creative commons

COMMONS DEED

저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:

저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.

비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.

변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 이용허락규약(Legal Code)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

Disclaimer

dCollection

경제학 석사 학위논문

소득분위별 한계소비성향 및 부채유형별 평균소비성향 변화 연구 : 2012년 ~ 2020년

2022년 2월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학 전공

허 수 민

소득분위별 한계소비성향 및 부채유형별 평균소비성향 변화 연구 : 2012년 ~ 2020년

지도교수 류 근 관

이 논문을 경제학 석사 학위논문으로 제출함

2022년 1월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학 전공

허 수 민

허수민의 석사 학위논문을 인준함

2022년 1월

위 원 장 _____ 김 영 식 _____ (인)

부위원장 _____ 류 근 관 _____ (인)

위 원 _____ 이 정 민 _____ (인)

국문초록

소득 양극화와 급속한 저출산-고령화로 인해 가계소비 규모 하방요인이 증대되고, 가계부채 위험과 부동산 시장 과열로 인해 가계소비 불확실성이 확대되고 있다. 이에 따라 가계 소득수준 및 재무상태가 소비에 미치는 영향을 분석하기 위해 2012년~2020년 마이크로(micro) 데이터를 이용하여 소득분위별 한계소비성향 및 부채유형별 평균소비성향 변화를 추정하였다.

선형 스플라인(linear spline) 모형 적용 및 이상치(outlier) 보정을 통해, 한계소비성향이 소득분위와 반비례하고 최근 연도로 올수록 전반적으로 감소하는 추세를 관측하여 기존의 선행연구를 지지하고 일부 개선하는 결과를 확인할 수 있었다. 또한 가계 유동성에 미치는 상반된 효과를 고려하여 부채 변수를 유형별로 분석한 결과, 2017년을 기점으로 자산형 부채의 평균소비성향이 마이너스에서 플러스로 전환되는 현상을 관측하였다.

분석기간 동안 소득분위와 한계소비성향의 반비례 관계가 일관되게 나타나는 것으로 볼 때, 저소득층을 고려한 소득 재분배 정책이 여전히 유효한 것으로 판단된다. 자산형 부채의 평균소비성향이 최근 플러스로 전환된 것은 소비 활성화를 통한 경기 회복 관점에서는 긍정적인 측면이 있다. 하지만 가계부채 규모의 빠른 증가를 동반하고 있고 부동산 자산 및 자산형 부채가 고소득층에 집중되어 있음을 감안할 때, 소비시장의 안정성과 분배적 형평성 측면에서의 부정적인 영향에 주목하여 이에 대한 정책적 대응이 필요하다고 판단된다.

주요어 : 소득분위, 소비성향, 가계 유동성, 자산형 부채, 스플라인
학 번 : 2018-23068

목 차

제 1 장 서 론 ····· 1
제 1 절 머리말 ····· 1
제 2 절 선행연구 ····· 3
2.1. 국내 선행연구 ····· 3
2.2. 해외 선행연구 ····· 4

제 2 장 본 론 ····· 6
제 1 절 데이터 및 모델 ····· 6
1.1. 데이터 소개 ····· 6
1.2. 모델 및 가설 소개 ····· 7
제 2 절 탐색적 분석 ····· 11
2.1. 기술통계량 분석 ····· 11
2.2. 매크로(macro) MPC 추정 ····· 19
제 3 절 실증 분석 ····· 21
3.1. 모델별 비교 ····· 21
3.2. 소득분위 분류기준별 비교 ····· 24
3.3. 일반 회귀분석과 스플라인 회귀분석 비교 ····· 28
3.4. 삼중 차분(triple difference) 모형 ····· 30

제 3 장 결 론 ····· 37
제 1 절 요약 및 시사점 ····· 37
제 2 절 한계 및 제언 ····· 39

참고문헌 ····· 40
Abstract ····· 43
Appendix ····· 45

표 목 차

[표 1] 주요변수 요약통계량 ····· 11
[표 2-1] 경상소득, 가처분소득, 가계소비 ····· 13
[표 2-2] 소득 및 소비변수의 ‘12년 대비 ‘20년 증감률 ···· 13
[표 3] 각 소득분위에 따른 부채유형별 분포 추세 ····· 14
[표 4] 총대출, 담보대출, 신용대출의 소득분위별 현황 ···· 15
[표 5] 연령대별 부채 현황 ····· 16
[표 6] 직업별 소득 및 부채 현황 ····· 17
[표 7] 소득분위별 매크로 MPC 추정 결과 ····· 20
[표 8] 2012년 기준 모델별 비교 ····· 23
[표 9] 2012년 기준 소득분위 분류기준별 비교 ····· 25
[표 10] 2012년 기준 일반 회귀분석 vs 스플라인 비교 ·· 28
[표 11] 2012년 기준 삼중 차분 모형 분석 결과 ····· 31
[표 12] 2012년 기준 관련계수 추정치 각 유형별 비교 ···· 32
[표 13] 2016년 기준 삼중 차분 모형 분석 결과 ····· 33
[표 14] 2016년 기준 관련계수 추정치 각 유형별 비교 ···· 34
[표 15] 2020년 기준 삼중 차분 모형 분석 결과 ····· 35
[표 16] 2020년 기준 관련계수 추정치 각 유형별 비교 ···· 36

그 림 목 차

[그림 1] 일반 회귀분석과 선형 스플라인 모형 비교 ····· 8
[그림 2] 전국 주택가격 동향 추세 ····· 18
[그림 3] 소득분위별 매크로 MPC 추정 ····· 19
[그림 4] 소득분위별 MPC 변화 추세(2012년~2020년) ··· 26
[그림 5] 부채유형별 APC 변화 추세(2012년~2020년) ··· 27

제 1 장 서 론

제 1 절 머리말

소비성향은 미시적으로는 가계의 효용 극대화 행위 선택의 결과를 반영하는 지표임과 동시에 기업의 이윤 극대화 행위 선택에 영향을 미치는 대표적인 외생변수이다. 정책 측면의 거시적 관점에서 소비성향은 경기순환과 변동에 있어서 경기침체 여부를 결정짓는 핵심적인 역할을 하고 있고, 가계소비는 국민경제 거시모형(GDP≡C+I+G+NX)에서 가장 큰 비중을 차지하고 있다.[1] 일반적으로 사회후생 및 개인의 효용은 소득보다 소비에 의해서 결정되는 측면이 많으므로 가계 소비성향에 대한 분석의 중요성은 크다고 할 수 있다.[2]

최근 가계소비는 경제 환경적 측면에서 여러 가지 위험에 직면해 있다. 급속한 고령화로 인한 생산가능인구 비중의 하락과 심각한 저출산[3]으로 인한 인구 감소 위기에 따라 총소비 규모의 하방 요인이 증대되고 있다. 또한 가계부채 위험 및 부동산 시장 과열로 인해 가계소비의 불확실성이 확대되어 소비시장의 안정성 및 성장성 측면에서 부담 요소로 작용하고 있다.

소득 재분배 정책에도 불구하고 양극화로 인한 소득 계층 간 갈등 문제가 지속되고 있으며, 최근 코로나19 대응 과정에서도 재난 지원금 지급 기준과 관련하여 소득 계층별 차등 지원의 필요성 및 효과성 논란 등이 제기되고 있다. 선행연구 측면에서도 소득분위별 소비성향과 관련하여 이론과 실증이 불일치하는 사례들이 확인되고 있어 상호 검증 및 비교를 위한 다양한 실증분석 연구가 필요한 상황이다.

한편 최근 소비 금융 및 자산 시장 활성화로 인해 가처분소득 대비 자산 및 부채 규모가 지속적으로 상승하였다.[4] 이로 인해 해당 변수들이

---

1) 2020년 명목 GDP 1,933조 원 중 총소비가 차지하는 비중은 64.5%(1,246조)이고 이중 가계소비는 46.4%(897조), 정부지출은 18.1%(349조)를 차지한다.
2) 소득 및 소비의 불평등과 상호 연계(2015년, 김대일)에서 인용하였다.
3) 2020년 우리나라 합계출산율은 0.84명, 고령인구비율(65세 이상)은 15.7%이다.

가계소비에 미치는 영향력이 이전에 비해 확대되었음을 예상할 수 있다. 따라서 가계 예산제약식을 소득 수준만의 함수로 접근하기 보다는, 소득과 자산 및 부채를 종합적으로 고려한 가계 유동성의 함수로 정의한 접근방식이 필요하다. 선행 연구에서도 가계 유동성 제약을 고려한 많은 실증 분석들이 있었으며, 자산 및 부채가 소비에 미치는 영향의 중요성과 그 유형에 따른 세분화된 분석의 필요성을 지적한 바 있다.[5)]

이에 본 연구에서는 통계청에서 연간 주기로 제공하는 가계금융복지조사 마이크로(micro) 데이터의 2012년~2020년 자료를 이용하여 다양한 방법론을 통해 소득분위별 한계소비성향(Marginal Propensity to Consume, 이하 MPC)에 대한 실증 분석을 수행하였다. 또한 최근 가계부채 규모가 지속적으로 상승하고 있는 현실을 고려하고 유형별로 소비에 미치는 차별적인 효과를 식별하기 위하여, 부채유형별 평균소비성향(Average Propensity to Consume, 이하 APC)과 그 변화 추세를 분석하였다.

단순 회귀모형을 적용하고 각 소득분위의 평균 소득 및 소비 수준의 연도 간 차이를 이용하여 소득분위별 매크로(macro) MPC를 추정하였으며, 선형 스플라인(spline) 모형을 적용하고 각 소득분위 내의 서로 다른 가구 간 소득 및 소비 수준의 차이를 이용하여 마이크로 MPC를 추정하였다. 기본모형에서 시작하여 가처분소득 음수 가구 및 소득대비 지출이 200%를 초과하는 가구 등 이상치를 보정하고, 자산 및 부채변수를 유형별로 구분하는 과정을 통해 모델을 개선할 수 있음을 확인하였다. 일부 소득구간에서 예상과 다른 추정치가 관측되었지만 전반적으로 소득수준이 증가할수록 MPC가 단조 감소하는 결과가 관측되었으며, 최근 연도로 올수록 하향 추세가 나타남을 확인할 수 있었다.

또한 부채를 유형별로 구분한 더미변수(dummy) 모형 및 삼중 차분(triple difference, difference in difference in difference) 모형을 이용하

4) 최근 자료를 통해 소득 대비 자산·부채 비율이 크게 증가한 것을 확인할 수 있다.

구분	가처분소득	주택 시가총액 (소득대비)	가계신용 (소득대비)
2002년	466.8조 원	1,321.4 (283.1%)	464.7 (99.5%)
2020년	1,084.9조 원	5,721.6 (527.4%)	1,727.9 (159.3%)

5) Zeldes(1989년), 차은영(2000년), 조갑제(2016년). 김기호(2019년) 등

여 부동산 시장 과열이 본격화된 2017년을 기점으로 자산형 부채의 APC가 마이너스에서 플러스로 전환된 현상을 관측할 수 있었다. 이는 우리 경제에 긍정적·부정적 영향을 동시에 끼칠 수 있으므로 가계부채 규모 증가 추세와 더불어 관련 시장에 대한 지속적인 모니터링과 대응방안에 대한 검토가 필요하다는 시사점을 이끌어 낼 수 있었다.

다음 제 2 절에서는 소비성향과 관련된 국내·외 선행연구에 대해 알아본다. 이어서 제 2 장 본론에서는 데이터 및 모델 소개를 한 뒤, 기술통계량 분석 및 간단한 회귀모형을 이용하여 매크로 MPC를 추정한다. 실증분석 파트에서는 마이크로 데이터를 이용한 소득분위별 MPC와 부채유형별 APC를 추정하고 최근의 변화 추세를 분석한다. 마지막 제 3 장 결론에서는 요약 및 시사점, 그리고 본 연구의 한계점을 살펴본다.

제 2 절 선행연구

2.1 국내 선행연구

본 연구와 관련된 선행연구는 크게 소득분위별 소비성향, 자산 및 부채의 소비효과, 스플라인 모형 실증분석 연구 등 세 가지 분야로 구분할 수 있다.

소득분위별 소비성향 관련해서는 연구시기와 자료원에 따라 다양한 실증분석 결과들이 제시되고 있다. 노용환(2021년)은 2019년 가계금융복지조사 자료를 이용하여 저소득층 일수록 소비성향이 증가하고 금융자산과 가계부채 등이 소비와 양의 관계에 있음을 밝혔다. 1분위 MPC가 음수로 추정되어 분석에서 제외하였는데, 본 연구에서는 이를 보정하는 방법을 시도한다. 이진희 등(2019년)은 2006년~2016년의 가계동향조사 자료(1인가구 포함)를 이용하여 저소득층이 고소득층보다 MPC가 높지만 일부 구간과 기간에서 반대의 현상이 나타난다는 사실과 함께 MPC의 전반적인 하락 추세를 관측하였다. 같은 연도에 김재호 등은 2010년~2017년의 클립스(KLIPS) 자료를 이용하여, 소득 5분위 기준으로 1분위의 MPC가 5분위 보다는 높지만 2·3·4분위 보다는 낮게 관측된 결과를 제시

하였고, 가구 주관적 경기변동 및 가계부채는 소비와 양의 관계가 있음을 밝혔다. 또한 임병인 등(2014년)은 1990년~2010년의 가계동향조사 자료(1인가구 제외)를 이용하여 모든 소득계층에서 MPC가 하락 추세에 있으며, 소득 양극화로 고소득층과 저소득층 간 MPC 격차가 증가 추세에 있고 전세·월세가구는 소비성향이 상대적으로 낮음을 관측하였다.

한편, 가계 자산 및 부채의 소비효과 관련 연구로서 조갑제(2016년)는 거시 시계열 데이터(2003년~2015년)를 이용하여, 주택가격 상승이 가계소비를 견인하는 부의 효과(wealth effect) 경로가 부채 수준이 높은 경우 작동하지 않을 수 있음을 지적하였다. 안현미·박단비(2016년)는 OECD 28개국 대상 연간 데이터(1970년~2014년)를 이용하여 고소득 국가일수록 부채 수준이 소비에 부정적 영향을 미치며, 신흥국일수록 가처분소득과 주택가격의 영향력이 크다는 점을 지적하였다.

본 연구에서 사용하는 주요 방법론인 스플라인 회귀분석 모형과 관련한 선행연구는 상대적으로 많지 않다. 권오상(2008년)은 2000년 기준 가구 소비실태조사 자료를 이용하면서 식료품비 지출이 재화 특성상 소득과 비선형 관계를 갖는 점을 고려하여 스플라인 회귀분석을 수행하였다.[6] 분석 결과 소득이 증가할수록 한계지출성향이 감소함을 확인하였고, 1억 원 이상 소득 수준에서는 MPC가 0에 가깝다는 사실을 관측하였다. 같은 연도에 권오상은 다른 자료원인 2006년 가계조사 자료를 이용하여 기존의 연구 결과를 지지하는 분석 결과를 제시한 바 있다. 이 연구들은 비선형성을 보다 정확하면서도 유연하게 적합 시키기 위하여 스플라인 회귀분석을 적용한 연구로서, 선형 스플라인 모형을 적용한 본 연구와는 비선형성 가정 도입 여부에 따라 차이가 있다.

2.2 해외 선행연구

해외 각 국가들의 선행연구 중에서 먼저 미국의 경우를 살펴보면, Jon

6) 비선형성, 비단조성, 비대칭성 등의 특징을 갖는 관계는 선형함수나 2차 방정식 회귀분석으로 파악하기 어려우므로 스플라인 모형의 적용이 적절하다고 알려져 있다. (권오상, 2008년a)

athan D. Fisher 등(2020년)은 미국 PSID(Panel Study of Income Dynamics)의 1999년~2013년 자료를 이용하여 한계소비성향은 부(Wealth)에 반비례 하고 낮은 소득계층에서 소비 평준화(consumption smoothing)가 제한될 수 있으며, 소득 불평등 심화 시 총소비 감소 및 경제성장의 제한요소로 작용 가능함을 지적한 바 있다. Pavel Koval 등(2020년)은 러시아 마이크로 데이터인 RLMS(Russia Longitudinal Monitoring Survey)의 2002년~2016년 자료를 이용하여 소득분위별로 MPC의 이질성(heterogeneity)이 높게 관측되는 결과를 제시하였고, 자녀수 및 세대주의 교육 정도는 가계소비와 양의 관계가 나타남을 확인하였다.

