

실업경험이 가계소비에 미치는 장기효과 분석

최영준*

우리나라의 가계소비는 1997년 외환위기, 2008년 글로벌 금융위기 등 큰 거시경제 충격을 거치면서 비교적 크게 둔화된 후 이전 증가세를 회복하지 못하고 있다. 이러한 배경하에 본고에서는 상흔 소비(scarred consumption)가 우리나라에서도 나타나는지 여부를 미시 패널 자료를 사용하여 실증분석해 보았다.

분석결과 과거 실업경험은 가계소비에 통계적으로 유의하게 음(-)의 영향을 미친 것으로 나타났다. 이는 1997년 외환위기 이후의 충격이 실업경험을 통해 장기적으로 우리나라의 가계소비에 부정적인 영향을 미쳤음을 의미한다. 이와 같은 결론은 우리나라에서 거시경제 충격 이후 장기적인 소비부진 가능성에 대비할 필요성이 있음을 시사한다.

JEL Classification: D12, D15, E21, G51

핵심 주제어: 가계소비, 실업경험, 상흔 소비

* 한국은행 경제연구원 거시경제연구실 연구위원 (E-mail: yjchoi70@bok.or.kr, Tel: 02-759-5473)

I. 머리말

우리나라의 가계소비는 1997년 외환위기, 2008년 글로벌 금융위기 등 큰 거시경제 충격을 거치면서 비교적 크게 둔화된 후 이전 증가세를 회복하지 못하고 있다. 최근 이와 같이 가계소비가 과거 충격의 영향을 지속적으로(persistently) 받는 현상에 대한 연구가 이루어지고 있다. Malmendier and Shen (2024)은 2008년 글로벌 금융위기 이후 미국의 소비가 장기적인 상흔(scar)을 받아 글로벌 금융위기 이전 수준을 밀도는 현상을 “상흔 소비”(scarred consumption)라고 하였다. 또한 Pistaferri (2016)는 2008년 글로벌 금융위기 이후 미국의 소비자 신뢰(consumer confidence)에 충격이 가해져 소비가 장기간 완만한(moderate) 모습을 보인다고 하였다. 한편 Moraru et al. (2018)은 실업률과 같이 이력현상¹⁾(hysteresis), 즉 과거 경험(experience) 혹은 기억(memory)에 의해 경제변수가 충격 이전 수준을 회복하지 못하는 현상이 소비에도 나타날 수 있다고 하였다. 그러나 큰 거시경제 충격 이후 가계소비에 관한 우리나라의 연구는 주로 50대의 미래 기대 소득 약화, MZ 세대와 베이비 붐 이전 세대의 선택 소비 감소에 기인한다(최영준, 2023)고 하였을 뿐 소비 부진이 과거 충격의 지속적인 영향에 의해 야기될 수 있음을 분석한 연구는 찾아보기 힘들다.

이러한 점을 감안하여 본고는 1997년 외환위기, 2008년 글로벌 금융위기 등 큰 거시경제 충격이 우리나라의 가계소비에 장기적인 영향을 미치고 있는지를 분석하여 보았다. 분석결과 실업경험은 가계소비에 통계적으로 유의하게 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 우리나라의 가계소비에 상흔 효과가 존재할 수 있음을 의미한다. 또한 이러한 상흔 효과는 미래소득을 감소시키는 경로(channel)보다 주로 저축을 증가시키는 자산축적 경로를 통해 발생한 것으로 분석되었다. 재화별로는 선택(임의)소비재 중심으로 나타났다.

본고의 관련 문헌에 대한 기여는 다음과 같다. 첫째 우리나라에서는 거시 실업경험이 미시 가계소비에 미치는 장기적인 영향을 분석한 연구를 찾아보기 어려

1) 이력현상이라는 용어는 Blanchard and Summers (1986)가 1980년대 초 오일쇼크 이후 유럽의 높은 실업률과 지속적인 실업률 상승을 설명하기 위해 처음 사용하였다. 이력현상과 비슷한 용어로 장기 침체(secular stagnation)가 있는데 이는 대공황 이후 장기간의 저성장을 예견한 Hansen (1939)이 사용하였다. 두 용어는 Delong and Summers (2012), Summers (2014a)와 Summers (2014b)와 같은 연구에서 글로벌 금융위기의 잠재적인 상흔 효과(scarring effect)를 설명하는 데 사용되었다. 최근에는 수출에도 이력현상이 존재할 수 있다고(Denadai and Teles, 2016) 한다. 이력현상에 대한 자세한 논의는 Cerra et al. (2023)을 참고하기 바란다.

은 실정이다. 이와 같은 상황에서 본 연구는 해당 논의의 활성화에 기여할 수 있을 것으로 보인다. 둘째 그간의 연구들은 주로 단기적인 시각에서 소비부진을 분석하는 경우가 많았다. 그러나 본고는 과거 충격이 가계소비에 미치는 장기적인 영향을 분석했다는 점에서 기존 연구와 차별된다.

한편 본고는 Malmendier and Shen (2024), Moraru et al. (2018)과 같이 경험 혹은 기억이 가계소비에 영향을 주는 메커니즘에 대한 이론적, 실증적 설명을 하지 못하였다는 한계를 가지고 있다. 즉 거시충격이 야기한 상흔이 어떻게 장기적인 가계소비 감소를 야기하는지에 대한 설명을 하지 못하였다.

본고의 구성은 다음과 같다. II장에서는 가계소비 현황과 기존 연구를 살펴보았다. III장에서는 자료 및 실증분석을 제시하였으며 IV장에서는 주요 분석결과를 요약하고 시사점을 제시하였다.

II. 가계소비 현황과 기존 연구

1. 가계소비 현황

우리나라의 가계소비(전년대비 증가율)는 1997년 외환위기, 2008년 글로벌 금융위기 등 큰 거시경제 충격을 거치면서 비교적 크게 둔화된 후 이전 증가세를 회복하지 못하고 있다(<Figure 1> 참조). 2019년 코로나 19 이후에는 사회적 거리두기(social distancing) 등으로 가계소비가 크게 감소한 후 큰 폭으로 반등하는 모습을 보였으나 최근 들어 다시 부진한 상황이다.²⁾ 참고로 미국과 일본³⁾의 가계소비는 2008년 글로벌 금융위기 이후 이전에 비해 둔화된 모습을 보이고 있다.

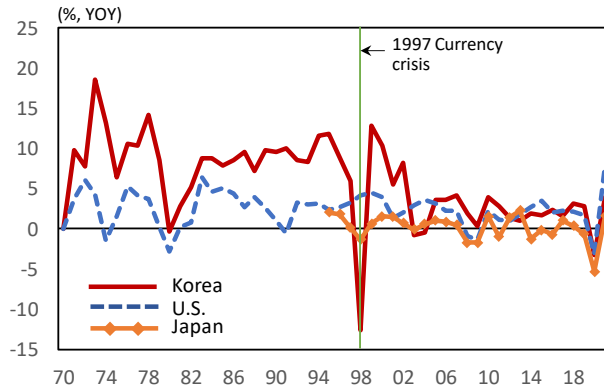
재화별 가계소비를 살펴보면 다음과 같다.⁴⁾ 먼저 전자제품 등 내구재는 1997년

2) 가계 최종소비지출(통계청, 전년대비, %) : 2018년 3.1 → 2020년 -4.7 → 2021년 3.6 → 2022년 4.1 → 2023년 1/4 4.6 → 2/4 1.4 → 3/4 0.0

3) 일본은 자료제약으로 1994년 이후 자료만이 이용가능하다.

4) 소비재는 내구재, 준내구재, 비내구재로 구분된다(통계청 홈페이지 참고). 내구재는 1년 이상 사용이 가능하고 주로 고가인 승용차, 가전제품, 컴퓨터 및 통신기기, 가구 등의 상품을, 준내구재는 1년 이상 사용이 가능하나 주로 저가인 의복, 신발 및 가방, 운동 및 오락용품 등의 상품을, 비내구재는 주로 1년 미만 사용되는 음식료품, 의약품, 화장품, 서적 및 문구, 차량연료 등의 상품을 말한다. 비내구재는 다시 필수재와 선택(임의)재로 구분될 수 있다. 필수재는 식비, 주거비, 보건의료비 등과 같이 살아가는 데 필수적인 재화로, 가격탄력성이 낮고 경기에 따른 수요변동이 크지 않은 재화를 말한다. 반면 선택재는 가구 재정상태에 따라 소비를 이연할 수 있어 가격탄력성과 수요변동성이 높은 교육, 오락문화, 의류신발, 가사서비스, 교통, 음식숙박 등을 말한다.

