
상속세의 경제효과에 대한 실증분석
- OECD 회원국을 중심으로

2024. 11.

〈목 차〉

I. 서론	1
II. 선행연구	5
1. 상속세와 경제적 효율성	5
가. 상속세가 피상속인 행동에 미치는 영향	5
나. 상속세가 상속인 행동에 미치는 영향	7
2. 상속세와 경제적 불평등	8
가. 상속과 경제적 불평등	8
나. 상속세와 경제적 불평등	9
III. 연구 설계	11
1. 분석 자료 및 기초통계량	11
2. 분석 모형	13
IV. 실증분석	16
1. 패널회귀분석	16
2. 패널 공적분 검정	19
가. Pedroni 패널 공적분	20
나. 공적분 벡터 추정	21
3. 이중차분법	22
가. 처치군-대조군 설정	23
나. 분석 결과	25
V. 결론	30
VI. 참고문헌	31

〈표 차례〉

〈표 1〉 기초통계량	11
〈표 2〉 Im-Pesaran-Shin 검정 결과	12
〈표 3〉 고정효과 모형 추정 결과	17
〈표 4〉 고정효과 모형 추정 결과 - 고세울 국가	19

<표 5> Pedroni 패널 공적분 검정 결과	21
<표 6> 패널 공적분 벡터 추정 결과	22
<표 7> 처치군-대조군 식별	24
<표 8> 이중차분법 자료 예시	25
<표 9> 이중차분법 추정 결과 - 독일, 프랑스 포함	28
<표 10> 이중차분법 추정 결과 - 독일, 프랑스 제외	29

〈그림 차례〉

[그림 1] 우리나라 상속세수 추이	3
---------------------------	---

I. 서론

- (연구 배경) 상속세는 “부의 영원한 세습과 집중을 완화하여 국민의 경제적 균등을 도모”하는 데에 목적을 둔 세제로,¹⁾ 도입 배경에는 부의 무상이전에 대한 과세가 필요하다는 사회적 공감대가 잠재한다고 할 수 있음. 그러나, 높은 상속세율이 사회적 비용을 초래한다는 비판도 지속적으로 제기되고 있음
 - 높은 상속세율은 조세회피 유인을 강화시킬 뿐만 아니라 상속인이 납부 재원을 마련하는 과정에서 경영권을 상실하거나 과도한 거래비용을 지불하는 등의 사회적 비용을 야기할 수 있음
 - 일례로, 1980년대 당시 스웨덴 유명 제약회사였던 아스트라의 창업주 사망으로 상속인이 실질 상속 재산을 초과하는 세액을 납부할 의무를 지게 되어, 결국 아스트라는 영국 제약업체인 제네카에 인수되었음
 - 이 사건은 스웨덴 부유층의 이민을 촉발하였으며, 2004년 상속세 폐지에 큰 영향을 미침 (김혜성 외, 2022)

- 경제개발협력기구(Organization for Economic Cooperation and Development, 이하 OECD) 국가 중 상당수는 상속세를 도입하지 않거나 도입하더라도 큰 폭의 공제 혜택을 제공하는 등 세율을 인하하는 추세임
 - 독일, 일본 등은 가업승계를 촉진하기 위하여 가업상속 공제제도를 운영하고 있음. 이들 국가의 공제제도는 적용 대상과 요건 측면에서 우리나라보다 더 포괄적인 것으로 평가되고 있음 (임동원, 2017; 김희선, 2020)
 - 호주, 캐나다, 스웨덴 등은 상속세 대신 자본이득세를 운영하고 있으며, 이스라엘, 멕시코, 오스트리아 등은 상속 재산을 과세하지 않음

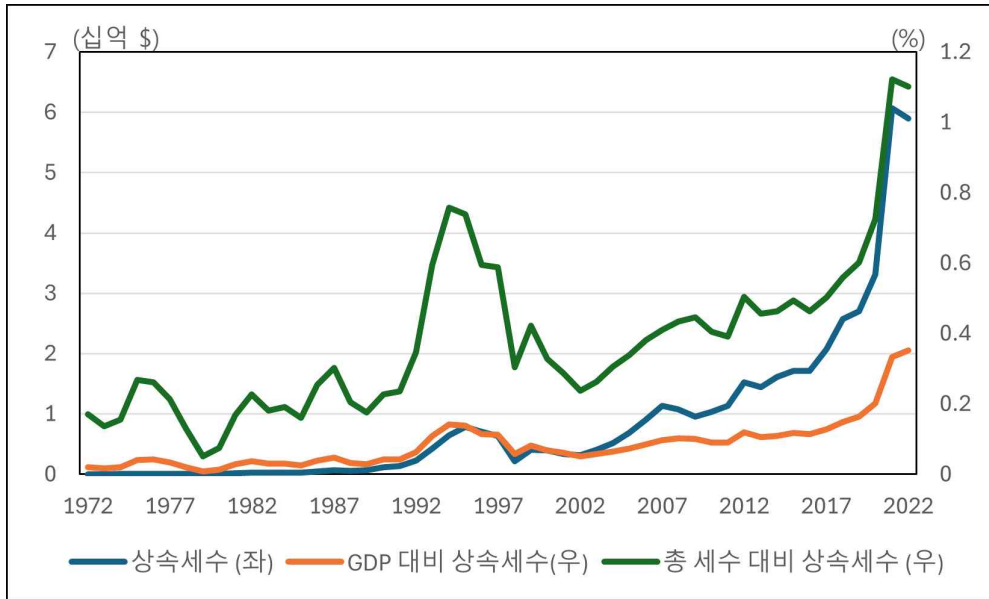
- 우리나라 법정 최고 상속세율은 OECD 국가 중 두 번째로 높은 수준임. 최근 정부를 중심으로 이를 인하하려는 시도가 이루어지는 가운데, 상속세율 인하에 대한 반발 여론도 적지 않음
 - 최근 우리나라 정부는 상속세율 인하를 포함하는 등의 내용을 담은 세법개정안을 마련함

1) 헌법재판소 1997. 12. 24. 선고, 96헌가19 결정.

- 구체적으로, 50%의 최고세율이 적용되던 과세표준(30억원 초과)을 삭제하여 최고세율을 40%로 인하하고, 자녀공제 금액을 1인당 5천만원에서 5억원으로 대폭 인상하는 내용을 포함하고 있음
 - 그러나, 상속세율 인하에 대한 반발 여론도 만만치 않음. 한 설문조사에 따르면 상속세 인하 반대 응답(48%)이 찬성 응답(36%)보다 높은 것으로 나타남²⁾
- 상속세는 기업투자 위축 등 부정적 효과를 가질 수 있으며 궁극적으로 경제성장을 저해할 수 있으므로, 상속세 인하의 타당성을 판단하기 위해서는 상속세의 경제적 효과에 대한 실증 근거가 필요함. 상속세 문헌은 다음과 같이 요약됨.
- Ellul et al.(2010)은 38개 국가의 14,982개 기업을 대상으로 설문을 시행한 결과, 상속세 부담이 증가할수록 기업 투자가 감소한다는 실증 근거를 제시함
 - Tsoutsoura(2015)는 그리스의 가족기업 상속세율(20% → 2.45% 미만) 인하 사례를 분석하여 상속세와 기업투자 간 음의 상관관계를 발견함
 - 송헌재·조하영(2020)은 우리나라 상속세 자료를 분석하여 상속세가 민간투자자와 경제성장률에 부정적 영향을 미친다는 결과를 보고함
- 또한, 우리나라 상속세수 비중이 지속적으로 증가하고 있으므로 상속세의 경제효과에 대한 면밀한 분석이 요구됨
- 우리나라 전체 세수 대비 상속세수 비중은 1972년 0.2% 에서 2022년 1.1% 수준으로 꾸준히 증가함. GDP 대비 상속세수 비중에서도 동일한 추세가 확인됨 ([그림 1] 참고)
 - 지난 20년 간 세율 변화가 없었음에도 상속세수 비중이 증가한 원인은 2002년 변칙적 상속·증여에 대한 증여의제 범위 확대, 2003년 완전포괄주의 과세방식 도입 등의 제도 개편이 실질적 납세 부담을 가중시키는 데에 기인했을 가능성이 있음.
 - 뿐만 아니라, 상속세 부담 증가는 경제주체의 의사결정을 제약하여 비효율성을 야기할 수 있음. 따라서, 상속세의 경제효과를 면밀히 분석하여 현행 상속세제를 진단할 필요가 있음

2) 참여연대, “상속세 개편 등 조세·재정 정책 국민여론조사 결과”, 2024.07.02
<https://www.peoplepower21.org/tax/1970170>

