

조세의 부동산가격 안정화 효과 모형

연구 기관 : 한국재정학회
연구책임자 : 황상현

한국재정학회

제 | 출 | 문

국회미래연구원 원장 귀하

본 보고서를 “조세의 부동산가격 안정화 효과 모형”의 최종보고서로 제출합니다.

2020년 12월 15일

연구기관명 : 한국재정학회

연구책임자 : 황상현(상명대학교 경제금융학부 조교수)

목 차

제4장 조세의 자산가격 안정화 효과	1
제1절 연구 배경 및 목적	3
1. 연구 배경	3
2. 연구 목적	4
제2절 기존 문헌과 본 연구의 차별성	5
1. 기존 문헌	5
2. 본 연구의 차별성	8
제3절 실증분석 모형 및 자료	9
1. 실증분석 모형	9
2. 실증분석 자료	14
제4절 실증분석 결과	17
1. 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향	17
2. 부동산조세가 부동산가격 변동성에 미치는 영향	28
3. 부동산가격 변동성이 소득 및 자산불평등에 미치는 영향	33
제5절 결론 및 정책제언	36
참고문헌	38
1. 문헌자료	40
2. 웹사이트	43
부록	44

부록 1: 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향: 기업부문	46
부록 2: 부동산조세가 부동산가격 변동성에 미치는 영향: 기업부문	50
부록 3: 부동산가격 변동성이 소득 및 자산불평등에 미치는 영향	
- 처분가능소득과 총소득	52

표 목 차

[표 4-1] 부동산세제	10
[표 4-2] Description of Variables	12
[표 4-3] Summary Statistics	14
[표 4-4] 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향: 민간부문(OLS 추정결과)	18
[표 4-5] 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향: 가계부문(OLS 추정결과)	19
[표 4-6] 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향: 민간부문(2SLS 추정결과)	20
[표 4-7] 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향: 가계부문(2SLS 추정결과)	21
[표 4-8] 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향: 민간부문(고정효과모형 추정결과)	23
[표 4-9] 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향: 가계부문(고정효과모형 추정결과)	24
[표 4-10] 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향 : 민간부문(고정효과모형 IV 추정결과)	26
[표 4-11] 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향 : 가계부문(고정효과모형 IV 추정결과)	27
[표 4-12] 부동산조세가 부동산가격 변동성에 미치는 영향 : 민간부문(OLS 추정결과)	29
[표 4-13] 부동산조세가 부동산가격 변동성에 미치는 영향 : 가계부문(OLS 추정결과)	30
[표 4-14] 부동산조세가 부동산가격 변동성에 미치는 영향 : 민간부문(고정효과모형 추정결과)	31
[표 4-15] 부동산조세가 부동산가격 변동성에 미치는 영향 : 가계부문(고정효과모형 추정결과)	32
[표 4-16] 부동산가격 변동성이 소득 및 자산불평등에 미치는 영향 - 시장소득(고정효과모형 추정결과)	34
[부표 1] 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향: 기업부문(OLS 추정결과)	46
[부표 2] 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향: 기업부문(2SLS 추정결과)	47
[부표 3] 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향: 기업부문(고정효과모형 추정결과)	48
[부표 4] 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향: 기업부문(고정효과모형 IV 추정결과)	49

표 목 차

[부표 5] 부동산조세가 부동산가격 변동성에 미치는 영향: 기업부문(OLS 추정결과)	50
[부표 6] 부동산조세가 부동산가격 변동성에 미치는 영향 : 기업부문(고정효과모형 추정결과)	51
[부표 7] 부동산가격 변동성이 소득 및 자산불평등에 미치는 영향 - 처분가능소득(고정효과모형 추정결과)	53
[부표 8] 부동산가격 변동성이 소득 및 자산불평등에 미치는 영향 - 총소득(고정효과모형 추정결과)	55

그림 목차

IV장. 조세의 자산가격 안정화 효과

1 연구 배경 및 목적

경제적 불평등은 소득불평등에서 나아가 자산불평등이 주요한 요인이 되며, 효과적인 재분배정책을 수행하기 위해서는 종래의 누진적 소득과세뿐만 아니라 사용자의 응익 원칙에 더해 납세자의 응능 원칙이 강화된 자산과세가 요구된다. 특히, 우리나라는 가계 자산 중에서 부동산이 차지하는 비중이 매우 높아, 최근 수도권 등 특정 지역의 주택가격 급상승 등 부동산 가격변동으로 인한 가계 자산격차 확대에 대한 사회적 우려가 커지고 있는 상황이며, 최근에는 이를 해결하는 대책으로 재산세·종합부동산세 등 보유세의 역할이 강조되고 있다.

이에 본 연구는 자산과세 강화로서 부동산 보유세(재산세·종합부동산세)와 양도소득세 인상이 부동산가격 안정화에 미치는 효과를 실증적으로 분석한다. 그리고 이 같은 자산과세 강화가 경제적 불평등을 직접적으로 해결할 뿐만 아니라 궁극적으로 자산가격 안정화를 통해 경제적 불평등을 해소하는데 추가적인 기능을 할 수 있다는 결과를 도출하여 제시하고 경제적 불평등을 완화할 수 있는 조세 설계에 대해 제안한다.

2 기존 문헌과 본 연구의 차별성

국내외 선행 연구들 거의 모두가 부동산과세로서 재산세 또는 양도소득세 등 특정 개별 세목 하나에 한정하여 그 효과를 분석했다. 그러나 본 연구에서는 부동산 거래 및 보유단계에서 부과되는 조세로서 양도소득세와 재산세 및 종합부동산세를 모두 고려하여 부동산 조세체계(tax system)의 효과를 종합적으로 분석한다.

그리고 국내외 기존 문헌에서 거의 모든 연구들이 특정 국가에 한정하여 그 국가 내 시계열자료에 의존하여 분석하고 있기 때문에 실증분석에 고려되는 부동산 조세체계가 동일하다는 한계가 있다. 그러나 본 연구는 부동산 조세체계가 서로 상이한 국가들을 대상으로 국가 패널모형 및 자료를 구축하여 부동산세제의 부동산가격에 대한 영향을 분석한다. 각 국가는 본질적으로 다른 국가와 다른 부동산세제를 갖고 있으며, 이 같은 국가별로 상이한 부동산세제의 특성을 감안하여 부동산세제 효과를 비교분석하는 것이 더욱 합리적이며 타당하다.

또한 향후 부동산 재산세·종합부동산세와 양도소득세 개정이 부동산가격 안정화에 미치는 효과를 분석하고 예측하는데 본 연구에서 추정된 실증분석 모형은 활용될 수 있는 장점이 있다.

3 실증분석 모형 및 자료

보유세와 양도소득세를 동시에 포함하는 부동산세제가 부동산가격과 부동산가격 변동성에 미치는 영향을 추정하기 위해 국가별 패널자료를 활용하는 고정효과모형을 구축하고 이를 실증분석한다. 또한 추가적으로 부동산가격과 부동산가격 변동성이 소득불평등, 자산불평등 및 소득자산불평등에 미치는 효과를 추정하기 위해 국가별 패널자료를 이용하는 고정효과모형을 구축하고 이를 검증한다.

위와 같은 회귀분석을 수행하기 위하여 분석자료의 가용여부에 따라 1970-2018년 기간, OECD 국가를 분석대상으로 하여 패널자료를 구축한다. 실증분석 자료는 OECD.stat에서 수집한 주거용 및 비주거용 건물과 토지를 포함하는 부동산자산총액과 부동산 보유세 및 양도소득세, 1인당 GDP, 총인구, 장기이자율, 주식가격지수, 소득 지니계수와 Credit Suisse의 Global Wealth Databook으로부터 구한 자산 지니계수, 그리고 관련 변수들로 구성된다.

4 실증분석 결과

본 연구의 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 부동산 보유세율 인상에 따라 부동산가격은 하락하고 부동산 양도소득세율 인상에 따라 부동산가격은 상승한다. 부동산 보유세율 인상은 부동산가격 변동성을 감소시키고 또한 부동산 양도소득세율 인상은 부동산가격 변동성을 감소시킨다.

구체적인 추정결과를 추정식에 따라 부동산 보유세율이 0.1%p 증가하면 부동산가격이 8.84-12.61% 감소하지만, 부동산 양도소득세율이 1% 증가하면 부동산가격이 0.2% 증가한다. 부동산 보유세율이 0.1%p 증가하면 부동산가격 변동성은 0.511-1.196%p 감소하고, 부동산 양도소득세율이 1%p 증가하면 부동산가격 변동성은 0.08%p 감소한다.

또한 본 연구의 분석결과, 부동산가격 변동성이 증가하면 소득불평등 개선에 비해 자산불평등이 더 악화되어, 소득자산불평등은 결과적으로 악화된다.

5 결론 및 정책제언

본 연구의 이와 같은 분석결과가 시사하는 바는 현재 부동산가격이 상당히 높아 정부가 부동산가격을 낮추며 부동산가격 안정화를 달성하기 위하여 부동산 양도소득세 강화보다는 부동산 보유세 강화가 더 효과적이고 바람직하다. 왜냐하면 부동산 보유세율 인상은 부동산가격을 하락시키며 부동산가격 변동성이 감소시키는 반면, 부동산 양도소득세율 인하는 부동산가격을 상승시키며 부동산가격 변동성을 감소시키기 때문이다.

또한 부동산 보유세 강화는 부동산가격 하락과 함께 부동산가격 변동성을 감소시켜 부동산가격 안정화에 기여할 뿐만 아니라, 궁극적으로는 이를 통해 자산불평등을 더 개선시키고 이에 따라 소득자산불평등을 더 개선시켜 경제적 불평등을 해소하는데 추가적인 기능을 할 수 있다.

