

가구별 특성을 고려한 한계소비성향 분석

- 2021. 9. -

이 연구는 국회예산정책처의 연구용역사업으로 수행된 것으로서,
보고서의 내용은 연구용역사업을 수행한 연구자의 개인 의견이며,
국회예산정책처의 공식 견해가 아님을 알려드립니다.

연구책임자

이화여자대학교 홍기석

가구별 특성을 고려한 한계소비성향 분석

2021. 9. 6

책임연구원 홍기석 (이화여자대학교 경제학과 교수)

연구보조원 박소민 (이화여자대학교 경제학과)

이 연구는 국회예산정책처의 연구용역사업으로 수행된 것으로서,
보고서의 내용은 연구용역사업을 수행한 연구자의 개인 의견이며,
국회예산정책처의 공식 견해가 아님을 알려드립니다.

제 출 문

국회예산정책처장 귀하

본 보고서를 귀 국회예산정책처의 연구과제
「가구별 특성을 고려한 한계소비성향 분석」의
최종 보고서로 제출합니다.

2021. 9

이화여자대학교 경제학과 교수 홍기석

<요 약>

□ 본 연구의 목적은 우리나라 미시자료를 이용하여 한계소비성향에 있어서의 개인간 이질성을 포괄적으로 살펴보는 것임.

○ 최근 거시경제학에서는 재정 및 통화정책의 파급효과와 관련하여 통상적인 대표적 개인 모형 대신 이질적 개인 모형의 중요성에 주목하고 있음.

- 이질적 개인 모형에서는 일부 개인들이 유동성제약 혹은 시장의 여타 불완전성으로 인하여 소비평탄화(consumption smoothing)를 충분히 달성하지 못함에 따라 임시적 소득 충격에 대해서도 이들의 소비가 민감하게 반응하게 될 가능성을 강조함.

- 따라서 거시경제 전체적으로 동일한 크기의 소득 충격이라 하더라도 그 충격이 개인들에게 어떻게 분포되느냐에 따라 충격의 파급효과가 달라질 수 있음.

- 이질적 개인 모형은 충격에 대한 개인들의 반응 및 거시경제 전체의 움직임에 대하여 새로운 함의들을 제시하고 있음.

○ 코로나19 발생 이후 우리 경제의 움직임에 있어서 민간소비의 회복을 통한 경기회복 추세가 중요한 아젠다 중의 하나로 고려될 것임.

- 사회적 거리두기로 인해 민간소비가 억제되고 있는 상태에서 재난지원금이나 긴급고용안정지원금과 같은 다양한 재정정책들의 상대적 유효성은 어떻게 나타날 것이며, 향후 코로나 사태 종식과 더불어 민간소비의 자생적 회복의 양상은 어떻게 나타날 것인지 등에 대한 논의가 필요함.

○ 본 연구에서는 가계미시자료를 이용하여 다양한 세부 집단별로 임시소득 충격에 대한 한계소비성향을 추정함으로써 개인간 이질성에 따른 이론적·정책적 함의를 도출하고자 함.

1. 이론적 논의 및 실증분석 방법

□ 개인들의 소비 행태에 관한 다양한 이론적 논의들을 정리하고 그에 기초하여 실증분석에 사용될 추정 모형을 제시

○ 개인들의 소비 행태에 관한 이론으로는 가장 기본적인 항상소득가설 외에 유

동성 제약, 소비 보험(consumption insurance), 제한적 합리성(bounded rationality) 등 다양한 논의들이 존재함.

- 단순한 항상소득가설에 의하면 항상소득 충격에 대한 한계소비성향($=\phi$)은 1, 임시소득 충격에 대한 한계소비성향($=\psi$)은 0이어야 함.
- 소비보험 모형에 의하면 완전금융시장(complete market) 하에서 개인들은 보험 계약을 통해 개별적 소득 충격과 무관하게 소비 평탄화를 달성할 수 있으므로, 항상소득 충격에 대한 한계소비성향 ϕ 도 0에 가까운 작은 값을 가질 수 있음.
- 그러나 항상소득가설이나 소비보험 모형의 가정과 달리 차입이 자유롭지 않은 유동성제약 하에서는 소비는 임시소득 충격에 대해서도 크게 영향을 받을 수 있으므로 $0 < \psi < 1$ 이 예상됨.
- 한편 제한적 합리성 등의 이유로 인하여 개인이 단순히 소득 충격에 비례하여 소비를 조정하는 rule-of-thumb을 따른다면 $0 < \psi = \phi < 1$ 이 나타날 수도 있음.

□ ϕ 와 ψ 의 크기에 대한 실증분석 결과를 통하여 다양한 이론적 논의들의 상대적 타당성을 비교할 수 있음.

○ 본 연구에서는 Hall and Mishkn(1982)의 방법론을 따라 소득과 소비의 분산·공분산 구조로부터 항상소득 충격 및 임시소득 충격에 대한 한계소비성향을 추정함.

- 이는 Blundell, Pistaferri, and Preston(2008), Kaplan, Violante, and Weidner(2014), 정용승·김영일(2019), 권규호(2017) 등 후속 연구들에서 활용되고 있는 방법임.

2. 실증분석 결과

□ 노동패널 자료를 이용한 본 연구의 베이스라인 결과에 의하면 임시소득 충격에 대한 소비의 탄력성은 약 0.2, 항상소득 충격에 대한 소비의 탄력성은 약 0.3으로 추정됨.

○ 통상적인 한계소비성향의 정의는 소비의 소득탄력성과 평균소비성향의 곱에 해당하므로, 평균소비성향=0.75라는 가정 하에 본 연구의 베이스라인 추정치를 환산하면 항상소득 충격에 대한 한계소비성향은 약 0.225, 임시소득 충격

에 대한 한계소비성향은 약 0.15로 계산됨.

- 임시소득 충격에 대한 한계소비성향의 추정치는 기존의 외국 연구들의 추정치와 유사하며 국내 연구들의 추정치보다는 좀 더 높은 편임.
- 이는 여러 가지 이유로 인하여 rule-of-thumb을 따르는 소비의 비중이 그만큼 높음을 의미함.

- 가구 특성별로는 유동성제약 가구, 저소득 가구, 가구주가 고령이거나 저학력인 가구들에서 임시소득 충격에 대한 소비의 탄력성이 더 높게 나타남.
- 이들 집단은 또한 평균소비성향이 높은 특성을 가지므로 통상적인 의미에서의 한계소비성향(=소비의 소득탄력성*평균소비성향)은 더욱 높을 것으로 예상할 수 있음.

□ 고령화연구패널 자료 중에서 가상의 현금 1,000만원의 사용 용도에 대한 설문 결과에 의하면 임시소득 충격에 대한 한계소비성향은 약 0.28로 나타남.

- 세부집단별로 비교해보면 대체로 소득이나 금융자산의 수준이 높고 학력이 높을수록 가상의 현금의 사용 용도 중 소비가 차지하는 비중이 상승하는 것으로 나타남.
- 이는 노동패널 자료의 분석 결과와는 상반되는 것으로서, 특정 가구의 한계소비성향은 소득 충격의 세부 내용에 따라 상당히 달라질 수 있음을 시사.
- 한 가지 가능한 설명으로는 1,000만원이라는 금액이 저소득층에게는 상당히 큰 임시소득 충격에 해당하지만 고소득층에게는 그다지 중요하지 않을 수 있다는 점을 들 수 있음.
- * 저소득 가구는 1,000만원이라는 임시소득 충격에 대해서 항상소득가설에 따른 소비 평탄화를 적극적으로 추구하지만, 고소득 가구의 경우 그다지 크지 않은 충격으로 인식되어 소비 평탄화 및 자산 포트폴리오 재구성을 추구하기보다는 rule-of-thumb에 따라 행동할 수 있을 것임.

3. 정책적 시사점

□ 단순한 항상소득가설의 예측과 달리 임시소득 충격에 대한 소비의 탄력성은 약 0.2로 추정되므로, 임시소득 충격을 유발하는 재정정책 및 통화정책의 유효성에 대한 적절한 인식이 이루어질 필요

□ 취약계층에 대한 사회보장 제도의 확충은 이들의 후생복지를 개선하는 것만이 아니라 경기 안정화에도 긍정적인 영향을 미칠 수 있음.

○ 일반적으로 경기침체기에는 저소득층의 소득이 더 큰 비율로 감소하는 경향이 있는데, 한계소비성향이 높은 저소득층의 소득 감소는 소비의 감소를 통해 경기침체를 확대시키는 효과를 가질 수 있음.

○ 따라서 경기침체시 취약계층에 대한 사회보장 제도를 확충함으로써 경기침체의 폭을 완화하는 효과를 기대할 수 있음.

□ 한계소비성향의 크기는 세부집단별로 유의미한 차이를 보이므로 소득 충격의 분포에 따라 총소비에 미치는 영향이 달라질 수 있음.

○ 저소득, 고령층, 유동성제약 가구, 저학력 가구 등과 같이 한계소비성향이 높은 집단에 재정 지원이 집중될 경우에는 그렇지 않은 경우에 비해 소비 진작 효과가 더 클 것으로 예상됨.

□ 특정 재정 프로그램이 소비에 미치는 영향은 지급액의 크기, 지급 방식 등 세부 내용에 따라 상당히 달라질 수 있을 것으로 예상됨.

○ 본 연구의 추정결과에 의하면 소득 충격이 작을 때에는 소비자들이 케인지언적인 rule-of-thumb에 따라 행동하지만 소득 충격이 충분히 클 때에는 항상소득가설에서와 같이 소비평탄화를 보다 적극적으로 추구하는 것으로 판단됨.

- 특정 재정 프로그램에 따른 지급액이 상당히 큰 소득 충격으로 간주될 만한 금액이라면, 소비평탄화 동기가 작용하여 한계소비성향이 낮게 나타날 수 있음.

- 재난지원금과 같이 사용기간이 지정되어 있는 경우에 소비자들은 일단 사용기간 내에 지출을 늘리게 되므로 소비진작 효과가 더 크게 나타날 것으로 예상됨.

* 재난지원금의 액수가 아주 크지 않다면 케인지언 rule-of-thumb에 따라 소비가 이루어지고 재난지원금으로 인한 소비 증가만큼 다른 소비를 감소시키는 조정이 이루어지지 않을 수 있음.

목 차

요약

I. 서론	1
1. 배경	1
2. 연구의 목적	3
3. 연구의 내용 및 방법	4
II. 기존 연구	6
III. 실증 분석: 가구별 소득/소비 자료를 이용한 한계소비성향의 추정	11
1. 모형	11
(1) 벤치마크 모형	11
(2) 소비보험 모형	13
(3) 유동성제약 모형	15
(4) 본 연구의 모형	16
2. 자료와 변수	19
3. 추정 결과	21
(1) 베이스라인 추정 결과	21
(2) 유동성제약과 한계소비성향	28
(3) 연령과 한계소비성향	39
(4) 학력과 한계소비성향	42
(5) 소득수준과 한계소비성향	43
(6) 임시소득이 MA(1)인 경우	48
IV. 실증분석: 설문 자료를 이용한 한계소비성향의 추정	51
V. 결론 및 정책적 시사점	56
참고문헌	60

<표 차례>

[표 III-1] 기초 통계량	20
[표 III-2] 한계소비성향의 추정	25
[표 III-3] 2009년 이전과 이후의 한계소비성향	27

[표 III-4] 유동성제약과 한계소비성향	33
[표 III-5] 유동성제약과 한계소비성향: 2009년 이후 기간	36
[표 III-6] 연령과 한계소비성향	42
[표 III-7] 학력과 한계소비성향	43
[표 III-8] 소득수준과 한계소비성향	45
[표 III-9] 소득증가율과 소비증가율의 공분산	50
[표 III-10] 한계소비성향의 결정요인	54

<그림 차례>

[그림 I-1] GDP 지출 항목별 증가율의 추이	1
[그림 III-1] 개별적 충격의 기간별 추이	22
[그림 III-2] 개별적 충격의 연령별 차이	23
[그림 III-3] 유동성제약 가구 비율의 기간간 추이	30
[그림 III-4] 유동성제약 가구 비율의 연령별 차이	31
[그림 III-5] 비유동 순자산>0인 가구의 연령별 비율	38
[그림 III-6] 소득분위별 유동성제약 가구의 비율	47
[그림 III-7] 현금 1,000만원의 예상 용도	53

I. 서론

1. 배경

□ 2020년의 코로나19 충격은 우리나라 거시경제 중 특히 민간소비에 대하여 가장 직접적인 충격으로 작용하였음.

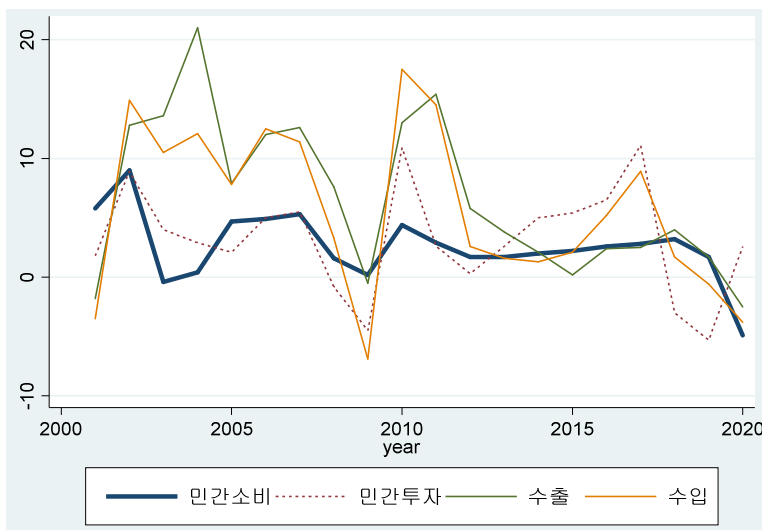
○ 그림 I-1에 제시된 바와 같이 2020년중 민간소비의 증가율은 -4.9%로서 다른 GDP 지출 항목들보다 낮게 나타남 (GDP 성장률은 -1.0%).

- 이처럼 민간소비가 급격히 하락한 것은 무엇보다 코로나 사태에 따른 사회적 거리두기 등의 조치로 인하여 소비 활동이 강제적으로 축소되었기 때문일 것임.

○ 또한 코로나 사태의 충격이 저소득층과 같이 한계소비성향이 상대적으로 높은 집단에 집중적으로 발생함에 따라 민간소비가 더욱 감소하였을 가능성도 있음.

- 만일 한계소비성향이 낮은 고소득층의 소득은 증가하고 한계소비성향이 높은 저소득층의 소득은 감소하였다면, 경제 전체적으로 GDP의 변화폭은 작더라도 민간소비의 감소폭은 크게 나타날 것임.

[그림 I-1] GDP 지출 항목별 증가율의 추이



□ 향후 우리 경제의 움직임에 있어서 민간소비의 회복을 통한 경기회복 추세가 중

요한 아젠다 중의 하나로 고려될 것임.

○ 일반적으로 경기안정화 정책의 주요 전달 경로로서 민간소비의 확대가 중요한 역할을 수행하므로, 최근의 경우와 같이 민간소비가 침체되어 있는 경우에는 그만큼 경기안정화 정책의 효과도 제한적일 수밖에 없음.

- 따라서 사회적 거리두기로 인해 민간소비가 억제되고 있는 상태에서 다양한 재정정책들의 상대적 유효성은 어떻게 나타날 것이며, 향후 코로나 사태 종식과 더불어 민간소비의 자생적 회복의 양상은 어떻게 나타날 것인지 등에 대한 논의가 필요함.

○ 코로나 사태 하에서 민간소비가 급격히 감소하게 된 메커니즘이 무엇이며, 앞으로 재난지원금 지급 등 다양한 경기안정화 정책이 민간소비에 어떤 영향을 미칠 것인지에 대해 최근의 연구 동향을 반영한 분석이 필요

□ 또한 최근 거시경제학에서는 경기안정화 정책의 과급효과와 관련하여 통상적인 대표적 개인 모형 대신 이질적 개인 모형의 중요성에 주목하고 있음.

○ 이질적 개인 모형에서는 개인들에게 발생하는 개별적 소득 충격에 대하여 완전한 보험이 존재하지 않는다는 자본시장의 불완전성을 전제로 함.

- 따라서 각 개인에게 발생하는 개별 충격에 따라 개인들이 서로 다르게 행동할 가능성이 허용됨.

○ 또한 이질적 개인 모형에서는 일부 개인들이 유동성제약으로 인하여 소비평탄화(consumption smoothing)를 항상 달성하지는 못하며 따라서 일시적 소득 변동에 대해서도 소비가 민감하게 반응하게 될 가능성을 강조함.

- 특히 이러한 이질적 개인 모형은 시장의 불완전성을 강조하는 신케인지안 경제학 분야에서 활발히 연구되면서, 기존의 RANK(Representative Agent New Keynesian) 모형과 대비하여 TANK(Two Agent New Keynesian) 모형, HANK(Heterogeneous Agent New Keynesian) 모형 등으로 주목받고 있음.

□ 이질적 개인 모형은 충격에 대한 개인들의 반응 및 거시경제 전체의 움직임에 대하여 새로운 함의들을 제시하고 있음.

- 거시경제 전체적으로 동일한 크기의 충격이라 하더라도 그 충격이 개인들에게 어떻게 분포되느냐에 따라 충격의 파급효과가 달라질 수 있음.
 - 앞에서 예시한 바와 같이 소득 충격이 저소득층에게 집중적으로 발생한 경우와 고소득층에게 집중적으로 발생한 경우 거시경제 전체의 소비의 변동폭은 상당히 다르게 나타날 수 있음.
 - 따라서 이질적 개인 모형에 의하면 정책의 유효성을 높이기 위하여 소득 및 자산 수준과 유동성제약 여부에 따라 개인의 소비행태가 어떻게 달라지는지를 엄밀히 분석할 필요가 있음.
- 이질적 개인 모형은 통화정책 및 재정정책의 파급효과에 대하여 통상적인 대표적 개인 모형과 상당히 다른 결론을 도출할 수 있음.
 - 대표적 개인 모형에서는 통화정책의 주된 전달경로가 이자율의 변화에 따른 기간간 대체(inter-temporal substitution)이지만 유동성제약이 존재하는 이질적 개인 모형에서는 가처분 소득의 변화에 따른 소비의 변화가 보다 중요한 역할을 하게 됨.
 - 또한 일시적 보조금이나 세액감면과 같은 재정정책은 그 대상이 되는 개인들의 특성에 따라 정책효과가 더 커질 수도 작아질 수도 있음.

2. 연구의 목적

- 본 연구의 목적은 우리나라 미시자료를 이용하여 소비 행태와 관련한 개인의 이질성을 포괄적으로 살펴보는 것임.
- 개인들의 소득 충격, 소비 행태, 자산보유 행태 등을 포괄적으로 분석
 - 각 개인에게 발생하는 소득 충격은 모든 개인들에게 공통적으로 적용되는 거시적 충격보다는 개별적 충격에 의하여 주로 결정됨. 본 연구에서는 각 개인이 직면하는 개별적 소득 충격을 항상소득과 임시소득 충격으로 구분하여 소득과 소비 간의 관계에 대하여 보다 엄밀한 논의를 제시하고자 함.
 - 개별적 소득 충격에 대한 소비의 반응이 개인의 소득 수준, 보유 자산의 크기 및 유형 등에 따라 어떻게 달라질 수 있는지 분석
 - 자산보유의 경우에는 유동성제약 여부와 관련하여 유동자산과 비유동자산(부동산)의 상대적 비중이 중요할 수 있음.
- 다양한 이론적 논의에 기초하여 개인들의 소비 행태 상의 이질성을 논의

- 가장 기본적인 항상소득가설 외에 유동성제약, 소비 보험(consumption insurance), 제한적 합리성(bounded rationality) 등의 다양한 이론적 논의들에 비추어 개인들의 소비 행태가 어떻게 달라질 수 있는지 분석

□ 본 연구는 개인들의 이질성에 대한 논의를 바탕으로 이질적 개인 모형이 우리나라의 통화정책 및 재정정책의 과급효과에 대하여 가지는 정책적 함의를 살펴보고자 함.

○ 그 동안 우리나라의 거시경제정책에 대한 논의는 주로 통상적인 대표적 개인 모형에 근거하여 이루어져 왔으나, 최근의 연구 동향에 의하면 개인들의 이질성에 대한 고려가 매우 중요한 것으로 나타남.

- 본 연구는 우리나라의 민간소비에서 개인들의 이질성이 어떤 식으로 나타나고 있으며 그 정책적 함의가 무엇인지를 살펴보고자 함.

3. 연구의 내용 및 방법

□ 가계미시자료를 이용한 한계소비성향 추정

○ 노동패널의 가계미시자료를 이용하여 가구의 소득 및 보유자산의 크기와 유형, 유동성제약 여부, 가구주 연령, 학력 등 다양한 가구별 특성에 따른 한계소비성향의 차이를 추정하고자 함.

- 노동패널은 20년 이상 지속되어 온 미시자료로서 개별 가구수준에서 소득과 소비의 상호작용을 분석하기에 가장 적합한 자료라고 할 수 있음.
- 기존 연구 중에서 본 연구와 방법론적으로 유사한 정용승·김영일(2019) 및 권규호(2017)의 연구 역시 노동패널 자료를 이용하고 있으므로, 본 연구의 분석과 기존 연구 간의 유사성 및 차이점을 보다 명확하게 파악할 수 있을 것임.

○ 항상소득 충격과 임시소득 충격을 명시적으로 구분하여 각각의 소득 충격에 대한 한계소비성향을 따로 추정

- HANK 모형에서 유동성제약 여부에 따라 달라지는 것은 임시소득 충격에 대한 한계소비성향이므로 항상소득 충격과 임시소득 충격을 구분하여 분석할 필요
- 또한 재난지원금과 같은 재정정책은 일반적으로 임시소득 충격에 해당하므로

로 이러한 정책이 소비에 미치는 영향을 파악하기 위해서도 항상소득 충격과 임시소득 충격의 구분이 필요함.

* 단순한 항상소득가설에 의하면 임시소득 충격이 소비에 미치는 영향은 무시할 정도로 작아야 하지만, 단순한 항상소득가설을 부정하는 이론 및 실증분석 결과들이 많이 존재함.

