

소득과 소비의 비선형적 동학

황선호*, 류재린**

본 연구에서는 우리나라의 노동시장에서 관찰되는 소득 위험을 추정하고, 소득 충격이 소비에 미치는 비선형적 전이효과를 분석하고자 한다. 이를 위해 KLIPS의 소득과 소비 데이터를 이용해 소득에 잠재된 위험을 추정하는데, 보다 구체적으로는 Arellano, Blundell and Bonhomme (2017)이 제안한 Quantile-based panel data framework를 이용해 가계소득의 확률적인 부분을 연속적 충격과 일시적 충격으로 분리하고, 각각의 충격이 소비에 미치는 비선형적 전이효과 분석하려고 한다. 이때 생애주기에서 소비는 연령 뿐만 아니라 항상소득, 임시소득 등에 따라 비선형적으로 상이할 수 있으므로 이를 고려한다. 본 연구는 소득과 소비 간의 관계를 선형관계로 가정하는 대부분의 선행 연구들과 달리, Quantile approach를 통해 소득과 소비 간의 비선형적 동학을 분석한다는 점에서 차별점을 지닌다. 본 연구에서는 우리나라 가계 소득에 비선형적 지속성과 조건부 비대칭성이 존재함을 발견하였다. 또한, 소득 충격의 효과가 과거 소득 이력에 따라 다르게 나타날 수 있으며, 이러한 비선형적 성질에 의해 소비 반응이 이질적으로 나타난다는 사실을 밝혀냈다.

주요용어 : 비선형적 소득 지속성, 소비 동학, 부분보험

1. 서론

글로벌 금융위기 이후 전세계가 경제적 불평등 문제에 주목하고 있다. 경제적 불평등이 사회통합뿐만 아니라 경제 성장도 저해할 수 있다는 인식과 위기감이 조성되었고(권규호, 2017), Piketty(2014), Milanovic(2016) 등 소득과 자산의 불평등을 다룬 좋은 연구들이 등장하며 사람들의 관심이 높아진 것이다. 우리나라에서는 외환위기 이후 소득불평등에 관한 연구들이 활발하게 이루어졌는데, 이들은 대부분 개인의 근로소득을 중심으로 분배 지표가 악화됨을 보이는데 주력하고 있다(강신욱 외, 2018; 김낙년·김종일, 2013; 김영미·한준, 2007; 김진욱, 2004 등).

* 국민연금연구원 부연구위원, sunho3137@nps.or.kr, 주저자

** 한국보건사회연구원 부연구위원, jaerinryu@khasa.re.kr, 교신저자

그런데 소득불평등에 이목이 집중된 것과 달리 소비불평등은 상대적으로 주목받지 못하였다. 이는 소비에 대한 분석 시 개인소득에 비해 훨씬 강한 가정이 필요하고, 실증분석을 위한 양질의 자료가 상대적으로 부족하기 때문일 것이다. 그럼에도 불구하고 소비는 소득보다도 사회 후생(social welfare)과 사회구성원의 행복과 밀접하게 연관되어 있으며(손연정 외, 2019), 불평등을 측정하는 중요한 지표가 될 수 있다(Attanasio and Pistaferri, 2016). Modigliani and Brumberg(1955)의 생애주기설과 Friedman(1957)의 항상소득설에 따르면 위험회피성향을 지닌 가계는 변동성이 높은 소비 흐름보다 평단화된 소비 흐름을 선호하며, 따라서 가계는 현재 소득이 아닌 항상소득 또는 생애소득의 일정한 비율로 소비를 결정한다. 이 경우 소비는 연도별 변동성이 높은 소득과 달리 생애기간 전반의 불평등을 파악하기에 적절한 지표가 될 수 있다.

소비불평등 연구에서 중요한 것은 가구소득의 불확실성이 소비로 어떻게 연결되는지, 즉 소비가 소득 충격에 어떻게 반응하는지 파악하는 것이다 (Arellano, Blundell and Bonhomme, 2017). 소득 분포가 일시적으로 변화하였는지 지속적으로 변화하였는지에 따라 소득과 소비의 불평등이 상이한 패턴을 보일 수 있기 때문이다(Abowd and Card, 1989; Attanasio and Pistaferri, 2016; 김대일, 2007 등). 만일 소득불평등이 심화되었지만 소비불평등이 확대되지 않았다면, 이는 소비 평탄화가 가능한 일시적인 현상일 가능성이 높다. 따라서 소비불평등을 분석하기에 앞서 소득 동학(earning dynamics)의 특성과 소득 충격에 따른 소비 분포의 변화를 파악하는 작업이 필요하다.

그러나 소비 함수는 복잡성과 비선형성을 지니고 있고, 가계의 소비 평탄화 방법들이 매우 다양하기 때문에 소득 충격이 소비로 이어지는 경로를 보이는 것은 매우 어려운 일이다. 이에 선행연구들은 다양한 접근을 시도하였는데, 이들은 크게 둘로 구분할 수 있다(Arellano, Blundell and Bonhomme, 2017). 첫 번째는 저축, 대출, 노동 공급 등 가계가 소비를 평탄화하기 위해 이용하는 정밀한 메커니즘들을 반영하는 것이다(Gourinchas and Parker, 2002; Guvenen and Smith, 2014; Kaplan and Violante, 2014 등). 이들은 복잡한 비선형적 소비 함수를 가정하여 소득 충격의 효과를 추정한다. 두 번째는 보험 메커니즘(insurance mechanisms)을 정확하게 반영하지 않고, "부분적 보험(partial insurance)"의 효과를 추정하는 것이다(Blundell, Pistaferri and Preston, 2008; Kubota, 2021; Ahn, Chee and Kim, 2021 등). 전술한 두 종류의 선행 연구들은 모두 선형적인 분석틀을 이용하고 있으나, 선형 모형은 소득 충격의 비선형 전달을 배제한다는 근본적인 한계를 지니고 있다. 선형 근사의 정확성이 항상 높지는 않은 것이다(Kaplan and Violante, 2010). 특히 사전 예방적 저축, 차입 제약, 비선형적 지속성이 존재하는 자산 축적 등의 소비 평탄화 방법은 본질적으로 매우 복잡하기 때문에 선형 모형으로 이를 추정하는 것에는 한계가 있다(Arellano, Blundell and Bonhomme, 2017). 우리나라의 자료를 이용한 실증 연구들 역시 동일한 한계를 지니고 있다(Ahn, Chee and Kim, 2021; 권규호, 2017; 김대일, 2007; 손연정 외, 2019).

이러한 맥락에서 본 연구는 가계소득이 소비에 미치는 비선형적 전이효과를 추정하려 한다. 보다 구체적으로 Arellano, Blundell and Bonhomme (2017)이 제안한 Quantile-based panel data framework을 이용해 가계소득의 확률적인 부분을 영속적 충격(항상소득)과 일시적 충격(임시소득)으로 분리하고, 각각의 충격이 소비에 미치는 비선형적 효과를 분석한다. 이 방법은 소득 충격의

비선형 효과를 포착하는데 적합한 Quantile approach와 조건부 분포를 유연하게 모형화할 수 있는 regression methods를 결합한 것으로, 일반적으로 사용되는 선형 모형에 비해 소득 충격의 비선형적인 영향을 포착하는데 적합하다(Arellano, Blundell and Bonhomme, 2017). 실증분석에 활용하는 자료는 2013~2021년의 한국노동패널(KLIPS) 자료이며, 분석 대상은 근로연령(30~60세)에 해당하는 가구이다.

본 연구는 이를 통해 첫째, 가계의 과거 소득 이력과 충격에 따라 소득에 비선형적 지속성(nonlinear persistent)과 조건부 비대칭성(conditional skewness)이 존재함을 확인할 수 있었다. 예컨대, 부정적인 항상소득 충격을 받은 고소득 가계와 긍정적 항상소득 충격을 받은 저소득 가계의 경우, 지속성은 1에 가깝게 추정되었다. 반면, 부정적인 항상소득 충격을 받은 고소득 가계와 긍정적 항상소득 충격을 받은 저소득 가계는 지속성이 0.4~0.6로 추정되었다. 또한, 항상소득은 과거 항상소득 이력이 낮을 때 조건부 비대칭도가 양(+)의 방향으로 치우쳐 있으며, 과거 항상소득 이력이 높을 때 음(-)의 방향으로 치우쳐 있는 모습을 보였다. 둘째, 자산과 연령에 따라 소득 변화에 대한 소비의 반응에서 차이가 나타난다. 예를 들면, 보유한 자산 규모가 작을수록 항상소득 충격에 대해 소비가 반응하는 정도는 커지는 것을 알 수 있다. 셋째, 과거 소득 이력과 충격에 대한 부호 및 크기 간에 상호작용이 존재하여 항상소득 충격에 대한 소득과 소비의 변화 양상이 달라진다. 큰 부정적인 충격에 대하여 저소득 가구보다 고소득 가구의 소득 및 소비가 더 크게 감소하는 모습을 보인다. 반면, 큰 긍정적인 충격에 대해 고소득 가구의 소득 및 소비가 저소득 가구보다 작게 증가하는 것으로 나타난다. 이러한 연구결과들은 Blundell, Pistaferri and Preston (2008) 이후 통상적으로 이용되고 있는 표준모형(canonical model)으로 분석할 수 없는 특징들이라고 할 수 있다.

본 연구의 전개는 다음과 같다. 2장에서는 본 연구에서 분석에 활용하는 모형과 자료에 대해 설명하고, 3장에서는 추정 결과들을 소개한다. 마지막으로 4장에서는 주요 결과를 요약하고, 향후 연구 과제들을 제시하며 마무리한다.

II. 모형 및 자료

1. 실증분석 모형 및 추정방법

가. 소득 모형

본 소절에서는 비선형적 소득 동학 모형을 설명하고, 다음 소절에서는 소비 모형을 제시한다. 가구 코호트를 $i = 1, \dots, N$ 로 나타내고 가구주의 연령을 t 로 표기한다. Y_{it} 를 가구주 연령이 t 인 가구 i 의 소득이라고 하고, y_{it} 를 연령 더미의 영향을 제외한 로그 소득이라고 하자. 생애주기-항상소득가설(life cycle-permanent income hypothesis)에 따라 y_{it} 는 다음과 같이 항상소득성분

(permanent income component) η_{it} 과 임시소득성분(transitory income component) ε_{it} 으로 분해할 수 있다:

$$y_{it} = \eta_{it} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (1)$$

여기에서 항상소득성분 η_{it} 는 1차 Markov 확률과정을 따른다고 가정한다. 따라서 주어진 $\eta_{i,t-1}$ 에 대하여 η_{it} 의 τ -조건부 분위($\tau \in (0, 1)$)를 $Q_t(\eta_{i,t-1}, \tau)$ 로 표기하며, 일반성을 잃지 않고 다음과 같이 나타낼 수 있다:

$$\eta_{it} = Q_t(\eta_{i,t-1}, u_{it}), \quad u_{it} | \eta_{i,t-1}, \eta_{i,t-2}, \dots \sim \text{Uniform}(0, 1), t = 2, \dots, T. \quad (2)$$

여기에서 η 의 확률과정은 특정한 모수를 이용하여 종속성 구조를 설정할 필요가 없으며, 시간이 지남에 따라 η 가 종속적이기만 하면 된다.

