

소득불평등과 가계부채 간의 인과관계*

조성원**

본 논문은 오차수정모형에 기반한 Granger 인과성 검정법을 우리나라의 장기 시계열 자료에 적용하여 소득불평등과 가계부채 사이의 인과관계를 분석하였다. 단위근 검정과 공적분 검정을 통해 시계열 변수들의 특성을 파악하고 오차수정모형을 설정하여 소득불평등과 가계부채 간의 Granger 인과관계를 검정하였다. Granger 인과성 검정 결과, 가계부채로부터 소득불평등으로는 장·단기적 인과관계가 통계적으로 유의하지 않았으나 소득불평등으로부터 가계부채로는 장기적 인과관계가 유의한 것으로 나타났다. 본 논문의 이러한 분석 결과는 우리나라의 경우, 장기적으로 소득불평등에서 가계부채로 유의한 단방향 인과관계가 존재한다는 것을 의미하며, 소득불평등 지표가 가계부채 수준을 예측하는데 유용한 정보를 제공할 수 있음을 시사한다.

핵심주제어: 소득불평등, 가계부채, 공적분 검정, 오차수정모형, Granger 인과성
JEL Classification: C22, E24, G51

(접수일 : 2024. 9. 3., 수정일 : 2024. 10. 16., 게재확정일 : 2024. 10. 31.)

* 이 논문은 2024학년도 조선대학교 학술연구비의 지원을 받아 연구되었음.

** 조선대학교 경제학과 교수, E-mail: chos@chosun.ac.kr

I. 서론

한국은행이 발표한 가계신용동향에 따르면 우리나라의 가계부채 잔액은 2023년 기준 1,885조원으로 10년 전 2014년(1,085조원)에 비해 800조원이 증가하였다. 가계신용동향이 처음 작성된 2002년(465조원)에 비해서는 가계부채 규모가 4배로 확대되었다. 우리나라의 가계부채가 이렇게 급증한 것은 부동산 가격 상승에 따른 가계의 주택 투자 수요 증가에 주로 기인한다. 2023년 기준 우리나라의 주택담보대출 규모는 1,064조원으로 집계되어 전체 가계대출(1,767조원)의 60%에 달하고 있다. 금융당국은 LTV(주택담보인정비율), DSR(총부채원리금상환비율)과 같은 거시건전성 규제를 통해 주택담보대출 규모를 축소하려고 하고 있으나 급증하는 가계대출 수요를 억제하는데 어려움을 겪고 있다. 이론적으로 가계부채는 일시적으로 유동성 제약에 처한 가계가 소비평탄화(consumption smoothing)의 목적으로 활용되는 수단이지만, 우리나라의 경우, 부동산자산 취득을 통한 부의 축적 수단으로 가계부채가 주로 활용되었다. 외환위기 당시 시중 은행들의 파산과 기업의 부도 사태로 기업 대출이 위축된 가운데 가계의 대출 수요의 증가로 은행의 주 영업 대상이 기업에서 가계로 이전된 것도 우리나라의 가계부채가 큰 폭으로 증가하는 계기가 되었다.

가계부채가 급증하면서 가계부채가 경제 전반에 미칠 영향에 대한 우려도 커지고 있다. 특히, 가계부채가 부실화될 경우, 금융위기로 이어질 가능성이 꾸준히 제기되고 있다. 따라서 가계부채의 안정적인 관리는 각국 정부와 중앙은행의 중요한 정책과제라고 할 수 있다. 가계부채와 소득불평등 간의 관계는 미국의 서브프라임 주택담보대출의 부실화로 촉발된 글로벌 금융위기 이후 연구가 활발히 진행되었는데, 주로 소득불평등이 가계부채에 미치는 영향을 분석하는 데 초점을 맞추고 있다. Rajan(2010)은 고소득층과 저소득층 간에 소득 격차가 벌어지면 저소득층 가계는 교육과 주택 등을 소비하기 위한 대출을 늘리게 되고 이러한 가계부채의 증가가 금융위기를 유발하는 원인으로 작용한다는 소위 라잔가설(Rajan hypothesis)을 제시하였다. Kumhof et al. (2015)은 소득 계층 간 소득불평등이 가계부채를 증가시키고 과도한 가계부채로 인한 원리금 상환 부담이 가계의 가처분소득을 감소시켜 가계가 더 많은 부채를 지게 되는 악순환이 결국 금융위기로 이어질 수 있음을 지적하였다.