[그림 1] 우리나라 상속세 추이



- (연구 목적) 본 연구는 상속세의 경제효과를 고찰하고, 국가별 상속세 자료를 활용하여 이에 대한 실증분석을 수행함. 구체적으로, 상속세가 시가총액, 소득 불평등, 주택가격, 경제성장에 미치는 효과를 추정함
- (시가총액) 상술한 대로, 상속세는 가업상속을 앞둔 경영주의 의사결정을 왜곡하여 기업가치에 부정적 영향을 미칠 수 있음. 송헌재(2024)는 OECD 31개국 자료를 분석하여 상속세가 시가총액에 미치는 악영향을 발견한 바 있음
- (소득 불평등) 우리나라에서는 상속이 소득불평등을 악화시키므로 높은 상속세율을 적용해야 한다는 인식이 지배적이지만, 문헌에서는 최적 상속세율이 양수(약 50~60%)라는 주장(Piketty and Saez, 2013)과 오히려 음수(즉, 상속에 보조금 지급)라는 주장(Farhi and Werning, 2010)이 대립함
- (주택가격) 상속세는 사실상 자산 처분에 대한 이중과세(처분 시점 양도소득세, 상속 시점 상속세)이므로, 과도한 상속세율은 피상속인의 생전 자산 처분을 제한하고 주택시장의 잠금효과(Lock-in effect)를 야기할 수 있음
- (경제성장) 상속세가 경영주의 의사결정에 미치는 영향으로 인한 비효율성이 부의 재분배 효과를 상쇄할 만큼 크다면 궁극적으로 경제성장이 저해될 가능성도 있음
- 본고는 다음과 같이 구성됨. 우선, II장에서는 상술한 경제효과별 선행연구를 고

찰함. III장에서는 분석 자료를 소개하고 기초통계량을 보고함. IV장에서는 실증 분석을 시행하고, 마지막으로 V장에서 결론지음

II. 선행연구

1. 상속세와 경제적 효율성

- 서론에서 언급한 바와 같이 상속세는 상속인과 피상속인의 의사결정 과정에 영향을 미침으로써 다양한 경제효과를 유발할 수 있음. 이하에서는 상속세의 경제효과를 유형별로 살펴봄

가. 상속세가 피상속인 행동에 미치는 영향

- 이론적으로 상속세는 피상속인의 생전 저축 규모, 자녀 교육 수준, 증여 규모 등에 영향을 미칠 수 있음 (OECD, 2021)
 - (저축) 피상속인은 상속 과정에서 본인의 재산 축소에 대비하여 생전 소비를 늘리고 저축을 줄일 수 있음(대체효과). 반면, 피상속인이 상속인에 대한 상속 규모를 더 중요하게 여긴다면 상속세가 높아질수록 저축을 증가시킬 수도 있음(소득효과)
 - 상속세율과 저축 간 탄력성은 피상속인의 상속 동기(Bequest motive)에 영향 받음
 - (증여) 상속세는 증여세와도 상호작용함. 예를 들어, 증여세가 상속세보다 낮다면 피상속인은 생전에 더 많은 자산을 증여할 것임
 - (교육) 인적자본에는 상속세가 부과되지 않으므로, 상속세는 피상속인의 인적자본 투자 동기에 영향을 미침. 즉, 상속세가 자녀 교육에 대한 지출에 영향을 미칠 수 있음
- 상속세에 대한 피상속인의 대응은 상속 동기, 과세 구조, 세율 등 여러 요인에 영향을 받을 수 있으나, 이론 문헌은 특히 상속 동기가 피상속인의 의사결정에 미치는 영향을 다루어왔음
 - (상속 유형) 상속 유형은 피상속인의 상속 동기에 따라 우발적 상속, 전략적 상속, 이타적 상속 등으로 구분할 수 있음
 - (우발적 상속) 피상속인 본인이 축적한 자산을 전부 처분하기 전에 사망하여

- 우발적으로 개시된 상속을 의미함 (Abel, 1985; Hurd, 1987)
 - (전략적 상속) 상속인의 피상속인 부양 등을 대가로 형성된 상속을 의미함 (Bernheim et al., 1985)
 - (이타적 상속) 생전에 재산이 불충한 피상속인이 사망 시점에서 물리적 상속을 통해 자녀에 대한 인적자본 투자를 보완하고 자녀의 기대소득을 증가시킴으로써 직접 효용을 취하는 것을 의미함 (Becker, 1974; McGarry and Schoeni, 1995)
 - 상속 유형에 따라 상속인과 피상속인의 행동이 달라질 수 있음. 예를 들어, 우발적 상속의 경우 상속인과 피상속인은 상속세율 변동에 비탄력적으로 대응하는 반면(Gale and Slemrod, 2001), 전략·이타적 상속의 경우 세율 변동에 탄력적으로 대응할 가능성이 높음 (Joulfaian, 2016; Niimi, 2019)
 - 그러나, 피상속자의 상속 동기에는 여러 요인이 복합적으로 작용할 뿐만 아니라 동일한 유형의 상속 동기를 갖더라도 상속인마다 이질적인 배경을 가지는 바(Kopczuk, 2013), 이론적으로 분류한 상속 동기 유형으로 현실의 모든 행위를 설명하는 것은 한계가 있음
- 한편, 피상속인 의사결정과 관련된 대다수 실증연구는 상속 동기보다는 상속 계획에 초점을 두고 있음. 특히, 상속세는 피상속인 사망 시점에 부과되는 만큼 세무 전략이나 재무 컨설팅 등을 통해 조세를 회피할 시간적 여유가 충분하므로³⁾, 조세 대비 과정에서 발생하는 경제적 효과도 무시할 수 없음
- 구체적으로, 피상속인은 저축 외에도 세금 계획(Tax planning)을 통해 증여, 자산 용도전환 및 평가절하, 자산처분 유보, 자선기부, 지역이동 등을 고려할 수 있음
 - (저축) 상속세와 저축 간 약한 음의 관계가 존재하여 상속세의 대체효과가 소득 효과보다 크다는 주장이 제기됨(Holtz-Eakin and Marples, 2001; Slemrod and Kopczuk, 2000; Joulfaian, 2006; Kopczuk, 2009). 이는 상속세가 피상속인의 저축 의욕을 저해하는 것으로도 해석할 수 있음
 - (증여) 조세 회피 관점에서 상속세와 증여 규모 및 시기는 긴밀한 관계를 가진

3) 상속세는 상대적으로 과세 시점 및 규모 파악이 쉽다는 특징이 있어 납세자는 납세 규모를 최소화하기 위해 장기적으로 대응방안을 계획할 가능성이 높음. 이러한 특징 때문에 일각에서는 상속세를 '자발적인 세금'으로 칭하기도 함(Cooper, 1979; Kopczuk, 2013)

다는 것이 드러남 (Sommer, 2017; Arrondel and Laferrère, 2001; Escobar et. al., 2019)

- (자산 용도전환 및 평가절하) 보유 자산을 세금 혜택이 높은 자산(상업용 혹은 농업용 자산 등)으로 전환하거나, 상속재산가액 경감을 위해 의도적으로 평가절하하기도 함 (Schmalbeck, 2001)
- (자산처분 유보) 상속세는 자산 처분에 대한 이중과세(처분 시점 양도소득세, 상속 시점 상속세)이므로, 피상속인의 생전 자산 처분을 제한하고 주택시장의 잠금효과를 야기할 수 있음
 - Poterba and Weisbenner(2000)은 자본이득세의 잠금효과를 보고한 바 있으며, 4) 상속세는 미실현이익에도 과세가 가능하므로 5) 상속세에서 더 높은 수준의 잠금효과가 나타날 가능성이 있음
 - 본 연구는 주택가격 자료를 활용하여 주택시장에 대한 상속세의 잠금효과를 추정함
- (자선기부) 상속규모 축소 및 과세혜택 획득을 위해 자선기부를 선택할 수도 있음 (Joulfaian, 2000; Bakija et. al., 2003; McClelland, 2004)
- (지역이동) 일부 초고소득층은 고품이 되면 상속세 부담이 적은 지역으로 이동한다는 연구 결과도 존재함 (Moretti and Wilson, 2023)

나. 상속세가 상속인 행동에 미치는 영향

- 일부 실증연구에 따르면 상속세는 피상속인뿐만 아니라 상속 개시 이후 상속인의 의사결정에도 영향을 미침
- (노동공급 및 저축 증가) 상속세는 순상속액을 감소시키므로, 상속인의 노동공급 및 저축을 증가시킬 수 있음 (Holtz-Eakin et. al., 1993; Joulfaian and Wilhelm, 1994)
 - 이론적으로 저축 증가는 단기적으로 소비를 감소시키지만, 장기적으로는 투자의 기반이 되어 자본 축적에 기여하므로 거시경제에 긍정적 영향을 미칠 수 있음

4) 일반적인 자본이득세의 경우 상속인이 상속자산을 처분할 때 상속시점 이후에 발생한 자본이득에 대해서만 세금이 책정됨. 즉, 상속인이 사망 시점까지 자산을 보유하면 자본이득세가 발생하지 않으므로 이로 인한 잠금효과가 나타날 수 있음

5) Boadway, Chamberlain and Emmerson, 2010[5]

- (경영활동) 상속세는 창업 확률, 고용, 가업승계 등 경영활동 전반에 영향을 미칠 수 있음
 - (창업 확률) 상속 규모와 상속인의 창업 확률 및 투자 규모 간에는 양의 상관관계가 존재하므로(Holtz-Eakin, Joulfaian, Rosen, 1994) 상속세가 창업 확률에 부정적 영향을 미칠 수 있음 (Burman et. al., 2018)
 - (고용) Holtz-Eakin(1999)은 상속세와 고용 성장 간 강한 음의 상관관계를 보고한 바 있는데, 이러한 고용 변화는 국가 생산성에 영향을 미칠 수 있음
 - (가업승계) Tsoutsoura(2015)는 상속세가 투자 감소, 매출 성장 둔화, 현금 보유 감소를 유발할 뿐만 아니라 가업승계 여부에도 영향을 미친다고 주장함. 다시 말해, 상속세로 인한 경영상의 어려움이 다양한 경제변수에 영향을 미칠 개연성이 있음

