

# 실업으로 인한 소비감소: 독신가구와 혼인가구의 차이

장 원 영\*

본 연구에서는 가구를 독신가구인지 혼인가구인지 여부에 따라 두 가지 형태로 나누어 가구주의 실업이 가구소비에 미치는 영향의 차이를 추정한다. 한국노동패널조사 5차년도부터 19차년도까지의 자료를 결합하여 실업이 가구의 총지출에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 이를 분석하기 위해 상호작용항을 포함한 고정효과 모형을 이용했다. 독신가구의 경우에 가구주의 실업이 가구소비에 미치는 부의 영향이 상대적으로 더 큼을 관찰할 수 있었다. 하루살이상태(hand-to-mouth)에 속해 있는 가구는 한계소비성향이 더 높게 나타난다는 것을 고려하여 고정효과모형을 설계하였다. 실업이 가구소비에 미치는 영향이 다르다는 것은 혼인가구는 독신가구와 달리 실업에 대해 자가 보험(self insurance)이 존재한다는 것을 의미한다. 일반적으로 소득보다 소비가 가구의 후생에 대해 더 직접적인 지표가 되므로 실업으로 인한 실업충격이 가구의 소비에 어떠한 영향을 미치는지 분석하는 것이 중요하다.

주요용어: 가구소비, 실업, 고정효과 모형, 하루살이가구(hand-to-mouth household)

## 1. 들어가는 글

가구는 일시적이거나 지속되는 소득충격을 경험하더라도 소비를 평탄화한다.<sup>1)</sup> 가구는 몇 가지 경로를 통해 부정적인 충격을 경험하더라도 소비를 크게 줄이지 않을 수 있다. 가장 대표적으로 신용시장(credit market)에서 쌓아둔 저축과 대출을 이용해 가구는 충격을 완충할 수 있다. 또한 가구는 가구의 노동공급을 조절하여 충격에 대처할 수 있다. 이외에도 정부의 세금제도와 이진지출을 통한 보험, 파산제도 등 다양한 요소들이 가구가 겪는 충격을 완화시켜주는 역할을 한다. (Heathcote, Storesletten, and Violante 2009)

본 연구의 목적은 가구가 실업충격에 직면했을 때 가구내의 위험분산이 충격에 대해 어느 정도의 완충효과가 있는지 추정하는 것이다. 가구주가 실업상태에 놓일 경우에 가구의 지출은 감소한다.

---

\* 연세대학교 경제학과 석사과정

1) Kaplan and Violante(2010)에서 가구가 소득충격이 소비에 미치는 영향을 얼마나 완충할 수 있는지 보였다.

가구주가 실직할 경우 가구의 소득이 감소할 것이고, 차입계약의 구속력이 강해질 것이다. 따라서 정상채의 지출은 감소한다. 이 논문에서는 가구를 독신가구와 혼인가구로 나누어서 혼인가구가 가구주의 실업충격을 경험할 때 독신가구보다 더 적게 소비를 감소시키는 것을 확인한다. 만약 가구가 독신가구에 속하는지 혹은 혼인가구에 속하는지에 따라 노동시장 충격에 대해 이질적으로 반응한다면, 관련 정책의 설계에 있어서 이들 가구의 이질성을 고려하는 것이 후생 극대화를 위해 필수적이다.

가구주가 실업을 경험하면 결혼한 가구는 독신가구와는 다르게 다른 가구원들의 노동공급을 조절하여 노동소득충격에 대처할 수 있다. 실제로 Blundell, Pistaferri, and Preston (2008)에서는 미국의 PSID와 CEX 자료를 사용해 가구원의 노동공급이 소득충격을 완화시키는 중요한 역할을 함을 밝혔다. 본 논문에서는 실업 충격이 발생할 시 혼인가구의 경우 독신가구보다 얼마나 더 적은 정도로 소비를 감소시키는지 관찰한다. 이를 통해 혼인가구가 독신가구보다 실업 충격을 더 성공적으로 완화시킬 수 있음을 확인한다.

배우자의 유무에 따라 가구가 노동시장충격에 대해 갖는 이질적인 반응을 추정하기 위해서는 가구의 경제활동에 큰 영향을 미치는 자산의 구성 또한 고려해야한다. Chetty (2008)는 실직을 경험하는 이들 중 절반이 실직 발생 시에 유동자산을 갖고 있지 않음을 관찰하여 이들 가구는 일시적인 충격에 대해서도 소비를 평탄화하지 못함을 지적한다. 이와 관련되어 Blundell, Pistaferri, and Preston (2008)은 자산이 적은 가구가 일시적인 충격과 영구적인 충격에 대해 더 크게 반응함을 밝혀냈다.<sup>2)</sup> 따라서 독신가구와 혼인가구의 소비변화를 비교할 때 두 가구의 자산의 구성을 감안해야한다. 서로 다른 가구의 유형이 충격에 반응하는 정도의 차이를 얼마나 야기하는지 파악하기 위해서는 자산 구성의 차이로 인한 효과를 통제해야하기 때문이다.

가계의 자산과 유동성을 동시에 고려하기 위해 Kaplan and Violante (2014)에서 제시한 하루살이가구(hand-to-mouth, HtM) 개념을 도입한다. “부유한 하루살이가구(wealthy hand-to-mouth)”는 부동산을 비롯한 비유동자산을 소유하지만, 적은 양의 유동자산을 소유한 가구를 일컫는 단어이다. 반면에 “빈곤한 하루살이가구(poor hand-to-mouth)”는 마찬가지로 적은 양의 유동자산을 소유하지만 비유동자산을 소유하지 않은 가구를 뜻한다. 이 두 종류의 하루살이가구 상태에 있는 가구는 그렇지 않은 가구보다 높은 한계소비성향을 보인다. 따라서 실업이 발생하였을 때 하루살이가구에 해당하지 않는 가구는 그에 해당하는 가구보다 소비를 더 적게 줄일 것이다. 나는 가구의 노동패널자료를 이용해 가구의 하루살이상태를 구해내고 이를 고려한 고정효과 모형에서도 가구형태가 실업으로 인한 소비감소에 미치는 영향이 존재함을 보인다.

많은 연구자들이 실업충격이 가구의 소비행동에 어떻게 영향을 미치는지에 관심을 가졌다. Dynarski and Gruber (1997)는 미국의 PSID 자료를 이용하여 실업에 대해 정부의 보조가 실업에 대해 주요한 보험으로 작용함을 밝히고 또한 가구주의 교육수준과 자산 같은 요소에 따라 가구가 소비를 얼마나 평탄하게 할 수 있는지에 차이가 존재함을 보였다. 마찬가지로 Browning and

---

2) BPP (2008)은 자산 이외에도 세금, 이전지출, 가구의 노동, 교육수준이 소득충격을 완충시켜 줄 수 있다고 주장한다.

Crossley (2001)에서는 캐나다의 설문자료를 이용해 위와 유사하게 연구를 진행했다. Stephens (2001)는 PSID 자료를 사용하여 실직 시점을 전후로 소비의 동태적인 변화를 분석했다.

조금 더 최근의 연구를 살펴보면 Saporta-Eksten (2014)은 임금과 실직의 상관관계를 고려하여 실직 전후의 임금과 소비의 움직임을 재현하는 생애주기모형을 설계했다. Choi and Valladares-Esteben (2015)에서는 노동시장에 독신가구와 혼인가구가 동시에 존재하는 이질적 경제 주체를 고려한 모형을 설계하여 혼인가구는 노동시장에서의 충격에 대해 배우자의 소득을 이용해 소비를 평탄화할 수 있음을 보였다. Bentoila, and Ichino (2008)는 실직 발생 후 소비의 감소율을 관찰해 가족네트워크와 실업보험이 가구주의 실업을 어떻게 완화시키는지 국가별로 비교했다.

다만 한국의 자료를 이용해 가구주의 실직이 가구소비에 미치는 영향을 분석한 논문은 비교적 적다. 가장 유사한 연구로는 Park and Shin (2010)이 한국노동패널조사를 이용하여 가구주의 소득 변동이 어떻게 평탄화되는지를 실증 분석한 것이 있다. 또한 이상호, 이지은 (2016)은 실직 시점을 전 후로 가구의 소득과 소비, 저축, 부채 등이 어떻게 변하는지 연구했다. 본 연구는 위의 연구들과 달리 가구의 유형을 독신가구와 혼인가구로 나누었다. 이를 통해 노동시장의 충격에 대해 혼인가구가 갖는 자가 보험(self insurance)이 실제로 존재하는지 데이터를 통해서 실증적으로 보였다는 점에서 이 논문이 기여하는 바가 있다. 또한 그 과정에서 가구 유형별로 자산 구성이 어떻게 이루어져 있는지를 관찰하고 이를 이용해 가구의 자산과 유동성 제약을 고려했다는 점에서 의미가 있다.

