

2020년 코로나19에 대응한 정부의 긴급 소득지원금이 가구 소비에 미친 영향: “가계동향조사”를 이용한 분석*

이 우 진** · 강 창 회*** · 우 석 진****

논문 초록

본 논문은 코로나19의 경제적 충격에 대응하기 위해 2020년 2~3분기에 정부가 지급한 긴급 소득지원금의 소비효과를 추정함으로써 정부의 대규모 소득지원 정책의 효과성을 검증하고자 한다. 신용(체크)카드 사용액 정보를 사용한 선행연구들과는 달리, 본 연구는 통계청의 “가계동향조사” 자료를 사용해 가구의 총 소비액을 보다 정확히 측정한다. 코로나19가 소비에 미친 영향을 제거하기 위해 우리는 이중차분법과 이중변동법을 적용한다. 본 연구의 추정결과에 의하면, 코로나19 대응 긴급 지원금의 한계소비성향은 2020년 2분기의 경우 0.362~0.421, 3분기의 경우 0.401~0.481로서, 2~3분기를 합산하면 0.654~0.782 정도로 추정된다. 이 수치는 2020년 2~3분기에 정부가 지급한 긴급 지원금 총액 약 21.7조원 중 14.2~17.0조원 정도가 2~3분기 동안 소비지출에 사용되었음을 의미한다. 본 논문의 한계소비성향 추정치는 국내외 선행연구가 제시한 정부 지원금의 한계소비성향 추정치들의 중간 정도에 위치하고, 미국의 2001년 연방소득세 환급액의 한계소비성향(0.666)과 유사하다. 2020년 긴급 지원금의 한계소비성향은 가구주의 교육수준별로 약간의 차이를 보이지만, 그 차이가 통계적으로 유의하지는 않다. 즉, 긴급 지원금이 가구 소비로 연결된 정도는 가구특성에 따라 큰 차이를 보이지 않는 것으로 추정된다.

핵심 주제어: 긴급 소득지원금, 한계소비성향, 가계동향조사

경제학문헌목록 주제분류: D1, H2, C2

투고 일자: 2022. 1. 19. 심사 및 수정 일자: 2022. 3. 14. 게재 확정 일자: 2022. 3. 23.

* 본 논문은 이우진·강창회·우석진(2020)이 『소득주도성장특별위원회』에 제출한 보고서의 내용 중 일부를 수정·보완해 작성되었습니다. 본 논문의 초고는 2021년 한국노동경제학회 동계학술대회에서 발표된 적이 있습니다. 본 논문의 초고에 대해 유익하고 건설적인 코멘트를 해주신 두 분의 심사자께 감사드립니다.

** 제1저자, 고려대학교 경제학과 교수, e-mail: woojinlee@korea.ac.kr

*** 교신저자, 중앙대학교 경제학부 교수, e-mail: ckang@cau.ac.kr

**** 공동저자, 명지대학교 경제학과 교수, e-mail: sjwoo@mju.ac.kr

I. 서 론

2020년 2월부터 급속히 확산된 코로나19의 경제적 충격에 대응하기 위해 정부는 3월 중순부터 다양한 형태의 소득지원 정책을 시행하였다. 먼저, 정부는 저소득층 소비쿠폰, 아동돌봄쿠폰, 노인일자리쿠폰 등의 형식으로 3월 중순부터 약 2.9조원을 가구들에 지원하였다. 이 시기 정부의 소득지원 정책 중에서 가장 대표적인 것은 14조 2천억원 규모의 제1차 긴급재난지원금으로서, 이 지원금은 5월부터 8월 사이에 전국의 모든 가구에 지급되었다.¹⁾ 이외에도 정부(지방정부 포함)는 2020년 2~3분기에 걸쳐 1차 긴급고용안정지원금(2.25조원), 서울시 재난긴급생활비(0.54조원; Woo et al., 2021), 경기도 재난기본소득(1.36조원; Baek et al., 2021) 등 다양한 지원금을 통해 코로나19의 경제적 충격을 완화하고자 하였다.

본 논문은 2020년 2~3분기에 걸쳐 전국 가구들에 지급된 정부의 다양한 소득지원금(약 21.7조원)이 가구 소비에 어떤 영향을 미쳤는지를 통계청의 “가계동향조사” 자료를 이용해 추정하고자 한다. 이 시기에 지급된 정부의 소득지원금은 일차적으로 코로나19로 인해 2020년 상반기 중 경제적 타격을 입은 국민들의 생계와 소득을 보장하기 위한 목적으로 편성되었다. 그리고 부수적으로 정부는 가구에 소득을 지원함으로써 감소된 소비를 진작시켜 급속한 경기침체를 방지하려는 의도를 가지고 있었다. 그러므로 정부의 각종 지원금을 통해 증가된 가구 소득이 어느 정도 소비로 연결되는지의 여부는 정부 지원금의 경제적 효과성을 판정하는 데 중요한 척도 중 하나이다. 향후 코로나19가 종료되더라도 유사한 전염성 질환으로 인한 경제적 충격이 다시 발생할 수 있음을 감안할 때, 본 연구는 경제적 위기 상황

1) 1차 긴급재난지원금은 가구의 소득이나 보유 재산액과 무관하게 가구원 수만을 고려해 모든 가구들에 지급되었다. 구체적인 지원금액은 1인 가구의 경우 40만원, 2인 가구 60만원, 3인 가구 80만원, 4인 이상 가구의 경우 100만원이었다. 이 지원금은 취약계층에 속한 약 270만 가구에는 별도의 신청 절차 없이 5월 4일부터 지급되었고, 일반 가구에는 5월부터 8월까지 별도의 신청을 받아 순차적으로 지급되었다. 1차 재난지원금의 지급수단은 가구별로 약간 상이하다. 기초생활수급자 등 취약계층 가구의 경우에는 지원금이 현금으로 지급된 반면, 일반가구의 경우에는 신용카드, 체크카드, 지역사랑상품권, 선불카드 중에서 신청자가 원하는 형태로 지급되었다. 현금 이외의 형태로 지급된 재난지원금은 2020년 8월 31일까지 사용되어야 하고, 이 시점까지 사용하지 않는 금액은 고용보험기금에 귀속되도록 설계되었다. 1차 재난지원금은 전통시장, 동네마트, 병원 및 약국 등에서 사용할 수 있는 반면, 대형마트, 백화점이나 유흥주점 등에서는 사용할 수 없도록 제한되었다.

에서 정부가 시행하는 소득 지원 정책의 경제적 효과성에 대해 유용한 정보를 제공하고자 한다.

2020년의 1차 재난지원금 등과 같이 정부가 가구에 대규모 소득 지원금을 지급하는 정책은 우리나라에서는 전례를 찾기 어렵지만, 일부 국가들에서는 경기침체에 대응하는 수단으로서 종종 사용되었다. 예를 들어, 미국에서는 2001년 연방소득세 환급금의 형식으로 전체 납세자 중 약 2/3 정도의 국민들에게 최소 300달러(1인 가구)에서 최대 600달러(기혼 가구)의 지원금을 지급하였다(Agarwal et al, 2007; Johnson et al., 2006; Shapiro and Slemrod, 2003). 또한 미국 정부는 2008년 금융 위기로 인한 경기침체에 대응하기 위해 2008년 2월 경기진작법을 제정해 약 1억 3천만 명의 납세자들에게 각각 최소 300달러(1인 가구)에서 최대 1,200달러(기혼 가구)의 경기진작 지원금을 지급하였다(Shapiro and Slemrod, 2009). 일본은 1999년에 15세 이하의 아동을 보유한 가구와 노인가구에 각각 약 2만엔 상당의 소비쿠폰을 지급하였고, 2009년에는 모든 국민에게 약 1만 2천엔 상당의 소비쿠폰을 지급하였다(Hsieh et al., 2010). 대만에서도 2009년 모든 국민들에게 약 110(미국) 달러 상당의 쇼핑 바우처를 지급하는 정책을 시행한 적이 있다(Kan et al., 2017). 정부 소득 지원금의 소비효과를 분석한 선행 연구들은 각국의 정책을 통해 지급한 소득 지원금이 소비로 연결된 정도를 추정한다. 본 논문은 한국에서 2020년 2~3분기에 지급된 정부의 각종 소득지원금이 가구 소비에 미친 영향을 추정함으로써 정부의 대규모 소득 지원의 효과성을 검증하고자 한다.

국내에서도 2020년 상반기 정부의 긴급 소득지원 정책의 소비 진작 효과를 추정한 선행연구들이 있다. 김미루·오윤해(2020)는 2020년 5월 2주차부터 8월 2주차까지의 국내 신용카드 매출액 자료를 토대로 1차 재난지원금의 소비효과를 추정하였다. 이들에 의하면, 1차 재난지원금의 한계소비성향(marginal propensity to consume, MPC)은 약 0.262~0.361 정도이다. 즉, 1차 재난지원금 투입예산 14.2조원 중 약 3.7~5.1조원 정도가 3개월 동안 신용카드를 통한 소비로 연결된 것으로 추정된다. Kim et al. (2020)도 신한카드의 일별 카드 사용액 정보를 통해 서울시 주민들이 1차 재난지원금을 사용한 결과를 분석하였다. 이들이 계산한 1차 재난지원금의 한계소비성향은 약 0.24 정도로서, 김미루·오윤해(2020)가 제시한 추정치와 대체로 유사하다. Woo et al. (2021)은 신한카드의 사용액 자료를 이용해 2020년 4월에 지급된 ‘서울시 재난긴급생활비’의 소비효과를 분석하였다. 이들이 추정한

소득지원금의 한계소비성향은 약 0.69이다. Baek et al. (2021)은 코리아크레딧뷰로(Korea Credit Bureau)의 신용카드 및 체크카드 사용액 정보를 이용해 2020년 4월에 지급된 ‘경기도 재난기본소득’의 소비효과를 분석하였다. 이들이 추정한 소득지원금의 한계소비성향은 약 0.36-0.58이다.

위의 선행연구들에서는 국내 신용카드사들이 제공한 신용카드(체크카드 포함) 사용액 정보를 통해 가구의 소비액을 측정하였다. 그런데 가구의 소비는 신용(체크)카드뿐만 아니라 현금, 상품권 등 다양한 결제수단들을 통해 이루어진다. 그러므로, 신용(체크)카드의 소비액만을 분석한 위의 선행연구들은 특정 기간 동안 발생한 가구 총 소비액 중 일부만을 포함하고 있다. 즉 신용(체크)카드가 아닌 다른 결제수단들을 이용한 소비액은 제외되어 있다. 이런 의미에서 선행연구들이 추정한 1차 재난지원금 및 정부 긴급 지원금의 한계소비성향은 가구의 총 소비액 정보를 활용하는 다른 연구를 통해 보완될 필요가 있다.

우리는 가구 소비액의 일부만을 포함하고 있는 위의 선행연구들과는 달리, 가구의 총 소비액 정보를 보유한 통계청의 “가계동향조사” 미시자료를 활용해 2020년 2-3분기 정부 긴급 지원금이 가구의 총 소비액 및 항목별 소비액에 미친 영향을 추정한다. “가계동향조사”는 통계청이 매년 분기별로 약 4,500~6,000여 가구를 대상으로 시행하는 통계조사로서, 이 조사는 표본 가구의 분기별 월평균 총소득과 총 소비액 및 소득과 소비의 여러 구성항목에 대한 자세한 정보를 포함하고 있다. 그러므로 “가계동향조사” 자료는 2020년 2분기와 3분기에 발생한 가구의 총 소비액 변동에 대해 신용(체크)카드 매출액보다 더 정확한 정보를 보유하고 있을 것으로 추측된다. 우리는 2019년과 2020년의 분기별 “가계동향조사” 미시 원자료의 가구 소득과 가구 소비액을 비교 분석함으로써 2020년 2-3분기 정부의 긴급 지원금이 2분기와 3분기의 가구 총 소비액과 소비항목별 소비액에 미친 영향을 추정한다. 이를 통해 정부의 전체 소득지원금 중 어느 정도가 실제 소비로 연결되었는지를 추정하고자 한다.

본 연구의 추정결과에 의하면, 2020년 정부 긴급 지원금의 한계소비성향은 2분기의 경우 0.362-0.421, 3분기의 경우 0.401-0.481로서, 2-3분기를 합산하면 0.654-0.782 정도로 추정된다. 이 수치는 2020년 2-3분기에 지급된 정부의 각종 긴급 지원금 총 21.7조원 중 14.2~17.0조원 정도가 2-3분기 동안 소비지출에 사용되었음을 의미한다. 본 논문의 한계소비성향 추정치는 국내외 선행연구들이 제시한

정부 지원금의 한계소비성향의 중간 정도에 위치하고(0.262-0.361, 김미루·오윤해, 2020; 0.243, Kan et al., 2017; 0.4, Agarwal et al., 2007; 1.235, Parker et al., 2013), 미국의 2001년 연방소득세 환급액의 한계소비성향을 추정한 결과(0.666, Johnson et al., 2006)와 유사하다. 2020년 정부 긴급 지원금의 한계소비성향은 가구주의 교육수준별로 약간의 차이를 보이지만, 그 차이가 통계적으로 유의미하지는 않다. 즉 정부 지원금이 가구 소비로 지출된 정도는 가구 특성에 따라 큰 차이가 없는 것으로 추정된다.

