 점은 마찬가지이다. 일부 교원들이 건강 등의 개인적 이유나 수업 부담으로 정년 이전에 학교를 떠나는 경우가 없지 않지만 그 숫자는 바람직하다고 여겨지는 수준에 비추어 너무 적다. 최근 교육계에도 정년 이전의 조기퇴직과 명예퇴직 제도 도입으로 자질이 부족한 부적격자들을 중심으로 조기퇴직시키려는 움직임이 있다. 초중등 교원의 정년 단축같은 사안은 정책으로 채택될 단계에 이르렀다.

교원가구는 소득, 저축보유액, 보유자산에서 근로자가구의 상층부이다. 분석대상인 교원가구는 조사대상 근로자 14,794 가구의 4.1%인 612가구로, 월평균 소득(271.0만원)은 근로자가구 평균(179.6만원)보다 50.9%가 높다. 곧 교원가구의 다수가 최고소득층인 제5분위에 속하는 것은 제5분위 평균소득(325.8만원)과 제4분위 평균소득(209.8만원)을 보아도 알 수 있다. 특히 맞벌이를 포함한 2인 이상이 취업한 교원가구는 평균소득이 335.2만원으로 거의 전원이 제5분위에 속한다. 저축보유액과 보유자산기에서도 교원가구는 다수가 제5분위에 속한다.

교원 사회에 조기퇴직, 명예퇴직, 정리해고 제도가 도입되어 가구주나 배우자인 교원이 실업하는 경우를 가정하여 파급효과를 분석해 보았다. 1인 취업인원 교원가구에서는 가구주 실업시 동면가능기간(30월)이 2인 취업인원 가구(91월)보다 훨씬 짧다. 배우자 실업에도 불구하고 가계가 적자로 반전하지 않는 것은 배우자 취업의 가구소득 기여도가 19.4%에 불과하기 때문이다. 더욱이 기타가구원 의 취업을 통한 가구소득 기여도는 1.2%에 지나지 않는다. 취업인원이 3인 이상인 교원가구에서는 배우자의 가구소득 기여도가 9.5%인데 비해 기타가구원의 경우 28.4%에 달하며, 가구주를 포함한 누구 한사람의 실업으로는 수지를 적자로 바꿀 수 없다. 연령별로는 40대 가구주 실업이 가장 파급효과가 크게 나타난다. 저축보유액으로 견딜 수 있는 기간(41월)은 근로자가구 평균(34월)보다 여유가 있고, 50대와 60대 이상은 동면가능기간이 42월, 54월로 근로자가구 평균(79월, 116월)보다 오히려 낮다. 이는 교원가구의 소비지출이 근로자 평균보다 높아 가계수지 적자가 발생하기 때문이다[12].

맞벌이 교원가구의 경제력은 단연 세어 가구주 실업에도 불구하고 적자 반전은 없다. 이는 맞벌이가구에서 배우자 취업의 가구소득 기여도가 30.8%로 크지만 가계 흑자율이 이를 능가하기 때문이다. 이에 비해 일반가구와 노인가구에서는 가구주 실업시의 가계 적자를 저축보유액으로 매꿀 때 동면가능기간(각각 34월, 39월)이 맞벌이가구보다 훨씬 짧다. 교원가구에서는 노인가구가 모자가구에 비해 경제력이 높다. 이는 전체 근로자가구의 패턴과 다른 모습이다. 서울시 거주 교원가구는 다른 지역 거주 교원가구보다 소득이 평균 16.0 % 높고, 저축보유액이 광역시보다 40.6%, 도보다 60.1% 높다. 또 보유자산은 서울가구가 광역시보다 81.1%, 도보다 105.5%가 더 높다. 이로 인해 가구주 실업시의 동면가능기간은 도(45월), 광역시(46월)에 대해 서울(69월)은 월등히 높다.

V. 저소득층의 취업 촉진 및 생활안정 대책

앞에서 최근 늘어난 실직자 중 다수가 저소득층이라는 사실을 확인하였다. 또 진행중인 대기업의 상용근로자 정리에서도 저소득 근로자의 실업이 절대숫자나 비율에서 중산층 이상 근로자의 실업보다 클 것으로 전망된다.

통상적이라면 경기 회복시 미숙련 블루칼라부터 취업이 활발해지지만 오늘의 IMF 불황에서는 이같은 상황을 기대하기 쉽지 않다. 왜냐하면 기업과 조직의 구조조정 과정에서 정리된 중산층 이상의 실업자들이 한 단계 낮추어 취업시장에 재진입할 것이 예상되고, 수년간 신규 대졸·고졸 인력시장의 공급초과로 누적된 취업희망자들 역시 직종을 하향 조정하여 취업시장에 진입할 찬스를 엿볼 것이기 때문이다. 따라서 IMF 체제하에 해고된 미숙련 블루칼라 중 조기에 재취업하는 이들의 숫자는 크게 제한될 전망이다.

이같은 방향으로 상황이 전개될 경우 미숙련 블루칼라층을 중심으로 한 저소득층에 대해 취업촉진책과 생활안정대책의 동시 수립이 요청된다. 그런데 저소득층만을 대상으로 한 취업촉진책과 생활안정책은 별로 없다. 공공근로사업의 확대, 고용보험의 4인 이하 사업장에의 확대(안), 긴급구호비 성격의 예산 편성 정도가 기발표된 생활안정책이라고 할 수 있다. 지금같은 불황기에 생산성이 낮은 저소득층 근로자가 경쟁을 뚫고 일자리를 마련한다는 것은 쉽지 않다. 공공부문이 이들의 일자리를 직접 마련해 주지 않는 한 민간부문이 이들을 채용할 가능성은 높지 않다. 제시된 정책으로 판단건대, 당국이 실업 대책과 관련하여 지니고 있는 철학은 「작금의 복합불황하에 저소득층의 취업촉진책은 소기의 효과를 발휘하기 힘들다. 따라서 실업으로 최저한 생활을 위협받는 이들에 대해 '긴급피난' 성격의 조치로 한시적으로 지원해줌으로써 이들이 노동의욕과 노동력을 상실하지 않도록 하는 것이다」라고 정리된다.

중요한 점은 이번 불황으로 저소득층 근로자들이 빈곤층으로 전락하여 빈곤계층이 확대되는 것을 막아야 한다는 사실이다. 이들의 빈곤층으로의 전락은 공평성 측면에서 뿐아니라 효율성 측면에서도 경제에 악영향을 미칠 수 있기 때문이다. 이하에서는 당국의 실업 대책을 노동 수요자인 기업에 대한 지원책, 실업자의 생활안정과 노동력 유지를 지원책, 노동

공급자의 자활노력 증진과 노동시장의 관행 정비를 통한 취업촉진책 중심으로 살펴본다. 정부와 지방자치단체 등 공공부문이 실업자들의 취업촉진과 생활안정을 위해 제공하고 있는 조치에 어떤 것들이 있으며 그 특성과 문제점이 무엇인지를 조명한다. 추가하여 저소득층 근로자의 빈곤층 전락을 방지할 수 있는 조치의 유무와 해당 조치의 특징을 조명한다(밑줄친 부분).

1. 노동 수요자측 기업 지원책 : 고용 유지 보조금

기업이 근로자를 해고하지 않고 계속 고용하도록 지원하는 고용보험의 고용유지 보조금 제도를 활성화시킨다.
이 제도는 '고용보험법'에 규정되어 16개 사업을 지원대상으로 하는데 지원조건과 지원수준이 각각 다르고, 활용하는데 장애요인이 많아 활용도가 낮다. 대표적인 지원금의 하나인 '휴업수당지원금'의 활용 실적은 98년 5월말 실적은 14.2만명과 134억원으로 목표(43.2만원, 4,512억원)의 33%와 3%에 머무르고 있다.

고용유지보조금 제도를 활성화시키기 위해서는 16개 지원책을 4개 정도로 줄이고 지원요건을 간소화시킨다. 고용유지지원금, 채용장려금, 고령자고용촉진 장려금, 여성고용촉진지원금의 4가지로 줄이는 것이 한 가지 방안이다.
업종 및 기업 규모에 따른 다단계(1/30에서 1/2) 지원체계를 간소화하고 지원규모를 높인다.

2. 실업자의 생활안정과 노동력 유지 지원책

95년에 도입된 고용보험이 저소득 실직자에 대해 거의 혜택을 주지 못하기 때문에 '긴급피난' 성격의 지원금 제도를 폭넓게 도입한다. 이들에 대한 지원을 고용보험의 확장보다 긴급대응책으로 해결하고, 고용보험의 확장은 시간을 두고 검토하는 것이 바람직하다.
왜냐하면 이것이 일천한 고용보험의 정착을 앞당기고 국가재정에 미치는 부담도 최소화할 수 있기 때문이다. 실업급여 수령자는 실업자중 일부이다. 98년 3월말 기준 총실업자 118.2만명 중 실업가구주는 51.5만명(43.6%)인데 실업급여 적용대상은 15.4만명으로 실업가구주의 29.9%, 총

실업자의 13.0%에 불과하다. 이같은 현실을 감안해 당국은 적용대상을 98년 1월에 10인 이상 30인 미만 사업장, 3월에 5인 이상 10인 미만 사업장으로 확대하였고, 10월에 5인 미만 사업장으로 확대할 예정이다. 제도 확장에도 불구하고 정상적인 고용보험의 운영은 2000년 이후 가능하므로 연결 조치로 정부 부문이 보험료 대납 등의 긴급 지원책을 준비하고 있다. 문제는 지나치게 빠른 적용대상 확대로 2000년 이후 제도의 존립기반이 취약해질 가능성이 높다는 점이다. 즉 98년 중에 추진된 일련의 적용확대 조치로 보험재정에 일방적인 부담이 가해지고 있고, 도입 초기의 보험료 대납 등의 파격적 조치를 경험한 민간 기업이 자신들의 의사와 무관하게 확대된 고용보험의 보험료를 자발적으로 낼 지 불분명하기 때문이다.

실업급여 지급대상외의 자, 실업 장기화에 따른 실업급여 소진자 등의 생활 안정을 위해 고용보험법은 생활보호, 공공근로, 실업자 대부제도 등 '보조 안전망' 제도를 규정하고 있으나, 이들 제도의 형식적인 활용으로 실업 문제를 근본적으로 대처할 수는 없다. 고용보험의 역사가 일천하고 장기실업자의 대규모 발생이 예상되므로 '기초 안전망' 에 추가하여 '보조 안전망'의 효율적인 운영이 요구된다.

가. 기초 안전망 : 고용 보험상의 실업급여

95년 7월, 30인 이상 사업장 상용근로자(430만명, 전 근로자의 35%)를 대상으로 도입되었고 98년 1월, 10인 이상 사업장 상용근로자(530만명, 41%), 98년 3월, 5인이상 사업장 상용근로자(572만명, 44%)로 확대되었다. 98년 10월부터 전 사업장 상용근로자로 확대할 경우(안) 738만명(추정치, 전 근로자의 57%)의 근로자가 제도 적용을 받게 된다. 노동부가 예정대로 99년 중 임시 및 단시간 근로자로 적용대상을 확대하면 적용인원은 1,143만명(추정치, 86%)으로 늘고, 일용직 근로자까지 확대하면 1,323만명(추정치, 100%)으로 증가한다.

실업급여 지급수준은 고용보험의 가입 실적에 따라 다르며 최대액 기준으로 퇴직전 기본급의 70%이고 100만원을 상한으로 한다.실업급여를 지급요건은 최소 피보험기간인 12개월을 충족시키는 것이며 임시조치로 2000년 6월말까지 6개월로 단축되었다. 그러나 제도 발족후 역사가 짧아 이상의 지급요건을 갖추지 못한 실업자가 다수 발생하여 특례 조치가 강

구되고 있다. 지급기간은 가입 실적에 따라 다르지만 최대 210일을 넘지 못하며 탄력조치인 '특별연장급여' 의 규정에 따라 최대 60일을 연장할 수 있다.

실업급여의 확대 운영에 따라 발생하는 문제는 보험재정의 급속한 악화에 따른 일반재정에의 부담 증대와 급여 지급으로 소득분배의 불공평이 확대될 수 있는 점이다.

발족후 적립금이 적은데 비해 급여 수령자의 급증으로 보험재정의 파탄이 예상보다 가속화될 전망이다. 이에 대비하여 99년 중에 고용보험의 보험료를 인상할 계획이지만[13] 불황하에 제대로 추진될 지 불투명하다. 또 급여는 경제력이 약한 실업자일수록 지급금액이 낮거나 아예 지급되지 않는 대신 경제력이 있는 실업자에게는 큰 금액이 지급된다. 즉 대기업, 공기업, 금융기관 퇴직자들과 같이 경제력이 있는 실업자들은 높은 퇴직금외에 명예퇴직수당 등의 각종 위로금을 지급받고 실업 기간중 월 100만원에 육박하는 실업급여까지 지급받는다. 이에 비해 중소기업과 자영업 사업장 퇴직자들은 위로금은 커녕 퇴직금 조차 제대로 받지 못하며, 실업후 실업급여 수령자도 아주 소수이다.

나. 보조 안전망 : 생활보호, 공공근로 등

극빈층의 보호망인 '생활보호' 제도는 최근의 실업 사태와 관련성은 약하다. 그러나 저소득 근로자가 장기실업자로 남아 생활보호대상자 수준으로 경제력이 떨어지면 긴급구호비 성격의 지원이 요청될 수 있고, 이 때 생활보호 제도와 관련을 가질 수 있다.

생활보호대상자 비율은 전인구의 3.3%(약 150만명)에 불과하고 그나마도 자활보호가 2/3를 점하고 거택보호와 시설보호는 1/3에 불과하다. 장기실업자의 대량 발생이 예상됨에 따라 생활보호대상자 선정기준을 완화시켜 대상자를 늘리는 문제를 고려해야 할 시점이다. 가령 자활보호의 경우 월 소득 23만원, 보유재산 2,900만원을 각각 20%와 50% 정도 늘려 28만원과 4,400만원 수준으로 조정하면 저소득, 장기실업자의 상당수를 보호할 수 있고 생활보호대상자는 전체 인구의 5% 수준인 220만명선으로 늘어난다. 현 자활보호대상 가구의 절반 정도가 근로능력이 없음을 감안하여 이들을 거택보호자로 지정하여 생계비를 지원함으로써 '자활보호'를 명실상부한 제도로 만든다.