소득불평등이 가계부채에 미치는 영향에 관한 실증연구들은 선진국들을 대상으로 한 패널자료 분석이 주를 이루고 있다. Yamarik et al.(2016)은 미국의 주(state)별 자료를 활용한 연구에서 소득불평등이 심한 주일수록 가계부채도 빠르게 증가하였다는 증거를 제시하여 라잔가설을 지지하였다. OECD 국가들의 패널자료를 분석한 Perugini et al.(2016)은 소득불평등이 확대되면 민간부문의 부채가 증가한다는 결과를 도출하여 라잔가설에 힘을 실어 주었다. 한편, Bordo and Meissner(2012)는 14개 선진국의 자료를 분석한 연구에서 소득불평등의 확대가 가계부채의 증가를 유발했다는 증거를 찾지 못하였다고 주장하였으며 Thompson(2016)은 소득불평등의 확대가 저소득층의 대출잔액을 증가시키지 않는다는 연구 결과를 발표하여 라잔가설을 반박하였다. 그리고 1995년에서 2019년까지의 OECD 27개 국가의 패널자료를 분석한 이종하·황진영(2022)은 장기적으로 소득불평등이 가계부채를 증가시키는 방향으로 작용한다는 결과를 제시한 바 있다. 이처럼 여러 국가의 패널자료를 활용한 실증 연구들은 분석 자료와 분석 대상에 따라 결과가 혼재되어 일관성 있는 연구 결과를 제시하지 못하고 있다. 국가들마다 소득분배구조가 다르고 금융 시스템과 금융 심화 단계가 상이한데 국가별 자료를 한데 모은 패널자료를 사용하는 것이 적절한지에 대한 논란도 있다.

국가 패널자료를 활용한 실증분석의 한계로 인해 단일 국가를 대상으로 한 개별 국가 단위의 시계열 자료를 사용한 실증연구의 필요성이 제기되고 있으나 장기 데이터 확보의 한계 등으로 인해 연구 성과는 상대적으로 미흡한 실정이다. 1919년에서 2009년까지의 미국의 장기 시계열 자료를 활용한 연구에서 Berisha et al.(2015)은 가계부채와 소득불평등 간에 공적분 관계가 존재하며 가계부채가 소득불평등에 유의한 양(+)의 영향을 미친다는 결과를 제시하였다. 영국의 장기 시계열 자료를 분석한 Wood(2020)의 연구에서도 가계부채가 소득불평등에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이와 같은 실증분석 결과들은 가계부채가 증가하면 소득불평등이 확대된다는 역라잔가설(reverse Rajan hypothesis)을 지지하고 있다. 한편, ARDL 모형을 활용하여 2003년 이후 우리나라의 분기별 시계열 자료를 분석한 이선호 외(2018)는 장기적으로 소득불평등이 가계부채에 통계적으로 유의한 영향을 미치지만, 단기에는 유의미한 관계가 성립하지 않는다고 주장하였다. 한국 노동패널 자료를 활용한 김수현·황설웅(2023)의 연구에서는 우리나라의

가계부채는 대부분 비금융자산 취득 용도이며 가계부채가 증가하면 저소득 가계의 소득은 감소하는 반면 고소득 가계의 소득은 증가하여 소득불평등이 확대되는 요인으로 작용한다는 결과를 제시하였다. 개별 국가 단위의 시계열 자료를 활용한 연구들에서는 대체로 가계부채가 소득불평등을 확대시키는 요인으로 작용할 수 있음을 시사하고 있다.

선행연구들에서 알 수 있듯이 가계부채와 소득불평등은 상호 간에 영향을 줄 수 있는 변수로 두 변수 사이에 존재하는 인과관계의 방향을 검정하고 예측하는 것이 중요하다고 말할 수 있다. 즉, 소득불평등이 가계부채를 인과하는지 아니면 역으로 가계부채가 소득불평등을 인과하는지, 아니면 쌍방향 인과관계가 존재하는지 면밀하게 따져볼 필요가 있다. 만약 소득불평등으로부터 가계부채로의 단방향 인과관계가 존재한다면 소득불평등의 확대는 가계부채를 증가시킬 것이고, 역으로 가계부채로부터 소득불평등으로의 단방향 인과관계가 존재한다면 가계부채의 증가가 소득불평등을 악화시키는 요인으로 작용할 것이다. 선행연구들을 살펴보면 국가별 또는 OECD 패널 자료를 활용한 연구들은 서로 상충되는 혼재된 결과들을 제시하고 있고, 개별 국가 단위의 연구들은 대체로 가계부채가 소득불평등에 통계적으로 유의한 영향을 미친다는 결과를 제시하여 역 라잔가설(reverse Rajan hypothesis)을 지지하는 경향이 있다. 한편, 우리나라의 자료를 활용한 실증연구는 매우 제한되어 있으며 일관성 있는 연구 결과를 제시하지 못하고 있다.