이하에서 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장은 본 논문에서 사용하는 분석 자료와 통계 모형을 소개한다. 제Ⅲ장은 주요 분석결과들을 설명한다. 제Ⅳ장은 본 논문의 결론을 제시한다.

Ⅱ. 분석 자료와 통계 모형

1. 분석 자료

2020년 정부의 긴급 지원금이 가구 소비에 미친 영향을 추정하기 위해 우리는 통계청 “가계동향조사”의 2019년과 2020년의 1분기, 2분기 및 3분기의 미시 원자료를 사용한다. 통계청의 “가계동향조사”는 매년 분기별로 전국의 4,500-6,000여 가구(농림어가 포함)의 가구 인적 구성, 가구의 소득 및 소비 세부 항목들을 매우 자세히 조사한다.

통계청이 웹사이트에 공개하는 “가계동향조사” 미시 원자료는 기본적으로 반복 횡단면 자료이다.²⁾ 우리는 이 원자료를 이용해 매년의 분기별 반복 횡단면 자료를 구축할 수 있다. 또한 미시 원자료에서 제공하는 가중치를 적용해 전국의 일반가구 모집단(가구원 1인 이상의 전체 가구)에 대한 모집단 통계치를 구축할 수 있다. 이하의 통계분석에서 우리는 미시 원자료에 포함된 표본 가중치를 적용해 가구의 개별 소득 항목과 소비 항목의 모집단 통계치를 계산하여 활용한다.

본 논문은 “가계동향조사”의 2019년과 2020년 자료를 사용한다. 2017년과 2018

2) 한 가구가 2회 이상 조사대상에 포함되는 경우 가구 식별번호를 이용해 가구 패널 자료를 구축할 수 있다. 그러나, 가구 식별번호는 비공개이고 복잡한 행정절차를 거쳐야 이용할 수 있으므로, 본 연구에서는 “가계동향조사” 원자료를 반복 횡단면 자료로서 분석한다.

년의 “가계동향조사” 자료는 표본의 대표성에 문제가 있다는 지적이 많으므로 본 논문의 분석에서는 제외한다.

“가계동향조사”는 가구 소득을 구성하는 세부 항목들에 대해 매우 자세한 정보를 포함하고 있다. 먼저, 가구의 총소득은 크게 경상소득과 비경상소득으로 구분된다. 경상소득은 다시 근로소득, 사업소득, 재산소득 및 이전소득으로 세분되고, 위의 각 소득 항목은 다시 하위 항목들로 세분된다. 비경상소득도 마찬가지로 경조소득, 퇴직수당 등의 여러 하위 항목들로 세분된다.

우리는 아래에서 2020년 정부의 긴급 지원금이 가구의 총소득과 총소비 및 세부 소비 항목들에 미친 영향을 분석한다. 본 논문의 분석대상이 되는 소득은 여러 소득 분류 중에서도 경상소득과 비경상소득의 합산 값인 가구 총소득이다. 2020년 2~3분기에 지급된 정부의 각종 긴급 지원금은 “가계동향조사”의 소득 분류 체계로는 이전소득 중 ‘사회수혜금’에 속한다. 우리는 이 분류체계를 고려해 가구 총소득 중 사회수혜금을 제외한 소득액을 ‘획득소득(earned income)’이라고 새롭게 정의하고자 한다. 우리는 이하의 통계분석에서 가구의 획득소득과 사회수혜금을 구분하고 각 분기별로 이들 두 소득 항목의 변동을 살펴볼 것이다.

우리의 통계분석에서는 추정방법에 따라 소득과 소비액의 수준값과 자연로그값을 모두 사용할 것이다. 수치가 0인 경우에 자연로그를 취하면 해당 관측치가 결측되는 문제를 방지하기 위해, 우리는 금액(단위는 천원)에 1을 더한 후 자연로그를 취한 값(즉, $\ln(\text{금액}+1)$)을 통계분석에 사용한다.

2. 통계분석 방법 개관

우리는 2020년 정부 긴급 지원금의 소비 효과를 추정하기 위해 현대성과평가론의 방법 중 하나인 이중차분법(Difference-in-differences, DID)을 적용한다. 본 분석에서 핵심 처치는 2020년 2~3분기에 지급된 “정부의 각종 긴급 지원금”이다. 주지하듯이, 2020년 1분기~3분기는 코로나19가 가구 소득과 가구 소비에 광범위한 영향을 미친 시기이다. 2020년 2~3분기에 지급된 긴급 지원금이 가구 소비에 미친 인과 효과를 추정하기 위해서는 코로나19가 가구 소비에 미친 효과를 분리해내야 한다. 코로나19의 효과가 적절하게 분리되지 않는 경우 추정치는 긴급 지원금의 소비 효과를 정확히 보여주지 못한다. 우리는 코로나19의 영향을 분리하기 위해 아래와 같

은 이중차분의 아이디어를 적용한다.

우리는 먼저 2020년 1분기와 2분기를 대상으로 긴급 지원금의 인과효과를 추정하는 방법을 설명한다. 우리는 이와 동일한 추정 방법을 2020년 1분기와 3분기를 대상으로 적용함으로써 긴급 지원금이 3분기에 미친 영향을 추정할 것이다.

먼저, 2020년 1분기와 2분기에 발생한 사건들을 <Table 1>과 같이 세 가지 처치로 구분해 보자. <Table 1>의 행들은 연도를 표시하고, 열들은 분기를 표시한다. 즉, A셀은 2019년 1분기, B셀은 2019년 2분기, C셀은 2020년 1분기, D셀은 2020년 2분기를 표시한다.

2019년의 1분기와 2분기는 다른 연도와 유사한 보통의 분기들로서 특별한 처치가 없었다. 이를 반영해 우리는 A셀(2019년 1분기)과 B셀(2019년 2분기)에 [처치 없음]이라고 표시하였다. 우리나라에서 코로나19 확진자는 2020년 2월 4일에 처음 18명이 발생한 이후 한 달 동안 급속히 증가하였다. 즉 코로나19의 경제적 영향은 2020년 1분기부터 시작되었다고 볼 수 있다. 그리고 코로나19 확진자 수가 증가함에 따라 2020년 2분기에는 코로나19의 경제적 영향이 1분기와는 다를 수 있다. 우리는 코로나19의 경제적 영향이 2020년 1분기와 2분기에 서로 다를 가능성을 고려하기 위해 2020년 1분기의 코로나19를 “코로나19A”, 2분기의 코로나19를 “코로나19B”라고 명명한다.

<Table 1> Classification of Treatments

year	Quarter		Difference
	1 st quarter (Jan. ~Mar.)	2 nd quarter (Apr. ~Jun.)	
2019	A [no treatment]	B [no treatment]	B-A: [quarter effect]
2020	C [COVID19A]	D [COVID19B+subsidy]	D-C: [COVID (19B-19A) effect+ subsidy effect+quarter effect]
Difference	C-A: [COVID19A effect +year effect]	D-B: [COVID19B effect +subsidy effect+year effect]	(D-B) - (C-A) : [COVID (19B-19A) effect+ subsidy effect]

정부의 긴급 지원금은 2020년 2분기에 전국의 가구들에 지급되었다. 그러므로 2020년 2분기에는 코로나19B와 긴급 지원금이라는 두 가지 처치가 적용되었다. 코

로나19A와 코로나19B의 정의 및 긴급 지원금 지급 시점을 고려해 우리는 <Table 1>의 C셀(2020년 1분기)에 적용된 처치를 [코로나19A], D셀(2020년 2분기)에 적용된 처치를 [코로나19B+긴급지원금]이라고 표시한다.

2020년 2분기에 적용된 ‘긴급 지원금’ 처치의 경제적 영향을 식별하기 위해서는 같은 시기에 발생한 코로나19의 경제적인 영향을 분리할 필요가 있다. 이를 위해 우리는 이중차분의 아이디어를 적용한다.

먼저, 1분기의 연도별 차분 값 $(C-A)$ 는 ‘코로나19A 효과’와 보통의 분기들에서 나타나는 2019년과 2020년 사이의 ‘연도효과’의 합산 값, 즉 $[(\text{코로나19A 효과} + \text{연도 효과})]$ 이다. 1분기의 연도별 차분 값과는 대조적으로, 2분기의 연도별 차분 값 $(D-B)$ 는 두 가지의 상이한 처치들(즉, 코로나19B, 긴급 지원금)의 결합효과와 연도 효과의 합산 값, 즉 $[(\text{코로나19B의 효과} + \text{긴급 지원금 효과} + \text{연도 효과})]$ 이다.

우리는 이중차분의 아이디어를 적용하기 위해 아래와 같은 [가정 I]을 도입한다.

[가정 I] (공통 추세) 코로나19와 긴급 지원금이 존재하지 않는 가상적인 상황에서, 각 분기의 2019년과 2020년 사이 경제적 성과의 변동 양상은 서로 동일하다. 즉, 2019년 1분기와 2020년 1분기 사이 경제적 성과의 변동 양상은 2019년 2분기와 2020년 2분기 사이의 변동 양상과 동일하다. 달리 표현하면, 1분기의 연도효과는 2분기의 연도효과와 동일하다.

[가정 I]은 이중차분법의 핵심 가정인 ‘공통 추세(common trends)’의 가정이다. 만약 [가정 I]이 적절히 성립한다면 우리는 성과변수의 각 시점별 평균 값들에 이중차분을 적용함으로써 공통의 ‘연도효과’를 제거할 수 있다. 이중차분 $[(D-B) - (C-A)]$ 를 적용하면 ‘연도효과’가 제거되고, 이 차분 값은 $[(\text{코로나19B의 효과} - \text{코로나19A의 효과}) + \text{긴급지원금 효과}]$ 를 식별한다.³⁾

위에서 계산한 이중차분 값 $[(D-B) - (C-A)]$ 을 이용해 “긴급 지원금”의 경제적 효과를 분리해 내기 위해서는, 이중차분 값으로부터 $[(\text{코로나19B의 효과} - \text{코로나19A의 효과})]$ 부분을 추가로 분리해 내야 한다. 이를 위해 우리는 [가정 I] 이외에

3) 참고로, 위에서 적용한 것과 유사한 논리에 따라 ‘2019년의 분기 효과가 2020년의 분기 효과와 동일하다’고 가정하는 경우(‘공통 추세 가정’의 분기 효과 버전), 차분 값 $[(D-C) - (B-A)]$ 도 $[(\text{코로나19B의 효과} - \text{코로나19A의 효과}) + \text{긴급지원금 효과}]$ 를 표현한다.

하나의 가정을 추가할 예정이다. 이 새로운 가정 [가정 II]를 우리는 ‘코로나19 효과의 동질성’ 가정이라고 부른다. 이 가정의 구체적인 내용은 아래에서 [가정 II]를 소개하면서 보다 자세히 설명할 것이다. 우리는 여기서 ‘코로나19B-코로나19A’ 처치를 통합해 “처치 1”이라고 정의하고, ‘긴급 지원금’ 처치는 “처치 2”로 정의한 후 이하의 논의를 진행한다.

본 논문은 처치 1과 처치 2 각각의 경제적 효과를 측정하는 경제변수로서 가구의 총소득, 획득소득(=총소득-사회수혜금), 사회수혜금, 소비지출 총액, 소비항목별 소비액 등을 사용한다. 이들 변수 중 가구 총소득과 총 소비액 및 소비항목별 소비액은 처치 1과 처치 2 모두로부터 영향을 받는다. 반면에, 획득소득은 처치 1의 영향만을 반영하고 있고, 사회수혜금은 처치 2의 영향만을 반영하고 있다. 우리는 처치 2(긴급 지원금)가 소비지출에 미친 고유한 효과를 분리하기 위해, 처치 1로 인해 발생하는 획득소득의 변동을 활용해 처치 1이 소비지출에 미친 효과를 분리해내고자 한다.

III. 분석 결과

1. 표를 이용한 단순 분석의 결과

〈Table 2〉는 “가계동향조사” 미시 원자료로부터 계산한(표본 가중치 적용) 가구의 모집단 평균 총소득, 획득소득 및 총소비의 연도별 및 분기별 변동 상황을 보여준다. 그리고 〈Figure 1〉은 〈Table 2〉의 주요 수치들을 그림으로 표시하고 있다.