98년 5월 이후 공공근로사업이 대규모로 전개되면서 8개 분야에서 20여개 사업이 추진중에 있는데 이는 사업의 효율성보다는 최저생계비 수준의 급여 지급 자체에 목적을 두고 있기 때문에 생활보호의 자활보호와 맥을 같이한다.

추진실적은 다른 제도에 비해 양호한 편이다. 5월말 기준 7.5만명에게 1,380억원을 지출하여 연간 목표의 27.8%와 25.5%를 달성하고 있다.공공근로사업의 문제점은 기존의 영세민 취로사업과 차별화되지 않고 사업의 연속성이 약해 사회안전망으로서의 기능이 약하다는 점이다. 그렇지만 고실업하에 공공근로사업의 규모를 축소시키는 것은 합리적인 선택이 아닐 것이다. 건설업 등의 임시·일용직들이 장기실업자화하면 빈곤층으로 전락할 수 있기 때문에 당분간 공공근로사업은 98년 수준을 넘는 규모로 추진할 필요가 있다. 자금이 필요한 곳에 배분되도록 하기 위해서는 근로사업 참여 조건중 구직활동기간 요건을 완화하고 가족부양책임자 여부와 저소득층 요건을 강화한다.

공공근로사업의 규모가 커지면서 자금의 효율적인 사용 방안이 관심사로 부각되고 있다. 구체적인 방안으로 사업별 노임수준의 차등화, 고용효과가 높고 사회기반 형성 통한 장기경쟁력 강화로 연결되는 사업에의 집중 투자. 추진주체로 지자체 및 비정부기구(NGO)에의 사업집행상의 자율권 부여와 이들 주체간의 연계와 협력 강화 등이 고려되고 있다. 또 근로사업의 개발과 관리에서 NGO 등 민간단체의 참여와 협력을 통해 참가자의 자발적인 의욕을 끌어내고 이를 생산성 향상으로 연결시킨다.

3. 실업자의 자활노력 증진과 노동시장의 관행 정비를 통한 취업촉진책

가. 일자리 창출 : 창업 지원, 실업자 대부, 대형 공공투자 등

불황기라도 소규모 기업 중심으로 창업이 불가능한 상황이 아니므로 대부 및 세제상의 지원을 넓혀 고용창출 효과가 있음직한 업종에의 진출을 희망하는 이들을 지원한다. 창업지원과 관련한 금융과 세제상 지원조치를 강구함에서는 중립성을 강조하여 고용창출 효과와 수익성 지표를 염두에 둔다. 즉 벤처 여부나 창업 우선지원 대상사업 여부, 실업자 창업이냐 일반 창업이냐 등을 구분하지 말고 두 목표에 비추어 우선 순위를 정한다. 벤처기업에 대한 지원은 정부 지원보다 민간 벤처 자본시장의 활성화를 통해 지원하는 것이 순리이다.

실업자 대부 사업은 일자리 창출과 관련성이 높을 뿐아니라 실업자의 자활 노력을 지원해주는 가장 강력한 수단이라는 점에서 재원 조성과 대부 실적 향상에 노력해야 한다. 대부시의 대출 심사 기준을 완화하여 일정한 요건을 갖춘 이라면 담보나 보증인이 없더라도 과감히 대출해준다. 장래 대출 채권의 부실율이 높다 하더라도 같은 자금을 생활보호 지원 비용 등으로 지출한 때에 비해 훨씬 높은 산출 증대 효과를 얻을 수 있을 것이다. 5월말 기준 목표 2조 8백억원의 25.2%(5,252억원)에 머무른 것은 고용안정채권의 소화가 부진하기(목표의 8.5%) 때문이다.

불황이 심화될 경우 일자리 창출을 위해 고용창출 효과가 큰 건설사업 등 대규모 공공투자사업을 추진한다. 공공투자 사업중 고용창출효과가 큰 사업은 사회간접자본 건설 투자로 1조원의 신규 투자시 약 3만 1천명의 고용창출 효과가 기대되어 제조업(2만 8천명), 농림수산업(1만 8천명)보다 크다. 사회간접자본 건설 투자도 내부적으로는 고용창출효과, 성장잠재력 배양 효과 측면에서 큰 차이를 보이므로 효과가 큰 사업을 선정해야 한다. 유의할 점은 사업에 따라 사회간접자본 투자와 공공근로사업을 연계시켜 시행하는 것이 효율적인 자원 배분일 수 있다는 점이다.

나. 조기퇴직제 도입

신규 졸업자가 실업자군으로 대거 편입되는 것을 막기 위해 조기퇴직제를 폭넓게 도입한다. 행정사무직, 교원직 등의 화이트칼라층을 중심으로 55세 이상 중고령 근로자층에 조기퇴직제를 광범위하게 도입한다. 조기퇴직자에게는 본인 희망시 해당 직장에서 시간제 근로 등 신축적으로 노동할 수 있는 여건을 만들어주고 일정수준의 복지 제도 적용을 보장한다. 이렇게 하여 만들어진 일자리를 청장년 실업자가 차지할 수 있도록 유도한다. 조기퇴직제는 블루칼라와 일부 화이트칼라 직종에서 숙련 인력의 활용도를 낮추는 단점이 있다. 그러나 행정사무직과 교원직 등 많은 화이트칼라 직종에서 가령(加齡)에 따라 숙련도가 증가하기 보다 낮아지는 경향이 있어 전반적으로 임금이 생산성을 웃돈다. 따라서 중고령자의 조기퇴직이 조직의 생산성을 향상시킬 수 있다. 아울러 조기퇴직제는 노동시장내의 내부자-외부자간 갈등을 해소시키는장점도 지닌다.

다. 신축적인 고용 계약을 보장하는 노동시장 확립

임시직, 시간제, 재택근무형, 인턴 사원, 능률 급여, 연봉제, 비노조원 근로자 등의 제도를 활성화시켜 노동시장의 유연성을 높임으로써 마찰적 실업 기간을 줄이고, 구조적 실업형 실업자의 재취업을 앞당길 수 있다. 경기 불황의 장기화로 장기실업자가 다수 발생하면 외국의 사례에서 보듯 경제 성장이 둔화되고 범죄가 증가할 수 있다. 전체 실업자중 1년 이상의 실업자가 차지하는 비율을 '장기실업률'이라고 할 때, 미국·일본은 20% 이하, 프랑스·영국·독일은 40% 전후, 아일랜드·벨기에는 60% 전후의 수준을 보인다. 장기실업을 예방하기 위해서는 노동의 공급자측과 수요자측의 자율적인 의사결정과 행동을 규제하는 경직적인 조항을 철폐하여 입직과 이직에 따른 공급자측 비용과 채용에 따른 수요측 부담을 최소화해야 한다. 최상의 장기실업자 예방책은 '시장의 유연성 제고를 통한 취업 촉진'이다.

라. 직업 훈련을 통한 재취업

직업 훈련을 통한 재취업 촉진은 달성하기 어려운 목표로 일선에서 직업훈련 비용의 낭비성을 지적하는 목소리가 높다. 직업훈련은 '재직자 고용유지 훈련'과 '실업자 직업훈련'으로 나누어 볼 수 있다. '재직자 고용유지 훈련'은 98년도 목표가 8.8만명에 4,133억원인데 비해 실적은 5월말 기준 3.0%(2,600명)와 1.0%(40억원)에 불과하다. '실업자 직업훈련'은 목표치인 25.1만명과 3,586억원의 46.0%(11.5만명)와 25.1%(900억원)로 순조로운 진도를 보이고 있다. 재직자 고용유지 훈련이 저조한 것은 기업의 업황이 좋지 못하기 때문일 것이다. 한편 실적이 순조로운 실업자 직업훈련은 진척도에도 불구하고 그 질적인 내용이 문제시되고 있다. 직업훈련의 지출액이 소기의 효과를 달성할 수 있는지에 대해 훈련 이수자로부터 의문이 제기되고 있기 때문이다.

직업훈련의 내실화를 위해 수요자 중심으로 직업교육훈련 체계를 재편성하고, 수강자 지원기준을 단일화하며, 훈련 내용을 현장의 실수요에 맞추어 제공함으로써 낭비적인 교육훈련이 되지 않도록 해야 한다. 상당수의 훈련 과정이 현장 수요를 무시한 이론 중심의 교육내용으로 편성되거나 필요 이상의 난이도를 지녀 수강자의 관심을 끌지 못하고 있다. 화이트칼라 실업자, 대졸 실업자, 기술직 실업자, 금융기관 실업자 등 상위층

근로자의 실업자나 일용근로자, 청소년 실업자 등을 대상으로 하는 전문 프로그램이 개발되어 있지 못하다. 훈련과 취업알선의 연계도가 약해 훈련 따로, 취업알선 따로라는 형태로 운영되고 있다. 영리법인의 직업훈련 사업에의 참여를 허용하여 인력개발사업을 육성하고 직업훈련기관간의 경쟁을 유도한다.

직업 훈련의 효과도를 높이기 위해서는 훈련 프로그램의 제공자와 노동 수요자간의 연계를 높이는 것이 절대 필요하다. 이 점에서 훈련 프로그램의 제공자인 기관이 훈련이수 인력을 채용하는 기업과 자본과 인력 면에서 높은 연관성을 지니는 것이 바람직하다. 즉 기업이 운영하는 직업훈련기관의 경우 해당 기업이 자체 훈련기관 배출생의 일부를 받아들이면 이들 훈련생의 고용분에 대해 고용촉진 장려금을 지급하는 등의 지원조치를 강구한다.

부록 : 소득 감소에 따른 소비지출의 축소 조정

1. 최근의 소득감소와 소비지출의 조정

여기서는 근로자가구가 가구주나 배우자 혹은 기타가구원의 실업으로 소득이 감소할 때 소비지출을 축소 조정하는 것과 관련하여 본고에서 채택한 방법을 기술한다. 본문의 주 3에 관련 내용이 부분적으로 기술되고 있는데 이를 좀더 상세히 서술한다.

소비함수가 소득만의 함수로 결정되는 간단한 소비함수 모형의 추정식 $\ln C = a - b \ln Y$를 고려해보자. 이 때 b는 소비의 소득탄력치로서, 소득이 1% 증가할 때 소비가 b% 만큼 증가하는 것을 나타낸다. 한 가지 유념할 점은 이상의 추정식을 토대로 소득이 1% 감소할 때 소비가 b % 만큼 줄어들 것이라고 해석하는 것은 상당히 주의해야 한다는 사실이다. 이같은 가역적인 해석이 어려운 것은 우리들의 소비행태가 소득의 증가와 감소시에 대칭적이지 못하기 때문이다. 즉 소득이 감소할 때 사람들은 소득 감소에 맞추어 곧바로 소득을 축소 조정하지 못하고 약간만을 줄여 한동안 과거의 소비수준에 근접하는 수준을 유지하는 경향이 있다.

이같은 주장은 '항상소득가설'과 '상대소득가설'이라는 이름하에 1950년대의 경제학에 제시되어 사람들의 소비행태가 단기와 장기에 서로 다르게 나타나는 현상을 설명하는 유력 가설로 인정받아왔다. 이들 가설에서 제시된 주장이 40년이 경과한 오늘날, 그것도 한국에서 여전히 들어맞을지 안맞을지는 불분명하다.

사실 97년말 이후 발표된 도시가계조사 통계치를 보면 소득 감소 이상으로 소비지출이 크게 감소하여 예상 밖의 결과를 보여주고 있다. 98년 1/4 분기의 도시가계조사 통계는 근로자가구에서 명목소득이 전년동기대비 2.8% 감소하였는데 명목소비지출은 8.8%나 감소하고 있다고 제시한다. 또 97년 4/4분기에는 소득이 전년동기대비 0.6% 증가하고 소비지출이 0.8% 감소했다. 적어도 기존의 주류파 가설에 따르면 소득이 증가하는 동안에는 소비지출이 감소할 수 없고, 단기적으로는 소득 감소폭보다 소비지출의 감소폭이 작아야 한다.

87년 이후의 명목소득과 명목소비지출의 증가율을 비교해보면 88년, 89년, 93년, 96년을 제외하고는 소비지출의 증가율이 소득 증가율보다 낮다. 당연히 이상의 네 해의 경우 한계소비성향이 평균소비성향보다 높다. 그러나 기간 전체로 보면 평균소비성향이 한계소비성향보다 낮아 소비의 소득탄력치(=한계소비성향/평균소비성향)는 0.9 전후의 값을 지닌다고 볼 수 있다.

이같은 탄력치는 정상적인 경우라면 예상하기 힘들 정도의 고수준이다. 생각해볼 수 있는 이유로는 첫째, 최근 10여년간 자산인플레와 고임금의 영향을 받아 가구의 가용 소득이 크게 늘었고 둘째, 국민연금의 적용 확대와 개인연금의 광범위한 보급으로 노후를 대비한 저축의 필요성이 약화되었으며 셋째, 사교육비 및 개인교통비가 빠른 속도로 증가한 사실 등을 들 수 있다. 따라서 자산디플레가 진행되고 불황이 가속화되면서 급여 수준이 동결되거나 하향조정되고, 업황이 악화되면서 근로자가구, 사업자가구를 불문하고 소비지출을 급격히 줄이고 있다. 그 간의 '과잉소비'에 대한 반동이라고 볼 수 있는 측면이 강하다. 즉 최근 수개월 사이에 나타나고 있는 소비지출의 급격한 감소는 정상적인 반응이라기보다 급격한 환경 변화속에서 지난 10여년간의 왜곡된 소비지출 행태를 시정하기 위한 '반동'이라고 보는 것이 더 설득력있는 해석일 것이다.

이렇게 보면 '반동적' 반응을 보이는 기간이 지나면 소비지출의 감소폭은 지금 나타나는 값보다는 상당수준 떨어질 것으로 전망된다. 곧 크게 낮춘 소비수준을 조금 상향 조정한 수

준에서 소비지출이 지속될 가능성이 크다는 것이다.

이상의 기술을 사전 지식으로 하여 본고에서 채택한 소비지출 조정과정을 서술해보자.