제4장

조세의 자산가격 안정화 효과

제1절 연구 배경 및 목적

제2절 기존 문헌과 본 연구의 차별성

제3절 실증분석 모형 및 자료

제4절 실증분석 결과

제5절 결론 및 정책제언

1 연구 배경

우리나라는 1997년 외환위기 이전 고도 성장기에서 비롯된 경제적 불평등이 주로 소득불평등에 기인하면서 재분배정책으로서 누진적 소득과세에 무게를 두어 시행해 왔다고 평가된다. 그러나 외환위기 이후 성장 정체기에는 특히 소득 9~10분위의 소득점유율이 더욱 높아지며 소득격차는 더욱 확대되고 있다. 이는 외환위기 이전 고도 성장기에 부모세대가 벌어들인 소득이 자녀세대에게 자산으로 대물림되는 과정에서 특정 계층에 집중되고, 외환위기 이후 성장 정체기에는 이러한 자산 소유가 경제력을 제고할 수 있기 때문이다.

이 같은 상황에서 경제적 불평등은 소득불평등에서 나아가 자산불평등이 주요한 요인이 되며, 효과적인 재분배정책을 수행하기 위해서는 종래의 누진적 소득과세뿐만 아니라 사용자의 응익 원칙에 더해 납세자의 응능 원칙이 강화된 자산과세가 요구된다. 자산과세로서 부동산 보유세는 우리나라의 경우 지방세인 재산세가 지방공공서비스에 대한 사용료로 지불되는 수단이며 국세인 종합부동산세가 자본가 소유자산에 대한 과세를 통해 자산불평등을 완화하는 역할을 한다고 할 수 있다.

특히, 우리나라는 가계 자산 중에서 부동산이 차지하는 비중이 매우 높아, 최근 수도권 등 특정 지역의 주택가격 급상승 등 부동산 가격변동으로 인한 가계 자산격차 확대에 대한 사회적 우려가 커지고 있는 상황이다. 우리나라는 부동산가격 안정화를 위해 지난 과거부터 양도소득세, 종합부동산세 등을 통해 반복적인 노력을 거듭해 왔으며, 최근에는 이를 해결하는 대책으로 재산세·종합부동산세 등 보유세의 역할이 강조되고 있다.

2 연구 목적

본 연구는 부동산세제가 부동산가격 변동성에 미치는 영향을 실증적으로 분석한다. 특히, 자산과세 강화로서 부동산 보유세(재산세·종합부동산세)와 양도소득세 인상이 부동산가격 안정화에 미치는 효과를 실증적으로 분석한다. 한편, 여타 국가들에 비해 우리나라의 경우에는 부동산세제로서 거래세가 높은 반면 보유세가 낮은 것은 가계 자산의 상당 부분을 부동산에 집중시켜 부동산가격을 상승시키는 요인이 될 수 있다.

또한 본 연구는 조세의 자산가격 안정화 효과를 실증분석하여 한국의 경제적 불평등의 특성에 따른 조세정책의 방향을 제시하고자 한다. 자산과세 강화가 경제적 불평등을 직접적으로 해결할 뿐만 아니라 궁극적으로 자산가격 안정화를 통해 경제적 불평등을 해소하는데 추가적인 기능을 할 수 있다는 결과를 도출하여 제시하고 경제적 불평등을 완화할 수 있는 조세 설계에 대해 제안한다.

1 기존 문헌

가. 보유세와 부동산가격 관련 연구

보유세(재산세·종합부동산세)와 부동산가격에 대한 기존연구는 다음과 같다.

김경환(1990)은 재산세의 부동산자산 가격 및 임대료에 대한 효과 관련 이론 및 실증적 연구들을 검토하고 재산세가 부동산가격과 임대료에 미치는 효과를 분석했다. 특히 재산세 강화에 따라 세 부담이 주택과 상업용건물의 임대료 상승에 의해 세입자와 상업용건물부터 제공되는 재화 및 서비스의 최종소비자에게 어떻게 전가되는지를 분석했다.

허명순(2001)은 미국 지방정부의 경우 조세와 공공서비스의 수준이 주택가격에 미친 영향을 분석했다. 주택가격에 대한 재산세 및 공공서비스를 포함한 이웃특성 효과와 주택가격 추정 시 사용하는 함수 형태에 따른 자본화 정도를 보였다.

이정국(2007)은 재산세가 부동산가격에 미치는 영향에 관하여 연구하였는데, 재산세가 아파트 매매 및 전세가격에 미치는 영향에 대해 시계열분석을 수행하였다. 벡터자기상관(vector auto-regressive, VAR), 벡터오차수정(vector error correction, VEC) 모형 분석결과, 아파트가격 변화를 설명하는데 기존 조세보다 자기회귀적인 영향이 크게 나타나며 다른 요인들의 영향이 중요하다는 것을 강조하였다. 또한 재산세율의 아파트 매매가격지수에 대한 영향이 유의하게 양(+)으로 나타나, 재산세가 가격 안정화에 기여한 것으로 보기에 어렵다고 판단했다.

최승문·신상화(2018)는 부동산 보유세의 세 부담 및 경제적 효과를 분석하였다. 부동산 보유세가 주택가격에 미치는 영향을 연간 및 월자료를 활용하여 분석한 결과, 종합부동산세 도입 논의 시 주택가격상승률이 낮아졌지만, 이후 실제 도입 시 전국 평균 주택가격상승률이 낮아졌을 뿐 서울지역과 아파트 가격상승률에는 유의미하게 영향을 미

치지 않은 것으로 나타났다. 그리고 이후 종합부동산세 강화와 약화의 주택가격상승률에 대한 영향은 크지 않은 것으로 보였다.

Cebula(2009)는 조지아 주, 서배너 시에서 2000-2005 기간에 2,888개의 단독주택을 대상으로, 재산세가 주택가격으로 자본화되는지를 헤도닉 가격모형(hedonic pricing model)을 적용하여 분석하였다. 분석결과, 실질 단독주택 판매가격은 시 및 카운티 재산세 수준에 의해 사실상 부정적인 영향을 받았다.

Bai, Li and Ouyang(2014)은 상하이와 충칭에서 2011년 1월부터 시작한 재산세의 정책실험을 활용하여 주택가격에 대한 재산세 영향을 분석하였다. 재산세 실험은 상하이 평균 주택가격을 11%-15% 낮추었지만, 충칭 평균 주택가격을 10%-12% 올렸다.

Du and Zhang(2015)은 중국에서 주택가격에 대한 주택구매 제한 및 시험 재산세 효과를 각각 반사실적 분석(counterfactual analysis)을 이용하여 평가하였다. 분석결과, (i) 베이징에서 구매 제한은 연간 주택가격 성장률을 7.69% 감소시켰고; (ii) 충칭의 시험 재산세는 연간 주택가격 성장률을 2.52% 감소시켰으며; (iii) 상하이의 시험 재산세는 주택가격에 대한 유의한 효과를 가지지 않았다.

Poghosyan(2016)은 재산세율과 주택가격 변동성 간 관계를 분석하기 위해 2005-2014년 기간, 미국 주 및 광역 도시권 실효재산세율에 대한 새로운 데이터세트를 이용하였다. 재산세율이 주택가격 변동성에 대해 부정적인 효과를 가진다는 것을 찾았다. 이 같은 분석결과는 재산과세가 주택가격 변동성을 약화시키는 중요한 수단으로서 사용될 수 있다는 정책적 시사점을 제시한다.

나. 양도소득세와 부동산가격 관련 연구

양도소득세와 부동산가격에 대한 선행연구는 다음과 같다.

박춘구·박태진·강정규(2012)는 서울과 부산지역 아파트를 중심으로, 양도소득세율의 변화가 주택가격에 미치는 영향을 연구했다. 1991년부터 2008년까지 연도별 데이터를 사용하여 양도소득세가 부산과 서울지역 아파트가격에 미치는 영향을 분석한 결과, 양도소득세 평균세율 1% 증가는 부산 주택가격을 0.346% 하락시키고, 서울 주택가격을 0.593% 하락시키는 것으로 나타났다. 즉, 양도소득세 강화는 동결효과에 따른 공급 감

소가 기대수익 감소에 따른 신규수요 감소보다 더 작아서 주택가격을 하락시킨다고 결론을 내렸다.

조기제·이선우·정동준(2017)는 양도소득세와 거시경제변수 등이 아파트가격 변동에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 벡터오차수정모형(VECM) 분석 결과, 단기적으로 양도소득세 및 양도소득세 규제 더미는 전국 아파트가격에 대해 음(-)의 영향을 가지는 것으로 나타났다.

Benjamin, Coulson and Yang(1993)는 1988년 주거용 자산 판매가격에 대한 필라델피아 부동산 양도세 증가의 효과를 분석하고 판매가격이 하락했다는 결과를 제시하였다.

Fuest, Huber and Nielsen(2006)는 실질 주택 자본이득에 대한 과세는 단지 훨씬 더 큰 가격 변동폭을 초래하며 주택 소유자와 자가소유주택 구매자 간 재분배할 수 없다는 것을 보였다.

Aregger, Brown and Rossi(2012)는 1985-2009 기간, 스위스 주 전체뿐만 아니라 주내 과세변화를 이용하여 주택가격 성장에 대한 거래세 및 양도소득세 영향을 분석하였다. 높은 양도소득세는 주택가격 동역학을 악화시키는 반면 거래세는 주택가격 성장에 대한 영향을 갖지 않는다는 분석결과를 제시하였다. 이 같은 결과는 주택공급에 대한 양도소득세의 동결효과(lock-in effect) 존재를 지지하며 부동산 양도소득세와 거래세는 지나친 주택가격 성장을 막기 위한 적합한 수단이 아님을 제안하였다.

다. 부동산세제와 부동산가격 관련 연구

부동산에 대한 특정 단일 세목이 아니라 관련 여러 세목을 동시에 고려한 부동산세제와 부동산가격을 연구한 기존문헌은 다음을 제외하면 보기 드물다.

김종화(2011)는 조세제도가 주택시장에 미치는 영향을 연구하였는데, 서울지역 주택가격변화 및 주택거래량의 결정요인과 영향 정도를 실증적으로 분석했다. 주택가격상승률, 주택공급수준, 주택담보대출금리, DTI, LTV, 경기상황 등이 조세제도보다 주택가격 및 거래에 더욱 크게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 같은 분석결과는 부동산시장 안정화 위해 조세제도가 보조적인 수단 그 이상의 의미를 가질 수 없음을 시사한다.

