

실직위험과 가구 소비

김혜원*

I. 서론

외환위기를 겪으면서 우리나라 노동시장의 불안정성이 심화되고 정규직 일자리와 비정규직 일자리의 임금격차 및 실직위험의 격차가 크게 증가하였다. 일자리의 양극화와 함께 소득불평등 역시 우려할만한 수준으로 높아졌다. 거시경제적으로 2003년 이후 소비 침체가 지속되면서, 높은 수출증가율에도 불구하고 GDP 증가율은 잠재성장률을 넘어서지 못하고 있다.

노동시장 양극화 중에서 일자리 사이의 임금 격차에 대한 많은 연구가 있었다. 고임금 일자리와 저임금 일자리의 양극화 현상은 소득양극화를 야기하며 소득불평등의 심화는 소비침체를 낳을 수 있다. 케인지언 소비함수에 따르면 부유한 사람의 소비성향이 낮고 가난한 이들의 소비성향은 높는데 소득양극화가 나타나면 부유한 사람의 소비는 소득증가폭에 비해 상대적으로 조금 증가하는데 비해 가난한 이들의 소비는 소득증가폭이 낮아서 소비증가액이 크지 않게 된다.¹⁾

일자리 특성은 임금수준에 한정되지 않으며 고용안정성 여부는 일자리의 중요한 특성이다. 그런데 외환위기 이후 우리나라 노동시장에서 전체적으로 고용불안정성이 높아졌다. 외환위기 이전 실업률은 1996년 2.0%로 자연실업률에 가깝게 낮았다. 그런데 외환위기 이후 실업률은 2000~2004년 평균 3.6%를 기록하여 외환위기 이전에 비해 크게 상승하였다. 이와 더불어 고용불안감이 전사회적으로 확산되었다. 남재량(2005)은 실직확률과 재취업확률을 계산하여 외환위기 전후의 고용불안감을 정량적으로 평가하였다. 이에 따르면 외환위기 이전 실직가능성은 증가하여 월간 실직확률은 1993~1996년 평균 2.6%에서 2000~2003년 평균 3.5%로 대폭 상승하였다.

임금에 따른 일자리 격차의 증가뿐만 아니라 고용안정성의 양극화가 진행되었다. 안정적인 정규직과 불안정한 비정규직의 차이는 최근의 연구를 통해 실증적으로 확인되고 있다. 남재량(2005)은 경제활동인구조사 자료를 분석하여 종사상 지위별 실직확률을 비교하였다. 외환위기 이전에 비해 높아졌던 상용직의 실직확률은 시간이 흐르면서 이전 수준을 회복하였지만 일용직의 실직확률은 외환위기 이전 수준에 비해 크게 증가하였다. 금재호·조준모(2005)에 따르면 장기근속자의 경우

* 한국노동연구원 연구위원

1) 강두용(2004), 전병유·김복순(2005)

직장유지율이 외환위기 이전 수준을 회복하고 직장유지율이 더 상승하였고 이직률은 하락하였다. 이에 비해서 근속기간이 짧은 단기근속자의 경우 외환위기 이전 수준에 훨씬 못미치는 직장유지율과 외환위기 이전보다 더 높은 이직률을 보이고 있다. 정규직과 비정규직으로 구분하여 살펴봐도 유사한 고용안정성의 양극화 현상이 나타난다.

본 논문에서는 외환위기 이후 노동시장의 변화 중에서 두드러진 고용불안정성의 심화에 주목하여 고용불안정성이 가구소비에 미치는 영향을 실증적으로 검토하는 것을 목적으로 한다. 이러한 연구는 최근 거시경제적으로 이슈가 되는 소비 침체 현상에 대한 해명에 일조할 수 있을 뿐만 아니라 고용안정성의 양극화에 따른 가구소비의 가구특성별 차이를 설명하는데도 기여할 수 있을 것으로 보인다.

이를 위해 본 연구에서는 우선 고용불안을 정량적으로 측정하였다. 한국노동패널 자료를 이용하여 1년 내에 현재의 일자리를 그만둘 가능성을 물어본 설문을 이용하여, 그럴 가능성이 있다고 응답한 경우를 주관적 고용불안 상태로 정의하였다. 그리고 인구학적 특성과 일자리의 특성이 주관적 고용불안감에 미치는 영향을 회귀모형을 통해 측정하였다. 또한 현재의 취업상태에 있는 이가 1년 뒤 실제로 미취업상태가 될 객관적 확률을 회귀모형을 이용해 추정하였다. 이렇게 추정된 실직위험 변수를 가구소비함수의 설명변수에 포함시켜 소비함수를 추정한 결과 실직위험이 유의하게 가구소비를 감소시킨다는 것을 확인할 수 있었다. 가구주가 임시일용직일 경우 상용직인 경우에 비해 가구소비가 낮으며, 주관적 고용불안감이 높을수록 가구소비는 역시 감소한다. 따라서 고용불안정성의 양극화는 거시적 소비침체의 가능성을 함축하고 있으며 소비의 양극화에 기여할 것이다.

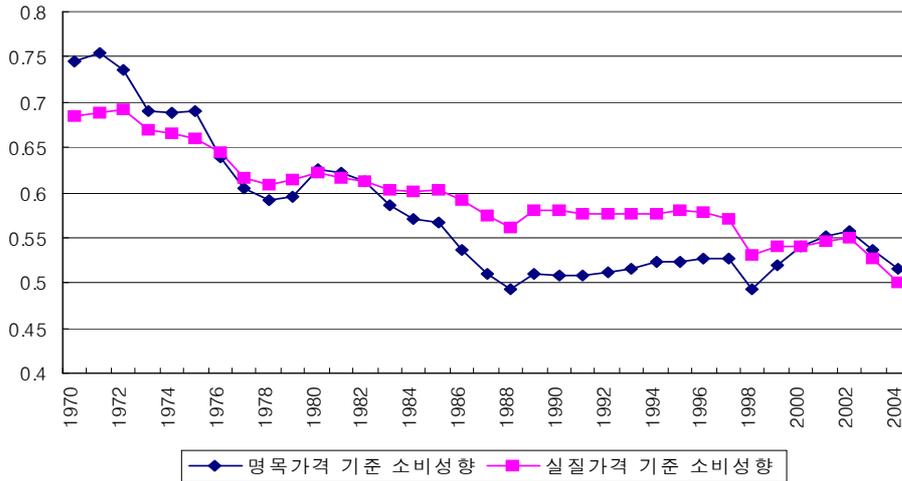
본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제 2절에서는 외환위기 이후 가구 소비의 현황과 특징을 살펴본다. 2002년 이후 2년 연속 평균소비성향은 하락하였고 소득수준별로 살펴보면 절대액에서 가구 소비의 격차가 확대되고 있음을 확인할 수 있었다. 또한 최하위가구의 소비는 적자를 면치 못하고 있는데 비해 최상위가구는 소득의 증가가 소비의 증가를 앞지르고 있음을 알 수 있다. 제 3절에서는 실직위험을 살펴본다. 한국노동패널 원자료를 이용하여 주관적 고용불안의 결정요인과 객관적 실직위험의 결정요인을 검토하였다. 제 4절에서는 실직위험과 가구소비의 관계를 검토하였다. 실직위험을 설명변수로 갖는 가구소비함수를 추정한 결과 실직위험은 유의하게 가구소비를 감소시킴을 확인할 수 있었고 근로자가구의 실직위험에 대한 소비반응도가 자영업자를 포함한 전체가구에 비해 매우 크다는 것을 알 수 있었다. 제 5절에서는 이상의 결과를 바탕으로 제 2절에서 설명한 외환위기 이후 가구 소비의 추이를 재해석한다.

II. 외환위기 이후 가구 소비의 현황과 특징

1. 가구 전체의 소비성향의 추이

한국은행 국민계정 자료에 따르면 국민소득 중에서 소비에 지출되는 금액의 비중을 나타내는 평균소비성향은 전체적으로 90년대 초반까지 하락한 뒤 그 이후 정체 또는 점진적으로 증가하는 추세에 있음을 알 수 있다.([그림 1] 참조) 명목가격기준 소비성향과 실질가격기준 소비성향은 약간 다른 추이를 따르고 있지만 2002년 이후 소비성향이 감소하는 것은 동일하게 관측된다.

[그림 1] 평균소비성향 추이

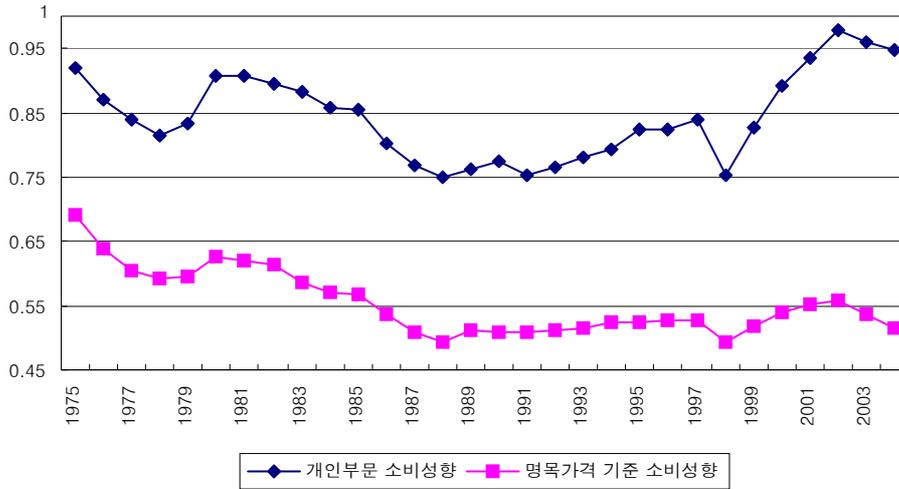


주 : 명목가격기준평균소비성향 = $\frac{\text{명목가격소비}}{\text{명목가격소득}}$

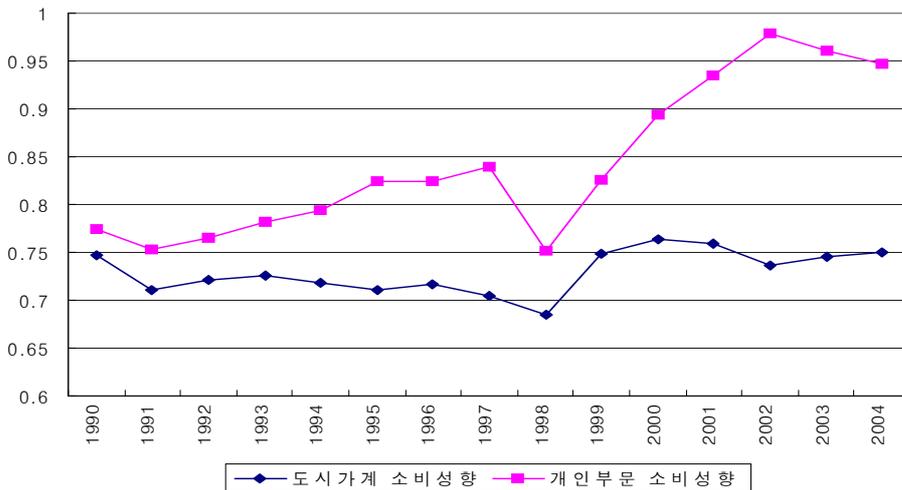
실질가격기준평균소비성향 = $\left(\frac{\text{소비가격지수}}{\text{소득가격지수}} \right) \left(\frac{\text{실질소비}}{\text{실질소득}} \right)$