이러한 배경 하에 본 논문은 오차수정모형에 기반한 Granger 인과성 검정법을 우리나라의 장기 시계열 자료에 적용하여 소득불평등과 가계부채 사이의 장단기 인과관계를 분석하였다. 일반적으로 두 변수 간의 인과관계를 파악하기 위해 주로 사용하는 표준적인 Granger 인과성 검정에서는 변수들이 불안정(non-stationary) 시계열일 경우, 변수들을 차분하여 안정적인 시계열을 확보한 후 인과성을 검정하는데 변수들 사이에 공적분 관계가 존재하는 경우, 표준적인 Granger 인과성 검정법은 한계가 있고 오차수정모형을 활용한 인과성 검정을 수행할 필요가 있다(Engle and Granger 1987, Granger 1988). 표준적인 Granger 인과성 검정은 단기 인과관계만 파악할 수 있지만 오차수정모형에 기반한 Granger 검정법은 장단기 인과관계를 함께 파악할 수 있는 장점이 있다.

본 연구는 국내 시계열 자료를 활용한 기존의 선행연구와 비교하여 다음

과 같은 점에서 차별화된다. 우선, 이선호 외(2018)는 2003년 이후 분기별 자료를 사용한 데 비해 본 논문은 1980년 이후 연도별 자료를 사용하였다. 시계열 분석 시 관측치 수 확보를 위해 분기별 자료를 사용하는 경우가 종종 있는데 소득불평등 관련 지표의 경우, 변동성이 크지 않아 분기 단위로 분석하는 것이 타당한지에 대해 논란이 있을 수 있다. 이에 본 논문은 기존의 연구에서 사용한 자료보다 긴 기간의 연도별 시계열 자료를 확보하여 실증분석에 활용하였다. 또한 소득10분위배율을 소득불평등의 지표로 사용한 선행연구와 달리 본 연구는 일반적으로 소득불평등을 측정하는 지표로 널리 사용되는 지니계수를 활용하여 소득불평등과 가계부채 사이의 인과관계를 분석하였다. 소득불평등과 가계부채 간의 Granger 인과성의 존재와 방향을 검정하기 위하여 본 논문에서는 단위근 검정과 공적분 검정을 통해 변수들의 시계열 특성을 점검하고 오차수정모형을 설정하여 오차수정모형의 추정 결과에 기반하여 소득불평등과 가계부채 사이의 인과관계를 분석하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 본 연구의 실증분석에 사용한 자료와 분석 방법을 논의하였다. 3장에서는 시계열 변수들에 대한 단위근 검정과 공적분 검정을 시행한 결과를 기술하고, 오차수정모형을 추정한 결과와 이를 근거로 수행한 Granger 인과성 검정 결과를 제시하였다. 그리고 4장에서 본 연구의 결론과 시사점을 정리하였다.

II. 자료 및 분석 방법

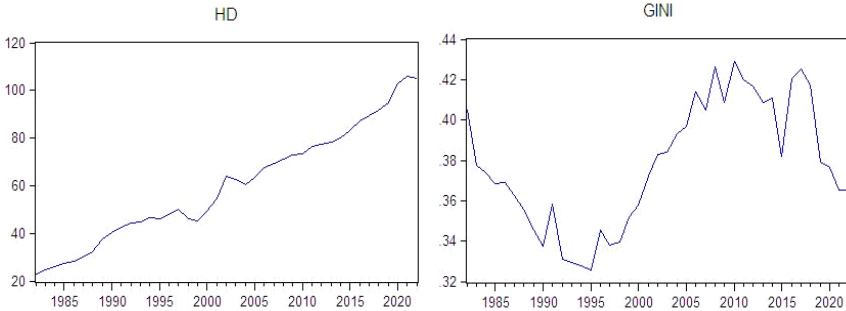
1. 자료

본 논문에서는 일반적으로 소득불평등을 측정하는 지표로 널리 사용되는 지니계수(Gini coefficient)를 소득불평등 변수로 사용하였다. 지니계수는 0과 1 사이의 값을 가지며 그 값이 클수록 소득불평등도가 높아진다는 것을 의미한다. 본 논문에서 지니계수는 세후 소득을 기준으로 산출한 세계 불평등 데이터베이스(World Inequality Database)의 자료를 활용하였다. 가계부채(household debt)는 한국은행에서 분기별로 작성하는 가계신용 자료를 사용하는 것이 바람직하나 가계신용의 경우, 2002년 이후부터 자료가 제공되어

본 논문에서는 장기간의 시계열 자료를 확보할 수 있는 국제통화기금(IMF)의 글로벌 부채 데이터베이스(Global Debt Database)에서 제공하는 가계부채 자료를 활용하였다. 실증분석에 사용한 가계부채 변수는 가계부채 잔액을 GDP로 나눈 GDP 대비 가계부채 비율이다. <표 1>은 본 논문의 실증분석에 사용한 변수들에 대한 설명과 출처를 제시하였다. 모형에서 가계부채와 소득불평등 변수들은 자연로그로 전환하였고 각각 *HD*, *IE*로 표기하였다. 본 연구의 분석 기간은 1982년부터 2022년까지이다.