양도소득세가 재산세, 취득세 및 등록세에 비해 부동산시장 안정화에 기여하는 것이 클 것으로 예상했다.

2 본 연구의 차별성

본 연구는 부동산가격에 대해 보유세인 재산세 및 종합부동산세뿐만 아니라 거래세인 양도소득세를 동시에 포함하는 부동산세제 효과를 실증적으로 분석한다. 국내외 선행 연구들 거의 모두가 부동산과세로서 재산세 또는 양도소득세 등 특정 개별 세목 하나에 한정하여 그 효과를 분석했다. 그러나 본 연구에서는 부동산 거래 및 보유단계에서 부과되는 조세로서 양도소득세와 재산세 및 종합부동산세를 모두 고려하여 부동산 조세체계(tax system)의 효과를 종합적으로 분석한다.

그리고 본 연구는 부동산 조세체계가 서로 상이한 국가들을 대상으로 국가 패널모형 및 자료를 구축하여 부동산세제의 부동산가격에 대한 영향을 분석한다. 국내외 기존 문헌에서 거의 모든 연구들이 특정 국가에 한정하여 그 국가 내 시계열자료에 의존하여 분석하고 있기 때문에 실증분석에 고려되는 부동산 조세체계가 동일하다는 한계가 있다. 각 국가는 본질적으로 다른 국가와 다른 부동산세제를 갖고 있으며, 이 같은 국가별로 상이한 부동산세제의 특성을 감안하여 부동산세제 효과를 비교분석하는 것이 더욱 합리적이며 타당하다.

또한 향후 부동산 재산세·종합부동산세와 양도소득세 개정이 부동산가격 안정화에 미치는 효과를 분석하고 예측하는데 본 연구에서 추정된 실증분석 모형은 활용될 수 있는 장점이 있다.

1 실증분석 모형

조세의 부동산가격 안정화 효과를 실증적으로 분석하기 위해 사용가능한 데이터에 따른 실증 모형을 구축하고 이를 검증한다. 부동산 조세가 부동산가격 변동성에 미치는 영향을 추정하기 위한 선형회귀모형은 다음 식(1)과 같다.

$$Y_{i,t} = \alpha + \beta_1 X_{1i,t} + \beta_2 X_{2i,t} + C_{i,t} \gamma + u_i + \epsilon_{i,t}. \quad (1)$$

여기서 $Y_{i,t}$ 는 국가 i 의 시점 t 에서의 부동산가격 변동성, $X_{1i,t}$ 는 부동산 보유세율, $X_{2i,t}$ 는 부동산 양도소득세율, $C_{i,t}$ 는 통제변수벡터, u_i 는 관찰 불가능한 국가별 특성, $\epsilon_{i,t}$ 는 오차항을 나타낸다.

부동산가격 변동성 $Y_{i,t}$ 는 2가지 방법으로서 t 년도 부동산자산총액과 $t-1$ 년도와 t 년도에서 부동산자산총액의 전년대비 변화율로 측정된다. 부동산자산총액은 국민계정 대차대조표로부터 비금융자산 중 주거용 및 비주거용 건물과 토지로 구성된 부동산자산에 대한 총액으로 측정된다. 그리고 소비자물가지수(CPI)와 구매력평가(ppps)를 이용하여 각국의 물가상승률 및 현지통화의 차이를 반영하고 로그변환된 값을 사용한다. 또한 로그변환된 부동산자산총액은 민간(가계+기업)·가계·기업부문별 분석에 따라 민간부문 부동산자산총액(ln_rnfass_priv); 가계부문 부동산자산총액(ln_rnfass_hh); 기업부문 부동산자산총액(ln_rnfass_corp)으로 각각 구분하여 측정되고 사용된다. 이와 같이 부동산자산총액의 전년대비 변화율도 민간부문(pcm_rnfass_priv); 가계부문(pcm_rnfass_hh); 기업부문(pcm_rnfass_corp)별로 각각 구분하여 측정되고 사용된다.

부동산 보유세율 $X_{1i,t}$ 는 보유세를 부동산자산총액으로 나눈 실효세율로 측정된다.

또한 부동산 보유세율은 민간·가계·기업부문별 분석에 따라 민간부문 부동산 보유세율 (rectr_nfa); 가계부문 부동산 보유세율(rectr_hh_nfa); 기업부문 부동산 보유세율 (rectr_corp_nfa)로 각각 측정되어 사용된다. 부동산 보유세는 재산세 및 종합부동산 세로 나타내며 임대소득세를 제외한다.

부동산 양도소득세율 $X_{2i,t}$ (%)는 양도소득세를 양도소득으로 나눈 실효세율로 측정된다. 양도소득은 부동산자산총액의 전년대비 변화량으로 측정되며 실현된 소득뿐만 아니라 미실현된 소득을 포함하는 개념이라고 할 수 있다. 또한 부동산 양도소득세율은 민간·가계·기업부문별 분석에 따라 민간부문 부동산 양도소득세율(cgtr_cg); 가계부문 부동산 양도소득세율(cgtr_hh_cg); 기업부문 부동산 양도소득세율(cgtr_corp_cg)로 측정되어 사용된다. [표 1] 부동산세제 중에서 부동산 거래세는 구입 시 부담하는 취득세 및 등록세를 제외하고 판매 시 부담하는 양도소득세로 대표한다.

[표 4-1] 부동산세제

세원	경제행위	세목	과세특성	과세분류
부동산	거래: 구입	취득세 acquisition tax	저량(stock)과세	자산과세
		등록세 registration tax		
	보유	재산세 property tax		
		종합부동산세 comprehensive real estate holding tax		
		임대소득세 rental income tax (capital income tax)	유량(flow)과세	소득과세
거래: 판매	양도소득세 capital gains tax			

통제변수 $C_{i,t}$ 는 부동산 보유세율 및 양도소득세율 이외 부동산가격 변동성에 영향을 미칠 수 있는 1인당 GDP, 인구수, 이자율, 주식가격, 연도 더미 등을 포함한다. 1인당

GDP는 각국의 물가상승률 및 현지통화의 차이가 반영된 불변가격 및 구매력평가기준으로 이용하고 로그변환된 값(ln_gdp_head_const)을 사용하거나 전년대비 성장률(gdp_head_const_pc)로 사용한다. 인구수는 총인구의 로그변환된 값(ln_pop)을 사용하거나 전년대비 성장률(pop_pc)로 사용한다. 그 밖에 이자율은 장기이자율(ltir)로, 주식가격은 전년대비 주식가격지수의 변화율(pcm_spi)로 이용한다.

최소자승법 추정(ordinary least squares estimation, OLS)에 의한 회귀분석은 종속변수에 영향을 미치지 않지만 관찰 불가능하여 통제되지 않은 국가별 특성이 존재할 경우 추정치에 편의를 발생시킨다. 그러나 고정효과 모형(fixed effect model)의 추정은 관찰 불가능한 국가별 특성(unobserved heterogeneity) u_i 을 제거할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 식(1)의 OLS 추정 결과를 함께 제시하지만, 고정효과 모형의 추정 결과를 주요 결과로 제시한다.

식(1)에서 관심 있는 추정계수는 β_1 과 β_2 로, 추정결과로서 β_1 의 추정치 부호가 음(-)이고 β_2 의 추정치 부호가 양(+)¹인 경우에 부동산 보유세율이 낮을수록, 양도소득세율이 높을수록 부동산가격 변동성이 높아진다는 것을 의미한다. 부동산 보유세율이 낮을수록, 양도소득세율이 높을수록 부동산을 더 오랜 기간 보유할 유인이 커지는 자산동결효과가 나타나, 부동산 매물의 수요대비 공급은 감소하여 부동산가격이 상승할 수 있다. 우리나라의 경우에 부동산 양도소득세 상승 시 매물품귀 현상이 빈번히 나타나는 것은 이를 잘 설명한다고 볼 수 있다.

추가적으로 부동산가격 변동성이 소득 및 자산 분배에 미치는 효과를 추정하기 위한 선형회귀모형은 다음 식(2)와 같다.

$$Z_{i,t} = \alpha + \beta Y_{i,t} + C_{i,t} \gamma + u_i + \epsilon_{i,t}. \quad (2)$$

여기서 $Z_{i,t}$ 는 국가 i 의 시점 t 에서의 경제적 불평등도, $Y_{i,t}$ 는 부동산가격 변동성, $C_{i,t}$ 는 통제변수벡터, u_i 는 관찰 불가능한 국가별 특성, $\epsilon_{i,t}$ 는 오차항을 나타낸다.

경제적 불평등도 $Z_{i,t}$ 는 소득분포, 자산분포 또는 소득자산결합분포에 대한 불평등도를 의미한다. 우선 소득분포에 대한 불평등도는 소득구분에 따라 처분가능소득 지니계

수(gini_di); 시장소득 지니계수(gini_mi); 총소득 지니계수(gini_gi)로 각각 구분되어 사용된다. 자산분포에 대한 불평등도는 자산 지니계수(gini_wlth)로 사용된다. 그리고 소득자산결합분포에 대한 불평등도는 위의 3가지 소득 지니계수 각각과 자산 지니계수를 곱하여 얻은 처분가능소득자산 지니계수(gini_di_wlth); 시장소득자산 지니계수(gini_mi_wlth); 총소득자산 지니계수(gini_gi_wlth)로 각각 계산되어 사용된다.

그 밖의 나머지 부동산가격 변동성 $Y_{i,t}$, 통제변수벡터 $C_{i,t}$, 관찰 불가능한 국가별 특성 u_i , 오차항 $\epsilon_{i,t}$ 등에 대한 사항은 위의 식(1)에서 정의된 것과 같다.