임시소득성분 ε_{it} 는 평균이 0이고, 시간에 따라 독립적이며, 모든 s 에 대해 η_{is} 와 무관하다고 가정한다. 모형 (1)과 (2)을 통해 가구가 지출과 저축할 금액을 결정할 때 직면하게 되는 미래 시점의 항상소득성분 및 임시소득성분에 대한 불확실성을 잘 설명할 수 있다.

항상/임시소득성분 η_{it} 와 ε_{it} 는 가구주 나이 t 와 평균 독립(mean independent)이라고 가정한다. 반면, 조건부 분위함수 Q_t 와 ε_{it} 의 주변확률분포는 가구주 나이 t 에 의존할 수 있음을 가정한다. 주어진 가구 코호트에 대해 가구주의 연령과 달력 시간(calendar time)은 완전공선성이 있으므로 이러한 의존성은 연령 효과와 함께 경제 전반에 대한 총체적 충격(aggregate shock)을 잡아낼 수 있다. 항상소득성분의 초기조건 η_{i1} 의 분포는 제한할 필요가 없다.

만약 항상소득성분 η_{it} 이 다음과 같은 임의보행과정(random walk process),

$$\eta_{it} = \eta_{i,t-1} + v_{it}, \quad (3)$$

를 따르는 것으로 가정하면 모형 (1)과 (2)의 특별한 경우를 얻을 수 있다. 여기에서 v_{it} 가 $\eta_{i,t-1}$ 에 대하여 독립적이고 누적분포 함수 F_t 를 가질 때 (2)는 $\eta_{it} = \eta_{i,t-1} + F_t^{-1}(u_{it})$ 로 표현할 수 있다. 임의보행과정과 독립적 충격을 가정한 소득 동학을 표준모형(canonical model)이라고 하자.

모형 (1)과 (2)을 통해 소득에 대한 비선형적 동학을 파악할 수 있으며, 본 연구에서는 비선형적 지속성(nonlinear persistent)과 일반적인 형태의 조건부 이분산성(conditional heteroskedasticity)에 집중하여 분석하려고 한다. 먼저 비선형적 지속성(nonlinear persistent)을 정의하기 위해 다음 (4)를 정의한다:

$$\rho_t(\eta_{i,t-1}, \tau) = \frac{\partial Q_t(\eta_{i,t-1}, \tau)}{\partial \eta}, \quad \rho_t(\tau) = E \left[\frac{\partial Q_t(\eta_{i,t-1}, \tau)}{\partial \eta} \right], \quad (4)$$

여기에서 $\partial Q_t / \partial \eta$ 는 Q_t 의 η 에 대한 편도함수를 나타내며, $\rho_t(\tau)$ 는 $\eta_{i,t-1}$ 분포에 대해 기대값을 취해 얻어진다.

식 (4)의 ρ_t 는 η 성분의 비선형적 지속성(nonlinear persistent)을 측정한다. $\rho_t(\eta_{i,t-1}, \tau)$ 는 τ -분위에 해당하는 충격 u_{it} 이 주어졌을 때 $\eta_{i,t-1}$ 의 지속성을 측정하며, 과거의 항상소득성분 $\eta_{i,t-1}$ 과 충격 τ 의 분위에 따라 그 값이 달라지게 된다. $\rho_t(\tau)$ 는 η 에 대한 평균적인 지속성을 측정한다. 비록 충격 u_{it} 은 i.i.d로 주어지지만 u_{it} 에 따라 소득의 지속성이 다르게 나타날 수 있다. 따라서 ρ 들은 소득 이력의 지속성을 측정한다고 볼 수 있다.

항상소득성분 η_{it} 가 임의보행을 따르는 표준모형 (3)에서는 $\eta_{i,t-1}$ 과 τ 에 관계없이 $\rho_t(\eta_{i,t-1}, \tau) = 1$ 이 된다. 이와 대조적으로, 모형 (2)에서는 $\eta_{i,t-1}$ 의 지속성은 충격 u_{it} 의 크기와 방향에 따라 달라질 수 있다. 따라서 $\eta_{i,t-1}$ 에 대한 충격의 지속성은 현재 및 미래 충격 $u_{it}, u_{i,t+1}, \dots$ 의 크기와 부호에 따라 달라진다. 충격 u_{it} 와 $\eta_{i,t-1}$ 간의 상호작용은 본 연구의 비선형적 접근에서 핵심적인 역할을 하며, 나아가 소비 결정에도 실질적인 영향을 미친다.

실증분석을 위해 조건부 분위함수(conditional quantile function) $Q_t(\eta_{i,t-1}, \tau)$ 는 다음과 같이 설정할 수 있다:

$$Q_t(\eta_{i,t-1}, u_{it}) = \alpha_t(\tau) + \beta_t(\tau)' h(\eta_{i,t-1}), \quad (5)$$

여기에서 h 는 다가함수(multi-valued function)이다. 식 (5)의 $h(\eta_{i,t-1})$ 는 직교다항식(orthogonal polynomial), 소파동(wavelet), 스플라인(spline) 등으로 근사할 수 있으며, 본 연구에서는 Hermite 다항식을 기저로 이용하여 근사한다. 식 (5)에 해당하는 지속성과 평균 지속성은 각각

$$\rho_t(\eta_{i,t-1}, \tau) = \beta_t(\tau)' \frac{\partial h(\eta_{i,t-1})}{\partial \eta}, \quad \rho_t(\tau) = \beta_t(\tau)' E \left[\frac{\partial h(\eta_{i,t-1})}{\partial \eta} \right],$$

로 주어지며, 이를 통해 충격에 따른 $\eta_{i,t-1}$ 의 지속성을 유연하게(flexible) 파악할 수 있다.

그 다음으로 조건부 이분산성(conditional heteroskedasticity)에 대해 생각해보자. 모형 (2)는 주어진 $\eta_{i,t-1}$ 에 대한 η_{it} 의 조건부 분포 형태를 제한하지 않기 때문에 일반적인 형태의 이분산성을 허용한다. 특히, 항상소득성분에 대한 충격으로 인해 발생한 시점 t 의 불확실성은 $\tau \in (1/2, 1)$ 에 대하여 $\sigma_t(\eta_{i,t-1}, \tau) = Q_t(\eta_{i,t-1}, \tau) - Q_t(\eta_{i,t-1}, 1 - \tau)$ 을 이용하여 측정할 수 있다. 예컨대, 표준모형 (3)에서 $v_{it} \sim N(0, \sigma_{v_t}^2)$ 이면 $\sigma_t(\eta_{i,t-1}, \tau) = 2\sigma_{v_t} \Phi^{-1}(\tau)$ 이 된다.

또한 η_{it} 에 대한 조건부 비대칭도(conditional skewness) 또한 계산할 수 있다. 조건부 비대칭도는 $\tau \in (1/2, 1)$ 에 대하여

$$sk_t(\eta_{i,t-1}, \tau) = \frac{Q_t(\eta_{i,t-1}, \tau) - Q_t(\eta_{i,t-1}, 1-\tau) - 2Q_t\left(\eta_{i,t-1}, \frac{1}{2}\right)}{Q_t(\eta_{i,t-1}, \tau) - Q_t(\eta_{i,t-1}, 1-\tau)}$$

으로 계산할 수 있다.

나. 소비 모형

소비함수에 대한 실증분석을 위해 통상적인 생애주기 소비모형을 먼저 살펴본다. 그 다음에 가계 소비에 대한 정책함수를 도출하고, KLIPS 자료에 적용할 실증적 소비 모형을 살펴본다.

먼저 각 가구가 유일한 경제주체로 행동하는 대표적 경제주체 모형을 고려한다. 평생에 걸쳐 가계는 수익률이 $1+r$ 로 일정한 1기간 무위험 채권을 거래할 수 있으며, 다음과 같은 (선형) 기간별 예산제약에 직면한다고 가정한다:

$$A_{it} = (1+r)A_{i,t-1} + Y_{i,t-1} - C_{i,t-1}, \quad (7)$$

여기에서 A_{it} , Y_{it} , C_{it} 는 각각 자산, 소득, 소비를 나타낸다. 가구 소득은 $\ln Y_{it} = \kappa_t + \eta_{it} + \varepsilon_{it}$ 로 표현할 수 있으며, κ_t 는 연령에 따른 확정적 소득 프로필을 나타낸다. 연령 t 의 가구는 현재와 과거의 항상/임시소득 η 와 ε 을 알고 있지만 미래의 값은 알 수 없다. 가구에게 모든 분포가 알려져 있어 총체적 불확실성(aggregate uncertainty)은 없다고 가정한다. 생애주기의 각 시점 t 에서 최적화 문제는 다음과 같은 Bellman 방정식으로 표현할 수 있다:

$$V_t(A_{it}, \eta_{it}, \varepsilon_{it}) = \max_{C_{it}} u(C_{it}) + \beta E_t [V_{t+1}(A_{i,t+1}, \eta_{i,t+1}, \varepsilon_{i,t+1})], \quad (8)$$

여기에서 $u(\cdot)$ 는 가구의 효용(utility), β 는 할인요인(discount factor)을 나타낸다. 식 (8)의 Bellman 방정식을 보면 Markov 확률과정을 따르는 주어진 η_{it} 에 대한 $\eta_{i,t+1}$ 의 조건부 분포가 중요한 역할을 한다는 것을 알 수 있다.

모형 (1)-(2)의 비선형 소득 모형에서는 "일반적이지 않은" 소득 충격(unusual shock)이 발생했을 때 고소득 가구가 통상적인 선형 소득모형에서보다 더 많은 저축을 유도하는 예비적 동기가 발생할 수 있다. 확실성 등가 선호(certainty equivalent preferences) 하에서도 모형 (1)-(2)에서는 지속적인 충격에 적용되는 할인이 상태의존적(state-dependent)이게 된다. Arellano, Blundell and

Bonhomme (2017)은 시뮬레이션을 통해 선형 소득과정을 가정한 경우에 비해 비선형 소득과정 하의 고소득 가구가 소비를 줄이는 경향이 있다는 것을 밝혀냈다. 특히 고소득층에 대한 부정적인 충격은 과거의 지속성을 감소시키고, 결과적으로 미래 기대소득 측면에서 볼 때 더 큰 피해가 발생시키므로 상대적으로 더 많은 저축, 더 많은 부의 축적, 더 낮은 소비를 유도하게 된다.