국민계정에서 측정되는 소비는 가계의 소비에 한정되지 않고 법인이나 정부의 소비도 포함하고 있다. 가계의 소비 추이를 보기 위해서 한국은행의 제도부문별 소득계정 자료 중 개인의 순처분가능소득과 개인의 순저축 자료를 이용하여 순저축률을 계산하고 이 값을 1에서 빼줌으로써 소비성향을 계산하였다. 그 결과는 [그림 2]에서 확인할 수 있는데 2002년 이후 소비성향이 감소하는 것은 여전히 관측된다.

[그림 2] 개인부문 소비성향 추이



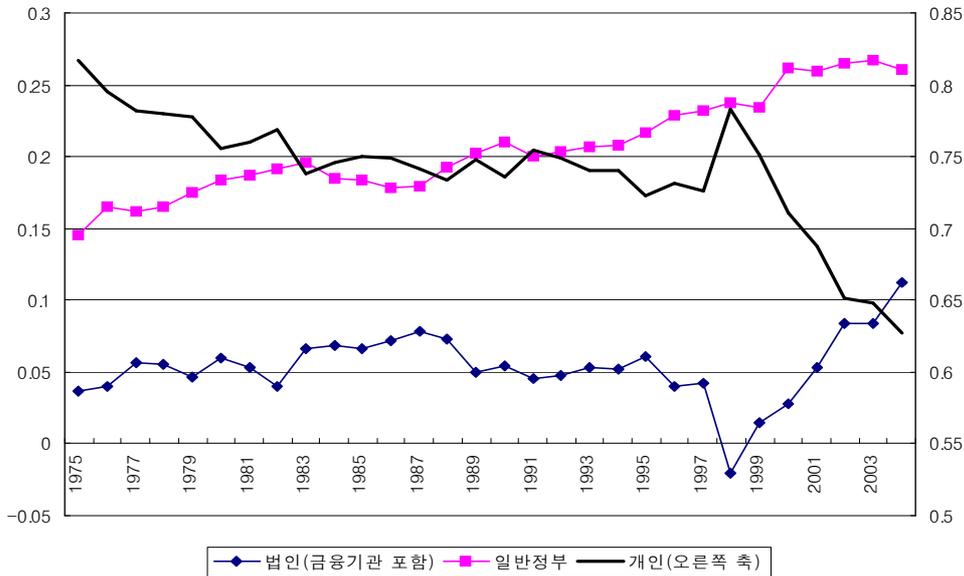
[그림 3] 도시근로자가구 소비성향 추이



그런데 도시가계조사 자료를 통해 계산한 소비성향은 국민계정의 소비성향과 약간 다른 양상을 보여준다. [그림 3]에서 보는 것처럼 두 자료 모두 1999년 소비성향이 빠르게 회복되는데 그 이후 움직임은 국민계정의 자료와 도시가계의 자료가 일치하지 않는다. 즉, 국민계정 자료에서는 2002년까지 평균소비성향이 빠르게 증가하지만 도시가계 자료에서는 평균소비성향이 상대적으로 안정적임을 알 수 있다.

도시가계자료는 농어촌 가계를 포함하고 있지 않으며, 가구원이 2인 이상이면서 가구주의 직업이 사무직이나 생산직 근로자가구인 가구에 한정된 자료이다. 그리고 도시 자영자의 자료 역시 빠져있다. 이에 비해 국민계정의 개인부문에는 도시가계에서 포함되지 않는 민간비영리단체와 준법인기업이 포함되어 있다. 2002년 이후 도시근로자가구는 소비성향의 변화가 크지 않는데 비해 전국 전체 가계의 소비성향이 낮아지는 것은 농어촌가구와 자영자가구의 경우 소비성향이 상대적으로 큰 폭으로 낮아지기 때문으로 추정할 수 있다.

[그림 4] 부문별 순처분가능소득 비중 추이

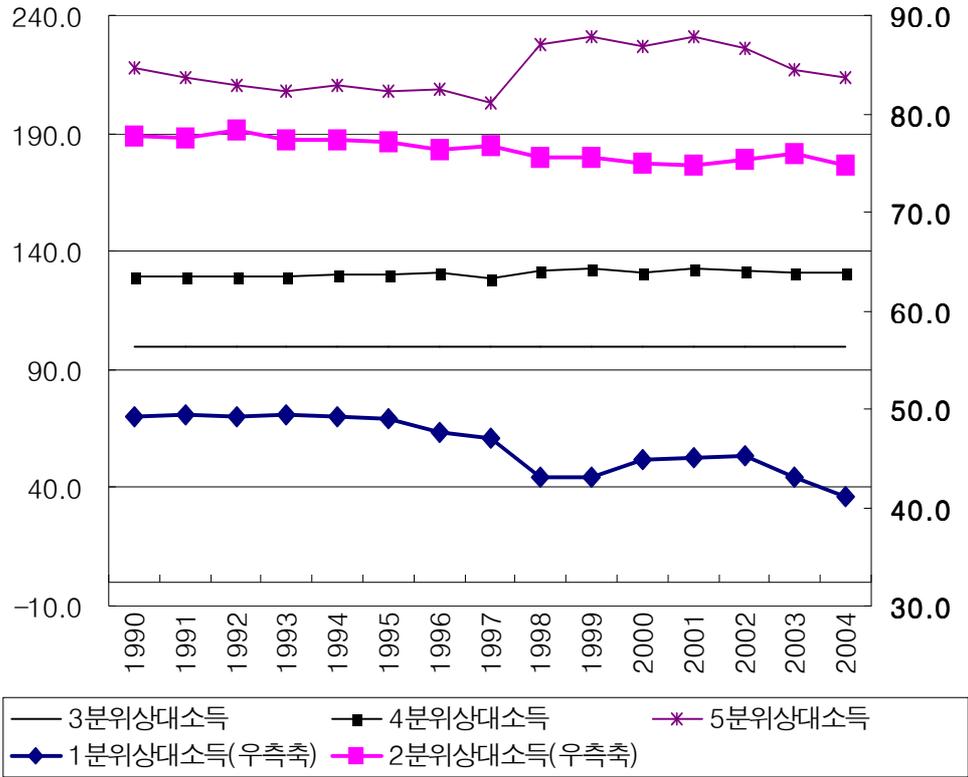


2. 소득수준별 가구 소비의 특징

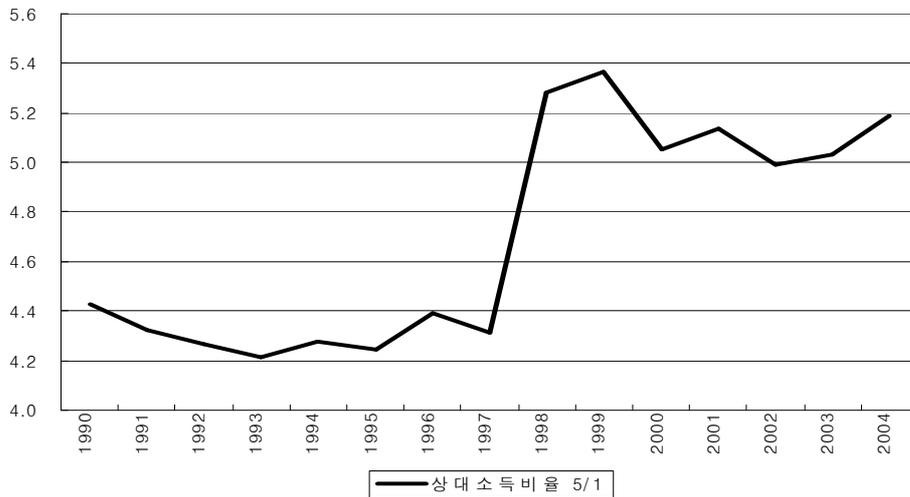
도시가계조사 자료는 소득집단별 특성을 살펴볼 수 있는 장점이 있다. 도시근로자가구의 소득을 분석한 결과에 따르면 외환위기 이전에 비해 소득불평등이 크게 증가했다. 소득계층을 5개 집단으로 나누고 소득1분위가 하위 20%를 의미하며 소득 5분위가 상위 20%를 의미할 때, 소득1분위 소득 대비 소득5분위 소득 배율은 1996년 4.63에서 2004년 5.41로 상승했다.

[그림 5]은 3분위 평균소득을 기준으로 하여 다른 분위의 평균소득을 평가한 것인데 외환위기 이후 1분위상대소득이 크게 하락하였고 2000년 이후에도 외환위기 수준을 회복하지 못하며 2003년 이후에는 다시 하락추세를 보이고 있음을 볼 수 있다. 5분위상대소득은 외환위기 이후 큰 폭으로 증가했으며 2002년 이후 소폭의 감소세를 보여주고 있지만 [그림 6]에서 보는 것처럼 소득1분위상대소득의 감소속도보다 느리게 변화하여 소득배율은 오히려 증가하고 있다. 외환위기 이후 최상위 집단과 최하위집단의 소득의 격차는 경기적 요인으로만 설명할 수 없는 구조적 성격을 띠고 있다.