본 연구에서는 한국노동패널조사 5차년도부터 19차년도의 자료를 이용하여 실업상태가 소비에 미치는 영향을 추정한다. 이를 위해 가구단위의 고정효과를 사용하여 가구주의 성별과 교육수준, 그리고 가구주의 선호와 사회경제적 상태와 같은 시간에 따라 변하지 않는 특성을 감안한다. 이와 더불어 시간 고정효과를 이용해 모든 가구에 동일한 효과를 미치는 장기적 추세를 고려한다. 추가적으로 가구주의 나이와 가구구성을 비롯한 인구학적 변수를 통제한다. 추정한 결과 혼인가구의 경우 독신가구에 비해 실업상태에 처했을 때 가구의 소비가 더 적게 감소한다.

## II. 자료

### 1. 한국노동패널조사

한국노동패널조사는 1998년부터 시작하여 2016년까지 매년 5000가구에 대해 경제활동에 관한 설문조사를 실시해왔다. 이 연구에서는 한국노동패널조사에서 지출항목의 구성이 안정되기 시작한 5차년도부터의 데이터를 이용해 분석을 수행한다. 가구 지출과 소득, 부채에서의 극단치를 제외하기 위해 이 변수들의 상위와 하위 2%의 값을 가진 관측치들을 제거한다. 또한 총부채원리금상환비율(Total Debt Service Ratio, DSR)이 300%를 초과하는 극단적인 자산 구성의 가구들 또한 제외한다. 모든 명목변수들은 2015년의 물가를 기준으로 나누어 실질변수로 만들었다. 이와 더불어 노동시장에 참여하는 가구들을 고려하기 위해 가구주의 나이가 25살 이상 65살 이하인 가구들을 분석

대상으로 삼았다.

### 가. 독신가구와 혼인가구

본 연구에서는 가구의 형태를 독신가구와 혼인가구로 나눈다. 독신가구는 미혼가구, 그리고 혼인 경험이 있지만 사별이나 이혼을 한 가구를 포함한다. 혼인가구는 혼인하여 배우자가 가구 내에 있는 경우를 의미한다. 따라서 혼인가구는 잠재적 이차소득자(second earner)가 가족 구성원으로 존재한다. 전체 표본 중 독신가구가 차지하는 비율은 24%이다. 분석 기간 동안 독신가구는 매기 5% 확률로 혼인가구로 이행하고 혼인가구는 1.5% 확률로 독신가구로 이행한다.

독신가구와 혼인가구의 가장 큰 차이점은 가구원 수와 자녀의 수, 그리고 자산의 구성이다. 독신가구의 경우 59%에 해당하는 가구가 가구주 혼자서 이루어져 있으며, 41%에 해당하는 가구만 총 가구원 수가 2명 이상이다. 자산 구성에 있어서 혼인가구가 독신가구보다 평균적으로 총 자산과 총 부채, 금융자산, 부동산 자산 모두 더 많이 보유중인 것으로 나타났다. 하지만 주어진 자산에서 각 자산 항목이 차지하는 비율은 독신가구와 혼인가구 모두 비슷하게 나타난다.

<표 1> 가구형태 별 특성

	독신가구	혼인가구	전체
가구주 나이	45.84 (46)	45.98 (45)	45.94 (46)
교육 수준 (년)	11.22 (12)	12.67 (12)	12.32 (12)
총 자산 (만원)	7610 (3500)	17735 (11542)	15160 (9130)
총 부채	1592 (0)	3530 (873)	3059 (220)
금융 자산	1345 (303)	2334 (800)	2094 (632)
부동산 자산	6383 (2494)	15548 (9900)	13218 (7688)
가구원 수 (명)	1.75 (1)	3.60 (4)	3.15 (3)
고등학생 이하 자녀의 수	0.19 (0)	0.97 (1)	0.78 (0)
표본 수	13544	42211	55755

주 : ( ) 안의 값은 중앙값(median), 2015년의 물가로 계산되었다

<표 2> 가구형태의 이행확률

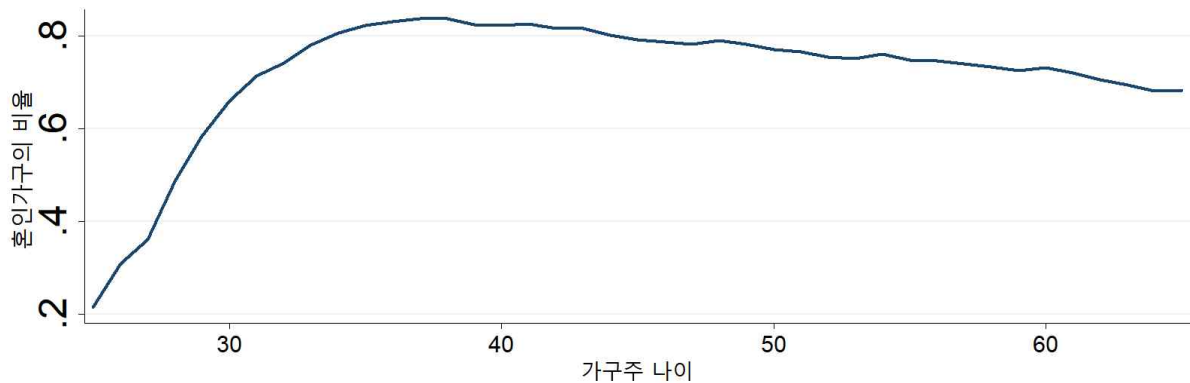
단위: %	독신가구 (다음 기)	혼인가구 (다음 기)
독신가구 (이번 기)	94.8	5.2
혼인가구 (이번 기)	1.5	98.5

자료: 한국노동패널 5차-19차 조사

표본: 1998년 원가구 및 분가가구

평균적으로 혼인가구의 비중은 가구주의 나이가 30대 중반일 때 최고점을 찍고 점차 감소하는 것으로 나타났다. 혼인가구의 비중은 가구주의 나이가 25세일 때부터 급격히 증가하여 30대에 80% 이상의 가구가 혼인가구에 해당한다. 이후 65세까지 꾸준히 혼인율이 감소하여 70% 미만의 가구만이 65세 때 혼인가구에 속한다.

<그림 1> 가구주의 연령별 평균 혼인가구 비율



자료: 한국노동패널 5차-19차 조사  
 표본: 1998년 원가구 및 분가가구

## 나. 소비

가구의 소비를 나타내기 위해 손종철, 최영주 (2014)의 방법을 따라서 사회보험료 등의 비소비지출을 제외한 보다 현실적인 지출변수를 이용한다. 또한 이 연구에서는 내구재구입비를 제외한 비내구재에 대한 소비를 분석 대상으로 삼았다.<sup>3)</sup>

<표 3>에서는 가구 형태에 따라 매월 평균적으로 총지출과 개별지출항목이 어떻게 구성되는지를 기록했다. 혼인가구는 독인가구보다 평균적으로 66% 정도 더 지출한다. 하지만 총 지출이 어떻게 구성되는지는 유사한 패턴을 보인다. 다만 혼인가구가 차량유지비에 더 큰 비중의 지출을 사용하고 독인가구는 대중교통비에 더 큰 비중의 지출을 사용한다. 이는 독인가구 중 50%의 가구만 개인차량을 이용하지만 혼인가구 중 82%가 개인차량을 이용하는 차이점에서 발생한 것으로 보인다.

## 다. 실업

가구는 안정적으로 노동시장에 참여하기 때문에 가구의 실업을 관찰하는 것은 노동공급에 영향을 미치는 충격이 가구의 지출 또한 변화시키는 내생성의 문제를 감소시킬 수 있다. (Alonso

3) 비소비지출에 해당하는 항목으로는 식비, 외식비, 차량유지비, 보건의료비, 교양오락비, 통신비, 피복비, 대중교통비, 생필품 구입비등이 있다. 이 때 식비의 경우 주식을 밖에서 사먹는 경우도 포함하며, 외식비는 기념일, 행사, 가족들과의 외식을 의미한다.