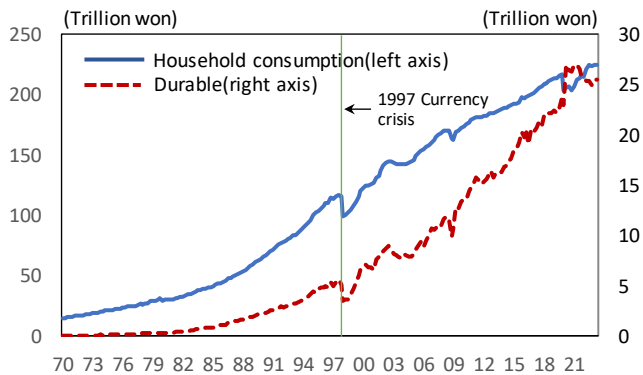
〈Figure 1〉 Household Consumption



Notes: 1) Each of the data is based on real (2015=100) and local currency.
 2) The data of Japan started in 1994 due to data availability.
 Source: OECD

외환위기 이후에도 이전 추세를 유지하고 있는 것으로 보인다(〈Figure 2〉 참조).⁵⁾ 한편 음식료품, 여행 등 비내구재는 외환위기 이후 이전에 비해 크게 둔화된 후 회복되지 않고 있다(〈Figure 3〉 참조). 그러나 의복 등 준내구재는 외환위기 전후 추세가 크게 달라지지 않았다.

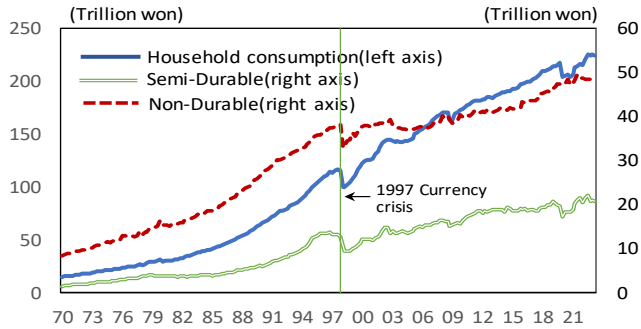
〈Figure 2〉 Durable Goods Consumption (Quarterly)



Note: 1) Each of the data is based on S.A. and real value (2015=100).
 Source: KOSIS

5) 내구재 소비는 장기적인 시각에서 소득을 고려하여 결정되므로 실업충격 발생시 이에 대한 소비가 감소할 가능성이 클 것으로 보인다. 따라서 우리나라의 내구재 소비가 〈Figure 2〉와 같이 증가추세를 보이는 데 대한 추후 연구가 필요할 것으로 보인다.

〈Figure 3〉 Semi- and Non-Durable Goods Consumption (Quarterly)



Note: 1) Each of the data is based on S.A. and real value (2015=100).
Source: KOSIS

2. 기존 연구

본고는 경제 충격이 가계소비에 미치는 영향에 대한 연구 흐름과 관련된다. 먼저 경제위기와 가계소비에 관한 연구는 상당히 많이 축적되어 있다.⁶⁾ 대표적인 연구는 경기변동 혹은 경제위기가 가계소비에 이질적 영향을 미친다는 것이다 (Miniaci and Weber, 1999; Parker and Vissing-Jorgensen, 2009; Petev et al., 2012; Chetty et al., 2020; Gutin et al., 2023; 최영준, 2006, 2023). Miniaci and Weber (1999)는 1993년 이탈리아의 소비 감소가 1992년 이탈리아 외환위기 이후 젊은층의 미래기대 악화에 따른 소비감소에 의해 나타났음을 보였다. Parker and Vissing-Jorgensen (2009)은 2008년 글로벌 금융위기 이후 미국의 고소득 가구들이 소득과 소비의 변동에 더 민감해지고 있음을 발견하였다. Petev et al. (2012)은 2008년 글로벌 금융위기 이후 미국에서 경기 침체가 공식적으로 종료되었음에도 불구하고 최상위 소득 분위(quartile)의 소비자 심리 지수(index of Consumer Sentiment)는 빠르게 회복되었지만 최하위 소득 분위는 그렇지 않았다고 하였다. Chetty et al. (2020)은 COVID-19 이후 미국의 고소득 가구들이 소비를 급격하게 줄였으나 저소득 가구들은 재정 지원에 힘입어 소비지출을 크게 증가시켰다고 하였다. Gutin et al. (2023)은 미시자료를 통해 소비의 소득 탄력성(consumption-income elasticities)이 평

6) 글로벌 금융위기 이후 미국의 소비부진에 대한 연구를 보면 과도한 레버리지(Mian and Sufi, 2010), 불확실성 증가(Alan et al., 2012), 주택가격 하락(Mian et al., 2013), 미래 부(wealth)와 기대소득의 감소(De Nardi et al., 2011), 부실은행의 위축된 신용공급(Jensen and Johannessen, 2017) 등이 소비를 감소시켰다고 하였다(최영준, 2023).

균보다 큰 고소득 가구들이 소비를 더 많이 줄였음을 보이고 이를 이질적 경제주체 모형(heterogenous-agent open economy model)을 통해 확인하였다. 최영준(2006)은 우리나라에서 1997년 외환위기 이후 2000~02년 동안 소비의 붐-버스트(boom-bust)는 연령대별로 동질적으로 나타난 것이 아니라 젊은층(20~35세)의 소비증가 및 중고령층(55~60세)의 소비 감소에 의해 나타났다고 하였다. 또한 최영준(2023)은 글로벌 금융위기 이후 경기 수축기시 소비의 경기동행성(pro-cyclicality)은 주로 MZ(1980~96년생) 및 베이비 붐 이전 세대(1941~54년생)의 선택 소비재 지출둔화에 의해 야기되었음을 보였다. 한편 Nevo and Wong (2015), Coibion et al. (2015)은 Nielsen Home Scan DB 자료를 사용하여 분석한 결과 글로벌 금융위기 동안 미국 가계가 쿠폰 사용 증가, 할인점 이용, 할인상품 소비 증가 등을 통해 소비를 줄인 것으로 나타났다.

두 번째 본고는 거시경제 충격에 대한 개인의 평생 경험이 소비와 같은 경제적인 의사결정에 큰 영향을 미친다는 연구와도 관련된다(Alesina and Fuchs-Schündeln, 2007; Bianchi, 2013, 2014, 2016; Corneo and Neher, 2014; Falk and Hermle, 2018; Fuchs-Schündeln and Schündeln, 2015; Giuliano and Spilimbergo, 2014; Laudenbach et al., 2019; Malmendier and Nagel, 2011, 2015; Slotwinski and Stutzer, 2018).⁷⁾ 대표적으로 Malmendier and Nagel (2011)은 S&P 500 주식수익률, 미국채 10년물 자료와 소비자 금융조사(Survey of Consumer Finances) 자료를 사용하여 개인의 위험감수(risk tolerance) 경험지표를 개발한 후 이 지표가 수익률에 미치는 영향을 추정하였다. 그 결과 개인의 평생 주식(채권)투자 경험을 반영한 위험 감수 경험지표가 개인이 주식(채권)시장에서 위험을 감수하고 투자하는 이유를 밝힐 수 있었다. Malmendier and Nagel (2015)은 CPI를 통해 주관적인 인플레이션 경험지표를 측정한 후 이 지표가 기대 인플레이션에 미치는 영향을 추정하였다. 그 결과 개인의 평생 실제 인플레이션 경험이 주관적인 기대 인플레이션을 형성한다는 점을 보였다. Vissing-Jorgensen (2003), Greenwood and Nagel (2009)은 미국 개인 투자자 자료⁸⁾(UBS/Gallup investor survey)를 통해 산출한 투자자 낙관 지수(UBS/Gallup index of investor optimism)와 주

7) 경험 효과(experience effects)에 대한 자세한 논의는 Malmendier (2021), Malmendier and Shen (2024)을 참고하기 바란다.

8) UBS/Gallup은 매월 무작위로 선택된 약 1,000명의 투자자와 전화 인터뷰를 실시한다. UBS의 데이터는 일반 투자자 그룹을 대표하는데 이는 특정한 투자자가 일반 인구와 구별되는 특성을 나타낼 수 있기 때문에 중요하다.

식보유액 사이의 관계를 분석하였다. 분석결과 투자자의 낙관은 자신의 과거 투자경험에 의존하는 것으로 나타났다. Malmendier and Tate (2005), Malmendier et al. (2011)은 기업 CEO의 개인 경험에 기반한 신념(overconfidence)이 다른 투자결정 요인에 비해 더 큰 영향을 미침을 보였다. Malmendier and Shen (2024)은 이러한 연구흐름을 바탕으로 경제위기에 대한 개인의 평생 경험이 가계소비에 큰 영향을 미칠 수 있음을 처음으로 보였다. 즉 Malmendier and Shen (2024)은 Malmendier and Nagel (2011, 2015)이 개발한 과거 경험 측정방법을 통해 과거의 실업경험이 가계소비에 미치는 상흔 효과(scarring effect)를 처음으로 분석하였다. 그러나 이러한 연구들은 경험 혹은 기억이 구체적으로 어떤 메커니즘을 통하여 가계소비 등에 부정적인 영향을 미치는지에 대한 설명을 하지 못하였다.