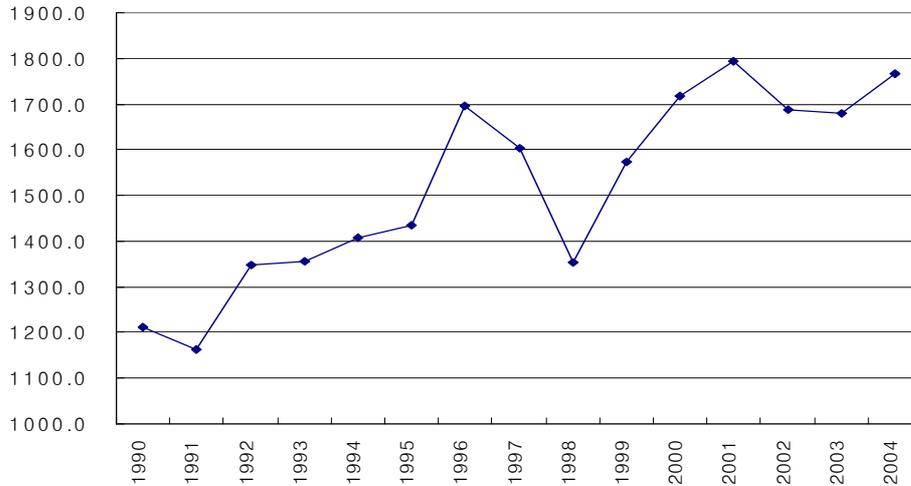
[그림 5] 3분위소득을 기준으로 한 상대소득수준 추이



[그림 6] 소득배율 추이



[그림 7] 상위20%가구와 하위20%가구의 실질소비액 격차의 추이

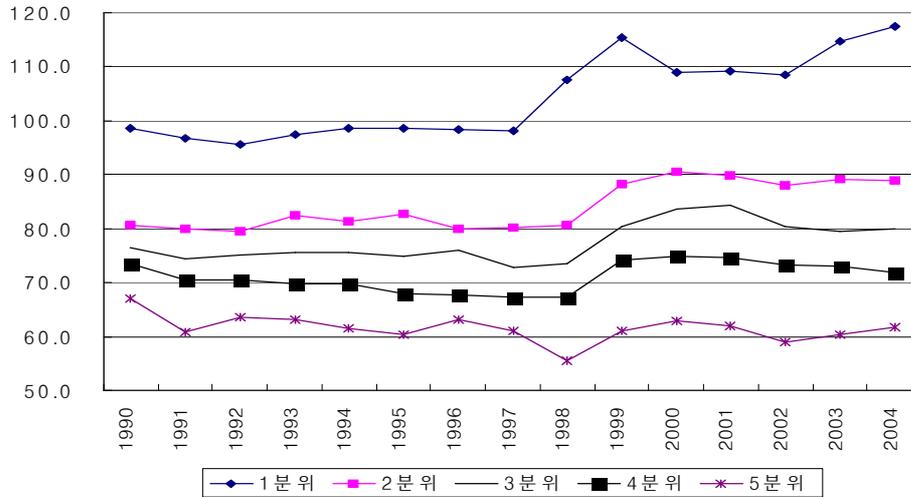


소비는 소득을 반영하므로 소비의 양극화 역시 관측될 것으로 예상할 수 있다. 절대액의 차이를 비교해보면 2000년 실질금액으로 비교할 때 1990년에는 1200만원의 차이가 있었는데 외환 위기 이후에는 1700만원의 차이가 존재한다.

그런데 소득집단간 소비액의 상대비율에 있어서는 소득과 같은 양극화 현상이 나타나지 않는다. 중위소득집단의 소비지출액을 기준으로 한 상대소비비율은 거의 불변임을 알 수 있다. 이러한 현상이 나타나는 이유는 평균소비성향의 변화 때문이다. 소비액은 소득액 곱하기 평균소비성향인데 소득액이 양극화하는데 비해서 평균소비성향이 이를 상쇄하는 방향으로 움직이기 때문이다.

소득수준이 높을수록 평균소비성향은 낮고, 소득수준이 낮을수록 평균소비성향은 높다. [그림 8]에서 보는 것처럼 외환위기 전과 후에 소득집단별 평균소비성향은 큰 변화를 보이고 있다. 1996년 소득1분위 집단의 평균소비성향은 98.5인데 비해 2004년의 경우 117.5로서 소득 이상의 소비를 하고 있음을 알 수 있다. 2분위집단의 경우 흑자는 유지하지만 평균소비성향은 1996년 80.0에서 2004년 89.0으로 대폭 증가했음을 알 수 있다. 이에 비해 최상위계층의 경우 평균소비성향은 큰 변화를 보이지 않고 있다.

[그림 8] 소득집단별 평균소비성향의 추이



소득집단별 평균소비성향의 변화 추이는 몇가지 점에서 외환위기를 전후한 한국경제의 변화를 잘 보여주고 있다.

첫째, 상위 20% 소득집단을 제외하고는 외환위기 이후 모든 소득집단의 평균소비성향이 증가하였다. 상위 20% 소득집단은 외환위기 전과 거의 동일한 수준의 평균소비성향을 보이고 있다. 중위 소득집단의 경우 외환위기 직후 크게 상승했으나 이후 서서히 평균소비성향이 하락하는 추이를 보이고 있다. 이에 비해 하위 20% 소득집단의 평균소비성향은 경기 회복에도 불구하고 하락하지 않는다.

둘째, 하위 20% 가구의 경우 1998년 외환위기와 함께 적자가 시작되어 2004년까지 지속되고 있다. 더욱 우려스러운 것은 적자율의 폭도 줄어들 기미를 보이고 있지 않는다는 것이다. 이론적으로 가계적자는 다음 세가지 이유에 의해 지속가능하다. 첫째, 기존 자산의 처분이나 새로운 부채의 발행을 통해서 가능하다. 둘째, 소득분위간 이동성이 존재함으로써 적자가 유지가능할 수 있다. 즉, 1998년도에 1분위에 있는 가구들이 1999년에 모두 2분위로 올라서서 흑자를 실현하고 쌓였던 부채와 적자를 해소하고 다시 2000년에 1분위로 떨어지는 형태로 적자가 유지될 수 있다. 셋째, 사회안전망의 존재로 인해 최하층 가구들이 자산을 소진하고 기초생활대상자로 전락하여 퇴적되는 과정으로 이해할 수도 있다. 적자가 지속될 수 있는 이유에 대한 깊이있는 연구가 필요하다.

III. 노동시장 위험의 결정요인

외환위기 이후 실업률은 큰 변화를 겪었다. 1996년 2%에 불과했던 실업률은 외환위기 이후 3% 후반대에 계속해서 머무르고 있다. 이와 함께 노동시장 참가자들의 고용불안감이 매우 높아졌다.

고용불안감의 증가는 우리나라만에 한정된 현상은 아니며 지난 20여년간의 세계적인 추세이다. 1980년대 이후 선진국에서는 다운사이징, 대량해고사태 등이 언론의 집중 조명을 받으면서 외견상으로 선진국 노동시장에서 고용불안은 심화된 것으로 보인다. 그런데 고용안정성과 고용안전성을 측정하는 여러 노동시장 위험의 측정치에 따르면 안정적 고용관계가 여전히 노동시장의 핵심부분으로 유지되고 있다는 점이 밝혀지고 주식시장처럼 노동시장이 변화한다는 이미지는 다소 과장된 것으로 연구되었다. 하지만 1980년대 이후 큰 폭은 아니지만 유의미한 비정규직의 증가, 일부 인구학적 집단에서의 근속기간의 감소 등은 공통적으로 관측되었고 이것은 고용불안의 증가와 관련있는 것으로 보인다.²⁾

고용안정성의 대표적인 지표는 직장유지율 또는 직장이직률이다. 보통 2년을 기준으로 하여 측정되는데 이것은 t년도에 일자리 j에 종사하는 개인 i가 t+2년도에도 같은 일자리에 종사하는지의 여부와 관련된 확률이다. 외환위기 전후 시기의 직장유지율, 직장이직률을 분석한 금재호·조준모(2005)에 따르면 장기근속자의 경우 직장유지율이 외환위기 이전 수준을 회복하고 직장유지율이 더 상승하였고 이직률은 하락하였다. 이에 비해서 근속기간이 짧은 단기근속자의 경우 외환위기 이전 수준에 훨씬 못미치는 직장유지율과 외환위기 이전보다 더 높은 이직률을 보이고 있다. 정규직과 비정규직의 경우에도 유사한 노동시장 위험의 양극화 현상이 나타난다.

남재량(2005)은 경제활동인구조사 자료를 분석하여 종사상 지위별 실직확률을 비교하였다. 외환위기 이전에 비해 높아졌던 상용직의 실직확률은 시간이 흐르면서 이전 수준을 회복하였지만 일용직의 실직확률은 외환위기 이전 수준에 비해 크게 증가하였다. 상대적으로 괜찮은 일자리의 위험은 줄어들고 상대적으로 나쁜 일자리의 위험은 증가하는 현상은 노동시장 양극화의 단면을 보여준다.

본 절의 분석에서는 실직위험의 결정요인을 회귀분석을 통해 분석한다. 실직위험을 크게 두가지로 구분한다. 하나는 객관적으로 발생한 실직위험이고 다른 하나는 주관적으로 느끼는 실직위험이다. 기존 연구와 비교할 때 본 절의 분석이 갖는 특징은 객관적 실직확률뿐만 아니라 주관적 실직위험과 고용불안의 결정 요인에 대해서도 분석한 것이다. 또한 금재호·조준모(2005)의 경우 직장 이직률의 결정요인을 회귀분석을 통해 검토하였는데 이때 직장이직률은 동일 직장에 계속 종사하는지 여부를 측정하는 것이다. 이것은 본 절의 측정대상인 실직확률이 동일 직장 여부와 무관하게 취업자가 미취업상태가 될 확률을 분석하는 것이라는 점에서 다르다.

분석에서 사용한 측정된 객관적 실직위험은 1년 후 실직상태에 있을 확률이다. t년 조사시점에 취업된 이가 1년이 지난 t+1년 조사시점에서 미취업상태에 있을 확률을 말한다. 직관적인 설명을 위해 가장 간단한 경우를 예를 들면 t년 조사시점에 취업된 이가 바로 그 다음달에 실직한 뒤 t+1년 조사시점까지 재취업하지 못한 경우를 생각할 수 있다. 월간 실직확률이 p_1 , 월간 재취업확률이 p_2 라고 하면 예를 든 경우의 확률은 $p_1(1-p_2)$ ¹¹⁾가 된다. 따라서 1년내 실직확률은 월간 실직확률의 증가함수이면서 재취업확률의 감소함수이다.