2. 본고가 채택한 소득감소시의 소비지출 조정과정

앞에서 기술했듯이 소득이 줄어들면 어떤 형태로든 소비지출을 축소 조정할 것이다. 또 축소 조정의 기본적인 양상은 일시적으로 크게 낮추었다가 일정 시점 이후 상향 조정해 원래 수준보다 다소 낮은 수준을 상당기간 유지하는 형태가 될 것이라는 점도 기술하였다.

우리가 본고를 통해 제시하고자 하는 사항은 근로자가구를 몇 가지 유형으로 구분해, 가구의 가구주나 배우자 혹은 기타가구원이 실업했을 경우 기존의 저축과 보유자산으로 견뎌낼 수 있는 '동면가능 기간'을 계산해냄으로써, 최근의 실업사태가 상대적으로 큰 충격을 미치는 그룹을 분별해내는 것이다. 이같은 목표에 비추어보면 우리가 주된 관심을 기울여야 할 곳은 소득 감소 초기의 '크게 낮아진' 소비수준보다 이후 비교적 오랫동안 유지될 '다소 낮아진' 소비수준을 유추해내는 작업이라고 할 수 있다.

우리가 사용하는 소비함수는 종속변수로 소비지출을 택하고, 설명변수는 통상의 변수로 소득과 연령별 가구원수를 사용하고 더미변수로 가구주연령, 가구유형, 가구구분, 거주지역, 가구주산업 등을 이용하고 있다. 즉 소비함수 모형식은 (A 1)식과 같이 된다.

(A 1) $\ln C = f(\ln Y,$ 연령별가구원수$(M_1..M_9),$ 더미변수(가구주연령 D_1, 가구유형 D_2, 가구구분 D_3, 거주지역D_4, 가구주산업 D_5))

여기서 IMF 체제하의 실업이 위의 식에서 가구소득(Y) 만을 감소시키고 나머지 변수에는 영향을 미치지 않는다고 가정해보자[14]. 즉 (A 1) 식에 따른 추정식은 (A 2)와 같은 형태로 나타낼 수 있다.

(A 2) $\ln C\hat{} = a + b\ln Y + c_1 M_1 + \ldots\ldots + c_9 M_9 + d_1 D_1 + \ldots + d_5 D_5$

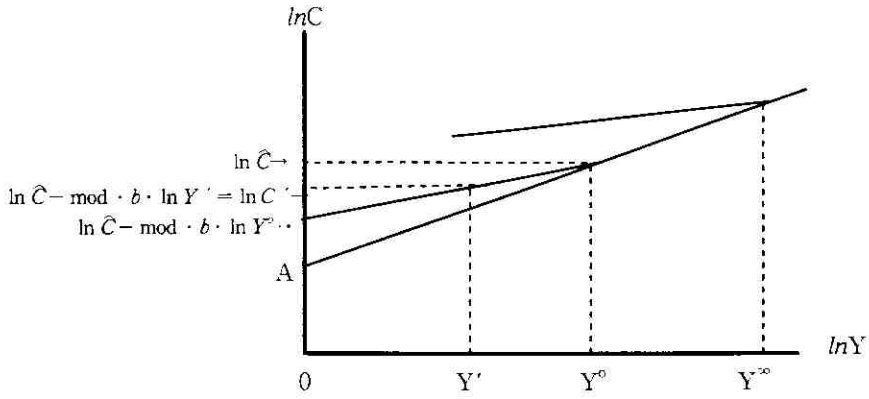
이 식에서 $b\ln Y$ 를 제외한 나머지 값이 불변이라고 가정하면 (A 2)식은 (A 3)식과 같이 쓸 수 있다.

(A 3) $\ln C\hat{} = A - b\ln Y$

$A=a + c_1 M_1 + \ldots\ldots + c_9 M_9 + d_1 D_1 + \ldots + d_5 D_5$

소득이 Y^0에서 Y'로 감소할 때 있을 수 있는 조정소비지출치로 다음의 3 경우를 생각해보자. 첫째, 특정 가구는 소득이 Y^0에서 Y'로 줄면 당초의 실제소비($\ln C$)에서 $(mod*b*\ln Y^0)$, 여기서 mod는 소득감소시의 소비탄력치 축소파라미터) 만큼을 뺀 $(\ln C^0 - mod*b*\ln Y^0)$을 소비한다. 둘째, 이 가구는 소득이 Y^0에서 Y'로 줄었을 때 소비지출 기대치($\ln C\hat{}$)에서 $(mod*b*\ln Y^0)$를 뺀 $(\ln C\hat{} - mod*b*\ln Y^0)$를 소비한다. 셋째, 둘째 방식의 소비지출기대치($\ln C\hat{}$)를 구할 때, 소비지출을 집계된 1항목이 아니라 10항목으로 세분하여 각각의 소비함수를 추정하여 이들의 합계치를 소비지출의 기대치로 사용하는 방법이다.

<도 A 1>



본고에서는 둘째 방법으로 구한 소비지출 기대치를 조정소비지출치를 구하는 기준치로 사용하고 있다. 그 주된 이유는 첫째, 조사된 실제소비지출이 2개월간의 소비지출 데이터이므로 가계별로 내구재 소비지출 등에서 큰 차이가 있고, 실제소비치를 그대로 사용하기 보다 이것들을 평준화할 필요가 있다. 둘째, 셋째 방식인 10개의 소비함수를 사용하는 방식에서 얻어진 소비지출 추정치보다 둘째 방식에서 오히려 현실적이고 설득력있는 값이 얻어지기 때문이다.

셋째 방식은 일견 둘째 방식보다 구체적이고 설득력도 있어 보이지만 얻어진 값이 둘째 방식보다 비현실적인 값을 보이는 것은 추정과정상의 오차가 누적되었기 때문이 아닐까라고 생각된다. 즉 주요소비항목을 세분하여 추정하는 과정에서 소비지출항목별로 탄력적이거나 비탄력적인 소비지출 반응을 반영하여 소득감소에 대해 상이한 축소폭을 고려해 줄 수 있는 것이 장점인데 10개의 추정식이 얻어지는 과정에서 오차가 누적되는 단점이 이보다 더 크게 부각되고 만다.

셋째 방식의 경우 가령 소비지출항목을 10개로 나눌 경우 교양오락, 식료품지출중 외식비, 피복·구두, 가구가사용품, 보건의료의 5개 소비지출은 소득감소에 매우 민감하게 반응하는 것으로 나타나고 있다[15].

우리가 조정소비지출의 값을 얻기 위해 사용한 식은 (A 4)식과 같다.

(A 4) $\ln C' = \ln \hat{C} - mod * b * \ln Y^{\circ} + mod * b * \ln Y'$

(A 4)식은 소득 감소후 소비지출이 소비지출의 기대치($\hat{C}$)에서 약간 떨어진 ($mod*b\ln Y^{\circ} - mod*b\ln Y'$) 만큼 감소한 수준으로 결정될 것이라는 것을 의미한다. 여기서 Y°는 당초 소득, Y'은 감소된 소득이며 mod는 소득탄력치 조정계수, b는 소득탄력치이다.

우리는 (A 4)식에 $\ln\hat{C}$ 대신 실제소비지출 $\ln C^{\circ}$을 대입하여 조정소비지출 값을 계산해 보았으나 결과는 크게 차이나지 않았다.

mod =0.1 은 소득 감소시의 소비지출 탄력치를 0.1b로 가정하는 셈이 되므로 소득 감소시의 탄력치가 소득증가시 탄력치 b의 10% 수준이라는 것을 지칭한다. (A 4)식을 정리하면 $\ln C' = \ln\hat{C} - mod*b*\ln(Y^{\circ}/Y')$가 되고 이를 바꾸어 쓰면 $C' = \hat{C} * (Y'/Y^{\circ})^{mod*b}$ 가 된다. 이는 $C'/\hat{C} = * (Y'/Y^{\circ})^{mod*b}$ 로 정리되며 mod, b 값에 따라 상이한 곡선을 그린다. <그림 5> 는 x축에 $C'/\hat{C}$, y 축에 Y'/Y°의 값을 취해, b=0.6, mod=0.1, 0.5, 1.0 세 경우에 대한 곡선을 보여주고 있다.

참고문헌

노동부 『제27회 노동통계연감』 1997.

노동부 『98년도 실업 대책』 1998.

노인철 외 『저소득층 실태변화와 정책과제-자활지원을 중심으로-』 한국보건사회연구원, 1995.

재정경제부 예산청 내부자료.

박순일 외 『저소득층의 사회복지 수요 분석: 빈곤의 원인, 복지욕구 및 복지제도 평가』 한국보건사회연구원, 1991

임창호 외 『도시빈곤층 대책에 관한 연구』 국토개발연구원, 1989.

통계청 『1996년 가구소비실태조사』 기초자료 1998.

한국노동연구원 『'99년도 실업대책 방향』 1998. 6.

UNDP. *Human Development Report 1997*. Oxford Univ. Press. 이 책의 일본어판은 『貧困と人間開發』 國際協力出版會, 1997.

1) 빈곤율은 전국 기준으로 65년 40.9%(도시 54.9 농촌 35.8), 76년 14.8%(18.1, 11.7), 80년 9.8%(10.4, 9.0), 91년 7.6%(8.7, 2.8)로 낮아지고 있다. 또 빈곤격차/GNP 비율도 4.9%, 1.1%, 0.5%, 0.48%로 작아지고 있다. 빈곤 격차는 빈곤인구를 빈곤선까지 끌어올리는데 필요한 금액으로 (전체 평균소득의 일정비율로 정해지는 빈곤선-빈곤인구 평균소득) * 빈곤인구로 정의된다. 노인철 외(1995) p. 83 <표 2-2> 참조.

2) '빈곤층'은 학술 용어로 '저소득층'은 행정 용어로 많이 사용된다. 학술적으로 확립된 개념으로 빈곤선(poverty line), 빈곤율(poverty ratio), 빈곤격차(poverty gap), 빈곤도(depth of poverty), 빈곤의 심각도(severity of poverty), 센 빈곤지수(Sen poverty index), 절대빈곤, 상대빈곤, 절대빈곤율, 상대빈곤율, 극빈, 일과성빈곤, 만성빈곤 등이 있다. 빈곤이라고 하면 통상 '소득빈곤'을 지칭하지만 최근에는 '인간빈곤'의 개념도 도입되었다. '인간빈곤지수' 계측시에는 40세미만 사망자 비율, 문맹자 비율, 의료서비스와 안전한 물을 공급받지 못하는 이들의 비율, 5세미만의 저체중아 비율 등이 사용된다. 이들에 대한 설명은 UNDP(1997), pp.16-18, 노인철 외(1995) pp. 78-79 참조.

3) 1994년 기준 생활보호대상자 선정기준 16만원은 최저생계비 17.3만원의 92.5%에 달해 88년 이후 비율이 꾸준히 증가해오고 있다. 최저생계비는 연구기관에 따라 다른 값이 제시되고 있으며 한 연구(박순일 · 김미곤)에 의하면 1994년 기준으로 5인가족 76.6만원(1인당 15.3만원)이 제시되고 있다. 노인철 외(1995) p. 85 <표 2-3> 및 p. 80 <표 2-1> 참조.

4) 노동부 『임금구조기본통계조사보고서』 1996.

5) 노동부의 『임금구조기본통계조사보고서』에 의하면 96년 6월 기준으로 전체 근로자 530.2만명 중 70만원 미만의 누적합계는 전근로자의 16.3%이고, 80만원 미만의 누적합계는 23.8%에 달한다. 이상의 통계치로부터 하위 20%를 포함하는 한계점 소득으로 74.9만원을 추정해 낼 수 있다. 이 값은 근로자 14,797가구를 대상으로 96년 10월-11월 기준으로 얻어낸 본고의 제1분위 평균소득 76.3만원과 유사한 수준이다. 그러나 유의할 점은 노동부 통계는 조사 단위가 '개인'인 반면 가구소비실태조사는 '가구'라는 점이다. 가구당 취업인원을 고려하면 가구소비실태조사의 소득이 오히려 낮게 조사되었다고 할 수 있다.

물론 본고의 제1분위에서 맞벌이가구 비율은 4.8%에 불과하므로 취업인원은 1을 약간 넘는 수준일 것이다.

6) 현 불황하의 재취업 패턴에 대한 정보는 충분하지 않다. 재취업자의 속성에 관한 상세하고 체계적인 자료를 입수하기 위한 조사가 98년 8월 시점에서 노동부, 보건복지부, 보건사회연구원의 공동 프로젝트로 추진되고 있다.

7) 월소득 대신 연간소득을 기준으로 구분하면 소득과 소비지출 등이 다소 달라지지만 기본적인 방향은 크게 달라지지 않는다. 제1분위는 월소득 89.2만원, 소비지출 65.7만원으로 커지지만 저축보유액 519.6만원, 보유자산 3480.6만원으로 줄어든다.

8) 주거에 관한 사항인 '월세평가액'을 적정할인률로 나눈 값으로 여기에 저축보유액을 합한 것이 '보유자산 규모'이다. 여기서는 적정할인률로 8%를 사용하고 있는데 최근의 상황을 반영한다면 적정할인률을 높여 보유자산 규모를 현재보다 낮게 추정하는 것이 한 가지 대안이 될 수 있을 것이다. 10%, 14% 의 할인률을 사용하여 계측해 보았지만 기존 조사에서 제시된 자산규모와 유사한 수준이 얻어지는 값은 8% 였다.

9) 퇴직시나 퇴직후 지급받는 각종 금전적 보상이 없거나 미미한 수준인 가구가 그렇지 않은 가구보다 훨씬 적다. 가령 퇴직시 생활 유지에 도움이 될만한 퇴직금과 각종 위로금을 지급받는 이들은 전체 퇴직자의 일부에 불과하다. 실제로 퇴직후 실업급여를 지급받는 이들은 98년 7월 기준 15만명으로 97년 하반기 이후 늘어난 실직자 1백만명의 15% 정도에 지나지 않고 있다. 하반기에 제도 적용 대상이 확대되더라도 수급자와 수급자당 급여수준은 결코 큰 숫자와 금액이 아닐 것이다.