세 번째 본고는 실업경험이 생애주기-항상소득 가설(life cycle-permanent income hypothesis)의 실증적 퍼즐에 새로운 증거를 제공할 수 있는 연구(Malmendier and Shen, 2024)와 관련된다. 소비의 실증적 퍼즐은 소비가 예상된 소득 변화에도 반응하는 소위 과도 민감성(excess sensitivity), 항상소득의 예상치 못한 충격에 대한 과소반응(excess smoothness) 등을 의미하는데 이러한 실증적 퍼즐을 해결하기 위해 다양한 주장이 제기되었다. 구체적으로 유동성 제약(liquidity constraint) (Gourinchas and Parker, 2002)과 같은 전통적인 설명에서 쌍곡선 할인(hyperbolic discounting) (Harris and Laibson, 2001), 기대기반 참조의존(expectations-based reference dependence) (Pagel, 2017; Olafsson and Pagel, 2018) 및 근시(myopia) (Gabaix and Laibson, 2022)와 같은 행태경제학적 접근 등과 같은 것이다.⁹⁾ 한편 Malmendier and Shen (2024)은 미국을 대상으로 경제적 충격에 대한 개인의 경험이 장기적으로 소비에도 영향을 미칠 수 있음을 처음으로 보여 소비의 실증적 퍼즐을 해결할 수 있는 근거를 제공하였다.¹⁰⁾ 즉 거시충격에 대한 경험 효과가 소비의 결정요인 중 하나가 될 수 있음을 제시한 것이다. 이는 소비의 실증적 퍼즐에 대한 중요한 진전임과 동시에 글로벌 금융위기 이후 소비부진이 기존 연구와 달리 과거 경제 충격의 경험 효과에 기인할 수 있음을 보여주는 것이라고 할 수 있다. 참고로 소

9) 자세한 내용은 Malmendier and Shen (2024)을 참고하기 바란다.

10) 기존 문헌에서는 경제 충격 이후 근로자 기술의 손실과 민간 투자 감소를 지적하고 있다(Cerra and Saxena, 2008; Reinhart and Rogoff, 2009; Ball, 2014; Haltmaier, 2012; Reifschneider et al., 2015).

비의 실업경험 효과는 기존 습관형성(habit formation) 모형(Meghir and Weber, 1996; Dynan, 2000; Fuhrer, 2000)과 비슷하지만 차이가 있다. 실업 경험 효과와 습관형성 모형의 비슷한 점은 둘 다 소비에 장기적인 영향을 미친다는 점이다. 그러나 전자에서는 가계가 효용(utility)과 관계없이 과거 실업경험이 소비에 영향을 미치지만 후자에서는 가구주의 현재 소비가 과거 소비수준에 미치지 못하면 효용 손실을 본다는 점에서 차이가 있다.

이와 같이 기존 문헌은 큰 거시충격이 경험 혹은 기억을 통하여 가계소비에 영향을 미칠 수 있음을 보였다. 우리나라의 경우 1997년 외환위기, 2008년 글로벌 금융위기를 거치면서 가계소비의 부진이 지속되고 있는 점을 감안할 때 과거 거시충격이 경험을 통하여 가계소비에 장기적인 영향을 미칠 가능성이 있다. 그러나 우리나라에서는 아직까지 이러한 연구를 거의 찾아보기 힘들다. 따라서 본고에서는 과거 실업경험이 소비에 영향을 미치는지 여부를 검정할 수 있는 Malmendier and Shen (2024)의 방법론을 이용하여 우리나라에도 상흔 소비가 나타나는지 여부를 살펴보았다.

Ⅲ. 자료 및 실증분석

1. 자료

Malmendier and Shen (2024)의 실업경험(unemployment experience)은 한국노동연구원의 「한국노동패널」자료와 통계청의 「경제활동인구조사」자료를 사용하여 측정되었다. 먼저 개인 실업경험을 측정하기 위해 「한국노동패널」 4~24차 (2001~21)자료와 전국 실업률 1966~2021년 자료가 사용되었다. 「한국노동패널」의 소비와 소득자료는 전년도 자료이므로 실제 사용자료는 2000~20년 자료이다. 개인 실업경험은 15~75세 가구주 경제활동상태 중 실업자를 1, 취업자를 0으로 하는 더미(dummy) 변수로 하였다. 전국 실업률 자료의 경우 구직기간 4주 자료가 2000년 이후부터 제공되고 있어 1966~99년은 1주 기준 자료를, 2000~21년은 4주 자료를 사용하였다.

거시 실업경험은 통계청의 지역 실업률과 전국 실업률 자료를 사용하여 측정되었다. 본고에서는 1998~2021년까지 구축된 「한국노동패널」의 가구주 출생지를 기준으로 지역 실업률을 사용하였기 때문에 1998~99년까지는 구직기간 1주

자료를, 2000~21년까지는 구직기간 4주 자료를 사용하였다. 한편 서울-경기, 울산-대구 등과 같이 주 거주지와 직장 위치가 다른 경우 지역 효과가 적절히 통제되지 못할 가능성이 있다. 이에 따라 본고에서는 경기를 서울로, 울산을 대구로 묶어 지역을 지정하였다. 또한 세종시는 2016년부터 통계가 제공되기 때문에 지역 실업률 자료는 이를 제외한 총 16개 시도 자료가 사용되었다.

종속변수는 총소비를 사용하였다. 「한국노동패널」에서 소비는 월평균으로 발표되기 때문에 연평균으로 변환하여 사용되었다. 또한 소비와 소득은 전년 한해 기준이기 때문에 한 기를 앞당겨(forward) 사용하였다. 한편 「한국노동패널」은 내구재(전자제품, 가구)를 명시하고 있지만 준내구재, 비내구재를 별도로 분류하여 제시하지 않고 있다. 따라서 본고에서는 재화 분류기준(통계청)에 의거 「한국노동패널」에 제시된 재화를 준내구재와 비내구재로 분류한 후 준내구재를 비내구재에 포함시켜 분석하였다.

통제변수 중 인구구조 요인 변수로는 가구주 기준 성별(남자=1), 교육기간(대졸 이상=1), 혼인여부(혼인=1), 학령인구 수(초등학교, 중학교, 고등학교, 대학 이상)가 사용되었다. 경제적 요인 변수로는 자가주택 여부(자가=1), 상용직 여부(상용직=1), 가처분 소득, DSR(Debt Service Ratio, 총부채원리금상환비율), DTI(Debt to Income, 총부채상환비율), 총부채, 총자산¹¹⁾이 사용되었다. 부채 변수로 DSR 외에 DTI, 총부채 변수를 사용한 것은 우리나라의 금융부채 중 상당 부분이 부동산에 집중되어 있다는 점과 실제 소비결정에는 각 가구의 총부채가 중요하다는 점을 감안한 데 따른 것이다.

한편 가처분 소득은 균등화(가처분 소득/가구원 수)하였으며 총소비, 균등화 가처분 소득, 총자산은 CPI(2015=100)로 실질화한 후 자연로그를 취하였다. 개인 실업경험은 1997년 외환위기 영향에 따른 큰 분산 때문에 자연로그를 취하였으며 거시 실업경험은 분산은 작으나 추정결과와 비교를 위하여 자연로그를 취하였다. 그리고 총소비, 균등화 가처분 소득, 총자산은 양극단의 1% 자료를 배제(winsoring)하여 사용되었다.

2. 실증분석

본 장에서는 Malmendier and Shen (2024)을 따라 개인 및 거시 실업경험이

11) 본고에서 사용한 총자산 중 실물자산은 「한국노동패널」에서 정의된 바와 같이 거주주택을 제외한 부동산을 의미한다.

통계적으로 유의하게 소비에 음(-)의 영향을 미치는지 살펴보았다. 가계소비가 통계적으로 유의하게 음(-)의 부호인 경우 가계소비의 상흔 효과가 나타났다고 할 수 있다.