불확실성이 존재하는 생애주기모형에서 소비 함수는 연령에 의존하는 함수 G_t 에 대해 다음과 같은 형태를 갖는다:

$$C_{it} = G_t(A_{it}, \eta_{it}, \varepsilon_{it}). \tag{9}$$

본 연구에서는 모형 (9)에 근거하여 소비에 대한 실증적 관계를 찾아내려고 한다. 모형 (9)는 연령 t 에서의 소비가 자산 A_{it} , 항상/임시소득성분 η_{it} 과 ε_{it} 에 대한 비모수적 함수 형태를 띠게 됨을 나타낸다. 기존 연구에서는 비선형 소비 함수 (9)를 수량화(calibration)하거나 선형근사화한 다음 추정하는 방식을 따르지만, 본 연구에서는 직접적으로 비선형 소비 함수 (9)를 추정한다.

실증분석을 위해 소득 c_{it} 와 자산 a_{it} 를 연령 더미의 영향을 제외한 로그 소비와 자산으로 정의하며, 다음 식 (10)을 추정하려고 한다:

$$c_{it} = g_t(a_{it}, \eta_{it}, \varepsilon_{it}, \nu_{it}). \tag{10}$$

여기에서 ν_{it} 는 소비 함수에서 자산과 항상/임시소득에 의해 설명되지 못하는 부분을 나타낸다. 만약 비관측 이질성(unobserved heterogeneity)이 존재하지 않는다면 ν_{it} 는 시점에 걸쳐 독립적이고 같은 시점의 $(a_{it}, \eta_{it}, \varepsilon_{it})$ 와 독립적이다. g_t 는 ν 에 대하여 단조적(monotone)이며, 따라서 ν 는 한계 효용을 증가시키는 방향으로 소비성향을 변화시키는 요인(taste shifter)이라고 해석할 수 있다. 단일자산 생애주기모형에서는 Bellman 방정식에 의해 이러한 단조성이 유도된다. 편의를 위해 ν_{it} 의 주변확률분포가 각 시점마다 균일분포 (0, 1)를 따르도록 정규화한다.

순자산 a_{it} 는 외생적이지 않으며, 따라서 식별을 위해서 순차적 외생적(sequentially exogenous) 또는 선결적(predetermined)이라고 가정할 필요가 있다. 자산을 다음과 같이 과거의 자산, 소비, 소득, 항상소득 및 연령의 함수로 설정한다:

$$a_{it} = h_t(a_{i,t-1}, c_{i,t-1}, y_{i,t-1}, \eta_{i,t-1}, v_{it}), \tag{11}$$

여기에서 v_{it} 는 자산, 소비, 소득 및 항상소득과 독립적이고 i.i.d.인 균일분포를 따르며, h_t 는 연령에 의존하는 함수로 v_{it} 에 대한 증가함수이다. 선형적으로 자산이 축적되는 식 (7)은 식 (11)의 특별한 경우이므로, 향후 식별이나 추정을 위해서 식 (7)을 가정할 필요는 없다.

자산 가치와 항상/임시소득이 각각 $a_{it} = a$, $\eta_{it} = \eta$, $\varepsilon_{it} = \varepsilon$ 로 주어졌을 때, 평균적 소비(average consumption)는 다음과 같이 구할 수 있다:

$$E[c_{it} | a_{it} = a, \eta_{it} = \eta, \varepsilon_{it} = \varepsilon] = E[g_t(a, \eta, \varepsilon, \nu_{it})].$$

이를 분석함으로써 자산과 두 종류의 소득 구성요소의 변화에 따라 평균적 소비가 어떻게 변하는지, 그리고 생애주기에 걸쳐 어떻게 변하는지 파악할 수 있다. 특히 항상소득충격 η 에 대한 소비의 평균적인 효과는

$$\phi_t(a, \eta, \varepsilon) = E\left[\frac{\partial g_t(a, \eta, \varepsilon, \nu_{it})}{\partial \eta}\right] \quad (12)$$

으로 계산할 수 있다. $\phi_t(a, \eta, \varepsilon)$ 는 항상소득 충격에 대한 보험 가능성 정도를 측정한다. 평균효과 $\bar{\phi}_t(a) = E[\phi_t(a, \eta, \varepsilon)]$ 의 추정치를 통해 부분보험계수가 생애주기에 걸쳐 어떻게 변하는지, 그리고 가계의 자산 보유량에 어떻게 의존하는지 살펴볼 것이다. 한편, $1 - \bar{\phi}_t(a)$ 는 연령과 자산의 함수로서, 항상소득에 대한 충격의 소비 보험 가능성 정도를 나타낸다.

한편, 소득 충격이 소비에 미치는 동태적 효과(dynamic effects of earnings shocks on consumption)를 추정할 수 있다. 특히, 항상소득에 대한 충격 u_{it} 가 소비 프로파일 $c_{i,t+s}$, $s \geq 0$ 에 미치는 효과를 파악할 수 있다. 동시기적 효과($s = 0$)는

$$E\left[\frac{\partial}{\partial u} \Big|_{u=\tau} g_t(a, Q_t(\eta, u), \varepsilon, \nu_{it})\right] = \phi_t(a, Q_t(\eta, \tau), \varepsilon) \frac{\partial Q_t(\eta, \tau)}{\partial u}$$

를 통해 계산할 수 있다. 이러한 효과는 부분보험계수 ϕ_t 를 통해 η 에 의존하며, 소득 모형이 일반적인 형태의 조건부 이분산성 및 비대칭성을 허용하므로 $\partial Q_t(\eta, \tau)/\partial u$ 에도 의존한다. $\partial Q_t(\eta, \tau)/\partial u$ 는 충격 u_{it} 에 따른 소득의 동시기적 반응 정도를 측정한다.

다. 추정 방법

소득 모형은 $Q_t(\eta_{i,t-1}, \tau) = Q_t(\eta_{i,t-1}, age_{it}, \tau)$, $Q_e(age_{it}, \tau)$, $Q_{\eta_1}(age_{i1}, \tau)$ 에 의존한다. 소비 모형은 $g_t(a_{it}, \eta_{it}, \varepsilon_{it}, \tau)$ 에 의존하고, 자산은 $Q_a(\eta_{i1}, age_{i1}, \tau)$ 과 $h_t(a_{i,t-1}, c_{i,t-1}, y_{i,t-1}, \eta_{i,t-1}, \tau)$ 에 의존한다. 본 연구에서는 Hermite 다항식을 이용하여 이러한 관계를 근사한다.

소득과 소비 모형은 비선형적 상태공간모형(nonlinear state-space model)의 형태를 취한다. 시간 변동 잠재변수를 추정하기 위해 Arellano and Bonhomme (2016)이 제안한 Stochastic EM 알고리

증을 적용한다. 추정의 첫 번째 단계에서는 소득에 대한 파라미터의 추정치를 구하고, 두 번째 단계에서는 추정된 소득에 대한 파라미터 추정치가 주어진 상황에서 소비와 자산에 대한 파라미터의 추정치를 구하는 것이다. 초기값에서 시작하여 수렴할 때까지 다음 두 단계, 즉 Stochastic E(expectation)-단계와 M(maximization)-단계를 반복한다. Stochastic E-단계에서는 모든 반복에 대해 η 의 새로운 표본추출을 계산한다. 본 단계에서는 약 30%의 수용률(acceptance rate)을 달성하도록 프로포절 분산의 크기를 설정하였다. M-단계에서는 분위회귀 분석을 시행한다.

2. 자료

본 연구는 한국 가계의 소득, 지출, 가계 구조, 재산, 교육, 기타 개인 및 가구 특성에 대한 정보를 모두 포함하고 있는 대표적인 패널인 한국노동패널(KLIPS)을 이용한다. 동 자료는 1998년부터 비농촌지역에 거주하는 한국의 가구와 가구원을 대표하는 패널표본구성원(5,000 가구)을 매년 추적 조사하고 있다. 본 연구는 한국노동패널(KLIPS)의 소득, 소비, 자산 자료를 구하여 2013년부터 2021년까지 9년 간의 자료를 실증분석에 이용하였다. 자료는 413 가구로 구성된 균형패널이며, 따라서 총 3717개의 표본을 이용하였다.

본 연구에서 활용한 자료는 구체적으로 다음과 같다. 첫째, 연간 가구소득은 근로소득, 금융소득, 부동산소득(예: 임대료), 사회보험소득(연금, 실업급여 등), 공공 및 민간 이전소득, 기타소득의 합계로 정의한다.¹⁾ 둘째, 연간 가계소비지출은 식품, 외식, 공교육 및 사교육, 주택, 의료, 레크리에이션 활동 및 내구재에 대한 지출을 포함한 월평균 지출액에 12를 곱하여 사용하였다. 이때, 측정 오차 가능성을 줄이기 위해 소득과 소비지출을 1% 수준에서 윈저화(Winsorizing)하여 사용하였다. 또한 전국 기준 소비자물가지수를 사용하여 2020년 불변가격으로 환산하였다. 셋째, 소득과 소비 과정의 예측 가능한 구성요소를 제거하기 위해 개인 및 가구별 변수를 사용하였는데, 출생년월일, 성별, 자녀 수, 가구 규모, 교육, 고용 상태, 거주 지역 등이 이에 포함된다.

한편, 본 연구는 분석대상 가구를 다음과 같이 설정하였다. 첫째, 가구주가 30-60세 남성인 가구로 분석 대상을 한정하였다. 남성가구주 가구로 분석대상을 한정한 것은 여성가구주 가구의 소득 및 가구 구성이 남성가구주 가구와 체계적으로 다르기 때문이며(권규호, 2017), 30-60세로 분석대상을 한정한 것은 이미 노동시장에 진입한 가구에 초점을 맞추고 퇴직의 잠재적 영향을 피하기 위함이다(Ahn, Chee and Kim, 2021). 둘째, 가족구조 변화가 소비보험(consumption insurance)에 큰 영향을 미침을 고려하여, 분석기간동안 결혼상태가 동일하게 유지된 가구로 분석 대상을 한정하였다. 마지막으로, 본 연구는 Blundell, Pistaferri and Preston (2008), 권규호(2017) 등의 선행연구들과 동일하게 표본가중치를 사용하지 않았다.