2. 상속세와 경제적 불평등

- 상속세는 명시적으로 불평등 해소에 그 도입 목적을 두고 있는 바, 효율성 측면과 더불어 형평성 측면에서도 상속세에 대한 검토가 필요함. 다수의 문헌은 상속세가 오히려 조세 형평성을 저해하고 불평등을 악화시킬 수 있다는 점을 지적함
- 모든 상속세 도입 국가는 상속세의 제1목표를 상속에 의한 불평등 해소에 두고 있음. 그러나, 일부 선행연구는 상속세가 계층에 따라 상이한 영향을 미칠 수 있음을 주장하며, 상속세가 반드시 불평등을 완화하는 제도는 아닐 수 있음을 지적함
 - Henrekson and Waldenström(2016)에 따르면 조세 회피 기회는 주로 고소득층에게 주어지므로 상속세가 조세 형평성을 훼손할 가능성을 지적하였으며, 유사한 맥락에서 Tsoutsoura(2015)도 가업상속에 있어 상속세는 상대적으로 유동성 제약이 큰 중소기업에게 더 높은 부담을 가중시킨다고 주장함
- 따라서, 상속세가 불평등 해소라는 소기의 목적을 달성하고 있는지에 대한 검토가 필요하므로, 본 절에서는 상속 및 상속세와 불평등 간 관계를 연구한 문헌을 고찰함

가. 상속과 경제적 불평등

□ (불평등 해소) 최근 상속과 불평등 간 관계를 연구한 실증문헌에 따르면 상속이 불평등을 해소하는 효과를 가지거나 불평등을 초래하더라도 그 영향은 상당히 제한적이라는 결과가 보고된 바 있음

○ Wolff and Gittleman(2014)는 미국 소비자 금융조사(Survey of Consumer Finances, SCF) 자료를 분석하여, 부의 분배에 있어 상속과 같은 부의 이전은 평등화(Equalising) 역할을 수행한다는 것을 발견함. 즉, 부유한 사람에게 주어지는 큰 증여보다 덜 부유한 사람에게 주어지는 작은 증여가 더 큰 의미를 갖는다는 것임

- 위 연구방법론을 인용한 Bönke, Werder, Westermeier(2017)는 유럽 8개국의 가계금융 및 소비자 설문조사 데이터를 활용하여 동일한 결론을 도출함

○ Elinder, Erixson, Waldenström(2018)는 스웨덴 인구등록(Population register) 데이터를 활용하여 상속이 상속자들 간 불평등은 심화시키는 한편, 지니계수 혹은 상위 계층의 부의 점유율(Top wealth shares)로 측정된 부의 불평등은 완화시키는 이중적 효과를 발견함

- 위 결과는 덴마크 납세자료를 활용한 Boserup, Kopczuk and Kreiner(2016)에서도 재확인됨

□ (통시적 효과) 한편, 일부 문헌은 상속의 단·장기 효과가 상이하다고 주장하기도 함. 후술하겠지만, 본 연구는 상속세가 불평등에 미치는 단기 효과뿐만 아니라 상속세와 불평등 간 장기 균형 관계도 추정함

○ Nekoei and Seim(2023)은 스웨덴 행정 데이터를 분석한 결과, 상속의 평등화 효과는 단기에는 유효하나 10년 후에는 사라지는 것을 발견함

○ Elinder. et. al.(2018)도 부유한 상속자들과 비교하여 덜 부유한 상속자들은 상속 재산을 오히려 더 큰 비율로 소비하므로 시간이 지남에 따라 상속의 평등화 효과가 희석될 수 있다고 주장한 바 있음

나. 상속세와 경제적 불평등

- 상속이 부의 불평등을 심화시킨다고 보는 전문가들은 상속세가 불평등을 완화할 수 있다고 주장하기도 함. 그러나, 이론연구에 따르면 상속세가 오히려 부의 불평등을 강화시킨다는 주장이 다수 존재하며(Stiglitz, 1978; Becker and Tomes, 1979; Atkinson, 1980; Davies, 1986)⁶⁾, 최근 실증연구에서도 상속과 불평등 간 모호한 관계성을 근거로 상속세 존립에 대한 회의적인 견해가 제시되고 있음
- Black et. al.(2022)은 노르웨이 패널자료를 활용하여, 증여와 상속은 총 유입액(Total Inflows⁷⁾) 분포에 거의 영향을 미치지 않으므로 상속세가 사회 내 극심한 불평등을 완화할 가능성은 매우 낮다고 주장함
- 한편, 일부 이론문헌은 생애주기 모형을 활용하여 상속세가 부의 집중도에 유의미한 영향을 미치지 않는다는 결론을 내림
 - De Nardi and Yang(2016)은 상속세를 인상할 경우 초고소득층의 부의 집중도와 초고소득층 가정의 자녀가 얻게 될 경제적 이득은 감소하지만, 그 효과는 상당히 작을 뿐만 아니라 초고소득층에게 막대한 복지비용을 부담시키는 문제가 있음을 지적함
 - Guo(2023)은 부의 재분배에 있어 상속세는 타 세제에 비해 더 큰 총생산 손실을 초래하므로 불평등 해소에 효율적인 수단이 아닐 수 있음을 주장함

6) <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0047272718301257?via%3Dihub#fn0165>

7) 원문에 따르면 총 유입액(Total Inflows)은 조사기간(1995~2013년) 동안 발생한 순노동소득, 정부 이 전금, 해당 기간 동안 받은 증여 및 상속 유입의 누적 합계로 정의되며, 2013년의 가치로 자본화(Capitalized)된 가치임

Ⅲ. 연구 설계

1. 분석 자료 및 기초통계량

- 본 연구가 채택한 종속변수는 시가총액, GDP, 주택가격, 지니계수임. 통제변수는 송헌재(2024) 등을 참고하여 수집함
 - OECD 38개국을 대상으로 국가-연도(1965년 - 2022년)별 패널자료(Panel data)를 수집함. 시가총액, GDP, 지니계수, 사망률 자료는 World Bank에서 수집하였으며, 여타 자료는 OECD에서 수집함 (<표 1> 참고)
 - 충분한 관측치 확보하기 위하여 지니계수 패널 자료의 결측치를 선형 보간 (Linear interpolation)하였음
 - 시가총액 등의 변수에서 평균보다 표준편차가 더 큰 것으로 나타났고, 상속세 수 등의 변수에서는 평균과 중간값 간 유의미한 차이가 나타나 국가 간 이질성이 확인됨
 - 경제 구조가 유사한 국가(예를 들어, 북유럽 국가)는 추가 분석이 필요함
 - 한편, GDP 대비 상속세 수 비율 평균(0.15%)보다 중간값(0.11%)이 더 낮는데, 이는 상속세 도입 국가 중 상당수가 GDP의 0.15% 이하로 징수하고 있음을 의미함
 - 참고로 우리나라의 최근 3개년(2020~2022년) GDP 대비 상속세 수 비율은 0.29%로 평균치보다 약 2배 높음

<표 1> 기초통계량

변수	내용	관측치 수	평균	중간값	표준편차	최대	최소
$mcap_{i,t}$	시가총액 (billion \$)	1,217	983	121	3,583	48,548	0.294
$gdp_{i,t}$	1인당 GDP (\$)	1,188	31,309	28,579	19,210	145,966	600
$hprice_{i,t}$	명목주택가격 (2015 = 100)	1,369	71.5	70.6	47.4	601.7	1.8
$gini_{i,t}$	지니계수 (%)	1,286	34.1	33	7.5	59.1	20.7
$rev_{i,t}$	상속세 수 (billion \$)	908	1.2	0.18	2.4	17.4	0
$revgdp_{i,t}$	상속세 수/GDP (%)	907	0.15	0.11	0.13	0.67	0.00

$int_{i,t}$	이자율 (%)	1,316	5.5	4.2	5.9	45.4	-0.8
$cpi_{i,t}$	소비자물가지수 (2015 = 100)	1,967	60.0	65.3	37.2	371.3	0
$dep_{i,t}$	부양비 (%)	2,204	21.8	21.7	7.0	52.7	6.8
$death_{i,t}$	사망률 (%)	2,204	9.1	9.3	2.3	18.4	3.7

□ 회귀분석에 앞서 시계열 자료의 정상성(Stationarity) 여부를 검정함. 단위근 검정(Unit root test) 결과, 지니계수와 이자율 자료는 수준변수에서 정상성을 가지는 것으로 나타났으며 여타 변수는 1차 차분 변수에서 정상성을 만족하였음 (<표 2> 참고)