식(2)에서 관심 있는 추정계수는 β 로, 추정결과로서 β 의 추정치 부호가 양(+)인 경우에 부동산가격 변동성이 커질수록 소득, 자산 또는 소득자산 분배가 악화된다는 것을 의미한다. 이는 소득, 자산 또는 소득자산 분배를 개선시키기 위해서는 위에서 예와 같이 식(1)의 추정결과로서 β_1 의 추정치 부호가 음(-)이고 β_2 의 추정치 부호가 양(+)인 경우에 부동산세제 개정 방향으로 보유세를 높이고 양도소득세를 낮추어 부동산가격 안정화가 필요하다는 것을 시사한다.

이상과 같이 실증분석 모형에 사용된 변수와 이에 대한 설명은 다음 [표 2]에서 자세히 정리되어 있다.

[표 4-2] Description of Variables

variable	unit	description
nfass_priv	billions (national currency, current prices)	non-financial assets (dwellings, buildings other than dwellings, Land); private sector
nfass_hh	billions (national currency, current prices)	non-financial assets (dwellings, buildings other than dwellings, Land); households and non-profit institutions serving households
nfass_corp	billions (national currency, current prices)	non-financial assets (dwellings, buildings other than dwellings, Land); non-financial and financial corporations
rnfass_priv	billions (US dollar)	(nfass_priv/ppps_gdp)*100/cpi_all_index
rnfass_hh	billions (US dollar)	(nfass_hh/ppps_gdp)*100/cpi_all_index

rnfass_corp	billions (US dollar)	$(\text{rnfass_corp}/\text{ppps_gdp}) * 100 / \text{cpi_all_index}$
ln_rnfass_priv		$\ln(\text{rnfass_priv})$
ln_rnfass_hh		$\ln(\text{rnfass_hh})$
ln_rnfass_corp		$\ln(\text{rnfass_corp})$
pcm_rnfass_priv	percentage	percentage change of rnfass_priv
pcm_rnfass_hh	percentage	percentage change of rnfass_hh
pcm_rnfass_corp	percentage	percentage change of rnfass_corp
rectr_nfa	percentage	recurrent tax rates on immovable property; private sector
rectr_hh_nfa	percentage	recurrent tax rates on immovable property; households
rectr_corp_nfa	percentage	recurrent tax rates on immovable property; corporations
cgtr_cg	Percentage	capital gains tax rates; private sector
cgtr_hh_cg	Percentage	capital gains tax rates; households
cgtr_corp_cg	Percentage	capital gains tax rates; corporations
gdp_head_const	US Dollar (constant prices, constant PPPs, 2015 OECD base year)	gross domestic product; per head
ln_gdp_head_const		$\ln(\text{gdp_head_const})$
gdp_head_const_pc	percentage	gdp_head_const; percentage change
pop	number	population; total
ln_pop		$\ln(\text{pop})$
pop_pc	percentage	pop; percentage change
ltir	percentage	long-term interest rates; per annum
spi	index, 2015=100	share prices; index; annual
pcm_spi	percentage	percentage change of spi
gini_di	0-1 scale	gini (disposable income, post taxes and transfers); total population
gini_mi	0-1 scale	gini (market income, before taxes and transfers); total population
gini_gi	0-1 scale	gini (gross income, before taxes); total population
gini_wlth	0-1 scale	gini (wealth)

gini_di_wlth	0-1 scale	gini_di*gini_wlth
gini_mi_wlth	0-1 scale	gini_mi*gini_wlth
gini_gi_wlth	0-1 scale	gini_gi*gini_wlth

2 실증분석 자료

위와 같은 회귀분석을 수행하기 위하여 OECD 국가를 분석대상으로 하여 패널자료를 구축한다. 자료의 가용여부에 따라 분석기간은 1970-2018년이 된다. 실증분석 자료는 OECD.stat에서 수집한 주거용 및 비주거용 건물과 토지를 포함하는 부동산자산 총액과 부동산 보유세 및 양도소득세, 1인당 GDP, 총인구, 장기이자율, 주식가격지수, 소득 지니계수와 Credit Suisse의 Global Wealth Databook으로부터 구한 자산 지니계수, 그리고 관련 변수들로 구성된다.

[표 3]은 국가-연도 관측치로 구성되는 분석 표본의 요약통계량을 보여준다. 분석기간 동안 OECD 국가의 평균 부동산자산총액은 민간부문(rnfass_priv)이 \$5,192 billions, 가계부문(rnfass_hh)이 \$3,555 billions, 기업부문(rnfass_corp)이 \$1,582 billions로 가계부문이 기업부문에 비해 두 배 이상 높았다. 그리고 평균 전년대비 부동산자산총액의 변화율은 민간부문이 3.15%, 가계부문이 3.21%, 기업부문이 3.13%로 가계부문 부동산가격 변동성이 더 컸다. 평균 부동산 보유세율은 민간부문이 0.45%, 가계부문이 0.38%, 기업부문이 0.85%로, 평균 양도소득세율은 민간부문이 5.75%, 가계부문이 4.50%, 기업부문이 7.00%로 가계부문이 모든 부동산세 부담에서 낮았다. 분석기간 동안 OECD 국가의 평균 시장소득 지니계수는 0.468, 자산 지니계수는 0.714, 시장소득자산 지니계수는 0.337로 자산불평등이 소득불평등에 비해 훨씬 높았다.

[표 4-3] Summary Statistics

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max

rnfass_priv	682	5,192	8,985	60	53,541
rnfass_hh	718	3,555	6,746	2	42,594
rnfass_corp	634	1,582	2,272	9	11,520
ln_rnfass_priv	682	7.26	1.72	4.10	10.89
ln_rnfass_hh	718	6.73	1.92	0.59	10.66
ln_rnfass_corp	634	6.31	1.61	2.15	9.35
pcm_rnfass_priv	650	3.15	6.00	-21.44	32.66
pcm_rnfass_hh	686	3.21	6.61	-30.56	30.23
pcm_rnfass_corp	604	3.13	4.92	-18.59	41.14
rectr_nfa	679	0.45	0.41	0.02	1.70
rectr_hh_nfa	413	0.38	0.73	0.00	4.70
rectr_corp_nfa	382	0.85	1.60	0.00	7.97
cgtr_cg	98	5.75	10.59	0.09	78.67
cgtr_hh_cg	228	4.50	10.32	0.00	95.63
cgtr_corp_cg	110	7.00	6.44	0.00	30.77
gdp_head_const	1,576	31,457	14,961	2,608	107,766
ln_gdp_head_const	1,576	10.24	0.51	7.87	11.59
gdp_head_const_pc	1,544	2.32	3.09	-14.26	24.01
pop	1,813	30,900,000	49,000,000	204,438	327,000,000
ln_pop	1,813	16.28	1.51	12.23	19.61
pop_pc	1,813	0.70	0.81	-2.54	6.20
ltir	1,097	6.08	3.58	-0.36	22.50
spi	1,369	59.86	60.85	0.00	657.82
pcm_spi	1,346	13.07	38.13	-86.77	595.97
gini_di	393	0.305	0.048	0.209	0.480
gini_mi	385	0.468	0.047	0.364	0.580
gini_gi	373	0.338	0.043	0.247	0.489
gini_wlth	333	0.714	0.087	0.446	1.112

gini_di_wlth	237	0.221	0.048	0.102	0.379
gini_mi_wlth	237	0.337	0.049	0.175	0.481
gini_gi_wlth	226	0.242	0.046	0.114	0.387

자료: OECD.Stat; Credit Suisse, Global Wealth Databook 각 연도

1 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향

[표 4-4]-[표 4-11]은 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향을 추정한 식(1)의 회귀분석 결과를 보여준다. [표 4-4]와 [표 4-5]는 OLS 추정결과이고 [표 4-6]과 [표 4-7]은 2SLS 추정결과이다. [표 4-8]과 [표 4-9]는 고정효과모형 추정결과이며 [표 4-10]과 [표 4-11]은 고정효과모형 IV 추정결과이다. 민간부문에 대해 추정한 결과는 [표 4-4], [표 4-6], [표 4-8], [표 4-10]에 제시되어 있고 가계부문에 대해 추정한 결과는 [표 4-5], [표 4-7], [표 4-9], [표 4-11]에 제시되어 있다. 한편, 기업부문에 대해 추정한 결과는 본문에는 다루지 않으나 궁금해 할 수 있는 독자들의 비교·참조를 위해 부록의 [부표 1]-[부표 4]에 정리해 두었다.

또한 [표 4-4]-[표 4-11]에서 주요 설명변수로 부동산 보유세율을 사용한 회귀분석 결과는 열(1)에, 양도소득세율을 사용한 회귀분석 결과는 열(2)에, 그리고 부동산 보유세율과 양도소득세율을 함께 이용한 회귀분석 결과는 열(3)에 제시되어 있다. 각 설명 또는 통제변수의 계수추정치는 그 밖의 다른 설명 및 통제변수가 통제되었을 때 해당 변수가 부동산가격에 미치는 한계적 영향을 나타낸다. 그리고 모든 표는 이분산과 시계열상관에 대해 강건한 표준오차를 구하기 위해 국가 단위로 클러스터한 표준오차를 사용하고, 표준오차 추정치를 괄호 안의 숫자로 나타낸다.

우선 [표 4-4]에서 제시된 민간부문에 대한 OLS 추정결과를 살펴보면 열(1)과 (3)에서 부동산 보유세율은 부동산가격에 1% 유의 수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치지만, 부동산 양도소득세율은 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 즉, 부동산 보유세율이 증가할수록 부동산가격은 하락하는 반면, 부동산 양도소득세율 증감은 부동산가격에 영향을 미치지 않는다.

열(1)에서 1인당 GDP에 대한 양(+)의 계수추정치는 1% 유의 수준에서 통계적으로

유의한데, 인구 1명당 소득이 높아지면 부동산가격은 상승한다는 것을 뜻한다. 또한 열 (1)-(3)에서 인구수는 통계적으로 유의한 양(+) 계수추정치로 가지며 인구수가 늘어나면 부동산수요가 증가되어 부동산가격은 상승할 것을 함의한다. 그리고 열(2)에서 주식 가격지수 변화율에 대한 통계적으로 유의한 음(-)의 계수추정치는 부동산자산을 대체할 수 있는 다른 자산으로서 주식수익률이 높아지면 부동산가격은 낮아진다는 의미이다.