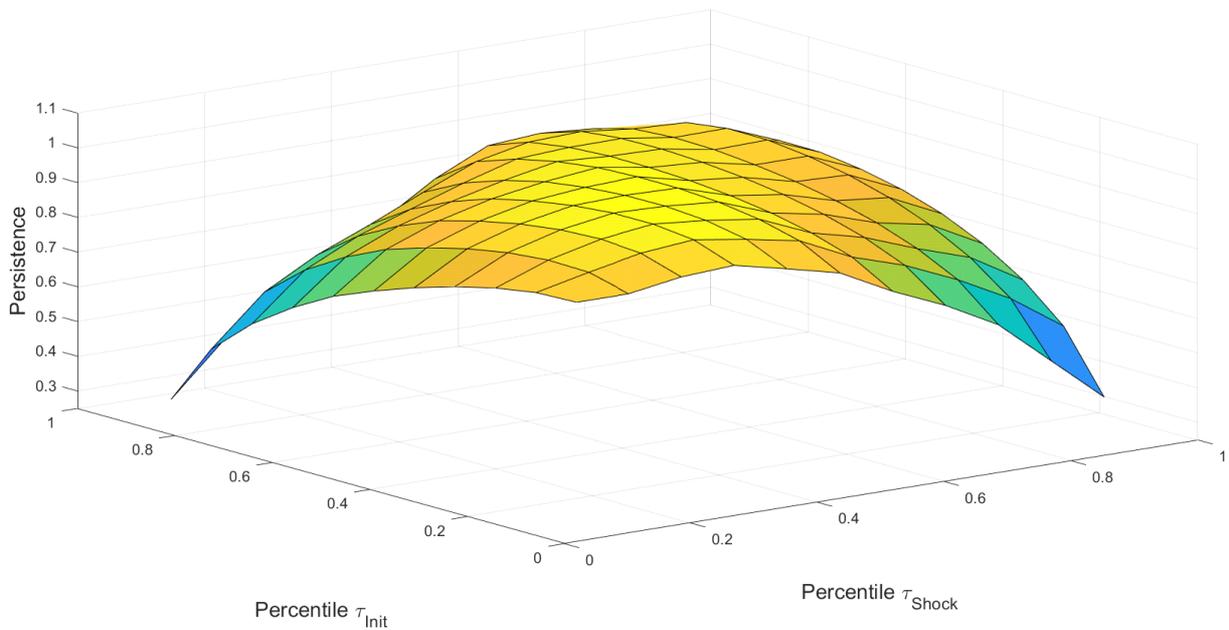
1) 한국노동패널(KLIPS)에서 소득은 '작년 한 해'의 가구 단위 소득을 의미하며, 가구소득은 근로소득, 사회보험, 이전소득, 금융소득, 부동산소득, 기타소득으로 구성되어 있다. 한가지 유의할 점은 일반적으로 근로소득은 근로의 대가로 얻은 수입을 의미하지만 한국노동패널에서는 자영업자의 소득도 근로소득으로 분류하고 있다는 점이다. 한편, 불평등 연구 시 세전 근로소득을 이용하는 것이 일반적이지만, 한국노동패널의 소득자료는 세후소득이라는 점에도 유의해야 한다.

III. 실증분석 결과

1. 소득

그림 1(a)는 $y_{i,t-1}$ 이 주어졌을 때 로그소득 잔차 y_{it} 의 $y_{i,t-1}$ 에 대한 조건부 분위의 평균 도함수 추정치를 보여준다. 그 결과 과거 소득의 백분위(τ_{init})와 충격의 백분위(τ_{shock})에 따라 비선형적 지속성(nonlinear persistent)이 존재함을 알 수 있다. 지속성은 τ_{init} 와 τ_{shock} 에 따라 0.29~0.97 사이의 값을 가지며, 평균은 0.83, 중앙값은 0.88을 갖는다.

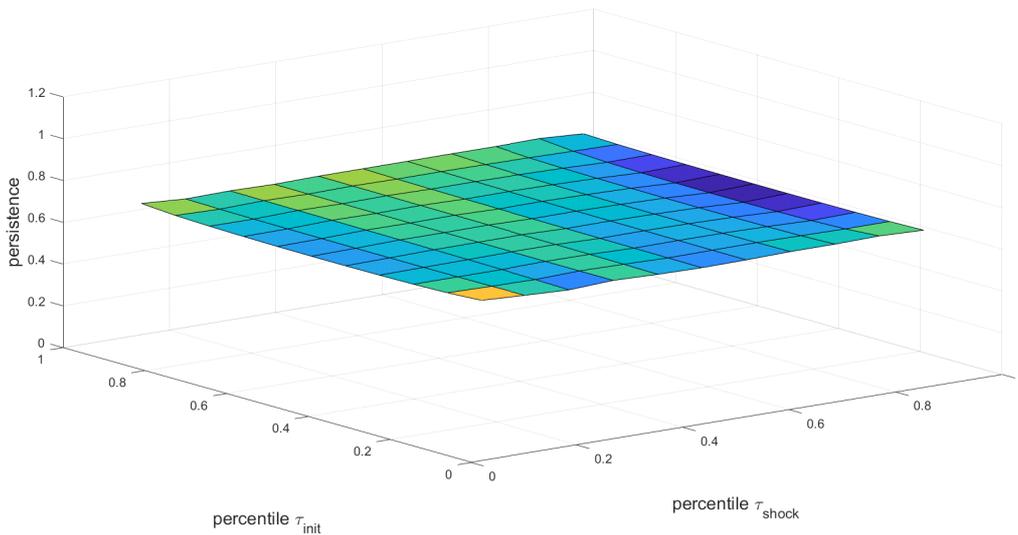
[그림 1(a)] 소득, KLIPS 자료



	0	$\leftarrow \tau_{shock} \rightarrow$										1
τ_{init}	0	0.888	0.887	0.911	0.919	0.884	0.848	0.770	0.704	0.624	0.495	0.366
		0.883	0.917	0.947	0.960	0.937	0.908	0.836	0.787	0.721	0.642	0.538
		0.864	0.919	0.955	0.973	0.959	0.938	0.873	0.835	0.778	0.728	0.638
		0.835	0.908	0.949	0.972	0.967	0.955	0.898	0.869	0.820	0.790	0.711
		0.800	0.887	0.933	0.962	0.966	0.962	0.916	0.894	0.851	0.835	0.764
		0.758	0.857	0.909	0.943	0.957	0.963	0.926	0.911	0.874	0.868	0.802
		0.710	0.820	0.878	0.916	0.940	0.956	0.932	0.922	0.889	0.890	0.828
		0.645	0.766	0.830	0.876	0.912	0.941	0.932	0.928	0.900	0.904	0.844
		0.566	0.696	0.769	0.821	0.872	0.916	0.925	0.926	0.903	0.905	0.845
		0.462	0.600	0.683	0.745	0.812	0.876	0.907	0.913	0.896	0.889	0.826
1	0.283	0.429	0.527	0.605	0.700	0.795	0.865	0.876	0.864	0.833	0.760	

그림 1(b)는 표준모형 $y_{it} = \eta_{it} + \varepsilon_{it}$, $\eta_{it} = \eta_{i,t-1} + \nu_{it}$ 의 조건부 분위함수에 대한 평균 도함수를 보여주고 있다. 그림 1(b)는 과거 소득의 백분위수(τ_{init})와 충격의 백분위수(τ_{shock})에 대해 지속성이 거의 일정한 모습을 보여준다. 즉, 지속성은 τ_{init} 와 τ_{shock} 에 따라 0.639~0.670 사이의 값을 가지며, 평균은 0.658, 중앙값은 0.659을 갖는다. 표준모형은 그림 1(b)에서 나타난 비선형적 패턴을 표현하는 것에 어려움이 있는 것으로 보인다.

[그림 1(b)] 소득, 표준모형

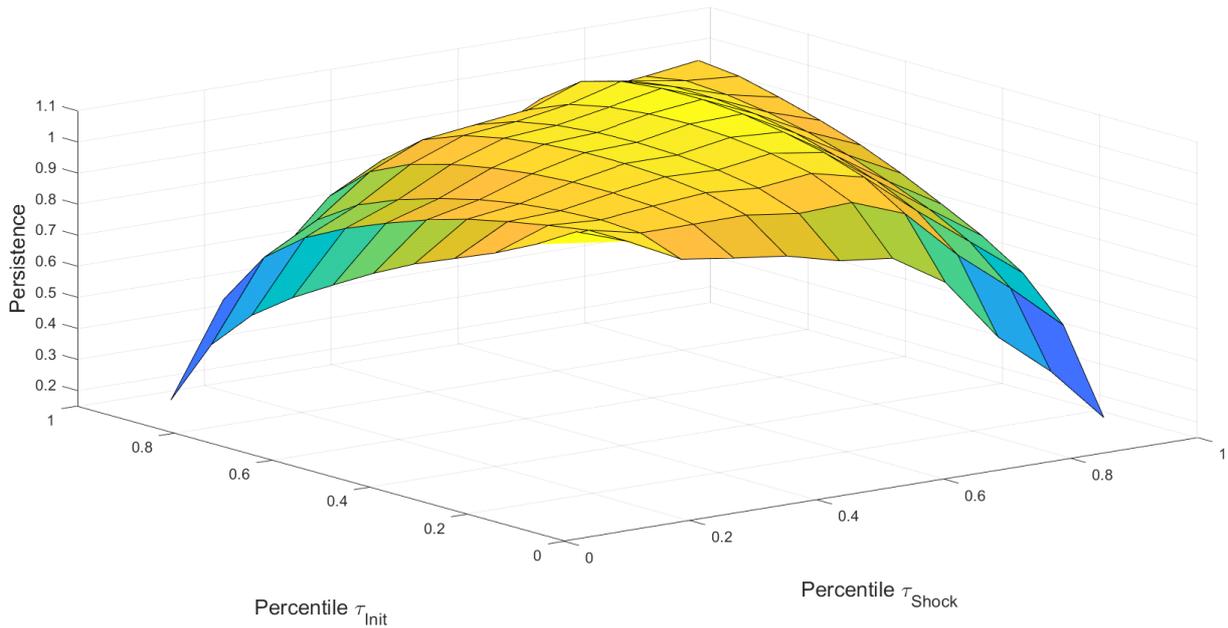


		← τ_{shock} →										
		0									1	
↑ τ_{init} ↓	0	0.666	0.655	0.654	0.663	0.668	0.660	0.649	0.648	0.643	0.645	0.649
		0.666	0.661	0.659	0.662	0.667	0.662	0.656	0.654	0.651	0.649	0.652
		0.666	0.665	0.661	0.662	0.665	0.662	0.659	0.657	0.655	0.651	0.653
		0.665	0.667	0.663	0.661	0.664	0.661	0.661	0.659	0.657	0.653	0.653
		0.666	0.669	0.664	0.660	0.663	0.660	0.662	0.659	0.658	0.654	0.653
		0.666	0.670	0.664	0.660	0.662	0.659	0.662	0.659	0.658	0.654	0.653
		0.666	0.670	0.664	0.659	0.660	0.657	0.662	0.659	0.658	0.655	0.652
		0.666	0.670	0.663	0.658	0.659	0.655	0.660	0.658	0.656	0.655	0.651
		0.667	0.670	0.662	0.656	0.657	0.652	0.658	0.656	0.653	0.654	0.649
		0.668	0.668	0.660	0.655	0.655	0.648	0.654	0.652	0.649	0.653	0.646
1	0.670	0.664	0.656	0.652	0.651	0.641	0.647	0.645	0.639	0.651	0.641	

그림 1(c)는 백분위수 τ_{init} 와 τ_{shock} , 표본의 평균 연령에서 평가된 (4)의 $\rho_t(\eta_{i,t-1}, \tau) = \partial Q_t(\eta_{i,t-1}, \tau) / \partial \eta$ 를 보여준다. 그림 1(c)를 통해 항상소득성분 η_{it} 가 비선형적 지속성을 지님을 알 수 있다. 임시소득성분 ε_{it} 을 제외한 항상소득성분 η_{it} 의 지속성은 로그소득 잔차 y_{it} 의 지속성보다 높다. 즉, 지속성은 τ_{init} 와 τ_{shock} 에 따라 0.177~1.096 사이의 값을 가지며, 평균은 0.899, 중앙값은

0.962을 갖는다. 지속성은 긍정적인 충격을 받은 고소득 가구와 부정적인 충격을 받은 저소득 가구의 경우 1에 가깝게 추정되었다. 한편, 부정적인 충격이 고소득 가계에 영향을 미치거나 긍정적인 충격이 저소득 가계를 영향을 미칠 때 지속성은 0.4~0.6로 낮아진다.