〈Table 2〉의 A열은 $\ln(\text{총소득})$ 의 변동 양상을 연도별 및 분기별로 세분해 제시한다(〈Figure 1〉의 패널 A는 $\ln(\text{총소득})$ 의 변동 양상을 그림으로 표현한다).⁴⁾ 〈Table 2〉의 I 행에 의하면, 1분기의 경우 2019년과 2020년 사이에 가구의 평균 총소득은 0.001 로그 포인트 감소하였다(로그 포인트 차분 값에 100을 곱하면 퍼센트 변화의 근사 값으로 해석할 수 있다). II행에 의하면, 2분기의 경우 2019년과 2020년 사이에 평균 총소득은 0.086 로그 포인트 증가하였다. 그에 따라 III행의 이중차분 추정치는 0.087 로그 포인트(=0.086+0.001)이다. 즉, 처치 1과 처치 2가 혼합되어((코

4) 소득액과 소비액이 0인 경우를 고려하기 위해 우리는 금액(천원 단위) 변수에 자연로그를 취할 때는 $\ln(\text{금액}+1)$ 을 적용하였다.

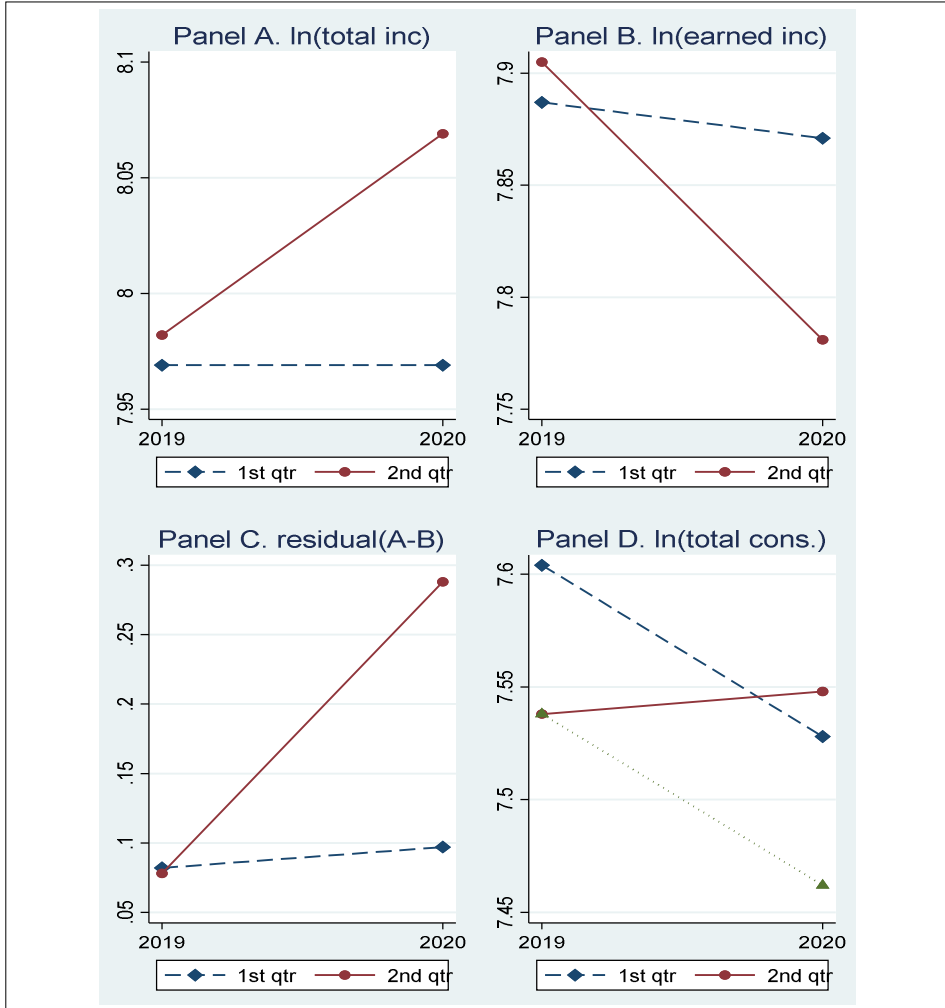
로나19B-코로나19A)+긴급지원금) 최종적으로 가구의 평균 총소득이 약 8.7% 정도 증가한 것으로 추정된다.

위에서 정의한 바와 같이, “총소득=획득소득+사회수혜금”이므로 총소득의 변동을 8.7%는 사회수혜금(=긴급지원금+기타 정부지원금)의 변동분을 포함하고 있다. 사회수혜금을 제외한 획득소득만을 이용해야 처치 1(코로나19B-코로나19A) 만이 존재하고 처치 2(긴급 지원금)는 존재하지 않는 가상적(counterfactual) 상황에 대하여 추론할 수 있다.

(Table 2) Changes in total income, earned income, total consumption
by the year and quarter

	A. ln (total income)	B. ln (earned income)	C. Residual (A-B)	D. ln (social benefit)	E. ln (total consumption)
I. 1 st quarter					
2019	7.969	7.887	0.082	1.276	7.604
2020	7.969	7.871	0.097	1.321	7.528
[2020-2019]	-0.001	-0.016	0.015	0.045	-0.076
II. 2 nd quarter					
2019	7.982	7.905	0.078	1.271	7.538
2020	8.069	7.781	0.288	5.120	7.548
[2020-2019]	0.086	-0.124	0.210	3.849	0.009
III. diff-in-diff (DID)	0.087	-0.108	0.195	3.804	0.085
IV. counterfactual 2 nd quarter A =2019+DID					7.462
V. effect A					0.085 (=7.548-7.462)
VI. counterfactual 2 nd quarter B =2019+DID-0.016					7.440
VII. effect B					0.108 (=7.548-7.440)

〈Figure 1〉 Changes in total income, earned income, total consumption by the year and quarter



〈Table 2〉의 B열은 $\ln(\text{획득소득})$ 의 변동 양상을 연도별 및 분기별로 제시한다 (또한 〈Figure 1〉의 패널 B. $\ln(\text{획득소득})$ 을 참조하라). I 행에 의하면, 1분기의 경우 2019년과 2020년 사이에 획득소득은 0.016 로그 포인트 감소하였다. II행에 의하면, 2분기의 경우 2019년과 2020년 사이에 획득소득은 0.124 로그 포인트 감소하였다. III행의 이중차분 추정치는 -0.108 로그 포인트($= -0.124 + 0.016$)이다. 즉, 사회수혜금을 제외한 획득소득은 처치 1로 인해 약 10.8% 정도 감소한 것으로 추정된다. 만약 처치 2가 없었다면 처치 1로 인해 가구의 총소득이 약 10.8% 정도

감소했을 것이지만, 실제로 총소득은 8.7% 정도 증가하였다. 이는 정부의 긴급 지원금 지급을 통해 가구의 총소득이 평균 19.5% ($=8.7+10.8$) 정도 증가했음을 의미한다.

〈Table 2〉의 C열은 A열에서 B열을 차분한 값, 즉 로그 소득 잔여분(사회수혜금에 대응)의 시점별 변화를 표시한다(〈Figure 1〉의 패널 C. 잔여분을 참조하라). 정부의 긴급 지원금이 가구의 월평균 총소득을 약 19.5% 정도 증가시킨 것은 C열의 잔여분에 대한 이중차분 추정치 0.195를 통해서도 확인할 수 있다. 참고로, 〈Table 2〉의 D열은 사회수혜금 절대 금액의 로그 포인트 변동을 표시한다.

〈Table 2〉의 E열은 $\ln(\text{총소비})$ 의 시점별 변화를 표시한다(〈Figure 1〉의 패널 D. $\ln(\text{총소비})$ 를 참조하라). 1분기(I행)의 경우 2019년과 2020년 사이에 총소비는 0.076 로그 포인트 감소하였다. 2분기(II행)의 경우에는 2019년과 2020년 사이에 총소비가 0.009 로그 포인트 증가하였다. III행의 이중차분 추정치는 0.085 로그 포인트($=0.009+0.076$)이므로, 가구의 총소비는 처치 1과 처치 2가 동시에 적용됨에 따라 약 8.5% 정도 증가한 것으로 추정된다.

가구 소득 변동의 경우와 마찬가지로 소비의 경우에도, 처치 2가 가구 총소비에 미친 고유한 효과를 분리하기 위해서는 처치 1의 효과를 제거할 필요가 있다. 이를 위해 우리는 아래와 같은 두 종류의 [가정 II]를 도입하고자 한다.

[가정 II-1] (코로나19 효과의 동질성) 코로나19A와 코로나19B가 가구의 소비지출에 미친 효과의 크기는 서로 동일하다.

〈Table 2〉의 IV행에 의하면, [가정 II-1]이 성립하는 경우에는 (코로나19B의 효과=코로나19A의 효과)의 관계가 성립한다. 그에 따라, 〈Table 1〉의 이중차분 값 $[(D-B)-(C-A)]$ 는 [긴급지원금 효과]를 식별한다(〈Figure 1〉의 패널 D에는 [가정 II-1]이 성립한다고 가정할 때의 가상적인 $\ln(\text{총소비})$ 의 변동 양상이 ‘가상 2분기’(가는 점선)로 표시되어 있다). 그러므로 우리는 처치 2(긴급지원금)가 가구의 총소비를 약 0.085 로그 포인트(즉 8.5%) 정도 증가시킨 것으로 해석할 수 있다. [가정 II-1]이 성립하는 경우 정부의 긴급 지원금이 가구 총소비에 미친 효과는 〈Table 2〉 V행의 “효과 A” 추정치로서 제시되어 있다.

“효과 A” 추정치를 대략적으로 해석해 보면, 정부의 긴급 지원금으로 가구의 총

소득이 평균 19.5% 증가할 때 총소비는 평균 8.5% 증가했으므로, 긴급 지원금의 한계소비성향 탄력성은 대략 $0.436 (=8.5/19.5)$ 정도로 추정된다. 한계소비성향 탄력성은 $\frac{\Delta C / \bar{C}}{\Delta inc / inc} = \frac{\Delta C / \Delta inc}{\bar{C} / inc}$ 로서 (한계소비성향÷평균소비성향)이므로, 긴급 지원금의 한계소비성향은 (탄력성*평균소비성향) 식을 통해 계산할 수 있다. 2019년 1분기 및 2분기 전체기간 가구의 평균소비성향(=평균 총소비지출/평균 총소득)이 약 0.581이므로, 정부 긴급 지원금의 한계소비성향은 약 $0.253 (=0.436 * 0.581)$ 으로 추정된다.

〈Table 2〉의 IV행에 의하면, 위의 [가정 II-1]이 성립하는 경우 긴급 지원금 지급에 따른 총소비 증가분이 0.085 로그 포인트이므로, 긴급 지원금이 없는 (가상적인) 상황에서 2020년 2분기의 $\ln(\text{총소비})$ 는 $7.462 (=7.548 - 0.085)$ 였을 것으로 추정된다. 그런데 〈Table 2〉 B열의 결과에 의하면, 획득소득은 처치 1로 인해 약 10.8% 정도 감소하였다. 코로나19B에 따른 획득소득 감소가 코로나19A에 따른 획득소득 감소보다 더 크기 때문에, 처치 1에 따른 획득소득의 감소율이 10.8%로 나타난 것이다. 이는 코로나19B로 인한 소비지출 감소도 코로나19A로 인한 소비지출 감소보다 더 클 가능성을 시사한다. 이 경우 [가정 II-1]은 성립하지 않게 된다.

우리는 [가정 II-1]의 대안적인 가정으로서 ‘처치 1로 인해 획득소득이 10.8% 감소할 때 총소비가 2.22% 감소한다’는 새로운 가정을 도입하고자 한다. 즉 획득소득의 한계소비성향 탄력성이 $0.206 (=2.22/10.8)$ 라고 가정하고자 한다. 이우진·강창희·우석진(2020)의 〈표 3-7〉에 제시된 추정치에 의하면, 획득소득의 한계소비성향 탄력성은 약 0.206 정도로 추정되기 때문이다. 2019년 1분기 및 2분기 전체기간 동안 획득소득의 평균소비성향(=평균 총소비지출/평균 획득소득)이 약 0.594이므로, [가정 II-2]는 획득소득의 한계소비성향이 약 $0.122 (=0.206 * 0.594)$ 라고 가정한다. 반면, [가정 II-1]은 획득소득의 한계소비성향이 0라고 가정하는 (다소 비현실적인) 경우이다.

[가정 II-2] (코로나19 효과의 이질성) 코로나19B의 부정적인 소비효과가 코로나19A의 부정적인 소비효과보다 더 크다. 구체적으로, 획득소득의 한계소비성향이 약 0.122라고 가정한다.