한편 해외에서도 자산시장이 소비에 미치는 효과에 주목한 여러 연구들이 존재한다. Aditya Aladangady(2017년)는 미국 CES(Consumption Expenditure Survey)의 1986년~2015년 자료를 이용하여 주택가격의 소비효과는 크게 두 가지로서 자산 효과와 차입제약 완화 효과가 존재함을 지적하며, 차입제약 경계에 있는 주택보유 가구의 경우 그 효과가 증가하는 경향이 있음을 밝혔다. Christopher D. Carroll 등(2011년)은 미국의 1960년~2007년 기간 중 총소비에 대한 주택가격 효과를 추정하기 위해 소비의 경직성을 고려하여 시차변수를 이용한 방식을 적용하였고, 주택가격 상승 1달러당 즉각적 MPC는 2센트(2%), 최종적 MPC는 9센트(9%)의 효과가 있다는 실증분석 결과를 제시하였다. 마지막으로 John Y. Campbell 등(2006년)은 영국 FES(Family Expenditure Survey)의 1988년~2000년 자료를 이용하고 세대별 자가보유(homeownership cohorts) 여부를 모형에 반영하여 주택가격 변동의 소비 증가 효과는 고령 보유자에게 크고 젊은 세입자에게 작게 나타남을 관측하였다.

스플라인 회귀분석을 이용한 해외 선행연구로는 Casper Nordal 등(2017년)이 수행한 덴마크의 소득분위별 소비성향 분석이 있다. 가처분소득과 현금성 자산의 합인 Cash on hand를 이용하여 소득계층별로 상당한 정도의 MPC 이질성이 존재함을 관측하였다. 전체 평균 MPC는 0.44, 1분위는 0.85, 10분위는 0.28 등으로 나타남을 확인하였고, 정부는 재정 및 통화정책 수립 시 이러한 소득계층별 이질성을 고려하여야 함을 제언하였다.

제 2 장 본 론

제 1 절 데이터 및 모델

1.1. 데이터 소개 : 가계금융복지조사

소비성향 분석을 위하여 통계청에서 제공하는 가계금융복지조사[7] 자료를 이용하였다. 가계금융복지조사는 금융조사와 복지조사로 분리하여 조사·집계되다가 2012년부터 하나로 통합되어 매년 연간주기로 제공되고 있다. 약 2만 가구를 대상으로 조사를 시행하고, 표본크기에 해당하는 실제 조사 응답가구는 연평균 1만 8천 가구 내외로 나타난다. 가계의 자산, 부채, 소득, 소비 수준 등을 주요변수로 집계하여 미시적 재무 건전성을 파악하는 것을 주목적으로 하며, 1차조사-검증-2차확인 과정을 거쳐 자료의 정확성 및 신뢰성을 확보하고 있다.[8]

연구의 분석기간은 자료의 가용기간인 2012년~2020년 전체로 하였다.[9] 소비성향과 관련된 과거에서 최근으로의 변화 추세를 파악하기 위하여, 가능한 범위 내에서 분석기간을 최대한 확보할 목적으로 가용기간 전체를 사용하였다.

가계소비 관련 마이크로 데이터로는 이외에도 가계동향조사 자료가 있고, 클립스와 같은 여러 패널 자료들 역시 고려 가능한 자료원이라고 할 수 있다. 가계동향조사 자료는 가용기간이 1963년부터 매 분기별로 제공되어 가용기간 상의 장점이 있지만, 본 연구의 주요 관심변수인 유형별 부채 정보를 제공하고 있지 않아 분석 자료로 사용할 수 없었다. 클립스

---

7) 통계청 홈페이지 상에서 접근경로는 집계 데이터의 경우 KOSIS 〉 국내통계 〉 소득·소비·자산 〉 가계금융복지조사 이며, 마이크로 데이터의 경우 MDIS 〉 자료이용 〉 다운로드 서비스 〉 소득·소비·자산 이다.

8) 검증 및 2차확인 과정은 2017년도 자료부터 이루어졌고, 이전에는 1차조사 자료가 곧 최종자료가 되어 자료 집계 방법에서 이전과 이후에 차이가 있다.

9) 2010년과 2011년의 경우, 가계금융조사라는 이름으로 조사 되어 데이터를 제공하지만, 해당 연도에는 소비지출 자료가 누락되어 분석기간에서 제외하였다.

의 경우 2010년~2017년까지 기간을 대상으로 최근 다른 선행연구에서 분석한 사례가 있어 불필요한 중복을 피하기 위해 제외하였으며, 기타 다른 패널 자료의 경우 매 연도별로 조사가 이루어지지 않는 점 등으로 제외하게 되었다.

가계금융복지조사 자료는 소득과 소비지출 수준과 더불어 자산 및 부채 관련 세부 정보까지 포함하여 소득분위별 소비성향 및 자산·부채 유형별 소비효과를 분석하는 데 적합한 자료원으로 판단되었고, 조사한 바에 따르면 아직 다른 선행연구에서 가계금융복지조사 자료를 이용하여 최근 연도까지 여러 기간에 걸쳐 소비성향 분석을 수행한 사례가 없는 것으로 확인 되어 본 연구의 자료원으로 선택하게 되었다.

1.2. 모델 및 가설 소개 : 스플라인 모형 및 가계 유동성 제약

소득분위별 소비성향 추정을 위해 스플라인 회귀분석 모형을 주요 모델로 사용하였다. 아직은 국내는 물론 해외 실증 연구에서도 적용 사례가 상대적으로 많지 않아 간단히 주요개념을 언급하고자 한다.

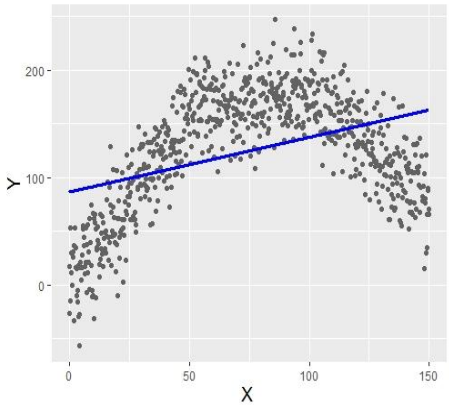
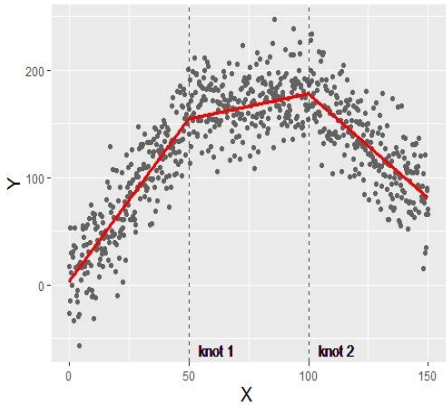
스플라인 모형은 기본적으로 구간별로 별도의 회귀함수를 추정하는 모형으로서 다항 함수(polynomial function) 모형과 계단 함수(step function) 모형을 결합한 형태라고 볼 수 있다. 즉, 다항 함수(선형 함수 포함)의 성질과 구간별로 별도의 절편을 설정하는 계단 함수의 성질을 모두 갖고 있어, 각 구간별로 서로 다른 기울기를 가질 수 있는 모형을 의미한다. 따라서 부분 구간별 데이터의 적합을 고려하면서도 전체 데이터를 부드럽게 연결시킬 수 있는 장점이 있는 모형이라고 할 수 있다.

본 연구에서는 스플라인 모형 중에서도 선형 스플라인 모형[10]을 사용하였다. 이 모형은 각 구간별 데이터를 선형으로 적합 시키되 각 경계값(knot)의 좌우 구간이 단절되지 않고 연결된다는 제약조건이 추가적으로 반영된 모형이다. 〈그림 1〉은 일반 회귀분석과 선형 스플라인 모형을 비교하는 간단한 형태의 예시를 나타낸다.

---

10) 또 다른 표현으로 부분구간별 선형 적합을 한다는 의미에서, Piecewise linear regression 이라고도 한다.

< 그림 1 : 일반 회귀분석과 선형 스플라인 모형 비교 >

일반 회귀분석의 회귀선	선형 스플라인 모형의 회귀선
	

구체적으로 선형 스플라인 모형의 회귀 함수식을 살펴보면 다음과 같이 두 가지 형태로 나타낼 수 있다. 첫 번째는 기저함수(basis function) 형태로 나타낸 방식이고, 두 번째는 지시함수(indicator function) 형태로 나타낸 방식이다.[11)]

[Eq1] $$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot b_1(X_i) + \beta_2 \cdot b_2(X_i) + \cdots + \beta_{k+1} \cdot b_{k+1}(X_i) + \varepsilon_i$$

여기서, 기저함수 $b_k(X_i)$ 는 다음과 같다.

$$\begin{cases} b_1(X_i) & = X_i \\ b_{j+1}(X_i) & = (X_i - \delta_j)_+, \end{cases}$$

$$= \begin{cases} X_i - \delta_j & (X_i > \delta_j) \\ 0 & (otherwise), \end{cases} \qquad j = 1, 2, ..., k$$

[Eq2] $$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_i + \beta_2 \cdot X_i \cdot I(X_i > \delta_1) + \cdots + \beta_{k+1} \cdot X_i \cdot I(X_i > \delta_k) + \varepsilon_i$$

· [Eq1] 기저함수 형태 $\Longleftrightarrow$ [Eq2] 지시함수 형태

이때, [Eq2] 기준으로 각 구간별 기울기를 나타내면 다음과 같다.

11) 기저함수 및 지시함수 형태로 나타낼 때 평활(smoothing) 파라미터에 대한 설명은 생략하였다.

[Eq2] $Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_i + \beta_2 \cdot X_i \cdot I(X_i > \delta_1) + \cdots + \beta_{k+1} \cdot X_i \cdot I(X_i > \delta_k) + \varepsilon_i$

· 각 구간별 기울기 계수

- $X_i < \delta_1$: β_1 (첫 번째 구간의 기울기 계수)
- $\delta_1 < X_i < \delta_2$: $\beta_1 + \beta_2$ (두 번째 구간의 기울기 계수)
- $\delta_2 < X_i < \delta_3$: $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3$ (세 번째 구간의 기울기 계수)

$\vdots$

- $\delta_k < X_i$: $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \cdots + \beta_{k+1}$ ($k+1$ 번째 구간의 기울기 계수)

따라서, 일반적으로 MPC가 소득수준에 반비례한다는 이론에 대하여 선형 스플라인 모형을 통해 실증분석하는 것을 다음과 같은 가설 형태로 표현할 수 있으며, 이것이 본 논문의 첫 번째 연구가설이 된다.

연구가설(research hypothesis). 1

선형 스플라인 모형을 적용하였을 때 소득분위별 한계소비성향을 나타내는 각 회귀계수들의 부호는 1분위 계수인 $\beta_1 > 0$ 이고 β_2, β_3, $\cdots$, β_{k+1} 는 각각 < 0 일 것이다.[12)]

또한 본 연구에서는 부채유형별 평균소비성향에 대한 추정과 변화 추세에 대한 실증 분석을 시도한다. 이는 가계 소비함수의 예산제약식을 유동성 관점에서 접근한 방식으로서, 부채 유형에 따라 유동성에 대하여 상반된 효과가 존재할 것이라는 가정 하에 소비성향에 미치는 차별적인 영향을 식별하는 것을 목적으로 한다. 앞서 언급하였듯이 최근 가계 부채 규모가 지속적으로 상승하였다. 이로 인해 가계소비에 미치는 영향력이 확대되어 예산제약식을 소득만의 함수가 아닌 소득과 부채를 종합적으로 고려한 유동성의 함수로 정의하는 것이 더 적합한 접근방식이 될 것이다. 가계 예산제약식을 유동성의 함수 형태로 단순화시켜 표현하면 다음과 같다.[13)]

12) β_2, $\cdots$, β_{k+1}는 각각 이전 분위 대비 MPC의 증감을 나타내므로 양수이면 이전 분위 보다 MPC가 증가하였음을, 음수이면 감소하였음을 의미한다.

13) 부채가 누적되면 원리금 상환 부담으로 유동성에 미치는 효과가 체감(체증) 할 수 있고 생애 주기적 특성에 따라 연령대별로 상이한 효과가 나타날 수 있지만, 모형의 단순화를 위해 부채가 유동성에 미치는 영향은 선형성과 단조성을 가정한다.

$$\mathrm{L}_t = \mathrm{I}_t + \theta(D_t^c) = C_t + \lambda(D_t^c, D_t^a) \qquad (2.1)$$

여기서, $L_t = t$기 가계 유동성, $I_t = t$기 가처분 소득,

$C_t = t$기 소비지출, $D_t^c = t$기 소비형 부채 규모,

$D_t^a = t$기 자산형 부채 규모,

$\theta(\cdot)$ = 소비형 부채의 유동성 공급 함수,

$\lambda(\cdot)$ = 부채에 대한 원리금 상환 함수

이때, 각 t기에 대하여 다음 3가지 조건을 가정한다. (단, $k = c, a$)

(A1) $\frac{\partial\theta}{\partial D_t^c} > 0$, (A2) $\frac{\partial\lambda}{\partial D_t^k} > 0$, (A3) $\frac{\partial\theta}{\partial D_t^c} > \frac{\partial\lambda}{\partial D_t^c}$

유동성 관점의 가계 예산제약식 좌변은 당기의 가처분소득과 소비형 부채의 유동성 공급 함수의 합으로 정의하였다. 우변은 소비 수준과 소비형 및 자산형 부채의 원리금 상환 함수의 합으로 정의하였다. 이때 (A3)에 의해, 소비형 부채의 증가는 가계 유동성 제약을 완화시키는 방향으로 작용하므로 예산제약식의 확장을 의미하며, 이는 t기의 최적 소비 수준을 증가시키는 효과가 있다고 예상할 수 있다.[14)]

반면에 자산형 부채의 증가는 예산제약식의 좌변은 증가시키지 않으면서 우변의 원리금 상환 함수 항만 증가시켜 유동성 제약을 강화하는 방향으로 작용할 것이다. 따라서 자산형 부채는 미래의 자산 보유 규모를 증가시키지만 당기의 소비는 감소시키는 효과가 있을 것으로 예상할 수 있다.[15)] 이를 고려하여 본 연구의 두 번째 가설을 다음과 같이 정의하였다.

연구가설(research hypothesis). 2

당기의 가계 유동성 제약을 완화시키는 소비형 부채는 평균소비성향과 양의 관계를, 강화시키는 자산형 부채는 음의 관계를 가질 것이다.

다음 제 2 절에서는 기술통계량 분석 및 소득분위별 매크로 MPC 추정 결과를 제시하고, 제 3 절에서는 연구가설 1과 2에 대한 실증분석 결과를 확인하며 분석기간 중 변화 추세에 대해 논의한다.

---

14) 모든 부채는 생애주기 내에 상환이 된다는 일종의 노폰지 조건(no ponzi game condition)을 암묵적으로 가정한다.

15) 유동성 제약 강화 효과로 소비가 감소할 수 있지만, 자산 가격 상승 시 부의 효과 등으로 자산형 부채 보유 가구의 소비성향이 증가할 가능성도 배제할 수 없다.

제 2 절 탐색적 분석 : 기술통계량 및 매크로 MPC 추정

2.1. 기술통계량 분석

가계금융복지조사의 2012년~2020년 데이터에 대한 기술통계량을 분석 모형에 사용된 주요변수를 중심으로 요약한 결과는 다음과 같다.

