

횡단면 자료를 이용한 가구소비 결정요인에 관한 연구 - 유동성 제약과 가구별 특성을 중심으로 -

허 석 균

(한국개발연구원 부연구위원)

Exploration into the Determinants of Household Consumption:
Liquidity Constraint and Family Characteristics

Seok-Kyun Hur

(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

- 핵심주제어: 유동성제약(Liquidity Constraint), 가구별 특성(Family Characteristics), 가구소비(Household Consumption)
- JEL 코드: D11, D12, E21
- 논문투고일: 2004. 11. 12 심사완료일: 2005. 2. 28

ABSTRACT

Our paper aims to estimate a household consumption function in the presence of liquidity constraints as well as household characteristics. Empirical findings from a Korean cross-sectional data (National Survey of Household Income and Expenditure) reveal that several family characteristics, such as household size, number of working members, children in school, and educational level and age of the household head, turn out to be critical determinants of household consumption. Especially, the influence of household size on consumption decision is shown to be highly significant, not only indirectly through its impact on household income, but also directly by affecting the household's preference for consumption itself. While, the other family characteristics primarily influences household income.

Our paper distinguishes itself from existing literature in that it greatly improves the explanatory power of the estimated household consumption function by measuring the degree of the liquidity constraint rather than simply identifying its presence. Based on the assumption that the present value of human capital is a function of household characteristics, the degree of the liquidity constraint is represented by the underestimated portion of the human capital. Such a method of implementing the liquidity constraint is useful in treating various types of assets according to their liquidity.

Finally, our estimated household consumption function is applied to decompose cross-sectional variances of consumption inequality. The analysis confirms that the overall alleviation in liquidity constraints in Korea after the 1997 currency crisis reduced consumption inequality despite the worsening of income inequality and changes in the demographic composition of family characteristics during the same period.

본 연구는 유동성제약과 가구별 특성을 고려한 가구소비함수의 추정을 목적으로 한다. 우리나라의 횡단면 자료인 『가구소비실태조사』를 이용하여 분석한 결과 가구원수, 가구 내 취업자 및 취학 아동수, 가구주의 교육수준 및 연령 등으로 표현되는 가구별 특성이 소비결정에 유의하게 작용함을 알 수 있다. 특히, 가구원수가 소비결정에 미치는 영향이 지대한 것으로 나타났다. 이는 가구원수가 가구소득의 생애주기와 관련되어 있을 뿐 아니라 소비규모를 결정함에 있어서도 직접적인 영향을 미치기 때문인 것으로 보인다. 반면 가구원수 이외의 가구특성 변수들은 소비결정에 직접적으로 작용하기보다는 소득의 변화를 통해 간접적으로(하지만 여전히 유의하게) 소비에 영향을 미친다.

또한 본 연구에서는 유동성제약의 존재 유

무를 판별하는 기존의 연구와는 달리 유동성제약의 강도를 파악하는 데 초점을 맞추므로써 소비함수 추정식의 설명력을 획기적으로 높일 수 있었다. 유동성제약의 강도는 인적자본의 현재가치를 가구별 특성의 함수로 상정한 후 그 가치가 자본시장에서 과소평가되는 정도를 살펴봄으로써 측정된다. 이렇듯 유동성제약의 강도를 구분하는 추정방식은 현실에 존재하는 여러 형태의 자산들을 유동성을 기준으로 하여 세분할 수 있도록 도와준다.

끝으로 본 연구에서는 사용된 소비함수 추정식을 이용하여 외환위기 이후 우리나라 유동성제약의 완화 경향을 확인하고 이에 따른 소비불평등도의 감소를 횡단면 분산분해방식을 이용하여 같은 기간의 소득불평등도 증가 및 가구특성 변화 현상과 분리하여 논의한다.

1. 서론

본 연구는 우리나라의 횡단면 자료를 이용하여 가구소비의 결정요인을 분석하기 위해 기획되었다. 소비에 영향을 미치는 여러 가지 요인 가운데서도 본 연구는 특히 유동성제약과 가구별 특성변수에 분석의 초점을 맞춘다. 특히 가구별 특성변수는 다른 요인에 비해 소비의 결정에 큰 영향력을 행사할 뿐 아니라, 우리가 다루고자 하는 자료가 횡단면 자료인 점을 고려하여 채택되었다. 항상소득가설(Permanent Income Hypothesis) 혹은 생애주기가설(Life Cycle Hypothesis)의 검증¹⁾에 횡단면 시계열 자료나 시계열 자료가 주로 사용되었던 것과는 달리, 단순 횡단면 자료를 이용하는 경우 항상소득에 대한 정보를 추출하는 별도의 분석방법론의 개발이

요구되기 때문이다.

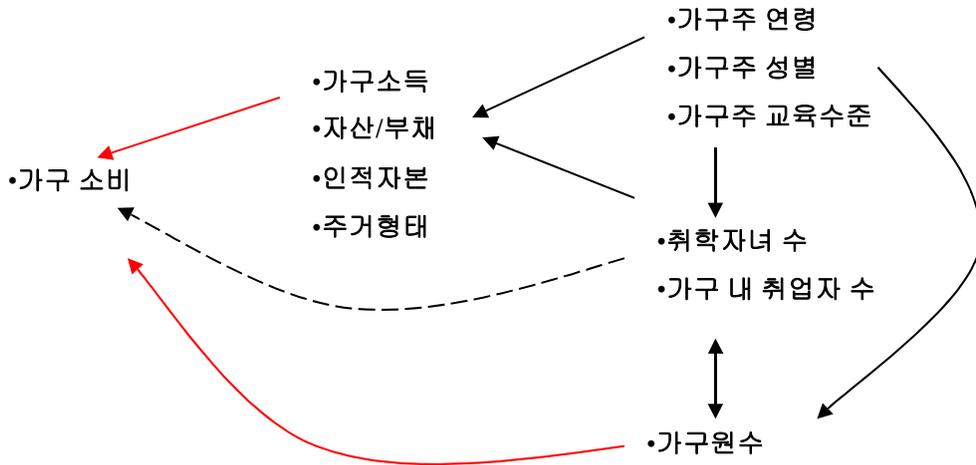
소비이론의 핵심은 항상소득, 즉 전 생애에 걸쳐 개인이 획득할 수 있는 소득흐름의 현재가치를 어떻게 추정하는가에 달려 있다. 시계열 자료를 이용하는 경우, 항상소득 혹은 그 대리변수는 과거나 미래의 소득흐름을 필터링함으로써 구해지는 반면, 횡단면 분석에서는 가구원수, 가구원의 연령, 교육수준, 종사 직업 등 개별 가구를 대표하는 특성 변수들과 항상소득 간에 특정한 형태의 관계가 성립함을 상정하고 이를 추정하는 방식을 취하게 된다.²⁾

소비, 저축 및 노동공급에 대한 미시자료의 획득이 보다 용이해진 여건을 고려할 때, 가구를 소비와 노동공급의 기본단위로 파악하고 가구소비함수 추정에 있어서 가구별 특성에 따른 영향을 반영하는 것은 상당히 중요한 작업이다.

다음의 그림에서 보는 바와 같이 횡단면 자료를 이용한 분석에서는 가구소비에

- 1) 항상소득가설은 인적자본이 실물자본이나 금융자본과 같이 금융시장 내에서 거래가 가능하다는 다소 현실과 동떨어진 가정에서 출발한다. 양(+)의 실물자산이나 금융자산을 보유한 가구의 동태적 소비결정은 보유자산 중 비유동자산의 비중이 따른 '유동성제약'의 존재로 인해 제약을 받을 수 있다. 한편, 인적자본 이외의 자산을 보유하지 못한 가구의 경우에는 대출수요에 상응하는 물적 담보를 제공할 수 없기 때문에 '신용제약'의 문제에 봉착하게 된다. 엄밀히 표현하면, '유동성제약'과 '신용제약'은 구분되어 사용될 수 있다. 하지만 본 연구에서는 다음과 같은 이유에서 이 두 개념을 구분하지 않고 사용하기로 한다. 첫째, 유동성의 정도는 금융자산의 종류에 따라 실질적으로 다르게 평가될 수 있다. 인적자원은 실물자산보다 유동성이 적은 반면 실물자산은 금융자산보다 유동성이 적다. 그러므로 그것이 유동성제약으로 불리든 신용제약으로 불리든 간에 가구가 필요로 하는 금전액이 보유하고 있는 순자산의 청산가치(liquidated value)와 비교하여 일정규모를 초과할 때 발생하는 문제라는 점에서 본질적으로 동일하게 다루어져야 한다. 둘째, 실물자산에 대한 정보획득이 불가능하기 때문에 유동성제약과 신용제약의 구분은 큰 의미를 갖지 못한다. 『가구소비실태조사』를 비롯한 몇몇 자료에서 주택형태에 따른 부동산평가액을 얻을 수 있으나 여전히 두 제약을 분리하는 데는 불충분하다.
- 2) 물론, 횡단면 시계열 자료의 경우는 위의 두 가지 방법을 혼용하여 쓰는 형식을 취한다.

[그림 1] 횡단면상에서의 가구소비의 잠재적 결정요소



영향을 미치는 인자들이 가구소득, 자산/부채, 인적자본, 주거형태 등 직접적으로 가구의 경제적 능력을 나타내는 변수들과 가구원수, 취학자녀수, 가구 내 취업자수, 가구주 연령, 가구주 성별, 가구주 교육수준 등과 같이 간접적으로 가구의 경제적 능력을 나타내는 변수들로 나뉘어진다. 한편 두 번째 범주의 변수들은 가구의 경제적 능력뿐만 아니라 소비성향과도 밀접한 관련을 갖는 것으로 알려져 있다. 특히 가구원수, 취학자녀수, 그리고 가구원 중 취업자수 등의 변수들은 이러한 이중성을 강하게 내포하고 있다. 따라서 횡단면 자료를 이용한 가구소비함수의 추정에서 사용되는 두 번째 범주의 가구특성변수들은 가구의 경제적 능력의 지표 중 측정이 곤

란한 인적자본의 가치를 대신하는 한편 가구의 소비성향을 결정하는 이중의 역할을 수행하게 된다.

먼저 인적자본가치의 대리변수로 사용되는 경우 가구특성변수들은 금융시장의 불완전성으로 인하여 유형(tangible)의 가구소득, 자산 및 부채 등과는 다른 방식으로 현재가치를 평가받게 된다.³⁾ 이런 맥락에서 개별 가구의 잠재적 경제능력에 상응하는 수준으로 소비평탄화(consumption smoothing)가 이루어지는 것을 가로막는 유동성제약이 존재하는 것이다.

다음으로 가구특성변수들이 소비성향을 통해 가구소비 결정에 직접적인 영향을 미치는 경우를 살펴보면, 가구특성 변수별로 소비성향에 영향력을 미치는

3) 무형자산(인적자산)과 유형자산 간의 가치평가체계가 상이할 뿐 아니라 유형자산 내에서도 위험과 유동성 정도에 따라 가치 평가가 달라질 수 있음을 고려해야 한다.

정도가 상이함을 알 수 있다. 이를테면, 가구주 연령, 성별 및 교육수준 등의 변수들은 소비성향을 통해 소비에 직접적인 영향을 미치기보다는 가구의 경제적 능력을 결정하는 방식으로 소비결정에 간접적인 영향력을 행사한다. 따라서 자산, 부채 및 주거형태 등과 함께 포함되어 소비함수식에서 추정되는 경우 이들 변수의 영향력은 실제 값에 비해 제한적인 것으로 나타날 수밖에 없다. 반면, 취학자녀수, 가구 내 취업자수, 그리고 가구원수와 같은 가구 경제의 크기 및 구성과 관련된 변수들은 상대적으로 가구의 소비성향에 직접적인 영향을 미치게 된다. 특히 가구원수는 취학자녀수나 가구 내 취업자수와 같은 다른 가구 크기 변수에 비해 가구의 소비성향에 대해 더 큰 설명력을 갖는 것으로 보인다.

한편 여러 가구특성변수들을 소비여력(소득, 자산, 부채, 주택 보유 여부 및 주거 형태 등)을 나타내는 직접적 지표들과 함께 사용하여 가구소득(혹은 가구별 동원가능자산)이나 가구소비함수를 추정하는 작업과는 별도로, 가구특성변수들 간의 관계만으로 한정하여 살펴보면 흥미로운 양상이 발견된다. 이를테면, 가구원수가 가구주의 연령과 2차 곡선 형태의 관

계를 가지며, 이로 인해 가구원수로 나눈 어진 로그소비와 로그소득(혹은 로그동원가능자산)이 횡단면상에서 거의 완벽한 선형관계를 이룬다는 점 등이 그것이다.⁴⁾ 생애주기가설에서 예측하는 바와 같이 가구소득 혹은 가구소비가 가구주의 연령과 2차 곡선 관계를 가진다는 점은 이미 알려진 사실이다. 여기에 가구원수가 가구주의 연령과 2차 곡선 형태의 관계⁵⁾를 가진다는 사실을 이용하면 가구주의 연령을 고려하지 않고도 앞서 언급한 바와 같이 높은 설명력을 지닌 가구소비함수를 추정해 낼 수 있다.

본 연구는 횡단면 자료를 이용하여 유동성제약과 가구별 특성을 고려한 가구소비함수의 추정을 목적으로 한다. 우리나라의 횡단면 자료인 『가구소비실태조사』를 이용하여 분석한 결과 가구원수, 가구 내 취업자 및 취학자녀수, 가구주의 교육수준 및 연령 등으로 표현되는 가구별 특성이 소비결정에 유의하게 작용함을 알 수 있다. 특히, 가구원수가 소비결정에 미치는 영향이 지대한 것으로 나타났는데, 이는 가구원수가 가구소득의 생애주기와 관련되어 있을 뿐 아니라 소비규모를 결정함에 있어서도 직접적인 영향을 미치기 때문인 것으로 보인다. 반면 가구원수 이

4) 이 단락에서 언급된 사항에 관한 자세한 논의는 다른 절에서 이루어진다.
 5) 가구원수는 대개 1 이상 10 이하의 정수이므로 가구주의 연령대와는 달리 좁은 범위에서 정의되어 있다. 따라서 가구원수와 가구주 연령 간의 관계를 추정하기 위해서는 소득이나 소비를 가구주 연령의 2차 곡선으로 추정하는 것과는 달리 다중 선택 probit모형을 사용한다.

외의 가구특성변수들은 소비결정에 직접적으로 작용하기보다는 소득의 변화를 통해 간접적으로(하지만 여전히 유의하게) 소비에 영향을 미친다.

또한 본 연구에서는 유동성제약의 존재 유무를 분별하는 기존의 횡단면 분석과는 달리 유동성제약의 강도를 파악하는 데 초점을 맞추으로써 소비함수 추정식의 설명력을 획기적으로 높일 수 있었다. 유동성제약의 강도는 인적자본의 현재가치를 가구별 특성의 함수로 상정한 후 그 가치가 자본시장에서 과소평가되는 정도를 살펴봄으로써 측정된다. 이렇듯 유동성제약의 강도를 구분하는 추정방식은 현실에 존재하는 여러 형태의 자산들을 유동성을 기준으로 하여 세세하게 구분할 수 있도록 도와준다.