2016) 따라서 본 연구에서는 가구원 중 가구주의 실업상태만을 고려하여 실업이 가구소비에 미치는 영향을 식별한다. 따라서 일반적인 실업의 정의와는 다르게 각 조사년도에서 가구주가 미취업 상태에 있다고 보고된 경우에 가구주가 실업상태에 놓여있다고 본다.

<표 3> 가구형태별 월평균 지출 비교

단위: 만원	독신가구	혼인가구
총지출	80.99	134.85
식비	27.66 (34.2%)	46.78 (34.7%)
외식비	8.01 (9.9%)	10.66 (7.9%)
교양오락비	5.26 (6.5%)	7.4 (5.5%)
차량유지비	12.00 (14.8%)	26.1 (19.4%)
대중교통비	4.98 (6.1%)	6.1 (4.5%)
통신비	9.54 (11.8%)	16.3 (12.1%)
피복비	5.45 (6.7%)	8.2 (6.1%)
생필품 구입비	3.99 (4.9%)	6.4 (4.7%)
보건의료비	5.06 (6.2%)	6.3 (4.7%)

자료: 한국노동패널 5차-19차 조사

표본: 1998년 원가구 및 분가가구

주: ( ) 안의 값은 총지출에서 차지하는 비율, 2015년의 물가로 계산되었다

<표 4> 실업상태별 월평균 지출 비교

단위: 만원	근로가구	실업가구
총지출	125.35	98.41
식비	43.13 (34.4%)	36.93 (37.5%)
외식비	10.67 (8.5%)	6.38 (5.1%)
교양오락비	7.26 (5.8%)	5.01 (5.1%)
차량유지비	24.05 (19.2%)	15.04 (15.3%)
대중교통비	5.85 (4.7%)	5.50 (5.6%)
통신비	15.31 (12.2%)	11.49 (11.7%)
피복비	7.85 (6.3%)	5.74 (5.8%)
생필품 구입비	5.91 (4.7%)	4.99 (5.1%)
보건의료비	5.50 (4.4%)	7.33 (7.4%)
표본 수	47294	8461

주: ( ) 안의 값은 총지출에서 차지하는 비율, 2015년의 물가로 계산되었다

가구주가 실업상태에 있는지 근로상태에 있는지에 따라 가구의 월평균 지출에도 차이가 존재한다. 실업에 직면한 가구는 평균적으로 매월 98.5만원을 지출하였다. 반면에 실업에 직면하지 않은 가구는 125.3만원을 지출하여 실업가구에 비해 26% 많은 지출을 기록하였다. 실업가구는 근로가구에 비해서 평균적으로 총지출 중 더 낮은 비율을 외식비로 썼으며, 더 큰 비율을 보건의료비로 사용했다. 또한 실업가구는 근로가구와 비교했을 때 총지출 중에서 차량유지비가 더 낮은 비율을 차지하지만 대중교통비는 약간 더 큰 비율을 차지했다. <표 5>에서는 실업상태의 이행확률을 구했다. 이번 기에 취업상태에 있는 가구가 다음 기에 실업상태가 될 확률은 평균적으로 5%이다. 반대로 이번 기에 실업상태에 있는 가구가 다음 기에는 취업상태가 될 확률은 27%이다.

<표 5> 실업상태의 이행확률

단위: %	실업가구 (다음 기)	근로가구 (다음 기)
실업가구 (이번 기)	72.5	27.5
근로가구 (이번 기)	5.2	94.8

자료: 한국노동패널 5차-19차 조사

표본: 1998년 원가구 및 분가가구

<표 6> 가구유형과 실업상태별 월평균 지출 비교

단위: 만원	독신가구		혼인가구	
	근로가구	실업가구	근로가구	실업가구
총지출	84.57	68.38	137.41	116.57
식비	27.86 (32.94%)	26.98 (39.46%)	47.33 (34.44%)	42.85 (36.76%)
외식비	9.11 (10.77%)	4.42 (6.46%)	11.10 (8.08%)	7.54 (6.47%)
교양오락비	5.81 (6.87%)	3.46 (5.06%)	7.66 (5.57%)	5.94 (5.10%)
차량유지비	13.29 (15.71%)	7.74 (11.32%)	27.01 (19.66%)	19.39 (16.63%)
대중교통비	5.08 (6.01%)	4.67 (6.83%)	6.07 (4.42%)	5.99 (5.14%)
통신비	10.06 (11.90%)	7.85 (11.48%)	16.76 (12.20%)	13.66 (11.72%)
피복비	5.82 (6.88%)	4.23 (6.19%)	8.41 (6.12%)	6.64 (5.70%)
생필품 구입비	4.05 (4.79%)	3.78 (5.53%)	6.46 (4.70%)	5.72 (4.91%)
보건의료비	3.58 (4.23%)	5.63 (8.23%)	6.03 (4.39%)	8.34 (7.15%)
표본 수	10387	3157	36907	5304

자료: 한국노동패널 5차-19차 조사

표본: 1998년 원가구 및 분가가구

주: ( ) 안의 값은 총지출에서 차지하는 비율, 2015년의 물가로 계산되었다

자료를 살펴본 결과 독신가구는 혼인가구보다 더 적게 소비하고, 실업가구는 근로가구보다 더 적게 소비한다. 그렇다면 근로가구에서 실업가구로 이행했을 때, 독신가구와 혼인가구는 같은 비율로 소비를 감소시킬까? <표 6>에서 지출 자료를 독신가구와 혼인가구로 나누어서 각각의 실업상태와 근로상태의 평균 월평균 지출액을 구해보았다. 총지출을 비교해보았을 때 실업상태에 처할 경우 독신가구는 19% 더 적게 지출한다. 반면에 혼인가구는 같은 상황에서 15% 더 적게 지출한다. 그러므로 평균값만을 관찰했을 때 독신가구가 혼인가구보다 실업에서 더 크게 소비가 줄어드는 것을 확인할 수 있다.

### III. 방법론

#### 1. 고정효과모형

##### 가. 모형설정

본 논문에서는 가구별 고정효과를 이용해 시간에 따라 변하지 않으면서 관찰되지 않는 변수들이 누락되는 문제를 해결한다. 구체적으로 다음 회귀모형을 이용해서 가구주의 실업이 가구의 소비에 대해 미치는 영향을 추정한다.

$$\log c_{i,t} = \beta_1 \times Unemployed_{i,t} + \beta_2 \times Married_{i,t} + \beta_3 \times Unemployed_{i,t} \times Married_{i,t} + \kappa_i + \tau_t + \gamma \times X_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

$c_{i,t}$  는  $i$  가구가  $t$  시점에 지출한 총금액을 의미한다.  $Unemployed_{i,t}$  는 더미변수로  $i$  가구의 가구주가  $t$  시점에 실업상태에 있으면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다.  $Married_{i,t}$  도  $i$  가구가  $t$  시점에 혼인가구에 해당하면 1, 해당하지 않으면 0의 값을 갖는 더미변수이다.  $\kappa_i$  는  $i$  가구가 갖는 가구고정효과이고,  $\tau_t$  는  $t$  시점이 미치는 시간고정효과이다.  $X_{i,t}$  는  $i$  가구가 갖는 시간에 대해 변하는 인구학적 요소로 가구주의 나이, 가구원 수, 고등학생 이하 자녀의 수를 포함한다.

이 고정효과 모형을 통해  $Unemployed_{i,t}$  와  $Married_{i,t}$  의 상호작용항의 계수  $\beta_3$  를 추정한다.  $\beta_3$  를 통해 가구주의 혼인여부에 따라 실업이 가구소비에 미치는 영향의 차이를 구해낼 수 있다. 고정효과를 사용하기 때문에 가구주의 성별, 교육 수준과 같이 시간에 따라 변하지 않는 변수들을 통제한다. 이 때 가구주가 혼인을 결정하는데 영향을 미치는 혼인에 대한 선호와 같은 요소들은 시간이 변하더라도 일정하게 유지된다고 가정한다.