- 두 가지 소득 충격에 대한 한계소비성향이 개인들의 어떤 특성에 따라 체계적으로 달라지는지를 분석

□ 가상의 소득충격에 대한 설문자료를 이용한 한계소비성향 추정

○ 고령화연구패널에는 가상의 현금을 어떻게 사용할 것인지에 대한 설문조사가 포함되어 있는데, 이를 이용해 가상의 임시소득 충격에 대한 한계소비성향을 추정하고자 함.

- 관측된 소득을 임시소득과 항상소득으로 나누기 위해서는 제약적인 가정에 의존할 수 밖에 없으므로 추정에 사용된 가정에 따라 결과가 달라지게 됨. 따라서 결과의 강건성을 위해서는 보다 다양한 형태의 자료와 추정방법을 이용하는 것이 바람직하다고 판단됨.
- 고령화연구패널 조사의 ‘주관적 기대감 및 삶의 질’ 영역에는 현금 1000만원이 생긴다면 어떤 목적으로 사용할 것인지에 대한 설문조사가 나와 있음.

* “현금 1000만원이 생겼다고 상상해보십시오. 이 돈을 어디에 쓰시겠습니까? 다음의 보기를 보시고 말씀해 주십시오. 한 곳에 모두 쓰셔도 상관없습니다.”

1. 저축 또는 투자
 2. 빚을 갚는다
 3. 자식 또는 친척에게 주거나 사회에 기부
 4. 집, 차, 가구, 가전용품 등을 구입
 5. 여행 등 여가생활
 6. 기타
- 위 항목들 중 4번이나 5번에 할당한 금액을 통해 한계소비성향을 파악할 수 있을 것임. 또한 4번이나 5번에 할당한 금액이 개인의 특성에 따라 어떻게 다르게 나타나는지를 분석

□ 소득 및 자산이 개인의 한계소비성향에 영향을 미칠 수 있는 다양한 이론적 메

커니즘 고려

- 소득과 자산의 크기가 개인의 한계소비성향에 영향을 미칠 수 있는 이유는 유동성제약 이외에도 다양하게 존재할 수 있음.
 - 예비적 저축동기, 소비 보험, 제한적 합리성(bounded rationality) 등의 이론적 논의에 의하면 개인의 소득 및 자산과 한계소비성향 사이에는 다양한 관계가 존재할 수 있음.
- 임시소득 충격만이 아니라 항상소득 충격에 대한 한계소비성향의 개인적 차이도 정책적으로 중요한 함의를 가질 수 있음.
 - 예를 들어 특정 세제의 변화로 인해 (항상)소득이 낮은 개인들의 세부담이 확대되고 (항상)소득이 높은 개인들의 세부담이 감소한다면, 경제 전체적인 한계소비성향이 감소하고 저축률은 상승할 수 있음.

II. 기존 연구

□ 이질적 개인을 포함하는 거시모형 연구

- 최근 들어 개인들간의 소득 및 자산 분배에 대한 관심이 확대됨에 따라 이질적 개인 모형이 거시경제 전반에 걸쳐 새로운 패러다임으로 주목받고 있음.
 - 전통적으로 거시경제학에서는 경제성장이나 경기변동에 초점을 맞추고 분배문제에 대한 논의는 상대적으로 부족하였음.
 - 그러나 최근 전세계적으로 분배 문제가 악화되는 추세가 지속됨에 따라 개인들 간의 소득 및 자산분배, 그리고 그에 따른 개인들의 이질성에 대한 관심이 확대되고 있음.
 - * 이질적 개인들 모형의 대표적인 예라고 할 수 있는 Bewley-Huggett-Aiyagari 모형은 이미 1990년대에 개발되었지만 2008년 금융위기 이전까지는 그다지 많은 주목을 받지 못하다가. 금융위기와 그 이후의 대침체(Great Recession)를 거치면서 집계 변수들만으로는 문제의 본질을 제대로 파악할 수 없다는 인식이 확대됨에 따라 다시 주목을 받고 있음.
 - 통화/재정정책의 파급효과로는 경제 전체의 성장률에 미치는 영향만이 아니라 개인들의 소득 및 자산분포에 미치는 영향까지 고려하여야 한다는 인식이 확대되고 있음.

- 한편 거시정책이 개인간의 분배에 미치는 영향과 반대로 개인간의 분배가 거시정책의 파급효과에 미치는 영향을 강조하는 연구들도 확대되고 있음.
 - 소위 HANK 모형은 이질적 개인들이 존재하는 Bewley-Huggett-Aiyagari 모형에 New Keynesia 패러다임을 결합한 일반균형 모형으로서 최근 거시경제 분석의 새로운 도구로서 주목받고 있음.
 - 대표적인 연구로는 Auclert(2019), Auclert and Rognlie(2018), Kaplan, Moll, and Violante(2018), Ravn and Sterk(2020), Farhi and Werning(2019), Debortoli and Galí (2017) 등을 들 수 있음.

□ 한계소비성향에 관한 미시자료 연구

- HANK 모형에서 경기안정화 정책의 가장 중요한 전달경로로 작용하는 것은 소득 충격에 대한 소비의 반응이라고 할 수 있음.
 - 개별적 소득 충격에 대한 보험의 부재, 유동성제약 등 금융시장의 불완전성 하에서는 이자율과 같은 가격변수보다 소득 충격을 통한 소비의 변화가 더 중요하게 작용
 - 특히 개인의 소득, 자산 등에 따라 한계소비성향이 달라질 수 있으므로 개인의 특성별로 한계소비성향이 어떻게 달라지는지에 대한 연구들이 확대되고 있음.
- HANK 모형에서는 소득 충격 중에서도 임시소득 충격에 대한 한계소비성향이 중요한 역할을 함.
 - 경기안정화 정책은 주로 소득의 일시적 변동을 유발하게 되므로 경기안정화 정책의 효과를 가늠하기 위해서는 임시소득 충격에 대한 한계소비성향의 분석이 중요함.
- 외국의 경우 임시소득 충격에 대한 한계소비성향의 추정치는 Hall and Mishkin(1982)를 비롯하여 다수의 연구들에서 제시되고 있음(Blundell, Pistaferri, and Preston(2008), Kaplan, Violante, and Weidner(2014) 등).
 - 일반적인 전체 가구들을 대상으로 한 추정치는 0.05-0.3 정도로 나타남. Hall and Mishkin(1982)의 추정치는 0.29로서 단순한 항상소득가설의 예측보다 높은 반면, Blundell, Pistaferri, and Preston(2008)의 추정치는 0.05로서 단순한 항상소득가설의 예측과 모순되지 않음.
 - 또한 가구 특성에 따라 한계소비성향의 크기가 다르게 추정되는 결과도 반

복적으로 관찰됨. 특히 유동자산이나 소득의 수준이 낮은 개인들의 한계소비성향이 높게 나타나는데, Kaplan, Violante, and Weidner(2014)에 의하면 비유동자산(주택) 및 소득수준이 높더라도 유동자산이 낮은 경우 한계소비성향이 높게 나타나는 경향이 있음.

* Kaplan, Moll, Violante(2018)은 모형의 캘리브레이션을 통하여 한계소비성향이 개인의 유동 및 비유동자산의 크기에 따라 달라짐을 이론적/실증적으로 보이고 있음.

○ 특히 최근에는 코로나19 사태와 관련하여 재난지원금, 긴급고용안정지원금 등 경제활성화 조치들이 소비 및 경기 진작에 미치는 영향에 대한 연구들이 활발하게 이루어지고 있음.

- 재난지원금과 긴급고용안정지원금이 선별적/보편적 지급방식에 상관없이 빈곤 구제 및 소득 재분배 개선에 기여하는 것은 분명하므로, 기존 연구들은 대부분 지원금이 민간소비를 얼마나 증가시키는지에 초점을 맞추고 있음.

- Baker et al.(2020)에 의하면 미국의 CARES Act에 따른 재난지원금의 약 25%-40% 정도가 소비로 이어졌으며 이 지출의 대부분은 10일 이내에 이루어진 것으로 나타남. 또한 Karger and Rajan(2020)은 재난지원금 지급 이후 2주 동안 한계소비성향을 약 0.47로 보고함.

* 2008년 금융위기 때의 경제활성화 정책에 비해 소비 증가 효과가 더 빠르고 크게 나타난 이유는, 코로나19 사태의 경우 경기침체가 매우 급격하게 발생하여 미리 저축 증대 등을 통한 대비가 이루어지지 못했으며 경기침체가 일시적일 것이라는 예상으로 인해 유동성제약에 직면한 가구들이 재난지원금을 신속히 소비지출에 사용하였기 때문으로 보임.

- Chetty et al.(2020)은 재난지원금의 효과가 지역별, 계층별로 다양하게 나타난 점을 강조함.

* 저소득층일수록 지원금에 대한 한계소비성향이 높게 나타남. 한편 코로나19로 인한 피해가 컸던 산업부문일수록 고용증대 효과가 작게 나타남.

○ 우리나라의 경우 한계소비성향에 대한 추정치는 대부분 항상소득 충격과 임시소득 충격의 구분없이 이루어짐.

- 전승훈·신영임(2009), 오현희(2017), 이진희·송철중(2019) 등은 모두 관측된 소득의 변화에 대한 소비의 변화를 추정함으로써 한계소비성향을 추정하고 있음.

- 추정결과에 의하면 전체적인 한계소비성향은 약 0.4 내외로 나타나며 저소득가구의 한계소비성향이 고소득가구보다 훨씬 더 높게 나타남. 그러나 저소득층의 한계소비성향이 높다는 것이 반드시 임시소득 충격에 의한 것은 아닐 수 있음.
 - * Blundell, Pistaferri, and Preston(2008)에 의하면 저소득가구의 경우 일시적 소득 충격에 대한 한계소비성향과 항상소득 충격에 대한 한계소비성향이 모두 고소득가구보다 더 높은 것으로 나타남.
 - 반면 노용환(2021)은 2019년 가계금융복지조사 자료를 이용하여 한계소비성향을 약 0.17로 추정하고 있음. 또한 소득 10분위별로는 가장 저소득층인 1분위의 한계소비성향이 0과 유의하게 다르지 않으며 2분위는 0.21, 3분위는 0.37로서 하위 20%의 한계소비성향이 중위 40%보다 더 낮게 나타남.
- 우리나라의 연구 중 임시소득 충격에 대한 한계소비성향을 명시적으로 고려한 연구로는 고선·송헌재·성명재(2010), 박종선(2013), 권규호(2017), 정용승·김영일(2019) 등을 들 수 있음.
- 고선·송헌재·성명재(2010)의 연구는 유가환급금과 종합부동산세환급금의 수령이 소비에 미친 영향을 살펴본 것으로서, 소득세환급금의 영향을 추정한 외국의 연구와 방법론적으로 유사하다고 할 수 있음.
 - * 그러나 유가환급금이 1회적으로 발생한 반면 소비는 연간소비를 나타내므로 엄밀한 추정이 이루어지지 못한 것으로 보임. 실제로 추정결과에 의하면 유가환급금의 상한이 24만원인데 비해 추정된 소비증가 효과는 72만원으로서 지나치게 크게 나타남.
 - 재정패널 자료를 이용한 박종선(2013)에 의하면 재정소득세 환급금의 사용 용도로서 소비라고 응답한 비율은 0.87 정도로 나타나며 유동성제약 가구와 비제약 가구 간의 차이는 유의하지 않은 것으로 나타남.
 - * 그러나 재정패널 자료는 소득세 환급금의 사용 용도로서 소비 아니면 저축을 선택하게 되어 있으므로 소비와 저축 간의 연속적 배분을 고려할 수 없다는 한계가 있음.
 - 권규호(2017)의 연구는 Blundell, Pistaferri, and Preston(2008)의 방법론을 우리나라의 노동패널데이터에 적용하여 항상소득 및 임시소득 충격에 대한 한계소비성향을 추정하고 있음.
 - * 추정결과에 의하면 임시소득 충격에 대한 한계소비성향은 금융위기 이전은 0.149로서 0보다 유의하게 크지만 금융위기 이후는 0.035 정도로서 Blundell, Pistaferri, and Preston(2008)와 유사하게 작은 값으로 추정됨.

권규호(2017)는 이러한 결과를 소비평탄화의 증거, 즉 항상소득가설을 지지하는 것으로 해석하고 있음. 또한 권규호(2017)는 은퇴 시점에 가까운 개인들의 한계소비성향이 (통계적으로 유의한 차이는 아니지만) 청장년층에 비해 더 높게 추정된 것이 경제이론과 부합하지 않는다고 설명하고 있음.

- 정용승·김영일(2019)의 연구는 Kaplan, Violante, and Weidner(2014)의 방법론을 우리나라의 노동패널데이터에 차용하여 임시소득 충격에 대한 한계소비성향을 추정하고 있음.

* 추정결과에 의하면 임시소득 충격에 대한 한계소비성향은 전체 가구의 경우 0.125, 유동성제약가구 0.149, 비제약가구 0.105로서 Kaplan, Violante, and Weidner(2014)의 추정치에 비해 다소 낮게 나타남. 또한 유동성제약 가구와 비제약 가구의 한계소비성향의 차이가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 보임.

- 우진희·강동익(2019)의 연구는 모형의 캘리브레이션을 통해 이론적으로 가구의 특성에 따라 한계소비성향이 다르게 나타날 가능성을 고려하고 있음.

○ 임시소득 충격에 대한 한계소비성향을 다룬 또다른 국내 연구들로는 재난지원금의 소비진작 효과에 대한 연구들을 들 수 있음.

- 재난지원금은 임시소득 충격이 발생한 사례라고 할 수 있음.
- 이태석 외(2020)의 연구는 1차 재난지원금의 26%-36%가 지원금 사용가능업종의 매출 증대를 유발한 것으로 추정
- Kim et al.(2020)은 서울 지역의 신용카드 데이터를 이용하여 재난지원금 지급액의 약 24%가 추가적인 소비진작으로 연결되었다고 분석함.
- 이철희(2020) 역시 신용카드 데이터를 분석하여 아이돌봄쿠폰에 따른 한계소비성향은 약 17%, 긴급 재난지원금에 따른 한계소비성향은 약 38%로 추정함. 또한 저소득층일수록 미수급 가구 대비 수급 가구의 소비지출 차액이 더 크게 나타난다고 보고함.
- 이승호(2020)는 가계동향조사 월별 자료를 이용하여 재난지원금이 가구 소비를 12.4% 증가시킨 것으로 분석함.
- 남재현·이래혁(2021)은 가계동향조사 월별 자료에 이중차이 및 삼중차이 분석을 적용하여 재난지원금에 따른 소득 1분위의 소비 증가율이 소득 5분위의 소비 증가율보다 약 10% 포인트 정도 더 높았던 것으로 분석함.
- 강창희 외(2021)는 가계동향조사 자료에 이중차이 및 이중변동 추정법을 적용하여 1차 재난지원금의 한계소비성향을 약 0.4 정도로 추정함.

- 이영욱(2021)은 긴급재난지원금을 현금으로 지급한 가구들에 대한 설문조사를 통하여 긴급재난지원금의 약 22%가 본래 계획되지 않은 추가 소비로 이어진 것으로 추정함. 또한 이러한 소비성향은 코로나 위기로 인해 경제적 어려움을 겪은 가구일수록 더 높게 나타남.

III. 실증 분석: 가구별 소득/소비 자료를 이용한 한계소비성향의 추정

□ 본 절에서는 Hall and Mishkn(1982)의 모형을 기초로 하여 항상소득 충격과 임시소득 충격에 대한 한계소비성향을 추정함.

- 기본적인 항상소득가설 외에 소비보험 모형, 유동성제약 모형 등 다양한 가능성을 고려함.
- 전체 표본을 소득, 자산, 연령, 학력 등에 따라 세부 집단으로 나누어 각 집단별로 한계소비성향을 추정함으로써 거시 모형 및 실증 분석에서의 개인간 이질성(individual heterogeneity)의 중요성을 파악할 수 있음.

1. 모형

(1) 벤치마크 모형: Hall and Mishkn(1982)

□ 본 절에서는 벤치마크 모형으로서 Hall and Mishkn(1982)의 방법론을 이용하여 가구 특성별로 한계소비성향을 추정하고자 함.

- Hall and Mishkn(1982)의 방법론은 항상소득가설에 기초하여 소득과 소비의 분산·공분산 구조로부터 한계소비성향을 추정하는 것으로서 Blundell, Pistaferri, and Preston(2008), Kaplan, Violante, and Weidner(2014) 등 후속 연구들에서 활발하게 활용되고 있음.
- Hall and Mishkn(1982)은 개인의 소득 충격을 항상소득 충격과 임시소득 충격으로 구분한 다음 항상소득가설에 기초하여 개인의 소비와 소득 간의 관계를 설정함으로써, 각 소득 충격에 대한 한계소비성향을 일관성있게 추정할 수 있는 방법을 제시함.

- 소득은 다음과 같이 두 가지 종류의 충격으로 구성된다고 가정

- $\Delta y_t = \zeta_t + \sum_{m=0}^n \theta_m \Delta \epsilon_{t-m}$ (y_t 는 소득, ζ_t 는 항상소득 충격, ϵ_{t-m} 는 임시소득 충격으로서 ζ_t 와 ϵ_{t-m} 는 각각 iid)
 - 여기서 소득은 근로소득(사업소득 포함), 이전소득 등을 포함하며 자산으로부터 발생하는 금융소득은 제외함.
 - 위 식의 간단한 예로는 $\Delta y_t = \zeta_t + \Delta \epsilon_t$ 를 들 수 있음.
- 한편 기본적인 항상소득가설에 의하면 소비는 다음과 같이 항상소득 충격과 임시소득 충격의 함수로 나타낼 수 있음.
- $\Delta c_t = \phi \zeta_t + \psi \epsilon_t + \xi_t$
 - c_t 는 소비, ζ_t 는 항상소득 충격, ϵ_t 는 임시소득 충격, ϕ 와 ψ 는 각각 항상소득 충격과 임시소득 충격에 대한 한계소비성향, ξ_t 는 소비의 측정오차(measurement error), 선호변화(preference shock) 등 소득 이외의 다른 소비 충격을 나타냄.
 - Hall의 random walk 가설에 의하면 금기 소비와 지난기 소비의 차이(Δc_t)는 소득에 관한 금기의 새로운 정보(ζ_t 와 ϵ_t)에 의해서만 결정되어야 하며, 항상소득 충격에 대한 소비의 반응(ϕ)은 1에 가까우며 임시소득 충격에 대한 소비의 반응(ψ)은 0에 가까울 것으로 예상됨.
 - * Hall and Mishkn(1982)의 단순한 항상소득가설 하에서는 $\phi=1$ 로 주어지며, 불확실성과 예비적 저축동기를 명시적으로 고려한 Carroll(2001), Blundell, Low, and Preston(2004) 등의 캘리브레이션에서도 ϕ 는 1보다는 작지만 0.8-0.95 정도의 값을 가지는 것으로 예측됨.
 - Hall and Mishkn(1982)은 Δy_t , Δc_t 를 가구 소득 및 소비의 차분으로 정의하고 있지만 Blundell, Pistaferri, and Preston(2008)는 근사치로서 가구 소득 및 소비의 로그 차분을 사용해도 동일한 식이 성립한다고 설명함.
- 베이스라인 가정으로서 소득이 $\Delta y_t = \zeta_t + \Delta \epsilon_t$ 로 주어지는 경우 항상소득 충격과 임시소득 충격에 대한 한계소비성향은 다음과 같이 구해질 수 있음.
- $\phi = \frac{E(\Delta c_t (\Delta y_{t-1} + \Delta y_t + \Delta y_{t+1}))}{E(\Delta y_t (\Delta y_{t-1} + \Delta y_t + \Delta y_{t+1}))}$, $\psi = \frac{E(\Delta c_t \Delta y_{t+1})}{E(\Delta y_t \Delta y_{t+1})}$
 - ϕ : 소비와 소득의 동기간(contemporaneous) 공분산에서 임시소득 충격으로 인한 공분산 부분을 제거하기 위해 소비와 소득의 시차 관계를 이용
 - ψ : 소비와 소득의 시차 관계를 이용함으로써 임시소득 충격으로 인한 공분

산 부분만 추출

* 임시소득 충격 ϵ_t 가 iid가 아니라 MA 프로세스로 주어지는 경우에도 유사한 방식으로 한계소비성향을 구할 수 있음. 기존의 일부 연구들은 ϵ_t 가 MA(1) 프로세스에 해당하는 것으로 보고하고 있으므로(예를 들면 Commault(2021), ϵ_t 가 MA(1)인 경우도 민감도 분석에서 추가로 고려하고자 함.

□ 항상소득가설에 의하면 한계소비성향은 개인의 연령에 따라 체계적으로 달라질 것으로 예상됨.

○ Blundell, Pistaferri, and Preston(2008)에 의하면 CRRA 효용함수의 경우 항상소득 충격에 대한 한계소비성향 ϕ 는 현재의 인적·물적 부(wealth)에서 남은 기간 동안의 소득이 차지하는 비중을 나타내며, 임시소득 충격에 대한 한계소비성향 ψ 는 ϕ 에다 남은 생애 기간에 대한 연금화 지수(annuitization factor)를 곱한 값으로 주어짐.

- 생애 기간이 무한히 긴 경우에는 $\phi=1$, $\psi=0$ 이 되지만, 유한 생애 하에서는 연령이 높을수록 ϕ 는 작아지고 연금화 지수는 커지게 됨. 그 이유는 연령이 높을수록 소비를 결정하는 재원으로서 소득보다 자산의 비중이 높아지기 때문이며, 연금화 지수는 잔여 생애가 짧을수록 높아지기 때문임.

- 예를 들어 은퇴 연령이 60세, 기대 수명이 85세, 명목금리가 3%, 은퇴 시점까지 연간 소득이 4천만원, 현재 자산이 1억 5천만원이라고 가정할 때, 현재 연령이 45세라면 $\phi=0.77$, 연금화 지수는 0.042, $\psi=0.77*0.042=0.032$ 가 됨. 현재 연령이 55세라면 $\phi=0.59$, 연금화 지수는 0.05, $\psi=0.59*0.05=0.029$ 가 됨.