1년내 실직확률은 프로빗 모형을 이용하여 추정하였다. 추정을 위한 모형은 아래와 같다.

2) Auer and Cazes(2003) 참조

$$u_{it} = I\{Z_{it}\omega + v_{it} > 0\}$$

이때 v_{it} 는 다음의 확률분포를 따른다.

$$v_{it} \sim N(0, \sigma_u^2)$$

종속변수 u_{it} 는 t년도에 직장을 가지고 있는 사람이 t+1년도에 직장을 가지고 있지 않을 경우 1의 값을, 그렇지 않을 경우 0의 값을 갖는다. $I\{A\}$ 는 사건 A가 일어날 때 1의 값을, 일어나지 않을 때 0의 값을 주는 지수함수(Indicator function)이다. Z는 실직확률에 영향을 미치는 개인의 인적특성 변수와 일자리 특성 변수들로 구성된 설명변수이며 ω 는 계수 벡터이다.

사용하는 자료는 한국노동연구원의 노동패널 자료 중 1998~2004년 자료를 이용하였다. 노동패널은 조사일 현재의 취업 상태를 설문하며 미취업상태일 경우 지난 1주일간 또는 지난 한달간 구직 여부와 구직시 실제 일을 시작할 수 있었는지를 확인한다. 이러한 기준을 만족할 경우 실업상태로, 그렇지 않을 경우 비경제활동인구로 판단한다. 실직위험을 계산하기 위해서는 t년도에 취업한 자만을 대상으로 한다. 그리고 t+1년도에 미취업 상태일 경우 실직했다고 판단한다. 그리고 전년도 미취업여부를 변수로 사용하므로 t-1년도에 미취업상태였는지를 확인할 필요가 있다. 이에 따라 실직위험 추정에 사용될 수 있는 자료는 1999~2003년의 5개년 자료이다.

<표 1>은 실직위험의 추정결과를 보여준다. 연도별 더미를 통해 1999년부터 2003년 사이 실직위험의 변화를 살펴볼 수 있다. 2003년을 0으로 보았을 때 2002년과 1999년은 2003년과 큰 차이가 없지만 2001년과 2000년은 실직위험이 상대적으로 적었던 시기로 보인다.

우선 설명변수 중 인구학적 변수 및 개인특성 변수들이 실직위험에 미치는 영향에 대해 살펴보자. 연령이 실직위험에 미치는 영향을 살펴보기 위해 연령의 1차항과 2차항을 포함시켰다. 회귀결과에 따르면 1차항뿐만 아니라 2차항도 유의하다. 이것은 실직위험이 연령이 증가함에 따라 선형적으로 감소하기보다는 비선형적으로 변화하여 일정 연령 이상에서 고용불안감이 증가한다는 것을 말해준다. 즉, 노동시장에 참여한 뒤 40세까지 실직위험이 점차 감소한 후 그 이후에는 실직위험이 증가하게 된다. 이러한 결과는 중고령노동자가 갖는 고용불안감의 객관적 근거를 보여준다.

실직위험은 전년도에 취업하고 있었는지 아니면 미취업상태였는지에 따라 큰 차이를 보인다. 전년도에 미취업상태였을 경우 올해 취업상태일지라도 내년도에 다시 미취업상태가 될 확률이 크게 높아진다. 비록 시계열이 짧아서 전전년도의 실업경험까지를 통제하지 않아서 명확한 결론을 내리기는 어렵지만 최소한 최근의 실업경험은 향후 실직위험을 높여서 반복실업에 빠질 위험을 높인다는 것을 알 수 있다.

교육수준 변수의 경우, 교육수준이 높을수록 실직위험이 낮아질 것으로 예상하였으나 이와 달리 실직위험에 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 교육수준을 학위별로 구분하는 방식 이외에도 교육연수로 측정하여 이를 설명변수에 포함시켰을 경우에도 비슷한 결과를 얻을 수 있었다.

이러한 결과는 남재량(2005)의 결과를 통해 설명될 수 있다. 남재량(2005)에 따르면 실직위험이 높은 학력집단일수록 재취업확률도 높다. 그런데 본 절의 분석에서 정의한 실직위험은 실직확률의 증가함수이면서 (1-재취업확률)의 증가함수이다. 학력이 올라갈 때 실직확률이 감소하면서 동시에 재취업확률이 감소하여 (1-재취업확률)은 증가한다. 이에 따라 1년 후 미취업상태일 확률로 정의되는 실직위험은 두가지 상쇄되는 영향력에 의해 학력집단별로 큰 차이를 보이지 않을 수 있다.

결혼 여부는 실직위험에 별다른 영향을 주지 않으며, 성별 차이가 미치는 영향을 보면 남자가 확실히 실직위험이 낮다.

다음으로 일자리특성을 살펴보자. <표 1>에서 볼 수 있는 것처럼 근속기간이 길어질수록 실직위험이 확실하게 감소하고 있음을 알 수 있고 1년 미만의 근속기간 실직위험과 1~2년 사이의 근속자의 실직위험의 차이는 다른 근속기간 그룹에 비해 유의성이 떨어진다.

상용직, 임시일용직, 자영업자, 무급가족종사자로 구분한 종사상 지위별 실직위험을 비교해보면, 임금근로자 중 임시일용직의 실직위험은 상용직에 비해 매우 높다. 이에 비해 자영업자와 무급가족종사자의 실직위험은 상용직에 비해 더 낮다는 것을 알 수 있다.

정규직 변수는 주관적인 판단에 따른 정규직 여부를 물어본 문항의 답에 기초하여 만들어졌는데 1은 정규직, 0은 비정규직을 의미한다. 상용직의 경우 주관적으로 정규직으로 답한 이의 비중이 많고 임시일용직의 경우 비정규직으로 답한 이의 비중이 높다. 표에서 확인할 수 있는 것처럼 비정규직에 비해 정규직일 경우 유의하게 실직위험이 낮음을 알 수 있다. 이러한 회귀결과는 종사상 지위의 효과를 통제된 경우에도 주관적 정규직 판단 변수가 영향을 주고 있다는 점임을 기억할 필요가 있다.

노조변수는 매우 강한 유의성을 가지며 계수값도 작지 않은 편이다. 노조가 있는 사업장에서 일하는 사람의 경우 실직위험이 노조가 없는 사업장에 비해 15% 정도 낮다.

노동패널자료에는 현재 일자리를 지속할 수 있는가라는 고용안정성에 대한 설문문항이 있다. 이 문항은 근로자에 한정하여 설문되고 있으며 3차년도(2000년)부터 등장한다. 이 질문에 지속될 수 없을 것으로 응답한 근로자는 얼마의 기간 내에 일자리를 그만둘 것으로 예상하는지를 답하게 된다. 본 절의 분석에서는 주관적 고용불안감의 메저로서 1년 이내에 현재의 일자리를 그만두게 될 것으로 예상하는지 여부를 사용하였다. 고용불안변수는 근로자에 한정되어 질문되었으므로 고용불안의 결정요인 분석에서는 자영업자와 무급가족종사자 자료는 제외하였다.

<표 1> 실직위험의 추정결과

변수명	추정치	표준오차	유의수준
상수	0.4286	0.1406	0.0023
D_1999	-0.0062	0.0344	0.8578
D_2000	-0.0827	0.0355	0.0198
D_2001	-0.1526	0.0357	<.0001
D_2002	0.0225	0.0336	0.5036
age	-0.073	0.0062	<.0001
age2	0.0009	0.0001	<.0001
uexp	0.2731	0.0324	<.0001
educ_2	0.0513	0.0416	0.2173
educ_3	0.0812	0.0402	0.0433
educ_4	0.0276	0.0551	0.6164
educ_5	0.0553	0.0504	0.2728
educ_6	-0.1035	0.0972	0.2873
maritald	-0.0359	0.0393	0.3609
maled	-0.3243	0.0245	<.0001
tend2	-0.0662	0.0332	0.0463
tend3	-0.1787	0.0355	<.0001
tend4	-0.2754	0.038	<.0001
tend5	-0.3849	0.0506	<.0001
tend6	-0.4144	0.0494	<.0001
regulard	-0.0937	0.0376	0.0127
union	-0.1552	0.0424	0.0003
empst2_2	0.1454	0.039	0.0002
empst2_3	-0.1916	0.0456	<.0001
empst2_4	-0.1466	0.0533	0.006
관측치수	29271		
Log likelihood	-81420.53		

주: D_****=연도더미, age= 연령, age2= 연령의 제곱, uexp=전년도 미취업여부 더미(미취업=1), maritald=결혼더미(미혼=0), maled=성별더미(남성=1), regulard=정규직더미(정규직=1), union=노조더미(노조=1), educ_*=교육수준더미(1=초등학교 이하, 2=중학교, 3=고등학교, 4=전문대학, 5=4년제대학이상, 6=석사이상), tend*=근속기간더미(1=1년미만, 2=1년이상 2년미만, 3=2년이상 4년미만, 4=4년이상 9년미만, 5=9년이상 15년미만, 6=15년이상) empst2_*=종사상지위더미(1=상용직, 2=임시일용직, 3=자영업자, 4=무급가족종사자)

<표 2>는 스스로 밝힌 고용불안감의 회귀분석 결과이다. 사용한 설명변수는 앞서 객관적인 1년 내 실직확률의 설명변수와 동일하다. 우선 특기할 점은 실제 실직위험은 2000년과 2001년에 유의하게 낮았지만 주관적으로 고용불안을 느낀 이들의 비중은 2000년과 2001년에 더 높았음을 알 수 있다. 좀더 장기적인 시계열이 확보될 경우 객관적 실직위험과 주관적 고용불안의 공동변화 여부 및

지속성에 대한 연구가 필요함을 알 수 있다.