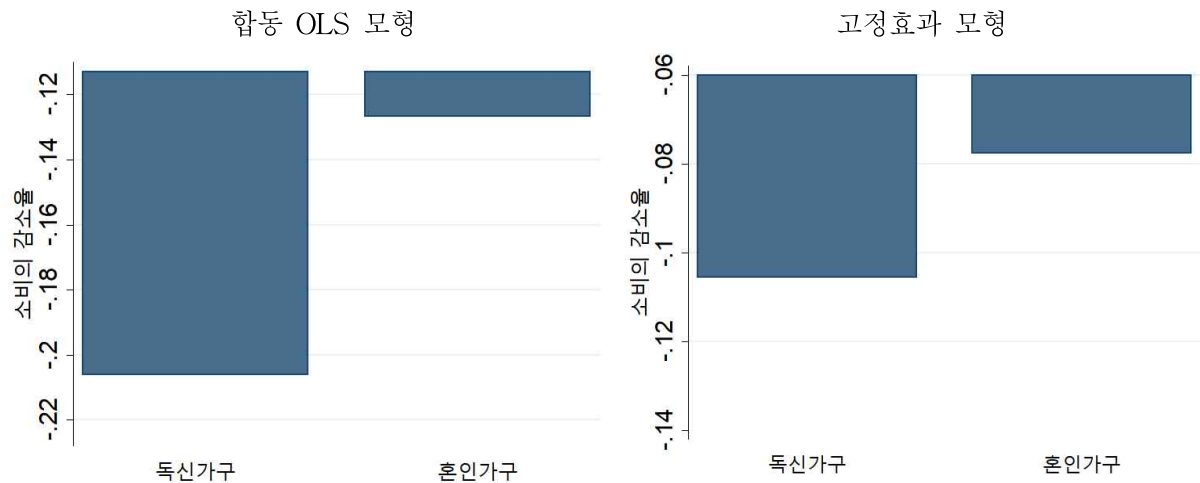


## 나. 추정결과

총지출에 대해 위의 고정효과 모형과 가구주의 교육, 성별을 추가한 합동 OLS 모형을 각기 적용하였다. 독신가구는 합동 OLS 모형에 따르면 가구주의 실업이 소비를 20% 감소시키는 것으로 나타났다. 반면에 혼인가구는 실업 발생시 소비를 12% 감소시키며, 두 유형의 가구 사이의 계수의 차이는 통계적으로 유의미하다. 고정효과 모형의 경우에도 혼인가구는 독신가구보다 실업 발생시 소비의 감소가 3% 포인트 더 적다는 통계적으로 유의미한 결과가 발생하였다. 즉 고정효과 모형에 따르면 독신가구는 실업 발생시 소비를 13% 줄이는 반면 혼인가구는 10%만 줄인다.

가구원 수 가변수를 살펴볼 때 가구원이 증가할수록 가구의 소비가 증가한다. 가구원 수가 동일하다고 가정했을 때, 가구원 중 고등학생 이하의 자녀수가 많은 경우 소비가 감소하는 것 또한 통계적으로 유의미하게 관찰된다. 고정효과 모형과 달리 합동 OLS 결과를 살펴보면 시간에 따라 변하지 않는 변수인 가구주의 성별과 가구주의 교육수준에 따른 총소비를 확인할 수 있다. 가구주가 여성일 경우 가구주가 남성인 경우보다 지출이 1.5% 더 적은 것으로 관찰된다. 또한 가구주의 교육 연수가 1년 늘어날 때 마다 지출이 4% 정도 증가함 또한 확인할 수 있다.

<그림 2> 실직으로 인한 소비의 변화율



자료: 한국노동패널 5차-19차 조사

표본: 1998년 원가구 및 분가가구

<표 7> 가구의 형태에 따라 실직이 총지출에 미치는 영향

		종속변수: 로그 지출	
		합동 OLS	고정효과
	[ <i>Unemployed</i> = 1]	-0.2064*** (0.0096)	-0.1056*** (0.0102)
	[ <i>Married</i> = 1]	0.2055*** (0.008)	0.1071*** (0.0114)
	[ <i>Unemployed</i> = 1] × [ <i>Married</i> = 1]	0.0794*** (0.0116)	0.0279** (0.0124)
	교육	0.0388*** (0.0007)	
	여성 가구주 가변수	-0.0158** (0.0062)	
	연령	0.0072*** (0.0019)	0.0359*** (0.0032)
	연령의 제곱	-0.0001*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)
가구원 수 (1명 기준)	2	0.2848***	0.2155***
	3	0.4445***	0.3191***
	4	0.5642***	0.4011***
	5	0.6739***	0.4820***
	6	0.8053***	0.6027***
	고등학생 이하 자녀 수 (0명 기준)	1	-0.1059***
	2	-0.1524***	-0.0908***
	3	-0.2118***	-0.1171***
			0.1019
			0.4108
		0.4141	0.3195

자료: 한국노동패널 5차-19차 조사

표본: 1998년 원가구 및 분가가구

주: ( ) 안의 값은 표준편차이며, \*, \*\*, \*\*\*은 각기 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다  
 가구원 가변수는 2부터 6까지만, 고등학생 이하 자녀 수 가변수는 1부터 3까지만 보고한다

## 2. 가구의 자산 구성

이 절에서는 가계 자산 구성이 어떻게 이루어져 있는지를 고려한다. 가구의 소비결정에서 중요한 요인 중 하나는 가구가 모아둔 자산이 충분하여 가구에 충격이 왔을 때 자산을 이용해 소비의 평탄화를 이룰 수 있는가이다. 예를 들어 만약 가구 내 유동자산이 부족하면 소득충격에 대해 가

구의 소비가 크게 변화할 것이며, 반대로 유동자산이 충분하다면 소득충격을 경험하더라도 가구의 소비를 효과적으로 평탄히 할 수 있을 것이다. <표1>의 요약통계량에서 확인했듯이 독신가구와 혼인가구는 평균적인 자산의 크기에 차이가 존재한다. 따라서 만약 혼인가구가 독신가구보다 더 평탄하게 소비할 수 있다는 결과가 가구유형 별 자산의 차이로 인해서 발생한 것인지를 다시 한 번 검토하는 것이 필요하다.

자산 구성에 따른 소비행동의 차이를 고려하기 위해 Kaplan, Violante, and Weidner (2014)가 제안한 부유한 하루살이가구 (wealthy hand-to-mouth, wealthy HtM)의 개념을 빌린다. 매기마다 자산의 구성에 따라 가구는 하루살이에 해당하지 않거나 부유한 하루살이나 빈곤한 하루살이 (poor hand-to-mouth, poor HtM)에 해당한다. 빈곤한 하루살이가구는 매우 적은 유동자산을 보유함과 동시에 비유동자산을 소유하지 않은 가구를 의미한다. 반면에 부유한 하루살이가구는 매우 적은 유동자산을 보유하지만 비유동자산을 소유한 가구를 말한다. 부유한 하루살이가구는 한국에서 흔히 ‘하우스푸어’라고 불린다. 부유한 하루살이가구는 소득변화가 있을 때 높은 한계소비성향을 보인다는 점에서 빈곤한 하루살이가구와 유사하지만, 소비 이외의 측면에서는 하루살이에 해당하지 않는 가구들과 유사한 특성을 갖는다.

한국노동패널조사를 이용해서 Park (2017)이 한국의 하루살이가구의 분포와 한계소비성향에 대해 연구한 바가 있다. 본 연구에서도 마찬가지로 방법을 이용해 가구의 하루살이상태를 구하고 독신가구 여부에 따라 하루살이가구의 분포가 어떠한지 관찰한다. 이 과정에서 혼인가구와 독신가구의 자산 구성의 차이와 소비행동의 이질성을 면밀하게 파악할 수 있을 것이다. 추가적으로 가구유형 별 자산 구성의 이질성을 감안한 고정효과모형을 추정하여 결혼이 노동시장충격을 완화시켜주는 효과가 단순히 가구 자산의 이질성으로 인해 야기된 것이 아님을 확인한다.

## 가. 가구유형 별 자산 구성

한국노동패널조사를 이용해 하루살이상태에 속하는 가구를 식별해 내기 위해 Kaplan and Violante (2014)의 방법을 이용하여 가구가 한 기간 동안 일정한 속도로 소비한다고 가정한다. 그렇게 가정을 한 상황에서 가구의 유동자산<sup>4)</sup>이 가구소득<sup>5)</sup>의 절반 이하인 가구를 하루살이상태에 속한다고 정의한다. 또한 가구의 차입제약을 고려하여 가구의 차입제약과 유동자산을 더한 값이 가구소득의 절반 이하인 가구 또한 하루살이상태에 포함시킨다. <그림 3>에서 한 소득기간 동안 유동자산과 임금의 변화를 묘사했다.

$i$  가구의  $t$  기 유동자산  $m_{i,t}$  와 가구소득  $y_{i,t}$ , 그리고 차입제약  $-m_{i,t} < 0$ 을 관찰하고, 만약  $i$  가구가

4) 가구소득은 세금을 제외한 가구 총 노동소득과 금융소득, 부동산 소득, 정부의 이전지출을 포함한다.