<표 1> 자료 및 출처

변수(variable)	자료(data)	출처(source)
<i>HD</i>	GDP 대비 가계부채 비율	Global Debt Database
<i>IE</i>	지니계수	World Inequality Database



<그림 1> 우리나라의 가계부채비율과 지니계수 추이

2. 분석 방법

본 논문은 오차수정모형에 기반한 Granger 인과성 검정법을 사용하여 가계부채와 소득불평등 사이의 인과관계를 분석하였다. 일반적으로 많이 사용하는 표준적인 Granger 인과성 검정은 F-통계량을 사용한 비교적 단순한 검정 방법이다. Granger(1969)에 따르면 특정 변수 *y*를 추정할 때 *y*의 과거

값과 함께 변수 x 의 과거 값도 같이 사용하는 것이 y 의 과거 값만 사용하는 것보다 더 정확하면 x 에서 y 로의 Granger 인과관계가 성립한다. Granger 인과성 검정은 변수들이 안정적(stationary)인 경우에 적용할 수 있어서 인과성 검정 시 변수들의 시계열 특성을 먼저 파악해야 한다. 단위근 검정에서 관련 변수들이 단위근을 갖는 불안정 시계열일 경우, 변수들을 차분하여 안정적인 시계열을 확보한 후 검정하는 것이 표준적인 Granger 인과성 검정법이다. 그렇지만 변수들이 불안정한 시계열이더라도 장기적으로 안정적인 공적분(cointegration) 관계가 존재할 경우, 표준적인 Granger 인과성 검정을 사용한 추론은 유효하지 않으며 그 대신 오차수정모형의 추정결과에 근거한 Granger 인과성 검정법을 사용해야 한다(Engle and Granger 1987, Granger 1988).

본 논문에서는 단위근 검정과 공적분 검정을 통해 변수들의 시계열 특성을 점검한 후 오차수정모형을 설정하고, 오차수정모형의 추정 결과에 근거하여 가계부채와 소득불평등 간의 장단기 인과관계를 검정하였다. 우선 단위근 검정 결과, 변수들이 단위근을 갖는 불안정 시계열로 확인되면 공적분 검정을 통해 변수들 사이에 공적분 관계가 존재하는지 점검하였다. 그리고 공적분 관계가 존재할 경우, 다음과 같은 이변량(bivariate) 오차수정모형을 설정하여 가계부채와 소득불평등 사이에 Granger 인과관계를 검정하였다. 모형에서 ΔHD_t 은 가계부채의 변화를 나타내고 ΔIE_t 는 소득불평등의 변화를 나타낸다. 오차수정항(ϵ_{t-1})은 공적분 관계식의 오차항의 시차 값(lagged value)이다. 오차수정모형 추정 시 최적의 시차는 AIC(Akaike information criterion) 값이 최소가 되는 기준을 적용하여 결정하였다.

$$\Delta HD_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta HD_{t-i} + \sum_{j=1}^n \alpha_{2j} \Delta IE_{t-j} + \gamma \epsilon_{t-1} + \mu_t \quad (1)$$

$$\Delta IE_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta IE_{t-i} + \sum_{j=1}^n \alpha_{2j} \Delta HD_{t-j} + \gamma \epsilon_{t-1} + \mu_t \quad (2)$$

오차수정모형에서 식(1)은 소득불평등으로부터 가계부채로의 Granger 인과성을 검정한다. 만약 식(1)에서 ΔIE_{t-j} 추정계수들이 통계적으로 유의

하면 소득불평등으로부터 가계부채로 단기 인과관계가 존재하고, 소득불평등은 가계부채를 단기적으로 Granger 인과한다고 한다. 만약 식(1)에서 오차수정항(ϵ_{t-1})의 추정계수(γ)가 통계적으로 유의하면 소득불평등은 가계부채를 장기적으로 Granger 인과한다고 한다. 오차수정항의 계수에 기반하여 장기적인 인과관계를 추론하는 것은 다음과 같이 설명할 수 있다. 오차수정항은 시계열 간 장기균형 관계를 나타내는 공적분 관계식으로부터 도출되는데, 시계열이 장기균형을 이탈했을 때 다시 장기균형으로 돌아가려면 그 과정에서 필요한 동력(necessary dynamics)을 제공하는 시계열 간의 인과관계가 존재해야 한다(Marin, 1992). 다시 말해서 공적분 관계는 인과관계가 존재하기 위한 충분조건이 된다. 따라서 장기균형 관계로부터 도출되어 장기적인 정보를 담고 있는 오차수정항의 계수가 통계적으로 유의하면 시계열 간에 장기적인 인과관계가 존재한다고 볼 수 있다(Ozturk and Acaravci, 2013). 오차수정항의 계수(γ)는 시계열이 장기균형에서 이탈하였을 때 다시 균형으로 조정되는 속도(speed of adjustment)를 나타내는데, 계수가 음(-)의 부호를 가지면 장기균형에서 이탈하였을 때 다시 균형으로 수렴한다. 한편, 식(1)에서 ΔIE_{t-j} 추정계수와 오차수정항(ϵ_{t-1})의 추정계수가 동시에 유의한 경우, 소득불평등에서 가계부채로의 강 인과성(strong causality)이 존재한다고 해석한다.