〈 표 1 : 주요변수 요약통계량 〉

변수명	평균값			표준편차			최소값			최대값		
	'12	'20	△	'12	'20	△	'12	'20	△	'12	'20	△
가계소비*	22	25	3	17	18	1	0	32	32	423	257	-166
가처분소득*	35	45	10	38	42	4	-231	-374	-143	1,674	1,792	118
가구원수	2.87	2.50	-0.37	1.32	1.23	-0.09	1	1	-	9	8	-1
가구주연령	51.86	57.60	5.74	14.36	14.84	0.48	18	20	2	97	102	5
가구주성별*	0.78	0.74	-0.04	0.42	0.44	0.02	0	0	-	1	1	-
교육수준*	0.35	0.37	0.02	0.48	0.48	0.00	0	0	-	1	1	-
노인가구비중	0.15	0.24	0.09	0.36	0.43	0.07	0	0	-	1	1	-
혼인비율	0.70	0.65	-0.05	0.46	0.48	0.02	0	0	-	1	1	-
자가비율	0.58	0.62	0.04	0.49	0.49	0.00	0	0	-	1	1	-
주택유형*	0.48	0.50	0.02	0.50	0.50	0.00	0	0	-	1	1	-
실물자산액	249	317	68	528	566	38	0	0	-	16,145	15,119	-1,026
금융자산액	80	95	15	161	210	49	0	0	-	4,887	9,378	4,491
총부채액	54	71	17	154	181	27	0	0	-	6,137	6,747	610
소비형부채액	16	16	-	94	81	-13	0	0	-	6,020	3,000	-3,020
자산형부채액	18	33	15	74	109	35	0	0	-	4,800	5,567	767
원리금상환액	5	10	5	16	40	24	0	0	-	723	2,701	1,978

*** Notes : 가계소비 및 가처분소득은 각각 가계지출 및 경상소득에서 비소비지출(세금, 사회보험료, 공적·사적 이전지출, 이자지급)을 제외한 금액이다. 가구주 성별은 남성 가구주의 비율, 교육수준은 대졸이상 가구주의 비율을 의미한다. 주택유형은 아파트 거주 가구 비중을 의미하며, 모든 금액 변수의 단위는 연간 기준으로 백만 원 단위를 나타낸다.**

〈표 1〉을 통해 분석기간 첫 연도인 2012년과 마지막 연도인 2020년의 주요변수 요약통계량과 증감(△)을 확인할 수 있다. 가계소비는 2012년 대비 3백만 원 증가하여 2020년 기준 연평균 2천5백만 원 수준이고 가처분소득은 1천만 원 증가하여 연평균 4천5백만 원 수준으로 나타났다. 특이사항으로 가처분소득의 최소값을 보면 2012년에는 -2억 3천만 원으로 2020년에는 -3억 7천만 원으로 나타난 것을 확인할 수 있는데, 자료 확인 결과 경상소득 보다 이자상환액 등이 더 큰 가구들로 인해 가처분소득이 음수인 가구들이 발생하고 있었다. 실증분석 파트에서 구체적으로 설명하겠지만, 이러한 가처분소득 음수 가구들이 소득 1분위에 분포하여 MPC 계수 추정치를 왜곡하는 결과를 가져올 수 있어 자료처리 과정에서 보정이 필요한 부분으로 판단된다.

핵가족화 및 고령화 경향이 반영되어 평균 가구원수는 2.87에서 2.50으로 감소하였고 가구주 연령은 51세에서 57세로 증가하였으며, 노인가구 비중은 15%에서 24%로 증가한 것으로 나타났다. 혼인 가구주 비율은 65%로 5%p 감소, 자가비율은 62%로 4%p 증가, 아파트 거주자 비율은 50%로 2%p 증가하였다. 실물자산은 6천8백만 원 증가하여 가구평균 3억 1천만 원 수준이고 금융자산은 1천5백만 원이 증가하여 9천5백만 원, 총부채액은 1천7백만 원 증가하여 7천1백만 원 수준으로 확인된다.

부채유형별로 구분하여 살펴보면 소비형 부채는 2020년 기준 가구평균 1천6백만 원으로 2012년 대비 유사한 수준으로 확인된 반면, 자산형 부채는 2012년 대비 183% 수준인 가구평균 33백만 원으로 나타나 큰 폭으로 증가한 것을 확인할 수 있다. 최근 부동산 시장 과열 현상이 가계부채 증가와 맞물려 자산형 부채의 급격한 증가를 동반한 결과라고 해석할 수 있는 부분이다. 원리금 상환액 역시 2012년 대비 200% 수준으로 증가 추세를 나타냈으며, 부채유형별 증감에서도 확인할 수 있듯이 이는 소비형 부채의 증가가 아닌 자산형 부채의 증가가 주도한 결과라고 볼 수 있다.

요약통계량 분석 결과 및 주요 관심변수와의 연관성을 고려하여, 소득 및 소비지출 변수와 부채유형별 변수들의 분포 및 연도별 추세에 대하여 보다 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 지면 공간의 제약으로 4년 주기로

2012년, 2016년, 그리고 2020년의 요약 통계를 제시하며, 소득분위 기준은 소득 5분위 기준으로 표를 작성하였다.[16)]

먼저 가계 소득 및 소비 수준의 추세를 알아보기 위해 경상소득, 가처분소득, 가계소비 변수를 살펴보면 다음과 같다.

〈 표 2-1 : 경상소득, 가처분소득, 가계소비 〉

	2012년			2016년			2020년		
	경상소득	가처분소득	가계소비	경상소득	가처분소득	가계소비	경상소득	가처분소득	가계소비
1분위*	756	680	684	880	791	794	1,145	1,008	1,009
2분위	1,994	1,710	1,392	2,407	2,074	1,557	2,753	2,375	1,759
3분위	3,337	2,800	2,034	3,989	3,349	2,257	4,663	3,937	2,528
4분위	5,041	4,185	2,720	5,950	4,925	2,882	7,120	5,919	3,311
5분위	10,330	8,226	4,270	11,383	9,140	4,116	13,816	10,755	4,747
전체	4,294	3,521	2,217	4,715	3,889	2,234	5,495	4,483	2,543

*** Notes : 각각 소득 5분위 기준으로 1분위(하위20%)~5분위(하위80%~100%)를 의미하며 이하 동일하게 적용된다. 단위는 연간 기준으로 만원이다.**

〈 표 2-2 : 소득 및 소비 변수의 2012년 대비 2020년 증감률 〉

	경상소득	가처분소득	가계소비
1분위	151.5%	148.2%	147.6%
2분위	138.0%	138.9%	126.4%
3분위	139.7%	140.6%	124.2%
4분위	141.2%	141.4%	121.7%
5분위	133.7%	130.7%	111.2%
전체	128.0%	127.3%	114.7%

〈표 2-1〉과 〈표 2-2〉에서 확인할 수 있듯이, 최근 9년간 증감률의 변동 폭은 '경상소득 ≧ 가처분소득 〉 가계소비' 순으로 소득보다 소비가

16) 선행연구를 보면, 주로 3분위 기준(저소득층, 중산층, 고소득층)이나 5분위 기준(1분위,2분위,…,5분위)으로 분류하고 최근엔 10분위 기준까지 제시되고 있는데, 표 형식상의 가독성과 편의성 등을 고려하여 5분위 기준으로 작성하였다.

변동성이 더 작게 나타나 기존에 알려진 이론과 부합하는 결과를 확인할 수 있다. 소득분위별로는 경상소득 및 가처분소득, 그리고 가계소비 모두 1분위가 증가율이 가장 높았고, 5분위가 가장 낮게 나타났다. 1분위의 경우 경상소득 151.5%, 가처분소득 148.2%, 가계소비는 147.6%로 확인되어 전체 소득분위에서 가장 높은 증가율을 나타냈다. 단순한 기술통계 수치상으로는 최근 9년 동안 저소득층의 평균적인 소득수준과 소비접근성이 상대적으로 개선되었다고 할 수 있다.[17)]

다음으로 〈표 3〉에서는 본 연구의 관심변수인 부채유형과 관련하여 부채유형별 보유 가구의 분포를 소득분위에 따라 비교하였다.

〈 표 3 : 각 소득분위에 따른 부채유형별 분포 추세 〉

	2012년		2016년		2020년		△%p*	
	소비형 부채*	자산형 부채*	소비형 부채	자산형 부채	소비형 부채	자산형 부채	소비형 부채	자산형 부채
1분위	14.9%	7.1%	13.6%	7.9%	11.1%	7.0%	-3.7%	-0.1%
2분위	28.1%	18.2%	26.6%	20.5%	23.8%	19.9%	-4.3%	1.7%
3분위	32.4%	28.2%	33.0%	33.8%	29.2%	32.6%	-3.2%	4.4%
4분위	34.0%	34.8%	33.2%	40.4%	32.8%	42.5%	-1.2%	7.8%
5분위	35.7%	39.8%	33.5%	45.9%	34.2%	45.2%	-1.5%	5.4%
전체	28.9%	25.5%	27.3%	28.6%	25.3%	27.9%	-3.5%	2.5%

*** Notes : 각 소득분위의 부채유형별 보유 가구 비중을 나타낸다. △%p는 2012년 대비 2020년의 %p 변화를 의미한다.**

부동산 시장 과열에 따라 전반적으로 자산형 부채 보유 가구 비중은 증가하였고(전체기준 2.5%p), 소비형 부채 보유 가구 비중은 모든 소득분위에서 감소한 것으로 나타나 대조를 이루었다. 2012년 대비 2020년 증감을 통해 저소득층(1·2분위) 보다는 고소득층(4·5분위)을 중심으로 자산형 부채가 증가한 것을 확인할 수 있다. 이후에 실증분석 결과 및 시사점에서 다시 언급하겠지만 이러한 현상이 일종의 자산 불평등 경로

17) 1분위 대비 5분위의 평균 소득수준 배율은 12년 대비 감소하였지만, 〈표 1〉의 가처분소득의 최소값과 최대값의 격차는 확대되었다. 소득 양극화에 대한 평가는 전자를 기준으로 개선되었다고 할 수 있지만, 후자를 기준으로는 더욱 악화되었다.

로 발전하여 소비 불평등의 또 다른 기제로 작용할 수 있는 가능성에 주목할 필요가 있다고 판단된다.

2020년 데이터를 기준으로 소득분위별 부채유형에 따른 분포 현황을 보다 구체적으로 살펴보면 다음과 같다.

〈 표 4 : 총대출, 담보대출, 신용대출의 소득분위별 현황 (2020년 기준) 〉

Panel A : 총대출

	소비형 부채 보유 비중	조건부 평균 부채액*	자산형 부채 보유 비중	조건부 평균 부채액
1분위	11.1%	3,422	7.0%	6,172
2분위	23.8%	3,275	19.9%	7,101
3분위	29.2%	4,935	32.6%	9,007
4분위	32.8%	6,282	42.5%	11,469
5분위	34.2%	11,235	45.2%	18,396
전체	25.3%	6,266	27.9%	11,917

Panel B : 담보대출

	소비형 부채 보유 비중	조건부 평균 부채액	자산형 부채 보유 비중	조건부 평균 부채액
1분위	5.9%	4,510	6.4%	6,262
2분위	10.6%	4,554	18.4%	7,233
3분위	13.1%	7,561	30.2%	9,075
4분위	14.5%	9,476	39.9%	11,431
5분위	14.9%	17,305	41.0%	18,735
전체	11.5%	9,282	25.8%	12,002

Panel C : 신용대출

	소비형 부채 보유 비중	조건부 평균 부채액	자산형 부채 보유 비중	조건부 평균 부채액
1분위	6.1%	1,880	0.7%	3,793
2분위	16.3%	1,825	1.9%	4,440
3분위	20.3%	2,213	3.9%	4,795
4분위	23.0%	2,962	5.0%	6,312
5분위	24.8%	5,097	8.5%	7,501
전체	17.4%	3,014	3.8%	6,164

*** Notes : 조건부 평균 부채액은 전체 가구 대상이 아닌 해당 부채 보유 가구 대상의 평균 부채액을 의미한다. 앞에서 소개한 〈표 1〉의 유형별 부채액은 전체 가구 대상 평균이다.**

총부채는 담보대출과 신용대출, 그리고 기타부채(신용카드 등)의 합으로 구성되는데, 부채용도별 현황은 담보대출 및 신용대출만 확인이 가능하여 기타부채는 제외하고, 담보 및 신용대출 자료 기준으로 분류하였다. 해당 대출이 있으면 1, 없으면 0으로 더미변수화 하여 각 분위수 전체 가구수 대비 해당 가구수의 비중을 나타냈고, 조건부 평균 부채액은 해당 부채가 있는 가구들의 평균 부채 규모를 의미한다.

소비형 부채 보유 가구의 비중은 소득분위별로 편차가 크지 않지만, 자산형 부채 보유 가구의 비중은 상대적으로 편차가 크게 나타난 것을 확인할 수 있다. 또한 자산형 부채는 담보대출 부문에서는 보유 가구 비중이 25.8%, 조건부 평균 부채 규모가 1억 2천만 원 수준이고 신용대출 부문에서는 보유 가구 비중 3.8%, 조건부 평균 부채 규모가 6천만 원 수준으로 나타나 신용대출보다 담보대출 시장에서 더 활발하게 이루어지고 소득분위별 편차도 더 크다는 것을 확인할 수 있다.

2020년 기준으로 가구주 연령대 및 직업별 부채 현황을 살펴보면 다음과 같다.

〈 표 5 : 연령대별 부채 현황 (2020년 기준) 〉

	가구수	소비형 부채 보유 비중	자산형 부채 보유 비중
20대	370	20.3%	29.7%
30대	1,928	28.0%	52.3%
40대	3,423	34.9%	44.3%
50대	4,163	34.2%	32.8%
60대 이상	8,180	16.4%	12.8%
전체	18,064	25.3%	27.9%

먼저 〈표 5〉에 따라 연령대별 부채 현황을 보면 자산형 부채 보유 가구 비중은 30대와 40대가 가장 높게 나타남을 확인할 수 있다. 소비형 부채 보유 가구 비중의 경우 60대 이상이 16.4%로 가장 낮고 40대가 34.9%로 가장 높게 나타났으나 연령대별 편차가 심하지 않고 전반적으로 고르게 나타났다. 반면에 자산형 부채의 경우 60대 이상에서 12.8%로 가장 낮고 30대에서 52.3%로 가장 높게 나타나 약 40%p 가까운 차이가

존재하여 편차가 상대적으로 크게 나타나는 것을 확인할 수 있다. 이는 세대 간 소득 불평등이나 자산 불평등 문제로 확대될 수 있으므로 관련 시장에 대한 주의 깊은 모니터링이 필요한 것으로 판단된다.

〈 표 6 : 직업별* 소득 및 부채 현황 (2020년 기준) 〉

	가구수	평균 가처분소득	소비형 부채 보유 비중	자산형 부채 보유 비중
관리자	328	8,353	33.5%	44.8%
전문직	2,043	7,042	31.1%	45.1%
사무직	1,959	6,723	30.6%	46.5%
서비스직	1,159	4,131	35.2%	30.4%
판매직	1,205	4,957	36.5%	36.8%
농림어업	1,217	3,585	32.7%	11.3%
기능원	1,455	5,002	30.1%	37.2%
기계직	1,919	5,233	30.7%	36.4%
단순노무	1,904	3,336	21.0%	18.1%
군인	25	7,335	12.0%	48.0%
null*	4,850	2,412	11.5%	11.0%
전체	18,064	4,483	25.3%	27.9%

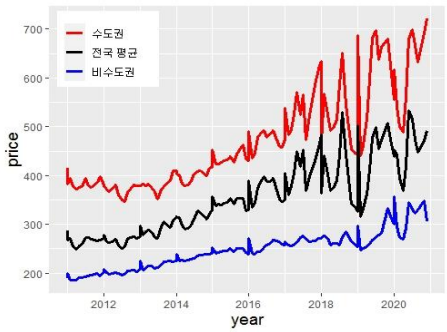
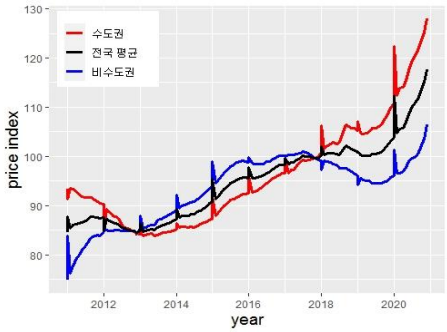
*** Notes : 직업별 구분은 제 7 차 직업분류 코드집의 대분류 기준이며, null은 현재 일정한 직업을 갖지 않은 가구주로서 은퇴자 및 실직자 등을 포함한다.**

직업별 현황을 살펴보면 관리자, 전문직, 사무직 그룹에서 자산형 부채 보유 가구 비중이 높고 농림어업, 단순 노무직, 무직 그룹에서 비중이 낮은 것으로 확인 되었다. 특이사항으로 군인의 경우 그 비중이 48%로 나타나 상당히 높게 관측이 되었는데, 이는 표본 가구수가 불과 25 가구수 밖에 되지 않아 그 대표성의 판단에 있어 주의가 필요하다. 다른 직업군에 비하여 군인 그룹은 표본수가 크게 차이가 나고 부족하다고 판단되어, 본 연구의 실증분석에서는 제외하고 분석을 수행하였다.[18]

18) 군인 이외 직업군은 평균적으로 전체 가구 대비 약 10.0%의 비중을 차지하고 있지만, 군인가구가 전체에서 차지하는 비중은 약 0.1%로 아주 작다. 또한 해당 직업 유형 전체 모집단 대비 표본크기도 다른 직업군에 비해 작다.