○ 단위근 검정에 추세를 포함하면 시가총액 자료는 수준변수에서 정상성을 가지는 것으로 나타남. 이는 송헌재(2024)의 결과와 일치함

<표 2> Im-Pesaran-Shin 검정 결과

변수	유형	수준	1차 차분	변수	유형	수준	1차 차분
$mcap_{i,t}$	추세 X	3.40 (0.99)	-23.90*** (0.00)	$int_{i,t}$	추세 X	-3.56*** (0.00)	-20.9*** (0.00)
	추세 O	-2.59*** (0.00)	-21.43*** (0.00)		추세 O	-3.79*** (0.00)	-19.3*** (0.00)
$gdp_{i,t}$	추세 X	24.4 (1.00)	-4.61*** (0.00)	$cpi_{i,t}$	추세 X	13.8 (1.00)	-3.04*** (0.00)
	추세 O	14.4 (1.00)	-7.56*** (0.00)		추세 O	0.07 (0.53)	1.24 (0.89)
$hprice_{i,t}$	추세 X	16.1 (1.00)	-2.99*** (0.00)	$M1_{i,t}$	추세 X	17.8 (1.00)	-10.8*** (0.00)
	추세 O	9.59 (0.00)	-8.78*** (0.00)		추세 O	12.2 (1.00)	-17.2*** (0.00)
$gini_{i,t}$	추세 X	-4.64*** (0.00)	-25.33*** (0.00)	$dep_{i,t}$	추세 X	12.7 (1.00)	-4.71*** (0.00)
	추세 O	-3.43*** (0.00)	-18.27*** (0.00)		추세 O	3.30 (0.99)	-4.46*** (0.00)
$rev_{i,t}$	추세 X	7.83 (1.00)	-13.2*** (0.00)	$death_{i,t}$	추세 X	2.77 (0.99)	-30.4*** (0.00)
	추세 O	2.38 (0.99)	-12.3*** (0.00)		추세 O	6.74 (1.00)	-33.8*** (0.00)

주1: 본문은 통계량, ()는 p-값을 의미함
주2: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01
주3: SIC에 따라 시차를 추가하였음

2. 실증분석 방법론

- (패널회귀분석) 송헌재(2024)를 참고하여 식[1]의 패널 고정효과모형(Fixed effect model)을 추정함
 - (변수 설명) 하첨자 i 와 t 는 각각 국가와 연도를 나타냄. $Y_{i,t}$ 는 종속변수이고, $X_{i,t}^j$ 는 상충세수를 제외한 통제변수를 의미함. ξ_i 와 τ_t 는 각각 국가와 연도 고정효과항이며, $\epsilon_{i,t}$ 는 오차항임
 - 본 연구에서는 상속세 효과가 일정한 시차를 두고 나타나는 것으로 상정하고, 관심 변수($rev_{i,t-1}$)를 1년 전 상속세수로 설정함
 - 변수 중 시가총액과 1인당 GDP, 상충세수는 로그를 취하였으며, 이들 변수를 포함하여 비정상성을 가진 모든 변수는 차분함

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta rev_{i,t-1} + \sum_j \gamma_j X_{i,t}^j + \xi_i + \tau_t + \epsilon_{i,t} \quad \text{식[1]}$$

- (패널 공적분) 패널회귀분석은 상속세가 미치는 단기적 효과만 추정 가능하다는 한계를 가지므로, 패널 공적분을 시행하여 비정상성을 가지는 변수 간 장기적 균형 관계를 추정함
 - Kao(1999)와 Pedroni(2004)가 고안한 패널 공적분 기법은 모든 변수가 비정상성을 가진다는 전제하에 추정식의 잔차가 정상성을 가지는지를 검정하는 방법론임. 만약 잔차가 정상성을 가진다면 변수 간 장기적 균형 관계가 성립하는 것으로 볼 수 있음
 - 본 연구는 Pedroni의 패널 공적분 기법을 활용하여 변수 간 장기 균형 관계의 존재를 확인하고, FMOLS(Fully-Modified Least Squares) 추정법을 적용함
 - 종속변수와 상충세수 간 공적분을 시도한 선행연구는 없으나, 세계는 항상 장기적인 관점에서 설계된다는 점을 고려하면 이는 충분히 시도해 볼 만한 가치가 있음
- (이중차분법) 상기 패널분석은 국가 간 시간 간 상속세제 변화의 효과를 추정하지만 관측이 불가능한 변수를 통제하지 못하는 한계를 가짐. 이를 보완하기 위하여 경제학 문헌에서 보편적으로 활용되는 이중차분법을 채택함

- 상속세의 경제효과를 추정하기 위한 가장 이상적인 방법은 각 국가·연도별 상속세율 변동(Variation) 자료를 활용하는 것이나, 국가별 상속세율이 체계적으로 정리되어 있지 않아 세율 변동 자료 수집이 어려움
 - 또한, 세율 변동이 빈번하지 않아 충분한 정보 확보가 어려움.
- 이를 극복하기 위하여 본 연구는 상속세수(달러 환산) 자료를 이용함. 그러나, 경기변동이나 정부의 정책 변화 등 정량화가 어려운 요인이 상속세수에 영향을 미쳐 추정 결과에 편의(Bias)를 유발하였을 가능성이 높으므로 여전히 자료의 정보성이 제한될 수 있음.
- 이중차분법은 국가 별 상속세 폐지 여부를 변수로 활용하는 방법으로 패널회귀 분석의 한계를 보완할 수 있음. 식[2]의 $DID_{i,t}$ 는 상속세를 폐지한 국가이면서 상속세 폐지 이후 시점이면 1, 이전 시점이면 0 값을 가지는 더미변수임.⁸⁾ $DID_{i,t}$ 추정계수인 β 를 상속세 폐지 효과로 해석할 수 있음
 - 상속세 폐지는 상속세율이 0%로 하락하는 것과 동일한 효과를 가지므로, 패널회귀분석에서 상속세율 변동이 빈번히 나타나지 않는 한계를 보완할 수 있음
 - 또한, 경제구조 및 정책 기조가 전반적으로 유사한 국가를 대조군으로 채택할 경우 경기변동과 정부의 정책 변화 등 관측하지 못한 요인을 통제할 수 있음

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta DID_{i,t} + \sum_j \gamma_j X_{i,t}^j + \xi_i + \tau_t + \epsilon_{i,t} \quad \text{식[2]}$$

- 이중차분법을 적용하기 위해서는 평행추세 가정(Parallel trend assumption)이 만족되어야 함. 따라서 본 연구에서는 가정의 만족 여부를 검증하기 위하여 식[3]과 같은 보조 회귀식을 추정함
- 식[2]와의 가장 큰 차이는 교차항인 $DID_{i,t}$ 가 $T_i \times Z_{i,s}$ 로 표현된다는 것인데, 여기서 $Z_{i,s}$ 는 상속세 폐지 연도와 시점 t 간의 시차 변수임. 상속세 폐지 이전 시기($s < 0$)에 대해 추정계수 ξ_s 가 통계적으로 0에 가깝게 추정된다면 평행추세

8) 다만, 국가별로 상속세 폐지 전 적용되던 세율이 상이할 수 있는데, 서로 다른 세율 변동을 일괄적으로 더미변수로 변환함에 따라 추정계수에 편의가 잠재할 수 있으며, 적절한 대조군을 찾는 것이 쉽지 않다는 한계도 존재함

가정이 성립하는 것으로 볼 수 있음

- 상속세 폐지 4년 전후 시기를 각각 더미변수($Z_{i,s}$)로 만들었으며, 예외적으로 $Z_{i,-4}$ 은 상속세 폐지 4년 이전 시점 전부를, $Z_{i,+4}$ 은 상속세 폐지 4년 이후 시점 전부를 나타냄

$$y_{i,t} = \alpha + \sum_s^S \zeta_s (T_i \times Z_{i,s}) + \sum_j \gamma_j X_{i,t}^j + \xi_i + \tau_t + \epsilon_{i,t} \quad \text{식[3]}$$

IV. 실증분석결과

1. 패널회귀분석

- 관행적인 유의수준에서 통계적 유의성은 나타나지 않았으나 상속세수와 시가총액 및 GDP 간에는 음의 부호가, 상속세수와 명목주택가격 및 지니계수 간에는 양의 부호가 나타나 경제적 유의성은 발견됨 (<표 3> 참고)
- (시가총액모형) 시가총액 모형에서 상속세수 계수는 10% 유의수준에서 유의하지 않았으나 음수로(-0.041)로 추정됨.
 - 송헌재(2024)의 추정 결과와 정성적으로 일치함
- (GDP모형) GDP 모형의 추정계수도 음수로 나타남. 하지만 p-value는 0.89이며, 계수의 절댓값도 0.001에 불과함.
 - 이러한 결과는 GDP 성장률과 상관관계를 가지는 실업률 등의 거시적 요인을 충분히 통제하지 못한 점에 기인했을 가능성이 높음⁹⁾. 충분한 통제변수를 활용하거나 적절한 부표본을 대상으로 분석할 경우 유의성이 개선될 여지가 있음
- (주택가격모형) 주택가격 모형의 회귀계수와 p-value는 각각 0.006과 0.43으로 추정됨. p-value와 계수의 절댓값을 고려했을 때 추정치의 유의성이 높지 않은 것으로 볼 수 있음
 - 종속변수인 주택가격 성장률이 독립변수인 상속세수 증가율에 영향을 미쳤을 가능성(역인과관계, Reverse causality)이 있음¹⁰⁾
 - 그러나, 상속세수 증가율의 1기 전 값을 독립변수로 활용하였으므로 역인과관계 가능성은 낮음. 또한, 상속세수 증가율에는 주택가격 성장 효과(역인과관계)뿐만 아니라 세율 증가 효과(인과관계)도 포함되어 있어 주택가격 성장이 상속세수 증가에 기인하였다는 역인과관계를 단정할 수는 없음
- (지니계수모형) 지니계수 모형의 회귀계수와 p-value는 각각 0.054와 0.88로