식(2)는 가계부채로부터 소득불평등으로의 Granger 인과성을 검증하는데 만약 ΔHD_{t-j} 추정계수들이 통계적으로 유의하면 가계부채로부터 소득불평등으로의 단기 인과관계(short-run causality)가 존재하고 가계부채는 소득불평등을 단기적으로 Granger 인과한다고 말한다. 만약 식(2)에서 오차수정항(ϵ_{t-1})의 추정계수가 통계적으로 유의하면 가계부채로부터 소득불평등으로 장기적 인과관계(long-run causality)가 존재한다고 볼 수 있고 가계부채는 소득불평등을 장기적으로 Granger 인과한다. 그리고 식(2)에서 ΔHD_{t-j} 추정계수와 오차수정항(ϵ_{t-1})의 추정계수가 동시에 유의하면 가계부채에서 소득불평등으로 강 인과성(strong causality)이 존재한다고 말한다.

III. 실증분석 결과

우선 시계열 변수들의 안정성(stationarity)을 점검하기 위하여 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정과 Phillips-Perron(PP) 검정법으로 단위근 검정을 시행하였다. 단위근 검정 결과는 <표 2>에 제시하였다. ADF 검정 결과, 가계부채와 소득불평등 시계열은 통상적인 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되지 않아 두 변수 모두 불안정한 시계열로 판명되었다. 수준 변수들에 대한 PP 검정에서도 두 시계열 모두 5% 유의수준에서 단위근을 갖는 불안정 시계열인 것으로 나타났다. 가계부채와 소득불평등 변수들을 차분(difference)하여 단위근 검정을 재차 시행한 결과, ADF 검정과 PP 검정 모두에서 변수 시계열에 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되어 차분 변수들은 안정적인 시계열인 것으로 확인되었다.

<표 2> 단위근 검정 결과

변수	ADF 검정				PP 검정			
	수준 변수		차분 변수		수준 변수		차분 변수	
	t-통계량	p-value	t-통계량	p-value	t-통계량	p-value	t-통계량	p-value
<i>HD</i>	-2.863	0.185	-5.268	0.001	-3.192	0.100	-5.635	0.000
<i>IE</i>	-1.600	0.474	-7.691	0.000	-1.506	0.521	-7.667	0.000

주: ADF 검정 시 시차는 SIC(Schwarz Information Criterion)로 결정하였음

앞서 기술한 바와 같이 표준적인 Granger 인과성 검정은 변수들이 모두 안정적인 I(0) 시계열일 때 적용할 수 있다. 따라서 단위근 검정에서 변수들이 불안정한 I(1) 시계열로 확인될 경우, 변수들을 차분하여 안정적인 시계열로 변환한 후 인과성을 검정하는 것이 표준적인 Granger 인과성 검정법이다. 그런데 변수들이 불안정한 시계열이더라도 공적분 관계가 성립할 경우, 표준적인 Granger 인과성 검정으로 인과관계를 추정하는 것은 적절치 않고, 오차수정모형에 근거하여 Granger 인과성을 검정할 필요가 있다(Engle and Granger 1987, Granger 1988). 표준적인 Granger 인과성 검정은 단기

인과관계만 추론할 수 있지만 오차수정모형에 기반한 Granger 검정법은 장단기 인과관계를 함께 파악할 수 있다.

따라서 본 논문에서는 가계부채와 소득불평등 변수 사이에 공적분 관계가 존재하는지 점검하기 위해 Johansen(1991) 공적분 검정법을 활용하여 변수 시계열 간 공적분 관계를 검정하였다. 공적분 검정 결과는 <표 3>에 제시하였다. Trace 검정통계량과 임계치(critical value)를 비교하였을 때 5% 유의수준에서 공적분 관계가 0개 존재한다는 귀무가설은 기각되었지만 1개 이하의 공적분 관계가 존재한다는 귀무가설은 기각되지 않아 5% 유의수준에서 1개의 공적분 관계가 존재한다는 것을 알 수 있다. Maximum eigenvalue 검정법으로 검정한 결과에서도 5% 유의수준에서 1개의 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 가계부채와 소득불평등 사이에는 통계적으로 유의한 공적분 관계가 존재한다는 것을 알 수 있다.