10)문제는 소득 감소시 해당 가구가 소비지출을 어느 정도 축소하느냐 하는 점이다. 본고에서 사용하는 '조정소비지출'은 가구가 소득 감소에 직면해 나타낼 소비지출로 이 값을 엄밀하게 계산해 내기는 쉽지 않다. 가구의 소득이 늘어날 때와 줄어들 때의 반응이 대칭적이지 않은 것으로 알려져 있기 때문이다. 기존의 소비함수 연구 중 유력한 가설인 '항상소득가설' 과 '상대소득가설'에 따르면 소득 감소에 대한 소비지출 감소는 비탄력적이라고 간주할 수 있다. 즉 소득 감소 만큼 소비지출이 줄지 않는다는 것이다. 이 가설들은 소비지출을 '항상소득' 개념으로 바꾸어 설명하거나 소비지출의 변화를 '톱니효과' 등으로 설명한다. 본고에서는 이 가설을 받아들여 소득 감소시의 소비지출 탄력치를 소득 증가시 탄력치의 0.1배로 가정하였다. 가령 소득이 10% 늘어날 때 소비지출이 6% 늘어난다면, 소득이 10% 줄어들 때 소비지출은 0.6%만 줄어드는 것으로 가정하였다.

최근 발표된 도시가계조사에 의하면 소득 감소를 웃도는 소비 감소가 보고되고 있다. 문제는 이같은 현상이 장기적으로 지속될 수 있는 현상인지 일시적인 현상인지를 분별해 낼 수 있는 뾰족한 방법이 없다는 점이다. 그렇지만 우리는 현재 나타나고 있는 민감한 반응은 그간의 경험에 비추어 단기적인 현상일 것이라고 간주하여 수년 이상에 걸친 항상적인 소비 패턴을 고려해야 하는 본고에서는 채택하지 않았다.

11) 이종훈(1997) 한국개발연구원 내부자료.

12) 여기서 지적하고 넘어가야 할 사항은 이상의 결과가 본 분석의 소비지출의 조정 가정과 밀접한 관련을 가지고 있기 때문에 가정이 바뀌어 소비지출이 달리 조정되면 교원가구의 동 기간은 크게 늘어날 수 있다는 점이다.

13) 계획에 따르면 실업급여 요율을 0.6%에서 1.0%로, 고용안정사업 요율을 0.2%에서 0.3%로 올리며, 직업능력개발사업 요율을 사업장 규모에 따라 1000인 이상 0.7%, 50인 이상 일반 0.5%, 50인 이상 우선지원대상 0.3%, 50인 미만 0.1%로 올릴 예정이다.

14)물론 가구주의 실직은 일반가구를 무직가구로 맞벌이가구를 일반가구로 전환시키고, 배우자의 실직도 유사한 변화를 초래한다. 본고에서는 이같은 변화까지를 고려하지는 못하고 있으나 이로 인한 오차는 크지 않을 것이다.

15)1998년 1/4분기의 전년동기대비 소비지출의 감소율을 보면 전체 평균이 8.8%인데 비해 교양오락 28.7%, 외식비 24.3%, 피복신발 23.9%, 가구가사용품 17.9%, 보건의료 15.4%를 기록하고 있다. 통계청 『1998년 1/4분기 도시근로자가구의 가계수지동향』, 1998.6, p.3.

발표자료 5

취업주부의 가계경제 기여도 측정 및 맞벌이 요인

상 명 대 학 교

양 세 정

취업주부의 가계경제 기여도 측정 및 맞벌이요인

양세정

Ⅰ. 서 론

우리나라 여성의 경제활동참여는 양적, 구조적 측면에서 큰 변화를 경험해왔다. 1965년 여성의 경제활동참가율은 36.5%이었으며 이는 꾸준히 증가하여 1997년에 49.5%의 수치를 나타내었다(표1-1 참조). 여성경제활동인구는 1997년 현재 우리나라의 총경제활동인구인 21,604천명 중 40.9%에 해당하는 8,843천명이다. 이러한 여성경제활동인구 중 실제 취업자는 1997년 현재 8,639천명에 이르는 것으로 나타났다.

연령계층별로 여성취업상태에 대한 추이를 살펴보면 20세 미만의 여성취업자 수는 감소한 반면 20대 이상에서는 증가추세를 보였으며, 특히 3, 40대에서 증가폭이 큰 것으로 나타났다(그림1-1 참조). 이는 중년의 기혼여성들의 취업이 증가함을 시사하는 현상으로, 실제 여성취업자 중 기혼여성이 차지하는 비율은 1980년 72.0%에서 1997년 현재 75.8%로 증가하였으며(표1-2 참조), 특히 유배우자 기혼여성의 비율이 동기간 중에 59.0%에서 63.1%로 증가하였다.

<표 1-1> 성별 경제활동인구 및 참가율 추이

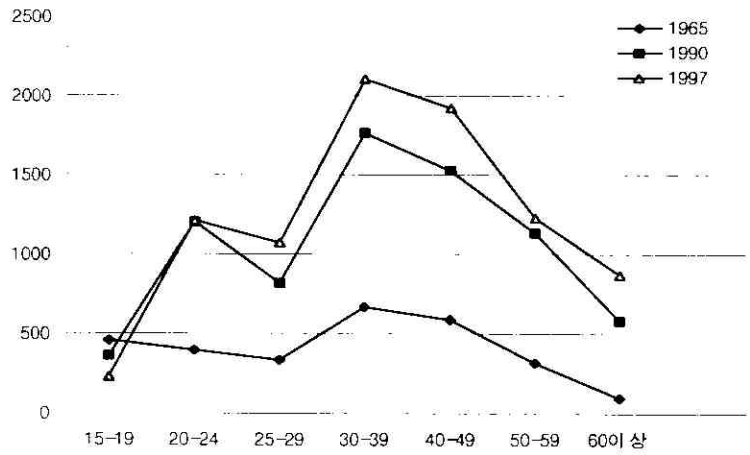
(단위: 천명, %)

	전 체			남 성	여 성			성별 참가율비 (여/남)
	15세이상 인구*	경제활동 인구	경제활동 참가율	경제활동 참가율	15세이상 인구	경제활동 인구	경제활동 참가율	
1965	15,937	8,859	55.6	76.6	8,351	3,051	36.5	47.7
1975	21,833	12,340	56.5	74.5	11,257	4,456	39.6	53.2
1985	27,553	15,592	56.6	72.3	14,258	5,975	41.9	58.0
1990	30,887	18,539	60.0	74.0	15,980	7,509	47.0	63.5
1991	31,422	19,048	60.6	74.9	16,243	7,684	47.3	63.2
1992	31,898	19,426	60.9	75.5	16,501	7,799	47.3	62.6
1993	32,400	19,803	61.1	76.0	16,753	7,913	47.2	62.2
1994	32,939	20,326	61.7	76.4	17,023	8,159	47.9	62.7
1995	33,558	20,797	62.0	76.5	17,307	8,363	48.3	63.1
1996	34,182	21,188	62.0	76.1	17,593	8,568	48.7	64.0
1997	34,736	21,604	62.2	75.6	17,866	8,843	49.5	65.5

*1975년까지는 14세 이상 인구임

출처: 통계청, *경제활동연보* 각 연도.

<그림 1-1> 여성취업자의 연령계층별 추이



출처: 통계청, *경제활동인구연보* 각연도.

<표 1-2> 혼인상태별 여성취업자 수 및 구성비

(단위: 천명, %)

연도	여성취업자수	미혼	기혼		
				유(有)배우	사별/이혼
1980	5,222	28.0	72.0	59.0	13.0
1985	5,345	26.4	73.6	60.4	13.1
1990	7,376	24.5	75.5	62.8	12.7
1991	7,535	25.2	74.8	62.2	12.7
1992	7,639	24.8	75.2	62.6	12.7
1993	7,738	25.2	74.8	62.5	12.3
1994	8,005	25.3	74.7	62.3	12.4
1995	8,224	25.2	74.8	62.3	12.5
1996	8,434	28.2	75.2	62.7	12.5
1997	8,639	24.2	75.8	63.1	12.7

출처: 통계청, *경제활동인구연보* 각연도.

기혼여성의 취업증가는 경제학적 측면에서 볼 때 여성의 가정시간사용에 대한 기회비용이 증가하고 있기 때문으로 해석된다. 여성교육수준의 향상, 여성에 대한 고용기회의 확대, 자녀수의 감소 및 가정노동대체품의 발달 등 제반 여건은 여성의 가정시간사용에 대한 비용을 상승시키는 결과를 초래함에 따라 상대적으로 시장노동에 대한 시간사용을 늘이기 때문이며, 더불어 여성의 자아실현 및 경제적 풍요를 추구하는 가치관의 변화와 함께 이제 기혼여성의 취업은 점차 일반적인 추세로 나타난다.

이렇듯 기혼여성의 취업은 현재 우리나라가 당면하고 있는 가구특성의 변화 중 가장 두드러진 현상 중 하나라고 할 수 있다. 주부취업을 통한 제2의 소득은 가구소득의 절대량을 증가시킴으로써 가계경제적 복지의 향상을 가져올 것으로 기대된다. 그러나 기혼여성의 취업은 이를 위한 취업관련 지출을 초래하게 됨으로써 추가소득규모 전체가 가계경제에 기여한다고 볼 수는 없다.

따라서 본 연구는 먼저 맞벌이가구의 결정요인을 고찰하고, 맞벌이와 비맞벌이가구의 소득과 소비지출행태를 비교 분석함으로써 주부취업에 따른 가계경제적 기여도를 고찰하고자 한다.

Ⅱ. 연구방법

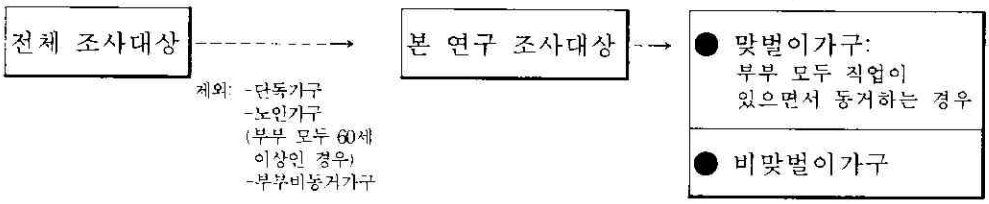
1. 맞벌이가구의 정의

'1996 가구소비실태조사'에 의하면 맞벌이가구란 가구주와 배우자가 모두 취업한 가구를 의미하며, 본 연구는 기본적으로 이 정의에 따른다.

또한 본 연구의 분석대상으로는 부부 모두 60세이상인 가구를 제외함으로써 비노인가구로 제한하였다. 맞벌이 가구의 경우 가구주가 일정 연령이상에서는 잘 나타나지 않는 경향을 보이기 때문에 만일 가구주 연령에 제한을 두지 않을 경우 보다 많은 노령층이 비맞벌이가구에 포함됨으로써 연구결과를 왜곡시킬 가능성이 있기 때문이다. 또한 연구특성 상 부부가 동거하지 않는 가구도 제외하였다.

이러한 본 연구의 조사대상 및 맞벌이가구의 추출과정을 도식화하면 <그림 2-1>과 같다.

<그림 2-1> 조사대상 맞벌이가구의 추출과정



2. 자료 및 분석방법

본 연구는 통계청에서 실시한 '1996 가구소비실태조사'의 원자료를 사용하였다. 이 자료는 매년 실시되는 '도시가계조사'와는 달리 배우자에 관한 특성변수를 포함함으로써 맞벌이가구 분석에 강점을 지닌다.

소비지출은 원자료에 포함되어 있는 1996년 10월과 11월 두달간 자료의 평균값을 계산하여 사용하였으며, 소득관련자료는 연간자료와 월별자료를 분석특성에 따라 선택하여 사용하였다. 소득/소비지출의 항목 분류는 기본적으로 원자료의 분류방법에 의거하였으며, 통계분석을 위하여 SAS-PC 프로그램을 사용하였다.

III. 맞벌이가구의 결정요인

1. 맞벌이-비맞벌이가구의 가구특성 비교

본 연구의 총분석대상가구는 17,056가구였으며, 이중 30.1%에 해당하는 5,213가구가 맞벌이, 69.9%인 11,843가구가 비맞벌이가구였다(표3-1 참조).

저축보유액은 맞벌이가구 (18,140.7천원)가 비맞벌이가구 (19,458.6천원)에 비해 적은 반면, 부채보유액은 맞벌이가구가 많은 것으로 나타났다. 배우자연령은 맞벌이가구의 경우 3, 40대가 상대적으로 많았으며, 배우자교육수준은 전문대이상의 비율이 맞벌이가구가 비맞벌이가구에 비해 다소 높았다.

<표 3-1> 맞벌이여부별 가구특성

특 성	구 분	계	맞벌이	비맞벌이
조사대상가구	가구수 (%)	17,056 (100.0%)	5,213 (30.1%)	11,843 (69.9%)
가구구분(%)	근로자가구	64.6	78.6	58.5
	사무직	(26.2)	(29.4)	(24.8)
	생산직	(38.4)	(49.1)	(33.7)
	근로자외가구	35.4	21.4	41.5
저축보유액(천원)	(평균)	19,051.2	18,140.7	19,458.6
부채보유액(천원)	(평균)	7,870.3	8,890.5	7,413.8
가구원수(명)	(평균)	3.8	3.8	3.8
배우자연령(세: %)	(평균)	38.5	38.4	38.5
	20대이하	18.9	15.0	20.7
	30대	40.0	42.5	38.9
	40대	25.1	31.7	22.3
	50대	13.6	9.6	15.4
	60대이상	2.3	1.3	2.8
배우자교육수준(%)	중졸이하	40.4	43.6	39.0
	고등학교	46.3	40.7	48.7
	전문대학	4.3	5.2	3.9
	대학교	8.6	9.5	8.1
	대학원이상	0.5	1.0	0.3
가구주/배우자직업 (%)	관리전문직	10.5	8.8/ 6.3	11.7
	준전문직	10.3	11.7/ 6.9	9.7
	사무직	9.9	12.3/ 9.3	8.9
	서비스직	16.3	11.1/33.8	18.6
	노무직/기타	53.0	56.1/43.6	51.6
미취학자녀유무(%)	있음	17.9	15.4	19.0
중고생자녀유무(%)	있음	29.2	37.3	25.6
거주지역(%)	서울	13.6	13.7	13.5
	광역시	40.8	39.5	41.4
	중소도시	45.6	46.7	45.2
동거세대구분(%)	확대가족	11.1	12.1	10.6
입주형태(%)	자가	52.1	51.4	52.4

* = $p \leq .05$, ** = $p \leq .01$에서 통계적으로 유의.