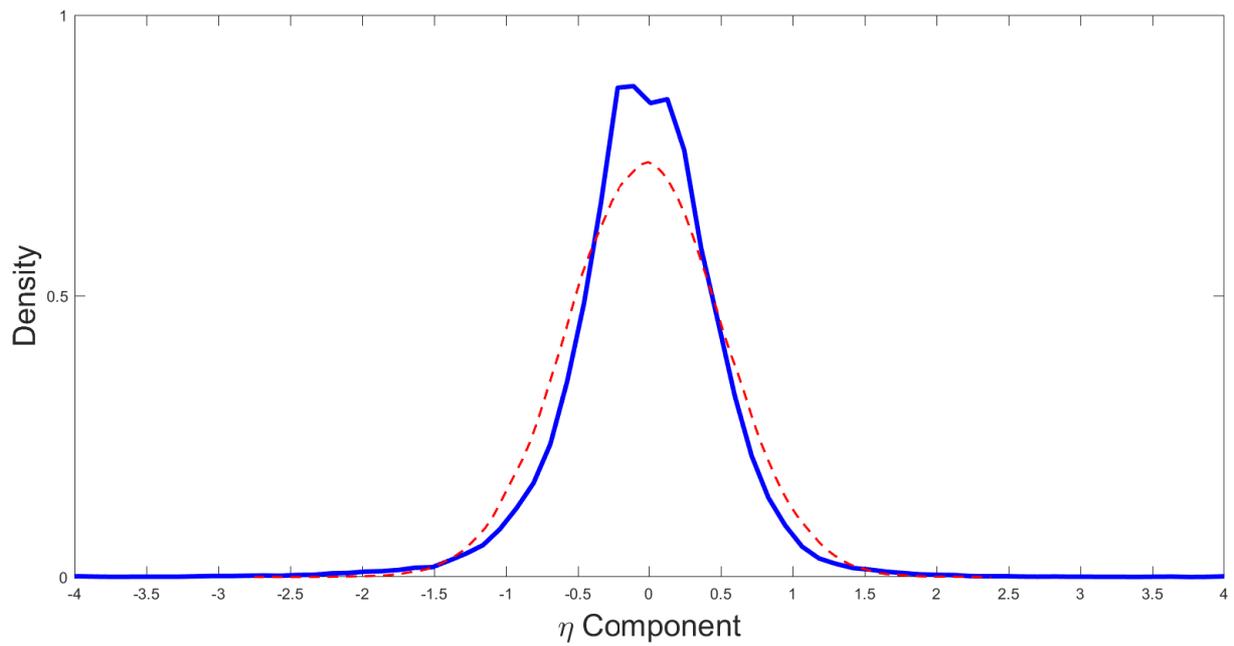
[그림 1(c)] 영구적 소득 성분, 비선형 모형



	← τ_{shock} →											
	0											
	0	0.2	0.4	0.6	0.8	1	0.8	0.6	0.4	0.2	0	
↑ τ_{init} ↓	0	1.082	1.023	0.938	0.914	0.892	0.849	0.830	0.724	0.520	0.382	0.206
		1.005	1.023	0.986	0.986	0.988	0.965	0.973	0.909	0.749	0.614	0.467
		0.941	1.002	0.992	1.009	1.024	1.011	1.030	0.990	0.854	0.727	0.599
		0.887	0.978	0.985	1.015	1.039	1.033	1.058	1.034	0.915	0.795	0.682
		0.833	0.949	0.972	1.013	1.045	1.045	1.074	1.064	0.959	0.848	0.747
		0.767	0.911	0.948	1.004	1.044	1.049	1.081	1.085	0.996	0.896	0.811
		0.693	0.864	0.916	0.986	1.035	1.045	1.077	1.096	1.021	0.935	0.865
		0.616	0.811	0.876	0.962	1.018	1.032	1.062	1.095	1.035	0.963	0.909
		0.523	0.745	0.822	0.926	0.990	1.007	1.035	1.081	1.036	0.983	0.946
		0.392	0.645	0.738	0.866	0.940	0.961	0.981	1.045	1.018	0.991	0.978
1	0.177	0.474	0.585	0.750	0.839	0.863	0.866	0.952	0.951	0.969	0.992	

그림 2(a)와 (b)는 평균 연령에서의 항상 및 임시소득 성분의 주변분포 추정치를 보여준다. 비교를 위해 각각의 소득 성분의 평균과 분산을 지닌 정규분포를 함께 나타내었다. 임시소득 성분 ϵ_{it} 는 정규분포로부터 큰 차이를 보이며, 항상소득 성분 η_{it} 에 비해 더 높은 첨도와 두꺼운 꼬리를 보여준다.

[그림 2(a)] 항상소득성분



[그림 2(b)] 임시소득성분

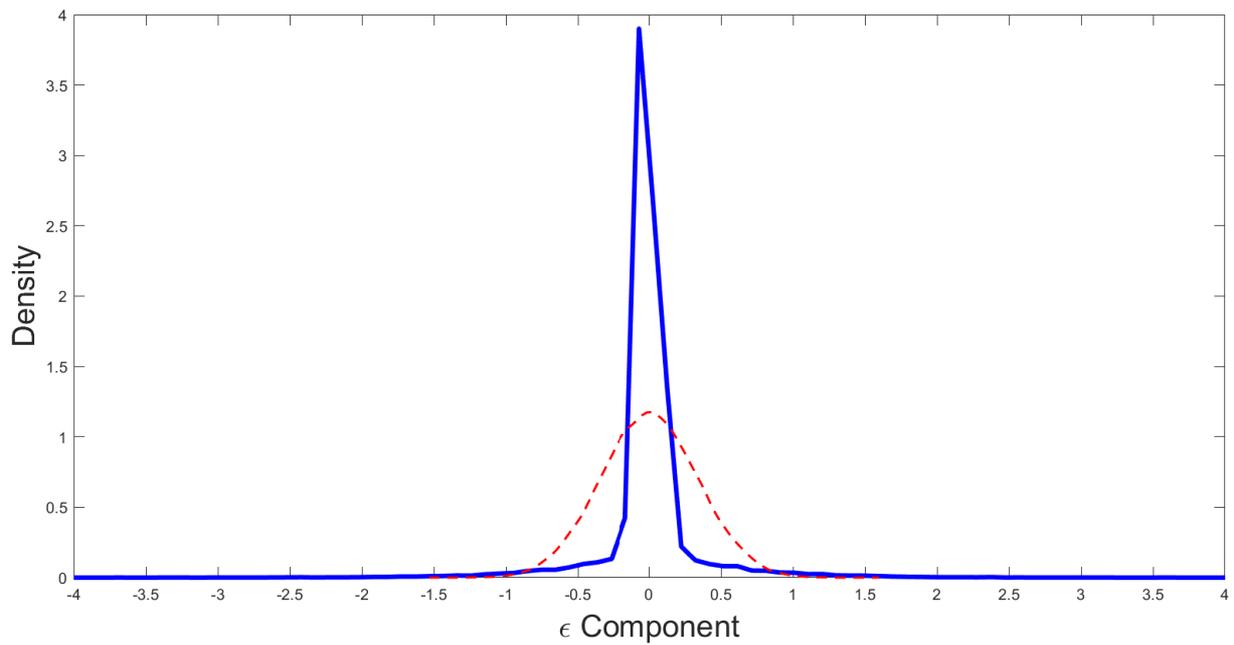
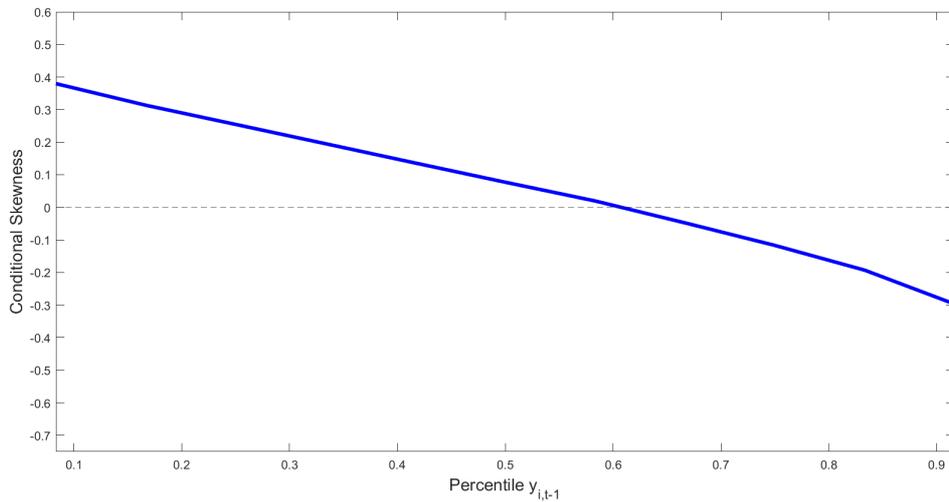


그림 3에서는 $\tau=11/12$ 일 때 로그소득 잔차(a)와 항상소득(b)에 대한 식 (6)의 조건부 비대칭도 추정치를 보여준다. 그림 3(b)는 η_{it} 가 $\eta_{i,t-1}$ 의 낮은 값에서는 비대칭도가 양(+)의 방향으로 치우치고(positively skewed), $\eta_{i,t-1}$ 의 높은 값에 대해서는 음(-)의 방향으로 치우치는 경향(negatively