<표 3> 공적분 검정 결과

Null hypothesis	Trace statistic	Critical value (5%)	Prob.	Max-eigen statistic	Critical value (5%)	Prob.
R=0	20.981	20.262	0.040	16.474	15.892	0.041
R≤1	4.507	9.165	0.342	4.507	9.165	0.342

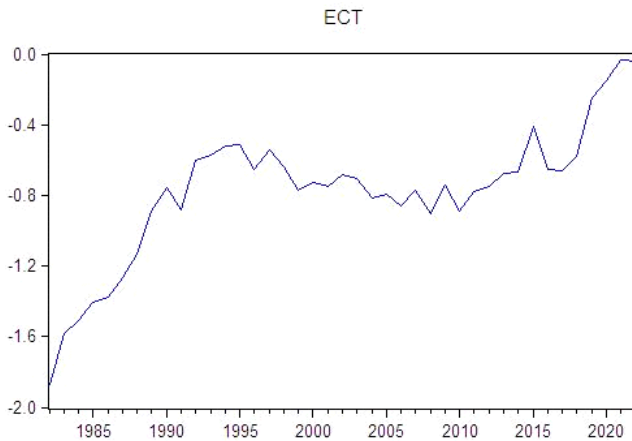
주: Prob.는 MacKinnon-Haug-Michelis p-value.

공적분 관계식의 추정 결과는 <표 4>에 제시하였다. 가계부채 변수를 1로 정규화한 공적분 계수(normalized cointegrating coefficient)의 추정 결과를 보면 장기적으로 소득불평등과 가계부채 사이에 양(+의 관계가 존재한다는 것을 알 수 있다. <그림 2>의 오차수정항(error correction term)은 공적분 관계식의 오차항(stationary cointegrating error component)으로 변수가 장기균형(long-run equilibrium)으로부터 단기적으로 이탈(short-term deviation)하였을 때 다시 균형으로 수렴해 가는 양상을 보여준다.

〈표 4〉 공적분 관계식 추정 결과

<i>HD</i>	<i>IE</i>	<i>C</i> (상수항)
1.000	-3.059	-7.772
	(1.610)	(1.578)

주: 계수는 normalized cointegrating coefficient. 괄호안은 standard error.



〈그림 2〉 오차수정항(error correction term)

가계부채와 소득불평등 사이에 공적분 관계가 존재하는 것으로 확인됨에 따라 본 논문의 제2장 분석 방법에서 제시한 식(1)과 식(2)의 오차수정모형을 사용하여 가계부채와 소득불평등 사이의 Granger 인과관계를 검정하였다. 식(1)은 소득불평등으로부터 가계부채로의 Granger 인과성을 검정하는 모형이고, 식(2)는 가계부채로부터 소득불평등으로의 Granger 인과성을 각각 검정하는 모형이다. 〈표 5〉는 오차수정모형의 추정 결과를 보여준다. 오차수정모형을 추정할 때 최적의 시차는 AIC(Akaike information criterion) 값이 최소가 되는 기준을 적용하여 결정하였다.

〈표 5〉 오차수정모형 추정 결과

식(1): 소득불평등으로부터 가계부채로의 인과성			
변수(Variable)	추정계수(coefficient)	t-statistic	prob.
상수항(constant)	0.038	3.886	0.000
ΔHD_{t-1}	0.324	2.129	0.041
ΔHD_{t-2}	-0.325	-2.240	0.032
ΔIE_{t-1}	-0.062	-0.365	0.717
ΔIE_{t-2}	-0.271	-1.608	0.117
ϵ_{t-1}	-0.043	-2.269	0.030
F-statistic(Prob)	2.916(0.027)	R-squared	0.300
식(2): 가계부채로부터 소득불평등으로의 인과성			
변수(Variable)	추정계수(coefficient)	t-statistic	prob.
상수항(constant)	0.002	0.299	0.767
ΔIE_{t-1}	-0.157	-1.007	0.320
ΔHD_{t-1}	-0.104	-0.865	0.393
ϵ_{t-1}	-0.136	-1.636	0.110
F-statistic (Prob)	2.024 (0.127)	R-squared	0.141

오차수정모형의 추정 결과에 근거하여 가계부채와 소득불평등 간의 Granger 인과성을 검정한 결과는 〈표 6〉에 제시하였다. 식(1)은 소득불평등으로부터 가계부채로의 Granger 인과성을 검정한다. 우선 Wald-검정(F-통계량)을 적용하여 ΔIE_{t-j} 추정계수들의 통계적 유의성을 검정한 결과를 보면 계수들이 유의하지 않다는 귀무가설이 5% 유의수준에서 기각되지 않아 소득불평등에서 가계부채로는 단기 Granger 인과관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 소득불평등으로부터 가계부채로 장기 인과관계가 존재하는지는 오차

수정항(ϵ_{t-1}) 추정계수의 유의성으로 결정되는데 추정계수가 5% 유의수준에서 유의한 것으로 나타나 소득불평등에서 가계부채로는 장기 Granger 인과관계가 존재하는 것으로 분석되었다. 한편, ΔIE_{t-j} 추정계수와 오차수정항(ϵ_{t-1})의 추정계수가 동시에 유의한 강 인과성(strong causality)은 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