(2) 소비보험(consumption insurance) 모형

□ Hall and Mishkn(1982)의 항상소득가설은 개인의 저축/차입을 통한 소비 평탄화에 초점을 맞추지만, 소비보험 모형에 의하면 개인들간의 보험 계약을 통해 모든 개별적(idiosyncratic) 소비 변동을 배제할 수 있음.

○ 통상적인 항상소득가설에 의하면 개인은 자신의 저축이나 차입을 통해 소비 평탄화를 추구함. 그 결과 임시소득 충격은 소비에 영향을 주지 못하며 항상소득 충격만이 소비를 변동시키게 됨.

- 이는 앞에서 설명한 바와 같이 ϕ 는 1에 가까운 값을 가지게 되고 ψ 는 0에 가까운 값을 가지게 됨을 의미함.
- 이러한 결과가 얻어지는 이유는 개인의 저축으로부터 발생하는 수익이 소득 충격과 무관하다고 가정하기 때문임. 실제로 Hall and Mishkn(1982)을 비롯한 간단한 항상소득가설 모형에서는 이자율이 항상 일정하다고 상정하는 경우가 많음.

○ 그러나 완전금융시장(complete market) 하에서는 개인들간의 보험 계약을 통해 모든 개별적 소득 충격과 무관하게 소비 평탄화를 달성할 수 있음.

- 완전소비보험 모형에서는 항상소득가설과 달리 수익률이 소득 충격을 정확히 상쇄하는 저축 수단(보험)이 가능하다고 가정함.
- 그 결과 임시소득 충격만이 아니라 각 개인에게 발생하는 항상소득 충격도 개인의 소비에 영향을 주지 못함. 이는 ϕ 와 ψ 가 모두 0에 가까운 값을 가지게 됨을 의미함.
- 즉 완전소비보험 모형에서는 개인들의 소비 변동을 유발하는 소득 충격은 거시적 소득 충격 뿐이며 모든 개별적 소득 위험은 (임시소득 충격이든 항상소득 충격이든) 보험을 통해 제거됨.

□ 기존 연구들에 의하면 소비보험은 완전하지는 않지만 부분적으로 존재하는 것으로 보임.

○ 완전소비보험가설($\phi=\psi=0$)은 대부분의 미시자료에서 기각됨. 즉 개인의 소비 변동은 개인의 소득변동과 무관하지 않은 것으로 나타남(Cochrane(1991), Attanasio and Davis(1996)).

○ 그러나 항상소득가설($\phi=1, \psi=0$) 또한 대부분 기각됨.

- Excess smoothness puzzle: 항상소득 충격에 대한 소비의 반응이 항상소득가설의 예측보다 더 작게 나타남(Blundell, Pistaferri, and Preston(2008)).
- Excess sensitivity puzzle: 임시소득 충격에 대한 소비의 반응이 항상소득가설의 예측보다 더 크게 나타남(Hall and Mishkin(1982)).

○ 현실적으로 소비자들은 사적 보험이나 사적/공적 이전소득을 통해 개별적 항상소득 충격에 부분적으로 대처할 가능성이 있음.

- 부분적 소비보험 모형에 의하면 $0 < \phi < 1, \psi=0$ 으로 예상되며, ϕ 의 크기는 소

비보험의 정도를 나타낸다고 할 수 있음.

(3) 유동성제약 모형

□ 항상소득가설의 가정과 달리 차입이 자유롭지 않은 유동성제약 하에서는 소비는 임시소득 충격에 대해서도 크게 영향을 받을 수 있음.

○ 항상소득가설에 의하면 $\phi=1$ 과 $\psi=0$, 소비보험 하에서는 $0<\phi<1$ 과 $\psi=0$ 이 예상되는 반면, 유동성제약 하에서는 $\phi=1$ 과 $0<\psi<1$ 이 예상됨.

- 유동성제약은 앞에서 설명된 excess sensitivity puzzle(임시소득 충격에 대한 소비의 반응이 항상소득가설의 예측보다 더 크게 나타남)의 주요한 원인으로 작용할 수 있음.

○ 단, 소비가 임시소득 충격에 반응하는 것이 유동성제약 때문만은 아닐 수 있으므로, 유동성제약의 중요성을 입증하기 위해서는 유동성제약이 강하게 작용할수록(소득의 일시적 감소폭이 크고 보유자산이 작고 차입 한도가 낮을수록) 실제로 ψ 의 값이 더 크게 나타나는지를 보일 필요가 있음.

- Hall and Mishkn(1982)은 임시소득 충격에 대한 한계소비성향이 반드시 유동성제약의 중요성을 의미하는 것은 아니라고 설명함. 이들은 일부 가구는 항상소득가설을 따르지만 일부 가구는 무조건 소득의 일부를 소비한다는 가설 하에 후자의 비중을 약 20%로 추정하고 있음.

* 그러나 이 경우에도 전자의 임시소득 충격에 대한 한계소비성향은 약 0.17로서 단순한 항상소득가설의 이론적 예측보다 높게 추정되는데, Hall and Mishkn(1982)은 이에 대한 설명으로서 개인이 자신에게 발생하는 소득 충격의 지속성(일시적인 것인지 항상적인 것인지)을 제대로 파악하지 못할 가능성을 제시함.

- Blundell, Pistaferri, and Preston(2008), Kaplan, Violante, and Weidner (2014), 정용승·김영일(2019) 등은 소득이나 자산이 낮은 가구들에서 임시소득 충격에 대한 한계소비성향이 더 높음을 보이고 이를 유동성제약에 기인한 것으로 해석하고 있음.

□ 기존 연구들은 $0<\psi<1$ 을 유동성제약 모형의 주요 예측으로 다루고 있으나, 유동성제약 모형에 의하면 단지 ψ 의 크기 이외에도 다양한 검정가능한 예측들이 도출됨.

- 유동성제약은 임시소득 충격이 양이 아니라 음인 경우에만 문제가 될 것이므로 ψ 의 크기는 임시소득 충격의 부호에 따라 달라질 수 있음.
 - 기존 연구들에서는 일반적인 임시소득 충격에 대한 한계소비성향을 추정하고 있으나, 유동성제약 모형에 의하면 음의 임시소득 충격 하에서는 $0 < \psi < 1$, 양의 임시소득 충격 하에서는 $\psi = 0$ 이 성립할 것으로 예상됨.
- 또한 유동성제약 모형에 의하면 Δc_t 는 금기에 새로 발생한 소득 충격(ζ_t 와 ϵ_t)에 의해서만 결정되는 것이 아니라 이미 실현된 과거의 소득 충격에 의해서도 영향을 받을 수 있음.
 - 예를 들어 $t-1$ 기에 소득의 일시적 감소가 발생하였다면 유동성제약 하에서 소비도 비자발적으로 감소하였을 것이므로, t 기에 소득의 회복과 더불어 소비 역시 최적 수준으로 증가함에 따라 Δc_t 의 값이 그만큼 높게 실현될 것임. 즉 ϵ_{t-1} 가 Δc_t 에 체계적으로 영향을 미칠 수 있음.
 - 그러나 대부분의 연구들은 유동성제약의 중요성을 강조함에도 불구하고 $\Delta c_t = \phi\zeta_t + \psi\epsilon_t + \xi_t$ 라는 항상소득가설 모형에 기초하여 ψ 를 추정하고 있음.
- 본 연구에서는 임시소득 충격의 부호에 따라 소비의 반응이 다르게 나타나는지, 또한 이미 실현된 과거의 임시소득 충격에 대한 소비의 반응이 어떠한지 등을 고려함으로써 유동성제약 모형의 타당성을 보다 포괄적으로 살펴보고자 함.

(4) 본 연구의 모형

- 본 연구에서는 Hall and Mishkn(1982)과 같이 일부 소비는 항상소득가설에 따라 결정되고 일부 소비는 단순히 소득의 일정 비율로 결정되는 모형을 설정하여, 소득, 자산, 연령, 학력 등의 세부 집단별로 모형을 추정하기로 함.
- 항상소득가설을 따르는 소비의 비중을 λ , 단순히 소득의 일정 비율로 결정되는 케인지언 소비의 비중을 $1-\lambda$ 라고 할 때 소비 증가율은 다음과 같이 나타내어질 수 있음.

$$\begin{aligned}
- \Delta c_t &= \lambda(\phi \zeta_t + \psi \epsilon_t) + (1-\lambda)\alpha \Delta y_t \\
&= \lambda(\phi \zeta_t + \psi \epsilon_t) + (1-\lambda)\alpha(\zeta_t + \Delta \epsilon_t) \\
&= (\lambda\phi + (1-\lambda)\alpha)\zeta_t + (1-\lambda)\alpha \Delta \epsilon_t + \lambda\psi \epsilon_t
\end{aligned}$$

* 케인지언 소비는 $\Delta c_t = \alpha \Delta y_t$ 로 주어짐.

- 위 식은 전체 가구들 중의 일부 가구가 항상소득가설을 따르고 나머지 가구가 케인지언 소비를 따르는 경우라고 해석될 수도 있음.
- Δc_t 가 t 기의 충격 ζ_t 와 ϵ_t 만이 아니라 $t-1$ 기의 충격 ϵ_{t-1} 의 함수로 나타나는 것은 케인지언 소비의 존재 때문임. 만일 $1-\lambda=0$ 이라면 ϵ_{t-1} 을 포함하는 $\Delta \epsilon_t$ 는 소비결정식에서 제외될 수 있음.
- 위 식에 의하면 금기의 임시소득 충격 ϵ_t 에 대한 한계소비성향은 $(1-\lambda)\alpha + \lambda\psi$ 로서 ψ 와 α 의 가중평균으로 주어짐. 즉 항상소득가설 하에서 ψ 는 0에 가까운 값으로 주어지지만 임시소득 충격에 대한 한계소비성향은 $(1-\lambda)\alpha$ 에 가까운 값을 가지게 됨.
- 한편 단순한 항상소득가설 하에서 ϕ 는 1에 가까운 값을 가지지만 항상소득 충격 ζ_t 에 대한 한계소비성향은 $\lambda\phi + (1-\lambda)\alpha$ 로서 ϕ 와 α 의 가중평균으로 주어짐.

* 단 소비보험 모형에 의하면 소비보험의 정도에 따라서 ϕ 가 0과 1 사이의 값을 가질 것이므로, 그에 따라 $\lambda\phi + (1-\lambda)\alpha$ 의 값도 작게 나타날 수 있음. 즉 항상소득 충격에 대한 한계소비성향은 단순한 항상소득가설 하에서는 1에 가까운 값을 가질 것인지만, 실제로는 케인지언 소비의 비중, 소비보험의 정도 등에 따라서 1보다 작은 값을 가질 수 있음.

○ 케인지언 소비가 나타나는 이유는 유동성제약이 존재하기 때문이거나, 개인이 자신에게 발생하는 소득 충격의 지속성을 제대로 파악하지 못하기 때문이거나 (Hall and Mishkin(1982)), 혹은 소비자들이 단순히 소득 충격에 비례하여 소비를 조정하는 rule-of-thumb을 따르기 때문일 수도 있음.

○ 위 식에 나타난 한계소비성향들은 다음 식들을 이용하여 구할 수 있음.

$$\begin{aligned}
- (1-\lambda)\alpha &= \frac{E(\Delta c_t \Delta y_{t-1})}{E(\Delta y_t \Delta y_{t-1})} \\
\lambda\phi + (1-\lambda)\alpha &= \frac{E(\Delta c_t (\Delta y_{t-1} + \Delta y_t + \Delta y_{t+1}))}{E(\Delta y_t (\Delta y_{t-1} + \Delta y_t + \Delta y_{t+1}))}
\end{aligned}$$

$$\lambda\psi + (1-\lambda)\alpha = \frac{E(\Delta c_t \Delta y_{t+1})}{E(\Delta y_t \Delta y_{t+1})}$$

- $E(\Delta c_t \Delta y_{t-1})$ 라는 정보를 활용한다는 것이 Blundell, Pistaferri, and Preston(2008), Kaplan, Violante, and Weidner (2014), 권규호(2017), 정용승·김영일(2019) 등 기존 연구들과의 중요한 차이점이라고 할 수 있음.

* 위 식에 의하면 ($\psi \approx 0$ 을 전제로 할 때) 임시소득 충격에 대한 한계소비성향은 주로 케인지언 소비의 비중 $(1-\lambda)\alpha$ 에 의해 결정됨.

* 만일 단순한 항상소득가설에처럼 $\psi \approx 0$ 이라면 $(1-\lambda)\alpha = \frac{E(\Delta c_t \Delta y_{t-1})}{E(\Delta y_t \Delta y_{t-1})}$

와 $\lambda\psi + (1-\lambda)\alpha = \frac{E(\Delta c_t \Delta y_{t+1})}{E(\Delta y_t \Delta y_{t+1})}$ 는 서로 유사하게 되므로 $E(\Delta c_t \Delta y_{t-1})$

을 추가적으로 활용하는 실익이 크지 않을 것임. 그러나 만일 항상소득가설 하에서도 $\psi > 0$ 인 경우가 발생한다면 $(1-\lambda)\alpha$ 와 $\lambda\psi + (1-\lambda)\alpha$ 도 그만큼 서로 달라질 것임.

- * 예를 들어 고령이면서 보유 자산이 별로 없는 개인의 경우 임시소득 충격에 대한 한계소비성향이 0보다 훨씬 더 클 것으로 예상됨. 또한 보유 자산이 있는 경우에도 일반적으로 고령층은 항상소득가설의 예측과 달리 자산을 감축하지 않는 것으로 나타나므로 실질적으로는 보유 자산이 별로 없는 것처럼 행동할 수 있음. 따라서 고령층의 경우 이전소득 및 사회보험소득의 일시적 충격에 대한 한계소비성향이 높을 수 있으며, 그에 따라 $(1-\lambda)\alpha$ 와 $\lambda\psi + (1-\lambda)\alpha$ 의 차이도 중요할 수 있음.

○ 본 연구의 모형을 소득, 자산, 연령, 학력 등의 세부 집단별로 추정

- 케인지언 소비의 원인이 유동성제약 때문이라면 금기의 소득 및 (유동)자산의 수준이 낮은 가구들일수록 $(1-\lambda)\alpha$ 가 높게 추정되고 따라서 임시소득 충격에 대한 한계소비성향($=\lambda\psi + (1-\lambda)\alpha$) 또한 높게 추정될 것임.
- 고령층의 소비가 자산 감축이 아니라 소득에 주로 의존해서 이루어진다면 임시소득 충격에 대한 한계소비성향 ψ 는 고령층에서 더 높게 나타날 것으로 예상됨. 소비평탄화를 위해서는 임시소득을 잔여 생애기간 동안 동일하게 나누어서 소비해야 하므로 잔여 생애기간이 짧을수록 즉 연령이 높을수록 ψ 도 높아져야 함.
- 교육수준이 낮을수록 생애주기 및 소비평탄화에 대한 인식이나 소득충격의 특성에 대한 파악이 부족하여 케인지언 소비자의 비중이 높게 나타날 수 있을 것임. 단, 가구주의 교육수준, 소득, 연령 등은 서로 밀접한 상관관계

를 나타내므로 각 요인의 독립적인 효과를 파악하기 위해서는 세심한 접근이 필요

2. 자료와 변수

□ 본 연구에서 사용하는 자료는 한국노동패널 4차(2001년)부터 22차(2019년)까지 자료이며 가구주 연령이 30세 이상 65세 이하인 경우만을 표본에 포함시킴.

○ 4차 이후 자료를 사용하는 이유는 세부적인 소비항목 파악이 4차 연도 이후에만 가능하기 때문이며, 가구주 연령을 제한하는 이유는 대체로 정기적인 소득이 있을 것으로 예상되는 가구들을 대상으로 하기 위해서임.

- 정용승·김영일(2019) 또한 가구주 연령을 25세 이상 65세 이하로 제한하고 있으며, 권규호(2017)는 30세부터 60세까지로 제한하고 있음.

○ 또한 한국노동패널의 가구용 파일과 개인용 파일에 나타난 가구주 및 배우자의 인적 사항이 일치하는 경우만을 표본에 포함시킴.

- 개인들의 취업 여부는 개인용 파일에 나와 있으므로 가구주 및 배우자의 취업 여부를 파악하기 위해서는 개인용 파일에 가구주 및 배우자(배우자가 존재하는 경우)가 누락되어 있지 않아야 함.

* 개인용 파일에는 본인의 요구에 따라 가구주 및 배우자(배우자가 존재하는 경우)가 설문에 참여하지 않은 경우가 다수 존재함(약 20%).

□ 주요 변수는 가구주 연령, 학력, 가족 수 등 기본적인 인적 사항 외에 소득, 소비, 자산 및 부채 등임.

○ 소득은 Blundell, Pistaferri, and Preston(2008), 정용승·김영일(2019) 등에서와 마찬가지로 가구 근로소득과 사회보험소득 및 공적이전소득의 합으로 정의하며, 소비는 가구의 생활비 중 연금, 보험료, 이전지출 등 비소비지출과 내구재 구입비를 제외한 금액으로 정의함.

- 금융소득 및 재산소득을 소득 지표에 포함시키지 않는 이유는 항상소득가설에서 다루는 소득 충격이 주로 근로소득을 대상으로 하기 때문임.

- 공적이전소득에는 국민기초생활보호대상, 기타 정부보조금, 근로장려금, 자녀장려금 등이 포함됨.

- 소비지출에는 식비, 외식비, 공교육비, 사교육비, 차량유지비, 보건의료비,

교양오락비, 통신비, 대중교통비, 생필품 구입비 등이 포함됨.

* 주거비 항목은 월세와 주택관리비(전기·수도·가스 요금 등)의 합으로 제시되어 있는데 자가 및 전세 거주자의 귀속 임료가 반영되어 있지 않음. 정용승·김영일(2019)은 주거비를 소비지출에서 제외하는 반면 권규호(2017)은 소비지출에 포함시키고 있음. 따라서 주거비 항목을 소비지출에 포함시키는 경우와 포함시키지 않는 경우를 모두 고려하기로 함.

○ 순자산은 유동자산과 비유동자산으로 나누어 고려함.

- 유동자산은 예·적금, 주식·채권·신탁, 저축성 보험 및 보장성 보험 등을 합한 값으로 정의함.
- 비유동자산은 자가 및 자가 이외의 부동산, 아직 타지 않은 계, 개인적으로 다른 사람에게 빌려준 돈, 기타 금융자산 등을 합한 다음 가구 부채를 차감한 값으로 정의됨.
- 가구 부채는 금융기관 부채, 비금융기관 부채, 개인적으로 빌린 돈, 전세금/임대보증금 받은 것, 미리 타고 앞으로 부어야 할 계, 기타 부채 등의 합으로 정의됨.

○ 변수들의 기초 통계량은 아래 표 III-1과 같음.

- 소비, 소득, 유동자산의 경우 각 변수마다 연도별로 상위 0.1%에 해당하는 관측치는 표본에서 제외하였으며, 비유동순자산의 경우 연도별로 상위 0.1%와 하위 0.1%에 해당하는 극단적 관측치를 표본에서 제외하였음.
- 가구주 학력은 지표변수로서 무학은 2, 초등학교 3, 중학교 4, 고등학교 5, 2년제 대학이나 전문대학 6, 4년제 대학 7, 대학원 석사 8, 박사 9의 값을 가짐.

[표 III-1] 기초 통계량

	관측치수	평균	표준편차	최소	최대
가구주 연령	69258	45.44	8.53	30	60
가구주 학력	69258	5.57	1.34	2	9
구성원수	69258	3.27	1.25	1	10
소비지출(주거비 제외)	69258	135.37	78.28	0	678
소비지출(주거비 포함)	69258	153.49	84.49	0	733
소득	69258	4107.81	2825.01	0	30720
유동순자산	69258	2202.42	4366.70	0	92000
비유동순자산	69258	13116.95	23322.57	-88888	400000

주: 소비지출은 월평균, 소득은 연간을 나타내며, 모든 금액의 단위는 만원임.

3. 추정 결과

(1) 베이스라인 추정 결과

□ 소비결정식의 추정에 앞서 소비지출과 소득 가운데 관측 가능한 요인들에 의한 부분은 미리 제거하였음.

○ 기존 연구들과 마찬가지로 로그소득과 로그소비를 각각 가구주의 연령, 학력, 가구원 수, 경제활동 종사자 수, 연도 더미, 코호트(출생연도) 더미, 지역(광역 시도) 더미, 학력과 연도 더미의 교차항, 지역 더미와 연도 더미의 교차항 등에 회귀시킨 잔차항을 이용하여 분석함.

- 잔차항의 차분을 통해 Δy_t 와 Δc_t 를 구한 다음, 극단적 관측치를 배제하기 위해 Δy_t 와 Δc_t 의 값이 -1.6보다 작거나 1.6보다 큰 경우는 표본에서 제외

○ $\Delta y_t = \zeta_t + \Delta \epsilon_t$ 라는 가정 하에 Δy_t 의 분산과 자기 공분산을 이용하여 항상소득 충격(ζ_t)과 임시소득 충격(ϵ_t)의 분산을 구해보면 2001년 이후 지속적으로 하락한 것으로 나타남.

- 그림 III-1의 첫 번째 그림에서 보듯이 항상소득 충격과 임시소득 충격의 분산이 모두 감소 추세를 나타내고 있음.

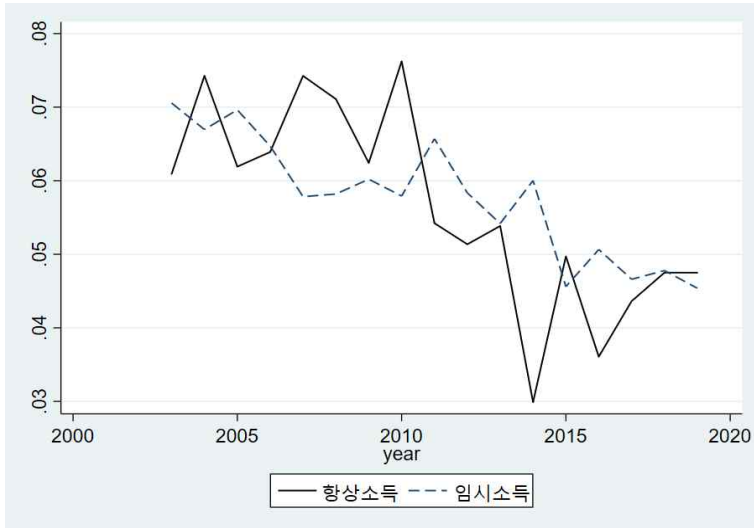
- 그 결과 그림 III-1의 두 번째 그림에서처럼 소득 증가율의 변동성이 하락하였으며 소비 증가율의 변동성 또한 하락하였음.