끝으로 본 연구에서 사용된 소비함수 추정식을 이용하여 우리나라의 유동성제약의 강도와 외환위기 이후 유동성제약의 완화 경향을 확인하고 이에 따른 소비불평등도의 감소를 횡단면 분산분해방식을 이용하여 같은 기간의 소득불평등도 증가 및 가구특성 변화 현상과 구분하여 논의한다.

본 연구는 다음과 같은 차례로 구성되어 있다. 제II장에서는 관련 문헌을 요약·비교한다. 외국 문헌과 한국의 관련 문헌을 차례로 소개함과 동시에 본 연구가 채택하고 있는 접근법이 이들과 어떻게 차별화되는지를 부각시킨다. 제III장에

서는 동태적 가구소비결정모형을 통해 가구소비함수를 가구별 특성변수뿐 아니라 현재의 소득, 자산, 부채의 함수로 표현한다. 가구별 특성변수가 소비 결정에 영향을 미치는 경로를 직접 및 간접 경로로 나누고 가구원수가 직접적인 경로를 대표하는 가구특성변수임을 논한다. 제IV장에서는 『2000년도 가구소비실태조사』를 이용하여 가구소비함수를 추정한다. 또한 사용된 추정법이 현실에 적용될 수 있는 예를 제시하기 위해, 그 추정결과를 『1996년도 가구소비실태조사』의 추정결과와 비교한다. 이를 통해 흔히 언급되는 외환위기 이후의 유동성제약 완화현상이 소비의 불평등도에 어떻게 작용하였는지를 분석한다. 끝으로 제V장에서는 본 연구의 결론과 후속연구방향을 제시한다.

II. 관련 문헌

소비이론분야의 대다수 연구들이 생애소득가설이나 항상소득가설의 주장을 검증하기 위해 이루어졌으며, 이러한 생애-항상소득가설로부터 도출되는 가설들이 현실 경제에서는 성립하지 않는 것처럼 보이는 것이 다반사이다. 예를 들면, 위험자산 초과수익현상(equity premium puzzle) 및 예비적 혹은 상속 동기의 저축(precautionary or bequest motive)의 존재와 그

크기에 관한 논쟁과 같이 생애-항상소득 가설에 의해 온전히 설명되지 않는 특이 현상들이 지금까지 다수 관찰되었다.

이러한 이론과 현실의 괴리를 해소하기 위해, 일반적으로 취해지는 해결책은 먼저 가구 간의 차별성을 고려하는 가운데 금융시장의 불완전성을 가정하는 것이다. 그런 후에 불완전 금융시장의 가정하에서 도출되는 이론적 함의들을 사용 가능한 자료를 이용하여 검증하는 방식이다. 다만, 자료의 형태가 거시 시계열 자료인지 미시적 횡단면 자료나 횡단면 시계열 자료인지 여하에 따라 구체적인 이론모형의 형태와 계량검증방법의 성격이 달라진다.

거시경제 관련 시계열 자료를 이용한 많은 연구에서 가구소비 결정에 있어서 유동성제약의 존재 및 중요성을 긍정하는 결과가 나타나고 있다. 그들 중 대부분이 유동성제약으로 인해 자산시장에서 거래가 제한 혹은 금지된 가구들은 각 기에서 그들의 근로소득만큼 소비하는 경향이 있다는 사실에 착안하였다.

대표적 사례인 Flavin(1981) 및 Campbell and Mankiw(1990)는 소비(또는 소비증가율)의 변화는 예측 가능한 소득의 변화와 양의 상관관계를 가진다는 사실을 근거로, 금융시장에서 자산의 마이너스(-) 거래제한(short sale restriction) 및 대출제한(borrowing constraint)의 존재 여부에 따라

소비의 평탄화가 제한될 수 있다는 간접적인 증거를 제시하였다. 그리고 Hall and Mishkin(1982)은 횡단면 시계열 자료를 이용한 분석에서 미국의 가구 중 20%가 유동성제약하에 있다고 추정하였으며, 이는 유동성제약이 있는 가정이 표본집단의 19.4%를 구성하고 있다고 밝힌 Mariger(1987)의 연구와 일치한다.

위에서 소개한 시계열 및 횡단면 시계열 자료 중심의 실증연구들은 소비함수 자체의 명시적 추정보다는 유동성제약의 존재를 증명하는 데 초점을 맞추고 있기 때문에 본 연구에 직접적으로 적용할 수 없다는 단점이 있다. 더구나 본 연구에서 사용된 자료가 횡단면 자료인 『가구소비 실태조사』인 점을 감안하면 자료의 특성에 맞추어 추정방법이 다르게 설계되어야 한다. 따라서 시계열 자료 중심의 실증연구들을 살펴보는 대신 가구소비 결정에 대한 이론적 논의와 횡단면(혹은 횡단면 시계열) 자료를 이용한 소비함수 추정 사례를 살펴보는 편이 보다 유용할 것이다.

Deaton(1995)과 Gollier(2001)는 유동성 제약하에서 소비함수가 오목해짐을 이론적으로 증명하였다. 그들은 또한 모형계산을 통해서, 소비자가 인지하는 계획기간(time horizon)이 길어짐에 따라 소비함수가 (하나 혹은 다수의) 굴절점을 연결하는 직선 형태에서 부드럽고 오목한

6) Hansen and Singleton(1982)과 Mankiw, Rotemberg, and Summers(1985) 참조.

(concave) 형태의 곡선으로 수렴함을 보여 주었다.⁷⁾

반면 Hayashi(1985)는 그의 연구에서 일정 수준 이하의 동원가능현금(cash-on-hand)을 지닌 가구는 가능한 모든 동원가능현금을 소비를 위해 사용하며 그 밖의 가구는 그들이 가진 재원의 일부분만 소비에 사용한다는 가정하에 굴절된 선형 소비함수(kinked consumption function)를 채택하였다. 일본의 횡단면 자료를 사용한 그는 일본가구의 16%가 유동성제약을 가지고 있다고 추정하였는데, 이는 앞서 언급한 Hall and Mishkin(1982) 및 Mariger(1987)의 결과와 대단히 근사하다.

물론 굴절점(kinks)의 존재와 위치는 유동성제약의 존재와 위치를 파악하는 데 있어 매우 중요하다. 하지만 Hayashi(1985)의 경우처럼 대부분의 연구가 지금 당장 직접적으로 유동성제약에 걸리지 않았다 하더라도 가구의 소비결정이 유동성제약의 잠재적 존재에 의해 영향을 받는다는 사실은 고려하지 않았다. 만약 이러한 점들이 고려되었다면 Deaton(1995)과 Gollier(2001)가 제시한 바와 같이 소비자가 인지

하는 계획기간이 길어짐에 따라 굴절점은 사라지고 대신 최적소비함수의 형태가 전체적으로 부드럽고 오목한 형태의 곡선으로 관측되었을 것이다.

한편 가구소비를 설명하기 위해 가구간 차별적 특징을 분석에 포함시키는 방법은 가구소비 연구에 있어 매우 선호되는 접근법이다. 소비가 동원 가능한 재원의 크기에 비례한다는 사실에 근거하여, 동원 가능한 재원을 과거 소비-소득-저축 자료로부터 추정하거나, 가구별 특성의 함수로 파악하는 것이 가능하다. 하지만 분석에서 횡단면이나 횡단면 시계열 자료가 더 많이 사용되므로 가구특성을 고려하는 소비함수 추정법이 더 자주 채택되는 경향이 있다. Cox and Jappelli(1993)는 가구특성을 고려한 항상소득을 다음과 같은 선형식으로 추정하였다.

$$y_i = Z_i \beta + \delta_i,$$

여기서 Z_i 는 각 개별가구에 대한 관측 가능한 특성변수들의 벡터이며, β 는 계수 벡터, 그리고 δ_i 는 관측되지 않거나 시간에 불변하는 가구별 특성오차를 나타

7) Carroll and Kimball(1996)은 HARA(Hyperbolic Absolute Risk Aversion)형의 효용함수에 대하여 유동성제약이 없는 경우에도 다음의 경우를 제외하고는 소비함수가 오목해진다는 사실을 밝혀냈다. 그들은, 첫째 기간효용함수(an instantaneous utility function)가 CRRA 형태를 지니며($u(C) = \frac{C^{1-\gamma}}{1-\gamma}$) 위험요소가 수익률과 같이 곱의 형태로 정의되어 있는 경우, 둘째 CARA 효용함수($u(C) = \frac{1}{\alpha} \exp(-\alpha C)$)이고 위험요소가 노동소득과 같은 합의 형태로 존재하는 경우, 그리고 셋째, 효용함수가 2차 다항식($u(C) = -\frac{\alpha}{2}(C-x)^2$)인 경우에만 선형의 소비함수가 도출됨을 증명하였다. 물론 본 연구에서는 첫 번째 형태의 기간별 효용함수를 가정하였다.

낸다.

또한 가구별 특성은 항상소득과의 관계를 통해 소비에 영향을 줄 뿐 아니라 선호체계를 통해 소비결정에 직접적인 영향을 미치기도 한다. Attanasio and Banks (1998)는 이러한 측면을 강조하여 다음과 같은 기간별 가구효용함수를 가정하였다.

$$u(C_{it}, Z_{it}) \equiv \frac{C_{it}^{1-\gamma}}{1-\gamma} \exp[\xi' Z_{it}]$$

이보다 발전된 형태로 Aguiar and Hurst (2004)는 Becker류의 가구생산함수 개념을 이용하여 식료품비 지출로부터 식료품 소비의 질을 구분하여 파악하는 한편 횡단면 시계열 자료의 장점을 활용하기 위하여 앞의 경우들과 같이 가구특성을 나타내는 변수들을 포함시켰다.⁸⁾

이렇듯 다양한 가구소비 관련 외국문헌과 견주어 한국의 경우를 다룬 소비 관련 실증연구도 이미 상당히 축적된 상태이다. 물론, 방법론상에 있어서 국내문헌들도 앞서 소개한 외국문헌과 마찬가지로 대부분 시계열이나 횡단면 시계열 자료를 사용하고 있으며, 따라서 소비함수의 명시적 추정보다는 유동성제약의 존재 및 크기를 추정하는 데 주안점을 두고 있다. 그리고 횡단면 자료를 사용하거나 소비함수의 직접적인 추정을 목적으로 하는 경우에도 유동성제약의 존재나 강도를 명시

적으로 도입하지 못하였다.

먼저, 유경준(2002)과 유경준·김대일(2002)은 경제불평등의 관점에서 한국경제의 최근 상황을 서술하기 위해 가구소비함수를 분석하였다. 하지만, 이들의 연구는 1997년도 외환위기를 전후로 하여 소득분배에 어떠한 변화가 있어 왔는지를 분석하는 데에 초점이 맞추어져 있다. 비록 소비와 가구별 특성을 연결시키고 가구소비의 분포 및 불평등도와 관련한 분석도 포함되어 있긴 하나, 이는 단지 항상소득가설을 역으로 이용하여 소비의 분배를 통해 소득분배를 간접적으로 추론하기 위한 방편이었으며, 더구나 우리가 지금 관심을 갖고 있는 유동성제약이 명백히 고려되지 않았다.

다음으로, 김준경(1995)과 차은영(1996)은 총량적 시계열 자료를 이용하여 유동성제약하의 소비의 오일러 방정식을 추정하였다. 김준경(1995)은 한·미·일 3국의 자료를 비교하여 한국의 유동성제약이 1980년 이후로 줄어드는 경향을 보이지만 미국·일본에 비해 여전히 높게 나타나고 있다는 점을 발견하였다. 그리고 소비자들이 비내구재의 소비보다 내구재 소비를 결정하는 데 있어 유동성제약의 영향을 더 받는다는 사실도 보였다. 차은영(1996) 역시 시계열 자료를 이용하여 저축률을 추정하였으며 개인의 금융부채 변수를 포

8) 식료품 소비의 질(quality)은 식료품비지출뿐 아니라 식료품목, 조리시간 및 쇼핑시간 그리고 외식횟수 등과 같은 여러 결정변수의 함수로 측정된다.

함하여 유동성제약의 대리변수로 사용하였다.

반면 남주하·여준형(2004)과 차은영(1997)은 횡단면 시계열 자료를 이용하여 유동성제약하의 소비의 오일러 방정식을 추정하는 접근법을 취한다. 이전의 총량적 시계열 자료를 이용하는 방식에 비해 분석대상 자료가 정치화되었으며, 오일러 항등식을 추정하는 방식에 있어서도 질적인 개선이 있었다. 하지만 소비함수를 명시적으로 추정하지 못한다는 어려움을 여전히 안고 있다.

그리고 남주하·이수희·김상봉(2004)과 박대근·이창용(1997)은 반복된 횡단면 자료인 『도시가계조사자료』를 synthetic cohort 방법을 사용 분석하여 소득, 소비 및 저축률의 추이를 구하였다. 그 결과 cohort 효과를 제거한 후 소비와 소득이 생애주기가설을 따름을 보일 수 있었으나, 유동성제약의 강도를 명시적으로 고려하지 못했다는 단점이 여전히 남아 있다.

이렇게 볼 때, 아직까지 유동성제약의 강도를 고려함과 동시에 가구소비함수를 명시적으로 표현하고 추정한 경우는 없었던 것으로 사료된다. 따라서 본 연구에서는 이런 측면을 보강하여 가구소비함수를 설계하고 『가구소비실태조사』를 이용하여 이를 추정하고자 한다.