5) 유동자산은 가구의 예금과 적금, 주식, 채권, 신탁, 저축성 보험, 아직 타지 않은 계, 개인적 대부금을 더한 후 관찰되지 않는 현금보유량을 고려하기 위해 1.05로 곱하여 구한다.

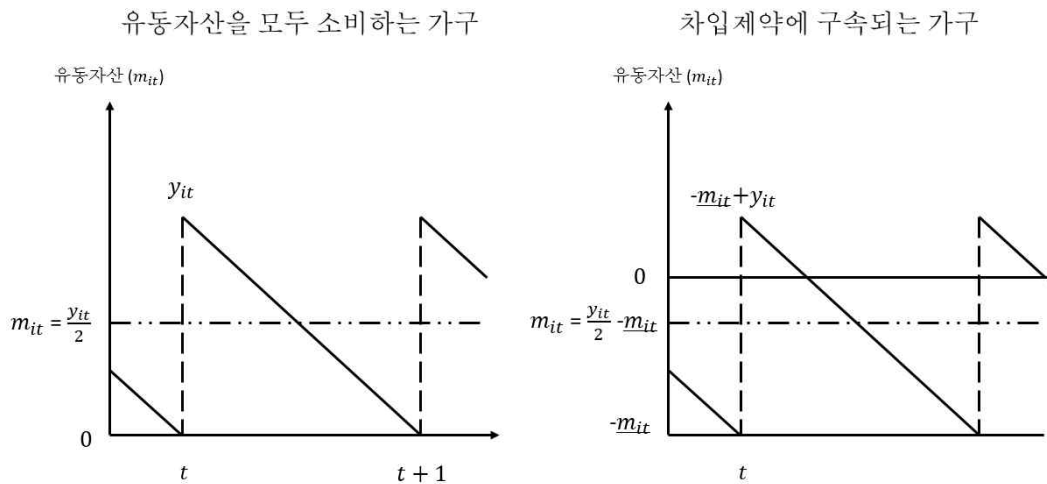
$$0 \leq m_{i,t} \leq \frac{y_{i,t}}{2}$$

이런 가구가 일정한 속도로 소비를 한다고 가정했을 때 유동자산을 한 기 내에 모두 사용하므로 하루살이가구라고 한다. 마찬가지로

$$m_{i,t} \leq 0, m_{i,t} \leq \frac{y_{i,t}}{2} - m_{i,t}$$

인 경우는 차입제약에 구속되므로 하루살이가구에 포함한다. 그래서 식별된 하루살이가구들 중 양의 비유동자산<sup>6)</sup>을 소유한 가구는 부유한 하루살이가구이며 0 혹은 음의 비유동자산을 소유한 가구는 빈곤한 하루살이가구이다. 다만 한국노동패널조사에는 신용카드 채무금액이 기록되어 있지 않기 때문에 유동자산이 과대 측정된다. 이 때문에 우리가 측정한 하루살이가구의 비율이 과소 측정되는 문제가 있다.

<그림 3> 하루살이상태에 있는 가구



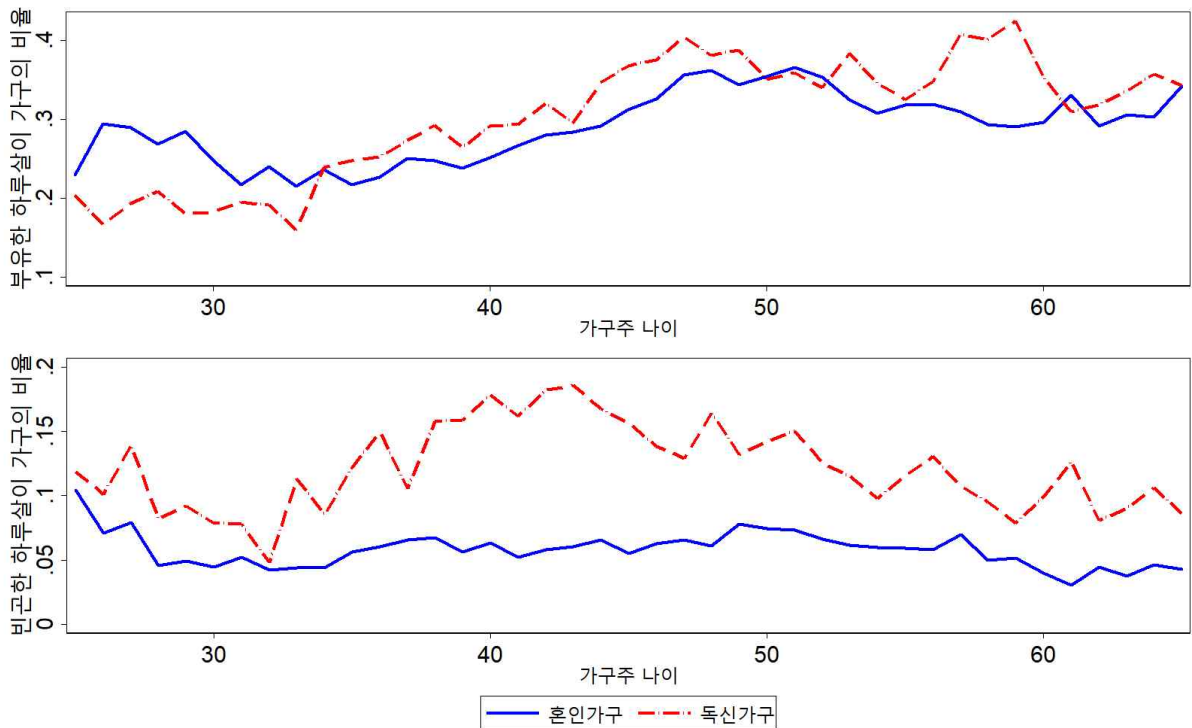
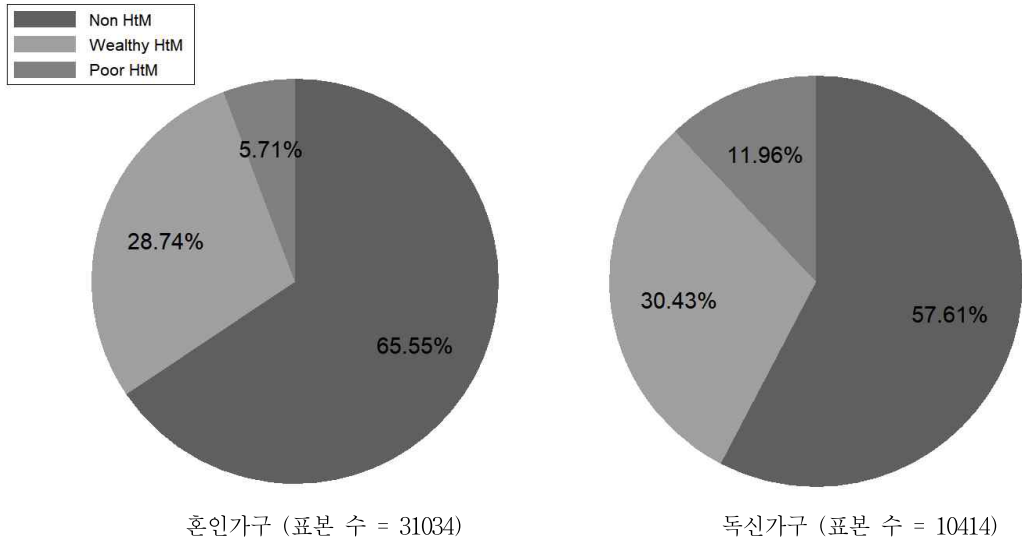
출처: Kaplan, Violante, and Weidner (2014)

독신가구 중 42%의 가구가 하루살이상태에 속하는 반면 혼인가구는 34%의 가구가 하루살이상태에 해당되었다. 또한 독신가구의 경우 하루살이가구 중에서 빈곤한 하루살이가구의 비중이 상대적으로 더 크게 나타났다. 실제로 하루살이가구의 비중을 비교해보면 독신가구의 경우 혼인가구보다 빈곤한 하루살이가구의 비율이 연령에 상관없이 두 배 정도 되는 것으로 관찰된다. 하루살이상

6) 비유동자산은 소유한 부동산 가격, 임차한 부동산 보증금의 합에서 에서 임대한 부동산 보증금과 금융기관 부채, 비금융기관 부채, 개인적으로 빌린 돈, 미리 타고 앞으로 부어야 할 계를 뺀 변수이다.