연령이 주관적 고용불안에 미치는 영향을 살펴본 결과에 따르면 연령의 1차항과 함께 2차항도 유의하다. 이것은 고용불안감이 연령이 높아짐에 따라 선형적으로 감소하지 않고 비선형적으로 변화하여 일정 연령 이상에서 고용불안감이 증가한다는 것을 말해준다. 계수값을 이용하여 추정해보면 고용불안감은 49세를 전후하여 최저수준에 도달한 후 이후 증가한다는 것을 알 수 있다. 객관적 실직확률이 40세를 전후하여 높아지는 것에 비해 주관적 고용불안감은 이보다 더 연령이 높아진 후 증가하기 시작한다.

<표 2> 주관적 고용불안의 추정결과

변수명	추정치	표준오차	유의수준
상수	-0.7699	0.2323	0.0009
D_2000	0.7926	0.0598	<.0001
D_2001	0.7969	0.0595	<.0001
D_2002	0.0342	0.0682	0.6158
age	-0.0587	0.0107	<.0001
age2	0.0006	0.0001	<.0001
uexp	0.1711	0.0518	0.001
educ_2	-0.0106	0.0696	0.8789
educ_3	-0.0787	0.0684	0.2499
educ_4	-0.0561	0.0938	0.5503
educ_5	0.0769	0.0858	0.3707
educ_6	0.1293	0.1394	0.3538
maritald	0.008	0.0622	0.8973
maled	0.1111	0.0413	0.0072
tend2	-0.1477	0.0531	0.0055
tend3	-0.2912	0.0604	<.0001
tend4	-0.2790	0.0693	<.0001
tend5	-0.3364	0.0968	0.0005
tend6	-0.4113	0.1098	0.0002
regulard	-0.2191	0.0524	<.0001
union	-0.2503	0.0683	0.0002
empst2_2	0.8223	0.0508	<.0001
관측치수	19066		
Log likelihood	-27920.49		

주: D_****=연도더미, age= 연령, age2= 연령의 제곱, uexp=전년도 미취업여부 더미(미취업=1), maritald=결혼더미(미혼=0), maled=성별더미(남성=1), regulard=정규직더미(정규직=1), union=노조더미(노조=1), educ_*=교육수준더미(1=초등학교 이하, 2=중학교, 3=고등학교, 4=전문대학, 5=4년제대학이상, 6=석사이상), tend*=근속기간더미(1=1년미만, 2=1년이상 2년미만, 3=2년이상 4년미만, 4=4년이상 9년미만, 5=9년이상 15년미만, 6=15년이상) empst2_*=종사상지위더미(1=상용직, 2=임시일용직, 3=자영업자, 4=무급가족종사자)

전년도에 미취업상태였던 사람일 경우 고용불안을 유의하게 더 높게 느낀다는 점을 확인할 수

이다. 이러한 결과는 앞서 살펴본 것처럼 전년도 미취업상태일 경우 반복실업에 빠질 위험도 더 높다는 결과와 일관된다. 교육수준 변수는 실직위험의 결정요인 분석에서 살펴본 것과 마찬가지로 고용불안에 미치는 영향력이 유의하지 않았다. 비록 계수값은 유의하지 않지만 고용불안의 정도는 대졸과 석사이상자에게서 상대적으로 높게 나타나고 있음을 알 수 있다.

결혼 여부는 객관적 실직위험과 마찬가지로 고용불안에 별다른 영향을 주지 않는다. 흥미로운 결과는 고용불안에 대한 성별차이이다. 여성에 비해 남성이 확실히 고용불안감을 더 크게 느끼고 있음을 알 수 있다. 앞서 살펴본 객관적 실직위험은 여자의 경우가 더 높는데 비해서 주관적으로 느끼는 고용불안은 남자의 경우가 더 높다는 것을 알 수 있다.

근속기간이 길어질수록 고용불안감은 낮아지고 있음을 알 수 있다. 근속기간이 고용불안에 미치는 영향력은 비선형적이어서 2년 이상 4년 미만의 근속기간과 4년 이상 9년 미만의 근속기간의 차이가 거의 없다. 이에 비해 객관적 실직위험은 근속기간 증가에 따라 선형적으로 감소한다. 좀더 긴 시계열 자료가 확보될 경우 이러한 차이에 대해 면밀한 검토가 필요할 것으로 보인다.

앞서 언급한 것처럼 고용불안변수는 임금근로자에 한정하여 설문되었으므로 상용직과 임시일용직의 비교만이 가능하다. 상용직에 비해 임시일용직이 매우 높게 고용불안감을 느끼는 것으로 나타났다. 정규직 변수를 살펴보면 정규직일 경우 크게 고용불안이 감소함을 알 수 있다. 노조가 있는 사업장의 경우 고용불안은 노조가 없는 사업장에 비해 매우 낮다. 그리고 근로자가 임시일용직, 비정규직, 무노조의 상태일수록, 그의 객관적 실직위험 증가보다 주관적 고용불안감의 증가가 훨씬 더 크다는 것을 알 수 있다.

IV. 실직위험과 가구소비

1. 추정모형과 자료

위험과 소비 또는 위험과 저축의 관계는 거시경제이론의 오랜 주제였지만 집중적인 조명을 받게 된 것은 소비의 과잉민감성을 둘러싼 논쟁 때문이었다. 이 과정에서 소비의 과잉민감성을 설명할 수 있는 하나의 가설로서의 예비적 동기에 의한 저축이론이 제기되었다.³⁾

기존의 이론 및 실증연구에서 소득의 불확실성은 주로 소득의 시계열을 분해하여 일시소득의 분산으로 측정하였다. 1980년대 이후 고용불안에 대한 관심이 높아지고 실직으로 인한 소득흐름의 단절이 소득 불확실성의 중요한 요인이라는 점이 부각되면서 소비수준과 고용불안정성의 관계에 대한 연구가 촉발되었다.

이 문제에 대한 경험적 연구는 2000년을 전후하여 시작되었으며 아직 충분한 양의 연구가 이루어지지 않는 상태이다. 대표적으로 Carroll et. al. (2003)은 개인별 일자리상실 확률 예측치를 만

3) Browning and Lusardi(1996), Carroll and Samwick(1998) 참조.

들고 이것을 저축함수에 하나의 변수로 포함시켰다. 분석결과에 따르면 가구주의 고용불안정성이 커질 경우 저축이 늘어난다는 것이다. Lusardi(1998)은 응답자 본인 스스로 밝힌 일자리상실 확률을 설명변수로 사용하였고 그 결과 저축이 이러한 확률과 긴밀히 관련되어 있음을 밝혔다. 본 절에서는 고용불안 또는 실직위험이 소비수준에 영향을 미친다는 가설이 외환위기 이후 한국에 적용되는지를 검토하고자 한다. 보다 구체적으로는 실직위험이 가구소비를 얼마나 감소시켰는지를 정량적으로 측정하고자 한다.

소비추정의 기본모형은 다음과 같다.⁴⁾

$$(1) \quad \log c = \alpha + \theta_1 y^P + \theta_2 y^T + \theta_3 y^W + \delta \hat{u} + X\beta + \gamma_t + \epsilon$$

종속변수는 소비의 로그값이며 이때 소비는 내구재 소비를 제외한 것으로 정의하였다. y^P 는 항상근로소득, y^T 는 일시근로소득, y^W 는 기타소득이다. \hat{u}_{it} 는 고용불안정성의 지표이다. γ_t 는 연도별 효과를 통제하는 것이며 X_{it} 는 가구특성, 가구주의 인적 특성, 가구주 일자리의 특성을 반영하는 설명변수들이다. \hat{u}_{it} 는 제3절에서 구한 추정치를 이용한다.

항상소득 추정을 위해 제시한 소득 회귀 모형은 다음과 같다.⁵⁾

$$(2) \quad y = Z\phi + \pi(a)_i + \psi(c)_i + \nu$$

$\pi(a)$ 는 연령별 효과이고 $\psi(c)$ 는 코호트별 효과이며 Z 는 항상소득에 영향을 미치는 인적 속성 및 일자리의 특성 변수이다. 본 연구에서는 사용가능한 자료의 시계열이 짧기 때문에 코호트별 효과를 따로 추정하지 않았다. 이자율이 생산성증가율과 같다는 가정 하에서 이론적으로 항상소득은 다음과 같이 결정된다. T^R 은 은퇴연령이며 a 는 현재 연령이다. 그리고 $\hat{\phi}$ 와 $\hat{\pi}$ 는 계수의 추정치이다.

$$(3) \quad y^P = \frac{\sum_{a=a_i}^{T^R} (Z\hat{\phi} + \hat{\pi}(a)_i)}{(T^R - a_i)}$$

식의 형태는 복잡해보이지만 항상소득은 향후 벌어들일 소득의 연간 평균값을 계산한 것이다. 본 절에서는 Carroll et al.(2003)을 따라 간단하게 식 (2)의 예측치로 가정한다.

일시소득 y_{it}^T 는 다음과 같이 정의된다.

4) Benito(2004) p. 13 참조

5) Benito(2004) 부록 참조

$$(4) \quad y^T = y - y^P$$

식별의 문제를 감안하여 소비함수의 설명변수(소득, 실업위험 등)에는 직접적으로 영향을 미치면서 피설명변수(소비)에는 영향을 주지 않는 변수를 선정하여 이것을 소비함수의 추정에서 제외한다. Benito(2005)를 따라서 전년도 실업경험, 가구주가 종사하는 사업체의 규모, 가구주가 종사하는 사업체의 노조유무를 소비함수의 설명변수에서 제외하였다.

사용한 자료는 한국노동연구원의 노동패널자료이다. 소비자료의 경우 1,3차 년도에는 생활비를 세부항목으로 조사하지 않고 월평균 총액만 조사하였고 2, 4, 5, 6, 7차년도에는 총액과 함께 세부항목별 생활비를 조사하였다. 본 연구에서 소비는 내구재 소비를 제외한 것으로 정의하였으므로 세부항목별 생활비가 조사된 2, 4, 5, 6, 7차년도 자료만을 사용해야 한다. 그런데 각년도 소비자료는 조사년도 전년의 소비에 대한 것이다. 예를 들어 7차년도 자료에서 확인가능한 소비자료는 2003년도 소비실적이다. 2차년도 소비자료는 1998년 소비실적인데, 노동패널자료 1차년도가 1998년을 조사한 것이어서 1997년의 취업상태에 대한 자료는 없으므로 실직위험 추정치를 만들어낼 수 없다. 이에 따라 소비함수 추정은 4~7차년도 자료에 한정하여 이루어질 수밖에 없었다.