[가정 II-1] 대신 [가정 II-2]를 적용하는 경우, 정부의 긴급 지원금이 없는 (가

상적인) 상황에서 2020년 2분기의 $\ln(\text{총소비})$ 는 (7.462보다 낮은 값인) 7.440 ($=7.548-0.085-0.022$)일 것으로 추정된다. 이 값이 <Table 2> VI행에 제시되어 있다. [가정 II-2]가 성립할 때 긴급 지원금의 소비효과를 보여주는 이중차분 추정치는 0.108($=7.548-7.440$)이다. 이 수치가 바로 <Table 2> VII행에 제시된 “효과 B” 추정치이다.

이상의 결과를 종합해 보면, 정부의 긴급 지원금은 가구의 월평균 총소득을 약 19.5% 정도 증가시키고, 평균 총소비도 약 8.5~10.8% 정도 증가시킨 것으로 추정된다. 그에 따라, 정부 긴급 지원금의 한계소비성향 탄력성은 약 0.436~0.554이고, 한계소비성향은 약 0.253~0.321 정도로 추정된다.

이하의 분석에서 우리는 <Table 2>의 “효과 A” 추정치를 기준으로 정부의 긴급 지원금이 가구 소비에 미친 영향을 설명한다. 왜냐하면 이하의 통계분석을 통해 도출하는 소비효과의 추정치는 [가정 1]과 [가정 II-1]이 성립한다고 가정하는 “효과 A” 추정치에 대응하기 때문이다. “효과 B”의 추정치는 통계분석 모형을 이용해서는 간단하게 도출되지 않는다. 획득소득의 한계소비성향에 대한 추가적인 가정이 필요하기 때문이다. 그러므로, <Table 2> 및 아래의 통계분석에서 제시하는 “효과 A” 추정치는 “정부 긴급 지원금의 소비 진작 효과”를 과소평가하는 과소 추정치일 것으로 추측된다. “효과 A” 추정치가 [가정 II-1]에 기반을 두고 있기 때문이다. 위에서 설명한 바와 같이, [가정 II-1]은 획득소득의 한계소비성향이 0이라는 다소 비현실적인 가정이다. <Table 2>의 B열에 제시한 바와 같이, 처치 1로 인해 가구의 획득소득이 0.108 로그 포인트 감소함에 따라 총 소비액도 [한계소비성향 탄력성 * 0.108] 비율만큼 감소했을 것으로 추측된다. 이 경우 긴급 지원금의 소비 진작 효과는 “효과 A” 추정치보다는 더 클 것이다. 결국 “효과 A” 추정치는 정부의 긴급 지원금이 소비에 미친 효과의 하한에 해당한다.⁵⁾

5) 이중차분법을 통해 2020년 2분기 정부 긴급 지원금의 소비효과를 정확히 추정하기 위해서는, 정부 지원금을 제외하고 2020년 2분기는 2019년의 2분기와 동일하다는 가정(공통 추세의 가정)이 필요하다. 그런데 2019년의 2분기와는 다르게, 2020년 2분기의 소비는 (1) 코로나19로 인해 1분기로부터 이연된 소비, (2) 5월의 기준금리 인하(0.75%에서 0.5%로 인하), (3) 6월 26일부터 7월 12일 사이에 진행된 ‘대한민국 동행세일’ 행사 등으로 인해 2019년 2분기에 비해 높아졌을 가능성이 있다. 이런 교란요인들(confounders)이 2020년 2분기 소비에 유의미한 영향을 미치는 경우 본 논문의 이중차분 추정치는 정부 긴급 지원금의 소비효과를 과장할 수 있다(이런 가능성을 지적해 주신 익명의 심사자에게 감사드린다). 이런 점까지를 고려할 때 본 연구의 소비효과 추정치는 진정한 소비효과의 하한일 가능성과 상한일 가능성을

〈Table 2〉에서 우리는 가구의 소득과 소비액에 자연로그를 취한 수치를 이용해 정부 긴급 지원금의 소비효과를 추정하였다. 가구의 소득과 소비액은 대체로 오른 쪽으로 경사진 비대칭 분포를 따르고 이상치들도 많이 있기 때문에, 일반적으로 수준값에 자연로그를 취한 값을 통계분석에서 사용한다. 그러나 이것은 통계분석의 관행일 뿐, 이론적으로 반드시 로그값만을 사용해야 할 이유는 없다. 우리는 로그 값을 사용해 〈Table 2〉로부터 도출한 긴급 지원금의 한계소비성향이 어느 정도 강 건한지를 검증해보기 위해 〈Table 1〉의 이중차분법을 소득과 소비액의 '수준값'에 적용해 보았다. 가구 소득액과 소비액의 수준값을 사용해 이중차분법을 적용한 추정결과를 〈Table 3〉의 패널 B에 제시되어 있다. 편리한 비교를 위해, 〈Table 3〉의 패널 A는 로그값을 사용한 〈Table 2〉의 수치들을 그대로 반복하였다. 패널 A의 III 행은 〈Table 2〉의 V행. 'effect A' 추정치에 해당한다.

〈Table 3〉 패널 B의 III행에 의하면, 가구의 총소득은 처치 1(코로나19B-코로나 19A) 과 처치 2(긴급지원금)가 동시에 영향을 미쳐 평균 5.2만원 정도 증가하였다. 반면, 처치 1로 인해 가구의 획득소득은 평균 26.5만원 정도 감소하였다. 그러므로 처치 2로 인해 가구의 총소득은 사회수혜금의 평균 변동분, 즉 31.8만원만큼 증가 하였다. “가계동향조사”의 2분기 가구 소득과 소비액은 4월-6월 동안의 월평균 소득액과 소비액이다. 사회수혜금 평균 증가분 31.8만원은 ‘제1차 긴급 재난지원금’ 100만원을 3개월로 나눈 수치와 유사하다.

〈Table 3〉 패널 B의 d열에 의하면, 정부의 긴급 지원금으로 인해 2020년 2분기의 가구 총 소비액은 평균 19.3만원 증가하였다. 위에서 구한 가구 소득 증가분 31.8만원과 총소비 증가분 19.3만원으로부터 우리는 긴급 지원금의 한계소비성향이 약 0.608($=19.3/31.8$)이라고 추정할 수 있다. 반면, 패널 A에서 소득과 소비의 로그값을 사용해 구한 긴급 지원금의 한계소비성향은 약 0.246이다. 소득과 소비액의 수준값을 사용해 추정한 한계소비성향이 로그값을 사용한 경우의 추정치에 비해 약 2.5배 정도 크다.⁶⁾ 이런 차이는 아마도 이상치들의 존재 때문에 발생하는 것으

동시에 내포한다. 위에서 지정한 교란요인들은 본 논문뿐만 아니라 시점별 소비 패턴의 차이에 대해 이중차분 추정법을 적용한 모든 선행연구들이 직면하는 한계점이다. 향후 이런 교란요인들을 적절히 통제하는 실증연구 방법이 제안되기를 기대한다.

- 6) 소득과 소비액의 함수 형태에 따라 한계소비성향 추정치가 달라지는 현상은 Parker et al. (2013)에서도 관찰된다. Parker et al. (2013, p. 2538)에 의하면, 소비의 로그값을 사용했을 때의 한계소비성향 추정치는 0.364인 반면, 수준값을 사용했을 때의 추정치는 0.523으로

로 추측된다. 수준값에 비해 로그값의 평균은 이상 과대치들에 덜 민감하기 때문에 로그값을 이용해 추정한 한계소비성향이 더 작게 나타나는 것으로 보인다.

(Table 3) Changes in total income, earned income, total consumption
by the year and quarter

	Panel A. log-transformed				Panel B. level (unit: 1k won)			
	A. ln (total income)	B. ln (earned income)	C. ln (social benefit)	D. ln (total consump.)	a. total income	b. earned income	c. social benefit	d. total consump.
I. 1 st quarter								
2019	7.969	7.887	0.082	7.604	4,272	4,177	95	2,545
2020	7.969	7.871	0.097	7.528	4,366	4,259	107	2,380
[2020-2019]	-0.001	-0.016	0.015	-0.076	94	83	12	-165
II. 2 nd quarter								
2019	7.982	7.905	0.078	7.538	4,169	4,076	93	2,357
2020	8.069	7.781	0.288	7.548	4,315	3,893	422	2,385
[2020-2019]	0.086	-0.124	0.210	0.009	147	-183	329	28
III. DID	0.087	-0.108	0.195	0.085	52	-265	318	193
marginal propensity to consume (MPC)	-	-	-	0.246	-	-	-	0.608
IV. CIC	0.045	-0.069	0.114	0.071	161	-167	320	135
MPC	-	-	-	0.362	-	-	-	0.421

이상치의 영향을 제외하면, 로그값을 사용하는 추정법이 수준값을 사용하는 추정법보다 반드시 이론적으로 우월하다고 보기 어렵다. 그러므로, 두 추정법의 추정치가 2.5배 정도 차이가 나는 현상은 자연스럽지 못하다. 가구 소득과 소비액의 함수 형태에 영향을 받지 않는 다른 추정방법을 적용해 한계소비성향을 다시 추정해 볼 필요가 있다. 우리는 성과변수의 함수 형태에 덜 민감한 추정법으로서 Athey and Imbens (2006)가 제안한 이중변동 추정법(Change-in-changes, CIC)을 사용하고자 한다. Abadie and Cattaneo (2018; p.484)가 지적하듯이, Athey and Imbens

서, 후자가 전자보다 약 1.4배 정도 크다.

(2006)의 이중변동 추정법은 성과변수의 단조 변환(예를 들어, 수준 값 vs. 로그 값)에 강건하다는 장점이 있기 때문이다. Athey and Imbens (2006)의 이중변동 추정법에 대해서는 다음 절에서 자세히 설명한다.

2. 이중변동 추정법

〈Table 2〉와 〈Table 3〉에서 적용한 이중차분법은 성과변수(즉, 가구 소득 및 소비액)의 평균값을 상이한 시점들 사이에 차분함으로써 처치효과 추정치를 구하는 방법이다. 이중차분법의 핵심적인 가정은 ‘공동 추세’의 가정(가정 I)으로서, 이것은 처치가 적용되지 않는 가상적인 경우 처치집단 평균 성과의 시점 간 차분 값은 통제집단 평균 성과의 시점 간 차분 값과 같을 것이라고 가정한다.⁷⁾

Athey and Imbens (2006)는 성과변수의 평균값 비교에 기반한 이중차분법을 성과변수의 분포 전체로 확장하는 이중변동 추정법을 제안하였다. ‘공동 추세’의 가정이 이중차분법의 핵심 가정인 것과 마찬가지로, 이중변동법의 핵심 가정은 ‘집단 내 시간 불변성 (Time invariance within groups; Assumption 3.3)’ 가정이다. 이것은 처치가 적용되지 않는 가상적인 경우 처치집단의 성과 분포함수의 시점 간 차이는 통제집단의 성과 분포함수의 시점 간 차이와 동일하다고 가정한다. 이 가정을 통해 성과 분포함수의 관측된 변동으로부터 시간효과를 제외시킴으로써 이중변동법은 처치가 성과변수의 분포함수 및 분위값에 미치는 영향을 추정한다. 구체적으로 이중변동법을 설명하면 다음과 같다.

먼저, $F_{Y(g,t)}$ 를 집단 $g (= 0 \text{ or } 1)$ 와 시점 $t (= 0 \text{ or } 1)$ 에 대해 관측된 성과변수 Y 의 누적분포함수라고 정의하자. 예를 들어, $F_{Y(1,1)}$ 은 처치집단($g = 1$) 성과에 대해 처치 후 시점($t = 1$)에 관측된 Y 의 누적분포함수이다. 처치가 성과의 분포에 미치는 인과효과를 추정하기 위해서는 처치가 없을 경우의 가상적 누적분포함수

7) 처치(정부 긴급 소득지원금 지급) 적용 이전 기간에 대해 성과변수의 관측치들이 충분히 존재한다면, 우리는 공동 추세의 가정을 통계분석을 통해 검증해볼 수 있을 것이다. 그러나 안타깝게도 본 연구는 가계동향조사의 2019년과 2020년 정보만을 사용한다. 2018년과 그 이전 몇 년 동안의 자료는 모집단 대표성에 문제가 있다고 알려져 있기 때문이다. 처치 전 기간이 2019년 한 시점에 불과하므로 공동 추세의 가정을 통계적으로 검증하기는 어렵다. 다만, 홍민기(2020, 그림 2)과 Baek et al. (2021, Figure 5) 등을 살펴보면, 2020년 1분기까지 대체로 소비의 공동 추세가 성립하는 것으로 추측된다.

$F_{Y^c(1,1)}$ 를 알아야 한다. $F_{Y^c(1,1)}$ 가 구축되었다고 가정할 때, 임의의 분위 $q \in (0,1)$ 에서 처치의 분위효과(quantile treatment effects, QTE) τ_q^{CIC} 는 다음과 같다.

$$\tau_q^{CIC} = F_{Y(1,1)}^{-1}(q) - F_{Y^c(1,1)}^{-1}(q) \quad (1)$$

이 식에서 $F^{-1}(\cdot)$ 는 누적분포함수의 역함수이다.