[표 4-4] 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향: 민간부문(OLS 추정결과)

dependent variable = ln_rnfass_priv			
variable	(1)	(2)	(3)
rectr_nfa	-0.580*** (0.147)		-0.893*** (0.142)
cgtr_cg		-0.009 (0.008)	-0.001 (0.001)
ln_gdp_head_const	1.305*** (0.250)	0.730 (2.469)	-0.380 (0.520)
ln_pop	1.135*** (0.049)	1.190** (0.401)	1.241*** (0.076)
ltir	-0.017 (0.026)	0.007 (0.070)	-0.029 (0.033)
pcm_spi	-0.000 (0.001)	-0.018* (0.006)	-0.008 (0.005)
_cons	-24.426*** (3.074)	-20.320 (18.161)	-8.638* (3.899)
year dummy	yes	yes	yes
N	588	98	98

주: 괄호 안의 숫자는 국가 단위로 클러스터된 표준오차임. ln_는 로그값을 의미함. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

자료: OECD.Stat

[표 4-5]의 가계부문 OLS 추정결과도 부동산 보유세율과 양도소득세율에 대해서 민간부문과 유사하게 나타난다.

[표 4-5] 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향: 가계부문(OLS 추정결과)

dependent variable = ln_rnfass_hh			
variable	(1)	(2)	(3)
rectr_hh_nfa	-0.954*** (0.071)		-0.771*** (0.058)
cgtr_hh_cg		-0.018 (0.014)	0.004 (0.003)
ln_gdp_head_const	1.311*** (0.258)	2.315 (1.621)	2.556*** (0.463)
ln_pop	1.193*** (0.074)	1.349*** (0.218)	1.479*** (0.045)
ltir	-0.078** (0.037)	0.098 (0.163)	0.144*** (0.033)
pcm_spi	-0.000 (0.001)	0.002 (0.004)	-0.001 (0.002)
_cons	-25.545*** (3.572)	-40.673* (20.089)	-45.233*** (5.162)
year dummy	yes	yes	yes
N	370	209	130

주: 괄호 안의 숫자는 국가 단위로 클러스터된 표준오차임. ln_는 로그값을 의미함. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

자료: OECD.Stat

[표 4-6]은 민간부문에 대해 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향을 도구변수로 전기 부동산 보유세율과 양도소득세율을 사용하여 2SLS로 추정한 결과를 나타낸다. 열 (1)과 (3)에서 부동산 보유세율이 높을수록 부동산가격은 낮아진다. 그리고 열(2)에서 부동산 양도소득세율의 계수추정치는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 갖는데, 이는 양도소득세율이 높을수록 부동산가격은 낮아진다는 의미이다.

[표 4-6] 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향: 민간부문(2SLS 추정결과)

dependent variable = ln_rnfass_priv			
variable	(1)	(2)	(3)
rectr_nfa	-0.582*** (0.141)		-0.903*** (0.074)
cgtr_cg		-0.016* (0.010)	-0.001 (0.001)
ln_gdp_head_const	1.283*** (0.240)	0.584 (1.559)	-0.454 (0.326)
ln_pop	1.135*** (0.046)	1.208*** (0.250)	1.254*** (0.044)
ltir	-0.023 (0.030)	-0.015 (0.050)	-0.031 (0.020)
pcm_spi	0.000 (0.001)	-0.013*** (0.003)	-0.008*** (0.003)
_cons	-24.661*** (2.991)	-18.884 (12.625)	-7.666*** (2.774)
year dummy	yes	yes	yes
N	566	91	91

주: 괄호 안의 숫자는 국가 단위로 클러스터된 표준오차임. ln_는 로그값을 의미함. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

자료: OECD.Stat

[표 4-7]은 가계부문 2SLS 추정결과를 보여준다. 앞선 민간부문 추정결과와 부동산 보유세율에서는 유사하지만, 이제 부동산 양도소득세율은 부동산가격에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다.

[표 4-7] 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향: 가계부문(2SLS 추정결과)

dependent variable = ln_rnfass_hh			
variable	(1)	(2)	(3)
rectr_hh_nfa	-0.959*** (0.065)		-0.778*** (0.039)
cgtr_hh_cg		-0.022 (0.014)	0.002 (0.003)
ln_gdp_head_const	1.282*** (0.228)	1.944 (1.220)	2.653*** (0.293)
ln_pop	1.194*** (0.067)	1.338*** (0.169)	1.465*** (0.040)
ltir	-0.083** (0.034)	0.021 (0.129)	0.160*** (0.020)
pcm_spi	-0.001 (0.001)	-0.003 (0.004)	-0.002 (0.001)
_cons	-25.862*** (3.081)	-35.920** (14.945)	-45.576*** (3.440)
year dummy	yes	yes	yes
N	355	186	114

주: 괄호 안의 숫자는 국가 단위로 클러스터된 표준오차임. ln_는 로그값을 의미함. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

자료: OECD.Stat

[표 4-8]에서 제시된 민간부문에 대한 고정효과모형 추정결과를 살펴보면, 열(1)과 (3)에서 부동산 보유세율 인상에 따라 부동산가격은 하락하고 열(3)에서 부동산 양도소득세율 인상에 따라 부동산가격은 상승한다.

이 같은 이유는 부동산 보유세율이 높아지면, 부동산 매매시장에서 부동산을 보유하는 사람은 부동산을 계속 보유 시 세부담이 높아져 보유하던 부동산을 판매하려 할 것이고, 부동산을 구입하기를 희망하는 사람은 부동산 구입 후 높은 세부담으로 부동산을 구입하지 않으려 할 것이다. 이에 따라 부동산 매매시장에서 부동산 공급은 증가하여 부동산가격이 하락하고, 또한 부동산 수요가 감소하여 부동산가격이 하락해서, 부동산 가격은 최종적으로 대폭 하락할 수 있다.

또한 부동산 양도소득세율이 높아지면, 부동산 매매시장에서 부동산을 보유하는 사람은 부동산을 판매 시 세후수익률이 낮아져 보유하던 부동산을 계속 더 보유하려고 할 것이고, 부동산을 구입하기를 희망하는 사람은 부동산 구입 후 미래 판매 시 세후수익률이 낮을 것으로 예상하여 부동산 구입을 꺼려 할 것이다. 이에 따라 부동산 매매시장에서 부동산 공급은 동결효과에 따라 감소하여 부동산가격은 상승하고, 부동산 수요는 기대수익 하락에 따라 감소하여 부동산가격은 하락하는 상반된 효과가 나타날 수 있다. 그런데 부동산 공급에 대한 동결효과가 부동산 수요에 대한 기대수익 하락보다 더 클 경우, 부동산가격은 [표 4-8]의 열(3)과 같이 최종적으로는 상승할 수 있다. 이와 같은 본 연구의 결과는 박춘구·박태진·강정규(2012)의 추정결과와는 상반된다.

한편, 열(1)에서 장기이자율이 부동산가격에 1% 유의 수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타난다. 장기이자율이 높아지면, 부동산 구입에 따르는 대출비용이 증가하여 부동산을 구입하기가 어려워질 수 있어 부동산 수요가 감소하여 부동산가격이 하락할 수 있다. 그리고 주식가격지수 변화율도 부동산가격에 1% 유의 수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타난다. 즉, 부동산을 대체하는 금융자산으로서 주식의 수익률이 증가하면, 부동산 구입이 주식 구입으로 대체되어 부동산 수요가 감소하여 부동산가격이 하락할 수 있다.

[표 4-8] 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향: 민간부문(고정효과모형 추정결과)

variable	dependent variable = ln_rnfass_priv		
	(1)	(2)	(3)
rectr_nfa	-0.856*** (0.160)		-1.120*** (0.062)
cgtr_cg		-0.000 (0.002)	0.001*** (0.000)
ln_gdp_head_const	-0.107 (0.216)	2.910*** (0.477)	1.066** (0.337)
ln_pop	0.656* (0.329)	-2.129* (0.996)	-0.882 (0.458)
ltir	-0.022*** (0.008)	-0.032 (0.015)	-0.011 (0.007)
pcm_spi	-0.001*** (0.000)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.000)
_cons	-2.319 (6.495)	17.204 (17.085)	14.909* (5.746)
year dummy	yes	yes	yes
N	588	98	98

주: 괄호 안의 숫자는 국가 단위로 클러스터된 표준오차임. ln_는 로그값을 의미함. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

자료: OECD.Stat

[표 4-9]는 가계부문 고정효과모형 추정결과를 보여준다. 앞선 민간부문과 비교하면 부동산 보유세율과 양도소득세율에 대한 계수추정치 부호는 동일한 반면, 계수추정치의 통계적 유의성이 다소 감소한다.

[표 4-9] 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향: 가계부문(고정효과모형 추정결과)

variable	dependent variable = ln_rnfass_hh		
	(1)	(2)	(3)
rectr_hh_nfa	-0.336* (0.170)		-0.425** (0.163)
cgtr_hh_cg		0.002 (0.001)	0.003** (0.001)
ln_gdp_head_const	-0.235 (0.242)	0.367 (0.421)	1.412** (0.546)
ln_pop	0.891 (0.536)	-0.728 (0.802)	0.565 (0.580)
ltir	-0.010 (0.018)	-0.021 (0.019)	0.074** (0.027)
pcm_spi	-0.001* (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.001** (0.001)
_cons	-6.448 (10.547)	15.121 (14.975)	-17.810 (10.895)
year dummy	yes	yes	yes
N	370	209	130

주: 괄호 안의 숫자는 국가 단위로 클러스터된 표준오차임. ln_는 로그값을 의미함. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

자료: OECD.Stat

[표 4-10]은 민간부문에 대해 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향을 전기 부동산 보유세율과 양도소득세를 도구변수로 사용하여 고정효과모형으로 추정한 결과를 제시한다. 부동산가격이 높으면 부동산가격 안정화를 위하여 정부는 반대로 부동산 보유세율과 양도소득세율을 강화할 수 있기 때문에 내생성 문제가 초래될 수 있다. 이 같은 내생성 문제를 해결하기 위해 전기 부동산 보유세율과 양도소득세는 현재 부동산가격에 영향을 미치지 않으면서 조세정책 상 현재 부동산 보유세율과 양도소득세율에 영향을 미칠 수 있어 이를 도구변수로 활용하여 추정한다. 따라서 [표 4-10]의 추정결과를 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향에 대한 본 연구의 주요 결과로 제시한다.