한편 본 연구의 분석기간을 포함하는 2011년~2020년 사이의 주택가격 동향을 전국, 수도권, 비수도권 지역으로 구분하여 살펴보면 다음과 같다.

〈 그림 2 : 전국 주택가격 동향 추세 (단위 : 만원/m²) 〉

평균 아파트 매매가격 (2011년~2020년)	공동주택 실거래 가격지수 (2011년~2020년)
	

*** Notes : 출처 - 한국부동산원 공동주택 실거래가격지수 (R-one : 부동산통계시스템)**

〈그림 2〉를 보면 평균 아파트 매매가격 및 공동주택 실거래 가격지수를 통해 전국 주택가격 동향 추세를 파악할 수 있다. 2016년도 전후를 시작으로 주택가격의 상승 추세가 관찰되며 특히 2017년도 이후 급격한 상승이 나타난 것을 확인할 수 있다. 상승세가 가파른 정도를 넘어 수직 상승의 형태를 나타내는 구간이 눈에 띄며, 수도권 지역의 주택가격 상승폭이 비수도권 지역에 비하여 더욱 큰 것으로 나타난다.

이에 본 연구에서는, 최근 주택가격의 급격한 변동이 발생한 점과 그 상승이 수도권을 중심으로 더욱 크게 나타난 점[19], 그리고 앞에서 살펴본 바와 같이 자산형 부채가 고소득층에 집중된 점을 고려하여 이러한 세 가지 특징적 현상이 소비성향에 미치는 영향에 대한 분석을 시도한다. 이를 위해 3.4절에서는 삼중 상호작용항[20]을 반영한 삼중 차분 모형(triple difference model)을 통해 부동산 가격 상승 시, 자산형 부채를 보유한 고소득층 가구의 소비에 미치는 효과가 가격 상승 정도가 다른 지역별로 차이가 나는지 실증분석 하고자 한다.

---

19) 평균 아파트 매매가격의 '16년 대비 '20년 증가율은 수도권 157.3% 〉 전국 142.0% 〉 비수도권 117.2% 순으로 나타난다.

20) 삼중 상호작용항 : 자산형 부채 더미 × 소득 상위 50% 더미 × 지역 더미

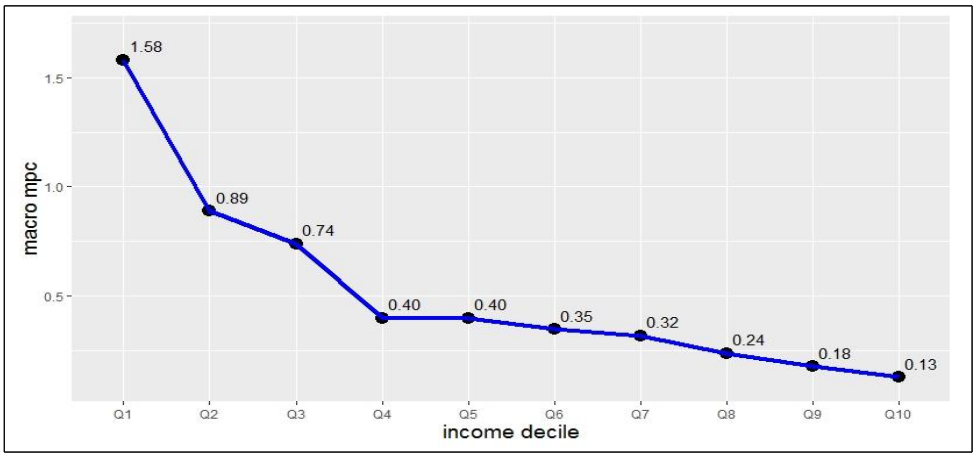
2.2. 매크로(macro) MPC 추정

일반적으로 횡단면 마이크로 데이터를 활용해 소득분위별 MPC를 추정할 때, 해당 소득분위 내에서 서로 다른 가구 간 소득·소비 수준의 차이를 이용한다. 본 연구에서는 먼저 탐색적 분석 차원에서 각 소득분위의 서로 다른 연도 간 평균 소득·소비 수준의 차이를 이용하여 MPC 추정을 시도하고, 이를 매크로 집계 데이터를 이용하였다는 의미에서 매크로 MPC로 정의하였다. 단순화된 모형으로 일반 회귀분석을 이용하여 추정하였고 회귀식은 다음과 같다.

$$Model \ : \ C_t^i = \beta_0^i + \beta_1^i \cdot Y_t^i + \varepsilon_t^i, \qquad \text{단,} \ \ t = \text{연도}, \ \ i = \text{소득분위} \qquad (2.2)$$

여기서 C_t^i는 연도 t기에 소득분위 i의 평균 소비를 Y_t^i는 평균 소득 수준을 나타낸다. 소비와 소득 변수를 로그 변환하지 않고 수준변수를 사용한 모형(level-level model)을 적용하였기 때문에 그 계수값 β_1^i 자체를 소득분위 i의 한계소비성향으로 해석할 수 있다.[21)]

〈 그림 3 : 소득분위별 매크로 MPC 추정 (2012년～2020년) 〉



*** Notes : Q1～Q10은 소득 1분위～10분위를 의미한다.**

21) 선행연구에서 사용하는 방식 중 소득과 소비지출 변수를 로그 변환하여 사용하는 경우들이 있는데, 그러한 경우 계수값 자체가 한계소비성향을 의미하는 것이 아니므로 추가적인 보정작업을 해주어야 한다.

* 'log-log model의 가처분소득 계수값' × '평균소비성향' = '한계소비성향'

2012년~2020년 집계 데이터를 이용하여 MPC를 추정한 결과, 1분위 1.58, 2분위 0.89, …, 5분위 0.40, …, 9분위 0.18, 10분위 0.13 등으로 추정되었다. 이를 통해 일반적으로 알려진 사실대로 소득 수준이 높아질수록 MPC가 단조 감소하는 현상을 확인할 수 있다.

〈 표 7 : 소득분위별 매크로 MPC 추정 결과 〉

	계수	표준오차	t-값	p-값
1분위	1.58	0.45	3.50	0.01
2분위	0.89	0.07	12.64	0.00
3분위	0.74	0.10	7.22	0.00
4분위	0.40	0.08	4.93	0.00
5분위	0.40	0.05	8.03	0.00
6분위	0.35	0.05	7.40	0.00
7분위	0.32	0.06	5.26	0.00
8분위	0.24	0.05	4.40	0.00
9분위	0.18	0.06	2.91	0.02
10분위	0.13	0.06	2.11	0.07

*** Notes : 추정 결과 테이블에서 계수값이 각 분위의 MPC를 의미한다.**

〈표 7〉은 각 소득분위의 계수값과 그 표준오차 및 t-값, 그리고 p-값을 나타낸다. 이때 일정한 가정 하에서 서로 다른 표본의 평균의 차이를 검증하는 제곱근 분산합 공식을 이용하여 소득분위별 매크로 MPC의 차이가 통계적으로 유의한지를 검정할 수 있다.[22] 매크로 MPC 추정치의 해석과 정확한 의미에 대해서는 추가적인 검토가 필요하겠지만, 기존 방식을 이용한 마이크로 MPC 추정치와 비교를 통해 상호 보완적 관계로 활용한다면 의미 있는 접근방식이라고 생각된다.

일반적으로 마이크로 데이터의 경상소득을 이용하여 MPC를 추정하는 경우 항상소득 가설에서 지적한 측정오차(measurement errors)의 문제로 추정 결과가 왜곡되는 현상이 발생할 수 있다. 제 3 절에서 추정한 마이크로 MPC는 매크로 MPC에 비해 하향 추정되는 경향을 관측할 수 있었으며 이는 경상소득이 영구적 소득의 완전한 대리변수가 아님에 따라 발생하는 측정오차 문제를 다른 측면에서 확인할 수 있는 부분으로 판단된다.

22) 1분위(1.58)와 2분위(0.89)의 MPC 추정치 차이를 검증하는 경우,

$$\text{t-value} = \{1.58-0.89\} \div \{(0.45)^2+(0.07)^2\}^{\frac{1}{2}} = 0.69 \div 0.4554 = 1.5151$$

제 3 절 실증분석 : 스플라인 모형 및 마이크로 MPC 추정

3.1. 모델별 비교

▶ 모델 (1) : 기본모형, 모델 (2) : 이상치 보정, 모델 (3) : 부채유형별 구분

마이크로 데이터를 이용하여 가구 특성별 주요 변수를 통제한 상태에서 선형 스플라인 모형을 통해 소득분위별 마이크로 MPC를 추정하였다.[23] 먼저 모델별 비교를 통해 최적의 모델을 선별한 다음, 다양한 소득분위 분류기준을 비교하여 모형 설명력이 높은 분류기준을 찾아 가장 적합한 모형을 도출하는 방향으로 실증분석을 시도하였다. 소득분위 경계값 기준은 가계금융복지조사 각 연도별 가처분소득 자료를 기준으로 하였고, 회귀 모형식은 다음과 같다.

$$Model \ : \ C_h^t = \beta_0^t + \beta_1^t \cdot b_1(X_h^t) + \beta_2^t \cdot b_2(X_h^t) + \cdots + \beta_{k+1}^t \cdot b_{k+1}(X_h^t) + \gamma^t \cdot W_h^t + \varepsilon_h^t,$$
$$\text{단, } t = \text{연도}, \ h = \text{개별가구} \qquad (3.1)$$

이때, C_h^t는 연도 t기에 가구 h의 가계소비, X_h^t는 가처분소득, W_h^t는 통제변수를 의미하며 ϵ_h^t는 통상적인 오차항을, $b_k(X_h^t)$는 스플라인 모형에서 사용되는 기저함수를 의미한다. 통제변수는 가구 특성을 반영하는 기본적인 인구 통계학적 변수들과 가구 소비성향 추정에 영향을 미치는 주요 변수들로 구성되었고 통제변수 집합은 다음과 같다.

▶ **통제변수 집합** = {가구원수, 직업, 연령그룹(10세 단위), 혼인여부, 입주형태(자가/전세 등), 소비형·자산형 부채 더미, 성별, 자산규모, 부채규모, 수도권 여부, 교육수준, 주택면적, 주택유형, 동거여부, 가구유형(노인가구, 다문화가구, 장애인가구), 원리금상환액}

---

23) 앞서 언급한 경상소득 자료의 측정오차 문제의 가능성이 있지만, 소득분위별 MPC의 랭킹(ranking)이 유지된다는 가정 하에서 분석을 수행하였다. 즉, 측정오차의 정도(magnitude)가 각 소득분위에서 동일하다는 일반적인 가정 하에서 추정 결과를 해석하였다.

소득 10분위별 MPC 추정 모델을 3단계로 구분하였고 통계 프로그램은 R을 사용하였다. **모델 (1)**은 기본모형으로서 로(raw)데이터에서 직업분류가 군인인 그룹을 제외한 경우이다. **모델 (2)**는 두 가지 유형의 이상치를 보정한 모형으로서 소득 대비 소비지출 200% 초과 가구(유형 ①)를 더미변수로 통제하고, 가처분소득 음수 가구(유형 ②)를 제외한 경우이다. 유형 ①은 임병인(2014년) 등의 선행연구를 참고하였으며, 유형 ②는 데이터를 검토하는 과정에서 이자상환 등으로 인해 가처분소득이 음수인 가구들이 존재하는 것을 발견하였고 이로 인해 분석 결과가 왜곡된다는 점을 확인하여 보정하였다.

모델 (3)은 통제변수 중 자산 및 부채 변수를 유형별로 구분한 모형으로서 총자산은 실물 및 금융자산으로, 총부채는 소비형 및 자산형 부채로 구분한 경우이다. 앞서 제 2 장 1.2절의 모델 및 가설 소개에서 언급하였듯이 자산형 부채의 경우 미래의 자산 확보를 위한 차입으로 유동성 제약을 강화하는 방향으로 작용하는 반면, 현재 소비를 목적으로 하는 소비형 부채의 경우 당기의 유동성 제약을 완화하는 방향으로 작용하여 소비에 미치는 효과가 다를 수 있다는 가정 하에 부채를 유형별로 구분하여 분석하였다. 또한 앞의 〈그림 2〉에서 살펴보았듯이 2017년을 전후로 나타난 부동산 가격 상승이 부채유형별 APC에 유의미한 변화를 가져왔는지를 연도별 비교를 통해 확인하였다. 예상되는 결과는 부동산 가격 상승 시, 자산 효과 및 차입제약 완화 효과 등에 의해 자산형 부채 보유 가구의 소비성향이 상승 시점 이전 보다 증가할 것으로 예측된다.

실증분석 결과를 간략히 살펴보면 모델 (1)과 모델 (2)의 추정 결과 비교 시, 이상치 보정을 통해 1분위의 MPC가 마이너스에서 플러스로 전환된 현상이 관측되었다. 소득분위별 MPC 계수 추정치는 일부 구간에서 통계적 유의성이 없거나 2~10분위 계수 중 음수가 아닌 경우가 관측됐지만, 전반적으로 소득수준과 MPC의 반비례 관계가 나타나는 것으로 확인된다. 또한 모델 (3)을 통해 부채유형별 APC를 비교한 결과 소비형 부채는 분석기간 중 일관되게 플러스로 나타난 반면, 자산형 부채는 2017년[24]을 기점으로 통계적으로 유의하게 마이너스에서 플러스로 전환

되는 현상을 확인할 수 있었다. 대표적으로 2012년 결과를 제시하였고, 분석기간 전체 결과는 다음 절의 연도별 그래프를 통해 확인할 수 있다.

〈 표 8 : 2012년 기준 모델별 비교 〉

	(1) 기본모형		(2) 이상치 보정 모형		(3) 부채유형별 모형	
	계수	p-값	계수	p-값	계수	p-값
1분위	-0.17	***	0.49	***	0.49	***
2분위	0.56	***	-0.08	0.71	-0.07	0.72
3분위	-0.09	0.55	0.00	0.98	-0.01	0.96
4분위	0.08	0.59	0.01	0.96	0.00	0.99
5분위	-0.06	0.67	-0.06	0.68	-0.06	0.66
6분위	0.01	0.95	0.00	0.98	0.02	0.91
7분위	0.04	0.72	0.02	0.89	0.00	0.97
8분위	-0.05	0.57	-0.05	0.58	-0.04	0.69
9분위	0.13	*	0.13	*	0.11	.
10분위	-0.36	***	-0.37	***	-0.34	***
총자산	0.01	***	0.00	**	X	
금융자산	X		X		0.01	***
실물자산	X		X		0.00	***
총부채	-74.77	***	-52.19	***	X	
소비형부채	X		X		103.03	***
자산형부채	X		X		-27.84	0.14
관측치수	19,652		19,547		19,547	
결정계수	0.66		0.68		0.68	

*** Notes : 총부채, 소비형부채, 자산형부채는 해당 부채 보유 여부를 나타내는 더미변수를 의미한다. 모든 변수의 금액 단위는 만원 단위이다. 그 외 기타 통제변수에 대한 추정 결과는 기존 연구결과들과 크게 다르지 않아 지면 관계상 생략하였다. 결정계수는 조정된 R^2를 의미한다. p-값은 0.1이하이면 ., 0.05이하이면 *, 0.01이하이면 **, 0.001이하이면 ***를 의미한다. (이하 같다)**

〈표 8〉을 통해 모델 (1)에서는 1분위 MPC가 음수인 -0.17로 추정되

24) 자료 작성기준에 의해, 소득·소비변수는 조사 직전연도 기준으로 작성되므로 '17년도에 관측된 효과는 실제로 '16년도에 발생한 것으로 해석할 수 있다.