III. 이론적 논의

본장에서는 Z_{it} 라는 특성을 가진 가구 i 에게 주어진 소비-저축의 동태적 최적화 문제를 고려해 본다. 이를 통해 가구소비를 가구소득(Y_{it})이나 보유자산(A_{it}) 및 부채(D_{it})의 가치 등의 경제력 지표들과 가구별 특성 Z_{it} 의 함수로 나타내고자 한다. 특성벡터 Z_{it} 는 가구원수, 자녀의 수, 가구의 교육수준 및 가구의 연령, 성별구성, 배우자의 노동시장 참여 등과 같은 가구별 특성을 나타내는 다양한 정보를 포함한다. 일반적으로 가구별 특성변수는 내생적 또는 외생적 변수로서 시간의 흐름에 따라 확률적(stochastically)으로 혹은 확정적(deterministically)으로 변화하는 경향이 있으나, 여기서는 논의의 단순화를 위하여 가구별 특성변수 Z_{it} 가 외생적으로 주어질 뿐 아니라 시간의 흐름에 상관없이 고정된 값을 갖는 것으로 가정한다(즉, 모든 t 에 대해서 $Z_{it} = Z_i$ 임).

$$\max_{\{C_{it}\}} E[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_{it}, Z_i)],$$

$$u(C_{it}, Z_i) \equiv \frac{C_{it}^{1-\gamma}}{1-\gamma} \exp[\xi Z_i],$$

$$A_{it+1} - D_{it+1} = (1 + R_{t+1})$$

$$(A_{it} - D_{it} + Y_{it} - C_{it}).$$

Attanasio and Banks(1998)에 의해 채택

된 기간별 효용함수 $u(C_{it}, Z_i)$ 는 기본적으로 불변의 상대적 위험 회피도를 지닌 효용함수(CRRA)의 형태를 유지하는 동시에 가구특성벡터(Z_i)로부터 시계열상의 소비배분 결정인자를 분리해낼 수 있기 때문에 취급이 편리하다는 장점이 있다.⁹⁾ 또한, 벡터 ξ 는 가구원수와 같은 규모 변수들이 구성원의 후생수준에 미치는 규모 효과(scale effect)를 측정하는 역할을 수행한다.¹⁰⁾ 그리고 이 경제에서는 근로소득(Y_{it})과 자산수익률(R_{it})의 두 가지 소득원천이 존재한다고 가정한다. 이 두 개의 소득원천은 특정 결합 확률과정을 따르겠지만, 구체적으로 어떤 확률과정을 따르는지에 대해서는 제약을 두지 않는다.

이러한 가구의 최적화 문제를 Bellman 항등식으로 변환시켜 다음과 같은 식을 얻었다.

$$V(A_{it} - D_{it} + Y_{it}, Z_i) = \max u(C_{it}, Z_i) + \beta EV[A_{it+1} - D_{it+1} + Y_{it+1}, Z_{it}]$$

그리고 위의 Bellman 항등식을 만족시키는 최적의 소비전략은 완전자본시장의 가정하에서 아래의 선형을 따른다고 알려

져 있다.

$$C_{it} = \alpha(W_{it} + Y_{it}), \quad W_{it} = A_{it} - D_{it} + H_{it}$$

위 소비함수식에서 H_{it} 는 미래 근로소득흐름($Y_{ij}, j = t + 1, t + 2, \dots$)의 현재가치, 즉 인적자원의 가치를 의미한다. 이 값은 동등화 마팅게일 측도(equivalent martingale measure)하에서 노동소득흐름에 기댓값을 취함으로써 얻어진다. 여기서 사용된 동등화 마팅게일 측도의 경제학적 정의는 자연 확률 측도(natural probability measure)를 개별시간과 상태에 부여되는 한계효용의 비율로 곱하여 얻어지는 값이다.¹¹⁾ 그리고 W_{it} 는 물적 순자산과 인적자본을 합한 개념이다.

$$H_{it} = E_t^Q \left[\beta^k \frac{\sum_{k=1}^{\infty} Y_{i,t+k}}{\prod_{j=1}^k (1+r_{t+j})} \right] = E_t \left[\frac{\sum_{k=1}^{\infty} \beta^k u'(C_{t+k}^P, Z_P)}{u'(C_t^P, Z_P)} \times Y_{i,t+k} \right]$$

한편 본 연구에서는 횡단면 자료를 이용하고 있는 관계로, 횡단면 자료를 통해 인적자본의 가치 H_{it} 에 대한 정보를 얻

-
- 9) Z_{it} 가 시간의 흐름에 따라 변화할 경우 Z_{it} 는 β 와 함께 시계열상의 소비-저축을 결정하게 된다. 하지만 앞서 가정한 바와 같이 모든 t 에 대해 $Z_{it} = Z_i$ 인 경우 Z_i 는 자원배분 결정에 아무런 영향을 주지 못한다.
- 10) 기간효용함수 내에서 C_{it} 와 Z_i 의 분리 가능한 관계는 가구원수와 같은 크기 관련 변수들이 가구소비수준에 미치는 규모효과(scale effect)를 계측하지 못하게 만드는 단점을 지닌다. 이를 보완하기 위해 가구소비의 규모효과를 고려한 모형을 추가적으로 뒤에서 제시한다.
- 11) 한 가지 주의할 점은 사용된 한계효용이 자산시장에 항상 참여하는 가구들의 한계효용이어야 된다는 점이다. 따라서 C_t^P 는 항상 금융시장에 참여하고 있는 소비자의 소비를 나타낸다.

을 수 있다는 추가적인 가정이 필요하다. 따라서 H_{it} 를 노동경제학에서 흔히 사용되는 바와 같이 가구별 특성 벡터와 백색잡음¹²⁾ ε_{it} 의 함수로 가정하였다.

$$H_{it} = \text{Kexp}[\theta'Z_{it} + \varepsilon_{it}]$$

지금까지는 일체의 마찰적 요인이 없다는 가정하에서 항상-평생소득가설이 가지는 함의를 논의해 보았다. 이를 좀더 일반적인 모형으로 확장시키기 위해 불완전(imperfect) 자본시장¹³⁾의 특징인 유동성제약을 도입해 보고자 한다. 유동성제약이 존재하는 경우에는 유동성제약이 존재하지 않는 경우와 비교해 볼 때 소비수준을 저하시킨다. 비록 소비와 동원가능현금(cash-on-hand) 사이의 굴절된 관계는 Hayashi(1985)를 포함하여 많은 연구에서 일반적으로 받아들여졌지만, 이러한 굴절된 선형관계만으로는 3기간 이상의 소비-저축결정모형에서의 유동성제약의 영향을 적절하게 설명하지 못한다. 소비자가 인지하는 계획기간이 2기를 넘어서게 되

면 동원가능현금(cash-on-hand)의 양에 의존하는 최적소비함수는 점차 부드럽고 오목한 형태로 나타난다는 사실이 Gollier (2001)에 의한 수치실험을 통해 밝혀진 바 있다. 이러한 결과를 통해서 유동성제약에 의해 직접적으로 금기의 소비가 제약을 받았던 가구가 아니라 할지라도 차기의 소비결정에 있어서 유동성제약이 존재할 수 있다는 사실만으로도 금기 소비결정에 영향을 받는다는 사실을 직관적으로 알 수 있다.¹⁴⁾ 따라서 본 연구에서는 부드럽고 오목한 형태를 띤 소비함수의 성질을 고려하여 모형을 설계하였다.

본 연구에서는 가구특성벡터를 해당 가구가 보유한 인적자본의 결정 인자로 표현하고 이를 다시 유동성제약하의 소비결정과 연관지었다는 점에서 Hayashi(1985)를 포함한 여타 횡단면 자료를 이용한 분석과 유사하다. 하지만 본 연구는 소비함수에 유한개의 굴절점의 존재 여부를 통해 유동성제약의 유무를 실증하기보다는 제시된 소비함수의 곡률(curvature)을 추정

12) 흔히 오차항은 시간불변 고정효과(fixed effect) 및 시간효과(time effect)와 백색잡음의 합으로 $\varepsilon_{it} = \delta_i + \gamma_t + \eta_{it}$ 와 같이 나타내지만, 본 연구에서는 횡단면 자료를 사용하므로 오차항에 시간효과와 개인효과를 별도로 도입하는 것은 무의미하다고 판단되었다.

13) 용어 'imperfect'는 'incomplete'와 구분되어야 한다. 'incomplete'한 자본시장은 여러 개의 동등화 마팅계일 측도가 존재함을 뜻한다. 즉, 시장 내에 거래 불가능한(non-tradable) 위험이 존재한다는 뜻이다. 반면에 'imperfect'한 자본시장은 규제나 시장관습과 같은 비교역적 위험요소의 존재뿐 아니라 다른 마찰적 요인들도 고려하는 개념이다. 이하에서 사용되는 '불완전'이라는 용어는 모두 'imperfect'를 의미한다.

14) 박대근·이창용(1997)은 한국이나 대만과 같이 가구별 저축률이 30%를 상회하는 경제에서 소비와 소득이 유사하게 움직이는 점에 주목하고 기존의 유동성제약이론의 현실 설명력이 떨어진다고 언급하였다. 하지만 이는 기존의 유동성제약이론이 유동성제약의 유무를 기준으로 하는 데 연유하며, 본 연구에서와 같이 유동성제약의 강도를 기준으로 하는 모형의 경우에는 소비와 소득의 높은 상관성과 높은 저축률을 모순 없이 설명할 수 있다.

함으로써 유동성제약의 강도를 측정하는데 초점을 두었으며, 이 점에서 다른 선행 연구와 차별화된다.

우선 완전자본시장에서 가구소비함수는 다음과 같이 선형방정식으로 표현될 수 있다.¹⁵⁾¹⁶⁾

$$\begin{aligned} C_i^{NLC} &= \beta_0(A_i - D_i + H_i + Y_i) \\ &= \beta_0(A_i - D_i + Y_i + K \exp[\theta'Z_i + \varepsilon_i]) \\ &= 2\beta_0 \frac{(A_i - D_i + Y_i + K \exp[\theta'Z_i + \varepsilon_i])}{2} \end{aligned}$$

위의 소비결정식에서 최적의 가구소비는 동원가능현금($A_i - D_i + Y_i$)과 인적자본(H_i)의 현재가치의 산술평균값이 됨을 알 수 있다.

반면에 불완전자본시장에서는 인적자본의 현재가치가 정확하게 측정되지 않고 과소평가되는 경우가 많기 때문에 전자와는 다른 형태로 가구소비함수가 표현되어야 한다. 이에 기하평균이 산술평균에 비해 항상 작거나 같은 값을 갖는다는 사실을 이용하여, 본 논문에서는 위 식에 나타난 동원가능현금($A_i - D_i + Y_i$)과 인적자본의 산술평균을 기하평균으로 대체하여 불완전 자본시장하의 가구소비함수로

채택하였다.

아래 식에서 β_1 의 값을 바꿈(늘림)으로써, 불완전 자본시장에서 인적자본의 가치(H_i)가 과소평가되는 정도를 조절할 수 있다. 자본시장의 불완전성으로 인해 유동성제약이 존재하는 상황에서 가구의 최적소비함수¹⁷⁾는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} C_i^{LC} &= 2\beta_0[A_i - D_i + Y_i]^\beta K^{1-\beta} \\ &\quad \exp[(\theta'Z_i + \varepsilon_i)(1 - \beta_1)]. \end{aligned}$$

위 식에서 $\beta_1=1$ 일 때는 보유한 인적자본은 아무런 현재 가치를 인정받지 못하여 소비가 단지 동원가능현금(cash-on hand)의 액수에 의해 결정되는 경우이며, β_1 이 줄어들수록 유동성제약이 완화되어 인적자본의 일부분이라도 그 가치를 평가받게 되는 것으로 해석할 수 있다.

위의 최적소비함수의 양변에 로그를 취해서 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned} \log C_i^{LC} &= \log 2\beta_0 + (1 - \beta_1) \log K \\ &\quad + \beta_1 \log[A_i - D_i + Y_i] \\ &\quad + (1 - \beta_1) \theta'Z_i + (1 - \beta_1) \varepsilon_i \quad (1) \end{aligned}$$

식 (1)은 자산과 부채 보유에 관한 모든 정보가 정확하다는 가정하에서 성립하며,

15) 앞에서 언급했듯이, Carroll and Kimball(1996)은 근로소득이 존재할 경우 CRRA 효용함수를 갖는 소비자의 소비함수는 오목한 곡선의 형태를 갖는다고 밝혔다. 이를 소위 예비적 동기의 저축(precautionary saving)이라 한다. 하지만 이 경우에도 근로소득의 변동성에 대한 위험이 완전하게 분산되고 미래 근로소득의 흐름이 금융시장에서 자유롭게 거래될 때에는 선형의 소비함수가 얻어질 수 있다.

16) 시간을 나타내는 첨자 i 는 편의상 이후부터 생략한다.

17) 가구소비행태는 효용함수의 분리가능성(separability)으로 인해 가구특성($\exp(\xi'Z_i)$)에 의한 영향을 받지 않는다.

그렇지 않은 경우에는 아래와 같이 동원 가능현금 대신에 현재 소득을 대입하는 형태의 소비함수를 고려해야 할 것이다.

$$\begin{aligned} \log C_i^{LCY} &= \log 2\beta_0 + (1 - \beta_1) \log K_i \\ &+ \beta_1 \log Y_i + (1 - \beta_1) \theta' Z_i \\ &+ (1 - \beta_1) \varepsilon_i \end{aligned} \quad (2)$$

여기서는 자산, 부채 그리고 인적자본의 합이 가구별 특성의 함수로 표현되는 가정을 암묵적으로 내포하고 있다 ($A_i - D_i + H_i = K_i \exp[\theta' Z_i + \varepsilon_i]$).

한편 식 (1)과 (2)를 유도하기 위해 사용된 기간효용함수는 C_{it} 와 Z_i 의 분리가능성(separability)을 전제로 하고 있기 때문에 가구원수와 같은 크기 관련 변수들이 가구소비수준에 미치는 규모효과(scale effect)를 계측하지 못하는 단점을 지닌다. 가구소비가 가구 내에서 어느 정도 공공재적인 성격을 갖는다는 점을 감안하면 이를 해결하기 위한 보완책으로 C_{it} 와 Z_i 의 분리성(separability)을 적어도 가구원수에 대해서는 완화하는 것이 타당하다. 그럴 경우 개별가구의 기간별 효용함수는

$$u(C_{it}, X_i) \equiv \frac{C_{it}^{\delta(1-\gamma)/N_i}}{1-\gamma} \exp[\xi' X_i]$$

같이 정의될 수 있다.¹⁸⁾ 물론 여기서 X_i

는 가구별 특성변수 Z_i 에서 가구원수 N_i 를 제외한 나머지 변수들로 구성된 벡터이다. 새로이 정의된 기간별 효용함수에 대하여, 소비함수 추정식 (1)과 (2)는 각각 다음과 같이 바뀌게 된다.¹⁹⁾

$$\begin{aligned} \frac{\log C_i^{LC}}{N_i} &= \beta_0 + \beta_1 \frac{\log[A_i - D_i + Y_i]}{N_i} \\ &+ (1 - \beta_1) \theta' \frac{X_i}{N_i} + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \frac{\log C_i^{LCY}}{N_i} &= \beta_0 + \beta_1 \frac{\log Y_i}{N_i} \\ &+ (1 - \beta_1) \theta' \frac{X_i}{N_i} + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (4)$$

식 (3)~(4)는 식 (1)~(2)와 비교하여 가구원수에 의한 규모의 효과를 잘 표현하는 반면 일부 가구특성변수와 관련된 계수의 해석이 곤란하다는 단점이 있다. 이를테면, 가구 내 취업자수와 취학자수 등 가구의 인적 크기를 나타내는 변수들을 가구원수로 나누는 것은 정규화(normalization) 작업으로 이해할 수 있으나 가구주의 학력이나 성별을 가구원수로 나누는 것은 경제적 의미를 부여하기 어렵기 때문이다.