〈표 6〉 오차수정모형 기반 Granger 인과성 검정
(Error correction based Granger causality test)

식(1): 소득불평등으로부터 가계부채로의 인과성 (Causality running from income inequality to household debt)	검정통계량
단기 인과성 (short-run causality)	F = 1.294
장기 인과성 (long-run causality)	t = -2.269**
강 인과성 (strong causality)	F = 2.694*
식(2): 가계부채로부터 소득불평등으로의 인과성 (Causality running from household debt to income inequality)	검정통계량
단기 인과성 (short-run causality)	F = 0.748
장기 인과성 (long-run causality)	t = -1.636
강 인과성 (strong causality)	F = 2.128

주: **, * 각각 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

식(2)는 가계부채로부터 소득불평등으로의 Granger 인과성을 검정한다. 우선 단기 인과성 검정 결과, ΔHD_{t-j} 추정계수들이 유의하지 않다는 귀무가설(F-통계량)이 5% 유의수준에서 기각되지 않아 가계부채에서 소득불평등으로는 단기 Granger 인과관계가 존재하지 않은 것으로 나타났다. 장기 Granger 인과성 가설을 검정한 결과에서는 식(2)의 오차수정항(ϵ_{t-1})의 추정계수가 통계적으로 유의하지 않다는 결과가 도출되어 가계부채에서 소득불평등으로의 장기 Granger 인과성 또한 존재하지 않는 것으로 분석되었다.

본 연구의 분석 결과는 ARDL-ECM모형으로 OECD 국가들의 패널자료를 분석한 이종하·황진영(2022)의 연구와 2003년 이후 우리나라의 분기별 시계열 자료를 분석한 이선호 외(2018)의 연구 결과와 부합한다. 본 연구와 상기 연구들은 장기적으로 소득불평등이 가계부채에 통계적으로 유의한 영향을 미친다는 결과를 제시하여 소득불평등의 확대가 가계부채를 증가시키는 요인으로 작용할 수 있음을 시사하고 있다.

IV. 결론 및 시사점

본 논문은 국내 시계열 자료를 활용하여 소득불평등과 가계부채 사이의 인과관계를 오차수정모형(ECM)에 기반한 Granger 인과성 검정법으로 분석하였다. 가계부채는 IMF의 Global Debt Database에서 제공하는 우리나라의 가계부채 자료를 활용하였고 소득불평등의 지표로 지니계수를 사용하였다. Granger 인과관계 검정에 앞서 단위근 검정과 공적분 검정을 통해 변수들의 시계열 특성을 점검한 후 오차수정모형을 설정하고, 오차수정모형의 추정 결과에 근거하여 소득불평등과 가계부채 간의 장단기 인과관계를 검정하였다. 우선 소득불평등과 가계부채는 단위근이 존재하는 불안정 시계열로 판명되어 공적분 검정을 통해 안정적인 장기균형 관계가 존재하는지 점검하였다. 공적분 검정 결과, 소득불평등과 가계부채 간에 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타나 오차수정모형을 설정하여 두 시계열 간의 Granger 인과성을 검정하였다.

오차수정모형에 기반하여 우리나라의 소득불평등과 가계부채 간의 Granger 인과관계를 검정한 결과, 가계부채에서 소득불평등으로의 Granger 인과성은 장·단기적으로 모두 유의하지 않았으나 소득불평등에서 가계부채로는 장기 Granger 인과성이 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이러한 분석 결과는 가계부채로부터 소득불평등으로는 유의한 인과관계가 존재하지 않지만, 소득불평등으로부터 가계부채로는 장기적으로 유의한 인과관계가 존재한다는 것을 시사한다. 다만 본 연구에서 사용한 Granger 인과성 검정은 변수들 간에 사실적 인과관계(true causality)를 검정한 것이 아니라 예측성 인과관계(predictive causality)를 검정하였다는 점에서 결과 해석에 유의할 필요가

있다. 다시 말해서 본 연구의 분석 결과는 소득불평등의 과거 데이터가 가계부채 수준을 예측하는 데는 도움이 되지만, 가계부채 데이터로 소득불평등을 예측하는 것은 유효하지 않다는 것을 시사한다. 즉, 소득불평등은 가계부채에 대해 예측력이 있지만 가계부채는 소득불평등에 대해 예측력이 없다는 것이다. 이와 같은 분석 결과는 소득불평등 지표가 향후 가계부채 수준을 예측하는데 유용한 정보를 제공할 수 있다는 것을 의미하며, 장기적으로 소득불평등의 악화가 가계부채를 증가시키는 방향으로 작용할 수 있음을 시사한다. 따라서 정책적인 측면에서 우리나라의 소득분배구조를 개선하는 것이 가계부채를 안정적으로 관리하는 데 도움이 될 수 있다는 시사점을 제시할 수 있다.