었으나 모델 (2)에서는 양수인 0.49로 전환되고 소득분위 중 가장 높은 MPC 수준을 나타내어 일반적인 예상이나 이론에 부합하는 결과를 확인할 수 있다. 또한 모델 (3)에서 자산 및 부채를 유형별로 구분하여 분석한 결과 자산의 경우 큰 차이가 없는 반면, 부채의 경우에는 차이가 확인되었다. 모델 (1), (2)에서 총부채의 소비효과는 마이너스였지만 유형별 구분 시 유동성 제약을 완화시키는 소비형 부채의 소비효과는 연평균 약 103만원 증가로 플러스를, 유동성 제약을 강화시키는 자산형 부채는 약 27만원 감소로 마이너스를 나타내는 것으로 관측되었다.

3.2. 소득분위 분류기준별 비교

앞서 모델별 비교를 통해 기본모델에서 시작하여 3단계에 걸쳐 모델을 개선할 수 있음을 확인하였다[25]. 이제 가장 적합한 모델링으로 판단되는 모델 (3)을 기준으로, 주어진 데이터로 고려 가능한 분류기준들을 비교하는 과정을 수행한다. 즉, 동일한 선형 스플라인 모형을 적용하여 소득분위 분류기준별로 2q·3q·5q·10q의 추정 결과를 비교·분석한다.

실증분석 결과 각 분류기준별로 각 소득분위에 대한 MPC 계수 추정치는 유사한 경향이 관찰되었다. MPC의 추정치는 전반적으로 높은 통계적 유의성을 확인할 수 있었으며, 5분위 및 10분위 분류기준의 일부 구간에서 통계적으로 유의하지 않은 결과가 관측되었으나 구간별 표본크기의 감소 및 이전 구간 대비 증감에 대한 단측검정의 영향 등으로 판단된다.[26] 모형의 설명력을 의미하는 결정계수(Adjusted R^2)는 분류기준이 세분화 될수록 높아지는 것을 확인할 수 있었다. 각 소득분위 분류기준별 회귀분석 결과는 모든 연도에서 비슷한 양상을 나타냈고, 대표적으로 2012년 결과를 제시하였다.

---

25) 표에서는 소수점 둘째자리 까지만 보고하였지만, 소수점 셋째자리 이하 까지 비교 시 모형설명력은 모델 (1) 〈 모델 (2) 〈 모델 (3) 순으로 증가하는 것으로 나타났다.

26) 소득분위별 MPC에 대하여 MPC=0에 대한 양측검정 시, 각 분류기준의 소득분위 계수 추정치의 대부분은 통계적으로 유의하게(p-값 0.01 이하) 관측되었다. 양측검정에 대한 분석기간 전체 결과는 부록에 포함시켰다.

〈 표 9 : 2012년 기준 소득분위 분류기준별 비교 〉

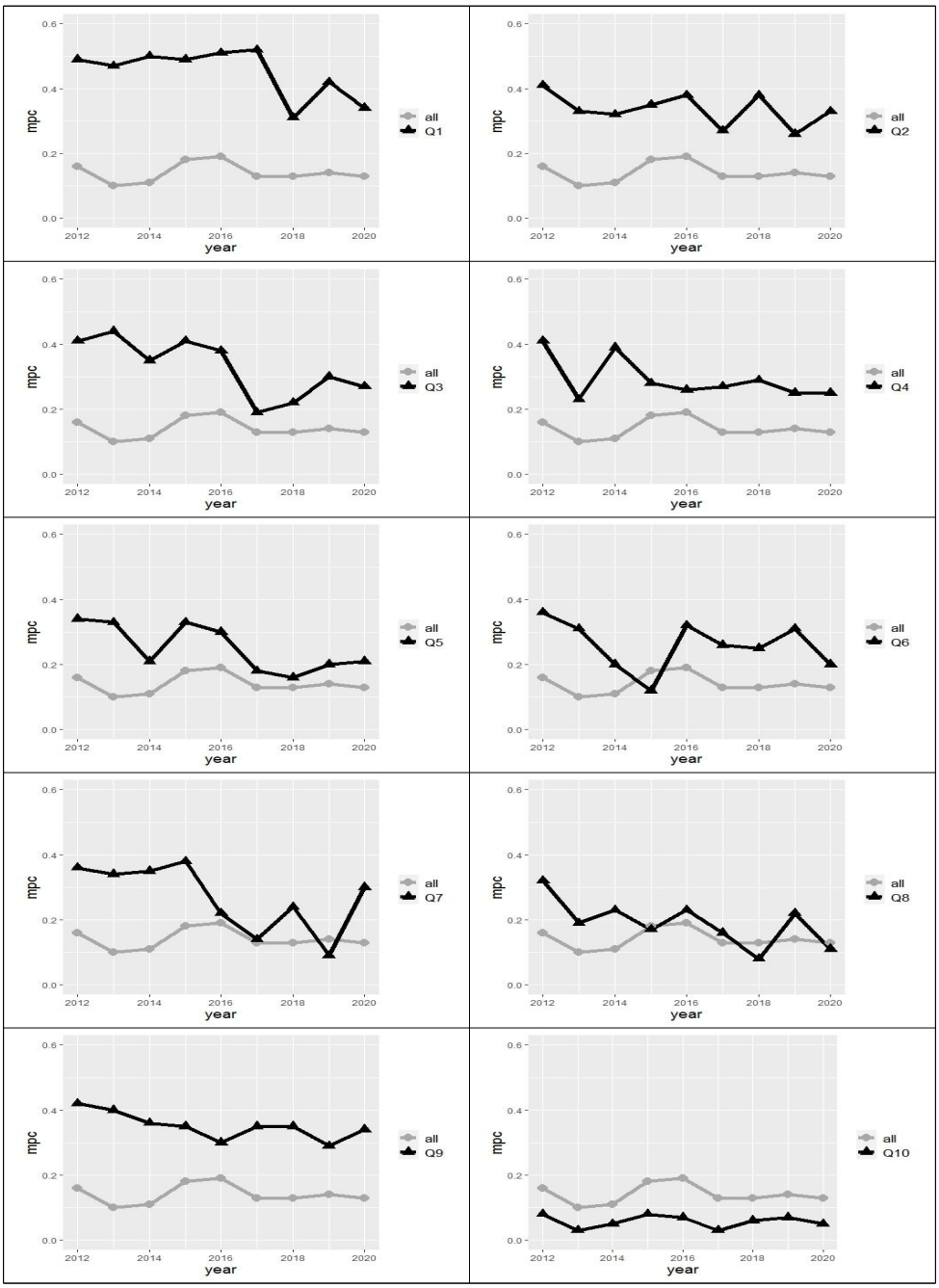
	(1) 2분위 기준		(2) 3분위 기준		(3) 5분위 기준		(4) 10분위 기준	
	계수	p-값	계수	p-값	계수	p-값	계수	p-값
1분위	0.54	***	0.32	***	0.42	***	0.49	***
2분위	-0.40	***	0.21	***	0.00	0.98	-0.07	0.72
3분위			-0.40	***	-0.14	**	-0.01	0.96
4분위					0.26	***	0.00	0.99
5분위					-0.44	***	-0.06	0.66
6분위							0.02	0.91
7분위							0.00	0.97
8분위							-0.04	0.69
9분위							0.11	.
10분위							-0.34	***
금융자산	0.01	***	0.01	***	0.01	***	0.01	***
실물자산	0.00	***	0.00	***	0.00	***	0.00	***
소비형부채	98.90	***	102.63	***	102.72	***	103.03	***
자산형부채	-30.50	0.12	-33.77	.	-30.36	0.11	-27.84	0.14
관측치수	19,547		19,547		19,547		19,547	
결정계수	0.66		0.67		0.68		0.68	

〈표 9〉는 2012년도를 기준으로 2분위~10분위의 소득분위 분류기준별 추정 결과를 비교한 내역이다. 소득분위별 MPC의 통계적 유의성은 일부 구간을 제외하고는 모든 분류기준에서 p-값 0.01 이하 수준으로 유의하게 관측되었다. 특이사항으로 5분위 기준 4분위, 10분위 기준 9분위의 MPC가 상대적으로 높게 관측 되었는데, 구체적인 원인은 명확하게 확인되지 않아 추가적인 연구와 검토가 필요할 것으로 판단된다.

자산 및 부채의 유형별 소비효과는 소득분위 분류기준별로 큰 차이는 관측되지 않았다. 모형의 설명력은 분류기준이 세분화 될수록 높아져 10분위 기준이 가장 설명력이 높은 것으로 확인되었다.[27] 3가지 모델 및 4가지 소득분위 분류기준을 비교한 결과 적합한 모형으로 판단되는 모델(3)의 소득 10분위 기준으로, 소득분위별 MPC와 부채유형별 APC의 분석기간 중 변화 추세를 그래프로 살펴보면 다음과 같다.

27) 소수점 셋째 자리 이하 까지 비교 시 모형 설명력은 세분화 될수록 증가하였다.

〈 그림 4 : 소득분위별 MPC 변화 추세 (2012년～2020년) 〉

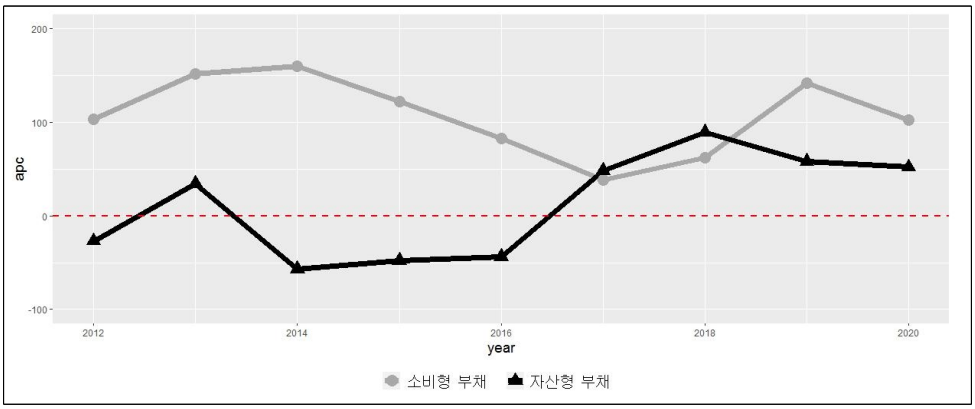


* Notes : 소득 10분위 분류기준으로 Q1은 소득 1분위, Q2는 소득 2분위, … , Q10은 소득 10분위의 MPC를 의미하며 all은 전체 가구 기준의 MPC를 의미한다.

〈그림 4〉는 각 소득분위별 MPC를 전체 가구 기준 MPC와 비교하여 연도별로 제시한 그래프이다. 전체 가구 MPC의 경우 2012년에 0.16 수준에서 시작하여 중간에 소폭 상승하다가 다시 하향 추세로 전환되어 2020년에는 0.13 수준으로 관측되었다. 각 소득분위 MPC 추세는 등락폭에 있어 차이가 존재하지만 전반적으로 하향 추세로 나타나 선행연구를 지지하는 결과를 확인할 수 있었다.

최하위 소득 계층인 1분위의 MPC는 2012년 0.49 수준에서 2020년 0.34 수준으로 관측되어 0.15만큼 MPC가 감소한 것으로 나타났다. 2분위~9분위 계층에서도 정도의 차이는 있지만 전반적으로 하향 추세가 관측되었다. 최상위 소득 계층인 10분위의 경우 시계열적으로 하향 추세가 뚜렷하진 않았다. 다만 소득분위 중 유일하게 전체 가구 기준 보다 낮은 수준의 MPC를 분석기간 동안 일관되게 나타내어 가계 전체의 MPC 하락을 주도한 것으로 판단된다.

〈 그림 5 : 부채유형별 APC 변화 추세 (2012년~2020년) 〉



〈그림 5〉는 부채유형별 APC의 변화 추세다. 그래프 상 자산형 부채의 APC가 2013년에 플러스로 나타났지만 통계적 유의성은 없었고, 부동산 시장 과열이 시작된 2017년 이후 통계적으로 유의하게 플러스로 전환되었다. 소비형 부채의 경우 분석기간 중 일관되게 플러스로 관측되었다.[28)]

28) 전체 분석기간 동안 부채유형별 APC 추정치와 통계적 유의도는 아래와 같다.

구분	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
소비형부채	103***	152***	160***	122***	83***	38	62˙	142***	102***
자산형부채	-27	34	-57*	-48˙	-44˙	48*	89**	58**	52*

3.3. 일반 회귀분석과 스플라인 회귀분석 비교

전체 가구 기준 회귀분석 모형, 각 소득분위별 회귀분석, 그리고 선형 스플라인 모형 이렇게 3가지 모델의 분석 결과를 비교하여 모형 간 차이를 살펴보았다. 모든 연도에서 유사한 결과가 관측되었고 대표적으로 2012년 결과를 제시하였다.

〈 표 10 : 2012년 기준 일반 회귀분석 vs 스플라인 회귀분석 비교 〉

	(1) 전체 가구 모형		(2) 소득분위별 모형		(3) 선형 스플라인 모형	
	계수	p-값	계수	p-값	계수	p-값
전체가구	0.16	***	X		X	
1분위			0.67	***	0.49	***
2분위			0.64	***	0.41	***
3분위			0.45	***	0.41	***
4분위			0.52	***	0.41	***
5분위			0.46	***	0.34	***
6분위			0.34	***	0.36	***
7분위			0.25	***	0.36	***
8분위			0.30	***	0.32	***
9분위			0.24	***	0.42	***
10분위			0.07	***	0.08	***
금융자산	0.01	***	0.01*	*	0.01	***
실물자산	0.00	***	0.00*	*	0.00	***
소비형부채	109.29	***	90.57*	0.20	103.03	***
자산형부채	-28.61	0.16	-25.21*	0.39	-27.84	0.14
관측치수	19,547		19,547		19,547	
결정계수	0.65		0.40*		0.68	

*** Notes : 이 표는 일반 회귀분석과 비교를 위해 각 계수값은 해당 소득분위의 MPC 자체를 의미하고 p-값은 MPC=0에 대한 양측검정 방식으로 작성하였다. 두 번째 열의 소득분위별 회귀분석의 자산 및 부채유형별 계수와 결정계수는 각 분위별 추정치의 평균값을 의미한다.**

세 가지 모형의 회귀분석 결과를 비교하면, 전체 가구 기준 회귀분석과 각 소득분위별 회귀분석보다 선형 스플라인 모형의 설명력이 더 높은 것으로 나타났다.[29] 2012년의 경우 첫 번째 모형인 전체 가구 기준 MPC

는 0.16으로 확인된다. 두 번째 모형인 각 분위별 회귀분석과 세 번째 모형인 스플라인 모형을 비교하면 소득분위별 계수 추정치 값에서 차이가 확인됐고, 특히 양쪽 끝 부분에서 차이가 커지는 경향이 있는 것으로 나타난다.[30] 모형 설정과 관련된 정확한 분석과 검증을 통해 확인이 필요하겠지만, 기본적으로 이러한 현상이 스플라인 모형의 특성상 경계점(knot)에서 연속적(continuous)이라는 제약조건과 관련이 있는 것으로 추정된다.