<Table 1> Summary Statistics¹⁾

	Obs.	Mean	S.D.	Min	Max
Personal Experience, λ = 1 (%)	103,535	1.10	0.34	0.23	3.82
Personal Experience, λ = 3 (%)	103,535	0.92	0.61	-0.51	6.77
Macro Experience, λ = 1 (%)	103,274	1.07	0.06	0.51	1.41
Macro Experience, λ = 3 (%)	103,274	0.99	0.21	0.26	4.17
Gender (Male=1)	103,541	0.86	0.35	0	1
Education (Over college=1)	103,541	0.29	0.45	0	1
Marital status (Married=1)	103,531	0.77	0.42	0	1
Children ²⁾ (Primary)	103,521	0.25	0.56	0	5
Children ²⁾ (Middle)	103,521	0.13	0.37	0	3
Children ²⁾ (High)	103,521	0.13	0.37	0	3
Children ²⁾ (Over college)	103,521	0.21	0.51	0	4
Home ownership (Own=1)	103,506	0.57	0.49	0	1
Work type (Regular=1)	101,299	0.54	0.50	0	1
Disposable income ³⁾	73,774	7.77	0.59	5.24	9.73
Total debt	45,296	8.12	1.22	0	10.31
DSR	85,442	0.05	0.12	0	4.66
DTI	85,442	0.72	1.78	0	64.66
Total asset	22,406	9.54	1.22	4.97	12.46
Total consumption	76,594	7.36	0.45	4.31	8.90

Notes: 1) Data covers 2000~20 based on 15~75 years, and $k = (t-2) \sim (t-6)$.
 2) Children indicate the number of children in each school-age population.
 3) Disposable income is transformed into equivalent disposable income.
 4) Personal experience, and macro experience are logarithmic values.
 5) Disposable income, total asset, and total consumption are transformed to real (2015=100), and logarithmic values.

가. 실업경험의 가계소비에 대한 영향

(1) 실업경험 측정

본고에서는 Malmendier and Shen (2024)을 따라 실업경험을 가구주 출생 후 $t-2$ 기까지 실업에 대한 누적된 노출(exposure)로 정의하였다. 이를 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 식 (1)에서 실업경험인 E_t 는 $t-k$ 년의 실업을 의미하는 W_{t-k} 에 t, k, λ 의 가중치 함수(weight function)인 w 를 곱하여 $k=2$ 에서 $t-1$ 기까지 더한 값이다. 여기서 t 는 시간, k 는 출생 이후 실업경험 기간, λ 는 가중치 함수의 모양을 결정하는 형상 모수(shape parameter)이다. 가중치 함수는 $\lambda=1$ 인 경우 과거 경험에 대한 가중치가 선형적으로(linearly) 감소하는 모습을, $\lambda=3$ 이면 최근 관측치에 좀 더 많은 가중치가 주어져 과거 경험에 대한 가중치가 $\lambda=1$ 에 비해 좀 더 가파르게 감소하는 모양을 보이게 된다.¹²⁾

$$E_t = \sum_{k=2}^{t-1} w(\lambda, t, k) W_{t-k} \quad (1)$$

$$w(\lambda, t, k) = \frac{(t-k)^\lambda}{\sum_{k=2}^{t-1} (t-k)^\lambda} \quad (2)$$

먼저 개인 실업경험의 경우 $(t-2) \sim (t-6)$ 기간에는 실업자를 1, 취업자를 0으로 하는 더미변수가, $(t-7)$ 이후 기간에는 전국 실업률 자료가 사용되었다. 개인의 실업경험 기간을 $(t-2)$ 기부터 하는 것은 Malmendier and Shen (2024)과 같이 실직에 따른 단기($k=0, 1$) 손실을 $(t-2) \sim (t-6)$ 기간의 경험 효과(experience effect)와 구분하기 위함이다. 거시 실업경험의 경우 $(t-2) \sim (t-6)$ 기간에는 지역 실업률 자료가, $(t-7)$ 이후 기간에는 전국 실업률 자료가 사용되었다. 거시 실업경험을 사용하는 이유는 개인 실업경험을 겪지 않는 취업자라도 지역 및 전국 실업에 따른 불황을 간접적으로 경험할 수 있기 때문이다. 구체적인 산출과정은 <Appendix>를 참고하기 바란다.

한편 Malmendier and Shen (2024)은 가중치 $\lambda=1, \lambda=3$ 각각에 대하여 실업 경험기간을 $(t-2) \sim (t-6)$ 으로 고정한 후 개인과 거시 실업경험을 구하였

12) 이에 대한 세부 논의는 Malmendier and Nagel (2011)을 참고하기 바란다.

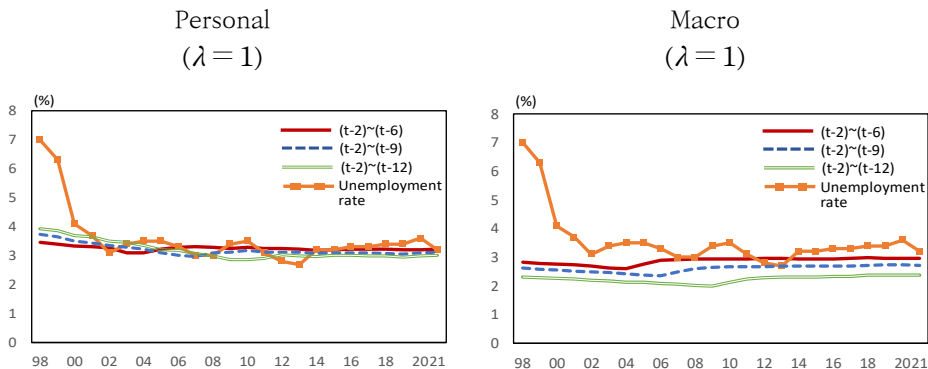
다. 그러나 본고에서는 $\lambda=1$, $\lambda=3$ 각각에 대하여 실업 경험기간을 $(t-2)\sim(t-6)$, $(t-2)\sim(t-9)$, $(t-2)\sim(t-12)$ 로 확장한 후 개인 및 거시 실업경험을 비교하여 보았다. 이는 실업 경험기간을 $(t-2)\sim(t-6)$ 으로 고정하는 것이 자의 적일 수 있기 때문이다.

먼저 $\lambda=1$ 인 경우 개인 실업경험은 실업경험 기간별로 큰 차이를 보이지 않으면서 세 기간 모두 최근까지 소폭 하락세를 보였다(〈Figure 4〉 참조). 거시 실업경험의 경우에도 실업기간별 격차가 작은 모습이나 추세는 세 기간 모두 큰 변동이 없는 것으로 나타났다.

$\lambda=3$ 인 경우 실업률이 낮은 최근 관측치에 좀 더 많은 가중치가 할당되기 때문에 실업경험의 추세는 개인 및 거시 실업경험 모두 1998년 이후 하락하고 있다(〈Figure 5〉 참조). 하락폭 측면에서 거시 실업경험의 추세가 개인 실업경험에 비해 덜 가파르는데 이는 거시 실업경험이 경제활동인구에서 가장 큰 비중을 차지하는 취업자¹³⁾를 포함하는 데 기인하는 것으로 보인다.

이를 종합하면 가중치별로는 $\lambda=1$ 인 경우 $\lambda=3$ 에 비해 실업경험 기간 사이의 격차와 변동성이 작다. 실업경험 기간별로는 $\lambda=3$ 의 개인 실업경험을 제외하고는 $(t-2)\sim(t-6)$ 기의 실업경험이 가장 높다. 이러한 점을 감안하여 본고에서는 실업경험 기간별 실업경험 차이가 작고 실업경험이 가장 높게 나타나는 $\lambda=1$, $(t-2)\sim(t-6)$ 기를 주 분석대상으로 하였다. 이러한 설정은 실업경험 기간에 따라 분석결과가 달라질 가능성을 줄여주고 실업경험으로 인한 어려움이 가장

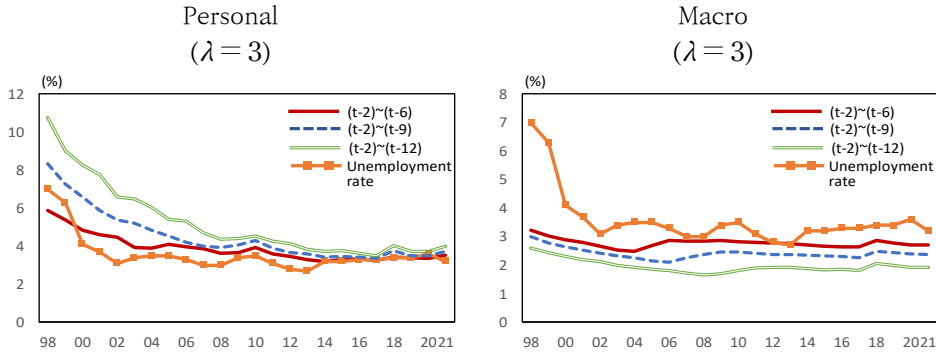
〈Figure 4〉 Unemployment Experience



Sources: 「KLIPS」, Kostat, author's calculation Sources: 「KLIPS」, Kostat, author's calculation

13) 2022년 기준 15세 이상 인구(45,260천명) 중 취업자는 62.1%(28,089천명), 실업자는 1.8%(833천명), 비경제활동인구는 36.1%(16,339천명)를 기록하였다(통계청).