○ 한편 그림 III-2에 의하면 항상소득 충격과 임시소득 충격 모두 고령층에서 더 높게 나타남.

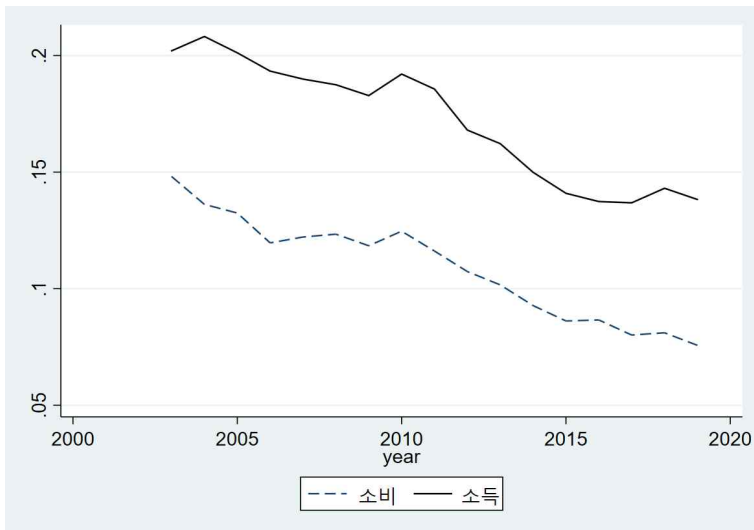
- 특히 임시소득 충격의 분산은 55세-60세까지 증가한 다음 일정 수준을 유지하는 것으로 나타남.

[그림 III-1] 개별적 충격의 기간별 추이

항상소득 충격과 임시소득 충격의 분산

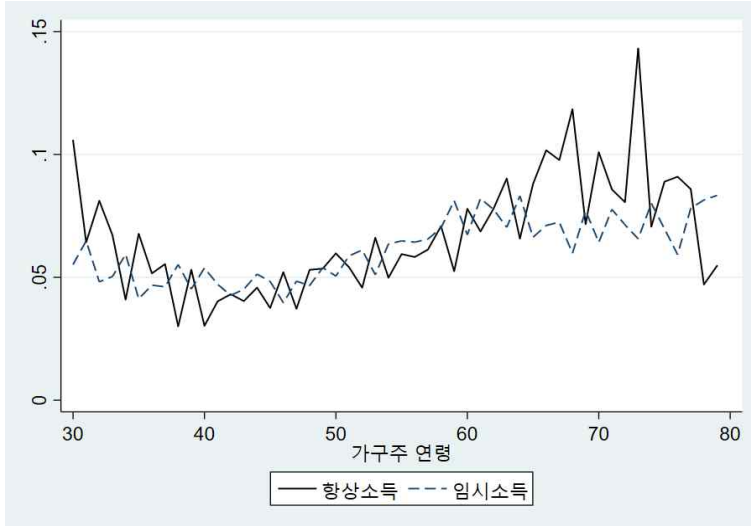


소득 증가율과 소비 증가율의 분산

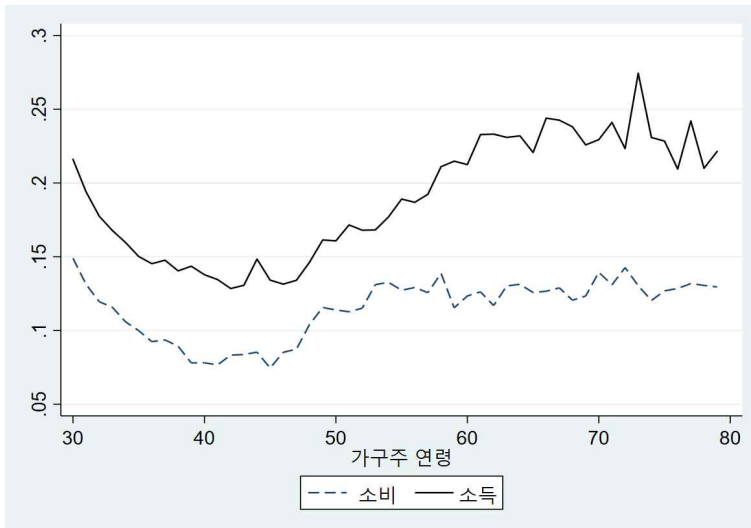


[그림 III-2] 개별적 충격의 연령별 차이

항상소득 충격과 임시소득 충격의 분산



소득 증가율과 소비 증가율의 분산



□ Δy_t 와 Δc_t 를 이용하여 한계소비성향을 추정한 결과에 의하면 항상소득 충격에 대한 계수는 약 0.3, 임시소득 충격에 대한 계수는 약 0.2로 얻어짐.

○ 추정방법은 $\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_t + e_t$ 에 대한 도구변수 추정임.

- Δy_{t-1} 을 도구변수로 사용하여 얻어지는 β_1 은 $(1-\lambda)\alpha = \frac{E(\Delta c_t \Delta y_{t-1})}{E(\Delta y_t \Delta y_{t-1})}$ 의

추정치에 해당함.

- Δy_{t+1} 을 도구변수로 사용하여 얻어지는 β_1 은 $\lambda\psi + (1-\lambda)\alpha$ 의 추정치이며, $\Delta y_{t-1} + \Delta y_t + \Delta y_{t+1}$ 를 도구변수로 사용하여 얻어지는 β_1 은 $\lambda\phi + (1-\lambda)\alpha$ 의 추정치에 해당함.

○ 표 III-2의 열 (1)부터 열 (3)까지는 소비지출에 주거비 항목을 포함시키지 않은 경우이며 열 (4)부터 열 (6)까지는 소비지출에 주거비 항목을 포함시킨 경우인데, 추정결과는 대체로 유사함.

○ 열 (3)과 열 (6)의 추정결과에 의하면 케인지언 소비로 인한 한계소비성향 $(1-\lambda)\alpha$ 는 유의하게 0보다 큰 값을 가짐.

- 모든 소비자들이 항상소득가설에 따라 행동한다면 $(1-\lambda)\alpha=0$ 이 되어야 하지만, 추정결과에 의하면 $(1-\lambda)\alpha$ 는 유의하게 0보다 큰 값으로 얻어짐. 따라서 항상소득가설만으로는 가구 소비를 설명할 수 없음.
- 이론적으로 케인지언 가구의 비중을 나타내는 $(1-\lambda)$ 와 케인지언 가구의 한계소비성향을 나타내는 α 를 따로 식별할 수는 없지만, $(1-\lambda)\alpha$ 는 전체 소비에서 케인지언 소비의 중요성을 나타내는 지표에 해당한다고 할 수 있음.

○ 열 (1)과 열 (4)의 추정결과에 의하면 항상소득 충격에 대한 한계소비성향 $\lambda\phi + (1-\lambda)\alpha$ 는 약 0.3, 임시소득 충격에 대한 한계소비성향 $\lambda\psi + (1-\lambda)\alpha$ 는 약 0.2로 나타남.

- 열 (3)과 (6)에서 얻어진 $(1-\lambda)\alpha$ 의 추정치의 평균이 약 0.17이므로 $\lambda\phi$ 의 추정치는 약 0.13, $\lambda\psi$ 의 추정치는 약 0.03이라고 할 수 있음.
- 항상소득가설에 의하면 ψ 는 작은 양의 값으로 예상되므로 열 (2) 및 열 (4)의 추정치($\lambda\psi + (1-\lambda)\alpha$ 의 추정치)가 열 (3) 및 열 (6)의 추정치($(1-\lambda)\alpha$ 의 추정치)보다 좀 더 크게 얻어지는 것은 이론과 부합한다고 할 수 있음.
- $\lambda\phi$ 의 추정치가 0.12라는 것은 $\lambda=0.3$ 일 때 $\phi=0.4$, $\lambda=0.4$ 일 때 $\phi=0.3$, $\lambda=0.6$ 일 때 $\phi=0.2$ 을 의미하므로 ϕ 는 항상소득가설의 예측보다는 훨씬 작은 값으로 추정됨. 이는 소비보험이 상당한 정도로 작용하고 있음을 시사.
* $(1-\lambda)\alpha$ 의 추정치(≈ 0.17)가 작은 편이므로 α 의 현실적인 값 하에서 λ 는 아주 작은 값을 가지지는 않을 것임.

○ 엄밀히 말하면 표 III-2의 추정치는 소비의 소득 탄력성에 해당하므로 이를

통상적인 한계소비성향으로 환산할 경우 항상소득 충격에 대한 한계소비성향은 약 0.225, 임시소득 충격에 대한 한계소비성향은 약 0.15로 얻어짐.

- $\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_t + e_t$ 에서 Δc_t , Δy_t 는 각각 로그소비와 로그소득의 차분이

므로, 소비와 소득을 각각 C_t , Y_t 라고 할 때 β_1 은 $\frac{\Delta C_t / C_t}{\Delta Y_t / Y_t}$, 즉 소비의 소득

탄력성에 해당함. 통상적인 한계소비성향 $\frac{\Delta C_t}{\Delta Y_t}$ 은 $\frac{\Delta C_t / C_t}{\Delta Y_t / Y_t} \frac{C_t}{Y_t} = \beta_1 \frac{C_t}{Y_t}$ 을

통해 구할 수 있음.

- 노동패널 및 가계동향조사 자료에 의하면 표본기간 동안 가계의 평균소비성향은 약 0.75로 나타나므로 III-2의 추정치에 0.75를 곱함으로써 통상적인 한계소비성향을 구할 수 있음.

[표 III-2] 한계소비성향의 추정

	도구변수 추정					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
β_1	0.2781*** (0.0184)	0.2025*** (0.0100)	0.1850*** (0.0102)	0.2871*** (0.0174)	0.1871*** (0.0095)	0.1610*** (0.0096)
도구변수	$\sum_{i=-1}^1 \Delta y_{t+i}$	Δy_{t+1}	Δy_{t-1}	$\sum_{i=-1}^1 \Delta y_{t+i}$	Δy_{t+1}	Δy_{t-1}
관측치수	47,571	55,273	54,644	47,600	55,296	54,675
R ²	0.0597	0.0592	0.0615	0.0533	0.0590	0.0590

주: $\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_t + e_t$ 에 대한 도구변수 추정 결과임. 괄호 안은 표준오차이며 *은 10%, **은 5%, ***은 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

□ 케인지언 소비가 나타나는 이유로는 아래에서 다룰 유동성제약을 생각해볼 수도 있으나 소비자들이 작은 소득 충격에 대해서는 단순히 소득에 비례적으로 소비를 조정하는 rule-of-thumb을 따르기 때문일 수도 있음.

○ Browning and Collado(2001), Scholnick(2010) 등은 예상되는 소득충격이 작을 때에는 소비자들이 굳이 차입이나 포트폴리오 조정을 통해서 소비 평탄화를 추구하지 않는다고 설명함.

- 예를 들어 소비자는 평상시에는 단순히 소득의 일정 부분을 소비하는 식으로 행동하다가 일시적으로 금기의 소득이 0으로 떨어지거나 거액의 복권에 당첨되는 경우에는 항상소득가설의 예측과 같이 소비 평탄화 노력을 할 것으로 예상할 수 있음.

- 실제로 소득 충격의 크기가 중요한지를 살펴보기 위하여 소비 증가율의 절대값이 큰 경우와 그렇지 않은 경우를 나누어 표 III-2의 열 (3)을 각각 추정해보면 소득 충격이 큰 경우에 β_1 의 추정치가 더 작게 나타남.
- 지난 기 소비 증가율의 절대값이 0.3보다 큰 경우(관측치 수 18,735)에는 β_1 의 추정치가 0.15인 반면 나머지 경우에는 β_1 의 추정치가 0.27로 얻어짐.
- 이는 소득 충격이 충분히 큰 경우에는 소비평탄화 노력이 이루어지고 따라서 임시소득 충격에 대한 소비의 탄력성이 낮게 나타날 것이라는 예상과 부합하는 결과라고 할 수 있음.

□ 기존 연구들과의 비교

- 표 III-2의 결과 중 임시소득 충격에 대한 한계소비성향의 추정치(약 0.2)는 정용승·김영일(2019)의 추정치보다 다소 높으며 권규호(2017)의 추정치와도 일정한 차이를 나타냄.
- 정용승·김영일(2019)은 2001년-2016년의 노동패널 자료를 이용하여 임시소득 충격에 대한 한계소비성향을 0.125로 추정함.
- 권규호(2017)는 2001년-2015년의 노동패널 자료를 2009년 이전과 이후로 나누어 분석하고 있는데, 2009년 이전 기간에는 임시소득 충격에 대한 한계소비성향이 0.149로서 본 연구와 유사하게 추정되지만 2009년 이후에는 0.035으로 통계적으로 유의하지 않게 나타남. 권규호(2017)는 이를 2009년 이후에 소비평탄화가 제대로 이루어지게 되었다는 증거로 해석하고 있음.
- 또한 권규호(2017)에 의하면 고연령, 저학력 가구에서 임시소득 충격에 대한 한계소비성향이 더 높게 나타나는데, 금융위기 이후 기간에는 이러한 한계소비성향의 집단간 차이가 통계적으로 유의하지 않게 나타남.
- 항상소득 충격에 대한 한계소비성향의 추정치는 권규호(2017)의 추정치보다 작게 나타남.
- 권규호(2017)에 의하면 항상소득 충격에 대한 한계소비성향은 2009년 이전 0.57, 2009년 이후 0.53으로서 표 III-2의 추정치와 상당한 차이를 나타냄.
- * 이러한 차이는 아마도 권규호(2017)의 경우 가구주 연령이 30세-60세이고 남성인 가구들만을 표본으로 사용하기 때문인 것으로 판단됨.
- * 본 연구의 표본에서도 극단적 관측치들을 제외하지 않는 경우에는 항상소득 충격에 대한 한계소비성향이 약 0.5 정도로 높게 추정됨.

- 정용승·김영일(2019)의 연구는 유동성제약 하에서 임시소득 충격에 대한 한계소비성향이 어떻게 달라지는지에 초점을 맞추어 따라 항상소득 충격에 대한 한계소비성향은 따로 추정하지 않고 있음.
- 권규호(2017)의 설명대로 2009년 전후에 한계소비성향이 달라졌는지를 살펴보기 위하여 $\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_t + \gamma_0 I(\text{year} > 2008) + \gamma_1 I(\text{year} > 2008) \Delta y_t + e_t$ 와 같은 식을 추정한 결과가 표 III-3에 제시되어 있음.
- $I(\text{year} > 2008)$ 는 2009년 이후 기간에 1의 값을 부여하는 더미 변수임.
- 도구변수로는 $I(\text{year} > 2008)$ 및 $I(\text{year} > 2008)$ 와 $\sum_{i=-1}^1 \Delta y_{t+i}$, Δy_{t+1} , Δy_{t-1} 의 교차항들을 사용함.
- 표 III-3에 의하면 임시소득 충격에 대한 한계소비성향은 금융위기 이전과 이후에 유의한 차이를 나타내지 않음.
- * 표 III-2와 마찬가지로 표 III-3의 열 (1)부터 열 (3)까지는 소비지출에 주거비 항목을 포함시키지 않은 경우이며 열 (4)부터 열 (6)까지는 소비지출에 주거비 항목을 포함시킨 경우임.
- * 권규호(2017)는 2009년 이후 기간에 있어서 임시소득 충격에 대한 한계소비성향이 0과 유의하게 다르지 않으므로 항상소득가설과 부합한다고 설명하고 있으나, 표 III-3의 결과에 의하면 2009년 이후에도 한계소비성향이 여전히 항상소득가설 및 소비보험 모형의 예측보다 높은 값을 유지하는 것으로 나타남.

[표 III-3] 2009년 이전과 이후의 한계소비성향

	도구변수 추정					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
β_1	0.2580*** (0.0302)	0.2027*** (0.0162)	0.1865*** (0.0176)	0.2725*** (0.0286)	0.1878*** (0.0153)	0.1546*** (0.0166)
γ_1	0.0319 (0.0381)	-0.0002 (0.0206)	-0.0023 (0.0215)	0.0231 (0.0361)	-0.0009 (0.0195)	0.0097 (0.0203)
도구변수	$\sum_{i=-1}^1 \Delta y_{t+i}$	Δy_{t+1}	Δy_{t-1}	$\sum_{i=-1}^1 \Delta y_{t+i}$	Δy_{t+1}	Δy_{t-1}
관측치수	47,571	55,273	54,644	47,600	55,296	54,675
R^2	0.0595	0.0592	0.0615	0.0532	0.0591	0.0590

주: $\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_t + e_t$ 에 대한 도구변수 추정 결과임. 괄호 안은 표준오차이며 *은 10%, **은 5%, ***은 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

(2) 유동성제약과 한계소비성향

□ 임시소득 충격에 대한 한계소비성향이 항상소득가설 및 소비보험 모형의 예측보다 높게 나타나는 주요 원인이 유동성제약인지를 파악하기 위하여 유동성제약이 클 것으로 예상되는 가구와 그렇지 않은 가구의 한계소비성향을 비교

○ 유동성제약 여부를 제대로 파악하기는 어려우나 여기서는 일단 정용승·김영일(2019)을 따라 유동자산이 월소득의 50% 미만인 경우를 유동성제약의 가능성이 큰 상태로 분류함.

- 이는 Kaplan, Violante, and Weidner(2014)가 자산이 기간 평균값으로 주어질 경우에 대해 제시한 유동성제약의 기준과 동일함.

- 단, 한국노동패널의 경우 소득은 “작년 한 해 동안”의 소득을 나타내는 반면 자산 및 부채는 “조사 시점” 당시의 시세 혹은 잔액을 나타내므로, 유동자산과 소득의 상대적 크기를 비교함에 있어서 어느 시기를 기준으로 하는 것이 타당한지 분명하지 않음.

* 만일 작년도 소득이 일시적으로 낮게 실현되었다면(음의 임시소득 충격) 그 결과 현 시점의 유동자산의 수준이 낮게 나타날 수 있으나, 이는 유동자산의 감축을 통해서 소비평탄화가 이루어진 것을 의미하므로 유동성제약이 작용하였다고 볼 수 없음. 따라서 동일한 조사연도에 나와 있는 소득과 자산의 수준을 비교하는 것보다는 오히려 작년 조사의 유동자산과 올해 조사의 소득을 비교하는 것이 더 타당할 수 있음.

* 그러나 실제로 작년 조사의 유동자산과 올해 조사의 소득을 비교하여 유동성제약을 분류하는 경우 추정 결과는 대부분 유의하지 않게 나타남.

* 정용승·김영일(2019) 역시 유동성제약의 분류에 사용된 소득과 자산의 시점을 명확하게 기술하고 있지 않으나 아마도 동일한 조사연도를 사용하고 있는 것으로 추측됨.

○ 결과의 강건성을 위해 유동성제약의 정의를 다양하게 수정하여 고려해 봄. 여기서는 유동자산이 연간소득의 50% 미만인 경우와 유동자산이 월간소비의 50% 미만인 경우를 추가로 고려함.

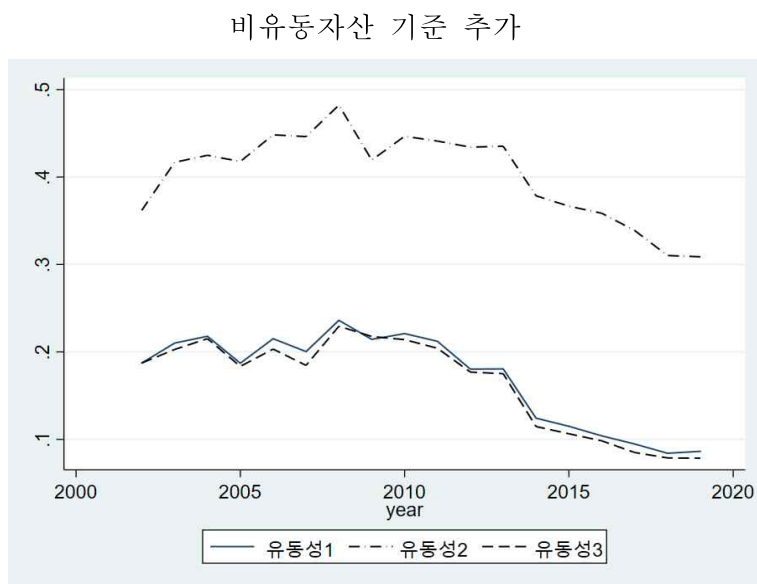
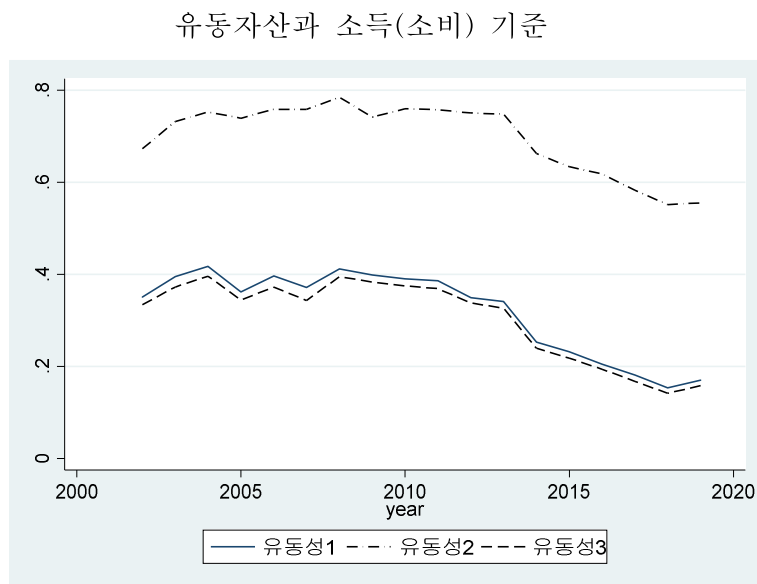
- 유동자산은 모든 예·적금, 주식·채권·신탁, 저축성 보험 및 보장성 보험을 포함하므로 “유동자산<월소득×0.5”이라는 기준은 지나치게 엄격한 것일 수 있음.