18) 기간별 효용함수의 지수를 가구원수의 역수로 나타내는 것은 가구원수가 클수록 가구 내의 자체적인 위험분산 시스템(risk sharing system)이 강하게 작용할 것이고 따라서 해당 가구의 위험회피도(risk aversion)가 낮게 나타날 것이라는 직관에 기초한다.

19) 편의상 식 (3)~(4)의 유도과정에서는 식 (1)~(2)와는 달리 규모효과를 결정짓는 계수인 δ 나 인적자본가치를 결정하는 K 와 같은 모수들을 추적하여 따로 표기하지 않았다.

IV. 계량분석

앞 장에서는 유동성제약 및 차별화된 특성을 지닌 가구들의 소비형태를 설명하기 위한 분석적 모형을 제시하였다. 본 장에서는 앞에서 유도된 가구소비함수 (1)~(4)에 대한 검증결과를 보임과 동시에 그 결과에 대한 경제학적 설명을 제시한다.

1. 분석자료

본 연구에서는 2000년²⁰⁾에 실시된 『가구소비실태조사』²¹⁾ 자료가 사용되었다. 가구의 소득과 소비의 경향을 분석하기 위하여 시행된 『가구소비실태조사』는 전국에 걸쳐 표본가구를 선택하여 가구의

연간 소득과 지출, 내구재, 저축 및 부채를 상세하게 조사하였다. 행정구역과 인구수를 고려하여 조사대상 가구를 선정하였으며 표본의 크기²²⁾는 약 27,000가구에 이른다. 연간소득, 저축, 채무, 그리고 내구재·비내구재 구입 등에 관한 가구별 정보가 호별 방문조사원과의 인터뷰를 통해 설문지에 기록되었다. 또한 『가구소비실태조사』는 소득과 지출에 관한 자세한 정보 획득을 위해 사전에 미리 배포한 가계장부를 참고하여 하루 단위로 기록된 소득원천과 지출의 형태에 관한 자료도 포함하고 있다.

물론 『가구소비실태조사』²³⁾가 우리 경제에 관해 존재하는 유일한 미시자료는 아니다. 하지만 다음과 같은 이유에서 본 연구는 『가구소비실태조사』를 연구대상으로 선택하였다.

우선 이 자료는 자산과 부채 보유에 관

20) 1996년의 『가구소비실태조사』는 1996년의 경제활동자료를 포함하며, 2000년의 『가구소비실태조사』는 실제로는 2001년에 시행되었으나 2000년의 경제활동자료를 포함한다.

21) 『가구소비실태조사』(NSHIE)는 1991년, 1996년, 그리고 2000년에 전국적으로 시행되었으나 1991년에 시행된 조사는 나머지 다른 두 조사와 조사 설계 및 설문내용 면에 있어 일치하지 않는 부분이 많다. 그리고 1996년에 시행된 조사는 조사항목에 있어서는 2000년에 시행된 조사와 거의 일치하였지만 지출 항목의 조사대상기간에 있어 차이가 났다. 이를테면 연간 단위로 소득과 지출이 조사된 2000년과는 달리 1996년 조사에서는 월간단위로 소득과 지출이 조사되었다. 이러한 이유로 본 연구에서는 『2000년도 가구소비실태조사』를 주로 사용한다. 그리고 『1996년도 가구소비실태조사』는 2000년도와의 비교를 위해 연간단위로 환산한 후 보조적으로 사용한다.

22) 『가구소비실태조사』는 층화된(stratified) 무작위표본의 개념에 기초하여 각 관측가구에 대해 서로 다른 가중치를 부여하였다. 하지만 농업종사가구나 특정지역의 가구에 대해 가중치를 적절하게 부여하지 않았다는 지적이 제기되고 있다. 따라서 본 연구에서는 가중치를 반영하지 않았다. 또한 가구별 특성변수의 사용을 통해 독립변수와 종속변수 간의 관계가 제대로 컨트롤된다면 가중치가 결과에 미치는 영향력은 작아질 것이라는 점도 가중치를 사용하지 않은 다른 이유이다.

23) 이 외에도 『도시가계연보』, 『대우패널자료』, 『한국노동패널자료』 등의 가구 단위 자료가 있지만 『가구소비실태조사』에 비해 관측치의 수, 자산이나 부채 등의 조사항목, 그리고 자료관측 시기 등에 있어 본 연구의 목적에 상대적으로 적합도가 떨어지는 것으로 판단되었다.

련된 상대적으로 세부적인 정보를 제공하여 가구 소비-저축결정의 분석에 일관성을 부여해준다.²⁴⁾ 또한 최근 한국의 외환위기 전후를 포함하는 5년 단위의 조사 간격은 변동이 심한 고금리 체제에서 변동이 완화된 저금리 체제로의 변화로 인한 외환위기 전후 경제상황의 움직임을 미시적으로 분석할 수 있는 기회를 제공한다는 점이다.

2. 가구규모효과를 고려하지 않은 가구소비함수의 추정

본절에서는 가구원수에 의한 규모효과를 고려하지 않은 가구소비함수인 식 (1)~(2)의 검증결과를 살펴본다. 설명변수인 가구특성 벡터 Z_i ²⁵⁾에는 가구원수(N_i), 가구 내 취업자수(E_i), 재학중인 자녀수(SC_i), 가구의 연령($HeadAge_i$), 성별($HeadSex_i$) 및 교육수준($HeadEdu_i$) 등이 포함된다.

$$Z_i \equiv \begin{pmatrix} N_i \\ E_i \\ SC_i \\ HeadAge_i \\ HeadSex_i \\ HeadEdu_i \end{pmatrix}$$

앞에서 간단히 언급하였다시피 이와 같은 특성 변수들은 가구의 선호도뿐 아니라 인적자본의 현재가치를 결정하는 변수들이다. 특히 가구의 연령변수는 흔히 인적자본 축적량에 대해서 2차 곡선 형태를 띠고 있으며, 같은 맥락에서 소비와 소득에 대해서도 2차 곡선(quadratic) 형태를 보이는 것으로 이해되고 있다. 따라서 가구특성 벡터 Z_i 에는 가구의 연령뿐 아니라 그 제곱항도 포함시키기로 한다.

또 다른 설명변수인 동원가능자산은 자산, 부채, 가구소득의 세 부분으로 이루어진다. 먼저, 자산 (A_i)은 가구가 보유하고 있는 각종 금융자산 및 부동산 가치의 총합으로 예금, 주식, 채권, 개인연금, 공적연금 및 부동산뿐 아니라 갯돈 불입금, 빌려준 돈 및 (임차인으로서 맡긴) 전·월세 보증금 등이 이에 속한다. 둘째, 부채(D_i)

24) 『가구소비실태조사』에서 조사된 보유자산이나 저축에는 공공 및 직업연금과 의료보험 납입금이 포함되어 있지 않다. 따라서 이후에서는 필요에 따라 이들 항목들을 저축항목에 산입한다.

25) 가구특성변수 Z_i 에 가구의 직업은 포함되어 있지 않다. 비록 본 연구에서는 다루지 않았지만 직업변수를 포함한 모형의 분석은 (완전이든 불완전이든 간에) 금융시장에서 직업별 노동소득의 변동성을 어떠한 가치로 평가하는지에 대한 정보를 이끌어낼 것이다. 이를 위해 다음과 같이 여러 방식으로 직업 더미변수(O_i)를 검증식에 포함시킬 수 있을 것이다. 첫 번째 방법은 식 (5)에 $\beta_5 O_i$ 항을 추가하는 것이다. 두 번째는 β_1 을 $\beta_1(1+O_i)$ 로 대체하는 것이다. 첫 번째 방법은 각각의 직업에는 다른 수준의 인적자본이 요구된다는 가정하에 직업이 인적자본과 항상소득의 가치를 결정한다고 보는 입장이다. 반면, 두 번째 방법은 직업의 차이가 불완전 자본시장에서 가구의 항상소득을 측정하는 데 있어 현재 가구소득에 대해 얼마만큼의 할인 요인을 적용할 것인가를 결정한다고 가정하는 경우이다.

는 금융기관 대출이나 직장 대출뿐 아니라 임대 보증금, 외상 할부 및 계 탄 후 불입금 등을 포함한다. 셋째, 가구소득은 근로소득, 사업소득, 재산소득, 이전소득, 그리고 기타소득을 망라한다.

가구소비함수식 (1)의 추정결과는 <표 1>에 정리되어 있다.²⁶⁾ <표 1>에서는 원래의 식 (1)을 추정한 결과(모형 1)와 함께 해당가구의 거주여건에 따라 자가, 전세, 보증부 월세, 무보증부 월세로 구분하고 이를 더미변수로 구분하고 추정한 결과(모형 2) 및 거주 여건별로 동일한 추정식을 별도로 추정한 결과(모형 3~5)를 제시하였다. 특히, 모형 3은 자가보유 가구, 모형 4는 전세거주 가구, 그리고 모형 5는 보증부 월세거주 가구를 대상으로 하였다.

추정결과 식 (1)은 전반적으로 『2000년 가구소비실태조사』 자료를 잘 설명하고 있는 것으로 보인다. 여러 설명변수들 가운데서도 로그 변환한 동원가능 현금($\log [A_i - D_i + Y_i]$), 가구원수(N_i),

가구주의 나이($HeadAge_i$)와 가구주 나이의 제곱($HeadAge_i^2$) 그리고 가구주의 교육수준($HeadEdu_i$)이 현저하게 소비 결정에 대해 유의한 것으로 드러났다.

<표 1>의 모형 1에서 추정된 계수들은 다음과 같이 해석된다.²⁷⁾ 첫째, 소비의 동원가능자산에 대한 탄력성의 측정치로 간주할 수 있는 로그 변환된 동원가능자산($lcoh$)의 추정계수값은 0.206으로 나타났다. 이는 동원가능자산이 1%씩 증가함에 따라 소비는 평균 0.21% 증가한다는 의미이다.

둘째, 가구원수($famnum$)에 대한 계수는 0.17로 추정되었다. 모형의 종속변수가 가구소비의 로그값이라는 점을 고려해 볼 때, 추가적인 가구원수의 증가는 가구소비의 17% 증가를 야기한다고 볼 수 있다.

셋째, 가구 내 취업자수($famemp$)는 2의 값을 가질 때 가구소비가 최대가 되며 그 이상의 고용자수에서는 감소하는 것으로 나타났다. 이는 가구 내 고용자수가 2인

26) 식 (1)과 (3)을 추정함에 있어 (임대보증금을 제외한) 보유부동산의 가치와 전·월세보증금을 동원가능자산을 계산하는 데 포함시켰다. 가구의 총자산에서 부동산이 차지하는 비중과 주택보유 여부가 소비 결정의 중요 요소 중 하나임을 감안할 때, 부동산 관련 자산 및 부채를 포함시키는 것은 당연하지만 다음과 같은 점에 유의할 필요가 있다. 첫째, 부동산은 금융자산에 비해 유동성이 작다. 따라서 식 (1)과 (3)에서 $\beta_1 \log [A_i - D_i + Y_i]$ 를 $\beta_1 \delta \log [A_i - D_i + Y_i] + \beta_1 (1 - \delta) \log R_i$ 로 대체하는 등의 추가작업이 필요하다. 여기서 δ 는 금융자산과 부동산(R_i) 간의 유동성의 차이를 반영하는 계수이다. 둘째, 은행예금이나 금융자산과는 달리 부동산의 가치는 가구의 지리학적 위치에 크게 영향을 받기 때문에 지리학적 위치변수를 모형에 포함시키는 것이 바람직하다. 셋째, 부동산의 절대적 크기(예를 들면, 주택 면적이나 방의 개수)는 Becker류의 가구생산함수에 있어 직접적인 투입요소가 된다. 하지만 본 연구에서는 거주지의 지리적·물적 특성을 반영하는 가구생산함수를 도입하지 않았기 때문에 이러한 측면들을 기본 모형으로부터 유도해 낼 수 없다. 대신 지리적 위치나 보유 부동산의 물적 특성을 추정식에 포함시킴으로써 이러한 문제점을 부분적으로나마 반영할 수 있을 것이다.

27) 모형 2의 추정결과는 모형 1의 결과와 질적으로 유사하므로 따로 언급하지 않는다.

〈표 1〉 가구소비함수식 (1)의 추정결과(2000년 가구소비실태조사)

로그소비	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
로그 동원가능자산	0.206465** (74.32)	0.232658** (73.83)	0.227147** (30.88)	0.263914** (39.36)	0.254236** (53.27)
가구원수	0.169687** (69.75)	0.175075** (72.6)	0.183426** (34.48)	0.177581** (38.37)	0.168969** (46.66)
가구 내 취업자=1인	0.065661** (7.24)	0.06444** (7.21)	-0.0155 (-0.84)	0.022886 (1.26)	0.10919** (8.4)
가구 내 취업자=2인	0.139252** (14.2)	0.135007** (13.97)	0.073704** (3.33)	0.138005** (7.09)	0.146988** (10.77)
가구 내 취업자=3인	0.136174** (9.74)	0.126553** (9.19)	0.102788** (2.66)	0.163674** (5.32)	0.125333** (6.98)
가구 내 취업자=4인	0.124553** (4.79)	0.11134** (4.35)	0.176909 (1.75)	0.132447* (2.26)	0.110096** (3.49)
가구 내 취업자=5인	0.065025 (0.85)	0.041671 (0.55)	-0.18756 (-0.57)	0.479987** (2.97)	-0.05218 (-0.54)
가구 내 취업자=6인	0.041141 (0.16)	0.011455 (0.04)	(dropped)	(dropped)	0.004064 (0.02)
취학아동=1인	0.037812** (3.18)	0.035738** (3.05)	0.151826** (4.58)	0.083432** (2.63)	-0.01962 (-1.38)
취학아동=2인	-0.02515 (-1.02)	-0.03606 (-1.49)	-0.02241 (-0.48)	-0.06413 (-1)	-0.04748 (-1.42)
취학아동=3인	0.086321 (1.01)	0.079092 (0.94)	0.217556 (1.33)	0.079263 (0.22)	-0.048 (-0.45)
취학아동=4인	-0.06142 (-0.29)	-0.11708 (-0.55)	0.396996 (1.72)	(dropped)	-1.11646** (-3.04)
가구주 성별	-0.00256 (-0.36)	-0.00547 (-0.78)	0.038431** (2.89)	0.003474 (0.27)	-0.04349** (-3.94)
가구주 교육=중등	0.10708** (10.97)	0.093721** (9.74)	0.095677** (4.4)	0.08864** (4.14)	0.080638** (6.24)
가구주 교육=고등	0.208679** (23.08)	0.194993** (21.86)	0.141406** (6.92)	0.178354** (9)	0.194046** (16.14)
가구주 교육=전문대	0.293468** (22.77)	0.290131** (22.86)	0.166502** (5.52)	0.262313** (10.56)	0.310334** (16.86)
가구주 교육=대학교	0.352845** (33.82)	0.344489** (33.47)	0.27744** (10.84)	0.318674** (14.5)	0.338393** (24.1)
가구주 교육=대학원	0.467544** (28.75)	0.460119** (28.69)	0.260405** (4.95)	0.476081** (14.8)	0.425128** (19.32)
가구주연령	0.044233** (26.61)	0.042013** (25.62)	0.024931** (6.21)	0.039694** (11.22)	0.060876** (23.79)
가구주연령 제곱	-0.00037** (-23.88)	-0.00035** (-22.88)	-0.00017** (-4.99)	-0.00032** (-10.02)	-0.00055** (-21.86)
자가 거주		0.230024** (20.15)			
전세		0.016744 (1.64)			
보증부 월세		0.044358** (4.44)			
상수항	3.461404** (77.08)	3.225466** (70.37)	3.931682** (34.39)	3.017609** (30.81)	2.666475** (38.18)
Adj R-squared	0.6001	0.6124	0.6063	0.5872	0.5880

주: * p-value<0.05, ** p-value<0.01

() 안의 숫자는 t-값임.