비맞벌이가구의 11.7%가 가구주가 관리전문직인 경우였으며, 이는 맞벌이가구의 8.8%에 비해 높은 수치이다. 맞벌이가구의 배우자직업을 살펴보면 노무직/기타가 43.6%로 가장 높은 비중을 차지하며, 서비스직이 33.8%로 이에 버금간다. 한편 관리전문직이 6.3%였으며, 준전문직이 6.9%, 사무직이 9.3%였다.

비맞벌이가구 중 미취학자녀가 있는 경우는 19.0%로 맞벌이가구의 15.4%에 비해 높았으며, 반면 중고생자녀가 있는 비율은 맞벌이가구가 37.3%로 비맞벌이가구의 25.6%보다 훨씬 높았다.

또한 맞벌이가구의 경우 3세대이상 기거하는 확대가족인 경우가 12.1%로 비맞벌이가구의 10.6%에 비해 다소 높았다.

2. 맞벌이가구의 결정요인

가. 분석방법

맞벌이/비맞벌이가구의 결정요인을 규명하기 위하여 다변량분석을 수행하였다. 종속변수가 맞벌이/비맞벌이로 이항값을 가짐에 따라 로짓회귀분석을 사용하였다. 또한 맞벌이는 소득계층에 따라 그 특성을 달리할 것으로 예상됨에 따라 소득계층별로 나누어서 맞벌이가구의 결정요인을 분석하였다. 소득계층은 가구소득을 근거로 하여 하위 30%를 저소득층, 중간 50%를 중소득층, 상위 20%를 고소득층으로 구분하였다.

나. 맞벌이가구의 결정요인 결과

전체 조사대상가구에 대하여 맞벌이가구 결정요인을 분석한 로짓회귀분석 결과는 <표 3-2>에 제시되어 있다. 고려된 대부분의 요인들이 맞벌이결정에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 일부 경제적 요인변수의 경우 일반적 이론과는 상반된 방향의 영향력을 가지는 것으로 분석되었다.

배우자소득외 가구소득은 맞벌이가구가 될 확률에 정적인 영향을 미쳤으며, 이전소득과 재산소득을 포함한 불로소득 역시 맞벌이가구가 될 확률과 정(+)의 상관관계를 보였다. 반면 저축보유액과 부채보유액의 증가는 맞벌이가 될 확률을 적게 하는 것으로 나타났다.

가구원수의 확대는 생활영위를 위한 소비필요분의 증가를 초래하며, 따라서 맞벌이가구가 될 확률 또한 높아지는 것 같다. 배우자의 연령은 20대이하가구에 비해 3, 40대가구의 맞벌이 비율이 높았다. 중졸이하-배우자가구에 비하여 전문대학 이상의 고학력에서 맞벌이 가능성이 높을 것으로 나타났다. 가구주직업이 노무직/기타인 경우에 비해 관리전문직과 서비스직인 가구가 맞벌이일 가능성이 적었다.

미취학자녀의 존재는 주부의 육아를 포함한 가사노동의 필요성을 증가시킴으로써 맞벌이가 될 확률에 부적인 영향을 미쳤으며 반면 중고생자녀를 둔 가구는 교육비 등을 포함하는 자녀양육관련 가계지출의 필요가 증가함으로써 맞벌이 가능성을 높이는 것으로 나타났다.

확대가족인 경우 핵가족에 비해 맞벌이 가능성이 더 높았다. 또한 근로자외 가구에 비해 근로자가구인 경우 맞벌이가 될 확률이 더 높은 것으로 나타났다.

<표 3-2> 맞벌이가구 결정요인: 로짓분석결과

독 립 변 수	전체가구		
	회귀계수	표준편차	Probability
배우자소득외 가구소득	0.000037**	2.188E-6	0.0000
저축보유액	-8.12E-6**	8.873E-7	0.0000
부채보유액	-0.00001**	1.149E-6	0.0000
가구원수	0.7063**	0.0825	0.0000
(가구원수)제곱	-0.0769**	0.00988	0.0000
배우자 연령: (20대이하)			
30대	0.3191**	0.0279	0.0000
40대	0.4090**	0.0339	0.0000
50대	0.0689	0.0397	0.0825
60대이상	-0.1426	0.0758	0.0600
배우자 교육수준: (중졸)			
고등학교	-0.0666**	0.0229	0.0037
전문대학	0.2018**	0.0471	0.0000
대학교	0.1875**	0.0393	0.0000
대학원이상	0.6956**	0.1226	0.0000
가구주 직업:(노무직/기타)			
관리전문직	-0.1165**	0.0366	0.0015
준전문직	0.0119	0.0314	0.7051
사무직	0.0394	0.0308	0.2006
서비스직	-0.1115**	0.0291	0.0001
미취학자녀유무: 있음=1	-0.0575*	0.0273	0.0349
중고생자녀유무: 있음=1	0.2706**	0.0249	0.0000
거주지역: (중소도시)			
서울	0.0387	0.0279	0.1655
광역시	-0.0355	0.0191	0.0639
동거세대구분: 확대가족=1	0.1735**	0.0347	0.0000
입주형태: 자가=1	-0.0178	0.0201	0.3764
가구구분: 근로자=1	0.4362**	0.0223	0.0000
상수항	-2.4176**	0.2577	0.0000
Chi-square	18933.12**		

* = p≤.05, ** = p≤.01에서 통계적으로 유의.

<표 3-3> 소득계층별 맞벌이가구 결정요인: 로짓분석결과

독 립 변 수	저소득층		중소득층		고소득층	
	회귀계수	Prob.	회귀계수	Prob.	회귀계수	Prob.
배우자소득외 가구소득	0.000216**	0.0000	0.000282**	0.0000	0.000093**	0.0000
저축보유액	-3.74E-6	0.3563	-7.26E-6**	0.0000	-1.42E-6	0.1859
부채보유액	-7.86E-6	0.1301	-4.18E-6	0.1376	-0.00001**	0.0000
가구원수	0.5443**	0.0054	0.4712**	0.0012	1.0291**	0.0000
(가구원수)제곱	-0.0614*	0.0167	-0.0471**	0.0069	-0.1164**	0.0000
배우자연령: (20대이하)						
30대	0.3472**	0.0000	0.3294**	0.0000	-0.0839	0.3856
40대	0.4079**	0.0000	0.4035**	0.0000	-0.0166	0.8757
50대	0.00959	0.9064	0.2122**	0.0018	-0.2994**	0.0089
60대이상	-0.0309	0.7929	-0.1693	0.2871	-0.4226	0.0623
배우자 교육수준: (중졸)						
고등학교	-0.0728	0.1381	-0.1135**	0.0022	0.0327	0.5846
전문대학	-0.00723	0.9525	0.0875	0.2527	0.3725**	0.0011
대학교	-0.2250	0.0795	-0.0171	0.8015	0.3207**	0.0001
대학원이상	-0.4435	0.2687	0.8001**	0.0026	1.1090**	0.0000
가구주						
직업:(노무직/기타)	0.00975	0.9430	-0.2044**	0.0012	-0.1358	0.0524
관리전문직	0.0149	0.8625	-0.0168	0.7293	-0.0261	0.7366
준전문직	0.1138	0.1583	-0.0476	0.3059	-0.00276	0.9736
사무직	0.0295	0.6298	-0.2537**	0.0000	-0.0834	0.2415
서비스직						
미취학자녀유무: (있음=1)	-0.0783	0.2159	-0.0301	0.4790	0.00728	0.9184
중고생자녀유무: (있음=1)	0.3296**	0.0000	0.2627**	0.0000	0.1253*	0.0314
거주지역: (중소도시)						
서울	-0.0108	0.8809	0.1312**	0.0033	-0.1404*	0.0300
광역시	0.0600	0.1391	-0.0572	0.0672	-0.1712**	0.0006
동거세대구분: (확대=1)	-0.0333	0.7218	0.2293**	0.0001	0.0662	0.3729
입주형태: (자가=1)	0.0879*	0.0470	-0.0325	0.3145	-0.1379*	0.0103
가구구분: (근로자=1)	0.5643**	0.0000	0.3801**	0.0000	0.5415**	0.0000
상수항	-1.9677**	0.0016	-7.4300**	0.0000	-5.9253**	0.0000
Chi-square	4305.17		7496.20**		3049.71**	

* = p≤.05, ** = p≤.01에서 통계적으로 유의.

<표 3-3>은 소득계층별로 맞벌이가구 결정요인을 분석한 결과이다. 예상한대로 소득계층에 따라 맞벌이결정에 상이한 효과를 미치는 변수들이 다수 있었다. 먼저 배우자 연령에서 저, 중소득층에서는 20대 이하에 비해 30~50대에서 맞벌이가 많았으나 고소득층에서는 오히려 감소하였다. 중하위 소득계층의 경우 자녀양육의 시기 또는 자산축적의 필요성에 따른 소득필요가 배우자로 하여금 취업을 선택하게 했을 것으로 추측된다. 배우자 교육수준에서도 저, 중소득층에서는 중졸이하의 학력집단에 비해 고등학교 이상의 집단에서 맞벌이 확률이 줄어들었으나 고소득층에서는 학력이 높을수록 맞벌이확률이 더 높았다.

Ⅳ. 취업주부의 가계경제 기여도

1. 가구소득 규모 및 구조분석

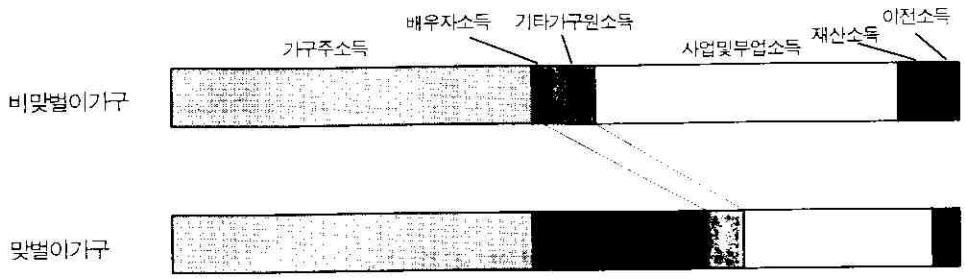
가. 맞벌이상태에 따른 소득구조

맞벌이가구의 연간소득은 30,294.1천원으로 전체가계의 27,431.3천원에 비해서 10.4%, 비맞벌이가구의 26,150.3천원에 비해서는 15.8%가 많았다. 맞벌이가구의 근로소득은 22,027.6천원으로 가구소득의 72.7%에 해당되는 반면, 비맞벌이가구의 근로소득은 14,098.4천원으로 가구소득의 53.9%에 불과하였다. 비맞벌이가구의 경우 사업 및 부업소득, 그리고 재산소득과 이전소득을 포함하는 비근로소득의 규모 및 비중이 맞벌이가구에 비해 상대적으로 높게 나타났다(그림4-1, 표4-1 참조).

맞벌이가구의 배우자소득은 9,256.9천원으로 전체가구소득의 30.6%에 해당되며, 가구주소득에 대한 배우자소득은 절반(50.1%)정도수준인 것으로 나타났다. 또한 맞벌이가구는 배우자소득이라는 추가소득을 통하여 가구소득을 44.0% 상승시킨 것으로 분석되었다(표4-2 참조).

근로자와 근로자외가구 간의 맞벌이 배우자소득수준을 살펴보면, 근로자가구가 9,119.3천원으로 근로자외가구의 9,744.7천원에 비해 다소 낮았으며, 가구소득에서 차지하는 비중은 근로자가구가 31.2%로 근로자외가구의 28.5%보다 높은 것으로 나타났다. 근로자가구의 배우자소득은 가구주소득의 51.5%수준으로 근로자외가구의 46.2%에 비해 높았다.

<그림 4-1> 맞벌이상태에 따른 소득구조



<표 4-1> 맞벌이-비맞벌이가구의 소득구조

	전체	전체가구		근로자가구		근로자외가구	
		맞벌이	비맞벌이	맞벌이	비맞벌이	맞벌이	비맞벌이
	액 수 (천 원)						
연간소득	27431.3	30294.1	26150.3	29197.9	23529.2	34178.6	29795.0
○근로소득	16549.6	22027.6	14098.4	26045.2	21610.2	7790.0	3653.4
가구주	12601.2	13904.2	12018.1	17583.1	19560.7	867.0	1530.2
배우자	2302.3	6696.7	335.9	7025.7	343.2	5531.0	325.7
기타가구원	1646.2	1426.7	1744.4	1436.5	1706.2	1392.1	1797.4
○사업및부업소득	9140.4	7220.0	9999.7	2302.2	489.5	24647.8	23223.4
가구주	8055.4	4554.9	9621.8	130.6	128.1	20233.6	22822.6
배우자	928.9	2560.2	199.0	2093.6	187.2	4213.7	215.4
기타가구원	156.0	104.9	178.9	78.0	174.2	200.4	185.4
○재산소득	1200.4	809.6	1375.3	600.3	991.0	1551.3	1909.8
○이전소득	540.9	236.8	676.9	250.2	438.5	189.5	1008.5
	구 성 비 (%)						
연간소득	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
○근로소득	60.3	72.7	53.9	89.2	91.8	22.8	12.3
가구주	45.9	45.9	46.0	60.2	83.1	2.5	5.1
배우자	8.4	22.1	1.3	24.1	1.5	16.2	1.1
기타가구원	6.0	4.7	6.7	4.9	7.3	4.1	6.0
○사업및부업소득	33.3	23.8	38.2	7.9	2.1	72.1	77.9
가구주	29.4	15.0	36.8	0.4	0.5	59.2	76.6
배우자	3.4	8.5	0.8	7.2	0.8	12.3	0.7
기타가구원	0.6	0.3	0.7	0.3	0.7	0.6	0.6
○재산소득	4.4	2.7	5.3	2.1	4.2	4.5	6.4
○이전소득	2.0	0.8	2.6	0.9	1.9	0.6	3.4

<표 4-2> 맞벌이가구의 배우자소득 특성

	전체가구	근로자가구	근로자외가구
배우자소득	9256.9	9119.3	9744.7
(배우자소득/연간소득)×100	30.6	31.2	28.5
(배우자소득/가구주소득)×100	50.1	51.5	46.2
(배우자소득/기타소득)×100	44.0	45.4	39.9

나. 맞벌이가구의 배우자직업별 소득구조

<표 4-3>는 맞벌이가구 중 배우자직업에 따른 소득구조를 나타낸다. 집단에 따라 현격한 소득격차를 보였으며, 소득원천에 따른 구성비 역시 차이가 있었다. 배우자가 관리전문직인 경우 가구의 연간소득은 49,735.1천원이었고, 반면 노무직/기타인 경우는 26,236.8 천원으로 관리전문직 가구소득의 52.8%에 불과한 수준이었다.