9) 본 연구에서는 국가별 관측치를 충분히 확보하기 위하여 최소한의 통제변수만 활용하였음

10) 세율이 고정되어 있을 경우, 주택가격이 성장함에 따라 과세표준이 증가하여 상속세수가 증대될 수 있음. 따라서, 주택가격 성장률이 상속세수 증가율에 영향을 미쳐 역인과관계가 성립한다는 주장은 합리적인 비판임. 본문에서 설명한 바와 같이 상속세수 증가율에는 주택가격 성장 효과뿐만 아니라 세율 증가 효과가 포함되어 있어, 세율 증가에 따른 주택가격 증가 효과를 엄밀하게 추정하기는 어려움. 상술했듯 이는 자료의 제약에 기인한 문제이며, 상속세수 자료를 활용하는 연구라면 공통적으로 갖는 한계점이라고 볼 수 있음

추정되어, 유의성이 떨어짐. 다만, 계수의 부호가 양수로 추정되어 상속세가 소득 불평등을 완화하지 못했을 개연성을 의심해 볼 수 있음

<표 3> 고정효과 모형 추정 결과

독립변수	종속변수			
	시가총액 성장률	1인당 GDP 성장률	명목주택가격 성장률	지니계수
1년 전 상속세수 증가율	-0.041 (0.33)	-0.001 (0.89)	0.006 (0.43)	0.054 (0.88)
이자율	-0.004 (0.58)	-0.001 (0.37)	-0.007*** (0.00)	-0.140* (0.05)
소비자물가지수 증가율	0.167 (0.82)	-0.217** (0.04)	0.876*** (0.00)	0.127* (0.06)
부양비 변화율	0.083 (0.17)	-0.002 (0.68)	-0.040*** (0.00)	-1.747*** (0.00)
사망률 변화율	-0.040 (0.43)	0.001 (0.86)	0.002 (0.73)	0.035 (0.93)
Const.	Y	Y	Y	Y
Country F.E.	Y	Y	Y	Y
Year F.E.	Y	Y	Y	Y
Obs.	494	525	608	547
# of Country	22	23	22	22

주: 괄호는 p-value, * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

□ 한편, 상속세율에 따라서 상속세의 경제효과가 상이하게 나타날 수 있어, 상속세율이 상대적으로 높은 국가(일본, 한국, 프랑스, 미국, 영국, 스웨덴)만 별도로 분석함

○ 상속세를 시행하고 있는 OECD 국가 중 최고 법정상속세율이 40% 이상인 국가는 일본(55%), 우리나라(50%), 프랑스(45%), 미국(40%), 영국(40%) 총 5개국임

○ 스웨덴은 2004년 상속세를 폐지하였으나 상속세를 폐지하기 전 최고 상속세율이 70% 수준이었으므로 분석 대상에 포함함

□ 고세율 국가를 대상으로 분석한 결과, 추정계수의 유의성이 전반적으로 개선됨 (<표 4> 참고)

○ (시가총액모형) 회귀계수는 -0.110로 추정되었음. 이는 상속세수 성장률이 1%p 증가하면 시가총액 성장률이 0.11%p 감소하는 것으로 해석됨

- 추정계수의 절댓값이 작은 것처럼 보이지만, 실제 상속세수의 변동폭이 크다

- 는 점을 고려하면 추정계수의 크기를 간과할 수 없음
- 일례로, 자료기간 중 우리나라의 평균 상속세수 성장률은 약 24%인데, 이 수치만큼 상속세수가 증가한다고 시뮬레이션하면 시가총액 성장률이 $2.64\%p(=24\%p \times 0.11)$ 감소한다는 결과가 산출됨. 우리나라 평균 시가총액 성장률이 약 19.7%인 점을 고려하면 작지 않은 수치임¹¹⁾
 - p-value는 0.32로 추정되었으나 표본이 134개에 불과하므로 통계적 유의성을 간과할 수 없음.
- (GDP모형) GDP 성장률 모형의 추정계수는 -0.010으로 계산됨. 이는 상속세수 성장률이 1%p 증가하면 GDP 성장률이 0.01%p 감소하는 것으로 해석됨.
- 마찬가지로, 우리나라 평균 상속세수 성장률을 적용하면 GDP 성장률이 $0.24\%p(=24\%p \times 0.01)$ 감소한 것으로 시뮬레이션 할 수 있음
 - 계수의 p-value가 0.22로 추정되었으나 표본 수를 고려하면 통계적 유의성이 나타난다고 볼 수 있음
- (주택가격모형) 주택가격 성장률 모형에서는 통계적 유의성이 발견되지 않음. 다만, 계수가 여전히 양수로 추정되었다는 점에서 상속세가 주택시장에 모종의 영향력을 행사하였을 가능성을 의심해 볼 수 있음
- (지니계수모형) 지니계수 모형의 계수는 0.749로 추정됨. 이는 상속세수 성장률이 1%p 증가하면 지니계수가 0.00749%p 증가하는 것으로 해석할 수 있음
- 우리나라 지니계수의 평균은 38.8%, 표준편차는 2.17%임. 우리나라의 평균 상속세수 성장률을 시뮬레이션하면 지니계수가 $0.18\%p(=24\%p \times 0.00749)$ 높아진다는 결과가 산출됨

11) 본 절에서 성장률 평균은 모두 산술평균으로 계산하였음

〈표 4〉 고정효과 모형 추정 결과 - 고세율 국가

독립변수	종속변수			
	시가총액 성장률	1인당 GDP 성장률	명목주택가격 성장률	지니계수
1년 전 상속세수 성장률	-0.110 (0.32)	-0.010 (0.22)	0.002 (0.89)	0.749 (0.22)
이자율	0.006 (0.81)	0.000 (0.82)	-0.00 (0.99)	-0.381*** (0.00)
소비자물가지수 증가율	2.187 (0.56)	-0.176 (0.51)	-0.636 (0.10)	35.450** (0.04)
부양비 변화율	0.221 (0.18)	0.000 (0.97)	-0.031* (0.07)	-1.567** (0.04)
사망률 변화율	-0.227 (0.11)	-0.012 (0.33)	-0.012 (0.52)	-0.059 (0.95)
Const.	Y	Y	Y	Y
Country F.E.	Y	Y	Y	Y
Year F.E.	Y	Y	Y	Y
Obs.	134	141	159	160
# of Country	5	5	5	5

주: 괄호는 p-value, * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

2. 패널 공적분 검정

- 상기 패널회귀분석은 1년 전 상속세수 성장률이 종속변수에 미치는 단기적 효과만 추정 가능하다는 한계를 가짐. 본 절에서는 공적분 방법론을 이용하여 상속세수와 종속변수(시가총액, 1인당 GDP, 주택가격) 간 장기적 균형 관계를 추정함
- 시가총액, 1인당 GDP, 주택가격은 수준 변수에서 단위근이 존재하는 비정상(Non-stationary) 시계열인 반면, 지니계수는 수준변수에서 정상성을 보임. 따라서 공적분 검정은 비정상성을 가지는 시가총액, 1인당 GDP, 주택가격만 포함함
- 본 연구의 패널 공적분 검정은 두 단계를 거쳐 수행됨. 첫째, Pedroni 패널 공적분 검정을 활용하여 상속세수와 종속변수 간 장기적 균형 관계의 존재 여부를 확인함. 둘째, Pedroni(2001)의 FMOLS 기법을 통해 계수 추정치를 확보함
- 패널 공적분 검정에는 Engle and Granger(1987)의 2단계 공적분 검정법에 기초한 Pedroni(1999; 2004), Kao(1999) 등 다양한 검정 방식이 있는데, 본

연구에서는 보편적으로 활용되는 Pedroni 방법론을 채택함

가. Pedroni 패널 공적분

- 패널 공적분 검정 결과, 상속세수와 종속변수(시가총액, 1인당 GDP, 주택가격) 간 장기적 균형 관계가 발견됨 (<표 5> 참고)
 - 상속세수 외 종속변수로 소비자물가지수, 부양비, 사망률을 활용하였으며, 부양비와 사망률을 제외한 모든 독립·종속변수에 로그를 취하였음
 - (시가총액모형) 시가총액 모형은 7개 검정통계량 중 4개가 통계적으로 유의한 것으로 나타나, 장기적 균형 관계의 증거가 발견됨.
 - (GDP모형) 1인당 GDP 모형도 7개 검정통계량 중 4개가 통계적으로 유의하였음. nu 통계량도 p-value가 0.16으로 나타나 유의성이 상당한 것으로 볼 수 있음. 마찬가지로, 상속세수와 1인당 GDP 간 장기적 균형 관계가 성립하는 것으로 해석할 수 있음
 - (주택가격모형) 명목주택가격 모형은 7개 검정통계량 중 3개가 통계적으로 유의하였음. 나머지 2개 통계량(Panel nu-Statistic, Group PP-Statistic)도 관행적 유의수준에 근접함.