[표 4-10]에서 고정효과모형 IV 추정결과를 살펴보면, 앞선 [표 4-8]의 고정효과모형 추정결과와 동일하게 열(1)과 (3)에서 부동산 보유세율 인상에 따라 부동산가격은 하락하고 열(3)에서 부동산 양도소득세율 인상에 따라 부동산가격은 상승한다.

[표 4-10]의 열(1)과 (3)에서 부동산 보유세율의 계수추정치는 1% 유의 수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 갖는다. 그리고 추정식에 따라 부동산 보유세율이 0.1%p 증가하면 부동산가격이 8.84-12.61% 감소한다는 것을 의미한다. 이와는 반대로 열(3)에서 부동산 양도소득세율의 계수추정치는 1% 유의 수준에서 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 갖는다. 그리고 부동산 양도소득세율이 1% 증가하면 부동산가격이 0.2% 증가한다.

이와 같은 결과에 비추어 볼 때 현재 부동산가격이 상당히 높아 정부에서 부동산가격을 안정시키기를 원한다면 부동산 보유세율을 인상하고 부동산 양도소득세율을 인하하는 것이 도움이 될 수 있다. 그리고 부동산가격 안정화의 효과성 측면에서 부동산 양도소득세율 인하보다 부동산 보유세율 인상이 더 나을 수 있다.

[표 4-10] 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향: 민간부문(고정효과모형 IV 추정결과)

variable	dependent variable = ln_rnfass_priv		
	(1)	(2)	(3)
rectr_nfa	-0.884*** (0.174)		-1.261*** (0.047)
cgtr_cg		-0.003 (0.002)	0.002*** (0.000)
ln_gdp_head_const	-0.175 (0.219)	2.506*** (0.575)	0.795** (0.349)
ln_pop	0.641** (0.326)	-1.654 (1.430)	-0.712* (0.400)
ltir	-0.024** (0.010)	-0.041* (0.022)	-0.014* (0.008)
pcm_spi	-0.001*** (0.000)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.000)
_cons	-1.305 (6.641)	12.849 (21.962)	14.884*** (3.908)
year dummy	yes	yes	yes
N	566	91	91

주: 괄호 안의 숫자는 국가 단위로 클러스터된 표준오차임. ln_는 로그값을 의미함. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

자료: OECD.Stat

[표 4-11]은 가계부문 고정효과모형 IV 추정결과이다. 앞선 민간부문 결과와 부동산 보유세율과 양도소득세율의 계수추정치에 대한 부호와 통계적 유의성 정도는 대체로 비슷하다. 그런데 부동산 보유세율의 계수추정치가 더 작아서 부동산 보유세율이 부동산 가격에 미치는 한계적 영향이 더 작아졌다. 반대로 부동산 양도소득세율의 계수추정치는 더 커서 부동산 양도소득세율이 부동산 가격에 미치는 한계적 영향이 더 커졌다.

[표 4-11] 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향: 가계부문(고정효과모형 IV 추정결과)

dependent variable = ln_rnfass_hh			
variable	(1)	(2)	(3)
rectr_hh_nfa	-0.368** (0.182)		-0.549*** (0.156)
cgtr_hh_cg		0.006* (0.003)	0.005*** (0.001)
ln_gdp_head_const	-0.237 (0.233)	0.125 (0.635)	1.309** (0.559)
ln_pop	0.936** (0.463)	-0.148 (0.879)	0.693 (0.476)
ltir	-0.007 (0.020)	-0.012 (0.015)	0.084*** (0.026)
pcm_spi	-0.001** (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.002*** (0.001)
_cons	-7.111 (9.217)	7.866 (15.308)	-18.920** (8.783)
year dummy	yes	yes	yes
N	355	186	114

주: 괄호 안의 숫자는 국가 단위로 클러스터된 표준오차임. ln_는 로그값을 의미함. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

자료: OECD.Stat

2 부동산조세가 부동산가격 변동성에 미치는 영향

[표 4-12]-[표 4-15]은 부동산조세가 부동산가격 변동성에 미치는 영향을 추정한 식 (1)의 회귀분석 결과를 제시한다. [표 4-12]와 [표 4-13]은 OLS 추정결과에 해당한다. 그리고 [표 4-14]과 [표 4-15]는 고정효과모형 추정결과에 해당한다. [표 4-12]와 [표 4-14]는 민간부문에 대해 추정한 결과이고, [표 4-13]과 [표 4-15]는 가계부문에 대해 추정한 결과이다. 한편, 본문에는 다루지 않으나 비교·참조를 위해 부록의 [부표 5]-[부표 6]에서 기업부문에 대해 추정한 결과는 정리되어 있다.

그리고 [표 4-12]-[표 4-15]에서 열(1)은 주요 설명변수로 부동산 보유세율을 사용한 회귀분석 결과를, 열(2)는 양도소득세율을 사용한 회귀분석 결과를, 그리고 열(3)은 부동산 보유세율과 양도소득세율을 동시에 이용한 회귀분석 결과를 각각 제시하고 있다. 각 설명 또는 통제변수의 계수추정치는 그 밖의 다른 설명 및 통제변수가 통제되었을 때 해당 변수가 부동산가격 변동성에 미치는 한계적 영향을 나타낸다. 그리고 모든 표는 이분산과 시계열상관에 대해 강건한 표준오차를 구하기 위해 국가 단위로 클러스터한 표준오차를 사용하고, 표준오차 추정치를 괄호 안의 숫자로 나타낸다.

[표 4-12]에서는 민간부문에 대해 부동산조세가 부동산가격 변동성에 미치는 영향을 OLS로 추정한 결과를 제시한다. 이 표의 열(1)과 (3)에서 부동산 보유세율은 부동산가격 변동성에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 그러나 열(2)와 (3)에서 부동산 양도소득세율은 10% 유의 수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타난다.

[표 4-12] 부동산조세가 부동산가격 변동성에 미치는 영향: 민간부문(OLS 추정결과)

dependent variable = pcm_rnfass_priv			
variable	(1)	(2)	(3)
rectr_nfa	-0.378 (0.743)		0.798 (1.546)
cgtr_cg		-0.067* (0.026)	-0.070* (0.026)
gdp_head_const_pc	0.675*** (0.125)	1.252** (0.395)	1.213** (0.413)
pop_pc	2.045*** (0.426)	-0.149 (0.918)	-0.549 (0.955)
ltir	-0.374 (0.224)	-0.532* (0.212)	-0.481* (0.224)
pcm_spi	-0.027* (0.015)	-0.134* (0.057)	-0.144 (0.074)
_cons	5.517*** (1.640)	9.645*** (1.616)	8.888*** (1.608)
year dummy	yes	yes	yes
N	566	98	98

주: 괄호 안의 숫자는 국가 단위로 클러스터된 표준오차임. ln_는 로그값을 의미함. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

자료: OECD.Stat

[표 4-13]은 가계부문 OLS 추정결과를 보여주는데, 앞의 민간부문 추정결과와 크게 다르지 않으나 부동산 양도소득세율의 계수추정치의 통계적 유의성이 높아졌다.

[표 4-13] 부동산조세가 부동산가격 변동성에 미치는 영향: 가계부문(OLS 추정결과)

dependent variable = pcm_rnfass_hh			
variable	(1)	(2)	(3)
rectr_hh_nfa	-0.202 (0.375)		-0.188 (0.330)
cgtr_hh_cg		-0.084*** (0.025)	-0.070** (0.021)
gdp_head_const_pc	0.912*** (0.223)	0.448*** (0.117)	0.478 (0.538)
pop_pc	1.905*** (0.590)	1.021 (0.973)	0.756 (1.129)
ltir	-0.559** (0.257)	-1.436*** (0.451)	-1.517* (0.621)
pcm_spi	-0.037 (0.023)	-0.010 (0.029)	-0.032 (0.023)
_cons	5.922** (2.093)	12.868*** (2.699)	14.181** (4.109)
year dummy	yes	yes	yes
N	356	209	130

주: 괄호 안의 숫자는 국가 단위로 클러스터된 표준오차임. ln_는 로그값을 의미함. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

자료: OECD.Stat

[표 4-14]는 민간부문에 대해 부동산조세가 부동산가격 변동성에 미치는 영향을 고정효과모형을 이용하여 추정한 결과에 해당한다. 이 표의 열(1)과 (3)에서 부동산 보유

세율 인상은 부동산가격 변동성을 감소시키고 또한 열(2)에서 부동산 양도소득세율 인상은 부동산가격 변동성을 감소시킨다. 추정식에 따라 부동산 보유세율이 0.1%p 증가하면 부동산가격 변동성은 0.511-1.196%p 감소하고, 부동산 양도소득세율이 1%p 증가하면 부동산가격 변동성은 0.08%p 감소한다. 따라서 부동산가격 변동성을 줄이기 위해서는 부동산 보유세율 강화가 더 효과적일 수 있다.