Athey and Imbens (2006; Theorem 3.1)는 핵심적인 3개의 가정(강단조성, 집단 내 시간 불변성, 받침(support) 조건)이 성립할 때 $F_{Y^c(1,1)}$ 는 아래 식과 같게 된다고 설명한다.

$$F_{Y^c(1,1)}(y) = F_{Y(1,0)}(F_{Y(0,0)}^{-1}(F_{Y(0,1)}(y))) \quad (2)$$

그에 따라 임의의 분위 $q \in (0,1)$ 에서 처치의 분위효과 τ_q^{CIC} 는 다음과 같다.⁸⁾

$$\tau_q^{CIC} = F_{Y(1,1)}^{-1}(q) - F_{Y(0,1)}^{-1}(F_{Y(0,0)}(F_{Y(1,0)}^{-1}(q))) \quad (3)$$

이중변동법은 위와 같이 누적분포함수 및 순위에 기반한 추정법이기 때문에, 이 중차분법과는 달리 성과변수의 함수 형태(즉, 수준 값 vs. 로그 값)에 대해 강건한 특성을 보인다. <Table 2>와 <Table 3>에서 적용한 이중차분법이 기본적으로 소득이나 소비액 분포의 중앙에 위치한 평균값들을 비교하기 때문에, 이중변동법에서도 우리는 변수의 중앙에 해당하는 $q = 0.5$ 분위(즉, 중앙값)에서 처치의 분위효과를 계산한다.

8) 이중변동법의 자세한 내용에 대해서는 Athey and Imbens (2006)을 참조하라. 이중변동법을 소개하고 이를 실증분석에 적용한 연구로는 Kottelenberg and Lehrer (2017), Asteriou et al. (2019), Valente (2019), Roller and Steinberg (2020) 등이 있다. 우리는 Kränker (2019)가 작성한 Stata 명령어 cic를 이용해 이중변동법의 분위효과 추정치들을 계산하였다.

(1) 1분기와 2분기의 비교

Athey and Imbens (2006)의 이중변동법을 “가계동향조사”의 1분기와 2분기 자료에 적용한 결과는 <Table 3>의 IV행. 이중변동법(CIC)에 제시되어 있다. <Table 3>에서 우리는 분기를 집단 g 로 설정해 2분기는 $g = 1$, 1분기는 $g = 0$ 으로 표시하였다. 또한 연도를 시점 t 로 설정해 2020년은 $t = 1$, 2019년은 $t = 0$ 으로 표시하였다. 이중변동법의 핵심 가정인 ‘집단 내 시간 불변성’이 분기를 집단 g , 연도를 t 로 설정할 때 더 적절하다고 생각되기 때문이다.⁹⁾

<Table 3>의 패널 A와 같이 이중변동법을 소득과 소비액의 로그값에 적용하는 경우 정부의 긴급 지원금으로 인한 소득 증가분은 0.114 로그 포인트이고, 총소비 증가분은 0.071 로그 포인트이다. 그에 따라 정부 긴급 지원금의 한계소비성향 탄력성은 $0.623 (=0.071/0.114)$ 으로 추정된다. III행에서 이중차분법 추정치의 한계소비성향 계산에 사용했던 평균소비성향 수치 0.581를 그대로 적용하면, 긴급 지원금의 한계소비성향은 약 $0.362 (=0.623 \times 0.581)$ 정도로 추정된다.¹⁰⁾

한편, <Table 3>의 패널 B와 같이 이중변동법을 소득과 소비액의 수준값에 적용하는 경우 긴급 지원금으로 인한 소득 증가분은 약 32만원, 총소비 증가분은 약 13.5만원이다. 그러므로 긴급 지원금의 한계소비성향 추정치는 약 $0.421 (=13.5/32.0)$ 이다. 이 수치는 로그값을 토대로 계산한 추정치 0.362와 크게 다르지 않다. 이중변동법이 성과변수의 함수 형태에 강건한 특성을 보이기 때문에 이와 같이 유사한 추정치가 도출되는 것이다. 위의 추정치들을 종합하면, 정부 긴급 지원금의 한계소

9) 그러나 이런 설정 방식이 적절하지 않을 수도 있다. 위와는 반대로, 연도를 집단 g 로, 분기를 시점 t 로 설정하는 방식이 ‘집단 내 시간 불변성’을 더 잘 충족시킨다고 생각할 수도 있다. 집단 및 시점을 후자와 같이 설정한 모형의 추정결과는 <Table A1>에 제시되어 있다. 이런 설정방법을 통해 구한 한계소비성향 추정치는 0.484로서, <Table 3>에서 계산한 한계소비성향 추정치 0.421과 크게 다르지 않다.

10) 이중변동법이 소득과 소비액의 중앙값에서 처치효과 추정치를 계산하므로, 한계소비성향을 계산할 때에도 탄력성을 (평균 총 소비액/평균 총소득액)이 아니라 (총 소비액 중앙값/총소득액 중앙값)을 사용해야 한다고 생각할 수 있다. 2019년 1분기 및 2분기 전체 기간 가구의 총 소비액 중앙값은 약 204.6만 원이고, 총소득액 중앙값은 약 353.2만 원이다. 그러므로 각 수치의 중앙값에서 평가한 1차 재난지원금의 한계소비성향은 $0.361 (=0.623 \times 204.6/353.2)$ 이다. 이 값은 소득과 소득액의 평균값에서 평가한 한계소비성향 추정치 0.362와 실질적으로 차이가 없다.

비성향은 0.362-0.421의 범위에 있는 것으로 추정된다. 이는 2분기 정부의 각종 긴급 지원금 약 21.7조원 중 7.9-9.1조원 정도가 2020년 2분기의 소비지출로 사용되었음을 의미한다.

〈Table 4〉는 세부 소비항목별로 이중변동법을 적용한 결과이다. 〈Table 4〉의 A열(소비지출)은 〈Table 3〉 패널 B의 d열(총소비)을 그대로 옮겨온 것이다. 〈Table 4〉의 IV행 이중변동법1(CIC1) 추정치는 관측치들의 특성변수를 고려하지 않고 식(3)을 추정한 결과이다. Athey and Imbens(2006, pp.465-466)은 각 시점별로 표본 관측치들의 특성이 상이할 가능성을 명시적으로 고려하는 추정방법도 제안하였다. 우리는 이 방법을 적용해 V행의 이중변동법2(CIC2)의 추정치를 계산하였다. 이 추정치를 통해 구한 긴급 지원금의 한계소비성향은 0.443(=142/320.3)으로서 이중변동법1의 추정치 0.421과 크게 다르지 않다. 두 추정치 모두 통계적으로 0을 기각한다.¹¹⁾ 우리는 이하에서 이중변동법 1과 2를 이용해 계산한 한계소비성향 추정치들을 주로 살펴본다.

〈Table 4〉의 B열에 의하면, 정부의 긴급 지원금은 비소비지출액(조세, 사회보험료, 가구간 이전지출 등)을 약간 줄이는 것으로 추정된다. 그러나 그 크기는 통계적으로 0을 기각하지 않는다.

우리는 Lusardi(1996)과 Parker et al. (2013)의 소비재 분류 방법에 따라 전체 소비항목을 크게 (1) 핵심 비내구재, (2) 준 비내구재 및 (3) 내구재로 세분한다. 핵심 비내구재는 “가계동향조사”의 소비지출 12대 비목 중 식료품·비주류음료, 주류·담배, 의류·신발, 주거·수도·광열, 음식·숙박, 기타 상품·서비스(이미용, 위생 등)로 구성된다. 준 비내구재는 보건, 통신, 오락·문화, 교육 항목으로 구성된다. 마지막으로, 내구재는 가정·가사(가전·가정용 기기 포함)와 교통(자동차 구입 포함) 항목으로 구성된다.

〈Table 4〉의 패널 C, D, E는 각각 정부의 긴급 지원금이 2020년 2분기의 핵심 비내구재, 준 비내구재 및 내구재 소비에 미친 영향을 추정한 결과이다.

11) 한계소비성향 추정치는 (소비 변동 추정치/소득 변동 추정치)의 비율이다. 우리는 이 비율에 델타법(delta method)을 적용해 한계소비성향 추정치의 표준 오차를 계산하였다.

〈Table 4〉 Consumption expenditure, non-consumption expenditure by the year and quarter

(unit: 1k won)

	A. consumption	B. non- consumption	C. Core non-durables						D. semi non-durables				E. durables				
			total	food	alcohol/ tobacco	clothes/ shoes	residence/ water	dining/ lodging	others	total	health	communication	entertain- ment/ culture	education	total	household	commuting
I. 1 st quarter																	
2019	2,545	914	1,363	331	36	135	321	335	205	778	207	117	195	258	403	118	285
2020	2,380	885	1,314	358	34	97	318	300	207	682	225	118	152	188	383	104	279
[2020-2019]	-165	-29	-49	27	-2	-37	-3	-36	2	-96	18	1	-44	-71	-21	-14	-6
II. 2 nd quarter																	
2019	2,357	834	1,308	309	36	144	265	343	211	664	198	122	179	165	385	119	266
2020	2,385	796	1,360	364	39	135	284	332	207	584	212	117	141	114	440	143	297
[2020-2019]	28	-38	52	55	3	-10	19	-11	-4	-79	14	-5	-37	-51	56	24	31
III. DID	193	-9	101	28	5	27	22	25	-6	16	-4	-6	6	20	76	38	38
MPC	0.608	-0.027	0.317	0.088	0.017	0.086	0.069	0.078	-0.020	0.051	-0.012	-0.020	0.020	0.063	0.240	0.121	0.119
(t-value)	(3.52)	(0.29)	(4.24)	(5.12)	(3.29)	(5.37)	(2.31)	(3.20)	(0.72)	(0.77)	(0.41)	(1.61)	(0.70)	(1.63)	(2.26)	(4.48)	(1.27)
IV. CIC 1	135	-11	102	36	3	24	14	30	8	18	15	-1	5	0	4	14	-15
MPC	0.421	-0.034	0.317	0.113	0.010	0.075	0.045	0.093	0.025	0.055	0.046	-0.004	0.014	0.000	0.011	0.043	-0.045
(t-value)	(2.56)	(0.63)	(4.47)	(4.05)	(2.90)	(6.69)	(3.70)	(3.28)	(1.69)	(1.22)	(2.67)	(0.58)	(1.32)	(0.00)	(0.53)	(6.23)	(3.00)
V. CIC 2	142	-21	101	31	3	22	13	21	5	9	11	0	7	5	4	13	-14
MPC	0.443	-0.064	0.315	0.097	0.009	0.069	0.041	0.066	0.016	0.029	0.034	0.000	0.022	0.016	0.013	0.041	-0.044
(t-value)	(4.04)	(1.21)	(5.76)	(5.02)	(2.61)	(7.08)	(2.98)	(3.73)	(1.34)	(0.73)	(2.23)	(0.00)	(1.76)	(0.80)	(0.62)	(6.39)	(2.31)

긴급 지원금이 핵심 비내구재 소비에 미친 한계소비성향은 약 0.315~0.317 정도이다. 이 수치는 전체 소비의 한계소비성향 추정치 0.421~0.443의 약 71~75 퍼센트 정도에 해당한다. 2020년 2분기에 긴급 지원금의 소비는 주로 핵심 비내구재에 대해 이루어진 것으로 보인다. 핵심 비내구재 중에서도 특히 식료품·비주류음료(0.097~0.113), 의류·신발(0.069~0.075) 및 음식·숙박(0.066~0.093)의 한계소비성향이 다른 항목들에 비해 높다.

정부의 긴급 지원금이 준 비내구재 소비에 미친 한계소비성향은 0.029~0.055 정도이다. 하지만 이들 추정치는 통계적으로 0과 유의하게 다르지 않다. 준 비내구재 중에서는 특히 보건(0.034~0.046)의 한계소비성향이 다른 항목들에 비해 높다.

정부의 긴급 지원금은 내구재 중 특히 가전·가정용 기기 구입을 증가시킨 것으로 보인다. 가전·가사 소비의 한계소비성향은 0.041~0.043이다. 반면, 자동차 구입을 포함하고 있는 교통 항목의 소비는 감소시킨 것으로 보인다. 교통 소비의 한계소비성향은 -0.04~-0.045 정도이다.