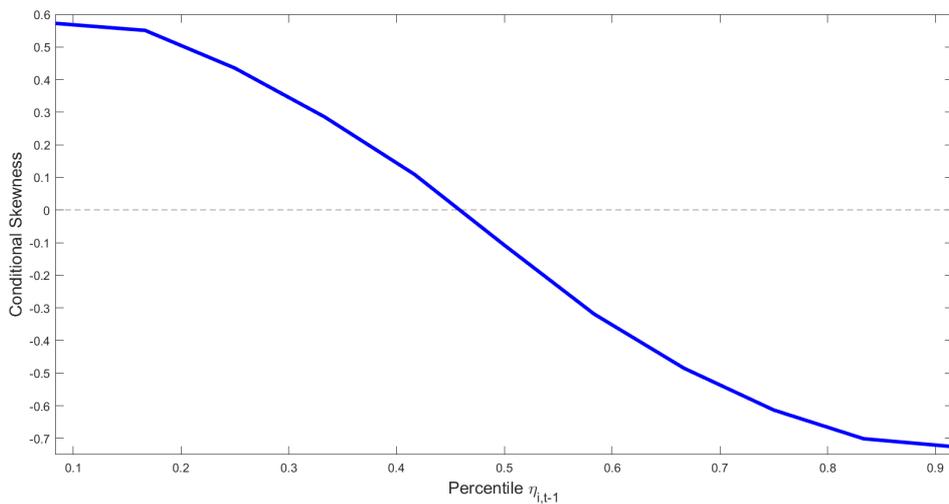
skewed)이 있음을 보여준다. 이는 그림 1(c)의 비선형적 지속성 추정결과와 일치한다: 항상소득 성분 η 가 낮은 가구는 긍정적인 충격을 받을 때, $\eta_{i,t-1}$ 에 대한 η_{it} 의 종속성이 낮아 분포의 중앙 부분에서 먼 오른쪽에 위치한 결과가 나올 가능성이 상대적으로 높다. 또한, 항상소득 성분 η 가 높은 가구에서는 낮은 지속성을 보이므로 분포의 중앙으로부터 먼 왼쪽에 위치한 결과를 얻을 가능성이 크다. 그림 3(a)을 통해 항상소득 성분보다 약하지만 로그소득 잔차 y_{it} 에도 $y_{i,t-1}$ 에 따라 조건부 비대칭성이 달라짐을 보여준다.

[그림 3(a)] 로그소득잔차



0	← percentile $y_{i,t-1}$ →										1
0.380	0.313	0.255	0.195	0.136	0.077	0.020	-0.048	-0.117	-0.193	-0.297	

[그림 3(b)] 영구소득성분

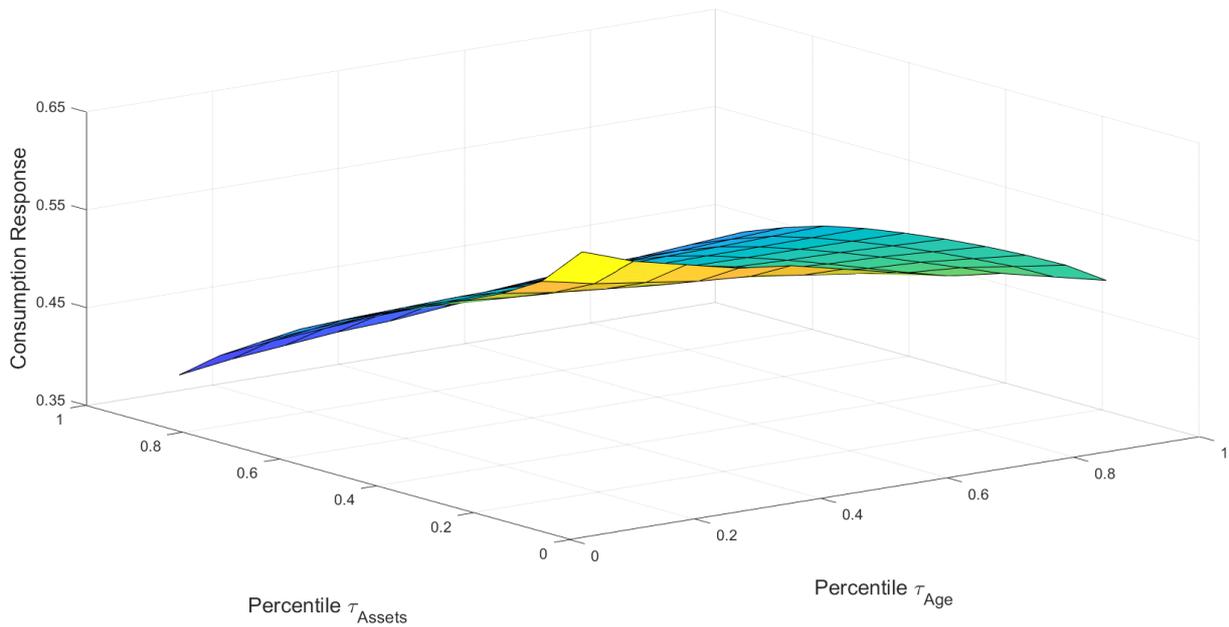


0	← percentile $\eta_{i,t-1}$ →										1
0.572	0.551	0.435	0.285	0.109	-0.108	-0.319	-0.485	-0.613	-0.701	-0.726	

2. 소득 충격에 따른 소비 반응

다음으로 소득 충격에 따른 소비 반응에 대하여 살펴보자. 먼저 그림 4(a)는 y_{it} , a_{it} , age_{it} 가 주어졌을 때, 소득 y_{it} 의 변화에 대한 소비 c_{it} 의 반응을 보여준다. 이 함수는 로그 자산의 백분위수 τ_{assets} 와 연령의 백분위수 τ_{age} 에서 계산하여 y_{it} 를 기준으로 평균하였다.

[그림 4(a)] 소득 변화에 따른 소비의 반응 (KLIPS)

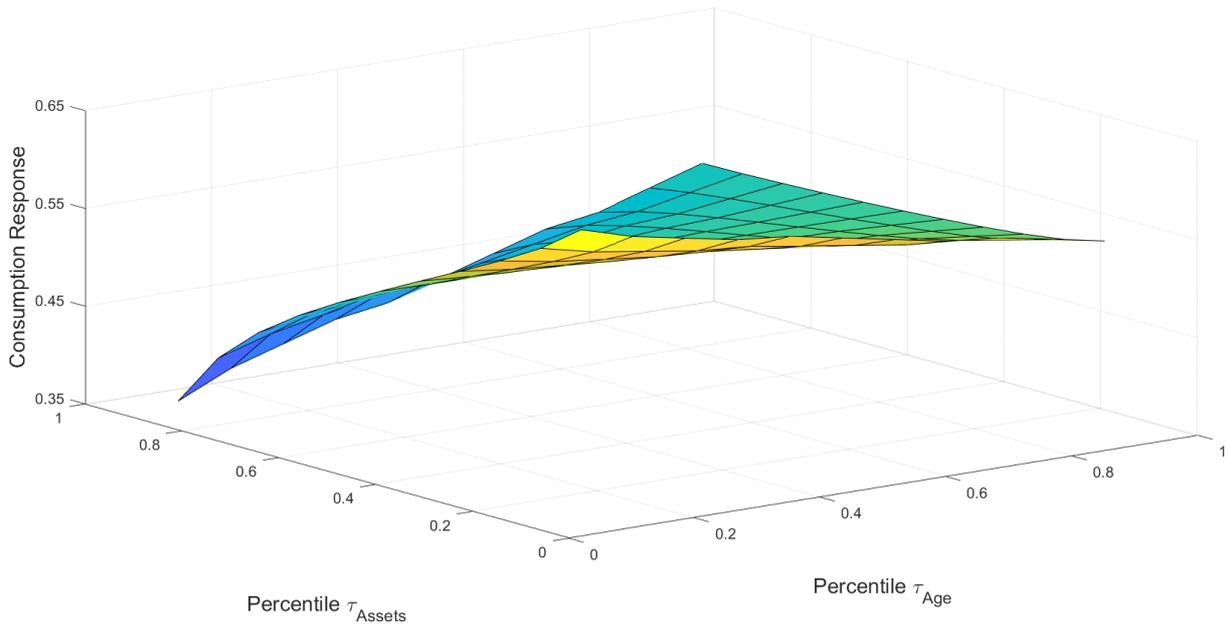


	0	← τ_{Age} →									1	
↑ τ_{Assets} ↓	0	0.624	0.606	0.593	0.581	0.575	0.563	0.550	0.538	0.532	0.519	0.507
		0.583	0.571	0.564	0.556	0.553	0.545	0.537	0.530	0.526	0.519	0.511
		0.559	0.551	0.546	0.541	0.538	0.533	0.528	0.523	0.520	0.515	0.510
		0.540	0.535	0.531	0.528	0.526	0.523	0.519	0.516	0.514	0.511	0.507
		0.522	0.519	0.517	0.515	0.514	0.512	0.510	0.508	0.507	0.505	0.504
		0.503	0.503	0.502	0.501	0.501	0.501	0.500	0.500	0.499	0.499	0.498
		0.485	0.486	0.487	0.487	0.488	0.488	0.489	0.490	0.490	0.491	0.492
		0.465	0.468	0.470	0.471	0.472	0.474	0.476	0.478	0.479	0.481	0.483
		0.440	0.445	0.448	0.451	0.452	0.456	0.459	0.462	0.463	0.466	0.469
	0.415	0.421	0.425	0.429	0.431	0.435	0.439	0.443	0.446	0.450	0.454	
1	0.384	0.391	0.396	0.401	0.403	0.408	0.413	0.418	0.421	0.426	0.431	

도함수 추정치는 평균 0.49을 중심으로 0.38~0.62 사이에 위치한다. 이는 PSID 세전 자료를 분석한 Arellano, Blundell and Bonhomme (2017)의 추정치인 0.2~0.3과 큰 차이를 보인다. 자산이 늘어남에 따라 소득 변화에 따른 소비의 반응은 작아지는 것으로 추정되었다. 이는 Arellano, Blundell and Bonhomme (2017)에서 자산이 많은 가구일수록 소비가 소득 변화에 둔감하게 반응함

을 보인 것과 일치한다. 한편, 보유한 자산 규모가 $\tau_{Assets} \leq 6/12$ 일 때에는 연령 τ_{Age} 이 증가할수록 소득 충격에 대하여 소비가 반응하는 정도가 작아지는 반면, 보유한 자산 규모가 $\tau_{Assets} \geq 7/12$ 일 때에는 나이가 들수록 소비가 반응하는 정도가 커지는 것을 알 수 있다. 이는 Arellano, Blundell and Bonhomme (2017)에서 고령 가구일수록 소비가 소득 변화에 둔감하게 반응함을 보인 것과 차이를 보인다.