이러한 소득격차는 상당부분 배우자소득의 차이에서 비롯된다. 관리전문직에 종사하는 배우자의 경우 연간소득이 20,566.5천원이었으며, 사무직은 12,424.1천원, 준전문직은 11,982.5천원, 서비스직은 8,557.7천원, 노무직/기타는 7,018.1천원의 순서로 나타났다(표4-4 참조).

관리전문직-배우자의 소득은 총가구소득의 41.4%를 점하였으며, 이들의 소득수준은 가구주소득의 77.3%에 이르는 것으로 나타났다. 한편 배우자가 사무직인 경우 가구주와 배우자에 의한 근로소득비중이 87.0%로 고려 집단 중 가장 높았으나 비근로소득이 적기 때문에 총가구소득의 수치는 관리전문직과 준전문직-배우자가구에 비해 낮았다. 관리전문직-배우자가구의 경우 근로소득 뿐 아니라 사업 및 부업소득, 재산소득수준에 있어서도 5개 집단 중 가장 높은 수치를 보였다.

<표 4-3> 맞벌이가구의 배우자직업별 소득구조

	관리전문직		준전문직		사무직		서비스직		노무직/기타	
	(천원)	(%)	(천원)	(%)	(천원)	(%)	(천원)	(%)	(천원)	(%)
연간소득	49735.1	100.0	35276.2	100.0	34800.6	100.0	29620.2	100.0	26236.8	100.0
○근로소득	36430.3	73.2	26236.1	74.4	30291.7	87.0	17376.6	58.7	20768.3	79.2
가구주	19795.4	39.8	16567.4	47.0	17847.5	51.3	12161.8	41.1	12984.4	49.5
배우자	16031.5	32.2	8934.4	25.3	11997.5	34.5	3543.3	12.0	6075.1	23.2
기타가구원	603.4	1.2	734.4	2.1	446.7	1.3	1671.4	5.6	1708.7	6.5
○사업및부업소득	11422.1	23.0	7176.0	20.3	3705.4	10.6	11080.8	37.4	4698.5	17.9
가구주	6795.0	13.7	3934.2	11.2	3192.8	9.2	5959.3	20.1	3660.6	14.0
배우자	4535.0	9.1	3048.1	8.6	426.6	1.2	5014.4	16.9	943.0	3.6
기타가구원	92.1	0.2	193.6	0.5	86.0	0.2	107.1	0.4	94.8	0.4
○재산소득	1672.8	3.4	1516.5	4.3	598.2	1.7	885.0	3.0	570.0	2.2
○이전소득	209.8	0.4	347.6	1.0	205.3	0.6	277.8	0.9	200.0	0.8

<표 4-4> 맞벌이가구의 배우자직업별 배우자소득 특성

	관리전문직	준전문직	사무직	서비스직	노무직/기타
배우자소득	20566.5	11982.5	12424.1	8557.7	7018.1
(배우자소득/연간소득)×100	41.4	34.0	35.7	28.9	26.7
(배우자소득/가구주소득)×100	77.3	58.4	59.0	47.2	42.2
(배우자소득/기타소득)×100	70.5	51.4	55.5	40.6	36.5

다. 맞벌이가구의 연령계층별 소득구조

<표4-5>은 맞벌이가구의 연령계층에 따른 소득구조를 나타낸다. 가구소득은 연령이 높아짐에 따라 점차 많아지다가 40대에 31,781.5천원을 정점으로 다시 하락세를 보였다. 근로소득의 비중은 연령이 낮을수록 높아서 20대이하의 경우 81.7%에 이르렀으며, 가구소득에서 차지하는 배우자소득의 비중 역시 20대이하의 가구에서 34.6%라는 가장 높은 수치를 나타내었다. 이 집단의 배우자소득은 가구주소득의 57.0%로 전 연령계층 중 가장 높았다(표4-6 참조).

20대이하 가구의 배우자소득은 평균 9,706.9천원으로 전 연령계층 중 가장 큰 수치를 보인 반면, 가구주근로소득은 30대에서 가장 높았고 이후 사업 및 부업소득의 비중이 높아지는 것으로 나타났다. 젊은 시기에 근로소득의 비중이 높은 반면, 연령이 높아감에 따라 재산소득, 이전소득 등의 비중이 높아지는 경향을 보였다.

<표 4-5> 맞벌이가구의 연령계층별 소득구조

	20대 이하		30대		40대		50대		60대이상	
	(천원)	(%)	(천원)	(%)	(천원)	(%)	(천원)	(%)	(천원)	(%)
연간소득	28045.2	100.0	30162.1	100.0	31781.5	100.0	31514.7	100.0	19137.0	100.0
○근로소득	22908.4	81.7	21980.5	72.9	21875.5	68.8	22394.6	71.1	13251.7	69.2
가구주	14437.5	51.5	14955.3	49.6	13459.2	42.3	10656.2	33.8	7492.3	39.2
배우자	8057.7	28.7	6788.2	22.5	6304.5	19.8	5672.2	18.0	3218.5	16.8
기타가구원	413.2	1.5	237.1	0.8	2111.8	6.6	6066.2	19.2	2540.8	13.3
○사업및부업소득	4267.8	15.2	7500.3	24.9	8431.9	26.5	7620.7	24.2	4177.6	21.8
가구주	2585.2	9.2	4874.2	16.2	5247.5	16.5	4629.2	14.7	2396.8	12.5
배우자	1649.2	5.9	2580.4	8.6	3069.9	9.7	2539.0	8.1	1630.7	8.5
기타가구원	33.3	0.1	45.6	0.2	114.5	0.4	452.4	1.4	150.2	0.8
○재산소득	597.0	2.1	495.9	1.6	1236.5	3.9	1178.1	3.7	892.9	4.7
○이전소득	272.0	1.0	185.4	0.6	237.6	0.7	321.2	1.0	814.8	4.3

<표 4-6> 맞벌이가구의 연령계층별 배우자소득 특성

	20대이하	30대	40대	50대	60대이상
배우자소득	9706.9	9368.6	9374.4	8211.2	4849.2
(배우자소득/연간소득)×100	34.6	31.1	29.5	26.1	25.3
(배우자소득/가구주소득)×100	57.0	47.2	50.1	53.7	49.0
(배우자소득/기타소득)×100	52.9	45.1	41.8	35.2	33.9

라. 소득분위별 맞벌이-비맞벌이가구의 분포

먼저 배우자소득을 제외한 가구소득을 기준으로 분류하였을 때 맞벌이가구는 하위4분위에서 각 분위당 평균수치인 10%를 상회함으로써 보다 낮은 소득분포를 점하고 있음을 알 수 있다(표4-7 참조). 그러나 배우자소득을 합한 가구소득을 기준으로 살펴볼 때 맞벌이가구의 4.9%만이 최하위분위에 속하며 상위4분위에 맞벌이가구의 48%가 속하는 등 배우자소득을 통하여 소득계층이 많이 향상되었음을 알 수 있다.

배우자소득을 추가함으로써 나타나는 이러한 가구소득에 있어서의 변화는 <그림 4-2>을 통하여 명확히 볼 수 있다. 배우자소득을 추가함으로써 그렇지 않은 때의 가구소득(왼쪽 그림)과 비교해볼 때 맞벌이와 비맞벌이는 하위소득분위에서와 상위소득분위에서 그 격차가 뚜렷이 더 커지고 있다.

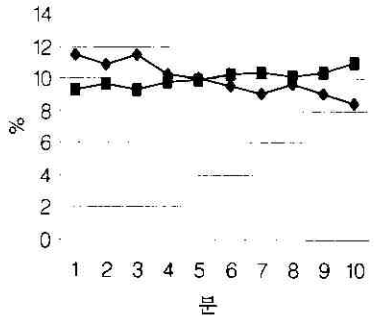
<표 4-7> 소득10분위 분류에 따른 맞벌이-비맞벌이가구의 분포

(단위: 천원, %)

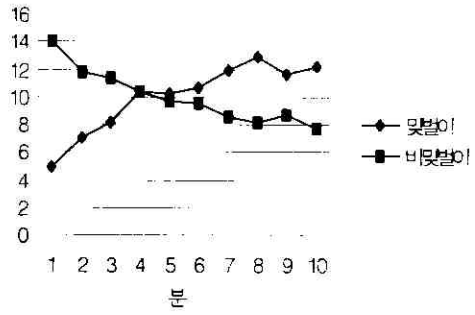
소득 10분위	배우자소득외 가구소득 기준				총가구소득 기준			
	소득범위	평 균	맞벌이	비맞벌이	소득범위	평 균	맞벌이	비맞벌이
I	~11688	8471.3	11.5	9.3	~13200	9985.7	4.9	14.0
II	~14748	13255.4	10.9	9.6	~16596	15001.1	7.0	11.8
III	~17325	15990.2	11.5	9.3	~19162	17889.3	8.2	11.4
IV	~19296	18307.7	10.3	9.8	~21600	20365.2	10.4	10.4
V	~21956	20593.6	10.0	9.9	~24100	23043.9	10.2	9.7
VI	~24500	23331.7	9.5	10.2	~27000	25523.4	10.7	9.6
VII	~28004	26128.8	9.0	10.4	~30444	28779.5	11.9	8.5
VIII	~33000	30317.7	9.7	10.1	~35997	32987.5	12.9	8.1
IX	~41300	36685.3	9.1	10.4	~44412	39428.6	11.6	8.7
X	41301~	58524.1	8.5	11.0	44413~	61765.4	12.2	7.7
전 체		25123.0	100.0	100.0		27431.3	100.0	100.0

<그림 4-2> 소득10분위 분류에 따른 가구분포

배우자외 가구소득기준



가구소득기준



마. 근로자가구의 가계경제수지 분석

1) 월평균소득의 구조분석

근로자가구의 월평균소득 및 구조를 살펴보면 이미 분석된 연소득 자료 결과와 거의 유사하다. 전체가구의 경우 가구소득의 86.7%가 근로소득이었고, 가구주소득이 가구소득에서 차지하는 비중은 69.6%로 나타났다(표 4-8 참조).

맞벌이가구와 비맞벌이가구로 나누어 살펴본 결과 맞벌이가구의 가구주의 월평균소득은 1,350,021.3원으로 비맞벌이가구의 1,478,820.0원에 비해 적었으나 배우자가 583,511.1원을 추가소득으로 획득함에 따라 총근로소득은 도리어 맞벌이가구가 43만원 가량이 많았다. 맞벌이가구에서 가구주소득이 가구소득에서 차지하는 비중은 절반을 약간 상회하는 56.7% 수준이었다.

반면 비맞벌이가구의 경우 가구주소득이 가구소득에서 차지하는 비중은 79.5%로 높은 비중을 차지하고 있었으며, 또한 재산소득, 이전소득, 기타소득등 여타 비근로소득에 있어서도 비맞벌이가구는 맞벌이가구에 비해 높은 소득을 올리고 있는 것으로 나타났다.

<표 4-8> 근로자가구의 월평균소득 및 구조

	전체가구		맞벌이		비맞벌이	
	(원)	(%)	(원)	(%)	(원)	(%)
소 득	2,055,638.4	100.0	2,381,139.2	100.0	1,860,344.3	100.0
○근로소득	**1,781,265.8**	**86.7**	**2,047,830.0**	**86.0**	**1,621,332.4**	**87.2**
가구주소득	1,430,521.5	69.6	1,350,021.3	56.7	1,478,820.0	79.5
배우자소득	224,630.0	10.9	583,511.1	24.5	9,308.2	0.5
기타가구원소득	126,114.3	6.1	114,297.5	4.8	133,204.2	7.2
○사업및가내소득	**91,513.9**	**4.5**	**192,308.7**	**8.1**	**31,038.9**	**1.7**
○재산소득	**46,745.8**	**2.3**	**30,121.4**	**1.3**	**56,720.1**	**3.0**
○이전소득	**33,988.8**	**1.7**	**26,307.8**	**1.1**	**38,597.2**	**2.1**
○기타소득	**102,124.2**	**5.0**	**84,571.3**	**3.6**	**112,655.6**	**6.1**

2) 가구특성별 가계경제수지 분석

<표4-9>는 근로자가구의 흑자액, 평균소비성향 등을 포함하는 가계경제수지 전반에 대한 정보를 제공한다. 맞벌이가구는 월평균가처분소득 2,143,490.3원 중 1,414,345.5원을 지출함으로써 월평균 729,144.8원의 흑자액을 가지는 것으로 분석되었다. 반면 비맞벌이가구는 맞벌이가구에 비해 339,140.0원이라는 월등히 적은 흑자액을 가지는 것으로 나타났다.

미국의 맞벌이관련 이론 및 실증연구들(Strober, 1977등)에 의하면 맞벌이가구의 소비성향은 비맞벌이가구에 비해 높다는 것이 일반적이나 우리나라의 경우 상반된 결과를 보였다. 맞벌이가구의 평균소비성향은 66.0에 불과함으로써 비맞벌이가구의 79.6과는 무려 13.6의 격차를 보였다.

<표 4-9> 근로자가구의 가계경제수지

구 분	전 체	맞벌이가구ⓐ	비맞벌이가구ⓑ	ⓐ-ⓑ	(ⓐ-ⓑ)/ⓑ ×100
소득①	2055638.4	2381139.2	1860344.3	520794.9	28.0
비소비지출②	210481.9	237648.9	194182.3	43466.6	22.4
가처분소득(①-②=③)	1845156.5	2143490.3	1666162.0	477328.3	28.6
가계지출④	1570245.2	1651994.4	1521197.3	130797.1	8.6
소비지출⑤	1359763.3	1414345.5	1327015.0	87330.5	6.6
흑자액(①-④=⑥)	485393.2	729144.8	339147.0	389997.8	115.0
흑자율(⑥/③)	26.3	34.0	20.4	13.6	
평균소비성향(⑤/③)	73.7	66.0	79.6	-13.6	

<표4-10>는 배우자직업에 따른 가계경제수지상태를 나타낸다. 배우자가 관리전문직에 종사하는 가구의 월평균 가구소득이 3,335,875.9원으로 가장 높았으며, 그 밖에 준전문직, 사무직, 서비스직, 노무직/기타의 순이었다.