- 또한 “유동자산<월소득×0.5”이라는 기준에 의하면 유동자산이 낮아지는

대신 소득이 일시적으로 높아지는 경우에도 유동성제약으로 분류될 수 있으므로, 소득과 유동자산의 비교보다 소비와 유동자산의 비교를 통해 유동성제약을 분류하는 것이 더 타당할 수 있음.

- 이상의 세 가지 기준에 따라 유동성제약 가구의 비율을 구해 보면 아래 그림 III-3과 같음.
 - 그림에서 유동성 1은 “유동자산<월소득 $\times$ 0.5”, 유동성 2는 “유동자산<연간소득 $\times$ 0.5”, 유동성 3은 “유동자산<월소비 $\times$ 0.5”의 기준을 따른 것임.
 - 그림에 의하면 유동성제약 가구의 비율은 2008년 금융위기 이후 점진적으로 감소하는 추세를 나타냄.
- 이상의 세 가지 기준 각각에 대하여 Kaplan, Violante, and Weidner(2014)에 서와 같이 유동성제약 조건을 만족하는 동시에 비유동순자산이 0보다 큰 경우를 “wealthy hand-to-mouth” 혹은 WHtM, 유동자산이 월소득의 50% 미만인 동시에 비유동순자산이 0이거나 0보다 작은 경우를 “poor hand-to-mouth” 혹은 PHtM으로 정의함.
 - Kaplan, Violante, and Weidner(2014)는 유동성제약에 직면한 가구의 소득과 자산이 낮을 것이라는 통상적인 견해와 달리, 상대적으로 소득과 자산이 높은 가구 중에서 유동자산의 수준이 낮은 가구(WHtM)의 높은 한계소비성향을 강조하고 있음.
 - 한국노동패널의 경우 전체 유동성제약 가구 중에서 WHtM이 차지하는 비중은 약 60% 정도로 나타남.

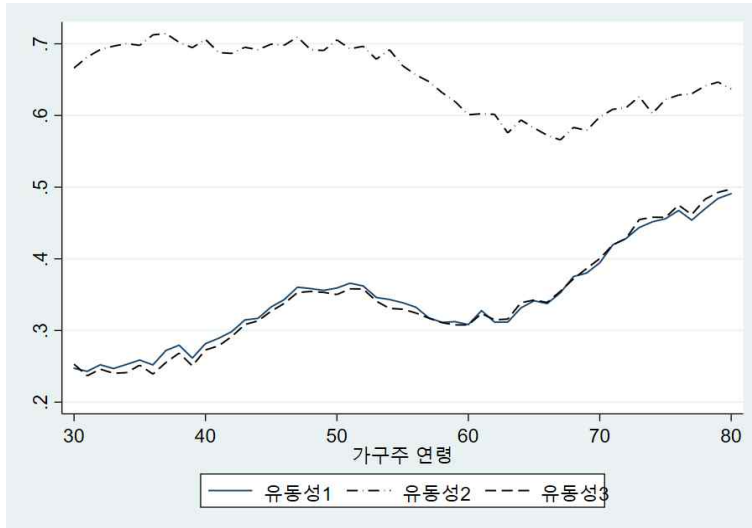
[그림 III-3] 유동성제약 가구 비율의 기간별 추이



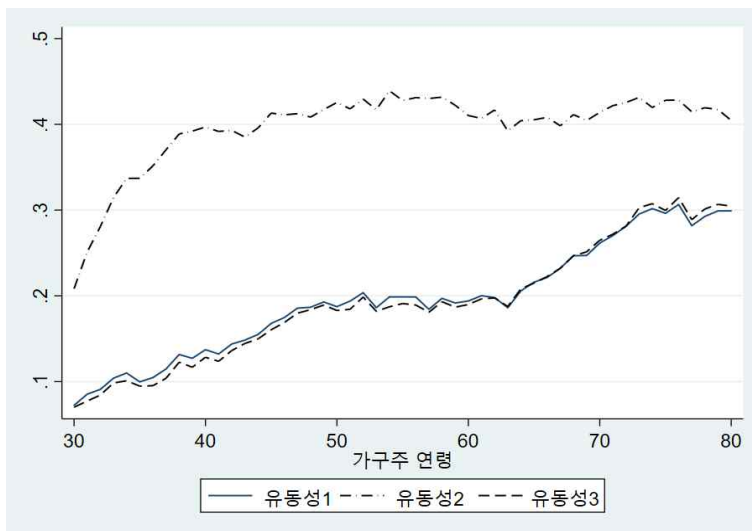
주: 유동성 1은 “유동자산<월소득×0.5”, 유동성 2는 “유동자산<연간소득×0.5”, 유동성 3은 “유동자산<월소비×0.5”의 기준에 따른 것임. 두 번째 그림은 세 가지 유동성제약 기준에 “비유동자산>0”의 기준을 추가한 것임.

[그림 III-4] 유동성제약 가구 비율의 연령별 차이

유동자산과 소득(소비) 기준



비유동자산 기준 추가



주: 유동성 1은 “유동자산<월소득×0.5”, 유동성 2는 “유동자산<연간소득×0.5”, 유동성 3은 “유동자산<월소비×0.5”의 기준에 따른 것임. 두 번째 그림은 세 가지 유동성제약 기준에 “비유동자산>0”의 기준을 추가한 것임.

- 유동성제약 가구의 비율은 2008년 이전까지 대체로 일정한 수준을 유지하다가 2009년 이후에는 점진적인 감소 추세를 보이고 있으며, 연령별로는 대체로 고령층에서 더 높게 나타남(그림 III-4 참조).
- 유동성제약이 한계소비성향에 미치는 효과를 추정함에 있어서는 유동성제약의 이러한 기간별, 연령별 패턴을 주의 깊게 감안할 필요가 있음.

□ 추정식은 $\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_t + \gamma_0 I(\text{constrained}) + \gamma_1 I(\text{constrained}) \Delta y_t + e_t$ 의 형태로 주어짐.

○ $I(\text{constrained})$ 는 유동성제약 가구의 경우 1의 값을 부여하는 더미변수를 나타내며, 도구변수로는 $I(\text{constrained})$, Δy_{t+1} , Δy_{t-1} , 그리고 $I(\text{constrained})$ 와 Δy_{t+1} , Δy_{t-1} 의 교차항들을 사용함.

- 도구변수로 Δy_{t+1} 를 사용할 경우에는 t 기의 임시소득 충격 ϵ_t 에 대한 Δc_t 의 반응을 추정하는 것인 반면, 도구변수로 Δy_{t-1} 를 사용할 경우에는 $t-1$ 기의 임시소득 충격 ϵ_{t-1} 에 대한 Δc_t 의 반응을 추정하게 됨.

- 따라서 $I(\text{constrained})$ 는 전자의 경우에는 t 기의 유동성제약을 반영하고 후자의 경우에는 $t-1$ 기의 유동성제약을 반영하도록 정의되어야 함.

* 즉 전자의 경우는 t 기의 유동자산과 t 기의 소득 및 소비를 비교하는 반면, 후자의 경우는 $t-1$ 기의 유동자산과 $t-1$ 기의 소득 및 소비를 비교하여 유동성제약을 정의하게 됨.

○ 유동성제약이 임시소득 충격에 대한 한계소비성향을 높이는 경향이 있다면 추정식 $\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_t + \gamma_0 I(\text{constrained}) + \gamma_1 I(\text{constrained}) \Delta y_t + e_t$ 에서 γ_1 이 유의한 양의 값으로 추정될 것임.

□ 표 III-4의 추정결과에 의하면 유동성제약은 부분적으로 임시소득 충격에 대한 한계소비성향을 높이는 것으로 나타남.

○ 편의상 이하에서는 소비지출에 주거비 항목을 포함시킨 결과만을 보고하기로 함. 소비지출에 주거비 항목을 포함시키지 않는 경우에도 대체로 유사한 결과가 얻어짐.

○ 먼저 유동성제약의 기준으로 “유동자산<월간소득×0.5”을 사용할 경우에는 열 (2)에서와 같이 “wealthy hand-to-mouth” 가구(WHtM)의 γ_1 이 유의한 양의 값으로 추정됨.

- 열 (2)는 Δy_{t+1} 을 도구변수로 사용하므로 β_1 및 γ_1 은 임시소득 충격에 대한 한계소비성향($=\lambda\psi + (1-\lambda)\alpha$)에 해당함.

- 따라서 열 (2)에서 $\gamma_1 > 0$ 은 비제약가구에 비해 WHtM 가구의 한계소비성향

이 더 높음을 의미함.

- 반면 열 (3)에 의하면 “poor hand-to-mouth” 가구(PHtM)의 한계소비성향은 비제약가구와 유의하게 다르지 않음.

○ 다음으로 “유동자산<연간소득×0.5”의 기준을 사용할 경우에는 열 (4)와 열 (5)에서 γ_1 이 유의한 양의 값으로 추정됨.

- 열 (4)와 (5)는 Δy_{t-1} 을 도구변수로 사용하므로 β_1 및 γ_1 은 케인지언 소비의 중요성($=(1-\lambda)\alpha$)을 나타냄. 따라서 열 (4)와 (5)의 결과는 유동성제약이 케인지언 소비의 한 원인으로 작용하고 있음을 시사
- 반면 열 (6)에 의하면 PHtM의 γ_1 은 유의하지 않음.

○ “유동자산<월간소비×0.5”의 기준을 사용한 추정결과는 “유동자산<월간소득×0.5”의 경우와 유사함.

○ 이상의 추정결과를 종합하면 통상적인 예상과 달리 한계소비성향은 WHtM 가구에서 유의하게 높게 나타남.

- 통상적인 추론에 의하면 소득 및 자산 수준이 낮은 가구일수록 유동성제약에 직면하거나 소비보험에 대한 접근가능성이 낮아서 한계소비성향이 더 높을 것으로 예상되나, 표 III-4의 결과는 이러한 견해와 배치됨.
- 이는 Kaplan, Violante, and Weidner(2014)의 설명과 부합함.

[표 III-4] 유동성제약과 한계소비성향

유동성제약의 기준: 유동자산<월간소득×0.5

	도구변수 추정					
	(1) HtM	(2) WHtM	(3) PHtM	(4) HtM	(5) WHtM	(6) PHtM
β_1	0.1780*** (0.0127)	0.1780*** (0.0125)	0.1780*** (0.0125)	0.1583*** (0.0128)	0.1583*** (0.0126)	0.1583*** (0.0125)
γ_1	0.0216 (0.0191)	0.0610*** (0.0235)	-0.0128 (0.0235)	0.0070 (0.0193)	0.0324 (0.0238)	-0.0231 (0.0238)
도구변수		Δy_{t+1}			Δy_{t-1}	
관측치수	55,296	47,515	45,291	54,675	46,894	44,923
R ²	0.0589	0.0565	0.0572	0.0590	0.0578	0.0578

유동성 제약의 기준: 유동자산<연간소득×0.5

	도구변수 추정					
	(1) HtM	(2) WHtM	(3) PHtM	(4) HtM	(5) WHtM	(6) PHtM
β_1	0.1955*** (0.0181)	0.1955*** (0.0179)	0.1955*** (0.0182)	0.1296*** (0.0182)	0.1296*** (0.0180)	0.1296*** (0.0183)
γ_1	-0.0114 (0.0213)	0.0051 (0.0232)	-0.0271 (0.0247)	0.0440** (0.0214)	0.0755*** (0.0234)	0.0005 (0.0251)
도구변수	Δy_{t+1}			Δy_{t-1}		
관측치수	55,296	40,317	31,081	54,675	39,580	30,910
R ²	0.0589	0.0558	0.0589	0.0590	0.0579	0.0526

유동성 제약의 기준: 유동자산<월간소비×0.5

	도구변수 추정					
	(1) HtM	(2) WHtM	(3) PHtM	(4) HtM	(5) WHtM	(6) PHtM
β_1	0.1770*** (0.0125)	0.1770*** (0.0123)	0.1770*** (0.0123)	0.1600*** (0.0125)	0.1600*** (0.0124)	0.1600*** (0.0123)
γ_1	0.0267 (0.0192)	0.0677*** (0.0241)	-0.0088 (0.0237)	0.0045 (0.0195)	0.0343 (0.0244)	-0.0280 (0.0240)
도구변수	Δy_{t+1}			Δy_{t-1}		
관측치수	55,296	47,853	45,878	54,675	47,238	45,508
R ²	0.0589	0.0564	0.0570	0.0592	0.0580	0.0582

주: $\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_t + \gamma_0 I(\text{constrained}) + \gamma_1 I(\text{constrained}) \Delta y_t + e_t$ 에 대한 도구변수 추정 결과임.
괄호 안은 표준오차이며 *은 10%, **은 5%, ***은 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

□ 표 III-4의 추정결과를 항상소득가설이나 본 연구의 모형에 의거하여 이론적으로 충분히 설명하기는 어려움.

- 항상소득가설 및 본 연구의 모형에 의하면 Δy_{t+1} 나 Δy_{t-1} 을 도구변수로 사용할 경우에 추정결과가 서로 유사하여야 함.
- Δy_{t+1} 을 사용할 경우 β_1 및 γ_1 의 추정치는 $\lambda\psi + (1-\lambda)\alpha$ 에 해당되고 Δy_{t-1} 를 사용할 경우 β_1 및 γ_1 의 추정치는 $(1-\lambda)\alpha$ 에 해당함. 따라서 항상소득가설에 따라 ψ 가 0에 가까운 값을 가진다면 두 경우의 β_1 및 γ_1 의 추정치는 서로 유사할 것으로 기대됨.

- 그러나 표 III-4를 보면 이론적 예상과 달리 Δy_{t+1} 을 도구변수로 사용할 경우

(열 (1)부터 (3)까지)에만 γ_1 이 유의하게 추정되거나 반대로 Δy_{t-1} 을 도구변수로 사용할 경우(열 (4)부터 열 (6)까지)에만 γ_1 이 유의하게 추정되고 있음.

- 예를 들어 표 III-4의 두 번째 표에 의하면 열 (4)와 (5)의 γ_1 이 유의한 양의 값을 가지는 반면 열 (1)과 (2)의 γ_1 은 유의하지 않은데, 이는 케인지언 소비의 비중($= (1-\lambda)\alpha$)이 유동성 제약 가구들 특히 WHtM 가구들에서 더 높은 반면 한계소비성향($= \lambda\psi + (1-\lambda)\alpha$)은 유동성 제약 여부와 무관하게 일정하다는 의미임.

○ 유동성 제약에 따라 $(1-\lambda)\alpha$ 가 달라짐에도 불구하고 임시소득 충격에 대한 한계소비성향($= \lambda\psi + (1-\lambda)\alpha$)이 대체로 일정하다는 것은 항상소득가설로는 설명하기 어려움.

- $(1-\lambda)\alpha$ 의 크기와 무관하게 $\lambda\psi + (1-\lambda)\alpha$ 이 일정하기 위해서는 케인지언 소비자의 한계소비성향 α 와 항상소득가설 소비자의 한계소비성향 ψ 이 유사해야 함.

* 유동성 제약 여부에 따라 $(1-\lambda)\alpha$ 가 달라지는 것이 주로 $(1-\lambda)$ 의 차이에 의한 것이라면, $(1-\lambda)\alpha$ 가 높을 때에는 그 반대급부로서 λ 및 $\lambda\psi$ 가 작아질 것으로 예상할 수 있음. 따라서 $\lambda\psi + (1-\lambda)\alpha$ 는 $(1-\lambda)$ 의 변동에도 불구하고 안정적인 값을 가질 가능성이 있음. 그러나 이러한 설명은 ψ 가 아주 작지 않을 경우에만 타당하며 항상소득가설에서와 같이 $\psi \approx 0$ 이라면 $\lambda\psi + (1-\lambda)\alpha$ 는 $(1-\lambda)\alpha$ 와 같이 유동성 제약 여부에 따라 크기가 달라져야 할 것임.

- 케인지언 소비자는 금기의 소득 충격을 금기의 소비에 비례적으로 반영하는 반면 항상소득가설 소비자는 금기의 소득 충격을 여러 기간의 소비에 분산하여 반영하는 차이가 있으므로, 항상소득가설 하에서는 한계소비성향 ψ 의 크기가 낮을 수밖에 없음. 따라서 표 III-4의 결과를 항상소득가설로 모두 설명하기는 어려움.

□ 표본기간을 2009년 이후로 제한할 경우에는 γ_1 의 유의성이 더 낮게 나타남.

○ 표 III-5에 의하면 “유동자산 < 연간소득 $\times 0.5$ ” 기준 하의 열 (5)의 추정 결과를 제외하고는 γ_1 이 모두 유의하지 않게 추정됨.

- 이러한 결과가 얻어지는 이유는 2009년 이후에는 유동자산 보유액이 낮더라도 차입 등을 통해서 소비평탄화를 보다 쉽게 달성할 수 있게 되었기 때

문일 수 있음.

- 혹은 그림 III-1에서 본 바와 같이 2009년 이후에는 유동성제약으로 분류되는 가구의 수가 감소함에 따라서 추정 결과의 유의성이 낮아졌기 때문일 수도 있음.

[표 III-5] 유동성제약과 한계소비성향: 2009년 이후 기간

유동자산이 월간소득의 0.5 이하인 경우: 2009년 이후 기간

	도구변수 추정					
	(1) HtM	(2) WHtM	(3) PHtM	(4) HtM	(5) WHtM	(6) PHtM
β_1	0.1842*** (0.0148)	0.1842*** (0.0146)	0.1842*** (0.0146)	0.1602*** (0.0146)	0.1602*** (0.0144)	0.1602*** (0.0144)
γ_1	0.0068 (0.0232)	0.0138 (0.0286)	0.0006 (0.0290)	0.0111 (0.0226)	0.0427 (0.0279)	-0.0194 (0.0280)
도구변수		Δy_{t+1}			Δy_{t-1}	
관측치수	35,818	31,244	30,256	38,207	33,161	32,099
R ²	0.0631	0.0587	0.0629	0.0624	0.0606	0.0614

유동자산이 연간소득의 0.5 이하인 경우: 2009년 이후 기간

	도구변수 추정					
	(1) HtM	(2) WHtM	(3) PHtM	(4) HtM	(5) WHtM	(6) PHtM
β_1	0.2029*** (0.0211)	0.2029*** (0.0208)	0.2029*** (0.0211)	0.1404*** (0.0207)	0.1404*** (0.0204)	0.1404*** (0.0207)
γ_1	-0.0229 (0.0251)	-0.0148 (0.0275)	-0.0322 (0.0294)	0.0342 (0.0246)	0.0608** (0.0269)	-0.0001 (0.0289)
도구변수		Δy_{t+1}			Δy_{t-1}	
관측치수	35,818	26,295	21,015	38,207	27,808	22,229
R ²	0.0627	0.0579	0.0643	0.0625	0.0608	0.0574

유동자산이 월간소비의 0.5 이하인 경우: 2009년 이후 기간

	도구변수 추정					
	(1) HtM	(2) WHtM	(3) PHtM	(4) HtM	(5) WHtM	(6) PHtM
β_1	0.1823*** (0.0146)	0.1823*** (0.0144)	0.1823*** (0.0143)	0.1610*** (0.0144)	0.1610*** (0.0142)	0.1610*** (0.0141)
γ_1	0.0127 (0.0234)	0.0190 (0.0295)	0.0075 (0.0293)	0.0110 (0.0228)	0.0520* (0.0285)	-0.0281 (0.0282)

도구변수	Δy_{t+1}			Δy_{t-1}		
관측치수	35,818	31,427	30,568	38,207	33,368	32,434
R ²	0.0632	0.0586	0.0624	0.0626	0.0608	0.0610

주: $\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_t + \gamma_0 I(constrained) + \gamma_1 I(constrained) \Delta y_t + e_t$ 에 대한 도구변수 추정 결과임.
 괄호 안은 표준오차이며 *은 10%, **은 5%, ***은 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

□ 지금까지의 한국노동패널 자료 분석 결과에 의하면 유동성제약이 한계소비성향에 미치는 효과가 특별히 명확하지는 않은 것으로 보임.

○ 정용승·김영일(2019)의 연구에서도 유동성제약 가구의 한계소비성향이 비제약 가구에 비해 더 높게 추정되지만 통계적으로 유의하지는 않은 것으로 판단됨.

○ 또한 표에 나와 있지는 않지만 소득 증가율이 정(+)인 경우와 음(-)인 경우를 구분하여 추정한 경우에도 한계소비성향의 차이가 뚜렷하게 나타나지 않음.

- 유동성제약은 임시소득의 감소시에 중요하게 작용하며 임시소득의 증가와는 무관하므로 소득 충격의 부호에 따라 소비의 반응이 비대칭적으로 나타날 수 있음.

- 소득 증가율이 음(-)인 경우에 한계소비성향이 더 높은지를 살펴보았으나 유의한 차이를 발견하지 못함.

* 소득 증가율이 음(-)인 동시에 유동성제약 가구로 분류되는 경우는 관측치 수가 충분히 크지 않아 한계소비성향의 유의미한 추정이 이루어지지 않음.

○ 표 III-4와 표 III-5에서 WHtM의 한계소비성향이 상대적으로 높게 나타나는 것이 실제로 Kaplan, Violante, and Weidner(2014)의 설명대로 유동성제약 때문인지를 확인하는 작업이 추후에 필요할 것으로 판단됨.

- 유동자산이 작다 하더라도 신용대출(마이너스 통장) 및 신용카드를 통한 차입이 충분하다면 WHtM의 한계소비성향이 특별히 높아질 이유는 없음.