[표 4-14] 부동산조세가 부동산가격 변동성에 미치는 영향: 민간부문(고정효과모형 추정결과)

dependent variable = pcm_rnfass_priv			
variable	(1)	(2)	(3)
rectr_nfa	-5.113* (2.711)		-11.956** (3.284)
cgtr_cg		-0.075* (0.031)	-0.045 (0.026)
gdp_head_const_pc	0.748*** (0.144)	0.688 (0.329)	0.911** (0.312)
pop_pc	1.405 (1.108)	-4.625*** (0.859)	-6.044** (1.478)
ltir	-0.770* (0.395)	-1.132*** (0.109)	-0.691*** (0.095)
pcm_spi	-0.029** (0.013)	-0.148* (0.068)	-0.126* (0.055)
_cons	13.760*** (3.921)	21.298*** (3.067)	37.667** (8.197)
year dummy	yes	yes	yes
N	566	98	98

주: 괄호 안의 숫자는 국가 단위로 클러스터된 표준오차임. ln_는 로그값을 의미함. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

자료: OECD.Stat

[표 4-15]에서 가계부문 고정효과모형 추정결과가 제시되는데, 민간부문 추정결과와 달리 부동산 보유세율이 부동산가격 변동성에 통계적으로 유의하지 않는 영향을 미치는 것으로 나타난다. 반면 민간부문 추정결과와 유사하게 부동산 양도소득세율은 열(2)와 (3) 모두에서 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타난다.

[표 4-15] 부동산조세가 부동산가격 변동성에 미치는 영향: 가계부문(고정효과모형 추정결과)

dependent variable = pcm_rnfass_hh			
variable	(1)	(2)	(3)
rectr_hh_nfa	-2.543 (2.216)		-3.319 (4.408)
cgtr_hh_cg		-0.086*** (0.023)	-0.064* (0.032)
gdp_head_const_pc	1.086*** (0.245)	0.096 (0.244)	0.681 (0.491)
pop_pc	1.586 (1.330)	-0.582 (1.421)	1.333 (3.203)
ltir	-0.423 (0.403)	-1.411* (0.644)	-0.642 (1.177)
pcm_spi	-0.036 (0.022)	-0.001 (0.032)	-0.044** (0.017)
_cons	3.878 (3.565)	16.206*** (4.589)	7.604 (14.188)
year dummy	yes	yes	yes
N	356	209	130

주: 괄호 안의 숫자는 국가 단위로 클러스터된 표준오차임. ln_는 로그값을 의미함. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

자료: OECD.Stat

3 부동산가격 변동성이 소득 및 자산불평등에 미치는 영향

[표 4-16]은 부동산가격 변동성이 소득 및 자산불평등에 미치는 영향을 추정한 식(2)의 회귀분석 결과를 보여준다. 또한 [표 4-16]은 고정효과모형 추정결과이고 종속변수인 소득불평등과 소득자산불평등을 시장소득에 기초하여 추정한 결과에 해당한다. 이와 비교·참조를 위해 부록에서 [부표 7]은 종속변수인 소득불평등과 소득자산불평등을 처분가능소득에 기초하여, [부표 8]은 총소득에 기초하여 추정한 회귀분석 결과를 각각 제시하고 있다.

[표 4-16]에서 열(1)-(3)은 주요 설명변수로 부동산가격을 이용한 회귀분석 결과를, 열(4)-(6)은 부동산가격 변동성을 순서대로 제시한다. 그리고 열(1)과 (4)는 종속변수로 소득불평등을 나타내는 시장소득 지니계수를 사용한 회귀분석 결과를, 열(2)와 (5)는 자산불평등을 나타내는 자산 지니계수를 사용한 회귀분석 결과를, 그리고 열(3)과 (6)은 소득자산불평등을 나타내는 시장소득자산 지니계수를 각각 제시한다. 각 설명 또는 통제변수의 계수추정치는 그 밖의 다른 설명 및 통제변수가 통제되었을 때 해당 변수가 각각 소득불평등, 자산불평등, 소득자산불평등에 미치는 한계적 영향을 의미한다. 그리고 모든 표는 이분산과 시계열상관에 대해 강건한 표준오차를 구하기 위해 국가 단위로 클러스터한 표준오차를 사용하고, 표준오차 추정치를 괄호 안의 숫자로 나타낸다.

[표 4-16]의 시장소득에 기초한 고정효과모형 추정결과를 살펴보면, 열(1)에서 부동산가격이 소득불평등에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나, 부동산가격이 높아질수록 소득불평등이 낮아지는 것을 의미한다. 이는 부동산가격이 높을 때 부동산 매매를 통한 양도소득의 실현으로 소득불평등이 개선되는 효과가 나타날 수 있다.

그리고 [표 4-16]의 열(4)-(6)에서 부동산가격 변동성의 계수추정치는 통계적으로 유의한 값을 가지며, 각 열에서 부동산가격 변동성이 증가할수록 소득불평등은 낮아지고 자산불평등은 높아지며 소득자산불평등은 높아지는 것으로 나타난다. 부동산가격 변동성이 증가하면 소득불평등 개선에 비해 자산불평등이 더 악화되어, 소득자산불평등은 결과적으로 악화될 수 있다는 것을 함의한다.

[표 4-16] 부동산가격 변동성이 소득 및 자산불평등에 미치는 영향 - 시장소득(고정효과모형 추정결과)

variable	dependent variable=					
	gini_mi	gini_wlth	gini_mi_wlth	gini_mi	gini_wlth	gini_mi_wlth
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ln_rnfass_priv	-0.016*	0.037	-0.001			
	(0.009)	(0.071)	(0.056)			
pcm_rnfass_priv				-0.001***	0.002**	0.002***
				(0.000)	(0.001)	(0.000)
gdp_head_const_pc	-0.001	0.001	0.000	0.000	-0.001	-0.001
	(0.000)	(0.002)	(0.001)	(0.000)	(0.002)	(0.001)
pop_pc	-0.010**	0.015	0.000	-0.010**	0.013	0.000
	(0.005)	(0.014)	(0.009)	(0.004)	(0.010)	(0.007)
ltir	0.002***	0.001	0.002	0.002*	0.003	0.004*
	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.003)	(0.002)
pcm_spi	0.000	-0.001**	-0.000**	0.000	-0.001*	-0.000**
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

_cons	0.537*** (0.054)	0.414 (0.522)	0.340 (0.403)	0.451*** (0.011)	0.688*** (0.021)	0.326*** (0.017)
year dummy	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	277	247	186	270	242	181

주: 괄호 안의 숫자는 국가 단위로 클러스터된 표준오차임. ln_는 로그값을 의미함. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

자료: OECD.Stat; Credit Suisse, Global Wealth Databook 각 연도

5 결론 및 정책제언

본 연구의 분석결과를 정리하면 다음으로 요약된다. 부동산 보유세율 인상에 따라 부동산가격은 하락하고 부동산 양도소득세율 인상에 따라 부동산가격은 상승한다. 부동산 보유세율 인상은 부동산가격 변동성을 감소시키고 또한 부동산 양도소득세율 인상은 부동산가격 변동성을 감소시킨다.

구체적인 추정결과는 추정식에 따라 부동산 보유세율이 0.1%p 증가하면 부동산가격이 8.84-12.61% 감소하지만, 부동산 양도소득세율이 1% 증가하면 부동산가격이 0.2% 증가한다. 부동산 보유세율이 0.1%p 증가하면 부동산가격 변동성은 0.511-1.196%p 감소하고, 부동산 양도소득세율이 1%p 증가하면 부동산가격 변동성은 0.08%p 감소한다.

이 같은 결과가 시사하는 바는 현재 부동산가격이 상당히 높아 정부가 부동산가격을 낮추며 부동산가격 안정화를 달성하기 위하여 부동산 양도소득세 강화보다는 부동산 보유세 강화가 더 효과적이고 바람직하다. 왜냐하면 부동산 보유세율 인상은 부동산가격을 하락시키며 부동산가격 변동성이 감소시키는 반면, 부동산 양도소득세율 인하는 부동산가격을 상승시키며 부동산가격 변동성을 감소시키기 때문이다.

또한 본 연구의 분석결과에 따르면 부동산가격 변동성이 증가하면 소득불평등 개선에 비해 자산불평등이 더 악화되어, 소득자산불평등은 결과적으로 악화된다. 따라서 부동산 보유세 강화는 부동산가격 하락과 함께 부동산가격 변동성을 감소시켜 부동산가격 안정화에 기여할 뿐만 아니라, 궁극적으로는 이를 통해 자산불평등을 더 개선시키고 이에 따라 소득자산불평등을 더 개선시켜 경제적 불평등을 해소하는데 추가적인 기능을 할 수 있다.

참고문헌

1. 문헌자료
2. 웹사이트

1 문헌자료

- 김경환(1990), 「재산세가 부동산가격과 임대료에 미치는 효과분석」, 연구보고서, 국민경제제도연구원.
- 김종화(2011), 「조세제도가 주택시장에 미치는 영향: 서울지역의 주택가격 및 거래량 결정요인을 중심으로」, 국제회계연구, 38, pp.75-98.
- 김홍주·박준·김진우·지규현·손정원(2009), 「주요국의 부동산가격 급등현상과 정책대응 비교 연구」, 서울도시연구, 10(1), pp.89-103.
- 박문수·이경희·김종호(2017), 「경제정책이 개인의 근로소득 변동성에 미치는 효과 분석」, 노동정책연구, 17(3), pp.77-112.
- 박춘구·박태진·강정규(2012), 「양도소득세율의 변화가 주택가격에 미치는 영향에 관한 연구: 서울과 부산지역 아파트를 중심으로」, 세무회계연구, 32(32), pp.47-66.
- 서승환(2012), 「주택가격의 국제적 공조성에 관한 연구」, 주택연구, 20(4), pp.103-124.
- 이정국(2007), 「재산세가 부동산가격에 미치는 영향에 관한 연구」, 조세연구, 7, pp.409-437.
- 이창무·김현아·조만(2012), 「소득대비 주택가격 비율(PIR)의 산정방식 및 그 수준에 대한 국제비교」, 주택연구, 20(4), pp.5-25.
- 정승영·정지선(2018), 「재산세 및 종합부동산세의 주요 쟁점에 관한 비판적 고찰」, 조세법연구, 24(3), pp.269-311.
- 조기제·이선우·정동준(2017), 「양도소득세와 경제변수가 아파트가격 변동에 미치는 영향에 관한 실증 분석」, 부동산·도시연구, 9(2), pp.89-109.