관리전문직가구의 경우 소비지출규모가 타집단에 비해 월등히 큼으로써 가장 높은 평균소비성향을 보인다. 이들의 평균소비성향은 70.4였는데, 이는 67.5이하의 여타집단의 경우와 대조를 이룬다. 결과적으로 관리전문직가구는 최고의 가구소득을 벌어들임에도 불구하고 월평균흑자액은 준전문직의 927,125.3원보다 적은 838,769.6원이었다.

<표 4-10> 근로자가구의 배우자직업별 가계경제수지

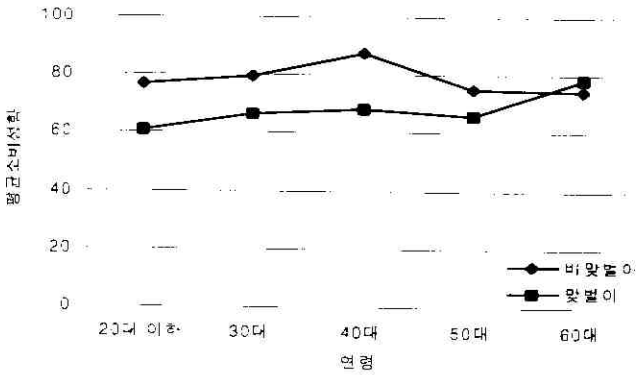
구 분	관리 전문직	준전문직	사무직	서비스직	노무직/ 기타
소득①	3335875.9	2763641.6	2630283.8	2369934.7	2130557.2
비소비지출②	501063.3	264931.7	319974.4	238963.5	174517.8
가처분소득(①-②=③)	2834812.6	2498709.9	2310309.4	2130971.2	1956039.4
가계지출④	2497106.3	1836516.3	1878651.1	1606848.8	1475211.5
소비지출⑤	1996043.0	1571584.6	1558676.7	1367885.3	1300693.6
흑자액(①-④=⑥)	838769.6	927125.3	751632.7	763085.9	655345.7
흑자율(⑥/③)	29.6	37.1	32.5	35.8	33.5
평균소비성향(⑤/③)	70.4	62.9	67.5	64.2	66.5

<표4-11>은 연령계층별 가계경제수지상태를 나타낸다. 먼저 가처분소득수준을 살펴보면 비맞벌이가구는 연령이 높아짐에 따라 계속 증가하나 맞벌이가구에 있어서는 그다지 큰 변화를 보이지 않았다. 이는 가구주소득이 적은 젊은 시기동안 배우자소득에 의해 완충되어졌기 때문인 것으로 사료된다.

20대이하가구는 월평균 흑자액이 806,406.5원으로 연령계층 중 가장 높았으며, 흑자율 또한 39.1%에 이르렀다. 이러한 현상은 젊은 맞벌이가구들이 가계자산축적에 노력을 기울이고 있음을 시사한다.

<그림4-3>은 연령계층별 평균소비성향을 보여준다. 전 연령계층에서 비맞벌이가구에 비해 맞벌이가구의 소비성향이 낮았으며, 또한 연령의 변화에 대해 비교적 안정적이었다. 양집단 모두 40대에서 가장 높은 소비성향을 나타냈다.

<그림 4-3> 연령계층별 평균소비성향



<표 4-11> 근로자가구의 연령계층별 가계경제수지

구 분	20대 이하		30대		40대	
	맞벌이	비맞벌이	맞벌이	비맞벌이	맞벌이	비맞벌이
소득①	2248523.2	1591237.3	2364222.1	1776936.1	2509772.9	2147226.2
비소비지출②	185661.2	122897.1	215427.7	172485.7	310971.1	273501.0
가처분소득(①-②=③)	2062962.0	1468340.2	2148794.4	1604440.4	2198801.8	1873725.2
가계지출④	1442116.7	1246004.1	1643226.0	1449503.9	1804034.5	1914727.2
소비지출⑤	1256xxx.4	1123107.0	1427798.3	1277018.1	1493063.3	1641226.2
흑자액(①-④=⑥)	806406.5	345233.2	720996.1	327422.2	705738.4	232499.0
흑자율(⑥/③)	39.1	23.5	33.6	20.4	32.1	12.4
평균소비성향(⑤/③)	60.9	76.5	66.4	79.6	67.9	87.6
구 분	50대		60대 이상			
	맞벌이	비맞벌이	맞벌이	비맞벌이		
소득①	2409470.1	2317609.1	1795346.3	1626026.5		
비소비지출②	229782.2	295382.3	120870.3	217859.3		
가처분소득(①-②=③)	2179687.9	2022226.8	1674476.0	1408167.2		
가계지출④	1665158.7	1807406.4	1435777.8	1362265.3		
소비지출⑤	1435376.4	1512024.1	1314907.6	1044406.0		
흑자액(①-④=⑥)	744311.4	510202.7	359568.5	363761.2		
흑자율(⑥/③)	34.1	25.2	21.5	25.8		
평균소비성향(⑤/③)	65.9	74.8	78.5	74.2		

2. 가계지출 분석

가. 맞벌이상태별 따른 가계지출 규모

맞벌이가구의 소비지출행태에 대한 이해를 돕기 위하여 원 자료의 9대 대분류 비목 외에 배우자취업과 관련이 있을 것으로 예상되는 세부비목들에 대한 분석을 추가하였다(표4-12참조).

맞벌이가구의 월평균가계지출은 1,657,956.6원이었으며, 비맞벌이가구는 이보다 54,657.3원(3.4%)이 더 적은 1,603,299.3원이었다. 비소비지출을 제외한 소비지출의 경우 맞벌이가구가 1,434,014.4원으로 비맞벌이의 1,412,521.8원에 비해 다소 많았다.

지출비목별로 비교해보면 맞벌이와 비맞벌이가구 간에 큰 차이는 없는 것으로 분석되었으며, 외식비, 보육료, 피복 및 신발, 교육비, 공공교통비, 그리고 비소비지출의 지급이자에서 맞벌이가구가 비맞벌이가구에 비해 1만원이상의 지출 차이를 보였다. 특히 보육료의 경우 맞벌이가구는 월평균 12,722.1원을 지출한 반면, 비맞벌이가구는 1,840.6원을 지출하여 비교적 큰 차이를 나타내었다.

<표4-13>은 지출항목별로 비맞벌이에 대한 맞벌이가구의 지출차이율을 계산한 결과를 나타낸다. 맞벌이가구의 보육료지출이 비맞벌이가구에 비해 591.2%나 많은 것으로 나타났으며, 다음으로 가사사용인급료, 지급이자, 공공교통, 월세, 사회보장분담금의 순이었다.

반면 비맞벌이가구에 비해 높은 비율로 지출이 줄어든 비목은 기타주거비, 가구·가사용품, 보건의료, 장식구 등으로 소비지출을 위하여 시간투자가 필요한 지출비목들인 것으로 나타났다.

<표 4-12> 소비지출비목별 소비지출규모

(단위: 원, %)

	전체	맞벌이①	비맞벌이②	①-②	(①-②)/②×100
가계지출	1620196.1	1657956.6	1603299.3	54657.3	3.4
○소비지출	1419166.0	1434014.4	1412521.8	21492.6	1.5
식료품	386883.0	383017.9	388612.6	3865.1	1.0
(외식)	121344.2	130324.2	117325.8	12998.4	11.1
주거비	54468.3	50006.5	56464.9	-6458.4	-1.4
(월세)	20057.0	23659.0	18445.1	5213.9	28.3
(기타주거비)	34411.4	26347.5	38019.7	-11672.2	-30.7
광열수도	66473.3	66023.0	66674.9	-651.9	1.0
가구·가사용품	64274.6	61423.2	65550.6	-4127.4	6.3
(가구·가사용품)	52874.6	41773.1	57842.2	-16069.1	-27.8
(가사사용인급료)	2424.9	3566.7	1914.0	1652.7	86.3
(보육료)	5204.5	12722.1	1840.6	10881.5	591.2
피복및신발	119739.0	127777.2	116142.1	11635.1	10.0
보건의료	66835.2	59620.5	70063.6	-10443.1	-14.9
교육교양오락	201978.6	216508.0	195477.1	21030.9	1.1
(교육)	135911.3	146895.0	130996.4	15898.6	12.1
(교양오락)	66067.3	69613.0	64480.7	5132.3	8.0
교통통신	171778.4	184169.7	166233.6	17936.1	10.8
(공공교통)	39848.2	47235.5	36542.5	10693	29.3
(개인교통)	98267.4	103555.3	95901.2	7654.1	8.0
(통신)	33662.8	33378.8	33789.8	-411	1.2
기타소비지출	286735.5	285468.4	287302.5	-1834.1	-0.6
(이미용서비스)	21990.4	22415.8	21800.1	615.7	2.8
(장신구)	10570.6	9510.9	11044.8	-1533.9	-13.9
(경조비)	67706.9	69649.7	66837.5	2812.2	4.2
○비소비지출	201030.1	223942.2	190777.5	33164.7	17.4
조세	58163.1	53112.4	60423.2	-7310.8	12.1
사회보장분담금	41783.0	47908.0	39042.2	8865.8	22.7
지급이자	30557.4	38078.8	27191.8	10887.0	40.0
송금 및 보조	63269.1	68873.8	60761.1	8112.7	13.4

<표 4-13> 비맞벌이에 대한 맞벌이가구의 지출규모 변화율 순위

	증가 지출비목		감소 지출비목	
순위	지 출 비 목	%	지 출 비 목	%
1	보육료	591.2	기타주거비	-30.7
2	가사사용인급료	86.3	가구·가사용품	-27.8
3	지급이자	40.0	보건의료	-14.9
4	공공교통	29.3	장신구	-13.9
5	월 세	28.3	조 세	-12.1
6	사회보장분담금	22.7		
7	송금 및 보조	13.4		
8	교 육	12.1		
9	외 식	11.1		
10	피복 및 신발	10.0		

나. 취업관련비용 산출을 통한 취업주부의 가계경제기여도 분석

1) 맞벌이상태가 가계지출에 미치는 영향

배우자가 취업을 하게 됨에 따른 소비지출규모의 총변화량은 배우자소득을 제외한 가구소득이 동일한 맞벌이가구와 비맞벌이가구의 소비지출을 비교해봄으로써 측정된다(표4-14 참조). 표의 수치는 각 소비지출 비목에 대한 분석결과 나타난 맞벌이 관련 변수의 회귀계수 값이다.
소비지출의 규모를 살펴보면 맞벌이가구는 비맞벌이가구에 비해 소비지출을 많이 하는 것으로 검증되었다. 배우자가 취업을 하게 됨에 따른 추가소득의 효과는 가구의 구매력을 상승시킴으로써 지출비목 대부분에 정(+)적 영향을 미치는 것으로 나타났다.

가구소득과 가구특성이 동일한 맞벌이가구와 비맞벌이가구의 소비지출규모의 비교는 구매력이 동일한 상태에서의 주부의 취업상태에 따른 두 집단의 소비지출 선호에 의한 소비지출의 차이를 나타낸 것이다. 결과를 전반적으로 살펴보면 우리나라의 맞벌이가구는 맞벌이를 위한 추가지출을 하기보다는 자산축적 내지는 장래의 재무목적달성을 위하여 저축을 증가시키는 방향으로 추가소득을 사용하고 있는 것으로 분석되었다.
대부분의 지출비목들에서 맞벌이가구의 소비지출규모가 비맞벌이가구의 경우보다 도리어 적은 것으로 나타났다. 흔히 식사준비시간을 절약하기 위해 지출이 증가할 것으로 기대되는 외식비지출에서 조차 맞벌이가구는 비맞벌이가구에 비해 월평균 10,856원 가량 적게 지출하는 것으로 분석되었다. 시간분배의 유연성이 불가능한 가사노동인 자녀보육의 경우 맞벌이가구의 소비지출이 비맞벌이가구에 비해 많았으며, 직장으로의 이동을 위해 필수 불가결한 지출인 교통비의 경우도 맞벌이가구가 다소 높았다.
교육비와 월세의 지출규모도 맞벌이상태와 정(+)적 상관관계가 있는 것으로 나타났는데 이는 맞벌이에 의해 소비지출행태가 변화했기 때문이라기보다는 월세와 자녀교육비에 대한 수요를 충족시키기 위해 맞벌이를 선택한 것으로 해석하는 것이 옳을 듯하다.

<표 4-14> 맞벌이상태가 가계지출에 미치는 영향: 회귀분석결과(t-값)

	배우자소득을 제외한 가구소득이 동일한 경우ⓐ	가구소득이 동일한 경우ⓑ
●가계지출	131798**	-235133**
○소비지출	96760**	-200550**
식료품	11985**	-40699**
(외식)	21104**	-10856**
주거비	-3038	-10306**
(월세)	2391**	2271**
(기타주거비)	-5429*	-12578**
광열수도	1263	-588**
가구·가사용품	3294	-20190**
(가구·가사용품)	-11177*	-31726**
(가사사용인급료)	2549**	1217**
(보육료)	12365**	11086**
피복및신발	19526**	-5961**
보건의료	-9341**	-17821**
교육교양오락	28311**	6058
(교육)	22831**	15879**
(교양오락)	5480	-9821
교통통신	38339**	14340
(공공교통)	8614**	4671**
(개인교통)	28541**	11439
(통신)	1185	-1770*
기타소비지출	6422	-125384**
(이미용서비스)	1561**	-626
(장신구)	-135	-7919**
(경조비)	8525**	-1594
○비소비지출	35038**	-34583**
조세	-1208	-22378**
사회보장분담금	8648**	1817*
지급이자	11016**	6028**
송금 및 보조	7439	-24997**
●저 축	436691	235133**

* = $p \leq 0.05$, ** = $p \leq 0.01$

ⓐ 추정식 $Exp_i = a_0 + a_1 OINCOME + a_2 EMP + \sum a_j X_j - e_i$,
EXP_i=각 지출비목(i)의 지출액; OINCOME=배우자소득을 제외한 가구소득; EMP=맞벌이가구(VS. 비맞벌이가구); X_j=기타가구특성의 벡터; 에서 a_2(회귀계수)임.