즉, 인접한 구간 사이의 변수 평균값 수준의 차이가 영향을 미쳐서 발생한 결과라고 예상해 볼 수 있다. 따라서 이를 실증분석 차원에서 확인하기 위해 스플라인 모형에 각 분위별 절편을 통제할 수 있는 분위별 더미변수를 포함하여 비교해 본 결과 두 모형간의 계수 추정치의 격차가 감소하는 것을 확인할 수 있었다. 정확한 검토를 위해서는 추가적인 연구를 통해 엄밀한 수리적 분석을 이용한 검증과 확인이 필요한 부분으로 판단된다.

소득분위별 MPC의 추정치가 각 분위별 회귀분석과 스플라인 모형 간에 상대적으로 크게 차이나는 분위는 1분위, 2분위, 9분위로서 각각 (0.67, 0.49), (0.64, 0.42), (0.24, 0.43)으로 나타난다. 또한 전반적으로 저소득 구간(1분위~5분위) 에서는 각 분위별 회귀분석 모형이 더 상향된 추정치를 고소득 구간(6분위~10분위) 에서는 스플라인 모형이 더 상향된 추정치를 제시하는 것으로 나타난 점이 특징적이다. 부채유형별 계수 추정치를 각 모형별로 비교 하였을 때, 소비형 및 자산형 부채의 평균소비성향은 전체 가구 기준 회귀분석 모형에서 계수 추정치의 절대값이 가장 큰 것으로 나타났다. 부채유형별 계수의 정성적 측면에서는 모형 간 일치된 결과를 분석기간 동안 일관되게 확인할 수 있었다.

---

29) 일반 회귀분석 모형 보다 선형 스플라인 모형의 설명력(결정계수)이 더 높게 나오는 결과는 모든 연도에서 일관되게 관측되었다.

30) 이와 같은 현상은 처음과 마지막의 양쪽 끝 구간 중에서도 특히 1분위, 2분위, 9분위 등에서 주로 관찰되었고 10분위의 경우는 거의 차이가 나지 않았는데, 더 이상 다음 구간이 존재하지 않아 두 모형간의 추정치 차이가 발생하지 않는 것으로 예상된다.

3.4. 삼중 차분(triple difference) 모형

소비성향에 미치는 부채유형별 차별적 효과에 대한 보다 구체적인 분석을 위하여, 삼중 차분 모형을 적용한 실증분석을 수행하였다. 부채유형별 APC의 변화 추세 그래프를 통해 2017년 이후 자산형 부채의 APC가 통계적으로 유의하게 플러스로 전환된 현상을 관측하였다. 삼중 차분 모형에서는 추가적으로 자산형 부채 더미와 고소득층 더미, 그리고 지역 더미의 삼중 상호작용항을 이용하여, 자산형 부채를 보유한 고소득층 가구의 소비 상승효과가 수도권 및 비수도권 지역에 따라 차이가 관측되는지를 실증분석을 통해 확인하고자 한다.

제 2 절 탐색적 분석 파트에서 소득분위별 부채 보유 현황과 전국 주택가격 동향 추세를 통해 확인하였듯이 고소득층 중심으로 자산형 부채를 보유하고 있고, 부동산 가격이 상승할 때 비수도권 지역에 비해 수도권 지역의 가격 상승폭이 더 크게 나타났다. 이때, 소비 상승효과의 크기가 자산형 부채를 보유한 고소득층 가구 중 수도권에 거주하는 경우 더 크게 관측되는지를 삼중 차분 모형을 통해 식별하고자 한다.

이중 차분 모형(difference in difference)이나 삼중 차분 모형을 적용할 때, 일반적으로 평행 추세 가정(parallel shift assumption)의 성립을 전제로 실증분석을 수행한다. 이 경우에도 마찬가지로 가계 소비규모에 영향을 미치는 요소들 중, 2017년 이후 부동산 가격 상승폭이 수도권과 비수도권 지역 사이에 차이가 발생했다는 사실 이외에 다른 측면에서는 분석기간 중 변화가 없었다는 평행 추세 조건을 가정한 상태에서 추정계수를 해석하고 분석하였다. 다른 모형과의 비교를 위하여, 선형 스플라인 모형과 이중 차분 모형 분석 결과를 함께 제시하였다. 본문에는 2012년부터 4년 주기로 분석 결과를 제시하였고 전체 분석 기간 결과는 부록에 포함시켰다.

〈표 11〉의 2012년 기준 비교를 보면, 먼저 소득분위별 MPC 추정치는 세 모형 간 거의 유사한 결과가 나타나는 것을 확인할 수 있다. 일부 소득 구간에서 모델 (1) ~ (3) 사이에 차이가 관찰되지만, 미세한 차이로서 전체 추정 결과에 큰 영향은 없는 것으로 판단된다.

〈 표 11 : 2012년 기준 삼중 차분 모형 분석 결과 〉

	(1) 선형 스플라인 모형		(2) 이중 차분 모형		(3) 삼중 차분 모형	
	계수	p-값	계수	p-값	계수	p-값
1분위	0.49	***	0.49	***	0.50	***
2분위	-0.07	0.72	-0.08	0.72	-0.07	0.73
3분위	-0.01	0.96	-0.01	0.96	-0.02	0.92
4분위	0.00	0.99	0.00	0.99	0.00	0.98
5분위	-0.06	0.66	-0.06	0.66	-0.07	0.66
6분위	0.02	0.91	0.02	0.91	0.01	0.95
7분위	0.00	0.97	0.00	0.97	0.01	0.94
8분위	-0.04	0.69	-0.04	0.69	-0.04	0.66
9분위	0.11	.	0.11	.	0.11	.
10분위	-0.34	***	-0.34	***	-0.34	***
금융자산	0.01	***	0.01	***	0.01	***
실물자산	0.00	***	0.00	***	0.00	***
소비형부채	103.03	***	103.06	***	103.40	***
자산형부채(A)	-27.84	0.14	-19.66	0.47	-55.04	0.19
지역*(B)	-55.43	***	-51.65	**	-11.27	0.64
(A)×(B)*			-13.53	0.67	-10.89	0.84
고소득층*(C)					47.05	0.45
(A)×(C)*					44.84	0.39
(B)×(C)*					-84.92	*
(A)×(B)×(C)*					19.60	0.77
결정계수	0.68		0.68		0.68	

*** Notes : 지역은 더미변수로서 비수도권이면 1 아니면 0이 되고, 고소득층은 소득 상위 50%(6~10분위)이면 1, 아니면 0이 된다. '(A)×(B)'는 자산형 부채와 지역더미의 상호작용항, '(A)×(C)'는 자산형 부채와 고소득층 더미의 상호작용항, '(B)×(C)'는 지역과 고소득층 더미의 상호작용항을 의미하고, '(A)×(B)×(C)'는 삼중 상호작용항을 의미한다.**

주요 변수의 계수를 보면, 모델 (2)에서 지역 변수의 계수가 -51.65로 추정되어 다른 조건이 동일했을 때, 비수도권인 경우 수도권에 비해 평균 소비지출이 감소하는 경향을 확인할 수 있다. 지역에 따른 기본적인 물가 및 소비성향의 차이에 기인한 결과로 판단된다. 자산형 부채와 지역 더미의 상호작용항 계수는 -13.53으로 추정됐다. 이는 통계적 유의성은

없지만 수도권과 비수도권 지역의 평균 소비지출의 차이가 자산형 부채를 보유한 경우 더 증가한다는 의미로 해석된다.

〈 표 12 : 2012년 모델 (3) 기준 상호작용항 관련 계수 추정치 각 유형별 비교 〉

	자산형 부채 더미 (A)	지역 더미 (B)	고소득층 더미 (C)	(A)×(B)	(A)×(C)	(B)×(C)	(A)×(B)×(C)	총효과*
유형 1*								0
유형 2		-11.27						-11.27
유형 3			47.05					47.05
유형 4		-11.27	47.05			-84.92		-49.14
유형 5	-55.04							-55.04
유형 6	-55.04	-11.27		-10.89				-77.2
유형 7	-55.04		47.05		44.84			36.85
유형 8*	-55.04	-11.27	47.05	-10.89	44.84	-84.92	19.60	-50.63

*** Notes : 총효과는 각 유형별 활성화된 계수값을 모두 포함한 효과를 의미하며 표 각 행의 좌측 값들을 합한 수치이다. 유형 1은 자산형 부채를 미보유한 수도권에 거주하는 저소득층 가구를 의미하며, 유형 8은 자산형 부채를 보유한 비수도권에 거주하는 고소득층 가구를 의미한다. 그 밖에 유형들도 같은 방식으로 활성화된 계수들과 연결시켜 구분된다.**

〈표 12〉를 보면, 유형 1과 비교 시 다른 조건이 일정할 때 고소득층의 평균 소비수준은 47.05만큼 높고, 비수도권 거주 가구는 11.27만큼 낮으며, 자산형 부채 보유 가구는 55.04만큼 낮은 것으로 관측된다. 수도권에 거주하는 고소득층 가구 중, 자산형 부채를 보유하지 않은 경우인 유형 3에 비해 자산형 부채를 보유한 경우인 유형 7의 총효과가 10.2만큼 낮게 나타났다. 통계적으로 유의한 차이는 아니지만, 고소득층이면서 유동성이 부족한 이른바 "Wealthy Hand to Mouth"[31] 그룹의 특성이 반영되어 소비 감소가 관측된 것으로 판단된다.

지역 더미와 고소득층 더미의 상호작용항 계수는 -84.92로 추정되었고, 상호작용항 중 유일하게 통계적으로 유의한 것으로 관측되었다. 자산형 부채 더미와 고소득층 더미, 그리고 지역더미의 삼중 상호작용항 계수는 19.60로 추정 되었는데 통계적 유의성이 확보된 결과는 아니므로 해석에 주의를 요한다.

31) Kaplan 등(2014년)은 소득수준이 높지만 부동산 소유를 위해 상당한 부채를 보유하여 일시적으로 유동성이 부족한 그룹을 Wealthy Hand to Mouth로 정의하였다.

〈 표 13 : 2016년 기준 삼중 차분 모형 분석 결과 〉

	(1) 선형 스플라인 모형		(2) 이중 차분 모형		(3) 삼중 차분 모형	
	계수	p-값	계수	p-값	계수	p-값
1분위	0.51	*	0.51	*	0.50	*
2분위	-0.13	0.68	-0.13	0.68	-0.12	0.70
3분위	0.00	0.99	0.00	0.99	-0.01	0.97
4분위	-0.12	0.53	-0.12	0.53	-0.11	0.55
5분위	0.04	0.81	0.04	0.81	0.02	0.94
6분위	0.02	0.93	0.02	0.93	0.02	0.93
7분위	-0.10	0.49	-0.10	0.49	-0.08	0.66
8분위	0.01	0.91	0.01	0.91	0.01	0.94
9분위	0.07	0.33	0.07	0.33	0.08	0.32
10분위	-0.23	***	-0.23	***	-0.24	***
금융자산	0.01	***	0.01	***	0.01	***
실물자산	0.00	.	0.00	.	0.00	.
소비형부채	83.14	***	83.14	***	83.13	***
자산형부채(A)	-44.40	.	-44.44	0.25	-44.30	0.45
지역(B)	-104.79	***	-104.81	***	-46.99	0.17
(A)×(B)			0.06	0.99	9.62	0.90
고소득층(C)					109.84	0.21
(A)×(C)					-27.55	0.71
(B)×(C)					-127.76	*
(A)×(B)×(C)					30.50	0.74
결정계수	0.66		0.67		0.67	

〈표 13〉의 2016년 기준 비교를 보면, 역시 소득분위별 MPC 추정치는 세 모형 간 거의 유사한 결과가 확인된다. 부채유형별 계수를 살펴보면, 모델 (2)에서 지역 변수의 계수가 -104.81로 추정되어 비수도권인 경우 수도권 지역에 비해 평균적인 소비지출이 감소하는 경향이 2012년에 비해 확대된 것을 확인할 수 있다. 그리고 자산형 부채 더미와 지역 더미의 상호작용항 계수는 0.07로 추정됐지만, 통계적 유의성이 거의 없는 것으로 나타나 실질적인 의미를 부여하기는 어렵다. 이는 2016년 기준으로는 자산형 부채 보유 여부가 지역 간 평균 소비지출 성향의 차이에 대해 추가적인 영향을 미치지 못한다는 실증분석 결과로 해석할 수 있다.

〈 표 14 : 2016년 모델 (3) 기준 상호작용항 관련 계수 추정치 각 유형별 비교 〉

	자산형 부채 더미 (A)	지역 더미 (B)	고소득층 더미 (C)	(A)×(B)	(A)×(C)	(B)×(C)	(A)×(B)×(C)	총효과
유형 1								0
유형 2		-46.99						-46.99
유형 3			109.84					109.84
유형 4		-46.99	109.84			-127.76		-64.91
유형 5	-44.30							-44.3
유형 6	-44.30	-46.99		9.62				-81.67
유형 7	-44.30		109.84		-27.55			37.99
유형 8	-44.30	-46.99	109.84	9.62	-27.55	-127.76	30.50	-96.64

〈표 14〉의 2016년 기준 모델 (3)의 추정 결과를 보면, 다른 조건이 일정할 때 유형 1에 비해 고소득층 가구의 평균 소비수준은 109.84만큼 높고, 비수도권 거주 가구의 경우 46.99만큼 낮으며, 자산형 부채를 보유한 경우 44.30만큼 낮은 것으로 확인된다.

비수도권에 거주하는 고소득층 가구 중, 자산형 부채를 보유하지 않는 경우인 유형 4에 비해 자산형 부채를 보유하는 경우인 유형 8의 소비성향이 31.73만큼[32] 낮은 것으로 관측되어 자산형 부채를 보유한 고소득층의 소비가 유동성 제약 강화 효과로 인해 감소한 것으로 판단된다. 같은 방식으로 수도권 고소득층 가구 중 자산형 부채 보유 여부에 따른 소비성향의 차이를 비교하면, 자산형 부채를 보유한 유형 7이 보유하지 않은 유형 3보다 71.85만큼[33] 소비 규모가 낮은 것으로 나타나 역시 비수도권의 경우와 유사한 관측 결과를 확인할 수 있었다.

고소득층 더미와 지역 더미의 상호작용항 계수는 －127.76으로 추정되었고, 2012년과 동일하게 2016년에도 상호작용항 중에서 유일하게 통계적으로 유의한 것으로 나타나 신뢰도가 높은 소비효과 경로로 판단된다. 자산형 부채 더미와 고소득층 더미, 그리고 지역 더미의 삼중 상호작용항의 계수는 30.50으로 추정되었지만 통계적으로 유의하지 않았다.

32) 유형 8과 유형 4의 총효과를 비교하면, -96.64 - (-64.91) = -31.73
33) 유형 7과 유형 3의 총효과를 비교하면, 37.99 - 109.84 = -71.85

〈 표 15 : 2020년 기준 삼중 차분 모형 분석 결과 〉

	(1) 선형 스플라인 모형		(2) 이중 차분 모형		(3) 삼중 차분 모형	
	계수	p-값	계수	p-값	계수	p-값
1분위	0.34	*	0.35	*	0.34	*
2분위	-0.01	0.95	-0.01	0.95	-0.01	0.96
3분위	-0.06	0.70	-0.06	0.70	-0.06	0.71
4분위	-0.02	0.87	-0.02	0.87	-0.01	0.95
5분위	-0.04	0.74	-0.04	0.74	-0.10	0.45
6분위	-0.01	0.94	-0.01	0.94	-0.02	0.88
7분위	0.10	0.28	0.10	0.29	0.16	0.13
8분위	-0.19	**	-0.19	**	-0.20	**
9분위	0.23	***	0.23	***	0.23	***
10분위	-0.29	***	-0.29	***	-0.29	***
금융자산	0.01	***	0.01	***	0.01	***
실물자산	0.00	***	0.00	***	0.00	***
소비형부채	102.28	***	102.10	***	102.22	***
자산형부채(A)	52.95	*	87.91	**	-6.56	0.89
지역(B)	-38.51	*	-21.04	0.30	-29.60	0.27
(A)×(B)			-54.76	0.11	-41.34	0.49
고소득층(C)					14.66	0.83
(A)×(C)					152.79	**
(B)×(C)					17.38	0.65
(A)×(B)×(C)					-26.88	0.72
결정계수	0.68		0.68		0.68	

〈표 15〉의 2020년 기준 부채유형별 계수를 살펴보면, 모델 (2)에서 자산형 부채 계수가 87.91로 추정되어 부동산 가격이 급격히 상승한 2017년 이후 자산형 부채 계수가 플러스로 전환된 현상을 관측할 수 있다. 자산형 부채와 지역 더미의 상호작용항의 계수는 -54.76으로 추정되면서 통계적으로 약 11% 수준의 유의성을 나타냈다. 이는 자산형 부채를 보유한 경우 지역 간 평균 소비지출 성향의 차이가 증가한다는 관측 결과로서, 2016년의 실증분석 결과와 대비된다. 소비형 부채 더미의 계수는 102.10으로 나타났고, 분석기간인 2012년~2020년 동안 일관되게 양의 소비효과가 관측되었다.