(Figure 5) Unemployment Experience



Sources: 「KLIPS」, Kostat, author's calculation Sources: 「KLIPS」, Kostat, author's calculation

클 때의 가계소비를 살펴볼 수 있다는 장점이 있다. 또한 이러한 기간 설정은 실업경험 기간 확장시 가구주의 경제활동상태 변화에 따른 실업경험 측정의 부정확성도 방지할 수 있게 해준다.

(2) 분석모형

실업경험이 가계소비에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 Malmendier and Shen (2024)을 따라 다음과 같은 패널 고정효과(panel fixed effect) 모형을 설정하였다. 동 모형에서 i 는 가구주, t 는 연도를 의미하며 $C_{i,t}$ 는 총소비, $UE_{i,t}$, $UEP_{i,t}$ 는 각각 현재(t) 및 1기 이전($t-1$)을 제외한 가구주의 평생 개인 및 거시 실업에 대한 노출을 의미한다. $x_{i,t}$ 는 인구구조적(demographic) 및 경제적 요인 변수를 포함한다. 한편 Malmendier and Shen (2024)과 같이 균등화 가처분 소득² 및 총자산²을 추가할 경우 $UE_{i,t}$, $UEP_{i,t}$ 의 유의성은 변하지 않으면서 여타 변수들의 유의성을 약화시켜 제외하였다. 연령 변수는 본 모형에서 연령 고정효과(age fixed effect)를 사용하기 때문에 제외하였다. 가구원 수는 균등화 가처분 소득에 포함되어 있어 제외하였으며 1인 가구 여부 변수는 다중공선성(multicollinearity)으로 추가하지 않았다.¹⁴⁾

한편 고정효과는 시간(η_t), 연령¹⁵⁾, 지역(ζ_r), 가구(ν_i)에서 사용되었는데 이는 관측되지 않으면서 소비에 영향을 미치는 요인들을 통제하기 위함이다. 시간과

14) Malmendier and Shen (2024)에서는 지역 실업률 자료를 독립변수에 사용하였다. 본고에서도 지역 실업률 자료를 독립변수에 추가하여 보았으나 다중공선성 문제가 발생하여 제외하였다.

15) 연령 고정효과는 시간불변으로 표기상 지역 고정효과와 중복된다. 이에 따라 식 (3)에 별도로 표기하지 않았다.

지역 고정효과의 상호작용항($\eta_t \times \zeta_r$)은 각 연도별로 지역의 관측불가능한 요인이 소비에 미치는 영향을 통제하기 위하여 사용되었다. 이러한 다수준(multi-level) 고정효과 모형은 기존 단일 고정효과 모형에 비해 관측할 수 없는 가계의 특징을 좀 더 구체화하여 통제할 수 있다는 장점이 있다. 표준오차(standard error)는 Malmendier and Shen (2024)을 따라 코호트(cohort) 수준에서 군집화¹⁶⁾ (clustering)하였으며 가구(household) 수준에서 군집화하여도 추정결과는 크게 달라지지 않았다.

$$C_{i,t} = \alpha + \beta UEP_{i,t} + \psi UE_{i,t} + \gamma' x_{i,t} + \eta_t + \zeta_r + \nu_i + \eta_t \times \zeta_r + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

$C_{i,t}$: 총소비

$UEP_{i,t}$: 개인 실업상태 여부($(t-2) \sim (t-6)$ 년), 출생 후 ($k=0$) $\sim(t-7)$ 년은 전국 실업률 사용

$UE_{i,t}$: 지역 실업률($(t-2) \sim (t-6)$ 년), 출생 후 ($k=0$) $\sim(t-7)$ 년은 전국 실업률 사용

$x_{i,t}$: 통제변수(인구구조적 요인, 경제적 요인)

η_t : 시간(연도) 고정효과

ζ_r : 지역 고정효과

ν_i : 가구 고정효과

$\eta_t \times \zeta_r$: 시간과 지역 고정효과의 상호작용항

$\epsilon_{i,t}$: 오차항

나. 분석결과

(1) 기본분석

〈Table 2〉는 모든 통제변수를 사용한 후 가중치(weights) $\lambda=1$, $\lambda=3$ 에 대하여 실업경험 기간 $(t-2) \sim (t-6)$ 을 대상으로 식 (3)을 추정한 결과이다. $\lambda=1$ 일 경우 열 (1)은 개인 실업경험(Personal Experience)만을, 열 (2)는 거시 실업경험(Macro Experience)만을, 열 (3)은 개인 및 거시 실업경험 모두를 사용한 것이다. $\lambda=3$ 일 경우에는 열 (4), 열 (5), 열 (6)이 상기 실업경험 각각을 의미한다.

추정결과를 보면 $\lambda=1$ 인 경우 열 (2), 열 (3)의 거시 실업경험 계수값이 음(-)의 부호를 가지면서 통계적으로 유의하였다. 그러나 $\lambda=3$ 일 경우 모두 통계적으

16) 패널모형에서 표준오차 군집화의 기준은 통상 가구(household)로 하는 경우가 많다. 그러나 Malmendier and Shen (2024)은 과거 경제충격에 대한 경험이 현재 소비에 미치는 영향을 살펴보는 데에는 출생 후 비슷한 사회경제적 환경에서 동일한 성장배경을 공유하는 코호트(cohort)의 시계열 상관관계를 통제하는 것이 더 중요하다고 하였다.

로 유의하지 않았다.

열 (3)을 기준으로 표준화 계수¹⁷⁾(standardized coefficient)를 살펴보면 거시 실업경험 1 표준편차(standard deviation) 증가시 소비는 통계적으로 유의하게 1.12%만큼 감소하는 것으로 나타났다.¹⁸⁾ 미국을 대상으로 한 Malmendier and Shen (2024)의 연구에서는 거시 실업경험 1 표준편차 증가시 소비는 $\lambda=1$, $\lambda=3$ 에 대하여 각각 1.60%, 1.85% 감소하였다. 이 둘을 비교해 보면 $\lambda=1$ 일 경우 우리나라 및 미국의 거시 실업경험의 표준화 계수값은 각각 -1.12%, -1.60%로 비슷하였다. 그러나 $\lambda=3$ 에 대해서는 우리나라의 거시 실업경험의 계수값은 통계적 유의성이 없는 반면 미국은 통계적으로 유의하게 -1.85%로 나타났다. 이는 앞서 설명한 바와 같이 최근에 가중치를 크게 두는 것이 우리나라의 사정에 잘 부합하지

<Table 2> Estimation Results of Household Consumption

	Total Consumption					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Personal Experience	0.001 (0.016)		0.002 (0.016)	0.001 (0.016)		0.001 (0.016)
Macro Experience		-0.184* (0.063)	-0.187* (0.063)		-0.017 (0.008)	-0.016 (0.007)
Household fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Age fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Region fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year-Region fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Experience weighting	$\lambda=1$	$\lambda=1$	$\lambda=1$	$\lambda=3$	$\lambda=3$	$\lambda=3$
Obs.	6,278	6,263	6,263	6,278	6,263	6,263
R^2	0.867	0.867	0.867	0.867	0.867	0.867

Notes: 1) Values in parenthesis are clustered standard errors.

2) * $p < 0.1$

17) 예를 들어 $UEP_{i,t}$ 의 표준화 계수는 $\hat{\beta}_{UEP_{i,t}} \times SD(UEP_{i,t})$ 로 구하였다(SD 는 표준편차를 의미).

18) 가계소비가 감소한 것은 실업경험뿐 아니라 1997년 외환위기 이후 1인당 실질GDP 추세성장률의 지속적 감소에 의해 야기되었을 가능성(석병훈·이남강, 2021)도 있다. 그러나 Malmendier and Shen (2024)과 같이 본고에서도 과거 실업경험이 미래 소득감소 경로보다는 저축 등을 통한 자산증가 경로를 통해 소비를 감소시킨다는 점을 감안할 때 동 주장의 가능성은 크지 않다고 할 수 있다.

않기 때문인 것으로 보인다. 한편 <Table 2>에서 개인 실업경험의 추정결과는 Malmendier and Shen (2024)과 달리 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 소규모 개방경제라는 우리나라의 특징이 반영된 데 기인하는 것으로 생각된다. 즉 거시경제 충격이 전 세계의 금융, 외환시장을 통해 전파되는 점을 감안할 때 소규모 개방경제인 우리나라에서 개인 실업경험보다 전반적인 거시 실업경험이 가계 소비에 더 큰 영향을 미친 것으로 보인다.