인 경우 대개 가구주의 배우자 역시 고용된 경우로 이 경우 가사노동에 투입되는 노동의 양이 상대적으로 줄어들게 되고, 이 부족분을 시장에서 서비스나 재화를 대체 구입함으로써 해결해야 하는 까닭이다. 한편 가구 내 고용자수가 2인을 초과하는 경우에는 대체구입소요의 증분이 감소하여 소비의 증가폭이 감소하게 되는데, 이는 가사노동서비스를 가구소비로 대체함에 있어 일종의 규모의 경제가 존재함을 의미한다.

넷째, 재학중인 자녀수(sch_chd)에 대한 계수는 자녀의 수가 1명일 때에는 유의한 양의 값으로 추정되며, 2명 이상인 경우에는 유의하지 않은 양 또는 음의 값으로 추정되었다. 이는 규모의 경제로 인해 취학자녀 증가로 인한 소요소비 증분이 크지 않거나, 자녀가 2명 이상인 경우 이에 따른 추가적 지출상승요인이 다른 가구특성변수에 의해 이미 가구소비에 반영되었을 가능성 때문인 것으로 보인다.

다섯째, 가구주의 연령변수와 관련하여 소비함수가 볼록한 형태(hump)를 보였으며 59세부터 60세의 가구주 연령에서 소비의 최고점이 나타났다. 이는 기존 연구들에서 보고된 바와 유사하다.

여섯째, 가구주의 성별(headsex)²⁸⁾은 소비에 영향력 있는 변수로 나타나지 못했

다. 여전히 남성과 여성 노동의 급여차가 존재한다는 현실에 비추어 볼 때, 동원가능현금이 이미 가구주의 성별변수가 설명하는 바를 설명해 버렸거나 또는 선택편의(selection bias)에 의해 자료가 오염되었을 가능성으로 인해, 가구주의 성별변수에 대한 부호 및 유의정도가 모형에서 제대로 반영되지 못했다고 사료된다.

마지막으로 가구주의 교육수준(Head-Edu)²⁹⁾에 대한 추정계수는 양(+)의 부호를 가지며 역시 소비에 유의한 변수로 작용하였다. 교육수준은 소득 및 동원가능현금과 관계가 깊기 때문에 당연한 결과라 판단된다. 그러나 위의 식에서 동원가능현금이 이미 설명변수로 포함되어 있다는 것을 감안하면 교육수준에 대한 양(+)의 계수는 가구주 교육수준의 소비에 대한 비금전적 측면에 기인한 영향이라고 추측된다.

한편, 유동성제약과 주택보유 여부는 밀접한 관계를 갖는 것으로 보인다. 모기지 중심의 장기주택금융상품이 도입되지 않았던 2004년 이전의 자료를 사용하고 있음을 감안할 때, 거주주택의 유형에 따라 소비함수추정식이 다른 모습을 보일 것임을 쉽게 추측할 수 있다. <표 1>의 모형 3~5에서 볼 때 로그화된 동원가능자산의 계수의 크기로 판단되는 유동성제약

28) 남성 가구주는 1, 여성 가구주는 2의 값을 갖는다.

29) 무학은 0, 초등학교 졸업은 1, 중학교 졸업은 2, 고등학교 졸업은 3, 2년제 대학교 졸업은 4, 4년제 대학교 졸업은 5, 그리고 대학원 이상의 교육은 6을 부여하였다.

의 크기는 전세, 보증부 월세, 자가, 무보증부 월세의 내림차순으로 강한 것으로 나타났다.³⁰⁾ 이는 주택을 보유하지 못한 가구들의 유동성제약이 크다는 기존의 연구와 다소 거리가 있는 결과이나 자가 보유자가 무주택자에 비해 더 큰 유동성제약에 시달린다는 남주하·여준형(2003)의 관찰과는 관련이 있을 것으로 보인다. 하지만 이러한 유동성제약이 주택보유 자체가 가지는 강제 저축적 성격에 의한 것인지 아니면 다른 가구특성변수가 생애주기 상에서 자가보유 단계와 맞물려 변화하는데 기인한 것인지는 불분명하며 추가적인 연구가 필요할 것으로 보인다.

<표 2>에서는 가구소비함수식 (2)의 추정결과를 보여준다.³¹⁾ 식 (1)의 추정에서와 마찬가지로 거주유형에 따른 터미변수의 추가나 거주유형별 추정도 같이 제시되었다. 식 (2)는 동원가능자산(cash-on-hand) 대신 현재의 연간소득(Y_i)이 사용되었다는 점에서 식 (1)과 구분된다.

<표 2>의 결과는 몇 가지를 제외하고는 <표 1>과 질적인 측면에서 유사하다. 식 (1)에서와 마찬가지로 로그 변환한 현재 연간소득(Y_i), 가구원수(N_i), 가구의 나이(HeadAge)와 가구주 나이의 제곱(HeadAge²), 그리고 가구주의 교육수준(HeadEdu)이 현저하게 유의한 변수

로 나타났다. 하지만 동원가능자산을 이용한 첫 번째 경우보다 설명력은 다소 큰 것으로 나타났다.

모형 1을 중심으로 <표 1>과 <표 2>의 차이점을 살펴보면, 우선 소비의 소득탄력성으로 해석되는 로그변환 가구소득(lic)의 계수에 대한 추정치가 0.405로서 앞의 경우보다 다소 큰 값이 얻어졌으며, 가구주 연령에 따른 소비함수의 볼록 현상의 정점은 다소 빠른 52~53세에서 나타났다.

그리고 가구 내 취업자수(famemp)의 계수 추정값이 음수라는 점이 두드러진다. 이는 로그변환 가구소득이 로그변환 동원가능자산에 비해 취업자수와 더 직접적인 관계가 있으며, <표 2>의 모형 1에서는 로그변환 가구소득과 가구 내 취업자수가 동시에 설명변수로 사용됨에 따라 두 변수 간의 양(+)의 상관관계로 인해 가구 내 취업자수와 가구소비 간의 양의 관계가 숨겨졌기 때문으로 보인다.

한편 유동성제약과 주거유형 간의 관계에 있어서는 무조건부 월세, 자가, 전세, 조건부 월세의 내림차순으로 유동성제약이 완화되는 것으로 나타났는데, 이는 로그변환 가구소득 대신 로그변환 동원가능자산을 사용할 때와 비교하여 거의 정반대의 결과이다. 추가적인 연구가 필요한

30) 자가 거주는 1, 전세는 2, 보증부 월세는 3, 무보증부 월세는 0을 부여하였으며, 자가보유자가 자신의 집에서 거주하지 않는 경우 등은 무시하고 자가거주에 포함시켰다.

31) <표 2>에서 사용된 다섯 가지 모형의 정의는 <표 1>에서와 동일하다.

〈표 2〉 가구소비함수식 (2)의 추정결과(2000년 가구소비실태조사)

로그소비	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
로그변환 가구소득	0.405261** (94.62)	0.396853** (91.2)	0.404751** (36.33)	0.394199** (45.55)	0.379139** (62.48)
가구원수	0.161387** (70.75)	0.160796** (70.03)	0.168133** (33.57)	0.167934** (37.46)	0.153673** (43.65)
가구 내 취업자=1인	-0.1309** (-14.93)	-0.12508** (-14.34)	-0.1585** (-8.72)	-0.16024** (-8.89)	-0.08467** (-6.58)
가구 내 취업자=2인	-0.14576** (-14.94)	-0.13847** (-14.24)	-0.13318** (-5.94)	-0.14585** (-7.29)	-0.12634** (-9.14)
가구 내 취업자=3인	-0.24587** (-17.8)	-0.23976** (-17.43)	-0.21639** (-5.69)	-0.24929** (-7.99)	-0.22016** (-12.13)
가구 내 취업자=4인	-0.30474** (-12.21)	-0.29336** (-11.82)	-0.17426 (-1.91)	-0.28** (-4.96)	-0.28023** (-9.03)
가구 내 취업자=5인	-0.41006** (-5.65)	-0.38563** (-5.34)	-0.38179 (-1.21)	0.052409 (0.33)	-0.44456** (-4.78)
가구 내 취업자=6인	-0.4311 (-1.73)	-0.44224 (-1.79)	(dropped)	(dropped)	-0.42996 (-1.71)
취학아동=1인	0.017195 (1.54)	0.012025 (1.08)	0.104687** (3.42)	0.03479 (1.14)	-0.0204 (-1.49)
취학아동=2인	-0.11853** (-5.15)	-0.11859** (-5.18)	-0.14864** (-3.42)	-0.11947 (-1.92)	-0.12482** (-3.89)
취학아동=3인	-0.04133 (-0.54)	-0.04474 (-0.59)	0.06938 (0.49)	-0.25091 (-1.02)	-0.09191 (-0.9)
취학아동=4인	-0.24746 (-1.22)	-0.27717 (-1.38)	0.081621 (0.37)	(dropped)	-0.96074** (-2.71)
가구주 성별	0.013595* (2.04)	0.015339* (2.32)	0.052355** (4.2)	0.029237* (2.34)	-0.02359* (-2.22)
가구주 교육=중등	0.092745** (10.14)	0.088806** (9.77)	0.073488** (3.62)	0.085353** (4.14)	0.089723** (7.22)
가구주 교육=고등	0.161939** (19.02)	0.158725** (18.77)	0.101345** (5.28)	0.158868** (8.33)	0.171914** (14.84)
가구주 교육=전문대	0.22709** (18.7)	0.228166** (18.92)	0.128835** (4.52)	0.236822** (9.92)	0.255244** (14.32)
가구주 교육=대학교	0.258835** (26.05)	0.262437** (26.59)	0.195612** (8.05)	0.269224** (12.67)	0.283465** (20.8)
가구주 교육=대학원	0.345198** (22.28)	0.352917** (22.93)	0.186313** (3.68)	0.419271** (13.44)	0.367435** (17.26)
가구주연령	0.031757** (20.25)	0.030296** (19.42)	0.023167** (6.15)	0.03355** (9.8)	0.046816** (18.83)
가구주연령 제곱	-0.0003** (-20.68)	-0.00028** (-19.28)	-0.00018** (-5.5)	-0.0003** (-9.82)	-0.00046** (-18.98)
자가 거주		0.110024** (10.48)			
전세		0.037839** (3.93)			
보증부 월세		0.123685** (13.4)			
상수항	2.931366** (67.58)	2.915628** (67.04)	3.052197** (26.14)	2.844982** (30.16)	2.833455 (44.58)
Adj R-squared	0.6420	0.6472	0.6338	0.6106	0.6165

주: * p-value<0.05, ** p-value<0.01

() 안의 숫자는 t-값임.

부분이기는 하지만, 자가보유자의 유동성 제약이 상대적으로 강한 것으로 나타난 것은 우리나라 장기주택대출시장의 미성숙과 관련이 있는 것으로 보인다.

지금까지 가구소비가 가구별 경제력 변수(동원가능자산이나 소득 등) 및 가구특성변수들(가구원수, 가구주의 나이 및 교육수준 등)과 어떠한 관계를 가지는지를 중점적으로 살펴보았으며, 이들 관심변수들이 일관성 있게 소비결정에 유의하게 작용하고 있음을 확인할 수 있었다. 하지만 여기서 더 나아가 소비에 대한 각 설명변수들의 효과를 보다 정확하게 해석하기 위해서는 설명변수들 간의 관계에 대한 이해도 필요하다.

<표 3>은 가구소득 또는 동원가능자산의 로그변환된 값을 가구특성변수들에 대하여 회귀분석한 결과를 정리한 것이다. 추정결과 소득은 가구주 연령 48~49세에서, 동원가능자산은 18~19세에서 정점을 나타냈다. 동원가능자산이 가구주연령 18~19세에서 정점에 이른다는 결론은 사용된 다른 설명변수와의 관계로 인한 것으로 보이며 상속이나 증여로 인한 부의 이전이 동원가능자산에 영향을 미쳤을 가능성도 배제할 수 없다. 이는 로그변환 동원가능자산을 다른 변수들을 배제한 채 단

순히 가구주 연령의 2차 다항식만으로 회귀 추정했을 때에도 가구소득이나 소비와는 달리 동원가능자산의 정점이 상대적으로 이른 40대 후반에서 달성된다는 사실에서 간접적으로 확인할 수 있다.³²⁾ 여하튼 횡단면 자료를 이용한 <표 3>의 추정 결과가 상당한 설명력과 유의수준을 가지고 있는 것으로 판단되며, 이는 항상소득을 가구별 특성의 함수로 정의한 본 연구의 기본 가정이 어느 정도 지지됨을 시사한다.

3. 가구원수 규모효과를 고려한 가구소비함수의 추정

가구는 소비-저축결정의 기본단위이며 가구의 소비는 가구 내에서 공공재 혹은 클럽재(club goods)적인 특성을 지닌다. 따라서 가구원수는 소비 선택에 있어 매우 중요하다. 이와 같이 가족 공동체가 소비에 있어서 규모의 경제를 누리는 기본 단위가 됨과 동시에 구성원에게 개별적(idiosyncratic)으로 일어나는 경제적 충격에 대해 내부적으로 상호 보험을 제공하는 기능을 수행하고 있다는 점은 흥미롭다. 반면에 가구는 노동공급의 기본 단위로서 가족 구성원 사이의 가사노동 및 대

32) 한편 가구주의 연령은 재학중인 자녀의 수, 근로가구원수, 가구원수 등과 2차 함수형태의 관계를 보였다. 또한 가구소득과 가구주의 교육수준의 관계 및 현금보유와 가구주의 교육수준의 관계는 각각 양의 상관관계를 보였으며, 가구주의 교육수준변수는 취학자녀수, 근로가구원수 및 가구원수 등의 나머지 변수들과는 상관이 없는 것으로 나타났다.