<표 5> Pedroni 패널 공적분 검정 결과

유형	종속변수		
	시가총액	1인당 GDP	명목주택가격
Panel nu-Statistic	-0.255 (0.60)	0.965 (0.16)	1.016 (0.15)
Panel rho-Statistic	0.114 (0.54)	0.677 (0.75)	0.870 (0.80)
Panel PP-Statistic	-6.141*** (0.00)	-1.484* (0.06)	-1.429* (0.07)
Panel ADF-Statistic	-4.279*** (0.00)	-1.784** (0.03)	-1.436* (0.07)
Group rho-Statistic	1.729 (0.95)	2.587 (0.99)	3.018 (0.99)
Group PP-Statistic	-11.910*** (0.00)	-3.165*** (0.00)	-0.559 (0.28)
Group ADF-Statistic	-6.045*** (0.00)	-2.599*** (0.00)	-1.500* (0.06)

주1: 괄호는 p-value, * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

주2: lag length는 SIC 기준에 따른 최적 시차로 적용하였으며, 추세는 반영하지 않음

나. 공적분 벡터 추정

- 세 가지 모형에서 모두 장기적 균형 관계가 존재하는 것으로 나타났으므로, FMOLS를 활용하여 변수 간 관계를 추정함. 분석 결과, 패널회귀분석 결과와 정성적으로 일치하는 것으로 나타났으며, 통계적 유의성도 발견됨. (<표 6> 참고)
- (시가총액) 시가총액 모형의 계수는 -0.654로 추정되었으며, 1% 유의수준에서 유의함. 장기적으로 상속세수가 1% 증가할 때 시가총액이 0.65% 감소하는 것으로 해석됨
 - 차분 변수를 활용한 패널회귀분석 모형과 달리 공적분 모형은 종속변수와 독립변수에 로그를 취했으므로, 공적분 모형의 추정계수는 탄력성으로 해석할 수 있음
 - 즉, 패널회귀분석의 추정계수는 “상속세수 성장률이 x%p 증가할 때, 종속변수 성장률이 y%p 증가”하는 것으로 해석되는 반면, 공적분 모형의 추정계수는 “장기적으로 상속세수가 x% 증가할 때, 종속변수가 y% 증가”하는 것으로 해석됨
- (GDP) GDP 모형의 계수는 -0.060으로 추정되었으며, 1% 유의수준에서 유의함. 장기적으로 상속세수가 1% 증가할 때 1인당 GDP가 0.06% 감소하는 것으로 해석할 수 있음.
- (주택가격) 명목주택가격 모형의 계수는 0.075로 추정되었으며, 마찬가지로 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함. 장기적으로 상속세수가 1% 증가할 때 주택가격이 0.08% 증가하는 것으로 해석됨

<표 6> 패널 공적분 벡터 추정 결과

독립변수	종속변수		
	로그 시가총액	로그 1인당 GDP	로그 명목주택가격
로그 상속세수	-0.654*** (0.00)	-0.060*** (0.00)	0.075*** (0.00)
로그 소비자물가지수	5.858*** (0.00)	2.452*** (0.00)	1.190*** (0.00)
부양비	-0.158* (0.08)	-0.006 (0.56)	0.016** (0.02)
사망률	0.268 (0.31)	-0.019 (0.57)	-0.151*** (0.00)
Obs.	170	220	214
# of Country	10	11	11
R ²	0.037	0.325	0.612

주1: 괄호는 p-value, * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

주2: 회귀모형에 추세는 반영하지 않음

주3: 소비자물가지수 자료의 관측치가 가용한 2001년 이후 기간을 대상으로 분석함

3. 이중차분법

□ 이중차분법은 상속세 폐지 정보를 이용하므로 보다 정확한 상속세 효과를 추정할 수 있음

- 상속세 폐지는 상속세율이 0%로 감소하는 효과와 동일하므로, 상속세 폐지 전후를 비교하여 상속세율 변동 효과를 추정할 수 있음
- 다만, 국가별로 상속세 폐지 전 적용되던 세율이 상이할 수 있어, 국가 간 상속세 폐지 효과가 이질적으로 나타날 수 있다는 한계는 여전히 존재함
 - 또한, 스웨덴 등 일부 국가는 상속세를 자본이득세로 전환하여 미실현이익에 대한 상속에 여전히 과세하고 있으므로, 상속세 폐지가 꼭 상속세율 감소로 이어지는 것은 아닐 수 있다는 비판이 가능함
 - 그러나, 스웨덴의 상속세 폐지 과정에서 중산층의 과도한 상속세 부담이 논의되었던 만큼(김신언, 2023), 상속세 폐지가 세율 감소 효과를 가진다고 보는 것이 합리적임

가. 처치군-대조군 설정

- 이중차분법은 처치를 받은 집단과 받지 않은 집단을 비교하여 처치효과 크기를 측정하는 방법이므로 적절한 처치군과 대조군 채택이 필요함
 - 처치군은 처치를 받은 집단으로, 본 연구의 맥락에서는 상속세 폐지 국가를 의미함. 대조군은 처치군과 동질적이나 처치(상속세 폐지)를 받지 않은 국가임
 - 상속세를 폐지한 OECD 회원국은 총 10개국이지만,¹²⁾ 상속세 폐지 전후로 충분한 관측치를 확보할 수 없는 국가나 적절한 대조군이 존재하지 않는 국가는 처치군에서 제외함
 - 상속세 폐지 전후로 관측치가 풍부하면서 적절한 대조군이 존재하는 캐나다, 호주, 뉴질랜드, 스웨덴, 노르웨이 총 5개국을 처치군으로 식별하였음
 - 대조군은 처치군과 언어, 문화, 사회제도가 유사한 국가로 선정함 (<표 7> 참고)
 - 캐나다, 호주, 뉴질랜드의 대조군은 같은 영미권 국가인 미국, 영국, 아일랜드로 선정하였으며, 스웨덴과 노르웨이 대조군은 북유럽 국가인 덴마크와 핀란드로 선정함¹³⁾
 - 또한, 강건성 검정을 위해 독일과 프랑스를 대조군에 추가하였음. (후술)

<표 7> 처치군-대조군 식별

처치군 (폐지 시점)	대조군
캐나다(1972), 호주(1979), 뉴질랜드(1992)	미국, 영국, 아일랜드 (+ 독일, 프랑스)
스웨덴(2004), 노르웨이(2014)	덴마크, 핀란드 (+ 독일, 프랑스)

- (분석 자료 예시) 상속세 폐지 국가별로 폐지 시점이 상이하므로, 대조군에 속한 국가는 대응 국가(처치군 국가)별로 별개의 자료로 반영됨
 - 예를 들어, 대조군에 속하는 영국은 호주, 캐나다, 뉴질랜드에 대응되는 별개의

12) 상속세 폐지 국가는 다음과 같음(괄호는 폐지 시점): 멕시코(1961), 캐나다(1972), 호주(1979), 이스라엘(1980), 뉴질랜드(1992), 스웨덴(2004), 슬로바키아(2004), 오스트리아(2008), 체코(2014), 노르웨이(2014)

13) 처치군 국가별로 상속세 폐지 시점이 상이하여 이중차분법을 적용하기 위해 대조군 관측치를 복제할 필요가 있음. 예를 들어, 미국은 처치 시점이 각각 1972년, 1979년, 1992년인 관측치 3개로 복제되어 대조군에 포함됨

관측치로 세 번 만큼 자료에 반영되어 있음(<표 8> 참고). 각 영국 자료의 폐지
전후 더미변수는 대응되는 국가의 그것과 동일하며, 폐지여부 더미변수와 이중
차분 더미변수는 항상 0의 값을 가짐

- 이중차분 더미변수는 식[2]의 $DID_{i,t}$ 를 의미하는데, 이는 폐지 전후 더미변수
와 폐지여부 더미변수를 곱하여 산출함

○ 마찬가지로, 미국과 아일랜드는 세 개의 독립된 자료로 반영되어 있으며, 덴마
크와 핀란드는 두 개(스웨덴과 노르웨이 대응)의 독립된 자료로 반영됨

<표 8> 이중차분법 자료 예시

국가	연도	폐지전후 더미변수	폐지여부 더미변수	이중차분 더미변수
호주	1977	0	1	0
호주	1978	0	1	0
호주	1979	1	1	1
호주	1980	1	1	1
∴	∴	∴	∴	∴
영국(대응국-호주)	1977	0	0	0
영국(대응국-호주)	1978	0	0	0
영국(대응국-호주)	1979	1	0	0
영국(대응국-호주)	1980	1	0	0
∴	∴	∴	∴	∴
캐나다	1970	0	1	0
캐나다	1971	0	1	0
캐나다	1972	1	1	1
캐나다	1973	1	1	1
∴	∴	∴	∴	∴
영국(대응국-캐나다)	1970	0	0	0
영국(대응국-캐나다)	1971	0	0	0
영국(대응국-캐나다)	1972	1	0	0
영국(대응국-캐나다)	1973	1	0	0
∴	∴	∴	∴	∴
뉴질랜드	1990	0	1	0
뉴질랜드	1991	0	1	0
뉴질랜드	1992	1	1	1
뉴질랜드	1993	1	1	1
∴	∴	∴	∴	∴
영국(대응국-뉴질랜드)	1990	0	0	0
영국(대응국-뉴질랜드)	1991	0	0	0
영국(대응국-뉴질랜드)	1992	1	0	0
영국(대응국-뉴질랜드)	1993	1	0	0
∴	∴	∴	∴	∴