전통적인 소비이론들은 정부의 긴급 지원금과 같은 갑작스런 소득 증가의 소비 효과에 대해 서로 다른 이론적 예측을 제시한다. 첫째, 합리적 기대에 기반한 항상소득가설은 임시소득의 예측된 변화는 소비에 영향을 미치지 않는다고 주장한다. 그러나 정부의 긴급 지원금 지급이 2020년 2분기에 어느 정도 예측 가능했던 점을 고려할 때 위에서 제시한 우리의 추정결과는 항상소득가설의 이론적 예측과는 상반된다. 둘째, 항상소득가설이 성립하더라도 가구들이 유동성 제약에 직면해 소비 균등화가 적절히 이루어지지 못한다면 긴급 지원금의 한계소비성향은 양수가 될 수 있다. 이 경우 유동성 제약이 심한 가구(예를 들어, 저소득가구)일수록 긴급 지원금의 한계소비성향이 높을 것으로 추측된다. 우리는 유동성 제약의 정도에 따라 긴급 지원금의 한계소비성향이 서로 다른지를 검토하기 위해, 전체 분석표본을 가구주의 교육수준에 따라 4개의 집단(중졸 이하, 고졸, 초대졸, 대졸 이상)으로 세분하였다. 가구주의 교육수준이 낮을수록 유동성 제약이 더 심할 것으로 추측되기 때문이다.

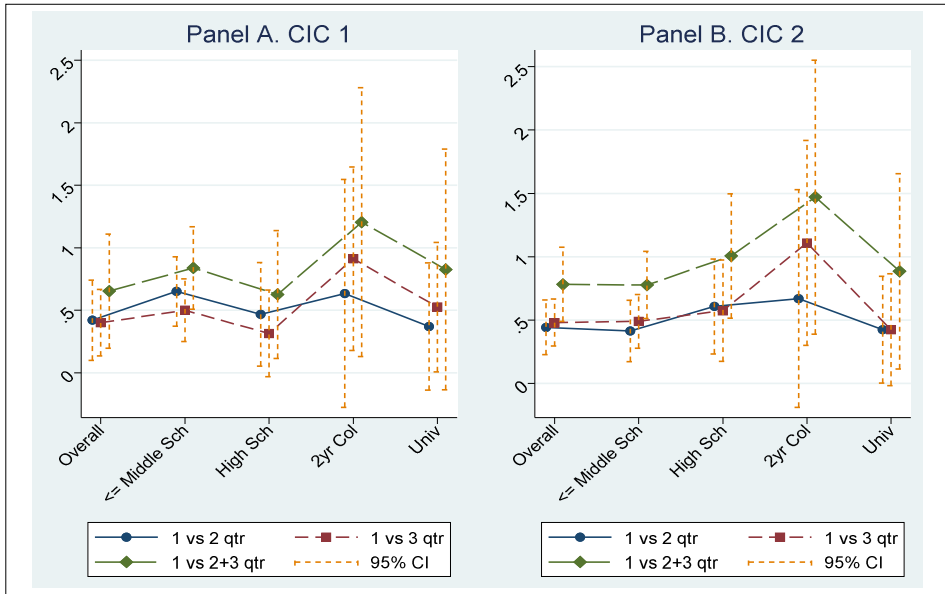
전체 표본을 가구주의 교육수준별로 세분한 경우의 추정결과는 <Table 5>에 제시되어 있다. 편리한 비교를 위해, <Table 5>의 패널 A는 전체 표본을 대상으로 추정된 <Table 3>과 <Table 4>의 결과를 반복한다. <Figure 2>는 전체 표본 및 교육수준별 표본으로부터 추정된 <Table 5>의 한계소비성향 추정치를 '1 vs 2분기'라는

〈Table 5〉 Consumption expenditure by the year and quarter: samples by the education level

	Panel A. total			Panel B. ≤ middle school			Panel C. high school			Panel D. 2 yr college			Panel E. university		
	a. social benefit expenditure	b. con. expenditure	c. core non-durables	a. social benefit	b. con. expenditure	c. core non-durables	a. social benefit	b. con. expenditure	c. core non-durables	a. social benefit	b. con. expenditure	c. core non-durables	a. social benefit	b. con. expenditure	c. core non-durables
I. 1 st quarter															
2019	95	2,545	1,363	115	1,468	878	97	2,498	1,361	114	2,663	1,463	76	3,217	1,635
2020	107	2,380	1,314	114	1,351	800	110	2,260	1,310	114	2,607	1,419	98	3,010	1,584
[2020-2019]	12	-165	-49	0	-117	-78	13	-238	-51	-1	-55	-44	22	-207	-52
II. 2 nd quarter															
2019	93	2,357	1,308	118	1,382	817	101	2,272	1,286	99	2,532	1,410	69	2,950	1,585
2020	422	2,385	1,360	392	1,426	884	438	2,239	1,299	440	2,597	1,509	420	2,965	1,637
[2020-2019]	329	28	52	274	44	48	337	-32	12	341	65	100	351	15	52
III. DID															
	318	193	101	274	160	125	324	206	63	341	120	143	329	223	104
MPC	—	0.608	0.317	—	0.615	0.458	—	0.636	0.195	—	0.352	0.421	—	0.676	0.316
(t-value)		(3.52)	(4.24)		(2.87)	(3.99)		(2.39)	(1.69)		(0.77)	(2.10)		(2.09)	(2.18)
IV. CIC 1															
	320	135	102	300	178	109	321	150	79	330	211	145	333	123	133
MPC	—	0.421	0.317	—	0.651	0.364	—	0.468	0.248	—	0.635	0.435	—	0.370	0.399
(t-value)		(2.56)	(4.47)		(4.57)	(6.01)		(2.22)	(3.05)		(1.37)	(1.56)		(1.42)	(2.43)
V. CIC 2															
	—	142	101	—	124	72	—	195	104	—	223	222	—	141	149
MPC	—	0.443	0.315	—	0.414	0.240	—	0.608	0.323	—	0.670	0.665	—	0.424	0.448
(t-value)		(4.04)	(5.76)		(3.35)	(3.03)		(3.18)	(3.80)		(1.53)	(3.18)		(1.97)	(3.57)

(unit: 1k won)

〈Figure 2〉 Summary of the marginal propensity to consume



제목(검은색 실선)으로 요약하고 있다. 〈Figure 2〉의 패널 A는 이중변동법1의 추정치들이고, 패널 B는 이중변동법2의 추정치들이다. 추정치의 위아래로 그려진 수직 점선은 추정치의 95 퍼센트 신뢰구간을 표시한다.

먼저, 〈Table 5〉 IV행의 이중변동법1의 추정치에 따르면, 정부의 긴급 지원금으로 인한 소득(즉, 사회수혜금) 증가분의 전체 평균은 약 32.0만원이다. 가구주 교육수준별로 세분하면, 중졸 이하 집단의 경우 소득 증가분 평균은 30.0만원, 고졸의 경우 32.1만원, 초대졸의 경우 33.0만원, 대졸 이상의 경우 33.3만 원으로서 교육수준별로 큰 차이를 보이지 않는다.

교육수준별로 소득 증가분이 유사한 것과는 대조적으로 소비의 증가분은 교육수준별로 다소 차이가 있다. 중졸 이하 집단의 경우, 총소비 증가분은 12.4~17.8만 원으로서 한계소비성향은 0.414~0.651 정도이다. 고졸 집단의 총소비 증가분은 15.0~19.5만 원으로서 한계소비성향은 0.468~0.608 정도이고, 초대졸 집단의 총소비 증가분은 21.1~22.3만 원으로서 한계소비성향은 0.635~0.670 정도이다. 이들 세 개 집단의 한계소비성향은 전체 평균 한계소비성향 0.421~0.443보다 높다. 반면, 대졸 이상 집단의 총소비 증가분은 12.3~14.1만 원이고 한계소비성향은 0.370~0.424로서 초대졸 이하 집단들의 한계소비성향에 비해 낮다. 이는 유동성

제약에 직면한 가구들에서는 긴급 지원금의 한계소비성향이 높을 가능성을 시사한다.

〈Table 4〉에서 확인한 바와 같이 〈Table 5〉에서도 핵심 비내구재 소비가 전체 소비지출 증가의 절반 이상을 차지한다. 이와 같은 경향은 가구주의 교육수준별로 큰 차이를 보이지 않는다. 특히 대졸 이상 집단에서는 긴급 지원금의 소비가 거의 대부분 핵심 비내구재 소비를 통해 이루어진 것으로 추측된다. 핵심 비내구재의 한계소비성향이 전체 소비의 한계소비성향보다 약간 더 크기 때문이다.

(2) 1분기와 3분기의 비교

위 절에서는 1분기와 2분기의 가구 소득 및 소비액을 비교함으로써 정부 긴급 지원금의 소비 효과를 추정하였다. 2분기의 긴급 지원금 중 가장 규모가 큰 ‘제1차 긴급 재난지원금’의 소비 기한은 2020년 8월 31일까지였기 때문에, 이 지원금의 소비 효과는 2분기뿐만 아니라 3분기에도 나타났을 것으로 추측된다. 그러므로 정부의 긴급 지원금이 소비에 미친 총 효과를 구하기 위해서는 3분기에 발생한 소비 효과를 추정해 2분기의 소비효과에 합산할 필요가 있다. 우리는 위 절에서 사용한 이중변동법을 1분기($g = 0$)와 3분기($g = 1$)에 대해 똑같이 반복한다. 1분기와 3분기에 대해 이중변동법을 적용한 결과는 〈Table 6〉에 제시되어 있다.

위의 II.1절에서 설명한 바와 같이 이중차분법과 이중변동법은 공통적으로 ‘[가정 II-1] 코로나19 효과의 동질성’을 가정한다. 그리고 1분기와 2분기를 비교하면서 우리는 코로나19B(2분기)의 부정적 소비 효과가 코로나19A(1분기)의 부정적 효과보다 더 클 가능성을 지적하였다. 왜냐하면, 획득소득(=총소득-사회수혜금) 변동의 이중차분 추정치와 이중변동 추정치가 모두 음의 값을 취하기 때문이다. 그에 따라, 1분기와 2분기 표본으로부터 구한 이중차분법과 이중변동법 추정치는 긴급 지원금의 소비 진작 효과를 과소평가할 가능성이 있다.

동일한 이유 때문에, 1분기와 3분기 표본으로부터 구한 이중차분법과 이중변동법 추정치 또한 정부 긴급 지원금의 소비 진작 효과를 과소평가할 가능성이 있다. 표에 명시적으로 제시하지는 않았지만, 1분기와 3분기 표본으로부터 구한 획득소득 변동분의 이중차분 추정치는 -6.6만 원이고 이중변동 추정치는 -1.9만 원이다. 이들 수치는 〈Table 2〉에 제시된 획득소득 이중차분 추정치 -26.5만원과 이중변동 추

정치 -23.8만원보다는 상당히 적다. 1분기와 3분기의 비교에서 정부 긴급 지원금의 소비효과가 과소평가될 가능성이 있기는 하지만 그리 심하지는 않을 것으로 추측된다.

〈Table 6〉의 IV행에 제시된 사회수혜금의 이중변동분 추정치는 전체 표본과 교육수준별 하위 표본에서 모두 0이다. 이는 2020년 3분기(7월-9월)에 전 국민을 대상으로 한 사회수혜금 지급이 없었던 사실에 부합한다. 3분기의 끝부분인 9월 중순부터 소상공인 자영업자들에게 2차 재난지원금(총 7.8조원 정도)이 지급되기 시작하였다. 전체 가구에서 이들 소상공인이 차지하는 비중이 그리 높지 않고 9월 중 지급 완료된 2차 재난지원금의 액수가 그리 크지 않기 때문에, 전체 가구 모집단에서 사회수혜금의 중앙값이 0으로 추정된 것으로 보인다.

〈Table 6〉패널 A(전체 표본)의 b열에 의하면, 2020년 3분기의 총소비 증가분은 약 12.9~15.4만원이다. 이를 2분기의 사회수혜금 증가분 32만원으로 나누어주면, 정부 긴급 지원금의 3분기 한계소비성향은 약 0.401~0.481 정도이다. 전체 표본을 가구주의 교육수준별로 세분해 1분기와 3분기를 비교한 추정결과는 〈Table 6〉의 패널 B-E에 제시되어 있다. 〈Figure 2〉는 이들 한계소비성향 추정치를 '1 vs 3분기'의 제목(붉은색 점선)으로 요약하고 있다.

〈Table 6〉의 추정결과에 의하면, 중졸 이하 집단(패널 B)의 경우 총소비 증가분은 14.7~15.0만원이고 2분기 사회수혜금 증가분은 30.0만원(〈Table 5〉)이므로, 이 집단의 3분기 한계소비성향은 약 0.491~0.500이다. 고졸 집단(패널 C)의 총소비 증가분은 10.1~18.4만원, 사회수혜금 증가분은 32.1만원이므로, 이 집단의 3분기 한계소비성향은 0.315~0.574이다. 초대졸 집단(패널 D)의 경우 총소비 증가분은 30.4~37.0만원, 사회수혜금 증가분은 33.0만원이므로, 이 집단의 3분기 한계소비성향은 약 0.913~1.109 정도이다. 대졸 이상 집단의 경우, 총소비 증가분은 14.1~17.5만원, 사회수혜금 증가분은 33.3만원이므로, 이 집단의 3분기 한계소비성향은 0.424~0.526이다. 이들 추정치를 종합하면, 중졸 이하, 고졸 및 대졸 이상 집단의 3분기 한계소비성향이 대체로 유사한 반면, 초대졸 집단의 3분기 한계소비성향이 이들 세 집단 보다는 높게 나타난다.