〈 표 16 : 2020년 모델 (3) 기준 상호작용항 관련 계수 추정치 각 유형별 비교 〉

	자산형 부채 더미 (A)	지역 더미 (B)	고소득층 더미 (C)	(A)×(B)	(A)×(C)	(B)×(C)	(A)×(B)×(C)	총효과
유형 1								0
유형 2		-29.60						-29.6
유형 3			14.66					14.66
유형 4		-29.60	14.66			17.38		2.44
유형 5	-6.56							-6.56
유형 6	-6.56	-29.60		-41.34				-77.5
유형 7	-6.56		14.66		152.79			160.89
유형 8	-6.56	-29.60	14.66	-41.34	152.79	17.38	-26.88	80.45

〈표 16〉을 보면 가장 큰 소비효과를 나타내는 항은 자산형 부채와 고소득층 가구 더미의 상호작용항으로서 152.79로 나타났고, 통계적으로 유의한 결과로 확인되어 2016년 이전과 대비되는 결과를 나타냈다.[34)]

또한 2016년 까지는 수도권 지역의 고소득층 가구 중 자산형 부채를 보유하지 않은 경우인 유형 3에 비해 자산형 부채를 보유한 Wealthy Hand to Mouth 그룹을 의미하는 유형 7의 총효과가 더 낮게 관측되었으나, 2020년에는 역전이 되어 146.23만 원 만큼 연평균 소비지출이 더 높은 것으로 확인 되었다. 이는 부동산 가격 상승이 시작된 2017년 이후 관측된 현상으로 자산 효과 및 차입제약 완화 효과의 영향으로 판단된다.

동일한 방식으로 비수도권 지역의 유형 4와 유형 8의 총효과를 비교하면, 2016년에는 31.73만큼 유형 8의 소비성향이 더 낮았으나, 2020년에는 78.01만큼 더 높게 관측되어 수도권 지역과 마찬가지로 비수도권 지역의 Wealthy Hand to Mouth 그룹의 소비성향이 2017년 이후 증가한 것을 확인할 수 있다. 자산형 부채를 보유한 고소득층 가구의 소비 상승효과는 수도권 지역이 더 큰 것으로 관측됐으나, 통계적 유의성이 확보되지 않았고 집단 고유의 이질성을 고려할 때 그 차이는 제한적 의미를 갖는다.

34) 2020년에 고소득층×자산형부채 상호작용항이 유일하게 유의한 관측결과로 나타난 것은, 2012년과 2016년에 고소득층×지역더미 상호작용항이 유일하게 통계적으로 유의한 결과로 관측된 것과 대비된다. 2017년 이후 자산형 부채 보유 여부의 소비효과가 고소득층을 중심으로 확대되었음을 확인할 수 있는 부분이다.

제 3 장 결 론

제 1 절 요약 및 시사점

가계소비 규모의 하방 요인 증대 및 불확실성 확대로 인해 소비성향 변화 추세에 대한 연구의 필요성이 높아짐에 따라, 2012년부터 2020년까지를 분석대상으로 소득분위별 한계소비성향 추정과 부채유형별 평균소비성향에 대한 추세 변화를 중심으로 본 연구를 수행하였다.

분석기간 동안 매크로 MPC 추정을 통해 상위 소득계층으로 갈수록 MPC가 단조 감소하는 현상을 확인할 수 있었고, 마이크로 MPC와 상호보완적 관계의 가능성에 대하여 논의하였다. 선형 스플라인 모형을 적용하여 모델별 비교를 하는 과정에서, 가처분소득 음수 가구 보정 등을 통해 1분위 MPC가 음수로 추정되는 현상을 해결할 수 있었다. 소득분위 기준별로는 2분위~10분위까지 비교한 결과 R^2로 대표되는 모형 설명력은 분류기준이 세분화될수록 증가하는 추세가 관찰되었다. 또한 일반적인 회귀분석 모형과 스플라인 모형을 비교한 결과 일부 소득분위에서 계수 추정치의 차이가 관측됐고, 그 원인은 스플라인 모형의 경계값에서 연속이라는 제약조건의 영향으로 추정된다.

소득분위별 MPC 추정 결과, 횡단면 분석 관점에서는 고소득층인 높은 소득분위로 갈수록 MPC가 전반적으로 하락하는 현상이 관측되어 본 연구의 첫 번째 연구가설이 일반적으로 성립한다는 사실을 실증분석 차원에서 확인할 수 있었다. 종단면 분석 관점에서는 최근 연도로 올수록 모든 소득분위에서 MPC가 하향 추세를 나타내어 선행연구를 지지하는 결과를 확인할 수 있었다.

두 번째 연구가설과 관련하여 부채의 유형별 소비효과를 연도별로 비교한 결과, 유동성 제약을 완화시키는 소비형 부채의 경우 분석기간 동안 일관되게 소비를 증가시키는 효과를 갖는 것으로 관측되었다. 반면 유동성 제약을 강화시키는 자산형 부채의 경우 소비를 감소시키는 효과를 갖는 것으로 관측되다가 부동산 가격 상승이 심화된 2017년 이후에는

유동성 제약 강화 효과를 자산 효과 등이 압도하여 소비성향에 미치는 효과가 통계적으로 유의하게 마이너스에서 플러스로 전환되고, 일부 연도에서는 소비형 부채의 더미변수 계수를 역전하는 현상이 관측되는 것을 확인하였다.

본 연구를 통해 기존의 선행연구를 지지하거나 일부 개선하는 실증분석 결과를 제시할 수 있었으며, 분석기간 동안 소득과 MPC 사이에는 반비례 관계가 일관되게 존재함을 확인할 수 있었다. 경제의 총 소비성향을 추정하기 위해 단일 에이전트 프레임워크(single agent framework)로 접근하는 것은 적절하지 않을 가능성이 높고, 저소득층을 우선적으로 고려하는 소득 재분배 정책이 여전히 유효한 것으로 판단된다.[35] 소득분배가 균등화 될수록 유효수요가 증가되어 경제의 성장성 및 안정성 측면 모두에서 긍정적 효과가 있음을 고려하여, 소득 불균형 개선을 위한 정책을 확대하고 적극적인 대응 방안을 마련해야 할 것이다.[36]

자산형 부채의 소비 효과가 최근 플러스로 전환된 것은 소비 활성화 관점에서는 긍정적 측면이 있지만, 가계부채 규모가 빠른 속도로 증가하여 가계 건전성을 위협하고 있다는 점과 자산형 부채 보유 가구가 대부분 고소득층에 집중되어 있다는 점에 주목할 필요가 있다. 이는 또 다른 형태의 계층 간 소비 불평등 확산 기제로 작동하여[37] 우리 경제의 분배적 형평성과 성장의 안정성 측면에서 부정적인 요소로 작용할 수 있으므로 지속적인 관찰과 제도적 보완이 필요하다고 판단된다.

---

35) 노용환(2021년)은 저소득층을 우선으로 한 소득지원 정책이 소비진작에 효과적임을 강조했고, 성태윤 등(2019년)은 근로장려세제(EITC)와 같이 수혜범위를 저소득층에 명확하게 한정한 정책의 적극적 활용이 필요함을 지적했다.

36) Wunder(2012년)는 최근 경기변동이 투자 주도형이 아닌 소비 주도형임을 지적하며 균등한 소득 분배가 경기변동에 대한 완충 역할을 할 수 있음을 강조하였다. Brown(2004년), Pressman(1997년) 등은 소득분배 개선이 경제의 부채의존도를 감소시켜 경제의 안정성 측면에서 효과적이고, MPC가 높은 저소득층에 소득을 재분배함으로써 유효수요를 증가시켜 경제성장에도 긍정적임을 지적하였다.

37) 김혜련 등(1999년)은 자가 및 전세가구에 비해 월세가구가 주거비 부담으로 인해 교육비 지출 수준이 상대적으로 낮음을 지적한 바 있다. 이는 소득·자산 불평등 〉 교육 소비(기회) 불평등 〉 소득·자산 불평등의 악순환을 초래할 수 있다.

제 2 절 한계 및 제언

소득분위별 MPC 추정과 관련하여 프리드만(Friedman, Milton)이 제기한 측정오차에 대한 문제를 데이터상의 한계로 인해 엄밀히 다루지 못하였다. 영구적 소득 변화에 대한 도구변수로서 세제 개편(tax reform)과 같은 외생적 변화를 활용하는 방법을 고려할 수 있지만 본 연구의 분석기간(sample period) 중에는 유사한 제도 변경이 시행되지 않아 이를 해결하는 데 한계가 있었다. 그리고 매크로 MPC의 정확한 의미와 마이크로 MPC와의 상호 보완적인 관계가 구체적으로 어떤 형태로 연결되는지에 대한 추가적인 검토가 필요할 것으로 판단된다.

스플라인 모형을 활용하여 여러 소득분위 분류기준을 상호 비교할 때, 각 경계값의 위치는 소득 분위수에 의한 등 간격(equal interval)으로 고정하여 실행한 결과만 분석 범위에 포함시켰다. 따라서 구간의 개수는 정해진 상태에서 각 경계값의 위치 설정을 내생화(endogenous)하여 구간을 변경해 가며 비교하는 과정을 통해 모델 개선이 가능할 것으로 예상된다. 또한 일부 소득구간에서 스플라인 모형과 각 소득분위별 일반회귀분석 모형의 계수 추정치 사이에 차이가 관측되었다. 그 원인에 대한 추가적인 분석이 요구되며 선형 스플라인 모형을 이용할 때 이러한 점을 고려한 적용과 적절한 보정이 필요할 것으로 판단된다.

마지막으로 소비성향에 대한 추세 변화 관측 시 횡단면 분석 결과를 연도별로 비교하였다는 점과, 부채의 유형별 소비 효과 추정을 모형 내 더미변수 반영을 통한 분석에 그쳤다는 한계점이 있다. 이로 인해 해당 분석모형의 결과로 제시된 추정치에 대한 해석은 제한적일 수 있다. 따라서 후속 연구를 통해 패널 모형 및 시계열 모델링 등 실증분석 측면의 방법론적 보완을 검토할 필요가 있다. 또한 소비형 부채가 유동성에 미치는 효과의 비선형성 및 비단조성에 대한 고려와 자산 가격 상승에 따른 부의 효과 경로를 반영할 수 있는 이론적 모델링의 개선이 이루어진다면, 가계 소비성향에 대한 보다 정확한 이해와 분석이 가능할 것으로 기대된다.

참 고 문 헌

노용환. 한계소비성향 추정을 통한 이전지출의 소비효과 분석. 보건사회연구, 2021, 41.2: 292-308.

이진희, 송철종. 한국의 소득계층별 소득과 소비의 관계 분석: 확산효과지수를 이용하여. Journal of The Korean Data Analysis Society, 2019, 21.2: 793-810.

김재호, 정주연. “경기변동이 소득분위별 평균소비성향에 미치는 효과.” 한국노동연구원, 2019.

성태윤, 박성준. 소득주도성장 정책 쟁점과 분석 및 평가: 임금주도성장 논의 중심으로. 한국경제의 분석, 2019, 25.2: 53-98.

김기호. 부의 효과의 분위 추정: 분위 정준 공적분회귀를 중심으로 (Wealth Effects Revisited: Quantile Canonical Cointegrating Regression Approach). Bank of Korea WP, 2019, 21.

조갑제. 주택가격과 가계부채가 소비에 미치는 영향. The Korean Journal of Economics Vol, 2016, 23.2.

안현미, 박단비. 부문별 부채와 주택가격이 소비에 미치는 영향 : OECD 국가를 중심으로. 국제금융연구, 2016, 6(2), 49- 67.

김대일. 소득 및 소비의 불평등과 상호 연계. 노동경제논집, 2015, 38.2: 25-58.

임병인, 윤재형. 우리나라의 단기소비함수 및 소득계층별 한계소비성향 추이 비교・분석. 산업경제연구, 2014, 27.2: 585-605.

권오상. 가계별 식료품비 지출행위의 준모수적 분석. 농촌경제, 2008a, 30.6: 1-18.

권오상. 베이지안 준모수분석법을 이용한 가구별 식료품 소비지출액 분석. 농업경제연구, 2008b, 49.1: 61-83.

차은영. 유동성제약과 항상소득가설 : Micro Data 분석. 경제학연구, 2000, 48.1: 35-62.

김혜련, 최현자. 유형별 가계소득과 자산이 소비지출에 미치는 영향 : 주거보유형태별 분석. 대한가정학회지, 1999, 37.10: 91-106.

FISHER, Jonathan D., et al. Estimating the marginal propensity to consume using the distributions of income, consumption, and wealth. Journal of Macroeconomics, 2020, 65: 103218.

KOVAL, Pavel, et al. Estimation of the consumption function of Russian households using RLMS microdata. Economics Bulletin, 2020, 40.3: 2254-2261.

ALADANGADY, Aditya. Housing wealth and consumption: Evidence from geographically-linked microdata. American Economic Review, 2017, 107.11: 3415-46.

JØRGENSEN, Casper Nordal; KUCHLER, Andreas. Non-parametric estimation of marginal propensities to consume: the case of regression splines. Danmarks Nationalbank Working Papers, 2017.

KAPLAN, Greg; VIOLANTE, Giovanni L.; WEIDNER, Justin. The wealthy hand-to-mouth. National Bureau of Economic Research, 2014.

WUNDER, Timothy A. Income distribution and consumption driven growth: how consumption behaviors of the top two income quintiles

help to explain the economy. Journal of Economic Issues, 2012, 46.1: 173-192.

CARROLL, Christopher D.; OTSUKA, Misuzu; SLACALEK, Jiri. How large are housing and financial wealth effects? A new approach. Journal of Money, Credit and Banking, 2011, 43.1: 55-79.

CAMPBELL, John Y.; COCCO, Joao F. How do house prices affect consumption? Evidence from micro data. Journal of monetary Economics, 2007, 54.3: 591-621.

BROWN, Christopher. Does income distribution matter for effective demand? Evidence from the United States. Review of Political Economy, 2004, 16.3: 291-307.

PRESSMAN, Steven. Consumption, income distribution and taxation: Keynes' fiscal policy. Journal of Income Distribution, 1997, 7.1: 29-44.

ZELDES, Stephen P. Consumption and liquidity constraints: an empirical investigation. Journal of political economy, 1989, 97.2: 305-346.

* 데이터 자료 출처 : 통계청 KOSIS (국가통계포털), 한국은행 ECOS (경제통계시스템), 한국부동산원 R-one (부동산통계정보시스템)

* 참고 도서
  - 통계학 : 류근관, 2013년
  - An Introduction to Statistical Learning with Applications in R (ISLR), : Gareth James, Daniela Witten, Trevor Hastie and Rob Tibshirani, 2013

Abstract

A study on changes in Marginal Propensity to Consume by income decile and Average Propensity to Consume by debt type : 2012 ~ 2020

Heo, Soo Min
Department of Economics
The Graduate School
Seoul National University

Downward factors in the scale of household consumption are increasing due to income polarization and rapid low fertility-aging population, and uncertainty in household consumption is growing due to the risk of household debt and the overheating of the real estate market. Therefore in order to analyze the impact of household income level and financial status on consumption, this study examines the changes in the marginal propensity to consume by income decile and the average propensity to consume by debt type using micro data from 2012 to 2020.