나. 분석 결과

- 추정 결과, 통계적 유의성은 나타나지 않았으나, 주택가격 모형을 제외하면 추정 계수의 부호가 패널분석 결과와 일치하는 것으로 나타남(<표 9> 참고)
- (시가총액모형) 시가총액 모형(model 1)의 계수와 p-value는 각각 0.033과 0.62로 추정되었음. 추정치의 통계적 유의성은 확보할 수 없었으나, 계수의 부

호가 양수로 추정되어 패널분석 결과와 일치함

- 처치효과인 상속세 폐지를 상속세율 하락 효과로 해석할 수 있으므로, 양의 부호는 상속세율이 하락했을 때 시가총액이 증가한 것으로 볼 수 있음. 이는 패널회귀분석과 공적분 검정 모형에서 도출된 음의 부호와 정성적으로 동일한 해석임

- (GDP모형) GDP모형(model 3)의 계수와 p-value는 각각 0.004와 0.59로 추정되었음. 마찬가지로 추정치의 통계적 유의성은 확보할 수 없었으나, 계수의 부호가 양수로 추정되었음
- (주택가격모형) 명목주택가격 모형(model 5)의 계수와 p-value는 각각 0.005와 0.68로 추정되었음. 계수의 부호가 양수로 추정되어 패널회귀분석과 공적분 검정 결과와 상반됨
 - 계수가 양수로 추정된 이유는 주택가격에 영향을 미칠 수 있는 요인을 충분히 통제하지 못했기 때문으로 보임
- (지니계수모형) 지니계수 모형(model 7)의 계수는 -1.827로 추정되었으며, 이는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였음. 이 결과는 상속세가 폐지되었을 때 불평등이 완화되는 것으로 해석할 수 있음
- model 2, model 4, model 6, model 8의 추정 결과에서 상속세 폐지 이전 교차항($T_i \times Z_{i,s}$, $s < 0$)의 p-value가 모두 0.5를 초과하여 평행추세 가정이 성립하는 것으로 볼 수 있음

□ 추정계수의 유의성이 전반적으로 미미하게 나타난 것은 처치군과 대조군 간 상당한 이질성이 내포되어 있음을 의미함. 이는 국가 단위 자료에서 이중차분법을 시행한 연구 설계의 한계로 볼 수 있음

- 언어, 문화, 사회제도가 어느 정도 유사한 국가를 대조군으로 식별하였다고 하더라도 조세제도의 차이 때문에 여전히 처치군과 대조군 간 상당한 이질성이 내포되어 있음. 따라서 국가 단위 자료를 통해 시행한 이중차분법 모형에서 유의성을 확보하기는 쉽지 않음
- 본 연구에서 식별한 대조군이 이상적인 집단이라고 보기는 어렵지만, 이러한 한계에도 불구하고 패널분석과 일치하는 부호가 도출되었으므로 상속세제 논의에 유용한 정보를 제공함

- 또한, 대조군에 독일과 프랑스를 제외한 모형에서도 추정계수의 부호가 강건한 것으로 나타났음 (<표 10> 참고)
- 시가총액 모형과 1인당 GDP 모형의 추정계수가 양수로 추정되어 <표 9>의 결과와 일치하는 것으로 볼 수 있음
- 지니계수 모형의 추정 결과는 음수로 추정되었으며, 1% 유의수준에서 추정계수의 통계적 유의성도 확보할 수 있었음. 이는 상속세 폐지가 소득 불평등에 미치는 영향이 강건한 것으로 해석할 수 있음

<표 9> 이중차분법 추정 결과 - 독일, 프랑스 포함

독립변수	종속변수							
	시가총액 성장률		1인당 GDP 성장률		명목주택가격 성장률		지니계수	
	model 1	model 2	model 3	model 4	model 5	model 6	model 7	model 8
$DID_{i,t}$	0.033 (0.62)		0.004 (0.59)		0.005 (0.68)		-1.827*** (0.00)	
$T_i \times Z_{i,-4}$		-0.018 (0.83)		0.004 (0.61)		0.000 (0.99)		0.167 (0.76)
$T_i \times Z_{i,-3}$		0.029 (0.79)		0.005 (0.64)		0.011 (0.50)		-0.400 (0.61)
$T_i \times Z_{i,-2}$		0.050 (0.66)		0.004 (0.70)		0.009 (0.56)		-0.507 (0.51)
$T_i \times Z_{i,-1}$		-0.059 (0.61)		0.001 (0.91)		-0.005 (0.74)		-0.188 (0.80)
$T_i \times Z_{i,+1}$		-0.068 (0.55)		-0.017 (0.13)		0.012 (0.43)		-0.174 (0.81)
$T_i \times Z_{i,+2}$		-0.079 (0.48)		0.009 (0.42)		0.008 (0.60)		-0.202 (0.78)
$T_i \times Z_{i,+3}$		-0.061 (0.58)		0.013 (0.22)		0.003 (0.83)		-0.258 (0.72)
$T_i \times Z_{i,+4}$		-0.053 (0.53)		0.007 (0.40)		0.002 (0.82)		-0.347 (0.53)
$int_{i,t}$	-0.006 (0.62)	-0.007 (0.37)	-0.001 (0.10)	-0.001* (0.06)	-0.000 (0.78)	-0.000 (0.82)	0.013 (0.84)	0.026 (0.68)
$cp^i_{i,t}$	0.706 (0.46)	0.844 (0.37)	-0.292*** (0.00)	-0.284** (0.01)	0.781*** (0.00)	0.766*** (0.00)	27.65*** (0.00)	27.36*** (0.00)
$dep_{i,t}$	0.129** (0.01)	0.139*** (0.00)	-0.003 (0.30)	-0.003 (0.33)	-0.050*** (0.00)	-0.050*** (0.00)	-0.574** (0.03)	-0.537** (0.04)
$death_{i,t}$	0.044 (0.35)	0.045 (0.34)	0.001 (0.90)	0.000 (0.96)	-0.007 (0.29)	-0.007 (0.28)	-0.299 (0.42)	-0.206 (0.58)
Const.	Y		Y		Y		Y	
Country F.E.	Y		Y		Y		Y	
Year F.E.	Y		Y		Y		Y	
Obs.	741		992		1,286		1,031	
# of Country	22		28		28		28	

주: 괄호는 p-value, * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

<표 10> 이중차분법 추정 결과 - 독일, 프랑스 제외

독립변수	종속변수							
	시가총액 성장률		1인당 GDP 성장률		명목주택가격 성장률		지니계수	
	model 1	model 2	model 3	model 4	model 5	model 6	model 7	model 8
$DID_{i,t}$	0.009 (0.90)		0.002 (0.82)		0.005 (0.61)		-2.820*** (0.00)	
$T_i \times Z_{i,-4}$		-0.070 (0.56)		0.010 (0.40)		0.002 (0.89)		-0.388 (0.60)
$T_i \times Z_{i,-3}$		-0.007 (0.96)		0.008 (0.62)		0.016 (0.51)		-0.755 (0.46)
$T_i \times Z_{i,-2}$		0.077 (0.48)		0.009 (0.57)		0.018 (0.45)		-0.920 (0.37)
$T_i \times Z_{i,-1}$		-0.114 (0.48)		0.003 (0.84)		-0.008 (0.72)		-0.461 (0.65)
$T_i \times Z_{i,+1}$		-0.114 (0.43)		-0.026 (0.11)		0.017 (0.45)		-0.220 (0.83)
$T_i \times Z_{i,+2}$		-0.124 (0.31)		0.012 (0.45)		0.010 (0.67)		-0.262 (0.79)
$T_i \times Z_{i,+3}$		-0.160 (0.44)		0.023 (0.16)		0.004 (0.84)		-0.393 (0.69)
$T_i \times Z_{i,+4}$		-0.093 (0.87)		0.014 (0.25)		0.002 (0.87)		-0.817 (0.28)
$int_{i,t}$	0.001 (0.87)	0.001 (0.87)	-0.003** (0.01)	-0.003*** (0.00)	-0.004*** (0.00)	-0.004*** (0.00)	0.004 (0.95)	0.045 (0.54)
$cpi_{i,t}$	2.438** (0.04)	2.535** (0.03)	-0.197 (0.21)	-0.192 (0.22)	0.760*** (0.00)	0.742*** (0.00)	0.234 (0.97)	-0.096 (0.99)
$dep_{i,t}$	0.066 (0.41)	0.076 (0.34)	0.022** (0.01)	0.024*** (0.00)	-0.027** (0.03)	-0.029** (0.02)	-3.666*** (0.00)	-3.638*** (0.00)
$death_{i,t}$	0.091 (0.12)	0.093 (0.11)	0.007 (0.28)	0.006 (0.34)	-0.014 (0.14)	-0.014 (0.14)	-0.154 (0.72)	0.055 (0.90)
Const.	Y		Y		Y		Y	
Country F.E.	Y		Y		Y		Y	
Year F.E.	Y		Y		Y		Y	
Obs.	516		627		766		676	
# of Country	17		18		18		18	