[그림 4(b)] 항상소득성분 충격에 대한 소비의 반응



	← τ_{Age} →											
	0										1	
↑ τ_{Assets} ↓	0	0.645	0.630	0.619	0.609	0.604	0.593	0.583	0.572	0.567	0.557	0.546
		0.615	0.603	0.594	0.586	0.582	0.573	0.565	0.557	0.553	0.544	0.536
		0.591	0.581	0.575	0.568	0.565	0.559	0.553	0.546	0.543	0.537	0.530
		0.569	0.562	0.557	0.553	0.551	0.546	0.542	0.537	0.535	0.530	0.526
		0.547	0.543	0.541	0.538	0.537	0.534	0.532	0.529	0.528	0.525	0.522
		0.525	0.524	0.524	0.523	0.523	0.522	0.522	0.521	0.521	0.520	0.520
		0.502	0.505	0.506	0.508	0.509	0.510	0.512	0.513	0.514	0.516	0.517
		0.478	0.484	0.488	0.491	0.493	0.497	0.501	0.505	0.507	0.511	0.515
		0.449	0.459	0.466	0.473	0.476	0.483	0.490	0.496	0.500	0.507	0.513
1		0.411	0.427	0.438	0.448	0.454	0.464	0.475	0.485	0.491	0.501	0.512
		0.356	0.380	0.396	0.413	0.421	0.437	0.454	0.470	0.478	0.495	0.511

그림 4(b)는 항상소득 성분 η_{it} 의 변화에 대한 평균 소비 반응 평균효과 $\bar{\phi}_t(a) = E[\phi_t(a, \eta_{it}, \varepsilon_{it})]$ 의 추정치를 보여준다. 추정된 $\bar{\phi}_t(a)$ 는 평균 0.52를 중심으로 0.36~0.65 사이에 분포해있다. 이는 PSID 자료를 분석한 Arellano, Blundell and Bonhomme (2017)의 추정치인 0.3~0.4과 차이를 보인다.

추정치는 보유 자산 및 연령의 변화에 따라 상호작용 효과(interaction effect)가 존재함을 보여준다. 보유한 자산 규모 τ_{Assets} 가 작을수록 소득 충격에 대하여 소비가 반응하는 정도가 커지는 것을 확인할 수 있다. 한편, 보유한 자산 규모가 $\tau_{Assets} \leq 6/12$ 일 때에는 연령 τ_{Age} 이 어릴수록 소득 충격에 대하여 소비가 반응하는 정도가 커지는 반면, 보유한 자산 규모가 $\tau_{Assets} \geq 7/12$ 일 때에는 어릴수록 소비가 반응하는 정도가 작아지는 것을 확인할 수 있다.

한편, $1 - \bar{\phi}_t(a)$ 는 항상소득 성분에 대한 충격에 대한 소비보험 정도(degree of consumption insurability)를 측정할 수 있음을 언급한 바 있다. 따라서 세후 가계소득 변동의 35~64% 정도만이 효과적으로 보장된다는 것을 말해준다. 이는 절반 이상 보장된다고 분석한 Arellano, Blundell and Bonhomme (2017)에 비해 낮은 수치이다.

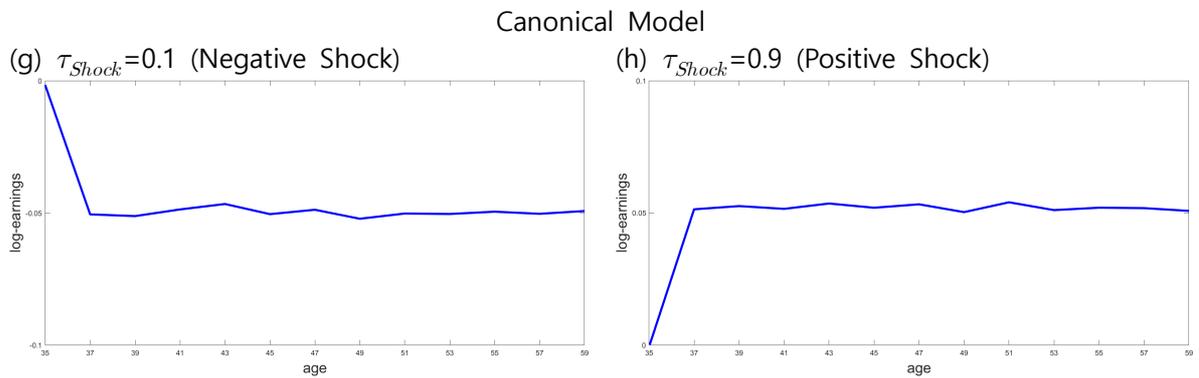
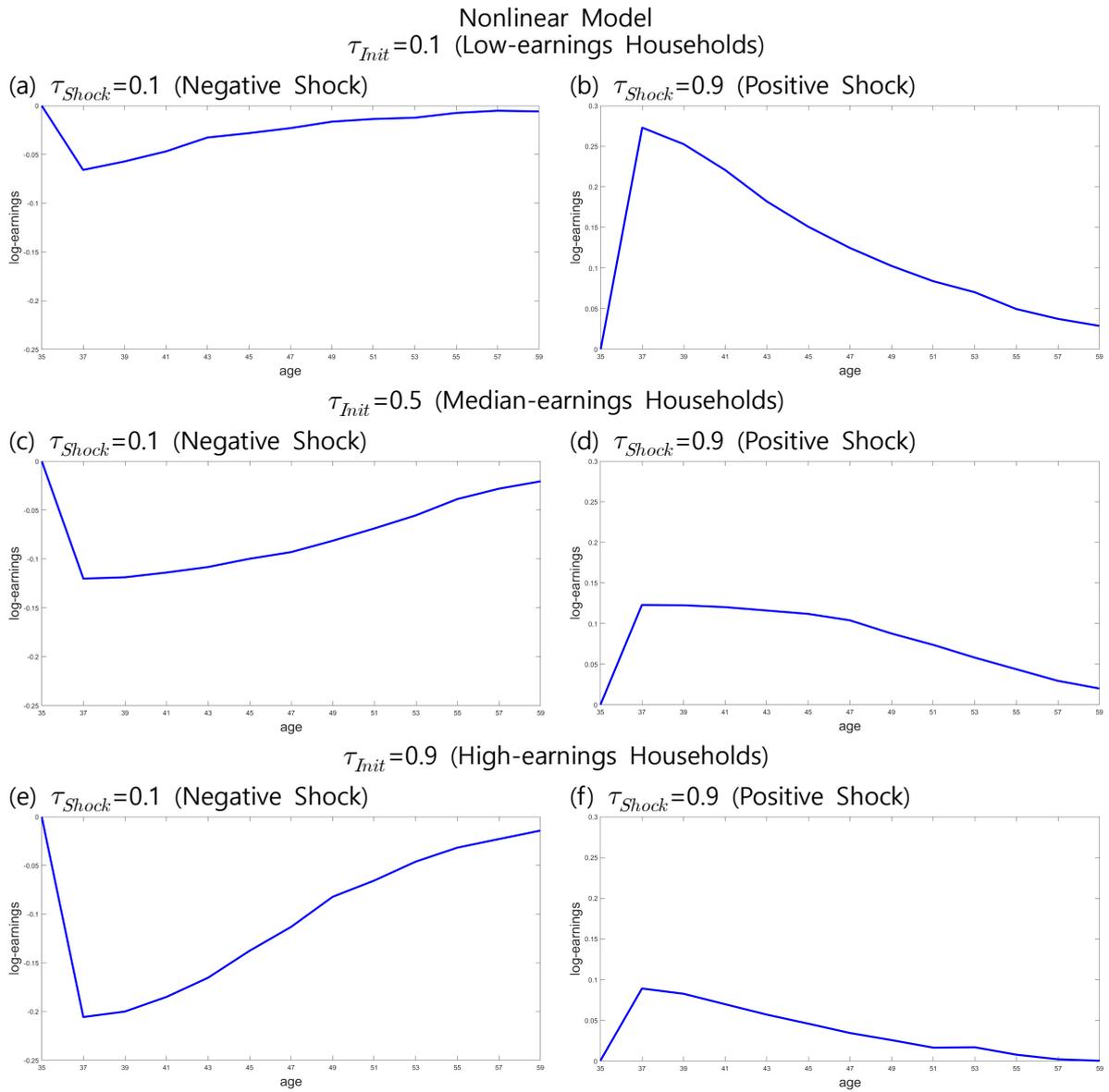
3. 항상소득 충격에 따른 영향 시뮬레이션

본 소절에서는 비선형 모형을 이용하여 생애주기 소득과 소비를 시뮬레이션하고, 항상소득 충격에 따른 소득과 소비의 변화 양상을 살펴본다. 그림 5는 두 가지 유형의 가구에서 발생하는 로그 소득의 연령별 중앙값 간 차이를 보여준다. 즉, 37세 연령인 가구의 항상소득에 큰 부정적 충격($\tau_{Shock}=0.1$)이나 큰 긍정적 충격($\tau_{Shock}=0.9$)으로 타격을 받은 경우를 중앙값 충격($\tau_{Shock}=0.5$)으로 타격을 받은 경우와 차이를 비교한다. 그림 5에서는 모형을 100,000번 시뮬레이션한 다음 연령별 중앙값을 보고하였다. 시뮬레이션을 시작하는 35세에 모든 가구는 τ_{Init} 백분위로 표시된 동일한 항상소득을 가진다고 가정한다.

그림 5에 나타난 소득의 반응을 통해 과거 소득 τ_{Init} 과 항상소득에 대한 충격의 부호 및 크기 τ_{Shock} 간에 상호작용이 존재한다는 것을 재확인할 수 있다. 큰 부정적 충격($\tau_{Shock}=0.1$)에 대해 저소득 가구($\tau_{Init}=0.1$)는 6.7% 감소하지만, 고소득 가구($\tau_{Init}=0.9$)의 경우 20.6% 감소하는 모습을 보인다. 이러한 상호작용 효과는 큰 긍정적인 충격($\tau_{Shock}=0.9$)에 대한 반응에서도 찾아볼 수 있다. 이는 가계의 과거 소득 이력과 충격의 크기 및 규모에 따라 소득 이력 지속성에 비대칭성이 존재함을 시사한다. 또한, 이러한 충격이 생애주기에 미치는 장기적인 영향은 초기 조건에 따라 서로 달라진다는 것을 알 수 있다. 예를 들어, 그림 5(e)는 과거 소득이 높았던 가계는 부정적인 소득 충격으로부터 매우 느린 회복 속도를 보여주는 반면, (a)에서는 더 빠른 회복 속도를 보여준다.

충격에 대한 이러한 소득의 반응은 그림 1(c)에 나타난 비선형적 지속성과 일치하는 결과를 보여준다. 즉, 그림 5에서 패널 (a)에서 패널 (c)로 이동할 때보다 패널 (c)에서 패널 (e)로 이동할 때에는 더 큰 변화가 나타난다. 이는 고소득 가계에 큰 부정적 충격이 주어졌을 때 동일한 충격을 받은 다른 가구에 비해 지속성 $\rho_t(\eta_{i,t-1}, \tau)$ 의 변화가 더 가파르게 나타나는 현상과 일치한다. 반면, 소득에 대한 반응은 패널 (f)에서 패널 (d)로 이동할 때에 비해 패널 (d)에서 패널 (b)로 이동할 때 지속성의 형태가 더 가파르게 나타난다.