* 한국노동패널 자료 대신 신용대출(마이너스 통장) 및 신용카드대출 정보가 존재하는 가계금융복지조사 자료를 이용한 분석이 유용할 수 있을 것임.

- 또한 WHtM의 한계소비성향이 높은 이유가 자산의 대부분을 비유동자산으로 보유함에 따라 유동자산이 별로 없기 때문이라면 비유동자산과 유동자산이 모두 낮은 PHtM의 한계소비성향도 높아야 할 것으로 예상되나, 표

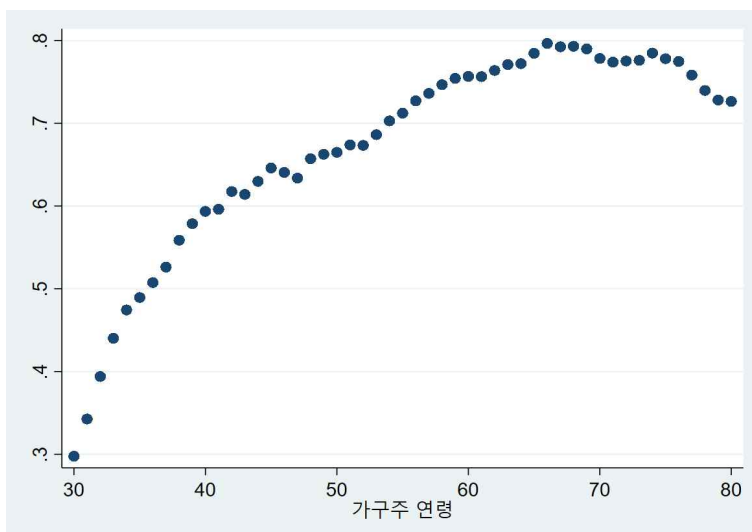
III-4와 표 III-5에 의하면 PHtM의 한계소비성향은 비제약 가구와 유의하게 다르지 않음.

* 단, Kaplan, Violante, and Weidner(2014)에 의하면 WHtM은 PHtM보다 생애 자원 및 목표 소비의 수준이 더 높으므로 일정 크기 이하의 임시소득 충격에 대한 한계소비성향도 더 높게 나타난다고 설명함.

- 비유동자산의 대부분은 자가를 비롯한 부동산이므로 연령이 높은 가구일수록 “wealthy hand-to-mouth”로 분류될 가능성이 높음. 따라서 “wealthy hand-to-mouth”의 한계소비성향이 높은 이유가 고령층의 소비 행위의 특징을 반영하는 것일 수도 있음.

* 실제로 비유동 순자산>0인 가구의 비율을 연령별로 구해보면 아래 그림 III-5와 같이 고령층에서 더 높게 나타남.

[그림 III-5] 비유동 순자산>0인 가구의 연령별 비율



- 단, 앞서서도 설명된 바와 같이 본 연구의 추정치는 소비의 소득 탄력성에 해당하며, 이를 통상적인 한계소비성향으로 환산할 경우에는 평균소비성향의 차이가 추가적으로 반영되어야 함.

- 노동패널 자료에 의하면 “유동자산<월간소득×0.5”의 기준에 따른 HtM가구, WHtM 가구, PHtM 가구의 평균소비성향은 각각 0.87, 0.85, 0.88로서 유동성 미제약 가구의 평균소비성향 0.73보다 16-20% 정도 더 높게 나타남.
- 따라서 통상적인 한계소비성향의 경우에는 유동성제약 가구와 미제약 가구의 차이가 보다 두드러질 가능성이 있음.

(3) 연령과 한계소비성향

- 항상소득 및 임시소득 충격에 대한 한계소비성향이 연령에 따라 어떻게 다른지를 파악하기 위하여 가구주 연령이 일정 수준 이상인 가구와 나머지 가구를 비교
 - 항상소득가설에 의하면 항상소득 충격에 대한 한계소비성향은 자산 대비 남은 기간 동안의 소득의 현재가치의 비율이 높을수록 커지게 되므로, 보유 자산이 높고 남은 기간 동안의 소득이 상대적으로 작은 고령층일수록 항상소득 충격에 대한 한계소비성향이 낮을 것으로 예상됨.
 - 임시소득 충격에 대한 한계소비성향은 자산 대비 남은 기간 동안의 소득의 현재가치의 비율과 남은 생애 기간에 대한 연금화 지수에 따라 결정되는데, 전자는 연령과 더불어 감소하는 반면 후자는 증가할 것으로 예상되므로 연령에 따른 차이가 이론적으로 분명하지 않음.
 - 그러나 실제 자료에 의하면 고령층이라 하더라도 소비를 위해 자산을 감축하는 경향이 그다지 크지 않으므로 고령층의 한계소비성향이 항상소득가설의 예측과 다르게 결과가 나타날 수 있음.
 - 만일 고령층 개인이 자산이 없는 것처럼 행동한다면 항상소득 충격에 대한 한계소비성향이 다른 연령층과 유사하게 나타날 것임. 한편 남은 생애 기간에 대한 연금화 지수는 고령층일수록 더 높으므로 임시소득 충격에 대한 한계소비성향이 고령층에서 더 높게 나타날 것임.
 - 만일 고령층의 실제 소비가 부분적인 자산 감축을 수반한다면 항상소득 충격에 대한 한계소비성향은 다른 연령층보다 낮고 임시소득 충격에 대한 한계소비성향은 다른 연령층보다 높게 나타날 수 있음.
 - 또한 고령층이 유동성제약에 보다 더 많이 직면한다면 이 또한 임시소득 충격에 대한 한계소비성향을 높일 수 있음.
 - 그림 III-2에서 본 바와 같이 55세 이상 고령층은 임시소득 충격의 변동성이 더 높으므로 (자산의 크기 및 차입 기회가 동일하다고 할 때) 그만큼 유동성제약에 직면할 가능성이 높음.
 - 실제로 그림 III-4에 의하면 유동성제약 가구의 비율은 대체로 연령과 더불어 증가하는 경향이 있음.

□ 연령과 한계소비성향 간의 관계를 살펴보기 위한 추정식은 $\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_t + \gamma_0 I(\text{age} > 54) + \gamma_1 I(\text{age} > 54) \Delta y_t + e_t$ 형태로 주어짐.

○ $I(\text{age} > 54)$ 는 가구주 연령이 55세 이상인 경우에 1의 값을 부여하는 더미변수를 나타내며, 도구변수로는 $I(\text{age} > 54)$, Δy_{t+1} , Δy_{t-1} , 그리고 $I(\text{age} > 54)$ 와 Δy_{t+1} , Δy_{t-1} 의 교차항들을 사용함.

- 연령이 높을수록 한계소비성향이 높아지는(낮아지는) 경향이 있다면 추정식에서 γ_1 이 유의한 양(음)의 값을 가질 것임.

□ 표 III-6의 추정결과에 의하면 고령층은 다른 연령층에 비해 항상소득 충격에 대한 한계소비성향은 더 낮고 임시소득 충격에 대한 한계소비성향은 더 높게 나타남.

○ 표 III-6에 제시된 β_1 과 γ_1 의 추정치는 열 (1)의 경우 항상소득 충격에 대한 한계소비성향($=\lambda\phi + (1-\lambda)\alpha$), 열 (2)의 경우 임시소득 충격에 대한 한계소비성향($=\lambda\psi + (1-\lambda)\alpha$), 열 (3)의 경우 케인지언 소비의 비중($=(1-\lambda)\alpha$)를 나타냄.

○ 열 (3)에 의하면 세 경우에 공통적으로 포함되어 있는 $(1-\lambda)\alpha$ 는 고령층과 다른 연령층 사이에 유의하게 다르지 않음. 따라서 열 (1)과 (2)에서 γ_1 이 유의하게 추정되는 것은 결국 $\lambda\phi$ 및 $\lambda\psi$ 가 연령에 따라 달라짐을 의미함.

- 항상소득가설에 의하면 ϕ 는 고령층에서 더 낮은 값을 가져야 하므로 열 (1)의 결과는 이론적 예측과 부합한다고 할 수 있음.

- 반면 항상소득가설에 의하면 ψ 는 0에 가까운 작은 값을 가지며 파라미터 값들에 따라 연령과 더불어 증가할 수도 있고 감소할 수도 있으므로 열 (2)의 γ_1 의 추정치(≈ 0.1)를 항상소득가설로 설명하기는 어려움.

- 열 (2)에 대한 한 가지 설명으로는 개인 소득 가운데 항상소득에 해당하는 부분이 랜덤 워크가 아니라 AR(1) 과정을 따를 가능성을 들 수 있음.

* 항상소득에 해당하는 부분이 랜덤 워크가 아니라 AR(1) 과정을 따른다면 랜덤 워크를 가정한 열 (2)의 추정 방법은 임시소득 충격에 대한 한계소비성향만이 아니라 항상소득 충격에 대한 한계소비성향도 부분적으로 반영하게 됨.

* 만일 다른 연령층에 비해 고령층의 소득에서 AR(1) 자기상관계수가 더 낮은 경향이 있다면 열 (2)와 같은 결과가 나타날 수 있음. 고령층의 소

득은 노동소득보다 이전소득의 비중이 높은 등 고유한 특징이 있으므로 실제로 소득 충격의 지속성이 낮을 가능성이 있음.

* 실제로 구해보면 $\rho = 0.93$ for young, 0.89 for old

- 표 III-6의 열 (2')에 의하면 연령 효과와 유동성제약 효과를 동시에 고려하더라도 임시소득 충격에 대한 고령층의 한계소비성향은 여전히 높게 나타남.
 - 앞에서 설명된 바와 같이 고령층일수록 유동성제약 가능성이 높은 경향이 있으므로, 열 (2)에 제시된 연령 효과가 사실은 유동성제약의 효과를 대신 반영하는 것일 수 있음.
 - 이러한 가능성을 확인하기 위하여 열 (2')에서는 $\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_t + \gamma_0 I(age > 54) + \gamma_1 I(age > 54) \Delta y_t + \delta_0 I(constrained) + \delta_1 I(constrained) \Delta y_t + e_t$ 와 같은 식을 추정함.
 - 열 (2')의 추정 결과에 의하면 유동성제약 더미 및 유동성제약 더미와 소득 증가율의 교차항을 추가로 고려하더라도 γ_1 은 여전히 유의한 양의 값으로 추정됨.

□ 표 III-6에 제시된 연령 효과는 기존 연구들과 구분되는 새로운 결과라고 할 수 있음.

- 표 III-6의 표본을 2009년 이후로 한정하여 추정하더라도 결과는 거의 달라지지 않음.
- Hall and Mishkin(1982)은 임시소득 충격에 대한 한계소비성향이 가구주 연령에 따라 유의하게 달라지지 않는다고 보고하고 있으며, 권규호(2017)는 2009년 이전에는 고령층의 임시소득 충격에 대한 한계소비성향이 더 높게 추정되지만 2009년 이후에는 모든 연령층의 임시소득 충격에 대한 한계소비성향이 유의하지 않게 나타난다고 보고하고 있음.
- 단 앞에서 설명된 바와 같이 열 (2)의 추정치는 소득 과정에 따라 임시소득 충격만이 아니라 향상소득 충격에 대한 한계소비성향도 부분적으로 반영할 가능성이 있다는 점에 주의할 필요

[표 III-6] 연령과 한계소비성향

	도구변수 추정				
	(1)	(2)	(3)	(2')	(3')
β_1	0.3348*** (0.0229)	0.1501*** (0.0119)	0.1628*** (0.0122)	0.1393*** (0.0127)	0.1585*** (0.0130)
γ_1	-0.1192*** (0.0355)	0.0998*** (0.0197)	-0.0052 (0.0196)	0.0966*** (0.0198)	-0.0099 (0.0197)
δ_1				0.0561** (0.0231)	0.0362 (0.0235)
도구변수	$\sum_{i=-1}^1 \Delta y_{t+i}$	Δy_{t+1}	Δy_{t-1}	Δy_{t+1}	Δy_{t-1}
관측치 수	47,600	55,296	54,675	56,872	55,793
R ²	0.0486	0.0560	0.0593	0.0548	0.0585

주: 열 (1)부터 (3)까지는 $\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_t + \gamma_0 I(\text{age} > 54) + \gamma_1 I(\text{age} > 54) \Delta y_t + e_t$ 에 대한 도구변수 추정 결과이며 열 (2')부터 (3')까지는 $\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_t + \gamma_0 I(\text{age} > 54) + \gamma_1 I(\text{age} > 54) \Delta y_t + \delta_0 I(\text{constrained}) + \delta_1 I(\text{constrained}) \Delta y_t + e_t$ 에 대한 도구변수 추정 결과임. 괄호 안은 표준오차이며 *은 10%, **은 5%, ***은 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

(4) 학력과 한계소비성향

□ 한계소비성향과 학력의 관계를 살펴보면 가구주 학력이 고졸 이하인 가구들에서 임시소득 충격에 대한 한계소비성향이 더 높은 경향이 나타남.

- 표 III-7의 열 (2)에 의하면 가구주 학력이 고졸 이하인 가구들의 임시소득 충격에 대한 한계소비성향은 다른 집단에 비해 4% 포인트 정도 더 높게 추정됨.
- 그러나 열 (3)에 의하면 가구주 학력이 고졸 이하인 가구들과 나머지 가구들의 차이가 유의하지 않으므로 열 (2)의 결과가 강건하지는 않은 것으로 보임.
- 또한 고졸 이하 학력의 가구주들은 대부분 고령층에 해당하므로 열 (2)의 결과가 학력 효과 대신 연령 효과에 기인한 것일 가능성도 있음.

- 열 (1)에 의하면 항상소득 충격에 대한 한계소비성향은 가구주 학력과 무관하게 나타남.

□ 한계소비성향에 대한 학력 효과와 연령 효과를 동시에 고려할 경우 학력 효과는 더 이상 유의하지 않은 반면 연령 효과는 그대로 유지되는 것으로 나타남.

- 열 (4)부터 열 (6)은 $\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_t + \gamma_0 I(\text{학력} \leq \text{고졸}) + \gamma_1 I(\text{학력} \leq \text{고졸}) \Delta y_t + \delta_0 I(\text{age} > 54) + \delta_1 I(\text{age} > 54) \Delta y_t + e_t$ 를 추정한 결과인데, 열 (5)에 의하면 연령 효과를 나타내는 변수들이 추가될 경우 γ_1 은 더 이상 유의하지 않음.
- 따라서 한계소비성향에 대한 학력의 독립적인 영향은 크지 않은 것으로 판단 됨.

[표 III-7] 학력과 한계소비성향

	도구변수 추정					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
β_1	0.3077*** (0.0288)	0.1585*** (0.0173)	0.1561*** (0.0175)	0.3110*** (0.0285)	0.1450*** (0.0175)	0.1596*** (0.0178)
γ_1	-0.0313 (0.0362)	0.0414** (0.0207)	0.0070 (0.0209)	0.0290 (0.0383)	0.0083 (0.0212)	0.0097 (0.0216)
δ_1				-0.1203*** (0.0380)	0.0978*** (0.0204)	-0.0101 (0.0204)
도구변수	$\sum_{i=-1}^1 \Delta y_{t+i}$	Δy_{t+1}	Δy_{t-1}	$\sum_{i=-1}^1 \Delta y_{t+i}$	Δy_{t+1}	Δy_{t-1}
관측치 수	47,600	55,296	54,675	48,522	56,872	55,793
R ²	0.0532	0.0586	0.0590	0.0495	0.0554	0.0589

주: 열 (1)부터 (3)까지는 $\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_t + \gamma_0 I(\text{학력} \leq \text{고졸}) + \gamma_1 I(\text{학력} \leq \text{고졸}) \Delta y_t + e_t$ 에 대한 도구변수 추정 결과이며 열 (2')부터 (3')까지는 $\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_t + \gamma_0 I(\text{학력} \leq \text{고졸}) + \gamma_1 I(\text{학력} \leq \text{고졸}) + \delta_0 I(\text{age} > 54) + \delta_1 I(\text{age} > 54) \Delta y_t + e_t$ 에 대한 도구변수 추정 결과임. 괄호 안은 표준오차이며 *은 10%, **은 5%, ***은 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

(5) 소득수준과 한계소비성향

□ 소득수준과 한계소비성향의 관계는 정책적으로 매우 중요한 주제이지만 이론적/실증적으로 명확하지 않음.

- 개인/가구의 소득수준에 따라 이루어지는 재정 프로그램들의 중요성을 고려할 때 소득수준과 한계소비성향(특히 임시소득 충격에 대한 한계소비성향)의 관계는 중요한 주제라고 할 수 있음.
- 일반적으로 저소득의 한계소비성향이 높은 것으로 인식되고 있으나 실증적 증거는 명확하지 않은 것으로 보임.

- 이철희(2020)의 경우 수급가구(약 180만 가구)의 비교 대상이 되는 미수급 가구의 수가 약 2만에 불과하므로 비교 집단의 대표성이 낮을 수 있음.
- 노용환(2021)의 한계소비성향 추정은 항상소득 충격과 임시소득 충격의 구분 없이 이루어짐. 또한 노용환(2021)의 실제 추정결과를 보면 소득 10분위 가운데 1분위와 2분위의 한계소비성향이 가장 낮게 추정됨.
- 이영욱(2021)은 저소득층에 해당하는 현금수급가구들의 한계소비성향을 약 22%로 추정하고 있는데, 이는 일반 가구를 대상으로 한 기존의 한계소비성향 추정치와 크게 다르지 않음.

○ 항상소득가설에 의하면 한계소비성향은 소득수준과 무관하여야 하나, 소득수준이 낮은 가계가 유동성제약에 직면할 가능성이 더 높다면 저소득층의 경우 임시소득 충격에 대한 한계소비성향이 더 높을 것으로 예상할 수 있음.

○ 반면, 케인지언적 소비의 원인이 유동성제약이 아니라 소비자들이 단순히 소득 충격에 비례하여 소비를 조정하는 rule-of-thumb을 따르기 때문이라면, 소비자에게 큰 음의 충격이나 양의 충격이 발생하여 rule-of-thumb을 포기하게 되는 경우에는 오히려 소비 평탄화를 보다 적극적으로 추구하는 과정에서 한계소비성향이 낮게 나타날 수 있음.

- 저소득층 및 고소득층은 다른 집단에 비해 이러한 커다란 일시적 충격의 비중이 높을 것이므로 임시소득 충격에 대한 한계소비성향이 낮게 나타날 수 있음.

* Browning and Crossley(2001)는 항상소득가설에 따라 명시적으로 생애 효용을 극대화하는 대신 rule-of-thumb에 따라 소비가 이루어지는 경우에도 효용의 감소분이 미미하다고 설명함.

- 단 이러한 설명은 소비 평탄화를 추구함에 있어서 유동성제약이 작용하지 않는다는 것을 전제로 함.

□ 여기서는 소득수준과 한계소비성향의 관계를 살펴보기 위하여 본 연구의 소비모형을 소득 5분위별로 추정함.

○ 유동성제약과 rule-of-thumb의 상대적 중요성에 따라 임시소득 충격에 대한 한계소비성향의 소득 분위별 차이가 결정될 것임.

- 1분위(저소득층)의 경우 다른 소득분위에 비해 유동성제약 가구의 비율은 높지만 rule-of-thumb 가구의 비율은 낮을 수 있으므로 임시소득 충격에

대한 한계소비성향이 다른 소득분위보다 높을 수도 낮을 수도 있음.

- 5분위(고소득층)의 경우 유동성제약 가구의 비율이 낮을 뿐 아니라 소비 평탄화에 대한 요구도 높을 것이므로 임시소득 충격에 대한 한계소비성향이 여타 소득분위보다 더 낮을 것으로 예상됨.

○ 유산 동기(세대간 부의 이전)와 소비 보험의 가능성 등을 고려할 때 항상소득 충격에 대한 한계소비성향은 고소득층에서 낮게 나타날 수 있음.

- 고소득층은 자신의 높은 항상소득을 자식들에게 일부 이전함으로써 소비의 세대간 평탄화를 달성하려고 할 수 있음. 반면 저소득층은 자신의 낮은 항상소득을 보전하기 위해 자식들의 미래로부터 자원을 이전받기를 원할 수 있으나 이는 현실적으로 가능하지 않음.

□ 표 III-8에 의하면 임시소득 충격에 대한 한계소비성향은 1분위와 5분위에서 유의하게 낮게 나타나며, 항상소득 충격에 대한 한계소비성향은 5분위에서 유의하게 낮게 나타남.

○ 추정식은 $\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_t + \gamma_0 I[1\text{분위}(5\text{분위})] + \gamma_1 I[1\text{분위}(5\text{분위})] \Delta y_t + e_t$ 이며, 비교집단은 소득 2분위부터 4분위까지임.

- $I[1\text{분위}(5\text{분위})]$ 는 소득 1분위(혹은 5분위)에 속하는 가구에 1의 값을 부여하는 더미 변수임.
- 소득 분위는 각 연도별로 실현된 소득을 기준으로 결정함.
- 열 (1)과 (2)는 $\lambda\phi + (1-\lambda)\alpha$ 에 대한 추정 결과이며 열 (3)과 (4)는 $\lambda\psi + (1-\lambda)\alpha$, 열 (5)와 (6)은 $(1-\lambda)\alpha$ 에 대한 추정 결과임.