〈표 3〉 가구특성이 소비여력에 미치는 영향에 대한 회귀분석

	로그 동원가능자산	로그가구소득
가구원수	0.201811** (35.2)	0.1238549** (35.82)
가구 내 취업자=1인	0.044244* (2.01)	0.5123476** (38.73)
가구 내 취업자=2인	0.139096** (5.86)	0.7801241** (54.6)
가구 내 취업자=3인	0.15553** (4.6)	1.02591** (50.27)
가구 내 취업자=4인	0.187048** (2.97)	1.170132** (30.72)
가구 내 취업자=5인	0.190263 (1.03)	1.277501** (11.32)
가구 내 취업자=6인	-0.31119 (-0.49)	1.019942** (2.63)
취학아동=1인	0.320479** (11.17)	0.2197661** (12.69)
취학아동=2인	0.108298 (1.82)	0.2602328** (7.26)
취학아동=3인	0.083519 (0.4)	0.2883118* (2.41)
취학아동=4인	-1.0981* (-2.11)	-0.0918558 (-0.29)
가구주 성별	-0.08675** (-5.05)	-0.0806936** (-7.8)
가구주 교육=중등	0.223923** (9.49)	0.1424759** (10.02)
가구주 교육=고등	0.538808** (24.95)	0.3823734** (29.36)
가구주 교육=전문대	0.860989** (28.08)	0.5890136** (31.81)
가구주 교육=대학교	1.012791** (41.63)	0.7403475** (50.43)
가구주 교육=대학원	1.197905** (31.08)	0.9071324** (38.81)
가구주연령	0.018093** (4.5)	0.0384872** (15.83)
가구주연령 제곱	-0.00048** (-12.87)	-0.0003971** (-17.66)
상수항	8.057295** (85.48)	5.442318** (95.45)
Adj R-square	0.2770	0.4552

주: * p-value<0.05, ** p-value<0.01
() 안의 숫자는 t-값임.

외활동의 분업(labor division)을 통해 가족 구성원의 노동시장 참여 여부 및 정도를 결정한다.

노동공급의 기본단위로서 가구의 역할은 가구별 특성이 항상소득을 결정한다는 본 연구의 전제와 궤를 같이하며, 앞서 언급한 바와 같이 <표 3>이 제한된 의미에서 그 역할을 확인해주고 있다. 하지만 가구소비에 있어 규모의 경제를 고려할 필요성이 여전히 존재하므로, 본절에서는 식 (1)~(2)를 대신해 이를 감안한 식 (3)~(4)를 가구소비함수로 추정해본다. 그런데 식 (3)~(4)를 추정하는 데 있어서 가구원수 외의 가구특성변수는 포함시키지 않는다. 이는 가구특성변수를 가구원수로 나누어야 하는 추정식의 속성상 새로 정의된 변수의 의미를 해석하기 힘든 측면이 있기 때문이다. 하지만 보다 근본적인 이유는 가구원수를 제외한 다른 가구특성변수들이 소비에 미치는 영향이 소득변수를 통한 간접적 효과에 치우치기 때문이다.

<표 4>에서는 일단 로그소비를 종속변수, 로그 동원가능자산이나 로그 가구소득을 설명변수로 한 회귀식을 추정한 후, 다시 그 잔차항을 가구특성변수에 대해 회귀분석한 결과를 제시한다. 이를 통해

가구특성변수들이 가구소비를 결정함에 있어 가구소득이나 동원가능자산 등 가구의 경제적 능력을 나타내는 변수들의 변화를 통해 간접적으로 미치는 영향을 배제하고 선호를 지배함으로써 미치는 직접적인 영향을 파악할 수 있다. 그 결과 가구원수가 다른 가구특성변수에 비해 소비 결정에 직접적인 영향을 더 많이 미치는 것을 알 수 있다.³³⁾³⁴⁾

따라서 본절에서는 일단 다른 가구특성변수를 배제한 후 가구소비를 가구소득(혹은 동원가능자산) 및 가구원수만의 함수로 추정한다. 이렇게 되면 식 (3)~(4)의 특성상 가구소비함수는 단일변수 회귀식으로 표현된다. 그리고 회귀식 추세선과 산점도를 통해 가구소비함수의 특성을 파악한 후, 배제되었던 다른 가구특성변수들을 이용하여 그 특성을 설명한다.

『2000년 가구소비실태조사』 자료를 이용하여 식 (3)을 추정한 결과를 <표 5>³⁵⁾로 정리하였고, 이 중 모형 1의 결과를 [그림 2]에서 시각적으로 표현하였다. [그림 2]에서 보듯이 회귀방정식

$$\frac{\log C_i}{N_i} = \beta_0 + \beta \frac{\log[A_i - D_i + Y_i]}{N_i} + u_i$$

는 조정

33) 한편 Riley and Weale(2003)은 가구의 소득과 소비가 절정을 이루는 가구주의 연령대에서 가구원수가 가장 많다는 관찰에 근거하여 가구원수의 중요성을 역설했다.

34) <표 4>의 회귀식을 기준으로 설명변수를 하나씩 순차적으로 제거해 본 결과 가구원수가 이 회귀식의 설명력에 미치는 영향력이 다른 변수들을 압도하는 것을 알 수 있었다.

35) 모형 3-5는 거주유형별(자가보유, 전세, 보증부 월세)로 가구를 구분하고 각 유형별로 별도의 회귀식을 추정한 것이다.

〈표 4〉 가구특성변수가 소비에 미치는 직접적 영향에 대한 회귀분석

	모형 1[q1]	모형 2[q2]
가구원수	-0.01115** (-3.87)	-0.01859** (-6.57)
가구 내 취업자=1인	0.033884** (3.07)	0.097474** (9.01)
가구 내 취업자=2인	0.097108** (8.15)	0.170026** (14.55)
가구 내 취업자=3인	0.167654** (9.86)	0.263832** (15.81)
가구 내 취업자=4인	0.281895** (8.92)	0.393146** (12.62)
가구 내 취업자=5인	0.321092** (3.45)	0.448201** (4.85)
가구 내 취업자=6인	0.217154 (0.68)	0.347768 (1.1)
취학아동=1인	0.102157** (7.09)	0.105282** (7.43)
취학아동=2인	0.072018* (2.41)	0.095343** (3.25)
취학아동=3인	0.183185 (1.76)	0.181246* (1.85)
취학아동=4인	-0.48946 (-1.88)	-0.40274 (-1.56)
가구주 성별	0.037217** (4.32)	0.026528** (3.13)
가구주 교육=중등	0.14617** (12.34)	0.146747** (12.61)
가구주 교육=고등	0.335958** (30.98)	0.330491** (31.03)
가구주 교육=전문대	0.491017** (31.88)	0.476802** (31.48)
가구주 교육=대학교	0.600915** (49.18)	0.591771** (49.29)
가구주 교육=대학원	0.774346** (40)	0.765131** (40.02)
가구주연령	0.043329** (21.44)	0.045741** (23.01)
가구주연령 제곱	-0.00043** (-22.89)	-0.00042** (-23.07)
상수항	-1.35928** (-28.71)	-1.53056** (-32.82)
Adj R-square	0.1843	0.2093

주: * p-value<0.05, ** p-value<0.01

() 안의 숫자는 t-값임.

q1은 로그소비를 종속변수, 로그 동원가능자산을 설명변수로 한 회귀분석의 잔차.

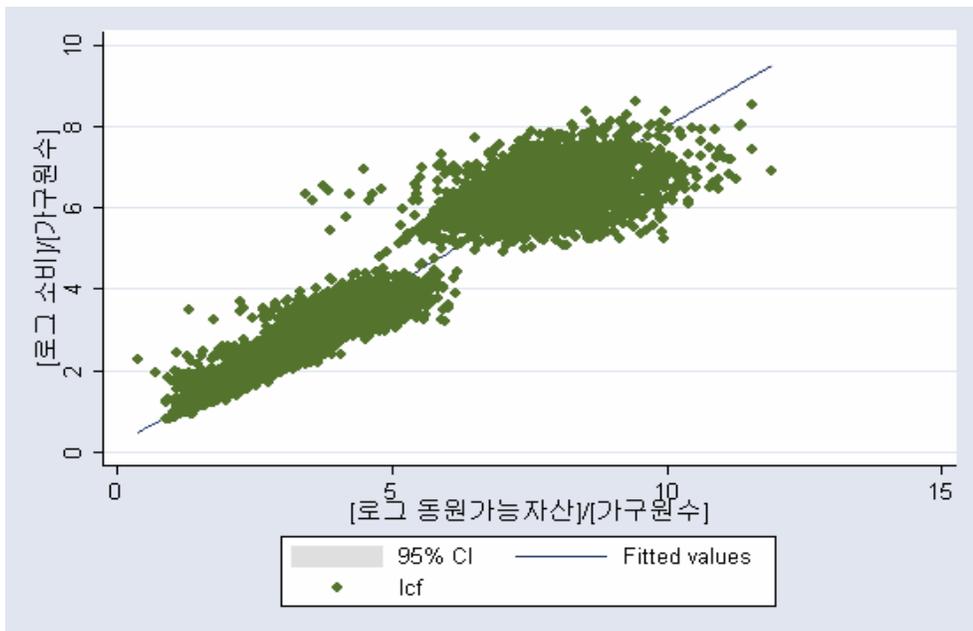
q2는 로그소비를 종속변수, 로그 가구소득을 설명변수로 한 회귀분석의 잔차.

〈표 5〉 가구소비함수식 (3)의 추정결과(2000년 가구소비실태조사)

로그소비/가구원수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
로그 동원가능자산/가구원수	0.781553** (582.65)	0.7649714 ** (656.31)	0.897292** (311.6)	0.788746** (463.76)	0.693753** (544.06)
자가 거주		0.446424** (45.31)			
전세		-0.0046919 (-0.52)			
보증부 월세		-0.1953935** (-22.94)			
상수항	0.185206** (33.58)	0.277273 ** (30.13)	0.170485** (12.42)	0.187356** (26.61)	0.316246** (66.55)
Adj R-square	0.9356	0.9529	0.9658	0.9718	0.9622

주: * p-value<0.05, ** p-value<0.01
() 안의 숫자는 t-값임.

[그림 2] 가구소비함수식 (3)의 추세선과 산점도

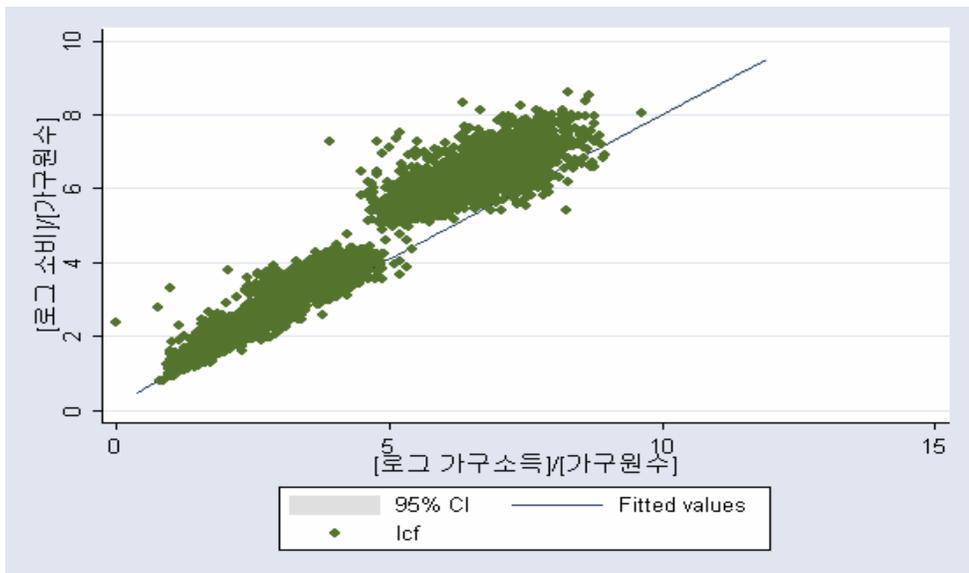


〈표 6〉 가구소비함수식 (4)의 추정결과(2000년 가구소비실태조사)

로그소비/가구원수	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
로그 가구소득/ 가구원수	0.944522** (955.63)	0.9395777** (921.90)	0.951649** (401.66)	0.929057** (500.8)	0.938766** (593.78)
자가 거주		0.0459065** (6.50)			
전세		0.047023** (-7.25)			
보증부 월세		-0.0457706** (-7.44)			
상수항	0.060506** (17.32)	0.103805** (15.51)	0.101695** (9.48)	0.089863** (13.44)	0.06023** (12.7)
Adj R-square	0.9747	0.9751	0.9780	0.9755	0.9680

주: * p-value<0.05, ** p-value<0.01
() 안의 숫자는 t-값임.

[그림 3] 가구소비함수식 (4)의 추세선과 산점도



된 R-square값이 0.936에 이를 정도로 거의 완벽한 적합도를 보여준다.³⁶⁾ 하지만 이 결과를 그대로 받아들이기 전에 $\frac{\log C_i}{N_i}$ 와 $\frac{\log[A_i - D_i + Y_i]}{N_i}$ 간에 가성 회귀관계(spurious relation)가 존재할 가능성에 대해 살펴볼 필요가 있다. 식 (3)에서 가구소비나 가구소득 모두 로그변환을 취하고 정수값을 갖는 동일한 변수 N_i 로 나누는 점으로 미루어 허구적 관계가 나타나게 되는 주된 이유가 가구원수 N_i 에서 비롯되었을 것이라 추측할 수 있기 때문이다. 하지만 이 추론은 통계적 이론에 의해 뒷받침되지 않음을 쉽게 알 수 있다.

한편 [그림 2]에서 주목할 만한 또 다른 점은 그림의 중간부분에 불연속 구간이 존재한다는 사실이다. 이것 또한 회귀분석에 사용된 변수가 로그변환을 거쳐 가구원수에 의해 나누어져 사용되었다는 사실로부터 이와 같은 독특한 패턴이 비롯되었다고 추론할 수 있다. 그리고 가구원수가 가구소득에 의해 내생적으로 결정되고 반대로 가구소득이 가구원수에 의해 내생적으로 결정될 수도 있으며 더 나아

가 두 변수는 다른 가구특성변수에 의해 동시에 결정될 수 있음을 의미한다. 이 추론들을 검증하기 위해 probit모형을 적용하였다. 가구별로 어떤 요인에 의하여 불연속구간의 왼쪽 혹은 오른쪽에 위치하게 되는지를 살펴보고 이 결과를 <표 7>에 제시하였다. 구체적으로는 6을 기준으로

$\frac{\log[A_i - D_i + Y_i]}{N_i}$ 의 값이 놓인 상대적 위치를 가구소득과 가구규모를 제외한 다른 가구특성변수를 이용하여 설명하고자 하였다.³⁷⁾ 그 결과 사용된 모든 설명변수들이 유의성이 강한 변수로 나타났으며, 이는 [그림 2]에서 관측된 두 개의 군집현상이 가구별 특성에 의한 것이라는 추측을 뒷받침한다. 여러 설명변수들 가운데서도 특히 가구주의 연령변수³⁸⁾는 유의하게 2차 곡선의 형태³⁹⁾를 갖고 있고, 44~45세의 가구주의 경우 [그림 2]의 좌측 하방에 위치한 군집에 위치할 가능성이 가장 큰 것으로 나타났다. 가구원수가 가구주 연령의 2차 곡선임을 감안하면, 젊은 가구주가 이끄는 작은 규모의 가구가 [그림 2]의 우측 상방에서 출발하여, 점차

36) 로그 동원가능자산 대신 로그 가구소득을 사용하는 경우에도 결과는 유사하다. 따라서 그 결과를 설명 없이 <표 6>과 [그림 3]에 제시하였다.