[그림 5] 소득에 대한 충격-반응



[그림 6] 소비에 대한 충격-반응

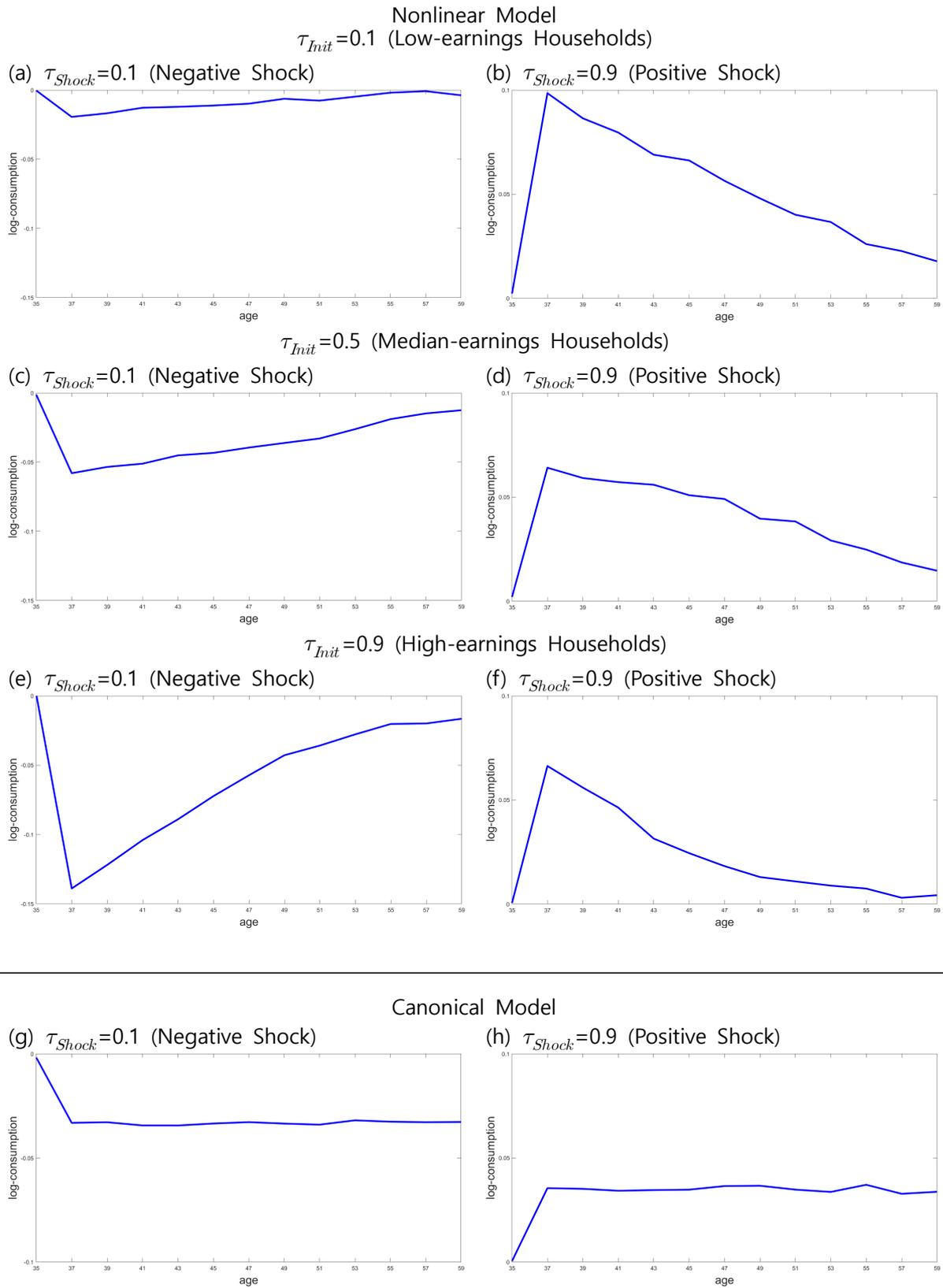


그림 5의 패널 (g)와 (h)는 영구소득성분 η 가 임의보행을 따르는 표준모형을 기반으로 한 결과를 보여준다. 이 모형에서는 소득 충격과 소득분포의 가구 백분위 간에 상호작용 효과가 없다고 가정한다. 따라서 비선형 소득 모형은 표준적인 선형 모형의 충격-반응 결과와 확연히 다르다는 것을 알 수 있다.

다음으로 그림 6은 충격에 따른 소비의 반응에 대하여 나타낸다. 소비 경로를 시뮬레이션하기 위해서는 자산 축적에 대한 일정한 가정이 필요하다. 여기에서는 연 평균 이자율이 $r=2\%$ 로 일정한 선형 자산 축적식 (7)을 가정한다.

그림 6을 통해 소득 반응에서 관찰된 비선형성이 소비에서도 관찰된다는 알 수 있다. 예를 들어, 큰 부정적 충격($\tau_{Shock}=0.1$)에 대해 저소득 가구($\tau_{Init}=0.1$)는 1.7%의 소비 감소가 나타났으며, 고소득 가구($\tau_{Init}=0.9$)의 경우 13.9% 감소가 나타났다. 반대로 큰 긍정적 충격($\tau_{Shock}=0.9$)에 대해 고소득 가구($\tau_{Init}=0.9$)의 경우 소비가 6.5% 증가하고, 저소득 가구($\tau_{Init}=0.1$)의 경우 9.7% 가량 증가하는 것으로 나타났다. 또한, 그림 6의 패널 (g)와 (h)는 선형 로그 소비를 가정한 표준 소득 모형에 기초한 결과를 보여준다. 이를 통해 표준 모형이 소득 충격과 가계의 소득분포 위치 간에 상호작용 효과가 없다는 가정은 자료와 상충되는 것으로 보인다.

IV. 결론

본 연구는 Arellano, Blundell and Bonhomme (2017)이 제안한 Quantile-based panel data framework를 이용해 가계소득이 소비에 미치는 비선형적 전이효과를 추정하였다. 이를 위해 2013~2021년까지의 한국노동패널 자료를 이용하여 가계소득의 확률적인 부분을 영속적 충격과 일시적 충격으로 분리하고, 각각의 충격이 소비에 미치는 비선형적 효과를 분석하였다. 본 연구는 선형 모형을 가정한 대부분의 선행 연구들과 달리, 분위회귀접근법을 통해 소득과 소비 간의 비선형적 동학을 분석한다는 점에서 차별점을 지닌다.

주요 결과는 다음과 같다. 본 연구는 표준모형으로는 분석할 수 없는 특징들을 찾아냈다. 첫째, 가계의 과거 소득 이력과 충격에 따라 소득에 비선형적 지속성과 조건부 비대칭성이 존재한다. 둘째, 소득 충격에 대한 소비의 반응이 자산과 연령에 따라 달라진다. 셋째, 항상소득 충격에 대한 소득과 소비의 변화 양상은 과거 소득 이력과 충격에 대한 부호 및 크기 간 상호작용에 따라 달라진다. 이상의 결과들은 표준모형으로는 분석할 수 없는 특징들이다.

한편, 본 연구의 한계는 다음과 같다. 첫째, 자산이 소비에 미치는 영향에 대해 분석하지 못하였다. 둘째, 다양한 인구통계학적 집단에 걸친 지속성 차이를 분석하지 못하였다. 그러나 생애주기별로 소득 충격에 대한 소비 반응이 달라질 수 있어, 이에 대한 추가적인 분석이 필요해 보인다. 셋째, Guvenen, Ozcan and Song(2014)이 왼쪽으로 치우쳐진 소득 충격이 경기역행적임(countercyclical)을 보인 바 있으나, 본 연구는 경기변동을 고려하지 않았다. 이상의 한계들은 추후의 연구과제이다.

참고문헌

- 강신욱·정해식·오욱찬·정은희·최준영 (2018), 『소득불평등 심화의 원인과 정책적 대응 효과 연구』, 경제·인문사회연구회 협동연구총서 18-05-01.
- 권규호 (2017), 『소득과 소비 불평등 추이에 관한 실증 연구』, KDI 연구보고서.
- 김낙년·김종일 (2013), 한국 소득분배 지표의 재검토, 『한국경제의 분석』 19(2), 1-64.
- 김대일 (2007), 불평등 지표로서의 소득과 소비의 비교, 『노동경제논집』 제30권 제3호, 77-102.
- 김영미·한준 (2007), 금융위기 이후 한국 소득불평등구조의 변화: 소득불평등 분해, 1998~2005. 『한국사회학』 41(5), 35-63.
- 김진욱 (2004), 한국 소득이전 제도의 소득불평등 및 빈곤감소 효과에 관한 연구, 『사회복지정책』 20, 171-196.
- 손연정·강동우·정성미 (2019), 『소비 불평등의 현황과 원인』, 한국노동연구원.
- Abowd, J. M. and Card, D., (1989), "On the covariance structure of earnings and hours changes," *Econometrica*, 57(2), 411 - 445.
- Ahn, T., Chee, C. G. and Kim, S., (2021), "The evolution of income risk and consumption insurance in South Korea over the last two decades," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 83(2), 328-351.
- Arellano, M., Blundell, R. and Bonhomme, S., (2017), "Earnings and consumption dynamics: A nonlinear panel data framework," *Econometrica*, 85(3), 693-734.
- Arellano, M. and Bonhomme, S., (2016), "Nonlinear panel data estimation via quantile regressions," *Econometrics Journal*, 19, C61 - C94.
- Attanasio, O. P. and Pistaferri, L., (2016), "Consumption inequality," *Journal of Economic Perspectives*, 30(2), 3-28.
- Blundell, R., Pistaferri, L. and Preston, I., (2008), "Consumption inequality and partial insurance," *American Economic Review*, 98(5), 1887-1921.
- Friedman, M., (1957), *A theory of the consumption function*. Princeton University Press.
- Gourinchas, P. O. and Parker, J. A., (2002), "Consumption over the life cycle," *Econometrica*, 70(1), 47-89.
- Guvenen, F. and Smith, A., (2014), "Inferring labor income risk and partial insurance from economic choices," *Econometrica*, 82(6), 2085-2129.
- Kaplan, G. and Violante, G. L., (2014), "A model of the consumption response to fiscal stimulus payments," *Econometrica*, 82(4), 1199-1239.
- Kaplan, G. and Violante, G. L., (2010), "How much consumption insurance beyond self-insurance?," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(4), 53-87.

- Kubota, K., (2021), "Partial insurance in Japan," *The Japanese Economic Review*, 72(2), 299-328.
- Milanovic, B., (2016)., *Global inequality*. Harvard University Press.
- Modigliani, F., and Brumberg, R., (1954), "Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data," Chap. 15 in *Post Keynesians Economics*, edited by Kenneth K. Kurihara. Rutgers University Press.
- Piketty, T., (2018), *Capital in the twenty-first century*. Harvard University Press.