By applying the linear spline regression model and correcting outlier, it is observed that the marginal propensity to consume has negative correlation with the income decile, and a decreasing trend in most deciles as the year progressed, supporting the results of the previous studies and making some improvements. In addition, as a result of applying the debt variables by type in consideration of the conflicting effects on household liquidity, it is observed that the sign of the average propensity to consume of asset-type debt has changed from negative to positive starting in 2017.

Considering that the negative relationship between income decile and marginal propensity to consume is consistently shown even as of 2020, the most recent, it is judged that income redistribution policy considering the low-income class is still effective. The recent positive change in the average propensity to consume of asset-type debt is helpful in terms of economic recovery through consumption promotion. However, given the rapid increase in household debt and the concentration of real estate assets and asset-type debt in the high-income bracket, it is considered that policy efforts are necessary, paying attention to the negative impact on the stability of the consumption market and distributive equity.

keywords : income decile, consumption propensity, liquidity, asset-type debt, spline

Student Number : 2018-23068

Appendix

▶ 소득분위별 MPC 추정 결과 (2012년~2020년, MPC=0에 대한 양측검정 기준)

	2012년		2013년		2014년		2015년		2016년		2017년		2018년		2019년		2020년	
	계수	p-값	계수	p-값	계수	p-값	계수	p-값	계수	p-값	계수	p-값	계수	p-값	계수	p-값	계수	p-값
1분위	0.49	***	0.47	.	0.50	*	0.49	*	0.51	*	0.52	*	0.31	0.17	0.42	**	0.34	*
2분위	0.41	***	0.33	*	0.32	*	0.35	**	0.38	**	0.27	*	0.38	**	0.26	**	0.33	***
3분위	0.41	***	0.44	***	0.35	***	0.41	***	0.38	***	0.19	.	0.22	.	0.30	***	0.27	***
4분위	0.41	***	0.23	.	0.39	***	0.28	**	0.26	*	0.27	**	0.29	**	0.25	***	0.25	***
5분위	0.34	***	0.33	**	0.21	*	0.33	***	0.30	**	0.18	*	0.16	.	0.20	**	0.21	***
6분위	0.36	***	0.31	**	0.20	*	0.12	0.17	0.32	***	0.26	***	0.25	**	0.31	***	0.20	***
7분위	0.36	***	0.34	***	0.35	***	0.38	***	0.22	**	0.14	*	0.24	***	0.09	*	0.30	***
8분위	0.32	***	0.19	**	0.23	***	0.17	***	0.23	***	0.16	***	0.08	.	0.22	***	0.11	**
9분위	0.42	***	0.40	***	0.36	***	0.35	***	0.30	***	0.35	***	0.35	***	0.29	***	0.34	***
10분위	0.08	***	0.03	***	0.05	***	0.08	***	0.07	***	0.03	***	0.06	***	0.07	***	0.05	***

▶ 삼중 차분 모형 추정 결과 (2012년~2020년)

2012	(1) 선형 스플라인 모형		(2) 이중 차분 모형		(3) 삼중 차분 모형	
	계수	p-값	계수	p-값	계수	p-값
1분위	0.49	***	0.49	***	0.50	***
2분위	-0.07	0.72	-0.08	0.72	-0.07	0.73
3분위	-0.01	0.96	-0.01	0.96	-0.02	0.92
4분위	0.00	0.99	0.00	0.99	0.00	0.98
5분위	-0.06	0.66	-0.06	0.66	-0.07	0.66
6분위	0.02	0.91	0.02	0.91	0.01	0.95
7분위	0.00	0.97	0.00	0.97	0.01	0.94
8분위	-0.04	0.69	-0.04	0.69	-0.04	0.66
9분위	0.11	.	0.11	.	0.11	.
10분위	-0.34	***	-0.34	***	-0.34	***
금융자산	0.01	***	0.01	***	0.01	***
실물자산	0.00	***	0.00	***	0.00	***
소비형부채	103.03	***	103.06	***	103.40	***
자산형부채(A)	-27.84	0.14	-19.66	0.47	-55.04	0.19
지역(B)	-55.43	***	-51.65	**	-11.27	0.64
(A)×(B)			-13.53	0.67	-10.89	0.84
고소득층(C)					47.05	0.45
(A)×(C)					44.84	0.39
(B)×(C)					-84.92	*
(A)×(B)×(C)					19.60	0.77
결정계수	0.68		0.68		0.68	

2013	(1) 선형 스플라인 모형		(2) 이중 차분 모형		(3) 삼중 차분 모형	
	계수	p-값	계수	p-값	계수	p-값
1분위	0.47	.	0.47	.	0.48	*
2분위	-0.14	0.68	-0.14	0.67	-0.15	0.65
3분위	0.11	0.63	0.11	0.62	0.12	0.60
4분위	-0.21	0.32	-0.21	0.32	-0.23	0.29
5분위	0.10	0.64	0.10	0.64	0.15	0.53
6분위	-0.02	0.93	-0.02	0.93	-0.03	0.87
7분위	0.03	0.86	0.03	0.87	-0.01	0.96
8분위	-0.15	0.23	-0.15	0.23	-0.14	0.28
9분위	0.21	*	0.21	*	0.20	*
10분위	-0.37	***	-0.37	***	-0.36	***
금융자산	0.02	***	0.02	***	0.02	***
실물자산	0.00	***	0.00	***	0.00	***
소비형부채	152.94	***	152.88	***	153.69	***
자산형부채(A)	34.86	0.22	13.73	0.74	-55.16	0.38
지역(B)	-35.18	0.12	-44.98	.	7.58	0.83
(A)×(B)			34.14	0.47	55.46	0.48
고소득층(C)					9.80	0.91
(A)×(C)					90.21	0.24
(B)×(C)					-109.38	*
(A)×(B)×(C)					0.38	0.99
결정계수	0.68		0.68		0.68	

2014	(1) 선형 스플라인 모형		(2) 이중 차분 모형		(3) 삼중 차분 모형	
	계수	p-값	계수	p-값	계수	p-값
1분위	0.50	*	0.50	*	0.50	*
2분위	-0.18	0.56	-0.18	0.56	-0.17	0.57
3분위	0.03	0.87	0.03	0.87	0.02	0.94
4분위	0.03	0.86	0.03	0.86	0.05	0.79
5분위	-0.17	0.34	-0.17	0.34	-0.21	0.30
6분위	-0.01	0.95	-0.01	0.95	-0.01	0.94
7분위	0.15	0.32	0.15	0.32	0.19	0.25
8분위	-0.12	0.30	-0.12	0.30	-0.14	0.25
9분위	0.13	.	0.13	.	0.13	.
10분위	-0.31	***	-0.31	***	-0.31	***
금융자산	0.01	***	0.01	***	0.01	***
실물자산	0.00	***	0.00	***	0.00	***
소비형부채	160.37	***	160.37	***	161.03	***
자산형부채(A)	-57.62	*	-63.58	.	-26.19	0.65
지역(B)	-97.94	***	-100.77	***	-23.85	0.49
(A)×(B)			9.40	0.83	-18.23	0.80
고소득층(C)					147.98	.
(A)×(C)					-92.60	0.20
(B)×(C)					-162.24	***
(A)×(B)×(C)					90.74	0.33
결정계수	0.69		0.69		0.69	

2015	(1) 선형 스플라인 모형		(2) 이중 차분 모형		(3) 삼중 차분 모형	
	계수	p-값	계수	p-값	계수	p-값
1분위	0.49	*	0.49	*	0.49	*
2분위	-0.13	0.65	-0.13	0.65	-0.13	0.65
3분위	0.06	0.75	0.06	0.75	0.05	0.80
4분위	-0.13	0.47	-0.13	0.47	-0.09	0.62
5분위	0.05	0.78	0.05	0.78	-0.11	0.59
6분위	-0.21	0.19	-0.21	0.18	-0.20	0.21
7분위	0.26	.	0.26	.	0.40	*
8분위	-0.21	.	-0.21	.	-0.24	*
9분위	0.17	*	0.17	*	0.18	*
10분위	-0.26	***	-0.26	***	-0.26	***
금융자산	0.01	***	0.01	***	0.01	***
실물자산	0.00	***	0.00	***	0.00	***
소비형부채	122.61	***	122.58	***	123.25	***
자산형부채(A)	-48.19	.	-37.38	0.33	-29.70	0.61
지역(B)	-83.54	***	-78.23	**	-21.41	0.53
(A)×(B)			-17.37	0.69	-10.70	0.88
고소득층(C)					208.62	*
(A)×(C)					-38.03	0.60
(B)×(C)					-122.46	*
(A)×(B)×(C)					32.60	0.72
결정계수	0.68		0.68		0.68	

2016	(1) 선형 스플라인 모형		(2) 이중 차분 모형		(3) 삼중 차분 모형	
	계수	p-값	계수	p-값	계수	p-값
1분위	0.51	*	0.51	*	0.50	*
2분위	-0.13	0.68	-0.13	0.68	-0.12	0.70
3분위	0.00	0.99	0.00	0.99	-0.01	0.97
4분위	-0.12	0.53	-0.12	0.53	-0.11	0.55
5분위	0.04	0.81	0.04	0.81	0.02	0.94
6분위	0.02	0.93	0.02	0.93	0.02	0.93
7분위	-0.10	0.49	-0.10	0.49	-0.08	0.66
8분위	0.01	0.91	0.01	0.91	0.01	0.94
9분위	0.07	0.33	0.07	0.33	0.08	0.32
10분위	-0.23	***	-0.23	***	-0.24	***
금융자산	0.01	***	0.01	***	0.01	***
실물자산	0.00	.	0.00	.	0.00	.
소비형부채	83.14	***	83.14	***	83.13	***
자산형부채(A)	-44.40	.	-44.44	0.25	-44.30	0.45
지역(B)	-104.79	***	-104.81	***	-46.99	0.17
(A)×(B)			0.06	0.99	9.62	0.90
고소득층(C)					109.84	0.21
(A)×(C)					-27.55	0.71
(B)×(C)					-127.76	*
(A)×(B)×(C)					30.50	0.74
결정계수	0.66		0.67		0.67	

2017	(1) 선형 스플라인 모형		(2) 이중 차분 모형		(3) 삼중 차분 모형	
	계수	p-값	계수	p-값	계수	p-값
1분위	0.52	*	0.52	*	0.51	*
2분위	-0.24	0.42	-0.24	0.43	-0.23	0.44
3분위	-0.09	0.69	-0.09	0.69	-0.09	0.67
4분위	0.09	0.64	0.08	0.65	0.09	0.64
5분위	-0.09	0.59	-0.09	0.59	-0.10	0.62
6분위	0.08	0.59	0.08	0.59	0.09	0.56
7분위	-0.12	0.34	-0.12	0.35	-0.13	0.39
8분위	0.02	0.87	0.01	0.90	0.02	0.88
9분위	0.19	**	0.20	**	0.20	**
10분위	-0.32	***	-0.32	***	-0.32	***
금융자산	0.01	***	0.01	***	0.01	***
실물자산	0.00	***	0.00	***	0.00	***
소비형부채	38.27	0.21	39.13	0.20	38.62	0.21
자산형부채(A)	48.71	*	77.80	*	66.07	0.25
지역(B)	-145.28	***	-127.74	***	-62.63	.
(A)×(B)			-44.87	0.31	-35.86	0.61
고소득층(C)					90.36	0.33
(A)×(C)					-12.79	0.86
(B)×(C)					-145.14	**
(A)×(B)×(C)					34.62	0.70
결정계수	0.67		0.67		0.67	

2018	(1) 선형 스플라인 모형		(2) 이중 차분 모형		(3) 삼중 차분 모형	
	계수	p-값	계수	p-값	계수	p-값
1분위	0.31	0.17	0.31	0.18	0.31	0.18
2분위	0.06	0.84	0.06	0.84	0.07	0.84
3분위	-0.16	0.47	-0.16	0.47	-0.16	0.48
4분위	0.07	0.70	0.07	0.69	0.07	0.71
5분위	-0.13	0.44	-0.13	0.44	-0.12	0.54
6분위	0.09	0.55	0.09	0.55	0.07	0.63
7분위	-0.01	0.96	-0.01	0.96	-0.01	0.96
8분위	-0.16	0.11	-0.16	0.11	-0.16	0.12
9분위	0.27	***	0.27	***	0.27	***
10분위	-0.29	***	-0.29	***	-0.29	***
금융자산	0.01	***	0.01	***	0.01	***
실물자산	0.00	***	0.00	***	0.00	***
소비형부채	62.12	.	62.02	.	64.25	.
자산형부채(A)	89.92	**	80.93	.	-5.58	0.93
지역(B)	-60.36	*	-64.63	*	-73.96	*
(A)×(B)			14.52	0.77	-20.25	0.81
고소득층(C)					-63.88	0.49
(A)×(C)					143.03	.
(B)×(C)					18.31	0.73
(A)×(B)×(C)					36.76	0.73
결정계수	0.67		0.67		0.67	

2019	(1) 선형 스플라인 모형		(2) 이중 차분 모형		(3) 삼중 차분 모형	
	계수	p-값	계수	p-값	계수	p-값
1분위	0.42	**	0.42	**	0.42	**
2분위	-0.16	0.48	-0.16	0.48	-0.16	0.48
3분위	0.04	0.82	0.04	0.82	0.04	0.82
4분위	-0.05	0.70	-0.05	0.70	-0.05	0.71
5분위	-0.04	0.72	-0.04	0.73	-0.05	0.73
6분위	0.10	0.35	0.10	0.36	0.09	0.43
7분위	-0.21	*	-0.21	*	-0.20	.
8분위	0.12	.	0.12	.	0.12	.
9분위	0.07	0.14	0.07	0.14	0.07	0.13
10분위	-0.22	***	-0.22	***	-0.22	***
금융자산	0.01	***	0.01	***	0.01	***
실물자산	0.00	***	0.00	***	0.00	***
소비형부채	142.02	***	141.70	***	143.21	***
자산형부채(A)	58.54	**	95.53	**	20.77	0.65
지역(B)	-73.84	***	-54.74	**	-25.51	0.35
(A)×(B)			-59.37	.	-53.51	0.36
고소득층(C)					19.49	0.77
(A)×(C)					106.59	.
(B)×(C)					-65.39	.
(A)×(B)×(C)					12.57	0.86
결정계수	0.68		0.68		0.68	

2020	(1) 선형 스플라인 모형		(2) 이중 차분 모형		(3) 삼중 차분 모형	
	계수	p-값	계수	p-값	계수	p-값
1분위	0.34	*	0.35	*	0.34	*
2분위	-0.01	0.95	-0.01	0.95	-0.01	0.96
3분위	-0.06	0.70	-0.06	0.70	-0.06	0.71
4분위	-0.02	0.87	-0.02	0.87	-0.01	0.95
5분위	-0.04	0.74	-0.04	0.74	-0.10	0.45
6분위	-0.01	0.94	-0.01	0.94	-0.02	0.88
7분위	0.10	0.28	0.10	0.29	0.16	0.13
8분위	-0.19	**	-0.19	**	-0.20	**
9분위	0.23	***	0.23	***	0.23	***
10분위	-0.29	***	-0.29	***	-0.29	***
금융자산	0.01	***	0.01	***	0.01	***
실물자산	0.00	***	0.00	***	0.00	***
소비형부채	102.28	***	102.10	***	102.22	***
자산형부채(A)	52.95	*	87.91	**	-6.56	0.89
지역(B)	-38.51	*	-21.04	0.30	-29.60	0.27
(A)×(B)			-54.76	0.11	-41.34	0.49
고소득층(C)					14.66	0.83
(A)×(C)					152.79	**
(B)×(C)					17.38	0.65
(A)×(B)×(C)					-26.88	0.72
결정계수	0.68		0.68		0.68	