주: 괄호는 p-value, * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

V. 결론

- 본 연구는 상속세가 시가총액, 경제성장, 주택가격, 소득 불평등에 미치는 효과를 추정하였음. 각 분석 결과는 다음과 같음
 - (시가총액모형) 상속세수 성장률과 시가총액 성장률 간 음의 관계가 추정되었으며, 상속세수와 시가총액 간 장기적 균형 관계도 성립하는 것으로 나타났음
 - (경제성장모형) 상속세수 성장률 증가는 경제성장률을 감소시키는 것으로 나타났으며, 상속세수와 1인당 GDP 간 장기적 균형 관계도 성립하는 것으로 볼 수 있음
 - (주택가격모형) 상속세수 성장률과 주택가격 성장률 간 양의 관계가 추정되었으며, 마찬가지로 상속세수가 주택가격에 미치는 장기적 효과가 존재하는 것으로 나타났음
 - (소득 불평등모형) 상속세수 증가는 지니계수를 증가시켜 소득 불평등을 악화시키는 것으로 나타났음. 또한, 상속세 폐지가 소득 불평등 개선에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타남

VI. 참고문헌

- Abel, A. B. (1985). Precautionary saving and accidental bequests. *The American Economic Review*, 75(4), 777-791.
- Atkinson, A. B. (1980). Inheritance and the Redistribution of Wealth. Public policy and the tax system, 36-66.
- Arrondel, L., & Laferrère, A. (2001). Taxation and wealth transmission in France. *Journal of Public Economics*, 79(1), 3-33.
- Bakija, J. M., Gale, W. G., & Slemrod, J. B. (2003). Charitable bequests and taxes on inheritances and estates: Aggregate evidence from across states and time. *American Economic Review*, 93(2), 366-370.
- Becker, G. S., & Tomes, N. (1979). An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility. *Journal of political Economy*, 87(6), 1153-1189.
- Becker, G. S. (1974). A theory of social interactions. *Journal of political economy*, 82(6), 1063-1093.
- Bernheim, B. D., Shleifer, A., & Summers, L. H. (1985). The strategic bequest motive. *Journal of Political economy*, 93(6), 1045-1076.
- Black, S. E., Devereux, P. J., Landaud, F., & Salvanes, K. G. (2022). The (un) importance of inheritance (No. w29693). National Bureau of Economic Research.
- Bönke, T., Werder, M. V., & Westermeier, C. (2017). How inheritances shape wealth distributions: An international comparison. *Economics Letters*, 159, 217-220.
- Boserup, S. H., Kopczuk, W., & Kreiner, C. T. (2016). The role of bequests in shaping wealth inequality: evidence from Danish wealth records. *American Economic Review*, 106(5), 656-661.
- Burman, L. E., McClelland, R., & Lu, C. (2018). The Effects of Estate and Inheritance Taxes on Entrepreneurship. Tax Policy Center, March, 5.
- Cooper, G. (1977). A voluntary tax? New perspectives on sophisticated estate tax avoidance. *Columbia Law Review*, 77(2), 161-247.
- Davies, J. B. (1986). Does redistribution reduce inequality?. *Journal of Labor Economics*, 4(4), 538-559.
- De Nardi, M., & Yang, F. (2016). Wealth inequality, family background, and estate taxation. *Journal of Monetary Economics*, 77, 130-145.

- Elinder, M., Erixson, O., & Waldenström, D. (2018). Inheritance and wealth inequality: Evidence from population registers. *Journal of Public Economics*, 165, 17-30.
- Ellul, A., Pagano, M., & Panunzi, F. (2010). Inheritance law and investment in family firms. *American Economic Review*, 100(5), 2414-2450.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Escobar, S., Ohlsson, H., & Selin, H. (2019). Taxes, frictions and asset shifting-when Swedes disinherited themselves (No. 2019: 6). Working Paper.
- Farhi, E., & Werning, I. (2010). Progressive estate taxation. *The Quarterly Journal of Economics*, 125(2), 635-673.
- Gale, W., & Slemrod, J. (2001). Rethinking the estate and gift tax: overview.
- Guo, Y. (2023). Inheritance, wealth distribution, and estate taxation. Working Paper.
- Henrekson, M., & Waldenström, D. (2016). Inheritance taxation in Sweden, 1885-2004: the role of ideology, family firms, and tax avoidance. *The Economic History Review*, 69(4), 1228-1254.
- Holtz-Eakin, D., & Marples, D. (2001). Distortion costs of taxing wealth accumulation: Income versus estate taxes.
- Holtz-Eakin, D. (1999). The death tax: Impact on investment, employment, and entrepreneurs. American Council for Capital Formation. August.
- Holtz-Eakin, D., Joulfaian, D., & Rosen, H. S. (1993). The Carnegie conjecture: Some empirical evidence. *The Quarterly Journal of Economics*, 108(2), 413-435.
- Hurd, M. D. (1987). Savings of the elderly and desired bequests. *The American Economic Review*, 298-312.
- Joulfaian, D. (2016). What do we know about the behavioral effects of the estate tax. *BCL Rev.*, 57, 843.
- Joulfaian, D. (2006). The behavioral response of wealth accumulation to estate taxation: time series evidence. *National Tax Journal*, 59(2), 253-268.
- Joulfaian, D., & Wilhelm, M. O. (1994). Inheritance and labor supply. *Journal of Human Resources*, 1205-1234.
- Joulfaian, D. (2000). Estate taxes and charitable bequests by the wealthy. *National Tax Journal*, 53(3), 743-763.

- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of econometrics*, 90(1), 1-44.
- Kopczuk, W. (2013). Taxation of intergenerational transfers and wealth. In *Handbook of public economics* (Vol. 5, pp. 329-390). Elsevier.
- Kopczuk, W. (2009). Economics of Estate Taxation: Review of Theory and Evidence, 63 *Tax L. Rev.*, 139, 152.
- Kopczuk, W., & Slemrod, J. (2000). The impact of the estate tax on the wealth accumulation and avoidance behavior of donors. *National Bureau of Economic Research*.
- McClelland, R. (2004). Charitable bequests and the repeal of the estate tax. *Congressional Budget Office*.
- McGarry, K. M., & Schoeni, R. F. (1994). Transfer behavior: Measurement and the redistribution of resources within the family.
- Moretti, E., & Wilson, D. J. (2023). Taxing billionaires: Estate taxes and the geographical location of the ultra-wealthy. *American Economic Journal: Economic Policy*, 15(2), 424-466.
- Nekoei, A., & Seim, D. (2023). How do inheritances shape wealth inequality? Theory and evidence from Sweden. *The Review of Economic Studies*, 90(1), 463-498.
- Niimi, Y. (2019). The effect of the recent inheritance tax reform on bequest behaviour in Japan. *Fiscal Studies*, 40(1), 45-70.
- OECD. (2021). *Inheritance Taxation in OECD Countries*.
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric theory*, 20(3), 597-625.
- Pedroni, P. (2001). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. In *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels* (pp. 93-130). Emerald Group Publishing Limited.
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), 653-670.
- Piketty, T., & Saez, E. (2013). A theory of optimal inheritance taxation. *Econometrica*, 81(5), 1851-1886.
- Poterba, J. M., & Weisbenner, S. (2000). The distributional burden of taxing estates

- and unrealized capital gains at the time of death.
- Schmalbeck, R. L. (2000). Avoiding federal wealth transfer taxes. Office of Tax Policy Research, University of Michigan Business School.
- Sommer, E. (2017). Wealth Transfers and Tax Planning: Evidence for the German Bequest Tax.
- Stiglitz, J. E. (1978). Notes on estate taxes, redistribution, and the concept of balanced growth path incidence. *Journal of Political Economy*, 86(2, Part 2), S137-S150.
- Tsoutsoura, M. (2015). The effect of succession taxes on family firm investment: Evidence from a natural experiment. *The Journal of Finance*, 70(2), 649-688.
- Wolff, E. N., & Gittleman, M. (2014). Inheritances and the distribution of wealth or whatever happened to the great inheritance boom?. *The Journal of economic inequality*, 12, 439-468.
- 김신언. (2023). 상속세 유산취득세 전환에 대한 쟁점과 과제. *세무와 회계연구*, 12(3), 225-268.
- 김혜성, 이영한, & 최기호. (2022). 상속세의 자본이득세 전환 검토. *세무학연구*, 39(1), 97-136.
- 김희선. (2020). 국내외 가업승계지원제도의 비교 및 시사점. *중소기업포커스*, 2020(21), 1-25.
- 송헌재, & 조하영. (2020). OECD 자료를 활용한 상속세가 민간투자자와 경제성장률에 미치는 영향 분석. *Journal of The Korean Data Analysis Society*, 22(5), 1977-1988.
- 송헌재, (2024), “상속·증여세가 주식시장에 미치는 영향 분석”.
- 임동원. (2017). 독일 가업상속공제제도의 동향과 시사점. *KERI Brief*, 17(24), 1-12.
- 조경엽. (2007). 상속세의 경제적 파급효과: 세대중복형 모형을 이용한 분석. *공공경제*, 12(2), 29-64.