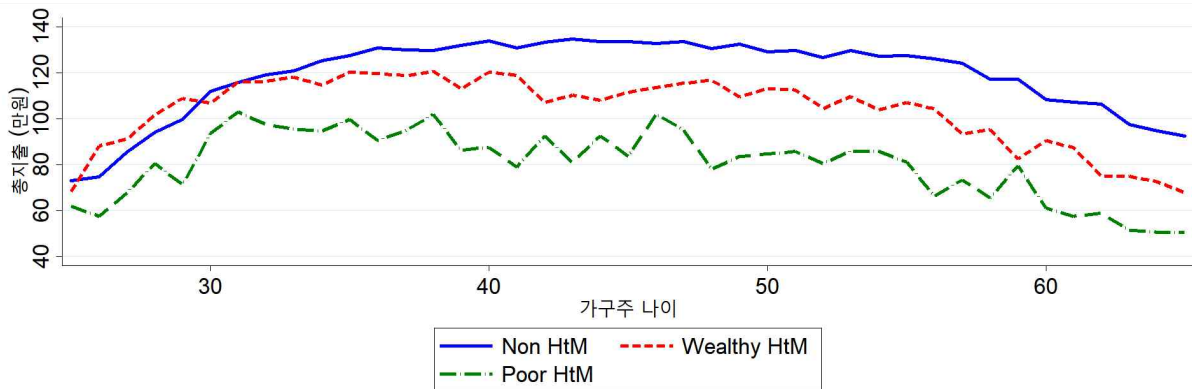
태에 따라 가구의 연령별 지출의 중앙값을 <그림 5>에 표시하였다. 연령별 지출의 중앙값을 확인해보면 가구주의 나이가 30대 이상일 경우에는 비하루살이가구의 지출이 가장 크며, 그 다음으로는 부유한 하루살이가구, 빈곤한 하루살이가구의 순서로 지출이 큼을 확인할 수 있다. 하지만 가구주의 나이가 20대일 경우 부유한 하루살이가구의 지출이 비하루살이가구의 지출보다 더 크다. 모든 유형의 가구는 40대에서 가장 많이 소비를 하고 이후로 소비가 점차 줄어든다.

<그림 4> 가구형태별 자산 구성의 분포



독신가구의 경우 혼인가구보다 하루살이가구에 해당하는 비율이 더 높다. 만약 하루살이가구에 속한 가구가 한계소비성향이 더 높다고 가정하면 실업에 대해 독신가구의 소비가 크게 변하는 것은 혼인으로 인한 완충효과가 없어서 그런 것이 아니라 유동자산이 부족한 것에서 기인했을 수 있다. 따라서 이 가설을 확인해보기 위해 하루살이가구 유형별 한계소비성향을 추정해볼 것이다.

<그림 5> 하루살이가구 형태별 지출



자료: 한국노동패널 5차 - 19차 조사  
 표본: 1998년 원가구 및 분가가구

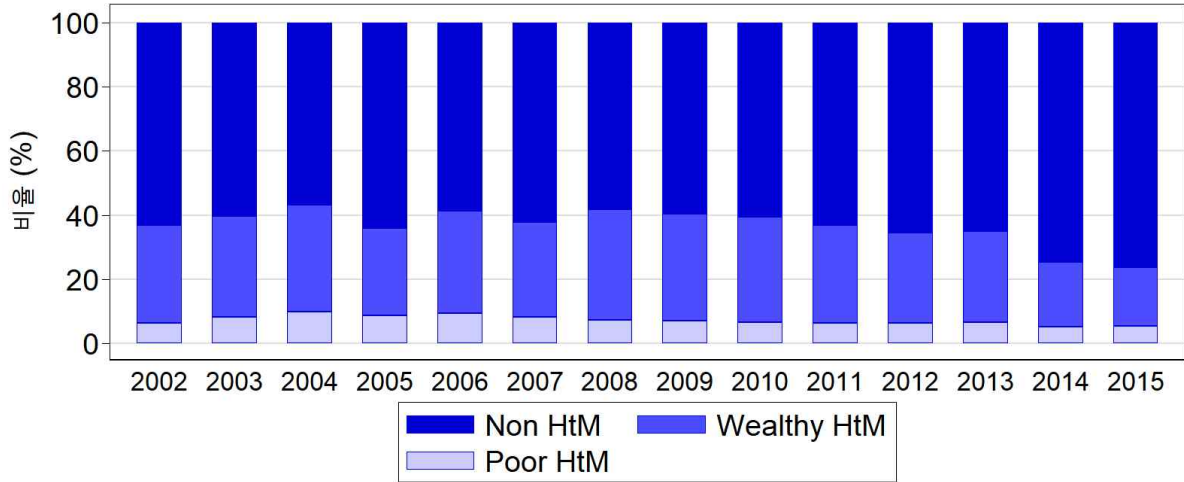
<표 8> 하루살이상태의 이행확률

단위: %	Non HtM (다음 기)	Wealthy HtM (다음 기)	Poor HtM (다음 기)
Non HtM (이번 기)	78.36	18.84	2.80
Wealthy HtM (이번 기)	41.92	52.79	5.29
Poor HtM (이번 기)	28.00	21.79	50.21

자료: 한국노동패널 5차-19차 조사  
 표본: 1998년 원가구 및 분가가구

2002년부터 2015년의 연도별 하루살이가구의 분포를 살펴보면 그 구성비가 매년 안정적으로 나타난다. 매년 40% 정도의 가구가 하루살이상태에 있으며, 빈곤한 하루살이가구보다는 부유한 하루살이가구의 비중이 더 높다. 만약 어떠한 가구가 이번 기에 비하루살이상태에 속해 있다면 이 가구는 다음 기에 78%의 확률로 비하루살이상태를 유지하며, 19%의 확률로 부유한 하루살이가구가 되거나 3%의 확률로 빈곤한 하루살이상태로 이행한다. 부유한 하루살이가구의 경우 53%의 확률로 부유한 하루살이상태를 유지하며, 42%의 확률로 비하루살이, 5%의 확률로 빈곤한 하루살이상태로 이행한다. 빈곤한 하루살이가구는 50%의 확률로 현 상태를 유지하며, 28%의 확률로 비하루살이가구, 22%의 확률로 부유한 하루살이가구로 이행한다.

<그림 6> 연도별 하루살이가구의 비중



자료: 한국노동패널 5차-19차 조사  
 표본: 1998년 원가구 및 분가가구

나. 한계소비성향

Blundell, Pistaferri, and Preston (2008)에서 제시한 방법을 따라서 세 가지 하루살이상태의 가구들이 어떠한 한계소비성향을 갖는지 추정해보았다. 한국노동패널조사를 이용해 Park (2017)에서 이를 이미 추정한 경험이 있지만, 이 논문에서 사용한 변수의 정의와 표본을 이용해 다시 한 번 추정해 본다. 우선 소득과정(income process)이 아래와 같이 지속되는 충격과 일시적인 충격의 합으로 나타난다고 가정한다.

$$y_{i,t} = z_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

이 때  $z_{i,t}$ 는  $z_{i,t} = z_{i,t-1} + \eta_{i,t}$ 의 단위근 과정을 따르며,  $\eta_{i,t}$ 와  $\epsilon_{i,t}$ 는 각각  $\sigma_\eta$ 와  $\sigma_\epsilon$ 의 분산을 갖는 *i.i.d* 소득충격이다. 따라서 위의 식을 1차 차분하면

$$\Delta y_{i,t} = \eta_{i,t} + \Delta \epsilon_{i,t}$$

을 구할 수 있고, 이러한 상황 하에서 가구의 한계소비성향은 아래와 같다.

$$MPC_t = \frac{Cov(\Delta c_{i,t}, \epsilon_{i,t})}{Var(\epsilon_{i,t})}$$

위와 같이 주어진 상황에서 가구가 미래를 전혀 예견할 수 없다고 가정하면 (no foresight

assumption) 소득과 소비의 변화가 아래와 같은 관계를 가짐을 확인할 수 있다.

$$Cov(\Delta c_{i,t}, \eta_{i,t+1}) = Cov(\Delta c_{i,t}, \epsilon_{i,t+1}) = 0$$

$$Cov(\Delta y_{i,t}, \Delta y_{i,t+1}) = -Var(\epsilon_{i,t})$$

$$Cov(\Delta c_{i,t}, \Delta y_{i,t+1}) = -Cov(\Delta c_{i,t}, \epsilon_{i,t})$$

따라서 일시적인 소득충격에 대한 한계소비성향의 일치추정치를 관찰 가능한 변수로 구해낼 수 있다.

$$\widehat{MPC}_t = \frac{Cov(\Delta c_{i,t}, \Delta y_{i,t+1})}{Cov(\Delta y_{i,t}, \Delta y_{i,t+1})}$$

위 추정치를 도구변수 추정을 이용해 구해낼 수 있다. 소득의 로그값과 지출의 로그값을 해당년도, 출생년도, 교육수준, 가구원 수, 고등학생 이하 자녀의 수, 가구주의 근로 여부, 지역 가변수 항들과 교육, 근로 여부, 지역과 해당년도 가변수의 상호작용항으로 추정해 구해낸 잔차를 일차차분하여  $\Delta c_{i,t}$ 와  $\Delta y_{i,t}$ 를 계산한다. 그 후 구해낸 변수로 도구변수 추정을 수행해 한계소비성향의 일치추정치를 계산했다. <표 9>에서 가구의 하루살이상태에 따라 한계소비성향이 어떻게 나타나는지 추정 결과를 정리하였다.