ⓑ 추정식 $Exp_i = a_0 + a_1 INCOME + a_2 EMP + \sum a_j X_j + e_i$,
INCOME=총가계소득; EMP=맞벌이가구(VS. 비맞벌이가구); X_j=기타가구특성의 벡터; 에서 a_2(회귀계수)임.

3) 주부취업의 가계경제 기여도 산출 방법

주부취업의 가계경제 기여도는 다음 세단계에 의해 산출되었다.

첫 번째 단계로 배우자소득외 가구소득이 동일한 맞벌이가구와 비맞벌이가구의 가계지출과 저축규모를 비교함으로써(부표 참조) 주부취업에 따른 가계지출과 저축부분의 추가지출분을 산출하며, 이 값을 합함으로써 여타가구특성이 조절된 상태에서의 배우자소득을 추정하였다.

두 번째 단계로 선행연구와 본 연구결과(표4-14)를 근거로 하여 취업관련비용 지출이 있을 것으로 예상되는 지출비목을 선정하였다. 앞서의 연구결과 동일가구소득 및 가구특성의 맞벌이가구와 비맞벌이가구를 비교하였을 때 맞벌이가구의 소비지출규모가 컸던 6개비목인 월세, 가사사용인급료, 보육료, 교육비, 공공교통, 사회보장분담금 중 주부취업의 경제적 목표로 우선적으로 지출하는 월세와 교육비를 취업관련비용 지출에서 제외하였으며, 사회보장분담금은 장래시점에서 다시 수혜를 받게 되는 비소비지출의 성격을 지님에 따라 제외하였다.

여기에 외국의 선행연구(Democratic Study Group, 1990; Jacobs, Shipp & Brown, 1989 등)를 중심으로 주부취업과 관련이 높을 것으로 논의된 바 있는 외식, 피복 및 신발, 개인교통, 이미용서비스, 장신구 등을 포함하였으며, 우리나라 고유의 상황을 고려할 때 사회생활을 함에 따라 보다 많은 경조비를 지출할 것으로 예상되어 이를 포함하였으며, 또한 친척에 의한 자녀양육위탁 등에 대한 금전적 대가로 지출이 이루어질 것으로 예상됨에 따라 송금 및 보조를 포함시켰다.

결과적으로 외식, 가사사용인급료, 보육료, 피복 및 신발, 공공교통, 개인교통, 이미용서비스, 장신구, 경조비, 송금 및 보조에 대한 지출 등 10개 지출비목이 취업관련비목으로 고려되었다.

마지막으로 첫 번째 단계에서 추정된 배우자소득분에서 두 번째 단계에서 산출된 취업관련비용의 합계를 감함으로써 가계경제에 대한 기여도를 추정하였다.

이러한 산출과정은 몇가지 논리적 가정 하에 이루어진다.

취업관련비용 외 사용된 지출분 역시 가계의 경제적 복지에 대한 향상분이라는 가정에 근거한다. 또한 역사적으로 가사노동에 전념하였던 주부의 취업을 부가적 취업으로 간주함으로써 보육료 등 가사노동을 대체하는 취업관련비용을 전적으로 배우자가 치러야 한다는 관점에 근거한다.

주부취업에 따른 취업관련비용은 해당지출비목에 있어서 동일가구소득과 가구특성을 지닌 비취업주부가구의 지출규모와의 차이만을 대상으로 한다. 예를들어 5세의 미취학아동을 전일제로 보육원에 맡기는 취업주부가구가 월30만원을 지불하는 반면, 마찬가지로 비취업주부가 자녀의 사회성 향상을 위해 오전에 아이를 맡김으로써 월 20만원을 지불한다면, 이때 취업주부가구의 취업관련비용은 10만원으로 산출된다.

4) 주부취업의 가계경제 기여도 산출 결과

맞벌이가구는 비맞벌이가구에 비해 월평균 131,798원의 가계지출의 추가분과 436,691원의 저축추가분이 있는 것으로 분석되었으며, 따라서 배우자취업에 의한 추가소득분은 568,489원으로 추정되었다. 가사사용인급료, 보육료, 공공교통, 개인교통비의 취업관련비용으로 28,413원이 산출되었으며 이는 배우자소득의 5.0%에 불과한 수준이었다.

취업관련비용 중 56.7%가 교통비에 사용한 것으로 나타났다. 결국 배우자소득 중 취업관련을 제외한 540,076원이 가계경제에의 실질적 기여도로 산출되었다(표4-15 참조).

<표 4-15> 취업주부의 가계경제 기여도

	전 체
가계지출 추가분①	131,798
저축 추가분②	436,691
● 배우자소득③(=①+②)	568,489
외식	
가사사용인급료	1,217 (4.3)
보육료	11,086 (39.0)
피복및신발	
공공교통	4,671 (16.4)
개인교통	11,439 (40.3)
이미용서비스	
장신구	
경조비	
송금 및 보조	
● 취업관련비용 합계④	28,413 (100.0)
순기여액(③ - ④)	540,076
④ / ③ × 100	5.0%

배우자직업별로 살펴보면, 관리전문직인 경우의 취업관련지출이 가장 많아서 월평균180,070원으로 나타났고, 1,263,479원의 배우자소득 중 14.3%를 사용하는 것으로 산출되었다. 따라서 이들의 가계경제에 대한 순기여액은 1,083,409원이었다. 배우자가 사무직인 경우 취업관련지출은 관리전문직 버금가는 95,728원이었으며, 이는 배우자소득의 11.4%에 해당하는 수치이다(표4-16 참조).

반면 배우자가 서비스직이거나 노무직/기타인 경우 취업관련비용이 1만원대의 상당히 낮은 수준으로, 그들 소득 중 차지하는 비중도 3%대 미만인 것으로 분석되었다.

<표 4-16> 배우자직업별 취업주부의 가계경제 기여도

	관리전문직	준전문직	사무직	서비스직	노무직/기타
가계지출 추가분①	642,399	105,248	398,588	-58,871	119,775
저축 추가분②	621,080	576,921	443,376	408,756	398,774
● 배우자소득③(=①+②)	1263,479	682,169	841,964	349,885	518,549
외식			4,213		
가사사용인급료	18,898	2,090	2,673		
보육료	47,641	23,737	29,094	6,216	3,344
피복및신발	20,080		2,891		
공공교통	5,669	3,207	9,127	5,491	3,562
개인교통	75,541	25,644	38,639		6,752
이미용서비스					
장신구					
경조비	12,241		9,091		
송금 및 보조					
● 취업관련비용 합계④	180,070	54,678	95,728	11,707	13,658
순기여액(③ - ④)	1,083,409	627,491	746,441	338,178	504,891
④ / ③ × 100	14.3	8.0	11.4	3.5	2.6

취업주부의 가계경제 기여도는 연령계층에 따라 큰 차이를 보였다. 미취학자녀가 있을 가능성이 높은 2, 30대가구의 취업관련비용이 가장 높게 나타났는데, 이들의 경우 보육료 지출이 취업관련지출항목 중 가장 높았으며, 그 밖에 개인교통비, 송금 및 보조, 경조비, 외식비의 순이었다. 20대이하의 경우 취업관련비용으로 월평균 92,766원을 지출하였으며 이는 배우자소득 635,865원의 14.6%에 해당된다(표4-17 참조).

배우자가 5, 60대 취업주부인 경우 교통비, 피복 및 신발비 등의 지출이 많아 각기 60,421원과 57,564원의 취업관련비용이 집계되었으며, 배우자소득 중 차지하는 비중은 12.4%와 15.0%였다.

반면 40대 취업주부의 경우 취업관련비용이 거의 없음에 따라 이들의 소득 574,824 중 5,698원의 취업관련비용을 제외한 569,126원이 순기여액으로 추정되었으며, 결과적으로 연령계층 중 배우자취업에 의한 순기여액이 가장 높은 집단으로 나타났다.

<표 4-17> 연령계층별 취업주부의 가계경제 기여도

	20대이하	30대	40대	50대	60대이상
가계지출 추가분①	115,480	168,320	43,931	132,981	22,776
저축 추가분②	520,385	399,394	530,893	354,310	361,675
● 배우자소득③(=①-②)	635,865	567,714	574,824	487,291	384,451
외식	6,700	1,377			11,304
가사사용인급료	2,174	670	643	3,789	
보육료	28,575	13,552			
피복및신발				1,678	13,677
공공교통	3,394	4,064	5,055	5,224	19,357
개인교통	26,471	13,260		49,730	5,500
이미용서비스		498			
장신구					
경조비	7,320	4,157			7,726
송금 및 보조	18,132	8,478			
● 취업관련비용 합계④	92,766	46,056	5,698	60,421	57,564
순기여액(③ - ④)	543,099	521,658	569,126	426,870	326,887
④ / ③ × 100	14.6	8.1	1.0	12.4	15.0

V. 결 론

맞벌이가구의 결정요인 및 취업주부의 가계경제 기여도를 살펴본 본 연구의 결과를 토대로 다음과 같은 결론을 제시할 수 있다.

우리나라가구들은 맞벌이를 결정함에 있어 이중적인 성향을 보인다. 즉 저소득층의 경우 자녀교육비 등을 포함하는 경제적 필요에 의해 경제활동을 하고 있는 경향이 있는 반면, 고소득층으로 가면서 자아실현성 주부취업경향을 보이는 것으로 나타났다. 즉 고소득층의 경우 젊은 가구 또는

높은 교육수준이 맞벌이 결정에 주요한 영향요인으로 밝혀졌다. 따라서 맞벌이가구를 고려할 때 반드시 이러한 2차원적인 관점에서 접근하여야 할 것이다.

주부취업은 추가소득을 창출함으로써 가계경제에 명백한 도움을 주고 있는 것으로 나타났다.
우리나라 배우자소득의 총가구소득에 대한 기여율은 30.6%를 차지하였는데, 이는 미국취업주부의 기여도인 24.4%(1988년 자료: Democratic Study Group, 1990), 일본의 23%(1994년 자료; 통계청, 1995)에 비해 5%이상 높은 수치이다.
또한 맞벌이가구 중 소득 최하위10분위에 드는 비율은 4.9%로 비맞벌이가구의 14.0%와 현격한 차이를 보인다. 즉 배우자소득은 해당가정의 가구원들을 빈곤에서 벗어나오게 하는 주요 수단임을 시사하는 부분이다.

맞벌이가구는 비맞벌이가구와 비교하였을 때 상대적으로 낮은 평균소비성향을 가짐으로써 자산축적의 원천이 되는 흑자액의 규모가 비맞벌이가구의 2.15배에 이르는 것으로 분석되었다. 이는 우리나라 주부의 취업요인이 대다수 가계의 경제력 향상과 관련이 있기 때문에 이러한 목적을 위하여 배우자소득이 취업관련비용으로 사용되어지기보다는 특정경제목표와 관련, 자산축적으로 이어지기 때문인 것으로 사료된다.

취업주부의 취업관련비용에 대한 지출이 적다는 것은 가정의 입장에서 볼 때는 상당히 고무적인 일로 평가되어질 수 있는 한편, 이들 취업주부들이 주어진 이중적 역할에 의해 압박적 생활을 하고 있음을 암시한다.
즉 가사노동을 대체하기 위한 가사노동사용인이나 가사노동의 효율성을 높이기 위한 편의서비스, 편의제품 사용을 늘리고 있다는 근거는 미미하며, 더군다나 흔히들 추측하듯이 직장생활을 위해 보다 많은 옷이나 미용관련제품 구매를 늘인다는 증거는 발견되지 않았다.
따라서 이들 배우자소득의 가계경제에 대한 실제 기여도는 높다. 배우자소득중 5.0%만이 취업관련비용으로 추정되었으며, 따라서 95.0%에 해당되는 월평균 540,076원이 가계경제에 대한 기여분으로 산출되었다. 그럼에도 불구하고 배우자가 관리전문직 또는 사무직이거나 또는 20대이하의 젊은 계층의 경우 상대적으로 높은 취업관련비용을 나타내었으며, 서비스직 또는 노무직에 종사하거나 자녀교육비지출이 높은 40대 맞벌이가구의 경우 추가소득의 거의 전부를 타가구원의 경제적 복지를 위해 사용하는 것으로 분석되었다.

본 연구결과 취업관련비용으로 가장 명백하게 나타난 지출비목은 보육료였으며, 이 밖에 주부취업에 따른 부족한 가사노동에의 여력을 효율적으로 수행하기 위한 비용지출의 흔적은 두드러지지 않았다. 미취학자녀를 돌보는 것은 시간분배의 유연성이 전혀 없는 가사노동이라 할 수 있다. 즉 주부가 노동시장에 있는 동안 반드시 누군가에 의해 대체되어져야 하는 가사노동이며, 그런 측면에서 시간조절을 해가면서 수행할 수 있는 여타가사노동과는 구분되어진다. 이러한 사실은 맞벌이가구에 대한 세제혜택 등을 고려할 때 단순히 맞벌이가구라는 사실에 의한 방안의 모색보다는 자녀의 보육료에 대한 보다 적극적이고 체계적인 정책적 고려가 필요함을 시사한다.

우리나라의 주부취업은 계속 증가추세에 있으며, 취업주부의 특성 또한 화이트칼라로, 젊은 층으로의 빠른 전환이 있을 것으로 예상된다. 앞서도 논의하였듯이 이들 집단은 상대적으로 높은 취업관련비용을 지출하는 집단이다. 따라서 총체적 의미에서의 주부취업이 가계경제에 미치는 영향력은 양적, 질적으로 변화될 것이며, 따라서 관련정책 역시 현상황에 대한 이해를 토대로 하되, 미래지향적인 방향으로 나아가야 할 것으로 사료되며, 이를 위해 지속적인 관련연구가 필요하다.

참고문헌

통계청(각연도). *경제활동인구연보*.

Democratic Study Group(1990). *They didn't come to the party*(Special Report No. 101-32). Washington, DC: U.S. House of Representatives).

Jacobs, E., Shipp, S. & Brown, G.(1989). Families of working wives spending more on services and nondurables. *Monthly Labor Review*(Feb.), 15-23.

Strober, M.H.(1977). Wives' labor force behavior and family consumption patterns. *American Economic Review* 67(1), 410-417.