(2) 실업경험이 가계소비에 영향을 미치는 경로

실업경험이 가계소비에 영향을 미치는 경로는 소득 및 자산경로, 품목별 재화 소비 경로를 통해 살펴볼 수 있다. 과거 실업경험에 따른 소비자의 비관적인 미래 소득전망은 중장기 가계소비를 감소시킬 수 있다. 또한 소비자가 과거 실업경험으로 지출을 줄이고¹⁹⁾ 이를 저축할 경우 소비자는 미래에 더 많은 자산(wealth)을 축적하게 된다. 아울러 과거 실업경험은 특정 재화의 수요감소를 통해 가계소비에 영향을 미칠 수도 있다.

(가) 실업경험과 미래소득 경로

과거 실업경험은 Malmendier and Shen (2024)과 같이 미래 $(t+2) \sim (t+12)$ 시계(horizon)에서 통계적으로 유의하게 총소득²⁰⁾을 예측하지 못하는 것으로 나타났다(<Table 3> 참조). 이는 과거 실업경험이 미래소득 경로를 통해 소비감소를 야기하지 않았음을 의미한다.

(나) 실업경험과 자산축적 경로

과거 개인 및 거시 실업경험이 장기 순자산축적에 미치는 영향을 추정하여 보았다. Malmendier and Shen (2024)과 달리 총자산 대신 순자산을 사용한 것은 우리나라의 가계부채가 매우 높다는 점을 감안한 것이다. 우리나라의 가계부채 비율(가구부채 총액/가구순가처분소득 $\times 100$)은 2013년 154.9%에서 2015년 162.3%, 2020년 197.8%, 2022년 203.7%로 급증하였는데 이와 같은 부채증가도 소비를 감소시킬 수 있다. 따라서 저축증가에 따른 소비감소만을 살펴보기 위하여 총자산에서 총부채를 제외한 순자산을 사용하였다.²¹⁾

19) Malmendier and Shen (2024)은 이를 경험유발 검소(experience-induced frugality)라고 하였다.

20) 가치분 소득을 사용해도 비슷한 결과가 도출되었다.

21) 순자산 중 주식 혹은 주택의 가격상승분을 저축증대로 볼 수 없기에 자산을 구성항목별로 구분하여 분석하는 것이 더 나을 수 있다. 그러나 자료의 이용가능성(data availability) 때문에 그러하지 못하였음에 유의하기 바란다.

〈Table 3〉 Experience Effects and Future Income

	(1) ($t+2$)	(2) ($t+4$)	(3) ($t+6$)	(4) ($t+8$)	(5) ($t+10$)	(6) ($t+12$)
Personal Experience	-0.022 (0.029)	-0.023 (0.066)	0.037 (0.023)	0.019 (0.032)	0.008 (0.021)	-0.062 (0.039)
Macro Experience	0.029 (0.379)	-0.023 (0.289)	-0.259 (0.463)	0.314 (0.331)	0.183 (0.141)	-0.126 (0.660)
Household fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Age fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Region fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year-Region fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Experience weighting	$\lambda = 1$	$\lambda = 1$	$\lambda = 1$	$\lambda = 1$	$\lambda = 1$	$\lambda = 1$
Obs.	5,052	3,798	2,886	2,084	1,399	861
R^2	0.756	0.771	0.801	0.838	0.856	0.882

Notes: 1) Income denotes a log of real total income.

2) Income is forwarded from ($t+2$) to ($t+12$).

3) Values in parenthesis are clustered standard errors.

분석결과 실업경험은 대체로 장기 순자산축적에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다(〈Table 4〉 참조). 그러나 실업경험의 유의성은 미국을 대상으로 한 Malmendier and Shen (2024)에 비해 약하였다.

(다) 실업경험과 재화별 경로

여기서는 실업경험이 어떤 재화의 수요감소를 통해 가계소비에 음(-)의 영향을 미치는지를 알아보았다(〈Table 5〉 참조). 먼저 실업경험은 내구재와 비내구재에 통계적으로 유의하게 영향을 미치지 않았다. 비내구재를 기초, 선택, 교육재로 나누어 보면 선택재 소비가 실업경험에 의해 유의하게 감소하였다. 이는 외환위기 이후 추세가 가장 많이 둔화된 비내구재 소비(〈Figure 3〉 참조)가 주로 선택재 소비 감소에 기인하였을 가능성을 보여준다.²²⁾

22) 최영준(2023)은 2008년 글로벌 금융위기 이후 가계소비의 경기동행성이 주로 MZ 및 베이비 붐 이전 세대의 선택재 소비감소에 기인한다고 하였다.

<Table 4> Past Experience Effects and Net Wealth Build-up

	(1) (<i>t</i> -2)	(2) (<i>t</i> -4)	(3) (<i>t</i> -6)	(4) (<i>t</i> -8)	(5) (<i>t</i> -10)	(6) (<i>t</i> -12)
Personal Experience	-0.006 (0.012)	0.004 (0.010)	0.009* (0.003)	-0.012 (0.006)	0.005 (0.013)	0.010 (0.012)
Macro Experience	-0.061 (0.407)	0.237 (0.304)	-0.026 (0.168)	-0.093 (0.175)	-0.165 (0.189)	0.055 (0.079)
Household fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Age fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Region fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year-Region fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Experience weighting	$\lambda = 1$	$\lambda = 1$	$\lambda = 1$	$\lambda = 1$	$\lambda = 1$	$\lambda = 1$
Obs.	5,692	12,065	10,611	8,780	6,937	5,372
<i>R</i> ²	0.712	0.686	0.699	0.707	0.732	0.751

Notes: 1) Wealth denotes a log of real total assets.
 2) Personal and macro experience are lagged from (*t*-2) to (*t*-12).
 3) Values in parenthesis are clustered standard errors.
 4) * *p*<0.1

<Table 5> Estimation Results of Household Consumption (Goods)

	(1) Durable	(2) Non-durable	(2-1) Basic	(2-2) Selection	(2-3) Education
Personal Experience	0.062 (0.054)	0.003 (0.010)	-0.002 (0.009)	0.010 (0.022)	0.040 (0.065)
Macro Experience	-2.560 (1.470)	-0.099 (0.207)	0.097 (0.163)	-0.542* (0.201)	0.406 (0.361)
Household fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Age fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Region fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year-Region fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Experience weighting	$\lambda = 1$	$\lambda = 1$	$\lambda = 1$	$\lambda = 1$	$\lambda = 1$
Obs.	2,103	6,261	6,263	6,263	3,741
<i>R</i> ²	0.630	0.772	0.745	0.787	0.709

Notes: 1) Values in parenthesis are clustered standard errors.
 2) While non-durables cover basic, selection, and education goods, the number of observation of non-durables is a few smaller than that of basic, and selection goods. This is caused by missing values.
 3) * *p*<0.1

다. 강건성 검정

본고에서는 강건성 검정을 위하여 실업률 대신 비고용률, 통제변수의 $(t-1)$ 기 시차변수를 사용하여 식 (3)을 추정하여 보았다. 먼저 우리나라의 실업률 변수가 경기를 잘 반영하지 못한다는 점(문외솔, 2008)을 감안하여 실업률 대신 비고용률을 사용하여 보았다(〈Table 6〉 참조). 추정결과 비고용률 사용시 개인 실업경험 계수는 통계적으로 유의하지 않은 반면 거시 실업경험 계수는 실업률 사용시와 같이 유의하게 음(-)의 부호를 나타내었다. 표준화된 계수값을 비교해 보면 실업률과 비고용률의 거시 실업경험 1 표준편차 증가시 가계소비는 각각 1.12%, 1.07%만큼 감소하여 큰 차이가 나지 않았다.

다음으로 통제변수 중 개인 및 거시 실업경험을 제외한 변수들의 $(t-1)$ 기 시차변수를 사용하여 식 (3)을 추정하여 보았다. 이는 종속변수인 총소비와 통제변수가 동시대적 상관관계(contemporaneous correlation)에 따른 내생성(endogeneity) 문제에 직면할 수 있기 때문이다. 분석결과 시차변수를 사용하지 않은 〈Table 2〉와 비슷한 추정치를 얻을 수 있었다(〈Table 7〉 참조).

〈Table 6〉 Estimation Results of Household Consumption (Non-employment Rate)

	Total Consumption					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Personal Experience	-0.080 (0.198)		-0.074 (0.196)	0.001 (0.052)		0.002 (0.051)
Macro Experience		-0.184* (0.063)	-0.178* (0.066)		-0.017 (0.008)	-0.017* (0.007)
Household fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Age fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Region fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year-Region fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Experience weighting	$\lambda = 1$	$\lambda = 1$	$\lambda = 1$	$\lambda = 3$	$\lambda = 3$	$\lambda = 3$
Obs.	6,278	6,263	6,263	6,278	6,263	6,263
R^2	0.867	0.867	0.867	0.867	0.867	0.867

Notes: 1) Values in parenthesis are clustered standard errors.