총지출에 대한 한계소비성향은 부유한 하루살이가구가 비하루살이가구의 두 배 수준으로 추정되었다. 하지만 빈곤한 하루살이가구의 한계소비성향은 통계적으로 유의미하게 추정되지 않았다. 다만 빈곤한 하루살이가구의 한계소비성향이 통계적으로 유의미하게 추정된 통신비와 피복비 항목을 살펴보자. 통신비의 경우에는 부유한 하루살이가구, 빈곤한 하루살이가구, 비하루살이가구의 순서로 한계소비성향이 높다. 피복비 같은 경우는 빈곤한 하루살이가구의 한계소비성향이 다른 두 유형의 가구보다 훨씬 높게 나타났다. 종합해보면 하루살이가구의 한계소비성향이 하루살이에 해당되지 않는 가구보다 더 높게 추정되었다.



<표 9> 가구의 한계소비성향

	비하루살이가구	부유한 하루살이가구	빈곤한 하루살이가구
총지출	0.0535*** (0.0150)	0.1028*** (0.0235)	0.0334 (0.0636)
식비	0.0390** (0.0196)	0.1123*** (0.0273)	0.0038 (0.0635)
외식비	0.0408 (0.0409)	0.0122 (0.0720)	0.2799* (0.1493)
교양오락비	0.1012** (0.0478)	0.0972* (0.0576)	-0.0099 (0.1240)
차량유지비	0.0632** (0.0272)	0.0782* (0.0433)	-0.0210 (0.0901)
대중교통비	-0.0147 (0.0427)	0.0659 (0.0555)	0.0137 (0.1383)
통신비	0.0839*** (0.0202)	0.1295*** (0.0306)	0.1171* (0.0697)
피복비	0.0851** (0.0352)	0.0870* (0.0472)	0.3268*** (0.1084)
생필품 구입비	0.0849** (0.0409)	0.0781 (0.0615)	0.0957 (0.1314)
보건의료비	0.1012* (0.0547)	0.0106 (0.0722)	-0.3174** (0.1532)

자료: 한국노동패널 5차-19차 조사

표본: 1998년 원가구 및 분가가구

주: ( ) 안의 값은 표준편차이며, \*, \*\*, \*\*\*은 각기 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다

#### 다. 가구의 자산 구성을 고려한 추정결과

하루살이가구의 경우 소득충격에 대해 소비의 변화가 더 큼을 확인할 수 있었다. 노동패널자료를 통해 살펴보았듯이 독인가구와 혼인가구의 자산보유현황이 다르기 때문에 실업에 대해 독인가구의 소비가 더 큰 비율로 감소할 가능성이 있다. 따라서 독인가구는 혼인을 통한 완충의 부재 때문이 아니라 상대적으로 적은 유동자산으로 인해 소비를 평탄화하지 못했기에 나타났다는 반론이 가능하다.

따라서 실직에 대한 소비변화가 가구구성의 차이에 따라 다른 것인지 자산 구성의 차이에 따른 것인지를 확인하기 위해 고정효과모형에  $HtM_{i,t}$  가변수를 고려하여 두 가지 방식으로 다시 소비의

변화를 추정해보았다.  $HtM_{i,t}$ 은 가구가 하루살이가구에 해당하지 않으면 1, 부유한 하루살이가구에 해당할 경우 2, 빈곤한 하루살이가구에 해당할 경우 3의 값을 갖는 가변수이다. 따라서 회귀모형은 다음과 같다.

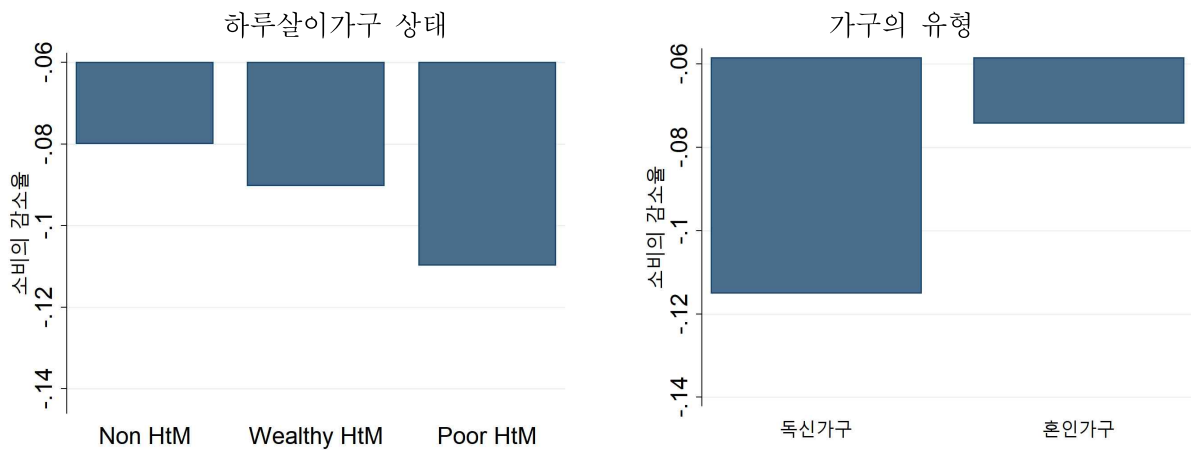
$$\log c_{i,t} = \beta_1 \times Unemployed_{i,t} + \beta_2 \times Married_{i,t} + \beta_3 \times HtM_{i,t} + \beta_4 \times Unemployed_{i,t} \times Married_{i,t} + \beta_A \times HtM_{i,t} + \kappa_i + \tau_t + \gamma \times X_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

이에 추가해서 하루살이가구 가변수와 실업상태 가변수의 상호작용항을 넣어서 다시 추정해보았다. 이 경우 모형은 아래와 같이 표현된다.

$$\log c_{i,t} = \beta_1 \times Unemployed_{i,t} + \beta_2 \times Married_{i,t} + \beta_3 \times HtM_{i,t} + \beta_4 \times Unemployed_{i,t} \times Married_{i,t} + \beta_5 \times Unemployed_{i,t} \times HtM_{i,t} + \kappa_i + \tau_t + \gamma \times X_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

아래의 <표 10>에서 자산 구성을 고려하지 않았던 벤치마크 고정효과 모형과 하루살이가구 가변수를 추가한 고정효과 모형 (2), 그리고 하루살이 가변수와 실업의 상호작용항을 고려한 고정효과 모형 (3)의 추정결과를 비교한다.