본 논문은 오차수정모형에 기반한 Granger 인과성 검정법을 국내 장기 시계열 자료에 적용하여 장기적으로 소득불평등에서 가계부채로 통계적으로 유의한 단방향 인과관계가 존재한다는 증거를 제시하였다는 점에서 의의가 있으나 다음과 같은 한계가 있다. 우선, 본 연구에서 사용한 Granger 인과성 검정은 예측성 인과관계(predictive causality)를 검정하는 통계분석 기법으로 사실적 인과관계(true causality)를 검정한 것과는 다르다는 점에 유의할 필요가 있다. 또한, 본 연구는 지니계수 외에 소득분위배율 기반의 소득불평등 지표들을 추가적으로 고려하지 못한 한계가 있다. 그리고 본 연구는 이변량 시계열 모형(bivariate time-series model)을 설정하여 이변량 구조하에서 분석을 진행하여 소득불평등과 가계부채 외에 상기 변수들에 영향을 줄 수 있는 다양한 변수들을 고려하지 못한 점도 향후 연구에서 보완해야 할 사항이다.

참고문헌

1. 김수현·황설용(2023), “우리나라의 가계부채와 소득불평등,” 『BOK 경제연구』, 제 2023-23.
2. 이선호·김영준·황진영(2018), “한국의 가계 및 정부부문 부채와 소득불평등 심화,” 『질서경제저널』, 21권 3호, 59-74.
3. 이종하·황진영(2022), “소득불평등과 가계부채 간의 장단기 영향: OECD 국가 간 분석,” 『국제·지역연구』, 31권 4호, 31-56.
4. Berisha, E., J. Meszaros, and E. Olson(2015), “Income Inequality and Household Debt: A Cointegration Test,” *Applied Economics Letters*, 22(18), 1469-1473.
5. Bordo, M. and C. Meissner(2012), “Does Inequality Lead to a Financial Crisis?” *Journal of International Money and Finance*, 31, 2147-2161.
6. Dickey, D. and W. Fuller(1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
7. Engle, R. and C. Granger(1987), “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing,” *Econometrica*, 55, 251-276.
8. Granger, C.(1969), “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods,” *Econometrica*, 37(3), 424-438.
9. Granger, C.(1988), “Some Recent Developments in a Concept of Causality,” *Journal of Econometrics*, 39, 383-397.
10. Johansen, S.(1991), “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,” *Econometrica*, 59(6), 1551-1580.
11. Kumhof, M., R. Rancière, and P. Winant(2015), “Inequality, Leverage, and Crises.” *American Economic Review*, 105(3), 1217-45.
12. Marin, D.(1992), “Is the Export-Led Growth Hypothesis Valid for Industrialized Countries?” *The Review of Economics and Statistics*, 74(4), 678-688.
13. Ozturk, I. and A. Acaravci(2013), “The Long-run and Causal Analysis of Energy, Growth, Openness and Financial Development

- on Carbon Emissions in Turkey,” *Energy Economics*, 36, 262-267.
14. Perugini, C., J. Hölscher, and S. Collie(2016), “Inequality, Credit Expansion and Financial Crises,” *Cambridge Journal of Economics*, 40(1), 227-257.
 15. Phillips, P. and P. Perron(1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75(2), 335-346.
 16. Rajan, R. G.(2010), *Fault Lines: How Hidden Fractures Still Threaten the World Economy*, Princeton University Press.
 17. Thompson, J.(2016), “Do Rising Top Incomes Lead to Increased Borrowing in the Rest of the Distribution?” *Finance and Economics Discussion Series Working Paper*, No. 2016-046.
 18. Wood, J.(2020), “Can Household Debt Influence Income Inequality? Evidence from Britain: 1966-2016.” *British Journal of Politics and International Relations*, 22, 24-46.
 19. Yamarik, S., M. El Shagi, and G. Yamashiro(2016), “Does Inequality Lead to Credit Growth? Testing the Rajan Hypothesis Using State-Level Data,” *Economics Letters*, 148, 63-67.

ABSTRACT

Causality between Income Inequality and Household Debt*

Sungwon Cho**

This study applies the Granger causality test based on an error correction model to time-series data from Korea to study the causal relationship between income inequality and household debt. Unit root and cointegration tests are performed, and an error correction model is set up to test the causality between the two variables. The test results show that while the causal effect of household debt on income inequality is not statistically significant in either the short-run or the long run, the reverse causality, i.e., the impact of income inequality on household debt is significant in the long run. These empirical results demonstrate the existence of unidirectional long-run causality from income inequality to household debt in Korea.

Key Words: income inequality, household debt, cointegration test, error correction model, Granger causality

JEL Classification: C22, E24, G51

* This study was supported by research fund from Chosun University, 2024.

** Professor, Department of Economics, Chosun University,
E-mail: chos@chosun.ac.kr