2. 가구근로소득의 결정요인

소비자료는 가구별로 집계되고 소비의 결정단위가 가구이므로 소득 변수 역시 가구단위 소득이어야 한다. 소비함수의 설명변수로 들어가는 항상근로소득과 임시근로소득을 추정하기 위해 가구근로소득에 대한 회귀모형을 추정할 필요가 있다. 일반적인 임금방정식과 가구근로소득결정식은 차이가 있다. 정의상 가구근로소득은 개인별 근로소득의 합이다. 그런데 가구근로소득은 조사연도 전년의 연평균 가구소득에 대해 응답한 것인데 비해 개인별 근로소득은 조사연도 조사월의 전월의 근로소득에 대해 응답한 것이다. 측정 오차 등의 이유로 인해 두 값은 다를 수 있고 소비자료는 전년도 기준으로 응답되었으므로 전년도 가구근로소득을 기준으로 근로소득을 측정하였다.

가구근로소득결정식은 가구주와 배우자가 모두 일하는 경우와 가구주만이 일하는 경우로 구분하였다. 맞벌이가구의 경우 가구근로소득결정식에는 가구주와 배우자의 인적특성과 일자리특성 그리고 가구특성을 모두 포함시킨 회귀분석을 하였다. 이에 비해 가구주만이 일하는 경우에는 가구주의 인적특성과 일자리특성 그리고 가구특성만을 가지고 회귀분석 하였다.

우선 가구주만이 일하는 경우를 살펴보자. 배우자는 일하지 않는 가구의 가구소득방정식의 설명변수들은 임금방정식과 거의 유사하다. 연령, 학력수준, 결혼여부, 근속기간, 정규직 여부, 종사상 지위, 직업, 산업, 지역 등이 설명변수에 포함된다. 이와 함께 가구특성 변수들이 포함되는데 배우자 이외의 다른 가구원이 일하는지 여부, 자녀가 있는지, 가구주가 남성인지 여성인지 등이 그것이다. 회귀결과는 <표 3>에 제시되어 있는데, 지역, 산업 및 지역변수의 회귀계수는 지면 관계상 생

략하였다.

가구주의 교육수준은 가구근로소득에 유의한 영향을 미친다. 교육수준을 초등학교 이하, 중학교, 고등학교, 전문대, 4년제대학, 석사이상으로 구분하였을 때 교육수준에 따라 가구소득수준이 단조적으로 증가함을 알 수 있다.

전년도에 가구주가 실업 또는 비경제활동상태에 있었을 경우에 유의하게 가구근로소득이 낮다는 것을 알 수 있다. 이는 실업을 경험한 뒤 새로 일자리를 구하게 되었을 경우 상대적으로 낮은 수준의 일자리를 구할 가능성이 높다는 것으로 해석될 수 있다. 가구주가 남성일 경우 유의하게 가구소득이 높으며 가구주가 미혼인 경우 그 이외의 경우에 비해 가구소득이 낮다. 그리고 예상되는 것처럼 가구 내에서 일하는 사람의 수가 많을수록 가구근로소득은 증가한다.⁶⁾

근속기간이 늘어남에 따라 가구소득에 단조적인 영향을 미친다. 근속기간이 4년 미만일 경우 근속기간의 증가가 가구소득에 유의한 영향을 미치지 않지만, 4년 이상의 근속기간의 경우 근속기간이 증가함에 따라 가구소득은 단조적으로 증가한다.

종사상 지위를 상용직, 임시일용직, 자영업자, 무급가족종사자로 구분하였을 경우 상용직에 비해 임시일용직은 유의하게 낮은 소득수준이며 자영업자는 유의하게 높은 소득수준이다. 가구주의 정규직 여부 변수도 유의한 계수값을 갖는다. 정규직 변수는 앞서 설명한 것처럼 주관적 판단을 담고 있는데 같은 임시일용직 중에서도 정규직으로 인식하는 이들의 소득이 비정규직으로 인식하는 이들에 비해 근로소득이 높다. 사업장에 노조가 있을 경우에 소득이 유의하게 높다.

표에는 제시되어 있지 않지만 산업의 경우 제조업에 대비할 때 개인서비스업과 농림어업이 유의하게 낮다. 직업의 경우 매우 유의한 영향력을 보여준다.

6) 배우자를 제외한 가구원이 일하는 경우를 말한다.

<표 3> 가구근로소득의 추정결과(배우자가 일하지 않거나 없는 경우)

변수명	추정치	표준오차	유의수준
상수	2.36328	0.14421	<.0001
D_2000	-0.24941	0.02866	<.0001
D_2001	-0.1051	0.0255	<.0001
D_2002	-0.01382	0.02717	0.611
age	0.06762	0.00592	<.0001
age2	-0.00089	6.12E-05	<.0001
educ_2	0.06542	0.03583	0.068
educ_3	0.23191	0.03371	<.0001
educ_4	0.34688	0.04631	<.0001
educ_5	0.44355	0.04052	<.0001
educ_6	0.58838	0.06294	<.0001
maritald	0.18204	0.03778	<.0001
maled	0.3604	0.02915	<.0001
tend2	0.01912	0.0312	0.5402
tend3	0.03051	0.02948	0.3007
tend4	0.08789	0.02914	0.0026
tend5	0.13632	0.03398	<.0001
tend6	0.22027	0.03486	<.0001
regulard	0.0755	0.03503	0.0312
nyoung	0.02362	0.01166	0.0429
nwork	0.52676	0.01754	<.0001
uexp	-0.21815	0.04172	<.0001
union	0.11318	0.02906	<.0001
empst2_2	-0.17067	0.03799	<.0001
empst2_3	0.13037	0.03942	0.0009
empst2_4	-0.17302	0.10426	0.0971
homed	0.12444	0.02369	<.0001
관측치수	6845		
조정된 결정계수	0.417		

주: D_****=연도더미, age= 연령, age2= 연령의 제곱, uexp=전년도 미취업여부 더미(미취업=1), maritald=결혼더미(미혼=0), maled=성별더미(남성=1), regulard=정규직더미(정규직=1), union=노조더미(노조=1), educ_*=교육수준더미(1=초등학교 이하, 2=중학교, 3=고등학교, 4=전문대학, 5=4년제대학이상, 6=석사이상), tend*=근속기간더미(1=1년미만, 2=1년이상 2년미만, 3=2년이상 4년미만, 4=4년이상 9년미만, 5=9년이상 15년미만, 6=15년이상) empst2_*=종사상지위더미(1=상용직, 2=임시일용직, 3=자영업자, 4=무급가족종사자), nyoung=고등학생(재수생)이하 자녀수, nwork=가구내 일하는 이의 수, homed=자가소유여부더미(자가소유=1)

다음으로 가구주와 배우자가 모두 일하는 맞벌이가구의 가구소득 결정요인을 분석한 회귀 결과를 살펴보자. 그 결과는 <표 4>에 요약되어 있다. 맞벌이가구의 경우 배우자의 교육수준, 전년도 미취업여부, 배우자 직장의 노조 유무, 종사상 지위 및 정규직 여부 등이 가구근로소득 회귀모형에 설명변수로서 포함된다.

<표 3>에서 살펴본 것처럼 배우자는 일하지 않는 경우와 대부분의 중복되는 변수들의 가구소득에 미치는 영향의 부호는 비슷하다. 하지만 일부 변수의 경우 계수값의 크기나 유의도에서 차이를 갖는다.

가구주의 교육수준이 미치는 영향은 <표 3>과 비슷하다. 배우자의 교육수준이 가구소득에 미치는 영향은 일견 가구주와 마찬가지로 단조적으로 영향을 줄 것처럼 보이지만 회귀결과는 그렇지 않다. 배우자의 교육수준이 전문대졸 이하일 경우에 배우자의 교육수준은 가구소득에 거의 영향을 주지 않는다. 이에 비해 배우자의 교육수준이 대졸 이상일 경우 유의하게 가구소득을 높이며 대졸과 석박사졸의 차이는 거의 없음을 알 수 있다. 전문대졸 이하의 배우자의 경우 교육수준과 무관하게 비슷한 임금의 직종에 분포되어 있을 가능성을 말해준다.

가구주의 근속기간은 상대적으로 유의한 편이지만 표에서는 제시하지 않았지만 배우자의 근속기간은 거의 유의하지 않다. 이러한 결과는 배우자의 교육수준의 영향에 대한 해석과 유사하게 배우자의 일자리는 일반적으로 볼 때 근속이 크게 인정되지 않는 일자리 즉, 기업특수적 인적자본이 상대적으로 덜 중요한 일자리일 가능성이 크다. 전년에 실업 또는 비경제활동인구 상태에 있었는지 여부는 가구주의 경우 가구소득에 유의한 영향을 미치지만 배우자의 전년도 취업상태 여부는 가구근로소득에 그다지 영향을 미치지 않는다.

중사장 지위의 경우 가구주와 배우자가 임시일용직일 경우 가구소득이 낮다. 특히 배우자가 임시일용직일 경우 배우자가 상용직일 경우에 비해 유의하게 소득이 낮다. <표 3>과 달리 맞벌이가구의 가구근로소득에 가구주의 정규직 여부는 그다지 영향을 미치지 않는다. 하지만 배우자가 정규직일 경우 유의하게 가구근로소득이 높다. 사업체의 노조 여부도 유의하게 영향을 미치는데 가구주 직장에 노조가 있을 때보다 배우자 직장에 노조가 있을 경우 가구근로소득이 더 큰 영향을 받는다.