[표 III-8] 소득수준과 한계소비성향

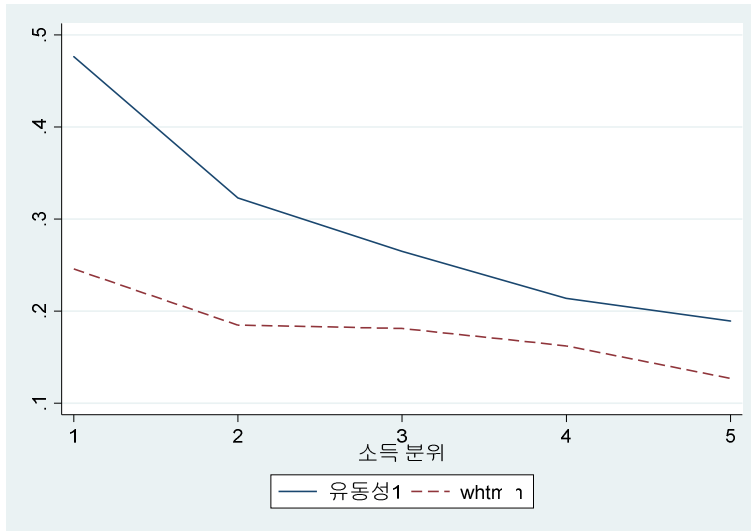
	도구변수 추정					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
β_1	0.3035*** (0.0290)	0.3035*** (0.0272)	0.2207*** (0.0166)	0.2207*** (0.0156)	0.2127*** (0.0166)	0.2127*** (0.0156)
$\gamma_1(1\text{분위})$	0.0151 (0.0437)		-0.0656*** (0.0238)		-0.1020*** (0.0241)	
$\gamma_1(5\text{분위})$		-0.1095** (0.0504)		-0.0611** (0.0288)		-0.0813*** (0.0283)
도구변수	$\sum_{i=-1}^1 \Delta y_{t+i}$		Δy_{t+1}		Δy_{t-1}	
관측치 수	36,891	37,826	42,939	43,227	42,395	42,974

R^2	0.0505	0.0509		0.0600	0.0546		0.0613	0.0618
-------	--------	--------	--	--------	--------	--	--------	--------

주: $\Delta c_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta y_t + \gamma_0 I[1\text{분위}(5\text{분위})] + \gamma_1 I[1\text{분위}(5\text{분위})] \Delta y_t + e_t$ 에 대한 도구변수 추정 결과임. 괄호 안은 표준오차이며 *은 10%, **은 5%, ***은 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

- 열 (1)과 (2)에 의하면 항상소득 충격에 대한 1분위의 한계소비성향은 비교집단에 비해 유의하게 다르지 않지만 5분위의 한계소비성향은 비교집단보다 유의하게 낮은 것으로 나타남.
 - 이러한 결과는 유산 동기(세대간 부의 이전)와 소비 보험의 가능성 등을 고려한 이론적 예측과 부합하는 것으로 보임.
- 한편 열 (3)부터 열 (6)까지의 결과는 임시소득 충격에 대한 한계소비성향이 1분위와 5분위에서 유의하게 더 낮음을 보여줌.
 - 1분위의 한계소비성향이 더 낮다는 것은 기존의 다수 연구들과 상반되는 결과이지만, 본 연구에서 사용하는 자료에 의하면 상당히 강건한 결과라고 판단됨.
 - * 표 III-8은 로그소득과 로그소비로부터 가구주의 연령, 학력, 가구원 수, 경제활동 종사자 수, 연도 더미, 코호트(출생연도) 더미, 지역(광역시도) 더미, 학력과 연도 더미의 교차항, 지역 더미와 연도 더미의 교차항 등에 의해서 결정되는 확정적 부분(deterministic component)을 제거한 잔차항을 이용한 결과이지만, 로그소득과 로그소비의 원자료를 이용하더라도 유사한 결과가 얻어짐. 또한 소득과 소비의 증가율 대신 수준 변수를 이용하거나 소득과 소비의 정의를 일부 수정하더라도 유사한 결과가 얻어짐.
- 1분위의 경우 유동성제약의 가능성이 더 높음에도 불구하고 한계소비성향이 낮게 추정된다면, 이는 앞에서 설명된 바와 같이 1분위(저소득층)가 다른 소득분위에 비해 rule-of-thumb 가구의 비율이 낮기 때문일 수 있음.
 - 기존의 국외 연구들은 1분위의 한계소비성향이 더 높은 이유로서 유동성제약을 들고 있는데, 본 연구의 자료에 의하더라도 유동성제약 가구의 비중은 1분위에서 가장 높게 나타남(그림 III-6 참조).

[그림 III-6] 소득분위별 유동성제약 가구의 비율



- 본 연구의 모형에서 케인지언 소비의 비중을 나타내는 $(1-\lambda)\alpha$ 는 유동성 제약이나 rule-of-thumb에 의한 것으로 볼 수 있으므로 유동성 제약 가구의 비중이 높음에도 불구하고 $(1-\lambda)\alpha$ 가 더 낮다면 그만큼 rule-of-thumb 가구의 비중이 낮기 때문일 것임.
- 혹은 다른 소득 분위에 비해 1분위의 소득의 측정오차(measurement error)가 더 큰 경우에도 임시소득 충격에 대한 1분위의 한계소비성향이 낮게 추정될 수 있음.
 - * 소득의 측정오차는 항상소득 충격에 대한 한계소비성향의 추정에는 큰 영향을 미치지 않음.
 - * 소득의 측정오차와 임시소득 충격을 계량적으로 구분할 수 없으므로 표 III-8의 결과에서 측정오차 문제가 얼마나 중요하게 작용하는지를 판단하기는 어려움.
- 한편 소득분위별 추정치에다 평균소비성향을 곱함으로써 통상적인 한계소비성향을 구해보면 1분위와 2분위의 한계소비성향이 거의 동일하게 얻어짐.
 - 노동패널 자료에 의하면 소득분위별 평균소비성향은 1분위 1.088, 2분위 0.765, 3분위 0.704, 4분위 0.643, 5분위 0.566으로 나타남.
 - 소득분위별 평균소비성향을 표 III-8의 열 (3)과 (4)의 추정결과와 결합하면 통상적인 한계소비성향은 1분위 0.169, 2분위 0.169, 3분위 0.156, 4분위 0.142, 5분위 0.091로 얻어짐.
 - 따라서 표 III-8의 결과는 저소득층일수록 소비의 소득 탄력성이 더 높다는

기존 연구결과와는 부합하지 않지만 저소득층일수록 (통상적인) 한계소비 성향이 더 높다는 결과와는 모순되지 않음.

(6) 임시소득이 MA(1)인 경우

□ 여기서는 결과의 강건성에 대한 테스트로서 임시소득 충격이 i.i.d가 아니라 MA(1) 과정으로 주어지는 경우를 고려하기로 함.

○ 임시소득 충격이 MA(1)인 경우 소득식은 $\Delta y_t = \zeta_t + \Delta \epsilon_t + \theta \Delta \epsilon_{t-1}$ 와 같이 나타내어질 수 있음. 이 때 MA 계수 θ 는 일반적으로 $0 < \theta < 1$ 인 상수일 것으로 예상됨.

- 이 때 항상소득가설을 따르는 소비의 비중이 λ , 단순히 소득의 일정 비율로 결정되는 케인지언 소비의 비중이 $1-\lambda$ 라는 가정 하에서 소비 증가율은 다음과 같이 주어짐.

$$\begin{aligned}\Delta c_t &= \lambda(\phi \zeta_t + \psi \epsilon_t) + (1-\lambda)\alpha \Delta y_t \\ &= \lambda(\phi \zeta_t + \psi \epsilon_t) + (1-\lambda)\alpha(\zeta_t + \Delta \epsilon_t + \theta \Delta \epsilon_{t-1}) \\ &= (\lambda\phi + (1-\lambda)\alpha)\zeta_t + (1-\lambda)\alpha \Delta \epsilon_t + \lambda\psi \epsilon_t + (1-\lambda)\alpha\theta \Delta \epsilon_{t-1}\end{aligned}$$

○ 새로운 Δy_t , Δc_t 에 의하면 지금까지 한계소비성향의 추정에서 사용된 소득과 소비 간의 공분산 식은 아래와 같이 나타낼 수 있음.

$$-\frac{E(\Delta c_t \Delta y_{t-1})}{E(\Delta y_t \Delta y_{t-1})} = \frac{(1-\theta)^2(1-\lambda)\alpha\sigma_\epsilon^2}{(1-\theta)^2\sigma_\epsilon^2} = (1-\lambda)\alpha$$

$$\frac{E(\Delta c_t \Delta y_{t+1})}{E(\Delta y_t \Delta y_{t+1})} = \frac{(1-\theta)^2(1-\lambda)\alpha\sigma_\epsilon^2 + (1-\theta)\lambda\psi\sigma_\epsilon^2}{(1-\theta)^2\sigma_\epsilon^2} = (1-\lambda)\alpha + \frac{\lambda\psi}{1-\theta}$$

- 이 식에 의하면 $\frac{E(\Delta c_t \Delta y_{t-1})}{E(\Delta y_t \Delta y_{t-1})}$ 는 MA 계수 θ 의 값과 무관하게 일정함을 알 수 있음. 따라서 케인지언 소비의 중요성을 나타내는 $(1-\lambda)\alpha$ 는 이전과 마찬가지로 $\frac{E(\Delta c_t \Delta y_{t-1})}{E(\Delta y_t \Delta y_{t-1})}$ 를 통해서 구할 수 있음.

- 반면 $\frac{E(\Delta c_t \Delta y_{t+1})}{E(\Delta y_t \Delta y_{t+1})}$ 의 값은 θ 와 무관한 것이 아니라 $\theta(0 < \theta < 1)$ 가 커짐에 따라 같이 증가함. 따라서 임시소득 충격이 MA(1) 과정으로 주어진다면

$\frac{E(\Delta c_t \Delta y_{t+1})}{E(\Delta y_t \Delta y_{t+1})}$ 은 더 이상 임시소득 충격에 대한 한계소비성향의 추정량으로서 타당하지 않게 됨.

* MA(1)의 가정 하에서 $\frac{E(\Delta c_t \Delta y_{t+1})}{E(\Delta y_t \Delta y_{t+1})}$ 가 임시소득 충격에 대한 한계소비

성향 $(1-\lambda)\alpha + \lambda\psi$ 을 과대추정하게 되는 이유는 금기의 임시소득 충격 ϵ_t 가 c_t 만이 아니라 y_{t+1} 에도 양의 영향을 미치기 때문임.

- 따라서 만일 임시소득 충격이 MA(1) 과정을 따른다면 임시소득 충격에 대한 한계소비성향을 새로 추정할 필요가 있음.

□ 임시소득 충격이 MA(1)에 해당하는지 살펴보기 위하여 소득 증가율의 자기 공분산 및 소비 증가율과의 교차 공분산을 계산한 결과에 의하면 MA(1) 계수는 대체로 0에 가까운 작은 값으로 추정됨.

○ $\Delta y_t = \zeta_t + \Delta \epsilon_t + \theta \Delta \epsilon_{t-1}$ 인 경우 1계 자기 공분산은 $E(\Delta y_t \Delta y_{t+1}) = -(1-\theta)^2 \sigma_\epsilon^2$, 2계 자기 공분산은 $E(\Delta y_t \Delta y_{t+2}) = -\theta \sigma_\epsilon^2$ 로 주어짐. 따라서 1계 공분산과 2계 공분산의 비율을 통하여 θ 를 추정할 수 있음.

- 또한 Δy_t 와 Δc_t 의 가정에 의하면 $E(\Delta c_t \Delta y_{t+1}) = -(1-\theta) \sigma_\epsilon^2 ((1-\lambda)\alpha + \lambda\psi)$, $E(\Delta c_t \Delta y_{t+2}) = -\theta \sigma_\epsilon^2 ((1-\lambda)\alpha + \lambda\psi)$ 이므로 이들 공분산의 비율을 통해서도 θ 를 추정할 수 있음.

○ 표 III-9의 추정결과에 의하면 $E(\Delta y_t \Delta y_{t+1})$ 와 $E(\Delta c_t \Delta y_{t+1})$ 가 모든 연도에서 유의한 음의 값으로 얻어지는 반면, $E(\Delta y_t \Delta y_{t+2})$ 는 모든 연도에서 0과 유의하게 다르지 않으며 $E(\Delta c_t \Delta y_{t+2})$ 는 2015년을 제외한 모든 연도에서 0과 유의하게 다르지 않음.

- 표 III-9의 표준오차는 복원추출 1,000번의 bootstrapping을 통해 구한 것임.

- 전체 표본기간을 대상으로 할 경우에는 $E(\Delta y_t \Delta y_{t+2})$ 가 -0.0017로서 10% 수준에서 유의하게 0과 다른 것으로 나타남.

○ 전체 표본기간을 대상으로 한 $E(\Delta y_t \Delta y_{t+1})$ 과 $E(\Delta y_t \Delta y_{t+2})$ 의 추정치에 의하면 $\frac{\theta}{(1-\theta)^2} = 0.0298$ 즉 $\theta = 0.0282$ 이므로, 설사 θ 가 유의하게 0과 다르다 하

더라도 그 크기는 0에 가까운 작은 값이라고 할 수 있음.

□ 임시소득 충격의 MA(1) 계수가 $\theta=0.0282$ 인 경우 임시소득 충격에 대한 한계 소비성향은 $\theta=0$ 인 경우와 크게 다르지 않은 것으로 나타남.

○ 표 III-3의 열 (2)와 (3)의 추정 결과에 의하면 $\frac{E(\Delta c_t \Delta y_{t-1})}{E(\Delta y_t \Delta y_{t-1})} = (1-\lambda)\alpha = 0.1850$

이 고 $\frac{E(\Delta c_t \Delta y_{t+1})}{E(\Delta y_t \Delta y_{t+1})} = (1-\lambda)\alpha + \frac{\lambda\psi}{1-\theta} = 0.2025$ 이므로 $\frac{\lambda\psi}{1-\theta} = 0.0175$ 임.

- 따라서 $\theta=0.0282$ 이라면 $\lambda\psi=0.017$ 및 $(1-\lambda)\alpha + \lambda\psi = 0.2020$ 이 되므로 진정한 한계소비성향 $(1-\lambda)\alpha + \lambda\psi$ 는 $\frac{E(\Delta c_t \Delta y_{t+1})}{E(\Delta y_t \Delta y_{t+1})} = 0.2025$ 와 크게 다르지 않음.

○ 따라서 임시소득 충격이 i.i.d라는 가정은 한계소비성향의 추정에 있어서 무리가 없는 가정이라고 판단됨.

[표 III-9] 소득 증가율과 소비 증가율의 공분산

	(1) $E(\Delta y_t \Delta y_{t+1})$	(2) $E(\Delta y_t \Delta y_{t+2})$	(3) $E(\Delta c_t \Delta y_{t+1})$	(4) $E(\Delta c_t \Delta y_{t+2})$
2002	-0.0705 (0.0054)	-0.0064 (0.0050)	-0.0084 (0.0037)	-0.0068 (0.0037)
2003	-0.0678 (0.0052)	-0.0037 (0.0048)	-0.0118 (0.0036)	0.0019 (0.0038)
2004	-0.0696 (0.0050)	0.0008 (0.0045)	-0.0136 (0.0033)	0.0025 (0.0034)
2005	-0.0643 (0.0044)	-0.0035 (0.0042)	-0.0107 (0.0033)	0.0012 (0.0034)
2006	-0.0600 (0.0043)	0.0022 (0.0037)	-0.0125 (0.0031)	-0.0019 (0.0031)
2007	-0.0572 (0.0044)	-0.0010 (0.0042)	-0.0116 (0.0029)	-0.0013 (0.0029)
2008	-0.0580 (0.0044)	0.0013 (0.0043)	-0.0130 (0.0029)	-0.0011 (0.0031)
2009	-0.0561 (0.0044)	-0.0059 (0.0040)	-0.0138 (0.0029)	-0.0030 (0.0030)
2010	-0.0653 (0.0043)	-0.0040 (0.0034)	-0.0165 (0.0027)	-0.0004 (0.0028)
2011	-0.0586 (0.0037)	-0.0041 (0.0031)	-0.0110 (0.0025)	-0.0006 (0.0026)
2012	-0.0551 (0.0039)	0.0027 (0.0032)	-0.0107 (0.0025)	-0.0003 (0.0024)
2013	-0.0606	-0.0038	-0.0113	-0.0040

	(0.0037)	(0.0030)	(0.0024)	(0.0022)
2014	-0.0457 (0.0034)	0.0005 (0.0030)	-0.0096 (0.0021)	0.0018 (0.0021)
2015	-0.0532 (0.0035)	-0.0009 (0.0028)	-0.0051 (0.0021)	-0.0044 (0.0019)
2016	-0.0461 (0.0031)	-0.0026 (0.0029)	-0.0075 (0.0022)	0.0014 (0.0021)
2017	-0.0473 (0.0034)	0.0000 (0.0024)	-0.0095 (0.0020)	0.0019 (0.0018)
2018	-0.0445 (0.0032)	NA	-0.0050 (0.0017)	NA
전체기간	-0.0569 (0.00098)	-0.0017 (0.00087)	-0.0106 (0.0006)	-0.0007 (0.0007)

주: 괄호 안은 복원추출 1,000번의 bootstrapping을 통해 구한 표준오차임.

IV. 실증 분석: 설문 자료를 이용한 한계소비성향의 추정

□ 고령화연구패널 1차-6차 조사 중 가상의 현금 1,000만원의 사용 용도에 대한 설문 결과를 이용하여 한계소비성향을 추정

- 가상의 현금 1,000만원은 일회적 소득에 해당하므로 이를 통해 임시소득 충격에 대한 한계소비성향을 추정할 수 있을 것임.
 - 실제 소득 자료는 임시소득과 항상소득을 구분하는 작업이 필요하지만 가상의 현금에 대한 설문 결과는 별도의 통계적 처리 없이 임시소득 충격에 대한 반응이라고 해석할 수 있음.
 - 소득세 환급금도 유사한 성격의 일시적 충격에 해당하지만 재정패널 자료에는 소득세 환급금의 주된 용도로서 소비와 저축 중 택일하도록 되어 있음. 이와 달리 가상의 현금에 대한 처분은 연속적 값을 가지므로 한계소비성향의 추정에 보다 적합하다고 할 수 있음.
 - 단, 가상의 현금의 일부를 소비 용도로 사용하는 대신 기존의 소득을 소비가 아닌 다른 용도로 전환할 수도 있으므로, 가상의 현금의 용도만을 따로 분석함으로써 얻어진 추정치는 제한적으로 수용될 필요가 있을 것임.
- 1,000만원의 사용 용도로는 (1)저축 또는 투자, (2)빚을 갚는다, (3)자식 또는 친척에게 주거나 사회에 기부, (4)집, 차, 가구, 가전용품 등을 구입, (5)여행 등 여가 생활, (6)기타 등이 제시되어 있으며, 이 가운데 소비 지출에 해당하는 (4)번 및 (5)번의 금액을 한계소비성향으로 간주
 - 전체적으로는 (1)저축 또는 투자의 비중이 약 517만원으로서 가장 높으며,

(4)집, 차, 가구, 가전용품 등을 구입 혹은 (5)여행 등 여가 생활에 할당된 금액은 약 277만원임.

- 따라서 이 설문결과에 의하면 평균적인 한계소비성향은 0.277로서 Hall and Mishkin(1982), Jappelli and Pistaferri(2006), 이영욱(2021) 등의 추정결과와 대체로 유사하다고 할 수 있음.

○ 소득 분위별로는 1분위에서 저축의 비중이 가장 높고 소비(내구재 구입 및 여행)의 비중이 가장 낮으며 5분위는 그 반대임.

- 학력의 경우에도 1집단(초등학교 졸업이하)에서 저축의 비중이 가장 높고 소비의 비중이 가장 낮으며, 4집단(대학교 졸업이상)은 그 반대임.

○ 유동성의 척도로서 금융자산/소득 비율을 이용하여 전체 가구를 6분위로 나누었을 때, 0분위(금융자산=0인 집단)와 1분위(금융자산>0인 가구들 가운데 유동성이 하위 20%인 집단)에서 저축 및 부채 상황에 사용하는 비중이 가장 높게 나타나고 소비에 사용하는 비중이 가장 낮게 나타남.

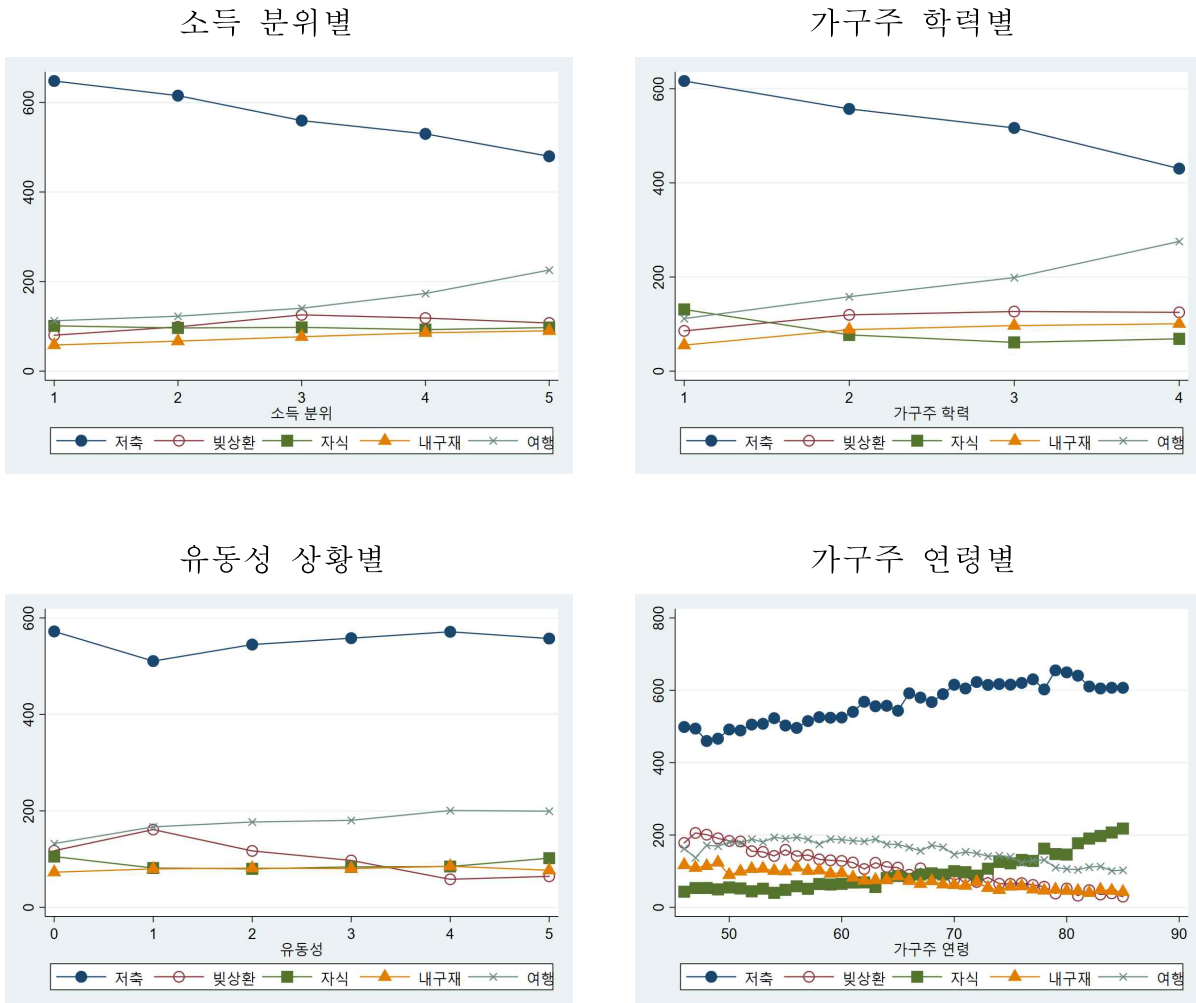
- * 유동성의 정도를 6개 집단으로 나눈 이유는 금융자산이 0이라고 답한 가구들의 비중이 약 50% 정도로서 높게 나타나기 때문임. 따라서 금융자산이 0인 가구들을 별도의 집단으로 설정하고 나머지 가구들을 관례대로 5분위로 나누었음.