<그림 7> 실직으로 인한 소비의 변화율



자료: 한국노동패널 5차-19차 조사  
표본: 1998년 원가구 및 분가가구

<표 10> 하루살이상태를 고려한 추정결과

증속변수: 로그 지출			
	벤치마크 모형	모형 (2)	모형(3)
[ <i>Unemployed</i> = 1]	-0.1056*** (0.0102)	-0.1178*** (0.0108)	-0.1100*** (0.0119)
[ <i>Married</i> = 1]	0.1071*** (0.0114)	0.1126*** (0.0122)	0.1130*** (0.0122)
[ <i>Unemployed</i> = 1]*[ <i>Married</i> = 1]	0.0279** (0.0124)	0.0429*** (0.0131)	0.0408*** (0.0132)
[ <i>HtM</i> = 2]		-0.0145*** (0.0041)	-0.0130*** (0.0044)
[ <i>HtM</i> = 3]		-0.0528*** (0.0081)	-0.0474*** (0.0088)
[ <i>Unemployed</i> = 1]*[ <i>HtM</i> = 2]			-0.0103 (0.0108)
[ <i>Unemployed</i> = 1]*[ <i>HtM</i> = 3]			-0.0298 (0.0183)
연령	0.0359*** (0.0032)	0.0426*** (0.0035)	0.0428*** (0.0035)
연령의 제곱	-0.0004*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0000)
가구원 수 (1명 기준)	2	0.2155***	0.1998***
	3	0.3191***	0.3066***
	4	0.4011***	0.3807***
	5	0.4820***	0.4642***
	6	0.6027***	0.6054***
고등학생 이하 자녀 수 (0명 기준)	1	-0.0498***	-0.0531***
	2	-0.0908***	-0.0928***
	3	-0.1171***	-0.1262***
<i>within R</i> <sup>2</sup>	0.1019	0.1068	0.1069
<i>between R</i> <sup>2</sup>	0.4108	0.3688	0.3695
<i>overall R</i> <sup>2</sup>	0.3195	0.3012	0.3014

자료: 한국노동패널 5차 - 19차 조사

표본: 1998년 원가구 및 분가가구

주: ( ) 안의 값은 표준편차이며 , \*, \*\*, \*\*\*은 각기 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다

벤치마크모형과 새로 추정한 두 가지 고정효과모형 모두 혼인가구가 독인가구보다 실업에 대해 통계적으로 유의미한 완충효과를 갖는다는 것을 보여준다. 하루살이상태 가변수를 고려하고 나면 결혼과 실업가변수의 상호작용항의 추정치가 더 증가하며 통계적으로도 1% 수준에서 유의미하게 나타났다. 모형 (3)의 실업과 하루살이유형 가변수의 상호작용항의 추정결과는 통계적으로 유의미하지 않지만 비하루살이가구, 부유한 하루살이가구, 빈곤한 하루살이가구 순서대로 실업에 대해 소비를 더 적게 감소시킴을 확인할 수 있었다. <그림 7>에서 모형 (3)의 결과를 그래프로 나타내었다.

#### IV. 결론

결혼을 하여 가정을 이루는 것은 다양한 의미가 있다. 건강한 가족은 구성원들 서로간의 정신적 지지를 제공한다. 또한 노동과 소비에 대해 공동의 결정을 통해 가구 전체의 후생을 극대화한다. 이뿐만 아니라 삶에서 큰 위기에 닥쳤을 때 가장 먼저 도움을 청할 수 있는 대상 역시 가족이다. 본고에서는 가구주의 실업이라는 노동시장으로부터 온 충격에 대해 혼인을 하여 배우자가 존재하는 가구가 얼마나 잘 대처할 수 있는지를 혼인가구와 독인가구의 소비변화를 관찰하여 추정해내었다.

다양한 회귀모형을 통해서 혼인가구는 가구주의 실업이라는 충격을 경험했을 때 독인가구에 비해서 더 적게 소비를 줄임을 확인했다. 이러한 차이가 가구의 자산 구성을 통제한 이후에도 뚜렷하게 나타남을 보임으로써 이 현상이 독인가구가 혼인가구보다 자산이 적기에 발생한 것이 아님을 확인하였다.

본 연구의 한계는 구체적으로 어떤 경로를 통해 혼인가구가 노동시장충격을 완화시키는지 알 수 없다는 것이다. 한 가지 설득력 있는 가설이 가능하다. 가구주가 아닌 가구원들이 가구주의 실업이 발생하였을 때 노동공급을 증가시키기 때문에 혼인가구의 자가 보험이 존재한다는 것이다. 혼인가구는 가구주가 실업을 경험하였을 때 가구소득을 보전하기 위해 노동시장에 참여하지 않던 배우자가 새로이 직장을 얻을 수 있을 것이다. 혹은 이미 일하고 있던 배우자가 가구주의 실업에 대처하기 위해 노동시간을 더 늘릴 가능성도 있다. 반면에 독인가구의 경우 가구주가 일자리를 잃을 경우 줄어든 소득을 보상해줄 배우자가 없기 때문에 소비를 더 크게 줄인다.<sup>7)</sup>

지금까지 한국노동패널조사를 이용해 가구 유형에 따라서 노동시장에서의 충격이 가구의 소비를 감소시키는 정도가 다를 수 있음을 살펴보았다. 본고에서는 한국사회에서 혼인이 가구주의 실업에 대한 충격을 완충할 수 있는 가능성을 발견했다. 따라서 정부정책의 실업보험을 비롯한 관련 정책의 수립에 있어서 독인가구와 혼인가구의 이질성을 고려하는 것이 필요하다. 실제로 Choi and

---

7) Attanasio, Low, and Sanchez-Marcos (2005)에서 아내의 노동공급이 소득충격에 대한 보험으로 작동할 수 있음을 주장한다.

Valladares-Esteban은 이질적 경제주체 모형을 통해 실업보험이 독신가구의 후생을 증가시키지만 혼인가구의 후생에는 영향을 미치지 못한다고 주장한다. 현재의 실업보험은 직장에 다니는 동안은 임금에 비례하여 납부하고, 실직시에는 실직 전 임금에 비례하여 지급하도록 되어있다. 그러나 최적의 실업보험은 가구 유형의 이질성을 고려하여 조심스럽게 설계되어야 할 것이다.

## V. 참고문헌

**Alonso, Cristian.** “Cutting Back on Labor Intensive Goods? Implications for Fiscal Stimulus” Job Market Paper (2016)

**Attanasio, Orazio, Hamish Low, and Virginia Sánchez-Marcos.** “Female Labor Supply as Insurance against Idiosyncratic Risk.” *Journal of the European Economic Association* (2005): 755 - 764.

**Bentolila, Samuel, and Andrea Ichino.** “Unemployment and Consumption near and Far Away from the Mediterranean.” *Journal of Population Economics* (2008): 255 - 80.

**Blundell, Richard, Luigi Pistaferri, and Ian Preston.** “Consumption Inequality and Partial Insurance.” *American Economic Review* 98, no. 5 (2008): 1887 - 1921.

**Blundell, Richard, Luigi Pistaferri, and Itay Saporta-Eksten.** “Consumption Inequality and Family Labor Supply.” *American Economic Review* (2016): 387 - 435.

**Browning, Martin, and Thomas F. Crossley.** “Unemployment Insurance Benefit Levels and Consumption Changes.” *Journal of Public Economics* (2001): 1 - 23.

**Chetty, Raj.** “Moral Hazard versus Liquidity and Optimal Unemployment Insurance.” *Journal of Political Economy* (2008): 173 - 234.

**Choi, Sekyu, and Arnau Valladares-Esteban.** “On Households and Unemployment Insurance.” *Quantitative Economics R&R* (2016).

**Dynarski, Susan and Gruber, Jonathan,** “Can Families Smooth Variable Earnings?”, *Brookings Papers on Economic Activity* (1997): 229-303.

**Heathcote, Jonathan, Kjetil Storesletten, and Giovanni L. Violante.** “Quantitative Macroeconomics with Heterogeneous Households.” *Annual Review of Economics* (2009): 319 - 354.

**Kaplan, Greg, and Giovanni L. Violante.** “How Much Consumption Insurance Beyond Self-Insurance?” *American Economic Journal: Macroeconomics* (2010): 53 - 87.

**Kaplan, Greg, and Giovanni L. Violante.** “A Model of The Consumption Response to Fiscal Stimulus Payments” *Econometrica* (2014): 1199-1239.

**Kaplan, Greg, Giovanni L. Violante, and Weidner, Justin.** “The Wealthy Hand-to-Mouth” *Brookings Papers on Economic Activity* (2014): 77-153.

**Park, Ki Seong, and Donggyun Shin.** “How Do Families Smooth Household Heads’ Earnings Volatility?” *Journal of Economic Research* (2010): 79 - 97.

**Park, Ki Young.** “The Wealthy Hand-to-Mouth Households in South Korea.” *Global Economic Review* (2017): 1 - 26.

**Saporta-Eksten, Itay.** “Job Loss, Consumption and Unemployment Insurance.” Unpublished Manuscript (2014): 1 - 50.

**Stephens, Melvin, Jr.** “The Long-Run Consumption Effects of Earnings Shocks.” *Review of Economics and Statistics* (2001): 28-36.

**손종철, 최영주.** “가구패널을 이용한 과다부채와 소비의 상관관계 분석.” *한국경제학보* (2015): 133-144.

**이상호, 이지은.** “중고령자의 실직이 임금 및 소득 손실에 미치는 효과.” *한국노동패널 학술대회 논문집* (2016): 774-779.