<표 4> 가구소득의 추정결과(배우자가 일하는 경우)

변수명	추정치	표준오차	유의수준
상수	2.39459	0.2261	<.0001
D_2000	-0.3	0.03201	<.0001
D_2001	-0.12403	0.02762	<.0001
D_2002	-0.03986	0.02978	0.1808
age	0.11482	0.00827	<.0001
age2	-0.00136	8.4E-05	<.0001
educ_2	0.08093	0.03825	0.0344
educ_3	0.15469	0.03884	<.0001
educ_4	0.24305	0.05827	<.0001
educ_5	0.26546	0.05216	<.0001
educ_6	0.32925	0.07379	<.0001
educp_2	-0.03469	0.03635	0.34
educp_3	0.02742	0.04069	0.5004
educp_4	0.04414	0.06503	0.4973
educp_5	0.22408	0.06107	0.0002
educp_6	0.23732	0.11716	0.0429
maled	-0.04814	0.09279	0.6039
tend2	-0.00137	0.03508	0.9688
tend3	0.04686	0.03383	0.1661
tend4	0.04576	0.03318	0.1679
tend5	0.09119	0.03676	0.0131
tend6	0.11736	0.03542	0.0009
regulard	0.05102	0.04617	0.2692
regulardp	0.06955	0.03535	0.0492
nyoung	-0.01227	0.01251	0.3266
nwork	0.28667	0.01823	<.0001
uexp	-0.13165	0.04989	0.0083
uexp_p	-0.05255	0.03327	0.1142
union	0.06807	0.03552	0.0553
unionp	0.1671	0.04515	0.0002
homed	0.05146	0.02566	0.0449
empst2_2	-0.08151	0.05146	0.1133
empst2_3	-0.03285	0.05153	0.5238
empst2_4	0.04085	0.07477	0.5849
empst2p_2	-0.13751	0.03649	0.0002
empst2p_3	0.06141	0.04239	0.1475
empst2p_4	-0.06714	0.04478	0.1339
관측치수	4640		
조정된 결정계수	0.398		

주: D_****=연도더미, age= 연령, age2= 연령의 제곱, uexp=전년도 미취업여부 더미(미취업=1), maritald=결혼더미(미혼=0), maled=성별더미(남성=1), regulard=정규직더미(정규직=1), union=노조더미(노조=1), educ_*=교육수준더미(1=초등학교 이하, 2=중학교, 3=고등학교, 4=전문대학, 5=4년제대학이상, 6=석사이상), tend*=근속기간더미(1=1년미만, 2=1년이상 2년미만, 3=2년이상 4년미만, 4=4년이상 9년미만, 5=9년이상 15년미만, 6=15년이상) empst2_*=종사상지위더미(1=상용직, 2=임시일용직, 3=자영업자, 4=무급가족종사자), nyoung=고등학생(재수생)이하 자녀수, nwork=가구내 일하는 이의 수, homed=자가소유여부더미(자가소유=1), educp_*=배우자의 교육수준더미, empst2p_*=배우자의 종사상지위더미, unionp=배우자의 노조더미(노조=1), uexp_p=배우자의 전년도 미취업여부 더미(미취업=1)

3. 실직위험을 고려한 소비함수의 추정

기존 실증 연구는 실직위험이 증가하게 될 경우 소비지출이 감소하게 됨을 일관되게 보여주고 있다. Benito(2004)에 따르면 영국에서는 실직위험이 표준편차만큼 증가할 경우 소비가 2.7% 감소한다. Miles(1997)에 따르면 1990년 영국의 경우 소득의 불확실성이 2배 증가하면 소비가 3% 감소하며 표준편차만큼 증가할 경우 소비가 6.4% 감소한다. 우리나라의 경우 소득불확실성이 소비에 미치는 영향에 대해 신관호·주원(2002)의 연구가 있다. 하지만 이들의 연구는 불확실성의 대리변수를 소득자료로부터 도출했다는 점에서 노동시장의 위험을 중심으로 한 본 연구와 차이를 갖는다.

실직위험은 소득의 불확실성을 증가시키고 이에 따라 예비적 동기에 의한 저축이 늘어나서 소비를 줄이기 때문으로 해석된다. 앞 절에서 계산한 실직위험을 소득 위험의 대리변수로 사용하여 이 변수를 소비함수에 설명변수로 추가하여 실직위험이 소비에 어떤 영향을 주는지를 검토하였다. 소득변수의 경우 앞 소절에서 추정한 가구근로소득 추정치를 기초로 식 (4)에 따라 항상근로소득과 일시근로소득을 계산하고 이를 회귀식에 이용하였다. 추정결과는 <표 5>에 제시되어 있다.

소비함수의 추정결과를 보면 소득변수들의 계수들은 모두 양의 값을 가져서 소득이 증가할 때 소비가 증가함을 알 수 있다. 그런데 항상근로소득과 일시근로소득의 계수값에서 볼 수 있듯이 소비에 대한 영향의 차이가 크지 않다. 이러한 결과는 이론적으로 설명하기 어려우며, Benito(2005)의 경우 항상근로소득의 계수가 일시근로소득보다 4배 정도 큰 것과 대조된다. 후속 연구에서 항상근로소득 추정에 대한 보다 면밀한 검토가 필요할 것으로 보인다.

가구주의 연령은 가구소비에 유의한 영향을 준다. 가구주 연령이 증가할수록 가구소비는 증가하는데 연령의 2차항이 유의한 음의 값을 갖는 것에서 알 수 있듯이 가구소비는 가구주 연령이 일정 수준 이상 증가하면 하락한다. <표 5>의 계수값에 의거하여 계산해보면 가구주의 연령이 48세 전후에 이르렀을 때 가구소비가 최고조에 달하는 것을 알 수 있다.

가구주의 교육수준이 높을수록 가구소비는 증가한다. 다만 4년제 대졸과 석사 이상의 차이는 거의 없다. 가구내에 근로자 수가 많을수록 소득을 통제하더라도 가구소비는 크다. 그리고 가구내에 고등학생 이하의 자녀가 있을 경우 가구소비는 증가한다. 가구주가 남자인지 여부나 주관적으로 정규직으로 판단하는지 여부는 가구소비와 무관하다. 자가주택에서 거주하는 이들일수록 가구소비가 높음을 알 수 있다. 이것은 자가주택을 갖지 못한 가구의 경우 주택구입을 위한 저축이 높을 것이기 때문으로 해석된다.

실직위험이 소비에 미치는 영향은 변수 phat 의 회귀계수를 통해 알 수 있다. 회귀계수는 -0.46에 달하여 이론에서 예측하는 바와 같이 실직위험이 높은 가구일수록 유의하게 소비를 줄임을 알 수 있다. 이러한 회귀계수값은 Benito(2004)와 비교할 때 작은 편이다.⁷⁾ 회귀결과에 기초하여 계산하면 우리나라의 경우 실직위험이 1 표준편차만큼 증가할 경우 소비는 3% 감소하는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 Benito(2004)의 영국에서의 소비 감소폭과 비슷하다. 비슷한 결과가 나온 이유는

7) Benito(2004)의 경우 모형에 따라 약간씩 다르지만 -0.641에서 -0.982 사이의 값을 갖는다.

실직위험에 소비가 반응하는 정도가 영국에 비해 더 작는데 비해 한국의 실직확률의 표준편차가 영국에 비해 더 크기 때문이다.

가구주가 근로자인 가구에 한정하여 소비함수를 추정할 결과는 <표 6>에 제시되어 있는데 전체 가구에 비해 실직위험이 미치는 소비에 미치는 영향이 매우 크다는 것을 알 수 있다. 참고로 자영업자와 무급가족종사자를 제외한 근로자가구에 한정했을 경우 실직위험이 1 표준편차만큼 증가할 경우 소비는 전체 가구의 두배 이상인 6.6% 감소하는 것으로 나타난다. 이것은 근로자 가구의 경우 실직위험에 훨씬 민감하게 반응하기 때문이다.

본문에서 결과를 제시하지는 않았지만 소비함수를 하위 20% 집단과 그 이외 집단으로 나누어 추정한 결과에 따르면 하위 20% 집단의 경우 소비의 설명변수 중 하나인 실직위험의 계수 부호가 양의 값을 가지면서 거의 유의하지 않게 나타난다. 이에 비해 그 이외 집단의 경우 부호가 음의 값을 가지면서 10% 유의수준에서 유의한 것으로 나타난다. 이러한 결과는 Carroll et. al.(2003)의 분석결과와 일관된다. Carroll et. al.(2003)에 따르면 미국의 경우 저소득가구의 경우에는 실직위험의 변화에 대해 소비가 반응하지 않는데 비해 소득이 높아질수록 위험의 변화에 소비가 반응한다.

마지막으로 주관적 고용불안감을 노동시장 위험의 대리변수로 사용한 경우의 추정결과는 <표 7>에 제시되어 있는데 역시 주관적 고용불안감이 높아지면 소비는 감소함을 알 수 있다.

<표 5> 소비함수 추정결과(전체)

변수명	추정치	표준오차	유의수준
상수	2.23597	0.08733	<.0001
class1	-0.06463	0.01017	<.0001
D_2000	-0.19753	0.01199	<.0001
D_2001	-0.11708	0.01028	<.0001
D_2002	-0.03315	0.01051	0.0016
yp	0.00205	0.000174	<.0001
yp2	0.00000	1.96E-07	<.0001
yt	0.00197	3.36E-05	<.0001
yt2	0.00000	3.16E-08	<.0001
income_r	0.00033	4.18E-05	<.0001
income_r2	0.00000	1.37E-08	0.0001
phat	-0.45783	0.15139	0.0025
age	0.06775	0.00321	<.0001
age2	-0.00071	3.61E-05	<.0001
educ_2	0.12669	0.01312	<.0001
educ_3	0.20972	0.01278	<.0001
educ_4	0.26160	0.01893	<.0001
educ_5	0.29879	0.01727	<.0001
educ_6	0.30252	0.0259	<.0001
maritald	0.16908	0.01797	<.0001
maled	0.24091	0.01608	<.0001
regulard	-0.00426	0.01458	0.7699
nyoung	0.05060	0.00444	<.0001
nwork	0.09554	0.00967	<.0001
empst2_2	-0.04056	0.01584	0.0105
empst2_3	0.04350	0.01598	0.0065
empst2_4	0.09939	0.0303	0.001
homed	0.06299	0.00935	<.0001
관측치수	11448		
조정된 결정계수	0.641		

주: class1=맞벌이여부더미(맞벌이=0), D_****=연도더미, yp=항상소득, yp2=항상소득의 제곱, yt=일시소득, yt2=일시소득의 제곱, income_r=기타소득, income_r2=기타소득의 제곱, phat=가구주의 실직위험 추정치, age=연령, age2=연령의 제곱, maritald=결혼더미(미혼=0), maled=성별더미(남성=1), regulard=정규직더미(정규직=1), educ_*=교육수준더미(1=초등학교 이하, 2=중학교, 3=고등학교, 4=전문대학, 5=4년제대학이상, 6=석사이상), empst2_*=종사상지위더미(1=상용직, 2=임시일용직, 3=자영업자, 4=무급가족종사자), nyoung=고등학생(재학생)이하 자녀수, nwork=가구내 일하는 이의 수, homed=자가소유여부더미(자가소유=1)