〈Table 6〉 Consumption expenditure by the year and quarter: samples by the education level with the 3rd quarter

(unit: 1k won)

	Panel A. total			Panel B. ≤ middle school			Panel C. high school			Panel D. 2-yr college			Panel E. university		
	a. social benefit	b. con. expenditure	c. core non-durables	a. social benefit	b. con. expenditure	c. core non-durables	a. social benefit	b. con. expenditure	c. core non-durables	a. social benefit	b. con. expenditure	c. core non-durables	a. social benefit	b. con. expenditure	c. core non-durables
I. 1 st quarter															
2019	95	2,545	1,363	115	1,468	878	97	2,498	1,361	114	2,663	1,463	76	3,217	1,635
2020	107	2,380	1,314	114	1,351	800	110	2,260	1,310	114	2,607	1,419	98	3,010	1,584
[2020-2019]	12	-165	-49	0	-117	-78	13	-238	-51	-1	-55	-44	22	-207	-52
II. 3 rd quarter															
2019	130	2,468	1,302	146	1,370	821	148	2,380	1,309	121	2,585	1,407	108	3,130	1,538
2020	188	2,426	1,341	176	1,470	868	207	2,339	1,296	202	2,638	1,462	175	2,930	1,586
[2020-2019]	58	-41	39	31	100	46	59	-42	-13	82	53	55	67	-200	48
III. DID															
	47	124	88	31	217	124	46	197	38	82	108	99	45	8	100
MPC	—	0.390	0.277	—	0.722	0.453	—	0.613	0.116	—	0.324	0.291	—	0.023	0.302
(t-value)		(1.94)	(4.01)		(3.10)	(4.00)		(2.54)	(0.92)		(0.66)	(1.57)		(0.07)	(2.20)
IV. CIC 1															
	0	129	108	0	150	87	0	101	61	0	304	140	0	175	102
MPC	—	0.401	0.337	—	0.500	0.289	—	0.315	0.192	—	0.913	0.420	—	0.526	0.305
(t-value)		(2.95)	(5.17)		(3.92)	(3.57)		(1.78)	(2.08)		(2.44)	(1.85)		(2.00)	(2.20)
V. CIC 2															
	—	154	87	—	147	106	—	184	68	—	370	140	—	141	114
MPC	—	0.481	0.273	—	0.491	0.353	—	0.574	0.212	—	1.109	0.420	—	0.424	0.343
(t-value)		(5.05)	(5.26)		(4.53)	(5.29)		(2.82)	(2.31)		(2.69)	(2.16)		(1.88)	(3.05)

(3) 1분기와 통합 2~3분기의 비교

위에서는 1분기와 2분기, 그리고 1분기와 3분기를 각각 따로 비교함으로써, 정부의 긴급 지원금이 2분기와 3분기 각각의 소비에 미친 영향을 추정하였다. ‘제1차 재난지원금’의 소비 기한은 2020년 8월 31일까지였기 때문에, 정부의 긴급 지원금이 소비에 미친 총효과를 파악하기 위해서는 2분기와 3분기의 소비효과를 합산한 결과를 구할 필요가 있다. 이를 위해 우리는 위 절들에서 사용한 이중변동법을 1분기($g=0$)와 통합 2~3분기($g=1$)에 대해 똑같이 반복한다. 2분기와 3분기를 통합해 하나의 분기로 정의함으로써 우리는 정부의 긴급 지원금이 2020년 2~3분기 6개월 동안 소비에 미친 총효과를 추정한다. 1분기와 통합 2~3분기에 대해 이중변동법을 적용한 결과는 〈Table 7〉에 제시되어 있다. 한계소비성향 추정치들은 〈Figure 2〉에 ‘1 vs 2~3분기’의 제목(초록색 점선)으로 제시되어 있다.

II. 1절에서 설명한 바와 같이, 1분기와 통합 2~3분기 표본으로부터 구한 이중차분법과 이중변동법 추정치 또한 정부 긴급 지원금의 소비 진작 효과를 과소평가할 가능성이 있다. 1분기와 통합 2~3분기 표본으로부터 구한 획득소득 변동분의 이중차분 추정치는 -16.6만원이고 이중변동 추정치는 -8.9만원이기 때문이다. 이들 수치는 〈Table 2〉에 제시된 획득소득 변동분보다는 적지만, 여전히 본 절의 추정치가 긴급 지원금의 소비효과를 과소평가할 가능성을 시사한다.

〈Table 7〉의 IV행에 제시된 사회수혜금의 이중변동분 추정치는 전체 표본과 교육수준별 하위 표본에서 크게 다르지 않다. 정부의 긴급 지원금에 따라 늘어난 통합 2~3분기 사회수혜금 증가분의 전체 평균은 약 19.2만원이다. 가구주 교육수준별로 세분하면, 이 수치는 중졸 이하 집단의 경우 19.8만원, 고졸과 초대졸의 경우 20만원, 대졸 이상의 경우 17.4만원으로서 교육수준별로 큰 차이를 보이지 않는다.

〈Table 7〉의 패널 A(전체 표본)에 의하면, 정부의 긴급 지원금으로 인한 통합 2~3분기 총 소비액 증가분은 약 12.6~15.0만원이다. 그러므로 긴급 지원금의 통합 2~3분기 한계소비성향은 $0.654(=12.6/19.2) \sim 0.782(=15.0/19.2)$ 정도로 추정된다. 이는 2분기 정부의 각종 긴급 지원금 약 21.7조원 중 7.9~9.1조원 정도가 2~3분기 동안 소비지출에 사용되었음을 의미한다.

〈Table 7〉 패널 A의 한계소비성향 추정치(4.5개월 기준) 0.654~0.782는 국내외 선행연구들이 제시한 정부 지원금의 한계소비성향 추정치의 중간 정도에 위치한다.

〈Table 7〉 Consumption expenditure by the year and quarter: samples by the education level with the pooled 2nd and 3rd quarters

(unit: 1k won)

	Panel A. total			Panel B. ≤ middle school			Panel C. high school			Panel D. 2-yr college			Panel E. university		
	a. social benefit	b. con. expenditure	c. core non-durables	a. social benefit	b. con. expenditure	c. core non-durables	a. social benefit	b. con. expenditure	c. core non-durables	a. social benefit	b. con. expenditure	c. core non-durables	a. social benefit	b. con. expenditure	c. core non-durables
I. 1 st quarter															
2019	95	2,545	1,363	115	1,468	878	97	2,498	1,361	114	2,663	1,463	76	3,217	1,635
2020	107	2,380	1,314	114	1,351	800	110	2,260	1,310	114	2,607	1,419	98	3,010	1,584
[2020-2019]	12	-165	-49	0	-117	-78	13	-238	-51	-1	-55	-44	22	-207	-52
II. 2 ^{nd-3rd} quarter															
2019	111	2,412	1,305	132	1,376	819	124	2,326	1,298	109	2,558	1,408	89	3,041	1,561
2020	305	2,406	1,350	286	1,448	866	323	2,289	1,297	321	2,617	1,486	297	2,947	1,611
[2020-2019]	194	-7	45	154	72	47	199	-37	-1	211	59	77	208	-93	50
III. DID															
	182	159	94	154	188	125	185	201	50	212	115	121	186	114	102
MPC	—	0.870	0.518	—	1.221	0.810	—	1.086	0.272	—	0.541	0.572	—	0.613	0.549
(t-value)		(2.94)	(5.28)		(3.43)	(4.95)		(2.33)	(1.55)		(0.81)	(2.20)		(1.20)	(2.99)
IV. CIC 1															
	192	126	107	198	166	99	200	125	66	200	241	149	174	144	116
MPC	—	0.654	0.558	—	0.839	0.501	—	0.627	0.328	—	1.205	0.746	—	0.827	0.668
(t-value)		(2.81)	(6.22)		(4.98)	(4.99)		(2.41)	(2.76)		(2.20)	(2.08)		(1.69)	(2.92)
V. CIC 2															
	—	150	100	—	154	92	—	201	81	—	294	193	—	154	150
MPC	—	0.782	0.519	—	0.777	0.466	—	1.006	0.403	—	1.470	0.964	—	0.885	0.860
(t-value)		(5.26)	(6.54)		(5.78)	(4.25)		(4.03)	(2.69)		(2.67)	(3.48)		(2.26)	(4.19)

본 연구의 추정치는 김미루·오윤희(2020)가 2020년 5월 2주차(2분기)부터 8월 2주차(3분기)까지의 전체 신용카드 매출액을 토대로 추정한 ‘제1차 긴급 재난지원금’의 (3개월 기준) 한계소비성향 0.262-0.361보다는 크다. 본 연구의 추정치는 ‘서울시 재난긴급생활비(2020년 4월)’의 소비효과를 분석한 Woo et al. (2021)의 추정치(0.69) 및 ‘경기도 재난기본소득(2020년 4월)’의 소비효과를 분석한 Baek et al. (2021)의 추정치(0.36-0.58)와 유사하다.

본 연구의 한계소비성향 추정치는 Kan et al. (2017)이 추정한 2009년 대만 소비쿠폰의 (3-4.5개월 기준) 한계소비성향 0.243이나 Agarwal et al. (2007)이 추정한 미국의 2001년 연방소득세 환급액의 (9개월 기준) 한계소비성향 0.4보다는 크다. 그러나 2008년 미국 정부가 가구별로 300~1,200달러를 지원했던 경기진작 지원금의 소비효과를 분석한 Parker et al. (2013)의 한계소비성향 추정치보다는 작다. Parker et al. (2013)에 의하면, 2001년 ESP 지급 이후 첫 3개월의 한계소비성향 추정치는 0.5-0.9(pp. 2538-2540)이고, 그다음 3개월의 추정치는 0.478(p. 2544; Table 5)이다. 그리고 이들 두 수치를 합산하여 구한 6개월 기준 한계소비성향 추정치는 1.235(p. 2544; Table 5)이다.¹²⁾

본 연구의 한계소비성향 추정치는 Johnson et al. (2006)이 미국의 2001년 연방소득세 환급액의 한계소비성향을 추정한 결과와 대체로 유사하다. Johnson et al. (2006)에 의하면, 2001년의 연방소득세 환급금의 3개월 기준(비내구재 소비) 한계소비성향은 0.2-0.4, 6개월 기준(비내구재 소비) 한계소비성향은 약 0.666 정도이다.

〈Table 7〉의 패널 A(전체 표본)의 c열에 의하면, 정부 긴급 지원금은 2020년 2-3분기에 주로 핵심 비내구재 소비에 사용된 것으로 보인다. 핵심 비내구재에 대한 한계소비성향은 약 0.519-0.558 정도로서, 전체 소비에 대한 한계소비성향의 약 66-85 퍼센트에 해당한다.

교육수준별로 정부 긴급 지원금의 한계소비성향을 추정한 결과는 〈Table 7〉의 패널 B-D에 제시되어 있다. 이중변동법 추정치들에 의하면, 중졸 이하 집단의 경우 2020년 통합 2-3분기 총소비 증가분은 15.4-16.6만원으로서 한계소비성향은

12) 가구지원금의 소비효과를 추정한 다른 연구들에서도 소비를 측정한 기간이 늘어날수록 한계소비성향 추정치는 점차 상승한다. 예를 들어, Agarwal et al. (2007)과 Hsieh et al. (2010)을 참조하라.

0.777~0.839 정도이다. 고졸 집단의 총소비 증가분은 12.5~20.1만원으로서 한계 소비성향은 0.627~1.006 정도이다. 초대졸 집단의 총소비 증가분은 24.1~29.4만원으로서 한계소비성향은 1.205~1.470 정도이고 다른 세 집단에 비해 약간 높다. 대졸 이상 집단의 경우, 총소비 증가분은 14.4~15.4만원이고 한계소비성향은 0.827~0.885로서 초대졸 집단보다는 낮고 다른 두 집단과 유사하다.