2) * $p < 0.1$

(Table 7) Estimation Results of Household Consumption (Lag Variables)

	Total Consumption					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Personal Experience	0.015 (0.013)		0.015 (0.013)	0.015 (0.013)		0.015 (0.013)
Macro Experience		-0.199* (0.084)	-0.213* (0.069)		-0.018 (0.021)	-0.022 (0.018)
Household fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Age fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Region fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year-Region fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Experience weighting	$\lambda = 1$	$\lambda = 1$	$\lambda = 1$	$\lambda = 3$	$\lambda = 3$	$\lambda = 3$
Obs.	5,063	5,058	5,058	5,063	5,058	5,058
R^2	0.855	0.855	0.855	0.855	0.855	0.855

Notes: 1) Values in parenthesis are clustered standard errors.

2) * $p < 0.1$

IV. 요약 및 시사점

본고에서는 1997년 외환위기, 2008년 글로벌 금융위기 이후의 실업경험이 장기적으로 가계소비에 미치는 영향을 분석하여 보았다. 우리나라를 대상으로 한 기존 연구는 경제위기 이후 소비부진의 원인을 주로 단기적인 시각에서 분석하는 경우가 많았다.

분석결과 실업경험은 가계소비에 통계적으로 유의하게 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 Malmendier and Shen (2024)이 밝힌 바와 같이 과거 충격이 상흔(흉터)이 되어 가계소비에 장기적으로 영향을 미칠 수 있음을 나타낸다. 아울러 상흔 소비는 미래소득을 감소시키는 경로보다 주로 저축을 늘리는 자산축적 경로를 통해 발생한 것으로 나타났다. 재화별로는 선택재를 중심으로 나타났다. 이러한 분석결과는 큰 거시경제 충격 이후 장기적인 가계소비 부진 가능성에 대비할 필요성이 있음을 시사한다.

〈참고문헌〉

- 문외솔(2008), “우리나라 실업률과 경기간 관계분석,” 『금융경제연구』 321호, 한국은행 경제연구원.
- 석병훈·이남강(2021), “한국경제의 추세성장률 하락과 요인분해,” 『경제분석』 제27권 제2호, 한국은행 경제연구원, pp. 1-40.
- 최영준(2006), “외환위기 이후 가계소비행태 변화의 원인 분석,” 『경제분석』 제12권 제4호, 한국은행 경제연구원, pp. 134-173.
- 최영준(2023), “글로벌 금융위기 이후 가계소비의 경기 동행성 원인 분석: 세대별 소비행태를 중심으로,” 『경제분석』 제29권 제2호, 한국은행 경제연구원, pp. 1-46.
- Alan, S., T. Crossley, and H. Low (2012), “Saving on a Rainy Day, Borrowing for a Rainy Day,” *Cambridge Working Papers in Economics 1222*, Faculty of Economics, University of Cambridge.
- Alesina, A., and N. Fuchs-Schündeln (2007), “Goodbye Lenin (or Not?): The Effect of Communism on People’s Preferences,” *American Economic Review*, Vol. 97, No. 4, pp. 1507-1528.
- Ball, L. M. (2014), “Long-Term Damage from the Great Recession in OECD Countries,” *NBER Working Paper 20185*, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Bianchi, E. C. (2013), “The Bright Side of Bad Times: The Affective Advantages of Entering the Workforce in a Recession,” *Administrative Science Quarterly*, Vol. 58, No. 4, pp. 587-623.
- Bianchi, E. C. (2014), “Entering Adulthood in a Recession Tempers Later Narcissism,” *Psychological Science*, Vol. 25, No. 7, pp. 1429-1437.
- Bianchi, E. C. (2016), “American Individualism Rises and Falls with the Economy: Cross-temporal Evidence That Individualism Declines When the Economy Falts,” *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 111, No. 4.
- Blanchard, O., and L. Summers (1986), “Hysteresis and the European Unemployment Problem,” *NBER Macroeconomic Annual 1*, pp. 15-90.
- Cerra, V., and S. C. Saxena (2008), “Growth Dynamics: The Myth of Economic Recovery,” *American Economic Review*, Vol. 98, No. 1, pp. 439-457.
- Cerra, V., A. Fatás, and S. C. Saxena (2023), “Hysteresis and Business Cycles,” *Journal of Economic Literature*, Vol. 61, No. 1, pp. 181-225.
- Chetty, R., J. N. Friedman, N. Hendren, M. Stepner, and The Opportunity Insights Team (2020), “How did COVID-19 and Stabilization Policies Affect Spending and Employment? A New Real-Time Economic Tracker Based on Private Sector Data,” *NBER Working Paper 27431*, National

- Bureau of Economic Research.
- Coibion, O., Y. Gorodnichenko, and G. H. Hong (2015), "The Cyclicalities of Sales, Regular and Effective Prices: Business Cycle and Policy Implications," *American Economic Review*, Vol. 105, No. 3, pp. 993-1029.
- Corneo, G., and F. Neher (2014), "Income Inequality and Self-reported Values," *The Journal of Economic Inequality*, Vol. 12, No. 1, pp. 49-71.
- Delong, B., and L. Summers (2012), "Fiscal Policy in a Depressed Economy," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 44, No. 1, pp. 233-297.
- De Nardi, M., E. French, and D. Benson (2011), "Consumption and the Great Recession," *NBER Working Paper 17688*, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Denadai, R., and V. K. Teles (2016), "A Test for Hysteresis in International Trade," *Review of Development Economics*, Vol. 20, No. 2, pp. 583-598.
- Dynan, K. E. (2000), "Habit Formation in Consumer Preferences: Evidence from Panel Data," *American Economic Review*, Vol. 90, No. 3, pp. 391-406.
- Falk, A., and J. Hermle (2018), "Relationship of Gender Differences in Preferences to Economic Development and Gender Equality," *Science*, Vol. 362.
- Fuchs-Schündeln, N., and M. Schündeln (2015), "On the Endogeneity of Political Preferences: Evidence from Individual Experience with Democracy," *Science*, Vol. 347, No. 6226, pp. 1145-1148.
- Fuhrer, J. (2000), "Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary-Policy Models," *American Economic Review*, Vol. 90, pp. 367-390.
- Gabaix, X., and D. Laibson (2022), "Myopia and Discounting," *NBER Working Papers 23254*, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Giuliano, P., and A. Spilimbergo (2014), "Growing up in a Recession," *Review of Economic Studies*, Vol. 81, No. 2, pp. 787-817.
- Gourinchas, P. -O., and J. Parker (2002), "Consumption over the Life Cycle," *Econometrica*, Vol. 70, No. 1, pp. 787-817.
- Greenwood, R., and S. Nagel (2009), "Inexperienced Investors and Bubbles," *Journal of Financial Economics*, Vol. 93, pp. 239-258.
- Gutin, R., P. Ottonello, and D. J. Perez (2023), "The Micro Anatomy of Macro Consumption Adjustments," *American Economic Review*, Vol. 113, No. 8, pp. 2201-2231.
- Haltmaier, J. (2012), "Do Recessions Affect Potential Output?" *Board of Governors of the Federal Reserve System Finance and Economics Discussion Series 1066*.

- Hansen, A. H. (1939), "Economic Progress and Declining Population Growth," *American Economic Review*, Vol. 29, No. 1, pp. 1-15.
- Harris, C., and D. Laibson (2001), "Dynamic Choices of Hyperbolic Consumers," *Econometrica*, Vol. 64, No. 4, pp. 935-957.
- Jensen, T. L., and N. Johannesen (2017), "The Consumption Effects of the 2007-2008 Financial Crisis: Evidence from Households in Denmark," *American Economic Review*, Vol. 107, No. 11, pp. 3386-3414.
- Laudenbach, C., U. Malmendier, and A. Niessen-Ruenzi (2019), "Emotional Tagging and Belief Formation-The Long-lasting Effects of Experiencing Communism," *American Economic Review*, Vol. 109, pp. 567-571.
- Malmendier, U. (2021), "Experience Effects in Finance: Foundations, Applications, and Future Directions," *NBER Working Papers 29074*, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Malmendier, U., and L. S. Shen (2024), "Scarred Consumption," *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 16, No. 1, pp. 322-355.
- Malmendier, U., and S. Nagel (2011), "Depression Babies: Do Macroeconomic Experiences Affect Risk-Taking?" *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 126, pp. 373-416.
- Malmendier, U., and S. Nagel (2015), "Learning from Inflation Experiences," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 131, No. 1, pp. 53-87.
- Malmendier, U., and G. Tate (2005), "CEO Overconfidence and Corporate Investment," *Journal of Finance*, Vol. 60, No. 6, pp. 2661-2700.
- Malmendier, U., G. Tate, and J. Yan (2011), "Overconfidence and Early-life Experiences: The Effect of Managerial Traits on Corporate Financial Policies," *Journal of Finance*, Vol. 66, No. 5, pp. 1687-1733.
- Meghir, C. and G. Weber (1996), "Intertemporal Nonseparability or Borrowing Restrictions? A Disaggregate Analysis using a U.S. Consumption Panel," *Econometrica*, Vol. 64, No. 5, pp. 1151-1181.
- Mian, A., and A. Sufi (2010), "Household Leverage and the Recession of 2007-09," *IMF Economic Review*, Vol. 58, No. 1, pp. 74-117.
- Mian, A., K. Rao, and A. Sufi (2013), "Household Balance Sheets, Consumption, and the Economic Slump," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 128, No. 4, pp. 1687-1726.
- Miniaci, Raffaele, and Guglielmo Weber (1999), "The Italian Recession of 1993: Aggregate Implications of Microeconomic Evidence," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, No. 2, pp. 237-249.
- Moraru, A. -D., A. Barbulescu, and C. Duhnea (2018), "Consumption and Hysteresis: the New, the Old, and the Challenge," *Economic ResearchEkonomiska Istraživanja*, Vol. 31, No. 1, pp. 1965-1980.