<표 6> 소비함수 추정결과(근로자 가구에 한정)

변수명	추정치	표준오차	유의수준
상수	2.73847	0.10958	<.0001
class1	-0.06018	0.01153	<.0001
D_2000	-0.19360	0.01422	<.0001
D_2001	-0.10721	0.01236	<.0001
D_2002	-0.01907	0.01214	0.1163
yp	0.00223	0.000232	<.0001
yp2	0.00000	2.53E-07	0.0001
yt	0.00210	4.84E-05	<.0001
yt2	0.00000	8.59E-08	<.0001
income_r	0.00043	6.34E-05	<.0001
income_r2	0.00000	2.92E-08	<.0001
phat	-1.01462	0.17116	<.0001
age	0.04910	0.00435	<.0001
age2	-0.00049	5.1E-05	<.0001
educ_2	0.10535	0.01675	<.0001
educ_3	0.19028	0.01619	<.0001
educ_4	0.20801	0.02246	<.0001
educ_5	0.25817	0.02092	<.0001
educ_6	0.25095	0.02876	<.0001
maritald	0.16772	0.01886	<.0001
maled	0.17357	0.01922	<.0001
regulard	-0.02048	0.01432	0.1527
nyoung	0.05226	0.00543	<.0001
nwork	0.08750	0.01203	<.0001
empst2_2	-0.03827	0.01582	0.0156
homed	0.06278	0.01096	<.0001
관측치수	7164		
조정된 결정계수	0.640		

주: class1=맞벌이여부더미(맞벌이=0), D_****=연도더미, yp=항상소득, yp2=항상소득의 제곱, yt=일시소득, yt2=일시소득의 제곱, income_r=기타소득, income_r2=기타소득의 제곱, phat=가구주의 실직위험 추정치, age= 연령, age2= 연령의 제곱, maritald=결혼더미(미혼=0), maled=성별더미(남성=1), regulard=정규직더미(정규직=1), educ_*=교육수준더미(1=초등학교 이하, 2=중학교, 3=고등학교, 4=전문대학, 5=4년제대학이상, 6=석사이상), empst2_*=종사상지위더미(1=상용직, 2=임시일용직), nyoung=고등학생(재학생)이하 자녀 수, nwork=가구내 일하는 이의 수, homed=자가소유여부더미(자가소유=1)

<표 7> 소비함수 추정결과(근로자가구에 한정, 고용불안 확률 추정치)

변수명	추정치	표준오차	유의수준
상수	2.33067	0.07733	<.0001
class1	-0.06357	0.01153	<.0001
D_2000	-0.16194	0.01563	<.0001
D_2001	-0.06256	0.01348	<.0001
D_2002	-0.02303	0.01214	0.0578
yp	0.00235	0.00023	<.0001
yp2	0.00000	0.00000	<.0001
yt	0.00210	0.00005	<.0001
yt2	0.00000	0.00000	<.0001
income_r	0.00044	0.00006	<.0001
income_r2	0.00000	0.00000	<.0001
phat2	-0.30695	0.09216	0.0009
age	0.06270	0.00350	<.0001
age2	-0.00067	0.00004	<.0001
educ_2	0.10001	0.01677	<.0001
educ_3	0.17700	0.01618	<.0001
educ_4	0.20406	0.02250	<.0001
educ_5	0.25170	0.02096	<.0001
educ_6	0.24997	0.02883	<.0001
maritald	0.17103	0.01888	<.0001
maled	0.23384	0.01654	<.0001
regulard	-0.01446	0.01438	0.3146
nyoung	0.04802	0.00538	<.0001
nwork	0.08567	0.01208	<.0001
empst2_2	-0.02367	0.01906	0.2142
homed	0.06281	0.01098	<.0001
관측치수	7164		
조정된 결정계수	0.639		

주: class1=맞벌이여부더미(맞벌이=0), D_****=연도더미, yp=항상소득, yp2=항상소득의 제곱, yt=일시소득, yt2=일시소득의 제곱, income_r=기타소득, income_r2=기타소득의 제곱, phat2=가구주의 주관적 고용불안 추정치, age= 연령, age2= 연령의 제곱, maritald=결혼더미(미혼=0), maled=성별더미(남성=1), regulard=정규직더미(정규직=1), educ_*=교육수준더미(1=초등학교 이하, 2=중학교, 3=고등학교, 4=전문대학, 5=4년제대학이상, 6=석사이상), empst2_*=종사상지위더미(1=상용직, 2=임시일용직), nyoung=고등학생(재학생) 이하 자녀수, nwork=가구내 일하는 이의 수, homed=자가소유여부더미(자가소유=1)

V. 결 론

본 논문에서는 노동시장 위험이 가구소비에 미치는 영향을 검토하였으며 제 4절의 추정결과에 따르면 실직위험은 유의하게 가구소비를 감소시킴을 확인할 수 있었다. 이러한 결과를 통해 제 1 절에서 살펴본 가구소비의 현황과 특징을 이해할 수 있다. 우선 제 4절에서 확인한 실직위험의 계수가 유의하게 음수값을 갖는다는 것은 노동시장 위험의 증가에 따라 주어진 가구소득 하에서 가구소비가 감소한다는 것을 의미한다. 이것은 노동시장 위험이 증가하면 가구의 평균소비성향이 감소할 것을 함축하고 있다. 2002년 이후 평균소비성향이 감소하고 있음을 확인한 바 있는데 거시적인 노동시장 상황을 대표하는 실업률 역시 2002년 이후 소폭 증가하고 있음을 알 수 있다. 실업률이 증가하고 있는 점은 실직위험에 소비가 감소하는 메커니즘을 통해 2002년 이후 평균소비성향의 감소에 부분적으로나마 기여했을 것으로 추정된다.

제 2절에서 살펴본 것처럼 하위 20% 소득집단의 경우 적자를 면치 못하고 있다. 외환위기 이후 저소득계층의 실직위험이 증가하였고 실직위험이 증가할 경우 소비가 줄고 저축이 늘어나서 평균 소비성향은 감소할 것으로 예상된다. 그런데 실제로는 자신의 소득 이상의 액수를 소비지출에 사용하였다. 이러한 결과는 Carroll et. al.(2003)의 분석결과를 이용하여 부분적으로 설명할 수 있다. Carroll et. al.(2003)에 따르면 미국의 경우 저소득가구의 경우에는 노동시장위험의 변화에 대해 소비가 반응하지 않는데 비해 소득이 높아질수록 위험의 변화에 소비가 반응한다.

소비함수를 하위 20% 집단과 그 이외 집단으로 나누어 추정한 결과에 따르면 하위 20% 집단의 경우 소비의 설명변수 중 하나인 실직위험의 계수 부호가 양의 값을 가지면서 거의 유의하지 않게 나타난다. 이에 비해 그 이외 집단의 경우 부호가 음의 값을 가지면서 10% 유의수준에서 유의한 것으로 나타난다. 비록 정량적인 정확성을 기하기 어렵지만 하위 20% 소득집단의 경우 소비는 실직위험에 반응하기 힘든 것으로 나타난다. 이러한 점은 하위 20% 소득집단의 평균소비성향이 하락하지 않는 결과와 크게 모순되지 않는다.

최하위소득집단을 제외한 하위 소득집단의 경우 노동시장 위험 증가가 저축을 늘리고 소비를 줄이는 힘으로 작용했을 것으로 보인다. 하지만 실제 평균소비성향은 외환위기 이전에 비해 매우 높아졌다. 이 두가지 사실은 어떻게 모순되지 않게 설명될 수 있을까. 이에 대해 다음과 같은 가능성을 생각해 볼 수 있다.

외환위기 이전과 비교할 때 저소득가구의 소득의 증가속도는 크게 감소했다. 그런데 저소득가구는 이러한 소득의 상대적 감소가 항상적인 것이 아니라 일시적인 것으로 판단할 수 있다. 항상소득가설에 따르면 소비는 항상소득에 기초하여 결정되므로 항상소득은 덜 감소했다고 판단한 저소득가구는 실제 소비를 많이 줄이지 않을 수 있다. 이럴 경우 측정된 평균소비성향은 높아진다. 만약 저소득가구의 상대적으로 낮아진 소득이 지속되고 이것을 저소득가구가 항상소득으로 받아들일 경우 저소득가구의 평균소비성향은 하락하고 소비의 양극화는 현재보다 더 크게 심화될 것으로 예측할 수 있다.

참고문헌

- 강두용, 『소비부진의 구조적 원인-소득 양극화 및 분배구조 변화와 소비성향의 하락』, 이슈페이퍼, 산업연구원, 2005.
- 김재호·조준모, 「고용불안정성의 동태적 변화에 관한 연구」, 한국경제학회 공동학술대회 발표문, 2005, pp. 1-48.
- 남재량(2005), 『고용불안계층의 실태 및 고용정책과제』, 한국노동연구원
- 신관호·주원, 「소득불확실성이 부의 축적과 소비에 미치는 효과」, 경제분석 8(1), 한국은행, 2002, pp. 100-134.
- 전병유·김복순(2005), 「노동시장의 양극화와 정책과제」, 노동리뷰 통권 제7호, 한국노동연구원, 2005, pp. 36-51.
- Auer and Cazes, *Employment Stability in an Age of Flexibility - Evidence from Industrialized Countries*, ILO, Geneva, 2003
- Benito, "Does job insecurity affect household consumption?", *Working paper* no. 220, Bank of England, 2004
- Benito, "Does job insecurity affect household consumption?", *Oxford Economic Papers*, 2005, pp. 1-25.
- Miles, "A Household Level Study of the Determinants of Incomes and Consumption", *Economic Journal* 107, 1997, pp. 1-25
- de Lucia and Meacci, "Does Job Security Matter for Consumption? An Analysis on Italian Microdata", *mimeo*, 2004
- Carroll, Dynan and Krane.(2003), "Unemployment Risk and Precautionary Wealth : Evidence From Households' Balance Sheets", *The Review of Economics and Statistics* 85(3), pp. 586-604
- Browning and Lusardi, "Household Saving : Micro Theories and Micro Facts", *Journal of Economic Literature* XXXIV, 1996, pp. 1797-1855
- Carroll and Samwick, "How Important is Precautionary Saving", *The Review of Economics and Statistics* 80(3), 1998, pp. 410-419