37) $\frac{\log C_i}{N_i}$ 대신 $\frac{\log[A_i - D_i + Y_i]}{N_i}$ 을 사용하는 것은 [그림 2]에서 확인할 수 있다시피 두 변수가 완벽한 상관관계를 갖기 때문이다.

38) 가구주의 가구연령을 제외한 다른 변수들에서 관측된 높은 유의성 정도는 그 변수들이 좁고 낮은 범위에서 정의된 정수형 변수(integer variables)이며 표본표준편차가 아주 작았다는 사실에 기인한 것으로 판단된다. 이러한 의미에서 다른 변수보다 가구주의 연령의 의미가 강조된다.

39) 가구주의 연령을 제외한 변수는 <표 7>에서 볼 수 있듯이 유의한 양의 추정값을 갖는다.

〈표 7〉 가구특성변수가 소득에 미치는 직접적 영향에 관한 probit모형 추정

	모형 1[state 1]	모형 2[state 2]
가구 내 취업자=1인	-0.30544** (-8.83)	-0.30197** (-8.52)
가구 내 취업자=2인	-1.35665** (-28.07)	-2.58043** (-19.07)
가구 내 취업자=3인	-1.39999** (-14.26)	(dropped)
가구 내 취업자=4인	-1.54663** (-5.89)	(dropped)
취학아동=1인	0.202329** (3.36)	0.253958** (3.8)
취학아동=2인	0.990097** (10.44)	1.276215** (12.47)
취학아동=3인	1.128487** (3.67)	1.376577** (3.88)
가구주 성별	0.725196** (26.41)	0.824375** (28.02)
가구주 교육=중등	-0.24061** (-5.34)	-0.29477** (-5.98)
가구주 교육=고등	-0.42408** (-10.26)	-0.51836** (-11.5)
가구주 교육=전문대	-0.54161** (-9.14)	-0.66272** (-10.25)
가구주 교육=대학교	-0.48067** (-10.1)	-0.61337** (-11.73)
가구주 교육=대학원	-0.54883** (-6.69)	-0.58038** (-6.64)
가구주연령	-0.10803** (-16.7)	-0.12575** (-18.47)
가구주연령 제공	0.00121** (20.28)	0.001403** (22.28)
상수항	1.541805** (9.89)	1.891164** (11.62)
Pseudo R-square	0.2472	0.3081

주. * p-value<0.05, ** p-value<0.01, () 안의 숫자는 t-값임.
 (로그 동원가능자산)/(가구원수)가 6 미만인 경우 state 1=0이고, 6 이상인 경우 state 1=1임.
 (로그 가구소득)/(가구원수)가 5 미만인 경우 state 2=0이고, 5 이상인 경우는 state 2=1임.

적으로 좌측하방으로 이동하고 다시 44~45세를 지나면서 우측 상방으로 이동해 가는 생애주기를 발현함을 의미한다.

그리고 6을 기준으로 한 불연속성은 가구원수가 n 에서 $n+1$ 로 늘어나는 경우, n 이 작을수록 추세선상의 이동이 크기 때문에 일어나는 현상으로 보인다. 예를 들어, 『2000년 가구소비실태조사』 자료에서 $\frac{\log[A_i - D_i + Y_i]}{N_i}$ 변수의 관측값을 살펴본 결과 19,882개의 관측치가 6 미만 값을 갖고 6분의 1에 불과한 3,384개의 관측치가 6 이상의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 가구원수가 1에서 2로 증가할 때(대부분 결혼으로 인한 것이겠지만) 나타나는 [로그 동원가능자산/가구원수]와 [로그 소비]/[가구원수]의 급작스러운 하향 이동이 6을 기준으로 한 불연속 구간을 만든 요인임을 보여준다.⁴⁰⁾

물론 이렇게 불연속성의 존재를 설명하는 것과는 별도로, 가족구성원 중 성인과 자녀에게 각각 다른 가중치를 부여하는 효율적 가구원수의 개념을 이용하여 불연속구간을 없애는 방법이 있다. 경제적인 의미에서의 정확한 계산을 위해서 각 가족 구성원에게 경제적 중요도에 따라 각

기 다른 가중치를 부여하자는 의도이다.

$$N_i^* = \alpha \times \text{성인} + \beta \times \text{미성년자}, \alpha > \beta > 0$$

기존의 가구규모 N_i 를 효율적 가구규모 N_i^* 로 대체하여 식 (3)을 분석한 결과 다양한 가중치의 조합(α, β) 중 몇 개에서 회귀직선상 불연속 구간이 사라지는 것이 관찰되었다. 하지만 이러한 경우에도 $\frac{\log C_i}{n_i}$ 와 $\frac{\log[A_i - D_i + Y_i]}{N_i}$ ⁴¹⁾의 비모수 확률밀도함수를 그려보면 여러 개의 저점(trough)을 갖는 형태는 여전히 나타났다. 물론, 외국의 연구사례에서 시기와 자료의 특성에 따라 조금씩 다른 가중치가 부여되고 있는 것을 볼 때, 우리나라의 경우 성인과 미성년자에 대해 어떠한 가중치를 부여할 것인가에 대해서는 추가적인 논의가 필요할 것이다.⁴²⁾

4. 불평등지수의 분해

지금까지는 단년도 횡단면 자료를 사용하여 가구소비함수식 (1)~(4)를 추정하고 이를 해석하는 데 중점을 두었다. 본절에서는 당초 식 (1)~(4)가 가구별 특성뿐 아니라 유동성제약의 강도가 소비에 미치는

40) 이러한 현상은 Panel Study of Income Dynamics(PSID)를 이용한 경우에도 관측된다.

41) 예를 들어, $\alpha = 1, \beta = 0.5$ 인 경우 ($\frac{\log C_i}{n_i}, \frac{\log[A_i - D_i + Y_i]}{N_i}$)를 점으로 찍어보면 불연속구간이 없이 거의 회귀추정식과 일치하는 모습을 볼 수 있다.

42) 먼저 정규화를 위해서 $\alpha = 1$ 로 고정시킨 후 소비함수식 (1)~(2)에서 N_i 를 N_i^* 로 치환하여 추정하면 구체적으로 미성년자에 대한 가중치 β 가 결정된다. 여기서 나온 β 의 추정치를 다시 N_i^* 에 대입하면 식 (3)과 식 (4)를 추정하는 데 사용할 수 있다.

영향을 측정하기 위한 용도로 설계되었다는 사실을 고려하여, 이 특성을 이용할 수 있는 현실 분석의 예로서 외환위기 이후의 유동성제약의 완화가 소비불평등도 완화에 미친 영향을 분석한다.

이를 위해 『1996년 가구소비실태조사』 자료를 지금까지 사용된 『2000년 가구소비실태조사』 자료와 병행하여 사용한다. 그러나 1996년 자료는 연간자료인 2000년 자료와는 달리 월간 지출자료이며, 부동산 관련 자산에 대해 임대 보증금과 같은 부채 성격의 항목을 제대로 명시하지 않아 동원가능자산이 상대적으로 과대평가되는 문제를 안고 있다.

먼저, 월간 지출자료의 한계는 자료수집시기가 1996년 10월 한 달간에 불과하기 때문에 단순히 12를 곱한다고 해서 제거되는 성질의 것은 아니지만 이 외의 다른 방법을 찾기는 어려워서 부득이하게 이를 수용하였다. 또한 임대보증금 항목을 별도로 명기한 2000년도 자료에 비추어 볼 때, 1996년 자료에서의 임대 보증금 항목의 배제는 무시할 수 없을 정도로 큰 영향을 미칠 것으로 보인다. 다시 말해, 이런 상태로 소비함수 추정식을 동원가능자산에 대해 계산하는 경우에는 실제보다 유동성제약이 낮은 것으로 평가하는 오류를 범하게 된다. 따라서 1996년과 2000년 자료를 병용한 비교 분석을 위해서는 동원가능자산이 아닌 가구소득을 이용하여 소비함수를 추정한다(식 (2)를 사용). 더불어

어 로그변환으로 인해 자료연도에 따라 별도로 추정식을 계산하는 경우 필요 없기는 하지만, 1996년의 자료를 소비자물가지수(CPI=86.389, 2000년 100을 기준)를 사용하여 실질구매력기준으로 통일하였다.

소득, 자산, 부채, 그리고 가구별 특성과 관련하여 가구소비를 이해하는 것은 경제의 소득과 부(wealth)의 불평등도를 이해할 수 있는 다른 방법을 제공해준다. 일반적으로 소비지출의 측정은 소득과 부의 측정보다 상대적으로 쉽고 정확하다. 따라서 경제불평등을 측정하는 데에 있어 직접적인 소득불평등도를 계산하기보다는 소비불평등도를 먼저 구한 후 소득과 소비의 관계를 고려하여 소득불평등도를 역으로 추론하는 형태를 취하기도 한다(유경준·김대일[2002]). 본 연구에서 제시된 가구소비모형 역시 소득불평등도를 소비불평등도로부터 추산하거나, 소비불평등도의 변동을 여러 요인으로 분해하여 설명할 수 있다는 장점을 지닌다.

본 연구의 소비모형을 사용하면 $Var[\log C_{it}]$ 로 측정되는 가구소비불평등도를 $Var[\log Y_{it}]$ 로 측정되는 소득불평등도(혹은 동원가능현금의 불평등 지표 $Var[\log[A_{it} - D_{it} + Y_{it}]]$), 인구특성의 변동성 $Var[Z_{it}]$, 그리고 나머지 다른 공분산항들의 합으로 아래와 같이 분해할 수 있게 된다.

$$Var[\log C_i^{LC}] = \beta_1^2 Var[\log Y_i]$$

$$\begin{aligned}
 & + (1 - \beta_1)^2 \theta' \text{Var}[Z_i] \theta \\
 & + (1 - \beta_1)^2 \sigma_i^2 + 2 \sum_{j=1}^n \theta_j \beta_1 \\
 & (1 - \beta_1) \text{Cov}[\log Y_i, Z_{ij}] \quad (5)
 \end{aligned}$$

위의 방정식은 Hur and Sung(2003)에 사용된 것과 유사한 방법으로 소비함수 식 (2)에 대해서 횡단면 분산을 취한 값이며, 소비불평등의 변화에 영향을 미치는 여러 요인들을 구분하고 있다. 참고로 Hur and Sung(2003)의 연구에서는 1996년과 2000년 사이의 소비불균등도의 변화⁴³⁾를 소득분배악화, 이자율하락효과, 그리고 유동성제약완화의 세 가지 변인으로 분해하였다. 그러나 그들의 모형은 소득⁴⁴⁾ 외의 가구특성별 구성의 변화를 고려하지 않았으며 또한 앞서 언급한 세 요인을 독립적으로 분리할 수 없었다는 한계를 지닌다. 반면에 본 연구에서 사용된 모형은 이러한 단점을 해결하여 인구구성변화에 따른 효과를 제거할 뿐 아니라 이자율효과(β_0)로부터 유동성효과(β_1)도 분리할 수 있게 되었다.

1996년과 2000년의 『가구소비실태조사』를 이용하여 식 (2)에서 추정된 β_1 과 비교해보면 그 값이 0.13 이상 감소한 사실을 발견할 수 있으며, 두 경우 모두

추정계수의 표준편차가 10^{-3} 의 크기에 불과한 것으로 보아 매우 유의하다. 따라서 1996년과 2000년 사이에 유동성제약이 빠른 속도로 경감되었다고 볼 수 있다.⁴⁵⁾

$\text{Var}[\log C_{it}]$ 을 기준으로 유동성제약의 완화가 소비불평등에 대해 미치는 영향을 살펴보기 위해 (5)의 분산분해식을 이용하였다. 유동성제약의 완화가 소비불평등도의 완화에 기여하는 정도를 계산하는 식은 다음과 같이 정의된다.

$$A = \frac{\text{Var}[\log C_{1996}] - \text{Var}[\log C_{2000}^{1996}]}{\text{Var}[\log C_{1996}] - \text{Var}[\log C_{2000}]}$$

혹은

$$B = \frac{\text{Var}[\log C_{2000}] - \text{Var}[\log C_{1996}^{2000}]}{\text{Var}[\log C_{1996}] - \text{Var}[\log C_{2000}]}$$

여기서

$$\begin{aligned}
 \text{Var}[\log C_{2000}^{1996}] &= \beta_{2000}^2 \text{Var}[\log Y_{1996}] \\
 &+ (1 - \beta_{2000})^2 \theta_{1996}' \text{Var}[Z_{1996}] \theta_{1996} \\
 &+ (1 - \beta_{2000})^2 \sigma_{1996}^2 \\
 &+ 2 \sum_{j=1}^n \theta_j \beta_{2000} (1 - \beta_{2000}) \\
 &\text{Cov}[\log Y_{1996}, Z_{j1996}]
 \end{aligned}$$

$$\text{Var}[\log C_{1996}^{2000}] = \beta_{1996}^2 \text{Var}[\log Y_{2000}]$$

43) Hur and Sung(2003)의 연구에서 불평등도는 본 연구에서 사용된 로그분산($\text{Var}[\log X]$) 대신 변이계수($\frac{\sqrt{\text{Var}[X]}}{E[X]}$)를 이용하여 측정되었다.

44) Hur and Sung(2003)에서는 소득효과를 제거하기 위해 분포 매칭 방법이 이용되었으나, 본 연구에서 사용된 모형은 로그선형화를 채택하였기 때문에 이러한 과정이 불필요하다.

45) 이러한 현상의 원인으로 1997년 외환위기 전후와 같이 불안정하고 높은 이자율체제에서 안정적이고 낮은 이자율체제로의 급격한 전환 및 기업대출의 위축에 따른 가계대출의 증가를 들 수 있다.

$$\begin{aligned}
 &+ (1 - \beta_{1996})^2 \theta_{2000}' \text{Var} [Z_{2000}] \theta_{2000} \\
 &+ (1 - \beta_{1996})^2 \sigma_{2000}^2 \\
 &+ 2 \sum_{j=1}^n \theta_{j2000} \beta_{1996} (1 - \beta_{1996}) \\
 &\text{Cov} [\log Y_{2000}, Z_{j2000}].
 \end{aligned}$$

A는 1996년을 기준으로 하여 2000년과 1996년 사이에 일어난 소비불평등도의 총 변화분 중에서 유동성제약을 측정하는 계수 β_1 이 β_{1996} 에서 β_{2000} 으로 바뀔 때 따라 일어난 소비불평등도 변화분의 비중을 측정한다. 그리고 B는 A와 같은 개념으로 1996년이 아닌 2000년을 기준으로 한다는 점에서 차이를 둔다. 따라서 A와 B는 관측시점에서 따라 다소 차이가 날 수 있다.⁴⁶⁾ 이는 소비자이론에서 흔히 보는 동등변화(equivalent variation)와 보상변화(compensated variation) 간의 관계와 마찬가지로, 관심을 가지는 모수 혹은 변수 사이에 존재하는 경로의존성(path-dependency)이나 비선형성으로 인하여 값의 크기(magnitude)에 차이가 날 수 있기 때문이다.