○ 가구주 연령별로는 연령이 높을수록 저축의 비중이 높으며 소비의 비중은 낮아짐.

- 고령화연구패널의 경우 45세 이상 개인들로 표본이 구성되어 있어서 앞 절의 한국노동패널 자료의 분석과 차이가 있지만, 연령과 더불어 저축의 비중이 상승하고 소비의 비중이 하락하는 경향은 뚜렷이 관찰됨.
- 또한 연령이 높을수록 (3)번 용도(자식 또는 친척에게 주거나 사회에 기부)의 비중이 상승하는 경향을 확인할 수 있음.

[그림 III-7] 현금 1,000만원의 예상 용도

(단위: 만원)



□ (4)번 및 (5)번 항목에 대한 지출을 종속변수로 하고 소득 수준, 가구주 학력, 가구주 연령, 유동성 등을 설명변수로 하는 회귀분석에서도 유사한 결과가 관찰됨.

○ 그림 III-7은 소비에 영향을 미칠 수 있는 여러 요인들을 하나씩 개별적으로 고려한 것이므로 여러 요인들을 동시에 고려할 경우에도 주요 패턴이 그대로 유지되는지 확인할 필요가 있음.

- 예를 들면 고령 인구는 일반적으로 소득 수준이나 학력이 낮고 유동성도 부족한 경우가 많으므로 연령에 따른 한계소비성향의 변화는 사실은 다른 요인들의 효과를 반영한 것일 수도 있음.

○ 표 III-10에 의하면 여러 변수들을 동시에 고려한 회귀분석에서도 대체로 유

사한 결과가 얻어짐.

- 노동패널자료의 분석과 일관성을 유지하기 위하여 표 III-10에서는 가구주 연령을 65세 이하로 제한함.
- 표 III-10의 열 (1)은 표본 기간 동안의 각 변수의 가구별 평균치를 관측치로 사용한 횡단면 OLS 추정 결과이며, 열 (2)는 패널 자료에 대한 임의효과 추정 결과이며, 열 (3)은 소득과 유동성의 관측치들을 몇 개의 분위로 나누어 각 분위별 효과를 추정한 결과임.
- 표 III-10에 의하면 추정 방법에 상관없이 한계소비성향(종속변수)은 소득 및 유동성과 양의 관계를 나타내며, 가구주 교육수준과도 양의 관계를 나타냄.
* $\log(\text{소득})$ 의 계수가 58.94이라는 것은 $\log(\text{소득})$ 이 1만큼 증가(소득이 약 2.72배 증가)할 때 소비성향이 5.894% 포인트 더 높아짐을 의미함.
- 단, 가구주 연령은 그림 III-7에서는 소비성향과 음의 관계를 나타내었으나 표 III-10의 회귀분석에서는 소비성향에 유의한 양의 효과를 미치는 것으로 나타남.
- 자녀 수는 유의한 음의 계수를 가지므로 자식이 많을수록 소비성향이 낮아진다고 할 수 있음.
- 건강 상태는 1(최상)부터 5(나쁜 편)까지 값을 가지는 변수로서, 표 III-10에 의하면 건강 상태가 좋을수록 소비성향이 높아지는 것으로 나타남.

[표 III-10] 한계소비성향의 결정 요인

	OLS (1)	Random Effects (2)	Random Effects (3)
$\log(\text{소득})$	58.94*** (11.79)	41.94*** (4.653)	
소득 1분위 더미			-75.03*** (13.70)
소득 2분위 더미			-65.06*** (11.92)
소득 3분위 더미			-72.28*** (10.94)
소득 4분위 더미			-27.05*** (9.135)
유동성	16.25*** (4.042)	22.37*** (3.967)	
유동성 1분위 더미			-45.00*** (10.38)
유동성 2분위 더미			-40.23*** (13.30)
유동성 3분위 더미			-40.82*** (12.95)
유동성 4분위 더미			-8.118 (13.46)

유동성 5분위 더미			1.787 (13.18)
중졸 더미	83.38*** (22.54)	29.01** (12.71)	33.53*** (12.24)
고졸 더미	93.94*** (20.68)	69.99*** (11.81)	76.20*** (11.34)
대졸 더미	140.5*** (24.86)	126.3*** (15.30)	136.4*** (14.62)
가구주 연령	5.161*** (1.891)	2.548*** (0.881)	1.911** (0.835)
자녀 수	-21.99*** (8.092)	-14.26*** (4.633)	-14.07*** (4.441)
건강 상태	-52.55*** (12.37)	-26.83*** (4.135)	-23.86*** (3.965)
관측치 수	1,349	12,420	13,559
가구 수	1,349	3,566	3,832

주: 괄호 안은 표준오차이며 *은 10%, **은 5%, ***은 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄. 식 (2)와 (3)에는 연도 더미들이 포함되어 있음.

□ 그림 III-7과 표 III-10의 결과는 앞 절의 노동패널 자료의 분석에 의한 결과와 대부분 상반되므로, 이러한 차이가 나타나는 이유에 대한 고민이 필요

○ 앞 절의 노동패널 자료 분석에 의하면 임시소득 충격에 대한 한계소비성향은 1분위를 제외하고는 소득 수준이 높을수록 낮아지는 경향이 있으며(표 III-8), 가구주 학력이 높고(표 III-7) 가구주 연령이 낮을수록(표 III-6), 그리고 유동성이 풍부할수록(표 III-4 및 표 III-5) 더 낮게 나타남.

○ 이러한 차이가 발생하는 원인으로는 첫째, 가상의 현금에 대한 설문 자료가 실제 소비 행위를 관찰한 것이 아니므로 가상의 현금을 소비 용도로 사용하는 대신 기존의 소득을 소비가 아닌 다른 용도로 전환할 가능성을 제대로 반영하지 못한다는 점을 들 수 있음.

○ 또다른 설명으로는 1,000만원이라는 금액이 저소득층에게는 상당히 큰 임시소득 충격에 해당하지만 고소득층에게는 그다지 중요하지 않은 충격이라는 점을 들 수 있음.

- 저소득 가구는 1,000만원이라는 임시소득 충격에 대해서 rule-of-thumb이 아니라 항상소득가설에 따른 소비 평탄화를 적극적으로 추구할 유인이 있음. 또한 저소득 가구가 유동성제약 하에 있는 경우에도 목표 소비 수준 자체가 낮을 것이므로 1,000만원중 상당 부분은 저축으로 활용될 것임.
- 반면 고소득 가구의 경우 1,000만원이 그다지 크지 않은 충격이라면 항상소득가설에 따라 소비 평탄화 및 자산 포트폴리오 재구성을 추구하기보다는

rule-of-thumb에 따라 행동할 수 있을 것임.

- * 고령화연구패널의 해당 설문에서 제시된 소비 항목은 내구재(자동차, 가구, 가전 제품, 주택 등)나 사치재(여행 및 여가 생활)의 성격이 강하므로 상대적으로 고소득층의 수요가 높게 측정될 가능성이 있음.
- * 실제로 금번 코로나 사태에 따른 재난지원금에 대해서도 썬글래스나 한우 등 내구재/사치재의 구입에 사용되었다는 지적이 있었음.

- 만일 1,000만원의 처분이 고소득층에서는 rule-of-thumb에 따라 이루어지고 저소득층에서는 항상소득가설에 따라 이루어진다면 실제로 고소득층의 한계 소비성향이 더 높게 나타날 수 있을 것임.

□ 이상의 논의에 의하면 특정 재정 프로그램에 따른 한계소비성향은 프로그램의 세부 내용에 따라 상당히 다른 패턴을 나타낼 수 있을 것으로 판단됨.

- 지급액의 수준이 고소득층에게는 크지 않지만 저소득층에게는 큰 충격으로 간주될 금액이라면 고소득층의 한계소비성향이 더 높게 나타날 수 있음.
 - 반면, 소액의 일회성 지급금의 경우에는 저소득층에서도 당장의 유동성 제약 해소 및 rule-of-thumb에 따른 소비로 활용할 것이므로 저소득층의 한계 소비성향이 더 높게 나타날 수 있을 것임.

- 재정 지원의 일회성 혹은 정규성에 따라 임시소득 충격과 항상소득 충격의 구분이 이루어질 것이므로 한계소비성향도 다르게 나타날 수 있음.

V. 결론 및 정책적 함의

□ 본 연구는 한계소비성향에 관한 다양한 이론적 논의에 근거하여 새로운 추정 모형 및 추정 방법을 제시하고 그로부터 유의미한 실증분석 결과를 도출함.

- 기존 연구의 정리 및 이론적 논의
 - 베이스라인 모형인 Hall and Mishkin(1982)의 항상소득가설 외에 소비보험 이론, 유동성 제약, 케인지언 소비(rule-of-thumb) 등의 다양한 이론적 논의들을 정리함.
 - 다양한 이론적 논의에 기초하여 항상소득가설을 따르는 소비자와 케인지언 소비자를 모두 포괄하는 추정 모형을 제시

* 개인들은 소득 충격이 크지 않을 경우에는 단순히 소득에 비례하여 소비를 조정하는 케인지언 방식(rule-of-thumb)에 따라 행동하고, 소득 충격이 클 경우에는 항상소득가설에서와 같이 생애효용을 극대화하기 위한 소비평탄화 및 자산 재구성을 실행하는 방식으로 행동할 가능성(bounded rationality)

○ 추정 모형 및 추정 방법 개선

- 항상소득가설을 따르는 소비자와 케인지언 소비자를 모두 포괄하는 추정모형을 설정함으로써 새로운 정보(소비 증가율과 과거 소득 증가율 간의 공분산)까지 활용하여 한계소비성향을 추정
- * $E(\Delta c_t \Delta y_{t-1})$ 라는 정보를 활용한다는 것이 Blundell, Pistaferri, and Preston (2008), Kaplan, Violante, and Weidner(2014), 권규호(2017), 정용승·김영일(2019) 등 기존 연구들과의 중요한 차이점이라고 할 수 있음.
- 또한 항상소득이 random walk이 아닐 가능성, 임시소득이 MA(1)으로 주어질 가능성 등을 부차적으로 고려함으로써 추정 결과의 강건성을 높이고자 하였음.

○ 다양한 데이터베이스의 활용

- 본 연구에서는 한국노동패널자료의 실제 소득 및 소비 자료 외에 고령화연구패널자료의 가상의 소득충격에 대한 설문자료를 이용하여 한계소비성향 추정
- * 기존 연구들에 의하면 일반적으로 가상의 소득충격이나 특정 사례 연구로부터 얻어진 한계소비성향이 실제 소득 및 소비 자료에 대한 분석으로부터 얻어진 한계소비성향보다 더 큰 경향이 있는 것으로 나타남.
- * 본 연구에서는 실제 소득 자료와 가상의 소득 충격에 대한 자료를 모두 분석함으로써 한계소비성향의 다양한 측면을 제시함.

○ 새로운 추정결과의 제시

- 본 연구의 추정결과에 의하면 임시소득에 대한 한계소비성향은 유의하게 0보다 큰 것으로 추정됨.
- 한계소비성향을 추정한 기존의 국내 연구들은 대부분 임시소득과 항상소득을 구분하지 않거나 아니면 재난지원금과 같은 특정 사례만을 대상으로 하고 있으나, 본 연구에서는 일반적인 임시소득 충격을 대상으로 하여 유의한 한계소비성향의 추정치를 제시함.

- 또한 유동성제약 여부, 가구주 연령, 학력, 소득 분위 등 다양한 기준에 따른 세부 집단별로 한계소비성향의 차이를 분석함.

□ 본 연구의 분석결과는 이론적/정책적으로 다양한 함의들을 제시

- 단순한 항상소득가설의 예측과 달리 임시소득 충격에 대한 소비의 탄력성은 약 0.2로 추정되므로, 임시소득 충격을 유발하는 재정정책 및 통화정책의 유효성에 대한 인식이 보다 확대될 필요가 있음.
- 또한 본 연구의 추정결과에 의하면 소득 충격이 작을 때에는 소비자들이 케인 지언적인 rule-of-thumb에 따라 행동하지만 소득 충격이 충분히 클 때에는 항상소득가설에서와 같이 소비평탄화를 보다 적극적으로 추구하는 것으로 보임.
 - 따라서 향후 케인지언 모형의 개발에 있어서 유동성제약만이 아니라 소득 충격의 크기에 따른 개인의 이질성을 고려하는 접근도 유용할 것으로 판단 됨.
- 한계소비성향의 크기는 세부집단별로 유의미한 차이를 보이므로 소득 충격의 분포에 따라 총소비에 미치는 영향이 달라질 수 있음.
 - 따라서 저소득, 고령층과 같이 한계소비성향이 높은 집단에 재정 지원이 집중될 경우에는 그렇지 않은 경우에 비해 소비 진작 효과가 더 클 것으로 예상됨.
 - 본 연구의 실증분석 결과에 의하면 대체로 저소득층, 고령층, 유동성제약 가구, 저학력 가구 등에서 임시소득 충격에 대한 소비의 소득 탄력성이 더 높게 나타나는데, 이들 집단은 또한 평균소비성향이 높다는 특징을 가짐. 따라서 이들 집단의 경우 통상적인 의미에서의 한계소비성향(=소비의 소득 탄력성*평균소비성향)은 더욱 높을 것으로 예상할 수 있음.
- 취약계층에 대한 사회보장 제도의 확충은 이들의 후생복지를 개선하는 것만이 아니라 경기 안정화에도 긍정적인 영향을 미칠 수 있음.
 - 일반적으로 경기침체기에는 저소득층의 소득이 더 큰 비율로 감소하는 경향이 있는데, 한계소비성향이 높은 저소득층의 소득 감소는 소비의 감소를 통해 경기침체를 확대시키는 효과를 가질 수 있음.
 - 따라서 경기침체시 취약계층에 대한 사회보장 제도를 확충함으로써 경기침

체의 폭을 완화하는 효과를 기대할 수 있음.

- 특정 재정 프로그램이 소비에 미치는 영향은 지급액의 크기, 지급 방식 등 세부 내용에 따라 상당히 달라질 수 있을 것으로 예상됨.
 - 지급액의 수준이 고소득층에게는 크지 않지만 저소득층에게는 큰 충격으로 간주될 만한 금액이라면, 저소득층의 경우 소비평탄화 동기가 작용하여 한계소비성향이 고소득층보다 오히려 더 낮게 나타날 수도 있을 것임.
 - 반면 소액의 일회성 지급금의 경우에는 대부분의 소비자들이 소비평탄화의 대상으로 간주하지 않음에 따라 한계소비성향이 높게 나타날 수 있음.
 - 또한 재난지원금과 같이 사용기간이 지정되어 있는 경우에 소비자들은 일 단 사용기간 내에 지출을 늘리게 되므로 소비진작 효과가 더 크게 나타날 것으로 예상됨.
- * 재난지원금의 액수가 아주 크지 않다면 케인지언 rule-of-thumb에 따라 소비가 이루어지고 재난지원금으로 인한 소비 증가만큼 다른 소비를 감소시키는 조정이 이루어지지 않을 수 있음.

참고문헌

- 강창희·우석진·이우진, 2021, “2020년 제 1차 긴급재난지원금이 가구 소비에 미친 영향: 가계동향조사를 이용한 분석,” 2021 경제학 공동학술대회 자료집.
- 고선·송헌재·성명재, 2010, “유가환급금 및 종합부동산세 환급금이 가구 소비지출에 미친 영향 분석 및 정책 시사점,” 한국조세연구원 보고서.
- 권규호, 2017, “소득과 소비 불평등 추이에 관한 실증 연구,” KDI 정책연구 시리즈 2017-23.
- 남재현·이래혁, 2021, “코로나19 긴급재난지원금이 가구 소비에 미치는 영향 -소득 계층별 비교를 중심으로,” 사회복지정책 48권 1호.
- 노용환, 2021, “한계소비성향 추정을 통한 이전지출의 소비효과 분석,” 보건사회연구 41권 2호.
- 박종선, 2013, “소득세 환급액에 대한 가계의 소비반응,” 제 5회 재정패널 학술대회 발표자료.
- 오현희, 2017, “소득계층별 소비성향 분석”, NABO 경제동향&이슈 제60호.
- 우진희·강동익, 2019, “가계의 이질성을 고려한 이전지출의 승수효과 분석,” 한국조세재정연구원 연구보고서 19-12.
- 이승호, 2020, “코로나19 확산과 가구의 소득, 지출 변화,” 노동리뷰 189.
- 이영욱, 2021, “긴급재난지원금 현금수급가구의 소비 효과,” 노동경제논집 44권 1호.
- 이진희·송철중, 2019, “한국의 소득계층별 소득과 소비의 관계 분석: 확산효과지수를 이용하여,” Journal of The Korean Data Analysis Society, 21권 2호.
- 이철희, 2020, “사회보장 지원사업의 소비 진작 등 경제적 영향 분석,” 사회보장위원회 용역보고서.
- 이태석·김미루·오윤해·이영욱, 2020, “긴급재난지원금 지급에 관한 연구 II,” 한국개발연구원 용역보고서.
- 전승훈·신영임, 2009, “가계의 소비구조, 소비불평등, 한계소비성향의 변화와 정책시사점,” 국회예산정책처 보고서.
- 정용승·김영일, 2019, “유동성제약을 고려한 소비의 변동성과 소비 갭 분석,” 한국경제의 분석, 25(2).

- Attanasio, O., and S. J. Davis, 1996, "Relative Wage Movements and the Distribution of Consumption," *Journal of Political Economy* 104(6).
- Auclert, A., 2019, "Monetary Policy and the Redistribution Channel," *American Economic Review*, 109(6).
- Auclert, A., and M. Rognlie, 2018, "Inequality and Aggregate Demand," NBER Working Paper 24280.
- Baker, S. R., R. A. Farrokhnia, S. Meyer, M. Pagel, and C. Yannelis, 2020, "Income, Liquidity, and the Consumption Response to the 2020 Economic Stimulus Payments," NBER Working Paper w27097.
- Blundell, R., H. Low, and I. Preston, 2007, "Income Risk and Consumption Inequality: A Simulation Study," IFS Working Papers W04/26.
- Blundell, R., L. Pistaferri, and I. Preston, 2008, "Consumption Inequality and Partial Insurance," *American Economic Review*, 98(5).
- Browning, M., and M. Collado, 2001, "The Response of Expenditures to Anticipated Income Changes: Panel Data Estimates," *American Economic Review* 91(3).
- Browning M, and T. Crossley, 2001, "The Life-Cycle Model of Consumption and Savings," *Journal of Economic Perspectives* 15(3).
- Carroll, C., 2001, "Precautionary Saving and the Marginal Propensity to Consume out of Permanent Income," *Journal of Monetary Economics* 56(6).
- Chetty, R., J. N. Friedman, N. Hendren, and M. Stepner, 2020, "The Economic Impacts of COVID-19: Evidence from a New Public Database Built from Private Sector Data." NBER Working Paper w27431.
- Cochrane, J. H., 1991, "A Simple Test of Consumption Insurance," *Journal of Political Economy* 99(5).
- Commault, J., 2021, "Does Consumption Respond to Transitory Shocks?" *American Economic Journal: Macroeconomics* (forthcoming).
- Debortoli, D., and J. Galí, 2017, "Monetary Policy with Heterogeneous Agents: Insights from TANK models," *Economics Working Papers* 1686, Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra.

- Farhi, E., and I. Werning, 2019, “Monetary Policy, Bounded Rationality and Incomplete Markets,” *American Economic Review*, 109(11).
- Hall, R. and F. Mishkin, 1982, “The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data on Households,” *Econometrica*, 50(2).
- Jappelli T, and L. Pistaferri, 2006, “Intertemporal Choice and Consumption Mobility,” *Journal of European Economic Association*, 4(1).
- Kaplan, G., G. Violante, and J. Weidner, 2014, “The Wealthy Hand-to-Mouth,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 45(1).
- Kaplan, G., B. Moll, and G. L. Violante, 2018, “Monetary Policy according to HANK,” *American Economic Review* 108(3).
- Karger, E., and A. Rajan. 2020. “Heterogeneity in the Marginal Propensity to Consume: Evidence from Covid-19 Stimulus Payments.” *Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper* 2020 - 15.
- Kim, S., K. Koh, and W. Lyoo, 2020, “Do COVID-19 Stimulus Payments Stimulate the Economy? Evidence from Card Transaction Data in South Korea,” Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3701676>
- Ravn, M., and V. Sterk, 2020, “Macroeconomic Fluctuations with HANK & SAM: An Analytical Approach,” *Journal of the European Economic Association*, 19(2).
- Scholnick, B., 2010, “Credit Card Use after the Final Mortgage Payment: Does the Magnitude of Income Shocks Matter?” *ECB Working Paper* 1142.