〈Figure 2〉는 정부 긴급 지원금의 한계소비성향을 추정방법 및 교육수준별로 요약하고 있다. 〈Figure 2〉 패널 A의 이중변동법1 추정치들에 의하면, 긴급 지원금의 한계소비성향은 가구주의 교육수준별로 약간의 차이를 보이지만, 그 차이가 통계적으로 유의미하지는 않다. 모든 교육수준별 한계소비성향 추정치들의 95 퍼센트 신뢰구간이 서로 겹치기 때문이다. 초대졸의 한계소비성향이 다른 집단에 비해 약간 큰 것처럼 보이지만, 이 집단의 추정치가 다른 집단에 비해 통계적으로 유의미하게 크다고 보기는 어렵다. 패널 B에서 이중변동법2 추정치들의 경우에도 교육수준별 한계소비성향은 패널 A와 대체로 유사한 경향을 보인다. 정부의 긴급 지원금이 2020년 2~3분기 동안 가구 소비로 지출된 정도는 가구특성에 따라 큰 차이가 없는 것으로 추측된다.

VI. 결 론

본 논문은 2020년 2~3분기에 가구들에 지급된 각종 긴급 소득지원금(약 21.7조 원)의 소비효과를 추정함으로써 정부의 대규모 소득지원 정책의 효과성을 검증하였다. 신용(체크)카드 사용액 정보를 사용한 선행연구들과는 달리, 본 연구는 통계청의 “가계동향조사” 자료를 사용해 가구의 총 소비액을 보다 정확히 측정하고자 하였다. 이중변동법을 적용한 본 연구의 추정결과에 의하면, 정부 긴급 지원금의 한계 소비성향은 2020년 2분기의 경우 0.362~0.421, 3분기의 경우 0.401~0.481이고, 통합 2~3분기의 경우 0.654~0.782 정도로 추정된다. 이 수치는 2020년 2~3분기에 지급된 정부의 각종 긴급 지원금 약 21.7조원 중 14.2~17.0조원 정도가 2~3분기 동안 소비지출에 사용되었음을 의미한다.

본 논문의 한계소비성향 추정치는 국내외 선행연구들이 제시한 정부 지원금의 한계소비성향 추정치의 중간 정도에 위치하고, 미국의 2001년 연방소득세 환급액의 한계소비성향(0.666)과 유사하다. 이는 코로나19에 대응한 여러 방역조치들이

2020년 2분기와 3분기의 소비활동을 제한했던 점을 생각할 때, 정부 긴급 지원금의 소비효과가 그리 낮지 않음을 시사한다. 위 선행연구들의 한계소비성향 추정치들은 사회적 거리두기와 같은 소비 제약 요인들이 없는 상황에서 도출된 소비효과이기 때문이다.

정부 긴급 지원금의 한계소비성향은 가구주의 교육수준별로 약간의 차이를 보이지만, 그 차이가 통계적으로 유의하지는 않다. 가구주의 교육수준이 가구 유동성 제약의 적절한 대리변수라면, 이는 가구의 유동성 제약과 한계소비성향 사이에 유의미한 관계가 없음을 시사한다. 그러나 가구주의 교육수준이 가구 유동성 제약 정도를 적절히 표현하지 못할 수 있다. 가구의 유동성 제약과 한계소비성향 사이의 관계는 가구 패널 자료를 통해 보다 정확히 규명될 수 있을 것이다. 가구의 유동성 제약이 한계소비성향에 미치는 영향을 보다 명확히 규명하는 작업은 향후의 연구과제로 미룬다.

■ 참 고 문 헌

1. 김미루 · 오윤혜, “1차 긴급재난지원금 정책의 효과와 시사점,” 『KDI 정책포럼』, 제281호, 2020.
(Translated in English) Kim, Meeroo and Y. Oh, “The Impact of COVID-19 Regional Cash Subsidies on the Sales of Local Businesses in South Korea,” *KDI Policy Forum*, Vol. 281, 2020.
2. 이우진 · 강창희 · 우석진, 『소득분배 추이와 코로나19 정책대응 효과 분석』, 2020년 소득주도 성장특별위원회 연구용역 보고서, 2020.
(Translated in English) Lee, Woojin, Changhui Kang, and Seokjin Woo, *Recent Trends in Income Distribution and An Ananlysis on the Effectiveness of the Policies for COVID 19*, The Special Committee for Income-led Growth, 2020.
3. 홍민기, “코로나19와 긴급재난지원금이 소비지출에 미친 영향,” 『월간 노동리뷰』, 2020년 12월 호, 한국노동연구원, 2020.
(Translated in English) Hong, Minki, “The Impact of COVID-19 and Emergency Disaster Relief on Consumer Spending,” *Monthly Labor Review Passage*, No. 189, 2020.
4. Abadie, Alberto and Matias Cattaneo, “Econometric Methods for Program Evaluation,”

- Annual Review of Economics*, Vol. 10, Issue 1, 2018, pp.465-503.
5. Agarwal, S., Chunlin Liu and Nicholas Souleles, "The Reaction of Consumer Spending and Debt to Tax Rebates-Evidence from Consumer Credit Data," *Journal of Political Economy*, Vol. 115, Issue 6, 2007, pp.986-1019.
 6. Asteriou, Dimitrios, Keith Pilbeam and Antonios Sarantis, "The Behaviour of Banking Stocks During the Financial Crisis and Recessions. Evidence from Changes in Changes Panel Data Estimations," *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 66, Issue 1, 2019, pp.154-179.
 7. Athey, Susan and Guido W. Imbens, "Identification and Inference in Nonlinear Difference-in-Differences Models," *Econometrica*, Vol. 74, No. 2, 2006, pp.431-497.
 8. Baek, S., S. Kim, T. Rhee and W. Shin, "How Effective are Universal Payments for Raising Consumption? Evidence from a Natural Experiment," Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3838445> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3838445>, 2021.
 9. Hsieh, Chang-Tai, Satoshi Shimizutani and Masahiro Hori, "Did Japan's Shopping Coupon Program Increase Spending?" *Journal of Public Economics*, Vol. 94, Issue 7-8, 2010, pp.523-529.
 10. Johnson, David S., Jonathan Parker and Nicholas Souleles, "Household Expenditure and the Income Tax Rebates of 2001," *American Economic Review*, Vol. 96, Issue 5, 2006, pp.1589-1610.
 11. Kan, Kamhon, Shin-Kun Peng and Ping Wang, "Understanding Consumption Behavior: Evidence from Consumers' Reaction to Shopping Vouchers," *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 9, Issue 1, 2017, pp.137-53.
 12. Kim, Seonghoon, Kanghyock Koh, and Wonjun Lyoo, "Do COVID-19 Stimulus Payments Stimulate the Economy? Evidence from Card Transaction Data in South Korea," Unpublished manuscript, 2020.
 13. Kottelenberg, Michael J. and Steven Lehrer, "Targeted or Universal Coverage? Assessing Heterogeneity in the Effects of Universal Child Care," *Journal of Labor Economics*, Vol. 35, Issue 3, 2017, pp.609-653.
 14. Krainer, Keith, "CIC: Stata Module to Implement the Athey and Imbens (2006) Changes-in-Changes Model," Statistical Software Components S458656, Boston College Department of Economics, Available at <https://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s458656.html>, 2019.
 15. Lusardi, Annamaria, "Permanent Income, Current Income, and Consumption: Evidence from Two Panel Data Sets," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 14, Issue 1, 1996, pp.81-90.
 16. Parker, Jonathan A., Nicholas S. Souleles, David S. Johnson, and Robert McClelland, "Consumer Spending and the Economic Stimulus Payments of 2008," *American Economic Review*, Vol. 103, Issue 6, 2013, pp.2530-2553.
 17. Roller, Marcus and Daniel Steinberg, "The Distributional Effects of Early School Stratification - Non-parametric Evidence from Germany," *European Economic Review*, Vol. 125, Issue C, 2020, pp.1-31.
 18. Shapiro, Matthew and Joel Slemrod, "Consumer Response to Tax Rebates," *American*

- Economic Review*, Vol. 93, Issue 1, 2003, pp.381-396.
19. _____, "Did the 2008 Tax Rebates Stimulate Spending?" *American Economic Review*, Vol. 99, Issue 2, 2009, pp.374-379.
 20. Valente, Christine, "Primary Education Expansion and Quality of Schooling," *Economics of Education Review*, Vol. 73, Issue C, 2019, pp.1-17.
 21. Woo, S., S. Aum, D. Kim, H. Moon, and S. Lee, "Consumption Response to Seoul's COVID-19 Shopping Coupons: Evidence from Consumer Data," IZA Discussion Paper No. 14662. 2021.

〈Table A1〉 Consumption expenditure by the year and quarter: samples by the alternative group and time

	Panel A. total			Panel B. ≤ middle school			Panel C. high school			Panel D. 2-yr college			Panel E. college		
	a. social benefit	b. con. expenditure	c. core non-durables	a. social benefit	b. con. expenditure	c. core non-durables	a. social benefit	b. con. expenditure	c. core non-durables	a. social benefit	b. con. expenditure	c. core non-durables	a. social benefit	b. con. expenditure	c. core non-durables
I. 1 st quarter															
2019	95	2,545	1,363	115	1,468	878	97	2,498	1,361	114	2,663	1,463	76	3,217	1,635
2020	93	2,357	1,308	118	1,382	817	101	2,272	1,286	99	2,532	1,410	69	2,950	1,585
[2020-2019]	-2	-188	-55	3	-86	-62	4	-227	-75	-15	-130	-53	-7	-268	-50
II. 2 nd -3 rd quarter															
2019	107	2,380	1,314	114	1,351	800	110	2,260	1,310	114	2,607	1,419	98	3,010	1,584
2020	422	2,385	1,360	392	1,426	864	438	2,239	1,299	440	2,597	1,509	420	2,965	1,637
[2020-2019]	315	5	46	277	75	64	328	-21	-12	326	-10	90	323	-45	54
III. DID															
	318	193	101	274	160	125	324	206	63	341	120	143	329	223	104
MPC	—	0.607	0.318	—	0.584	0.458	—	0.636	0.195	—	0.352	0.421	—	0.678	0.316
(t-value)		(3.37)	(4.16)		(2.31)	(3.74)		(2.46)	(1.74)		(0.74)	(2.08)		(1.97)	(2.53)
IV. CIC 1															
	320	155	107	300	184	119	321	136	94	333	314	148	333	106	111
MPC	—	0.484	0.334	—	0.613	0.396	—	0.424	0.293	—	0.943	0.444	—	0.318	0.332
(t-value)		(3.63)	(3.90)		(4.26)	(4.06)		(2.84)	(2.75)		(2.02)	(2.01)		(1.18)	(2.58)
V. CIC 2															
	—	132	95	—	125	79	—	180	90	—	174	179	—	124	122
MPC	—	0.413	0.297	—	0.417	0.263	—	0.561	0.281	—	0.523	0.539	—	0.372	0.366
(t-value)		(3.86)	(6.07)		(3.51)	(3.79)		(3.31)	(2.98)		(1.48)	(3.14)		(1.78)	(3.36)

The Consumption Effect of the Emergency Income Aids in 2020: Evidence from the Household Income and Expenditure Survey*

Woojin Lee** · Changhui Kang*** · Seokjin Woo****

Abstract

This paper examines the effectiveness of the government's large-scale income support policy by estimating the consumption effect of the emergency income aids that the Korean government paid to its households in the second and third quarters of 2020. Unlike the previous studies, which use information on credit card transactions, this study employs the *Household Income and Expenditure Survey* dataset provided by the National Statistical Office; the latter measures the total amount of household consumption more accurately than the former. Our difference-in-difference estimates suggest that the marginal propensity to consume (MPC) of the emergency aids ranges between 0.362 and 0.421 in the second quarter and between 0.401 and 0.481 in the third quarter of 2020. The MPC estimates for the entire period (the second and third quarters in total) range between 0.654 and 0.782. In magnitude, the MPC estimates of this paper lie in the middle among the estimates reported by the previous studies in Korea, and are similar to the MPC estimate (0.666) based upon the 2001 federal income tax refund of the United States.

Key Words: emergency income aids, marginal propensity to consume, household income and expenditure survey

JEL Classification: D1, H2, C2

Received: Jan. 19, 2022. Revised: March 14, 2022. Accepted: March 23, 2022.

* The present paper is based upon the report that we submitted to the Special Committee on Income-led Growth in 2020. An earlier version of the present paper was presented in the 2021 Winter Conference of the Korean Labor Economic Association. We would like to thank two anonymous referees for providing useful and constructive comments.

** First Author, Professor, Department of Economics, Korea Univeristy, 145 Anam-ro, Seongbuk-gu, Seoul, 02841, Korea, Phone: +82-2-3290-2207, e-mail: woojinlee@korea.ac.kr

*** Corresponding Author, Professor, Department of Economics, Chung-ang University, 84, Heukseok-ro, Dongjak-gu, Seoul 06974, Korea, Phone: +82-2-820-5862, e-mail: ckang@cau.ac.kr

**** Co-Author, Professor, Department of Economics, Myongji Univeristy, 34 Geobukgol-ro, Seodaemun-gu, Seoul 03674, Korea, Phone: +82-2-300-0688, e-mail: sjwoo@mju.ac.kr