1996년과 2000년의 『가구소비실태조사』 자료에 의거하여 A와 B를 계산한 결과 A=2.968, B=1.202가 얻어졌다. 이와 같은 양(+)의 A와 B는 Hur and Sung(2003)의 연구결과와 일치하는 것으로 유동성 제약

의 완화가 소비불평등도를 완화시켰음을 의미한다.

다만 Hur and Sung(2003)에서는 다른 가구특성변수를 고려하지 않고 단지 가구 소비, 저축, 부채 그리고 소득만을 사용하였으며 가구소비와 소득 간의 굴절된 선형관계를 검증하는 데 초점을 두었다. 따라서 가구특성의 분포변화가 미치는 영향이 소비와 소득만으로 이루어진 굴절된 선형관계를 추정하는 과정에서 구분되지 않고 반영되어 결론의 타당성이 다소 부족하였다. 이와 반대로 본 연구에서 사용된 소비함수는 소득 이외의 여러 가구특성변수들도 고려한 로그-선형식을 사용하여 가구특성의 변화에 따른 영향을 독립적으로 식별해 낼 수 있다.

한편 위의 결과는 cohort 효과를 따로 고려하지 않은 채, 1996년과 2000년의 『가구소비실태조사』를 단순 비교한 것이다. 따라서 cohort 효과를 제거한 상태에서 유동성 제약 완화가 소비불평등도 감소에 미친 영향을 측정하기 위해서는 가구주의 연령대별로 조사가구들을 나누어 A와 B를 계산할 필요가 있다. 이를테면 1996년에 가구주의 연령이 36~45세에 해당되는 그룹과 2000년에 가구주의 연령이 40~49세에 해당되는 그룹을 동일한 그룹(cohort)으로 식별한 후, 이 그룹 내에서 A와 B를 각각 계산하는 방식을 적용하는

46) A와 B의 부호가 양(+)인 경우는 유동성제약의 완화로 인해 소비불평등도가 개선되었음을 의미하며, 반대로 (-)인 경우는 소비불평등도가 악화되었음을 의미한다.

것이다. 이러한 cohort 효과를 제거하는 절차는 생략된 혹은 관찰되지 않은 설명 변수들로 인해 추정결과에 편의가 발생하는 것을 어느 정도 막아주는 장점을 지니고 있어 분석의 신뢰성을 높여 준다.

위에서 예시한 바와 같이 cohort 효과를 제거하기 위해 연령 그룹을 나누어 A와 B를 계산한 결과가 <표 8>에 정리되어 있다. 특이한 점은 cohort별로 유동성제약 완화가 소비불평등도에 다른 방향으로 영향을 미치고 있다는 사실이다. 1996년도를 기준으로 할 때, 가구주 연령이 16~25세, 26~35세, 36~45세에 속한 가구들은 모두 음(-)의 A와 B를 나타내고 있어 유동성제약 완화가 소비불평등도를 심화시킨 것으로 나타났다. 반면, 46세 이상의 가구주가 이끄는 가구의 경우에는 연령대별로 정도의 차이는 있으나 유동성제약 완화가 소비불평등도를 감소시켰다는 전체 집단 대상의 분석결과와 대개 일치하

였다.

한편, 식 (1)~(4)로부터 유동성제약의 감소는 소비불평등도에 대한 소득불평등도의 충격을 약화시키는 반면(β_1 의 감소), 가구특성에 따른 불평등요소의 충격을 증가시킨다는 사실($1 - \beta_1$ 의 증가)을 확인할 수 있다. 다시 말해서, 추정된 A와 B의 값이 음수로 나타나는 경우는 소득불평등도에 대한 소비불평등도의 민감도 감소효과가 가구특성분포의 변화에 대한 소비불평등도의 민감도 증가효과에 압도당한 경우로 해석할 수 있다. 사실 가구특성에 따른 불평등요인의 증가는 이제껏 금융시장에서 제대로 평가받지 못했던 인적자본이 좀더 그 가치를 인정받기 시작하면서 나타나게 되는 불가피한 현상이다. 따라서 <표 8>에서 청·장년층 가구주가 이끄는 가구들이 음(-)의 A와 B를 나타내고 있는 현상은 이들 가구의 향상소득에서 인적자본의 가치가 차지하는 비중이

<표 8> 유동성제약의 완화가 소비불평등도에 미치는 영향

1996년	2000년	A	B
전체	전체	2.968	1.202
16~25세	20~29세	-1.714	-1.170
26~36세	30~39세	-0.885	-0.955
36~46세	40~49세	-1.600	-1.214
46~56세	50~59세	1.596	0.326
56~66세	60~69세	0.623	-0.018
66~76세	70~79세	0.636	0.112
76~86세	80~89세	-0.491	0.069

노년층 가구에 비해 상대적으로 높을 뿐 아니라, 인적자본의 가치가 가구특성에 의해 결정되기 때문인 것으로 해석된다.

V. 결 론

본 연구에서는 횡단면 자료인 『가구소비실태조사』를 사용하여 자본시장의 불완전성과 가구별 특성이 가구소비결정에 미치는 영향에 대해 살펴보았다. 가구별 경제활동에 유동성제약이 미치는 영향을 반영하는 과정에서 가구소득, 가구 동원가능자산, 그리고 여러 가구특성변수들(가구원수, 가구 내 취업자수, 취학자녀수, 가구주 교육수준, 가구주 성별, 가구주의 연령 등)이 가구소비와 밀접한 관련을 가진다는 사실을 보여주었다. 특히 가구특성변수들이 관찰이 불가능한 인적자본의 가치나 관찰이 가능한 가구소득이나 순자산과의 관계를 통해 주로 간접적으로 가구소비에 영향을 끼친다는 사실도 알 수 있었다. 반면 가구원수로 표현되는 가구 규모는 여타 가구특성변수들과는 달리 가구번호를 통해 가구소비의 결정에 직접적 영향도 미친다는 사실이 확인되었다. 그리고 주거형태 혹은 자가보유 여부가 가구의 소비 및 저축의 결정에 미치는 영향

이 지대하다는 판단하에 소비함수 추정식에 주거형태를 구분하는 더미변수를 포함시킨 후 분석한 결과, 통념과는 달리 자가보유 여부가 유동성제약의 완화를 의미하지는 않는다는 결론을 얻었다. 이는 우리나라 장기주택금융시장이 아직 성숙하지 못하였음을 반증하는 것으로 보인다.

본 연구에서 사용된 가구소비함수는 횡단면 자료의 속성상 가구소비를 명시적으로 가구의 경제력 지표와 특성의 함수로 나타낸다. 따라서 경제환경의 변화, 특히 인구 및 가족구조의 변화에 따른 소비의 변화를 잘 예측할 수 있다는 장점을 지닌다. 이러한 장점을 예시하기 위해 우리나라의 외환위기 이후 이루어진 소비자 금융부문 유동성제약의 완화가 소비 불균등도 완화에 어떻게 기여하였는지를 1996년과 2000년의 『가구소비실태조사』 자료를 통해 살펴보았다. 그 결과 유동성제약의 완화로 인해 외환위기 이후 벌어진 소득 불균등화에도 불구하고 소비의 불균등도가 개선되었음을 확인할 수 있었다.⁴⁷⁾ 다만, 청·장년 가구주가 이끄는 가구의 경우에는 유동성제약의 완화는 소비의 불균등도를 심화시킨 것으로 나타났다. 이는 유동성제약의 완화가 자본시장에 대한 개별 가구의 접근성을 용이하게 하는 동시에 인적자본의 격차에 의한 불평등요인을 증대시키며, 가구주가 젊을수록 항상소득

47) 『가구소비실태조사』를 분석한 결과 1996년 소비와 소득의 지니계수는 각각 0.368과 0.331이었으며, 2000년에는 0.31과 0.396으로 변화하였다.

중 인적자본의 가치가 차지하는 비중이 상대적으로 더 크기 때문인 것으로 보인다.

끝으로 본 연구의 후속작업으로 다음의 두 가지 방안을 염두에 두고 있음을 밝힌다. 첫째는, 인적자본의 추정을 개선할 수 있도록 횡단면 시계열 데이터를 사용하여 가구소비함수를 추정해 보고, 그 결과를 이번 연구와 같은 횡단면 자료의 분석결과와 비교해 보는 것이다. 혹은 현행의

『가구소비실태조사』가 계속 축적되는 경우 이를 토대로 synthetic cohort방법을 적용하는 것도 의미가 있을 것이다.

또 다른 방안은 본 연구에서 사용된 추정식을 중심으로 인구 및 사회구조의 변화에 따른 소비나 저축의 전반적 추세 및 분포를 예측하는 작업을 진행하는 것이다. 가까운 예로 고령화에 따른 소비나 저축률의 추이를 예측하는 데 많은 도움이 될 것으로 보인다.

참 고 문 헌

- 김준경, 『유동성제약과 소비지출: 한·미·일 3국의 비교분석』, 『KDI 정책연구』, 제17권 제4호, 1995, pp.63~96.
- 남주하·여준형, 『비선형 오일러 방정식을 이용한 소비의 유동성제약 검증』, 『국제경제연구』, 제9권 제3호, 2003, pp.209~233.
- 남주하·이수희·김상봉, 『고령화가 개별 가구의 소비, 저축 및 자산 규모에 미치는 효과분석: 한국 가구의 횡단면 시계열을 이용한 세대효과 분석』, 한국경제연구원, 2004.
- 박대근·이창용, 『한국의 저축률 추이에 관한 연구: Synthetic Cohort 분석』, 한국조세연구원, 1997.
- 유경준, 『외환위기 전후 소득분배의 변화 추이 및 원인분석』, 『KDI 정책연구』, 2004-II, 2002, pp.3~51.
- 유경준·김대일, 『외환위기 이후 소득분배구조변화와 재분배정책효과 분석』, 연구보고서 2002-08, 한국개발연구원, 2002.
- 차은영, 『저축행동과 유동성 제약: 한국자료를 중심으로』, 『경제학연구』, 제44집 제4호, 경제학연구회, 1996.
- 차은영, 『불완전 금융시장과 소비행동: 횡단면 시계열데이터를 중심으로』, 『경제학연구』, 제45집 제4호, 경제학연구회, 1997.
- 한상섭·황광명, 『가계의 유동성과 소비간 관계분석』, 『조사통계월보』, 한국은행, 2003.
- Aguiar, M. and E. Hurst, “Consumption vs. Expenditure,” NBER Working Paper 10307, 2004.
- Altonji, J. and A. Siow, “Testing the Response of Consumption to Income Changes with (noisy) Panel Data,” *Quarterly Journal of Economics* 101, 1987, pp.293~328.
- Altug, S. and R. Miller, “Household Choices in Equilibrium,” *Econometrica* 58, 1990, pp.543~570.
- Attanasio, O. and J. Banks, “Trends in Household Saving: a Tale of Two Countries,” Institute for Fiscal Studies Working Paper 98/15, 1998.
- Attanasio, O., J. Banks, C. Meghir, and G. Weber, “Humps and Bumps in Lifetime Consumption Function,” NBER Working Paper 5350, 1995.
- Attanasio, O. and G. Weber, “Consumption Growth, the Interest Rate and Aggregation,” *Review of Economic Studies* 60, 1993, pp.631~649.
- Blundell, R., M. Browning, and C. Meghir, “Consumer Demand and the Life Cycle Allocation of Household Expenditures,” *Review of Economic Studies* 61, 1994, pp.57~80.
- Blundell, R. and I. Preston, “Consumption Inequality and Income Uncertainty,” *Quarterly Journal of Economics* 113, 1998, pp.603~640.

- Browning, M. and T. Crossley, "The Life Cycle Model of Consumption and Saving," Institute for Fiscal Studies Working Paper 01/15, 2001.
- Campbell, J. and G. Mankiw, "Permanent Income, Current Income, and Consumption," *Journal of Business and Economic Statistics* 8, 1990, pp.265~278.
- Carroll, C. and M. Kimball, "On the Concavity of the Consumption Function," *Econometrica* 64, 1996, pp.981~992.
- Chiappori, P., R. Blundell, and C. Meghir, "Collective Labor Supply with Children," Institute for Fiscal Studies Working Paper 02/08, 2002.
- Cox, D. and T. Jappelli, "The Effect of Borrowing Constraints on Consumer Liabilities," *Journal of Money, Credit and Banking* 25, 1993, pp.197~213.
- Deaton, A., "Saving and Liquidity Constraints," *Econometrica* 59, 1991, pp.1221~1248.
- Dynan, K., "How Prudent are Consumers?" *Journal of Political Economy* 101, 1993, pp.1104~1113.
- Flavin, M., "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income," *Journal of Political Economy* 89, 1981, pp.974~1009.
- Gollier, C., *The Economic of Risk and Time*, MIT Press, 2001.
- Hall, R. and F. Mishkin, "The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households," *Econometrica* 50, 1982, pp.461~481.
- Hansen, L. and K. Singleton, "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models," *Econometrica* 50, 1982, pp.1269~1286.
- Hayashi, F., "The Effect of Liquidity Constraints on Consumption: A Cross-sectional Analysis," *Quarterly Journal of Economics* 100, 1985, pp.183~206.
- Hildreth, C. and J. Houck, "Some Estimators for a Linear Model with Random Coefficients," *Journal of the American Statistical Association* 63, 1968, pp.584~595.
- Hur, S. and T. Sung, *The Impact of Lifting Liquidity Constraints on the Distributions of Consumption, Assets and Debts*, KDI Policy Study 2003-03, 2003.
- Mankiw, N., J. Rotemberg, and L. Summers, "Intertemporal Substitution in Macroeconomics," *Quarterly Journal of Economics* 100, 1985, pp.225~251.
- Mariger, R., "A Life-cycle Consumption Model with Liquidity Constraints: Theory and Empirical Results," *Econometrica* 55, 1987, pp.533~557.
- Riley, R. and M. Weale, "Non-linear Modelling of Household Consumption: An Examination of a Closed-form Life Cycle Mode," National Institute of Economic and Social Research Working Paper, 2003.
- Shin, I.(ed.), *The Korean Crisis: Before and After*, KDI Research Monograph 9902, 2000.
- Silverman, B., *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, Chapman and Hall, London, 1986.