- Nevo, A., and A. Wong (2015), "The Elasticity of Substitution Between Time and Market Goods: Evidence from the Great Recession," *Working paper*.
- Olafsson, A., and M. Pagel (2018), "The Retirement-Consumption Puzzle: New Evidence on Individual Spending and Financial Structure," *NBER Working Papers 24405*, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Pagel, M. (2017), "Expectations-Based Reference-Dependent Life-Cycle Consumption," *Review of Economic Studies*, Vol. 84, No. 2, pp. 885-934.
- Parker, Jonathan A., and Annette Vissing-Jorgensen (2009), "Who Bears Aggregate Fluctuations and How?" *American Economic Review*, Vol. 99, No. 2, pp. 399-405.
- Petev, I., Pistaferri, L., and Saporta, I. (2012), *Consumption in the Great Recession*, The Russell Sage Foundation and the Stanford Center on Poverty and Inequality, pp. 2-3.
- Pistaferri, L. (2016), "Why Has Consumption Remained Moderate after the Great Recession?" *Manuscript*, Available at <https://api.semanticscholar.org>.
- Reinhart, C., and K. Rogoff (2009), "The Aftermath of Financial Crises," *American Economic Review*, Vol. 99, No. 2, pp. 466-472.
- Slotwinski, M., and A. Stutzer (2018), "Women Leaving the Playpen: The Emancipating Role of Female Suffrage," *Working Paper*.
- Summers, L. H. (2014a), "Reflections on the "New Secular Stagnation Hypothesis," In C. Teulings and R. Baldwin (Eds.), *Secular Stagnation: Facts, Causes and Cures*, pp. 27-40. A Vox EU.org eBook.
- Summers, L. H. (2014b), "US Economic Prospects: Secular Stagnation, Hysteresis, and the Zero Lower Bound," *Business Economics*, Vol. 49, No. 2, pp. 65-73.
- Vissing-Jorgensen, A. (2003), "Perspectives on Behavioral Finance: Does "Irrationality" Disappear with Wealth? Evidence from Expectations and Actions," In *NBER Macroeconomics Annual*.

〈Appendix〉 Calculation of Private (Macro) Unemployment Experience

아래 식 (1), (2)에서 $\lambda=1$ 이라고 가정할 경우 E_t 값은 k 값이 $2 \sim (t-1)$ 까지 변할 때 다음과 같은 모습이 된다.

$$E_t = \sum_{k=2}^{t-1} w(\lambda, t, k) W_{t-k} \quad (1)$$

$$w(\lambda, t, k) = \frac{(t-k)^\lambda}{\sum_{k=2}^{t-1} (t-k)^\lambda} \quad (2)$$

$k=2$ 일 경우 $E_t = W_{t-2}$

$k=3$ 일 경우 $E_t = W_{t-2} + \left(\frac{(t-3)}{(t-2)+(t-3)} W_{t-3} \right)$

...

$k=6$ 일 경우

$$\begin{aligned} E_t = & W_{t-2} + \left(\frac{(t-3)}{(t-2)+(t-3)} W_{t-3} \right) + \left(\frac{(t-4)}{(t-2)+(t-3)+(t-4)} W_{t-4} \right) \\ & + \left(\frac{(t-5)}{(t-2)+(t-3)+(t-4)+(t-5)} W_{t-5} \right) \\ & + \left(\frac{(t-6)}{(t-2)+(t-3)+(t-4)+(t-5)+(t-6)} W_{t-6} \right) \end{aligned}$$

$k=7$ 일 경우

$$\begin{aligned} E_t = & W_{t-2} + \left(\frac{(t-3)}{(t-2)+(t-3)} W_{t-3} \right) + \left(\frac{(t-4)}{(t-2)+(t-3)+(t-4)} W_{t-4} \right) \\ & + \left(\frac{(t-5)}{(t-2)+(t-3)+(t-4)+(t-5)} W_{t-5} \right) \\ & + \left(\frac{(t-6)}{(t-2)+(t-3)+(t-4)+(t-5)+(t-6)} W_{t-6} \right) \\ & + \left(\frac{(t-7)}{(t-2)+(t-3)+(t-4)+(t-5)+(t-6)+(t-7)} W_{t-7} \right) \end{aligned}$$

...

$k = t - 1$ 일 경우

$$\begin{aligned}
 E_t = & W_{t-2} + \left(\frac{(t-3)}{(t-2)+(t-3)} W_{t-3} \right) + \left(\frac{(t-4)}{(t-2)+(t-3)+(t-4)} W_{t-4} \right) \\
 & + \left(\frac{(t-5)}{(t-2)+(t-3)+(t-4)+(t-5)} W_{t-5} \right) \\
 & + \left(\frac{(t-6)}{(t-2)+(t-3)+(t-4)+(t-5)+(t-6)} W_{t-6} \right) \\
 & + \left(\frac{(t-7)}{(t-2)+(t-3)+(t-4)+(t-5)+(t-6)+(t-7)} W_{t-7} \right) \\
 & + \dots \\
 & + \left(\frac{1}{(t-2)+(t-3)+(t-4)+\dots+2+1} W_1 \right)
 \end{aligned}$$

여기서 $t = 2020$ 이라고 가정하면 실업경험은 다음과 같이 정리된다.

$$\begin{aligned}
 E_{2020} = & W_{2018} + \left(\frac{(t-3)}{(t-2)+(t-3)} W_{2017} \right) + \left(\frac{(t-4)}{(t-2)+(t-3)+(t-4)} W_{2016} \right) \\
 & + \left(\frac{(t-5)}{(t-2)+(t-3)+(t-4)+(t-5)} W_{2015} \right) \\
 & + \left(\frac{(t-6)}{(t-2)+(t-3)+(t-4)+(t-5)+(t-6)} W_{2014} \right) \\
 & + \left(\frac{(t-7)}{(t-2)+(t-3)+(t-4)+(t-5)+(t-6)+(t-7)} W_{2013} \right) \\
 & + \dots \\
 & + \left(\frac{1}{(t-2)+(t-3)+(t-4)+\dots+2+1} W_1 \right)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 E_{2020} = & (0.0000 W_1) + (0.0000 W_2) \\
 & + \dots \\
 & + 0.1426 W_{2012} + 0.1665 W_{2013} \\
 & + 0.1998 W_{2014} + \dots + 0.4999 W_{2017} + W_{2018}
 \end{aligned}$$

개인 실업경험은 $(t-2) \sim (t-6)$ 기 까지인 $W_{2014}, W_{2015}, \dots, W_{2018}$ 에 더미변수 0 또는 1을 대입하고 $(t-7)$ 기 이후 부터인 $W_1, W_2, \dots, W_{2013}$ 에는 전국 실업률을 대입하여 구하게 된다. 거시 실업경험은 $W_{2014}, W_{2015}, \dots, W_{2018}$ 에 지역 실업률을 대입하면 된다.

The Long-Term Effect of Unemployment Experience on Household Consumption

Young Jun Choi*

Household consumption in Korea has not recovered from the previous increase after slowing down relatively significantly through major macroeconomic shocks such as the 1997 currency crisis and the 2008 global financial crisis. Against this background, this paper empirically analyzed whether scar consumption appears in Korea using micro-panel data. The finding is that the past unemployment experience had a statistically significant negative effect on household consumption. These results imply that there is a need to prepare for the possibility of a long-term sluggish consumption after the macroeconomic shock.

JEL Classification Number: D12, D15, E21, G51

Keywords: Household Consumption, Unemployment Experience, Scarred Consumption

* Senior Economist, Economic Research Institute, Bank of Korea
(E-mail: yjchoi70@bok.or.kr, Tel: +82-2-759-5473)