최승문(2018), 「부동산 보유세 현황과 쟁점」, 재정포럼 2018년 6월호 (통권 제264호), pp.30-57.

최승문·신상화(2018), 「부동산 보유세의 세부담 및 경제적 효과 분석」, 연구보고서 18-06, 한국조세재정연구원.

허명순(2001), 「조세와 공공서비스의 수준이 주택가격에 미친 영향: 미국 지방정부의 경우」, 한국행정학보, 35(4), pp.179-200.

Abelson, Peter, Roselyne Joyeux, George Milunovich and Demi Chung (2005), "Explaining House Prices in Australia: 1970-2003", *Economic Record*, 81(1), pp.S96-S103.

Aregger, Nicole, Martin Brown and Enzo Rossi (2012), "Can a Transaction Tax or Capital Gains Tax smooth House Prices?", Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1780826>.

Bai, ChongEn, Qi Li and Min Ouyang (2014), "Property taxes and home prices: A tale of two cities", *Journal of Econometrics*, 180, pp.1-15.

Benjamin, John D., N. Edward Coulson and Shiawee X. Yang (1993), "Real estate transfer taxes and property values: The Philadelphia story", *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 7, pp.151-157.

Cebula, Richard (2009), "Are Property Taxes Capitalized into Housing Prices in Savannah, Georgia? An Investigation of the Market Mechanism", *Journal of Housing Research*, 18(1), 63-75.

Du, Zaichao and Lin Zhang (2015), "Home-purchase restriction, property tax and housing price in China: A counterfactual analysis", *Journal of Econometrics*, 188, pp.558-568.

Fuest, Clemens, Bernd Huber and Søren Bo Nielsen (2006), "Capital gains taxation and house price fluctuations", Working paper, No. 16-2004, Frederiksberg: Copenhagen Business School (CBS), Department of Economics.

- Jordà, Òscar, Katharina Knoll, Dmitry Kuvshinov, Moritz Schularick and Alan M Taylor (2019), "The rate of return on everything, 1870–2015", *The Quarterly Journal of Economics*, 134(3), pp.1225–1298.
- Poghosyan, Tigran (2016), "Can property taxes reduce house price volatility? Evidence from U.S. regions", IMF Working Paper, WP/16/216.
- Poterba, James M., David N. Weil and Robert Shiller (1991), "House Price Dynamics: The Role of Tax Policy and Demography", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1991, 1991(2), pp.143–203.
- Sirmans, G. Stacy, Dean H. Gatzlaff and David A. Macpherson (2008), "The History of Property Tax Capitalization in Real Estate", *Journal of Real Estate Literature*, 16(3), pp.327–343.
- Wales, T. J. and E. G. Wiens (1974), "Capitalization of Residential Property Taxes: An Empirical Study", *The Review of Economics and Statistics*, 56(3), pp.329–333.

2 웹사이트

OECD.Stat, <https://stats.oecd.org/>

Credit Suisse, Global Wealth Databook,

<https://www.credit-suisse.com/about-us/en/reports-research/global-wealth-report.html>

부록

부록 1: 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향: 기업부문

부록 2: 부동산조세가 부동산가격 변동성에 미치는 영향: 기업부문

부록 3: 부동산가격 변동성이 소득 및 자산불평등에 미치는 영향 -
처분가능소득과 총소득

1 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향: 기업부문

[부표 1] 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향: 기업부문(OLS 추정결과)

dependent variable = ln_rnfass_corp			
variable	(1)	(2)	(3)
rectr_corp_nfa	-0.182*** (0.015)		-0.140*** (0.005)
cgtr_corp_cg		-0.049** (0.017)	-0.003 (0.005)
ln_gdp_head_const	0.719*** (0.246)	0.560 (2.342)	2.125 (2.324)
ln_pop	0.939*** (0.052)	1.205** (0.376)	1.168** (0.291)
ltir	-0.096** (0.035)	0.004 (0.095)	0.026 (0.041)
pcm_spi	-0.000 (0.001)	-0.020** (0.005)	0.005 (0.005)
_cons	-15.761*** (2.508)	-20.146 (17.118)	-35.500 (18.309)
year dummy	yes	yes	yes
N	348	99	63

주: 괄호 안의 숫자는 국가 단위로 클러스터된 표준오차임. ln_는 로그값을 의미함. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

자료: OECD.Stat

[부표 2] 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향: 기업부문(2SLS 추정결과)

variable	dependent variable = ln_rnfass_corp		
	(1)	(2)	(3)
rectr_corp_nfa	-0.183*** (0.014)		-0.262 (0.000)
cgtr_corp_cg		-0.066*** (0.013)	0.040 .
ln_gdp_head_const	0.697*** (0.226)	0.742 (1.749)	1.851 .
ln_pop	0.943*** (0.047)	1.210*** (0.258)	1.149 .
ltir	-0.094*** (0.034)	0.030 (0.056)	0.194 .
pcm_spi	-0.000 (0.001)	-0.015*** (0.002)	0.001 .
_cons	-16.211*** (2.260)	-21.842 (14.245)	-32.213 (0.000)
year dummy	yes	yes	yes
N	332	90	57

주: 괄호 안의 숫자는 국가 단위로 클러스터된 표준오차임. ln_는 로그값을 의미함. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

자료: OECD.Stat

[부표 3] 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향: 기업부문(고정효과모형 추정결과)

dependent variable = ln_rnfass_corp			
variable	(1)	(2)	(3)
rectr_corp_nfa	-0.308 (0.181)		-0.128** (0.038)
cgtr_corp_cg		-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)
ln_gdp_head_const	-0.364 (0.327)	1.194 (0.986)	0.850*** (0.044)
ln_pop	1.024 (0.734)	-0.686 (1.145)	-0.039 (0.414)
ltir	-0.007 (0.011)	-0.019* (0.009)	0.011 (0.009)
pcm_spi	-0.000 (0.000)	-0.001** (0.000)	0.000 (0.000)
_cons	-7.491 (14.350)	7.302 (11.061)	-0.658 (7.075)
year dummy	yes	yes	yes
N	348	99	63

주: 괄호 안의 숫자는 국가 단위로 클러스터된 표준오차임. ln_는 로그값을 의미함. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

자료: OECD.Stat; Credit Suisse, Global Wealth Databook 각 연도

[부표 4] 부동산조세가 부동산가격에 미치는 영향: 기업부문(고정효과모형 IV 추정결과)

dependent variable = ln_rnfass_corp			
variable	(1)	(2)	(3)
rectr_corp_nfa	-0.469* (0.250)		-0.304* (0.176)
cgtr_corp_cg		-0.008*** (0.001)	-0.006 (0.012)
ln_gdp_head_const	-0.425 (0.333)	1.308 (1.378)	1.813 (1.459)
ln_pop	0.704 (0.770)	-1.142 (1.281)	-2.830 (3.970)
ltir	-0.003 (0.014)	-0.032** (0.015)	-0.045 (0.096)
pcm_spi	-0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.000)
_cons	-1.252 (15.248)	14.478 (11.357)	39.680 (56.466)
year dummy	yes	yes	yes
N	332	90	57

주: 괄호 안의 숫자는 국가 단위로 클러스터된 표준오차임. ln_는 로그값을 의미함. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

자료: OECD.Stat

2 부동산조세가 부동산가격 변동성에 미치는 영향: 기업부문

[부표 5] 부동산조세가 부동산가격 변동성에 미치는 영향: 기업부문(OLS 추정결과)

variable	dependent variable = pcm_rnfass_corp		
	(1)	(2)	(3)
rectr_corp_nfa	-0.401* (0.195)		0.276 (0.668)
cgtr_corp_cg		-0.234*** (0.012)	-0.237*** (0.037)
gdp_head_const_pc	0.078 (0.147)	1.042*** (0.158)	0.862** (0.207)
pop_pc	2.650*** (0.617)	2.379** (0.803)	1.804 (3.630)
ltir	0.221 (0.265)	-1.000*** (0.145)	-0.820** (0.245)
pcm_spi	-0.030** (0.014)	-0.048 (0.047)	-0.104 (0.066)
_cons	3.837* (1.891)	9.030*** (0.329)	9.054** (2.245)
year dummy	yes	yes	yes
N	333	99	63

주: 괄호 안의 숫자는 국가 단위로 클러스터된 표준오차임. ln_는 로그값을 의미함. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

자료: OECD.Stat

[부표 6] 부동산조세가 부동산가격 변동성에 미치는 영향: 기업부문(고정효과모형 추정결과)

dependent variable = pcm_rnfass_corp			
variable	(1)	(2)	(3)
rectr_corp_nfa	-3.467*** (1.195)		-4.073*** (0.648)
cgtr_corp_cg		-0.238*** (0.017)	-0.220*** (0.027)
gdp_head_const_pc	0.034 (0.178)	0.616*** (0.090)	0.687*** (0.024)
pop_pc	0.788 (1.157)	-1.594** (0.474)	-7.827** (2.740)
ltir	-0.209 (0.245)	-1.330*** (0.262)	-0.224 (0.738)
pcm_spi	-0.027** (0.012)	-0.094* (0.039)	-0.088 (0.048)
_cons	11.237*** (3.439)	18.357*** (1.660)	30.531*** (2.990)
year dummy	yes	yes	yes
N	333	99	63

주: 괄호 안의 숫자는 국가 단위로 클러스터된 표준오차임. ln_는 로그값을 의미함. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

자료: OECD.Stat

3 부동산가격 변동성이 소득 및 자산불평등에 미치는 영향 - 처분가능소득과 총소득

[부표 7] 부동산가격 변동성이 소득 및 자산불평등에 미치는 영향 - 처분가능소득(고정효과모형 추정결과)

variable	dependent variable =					
	gini_di (1)	gini_wlth (2)	gini_di_wlth (3)	gini_di (4)	gini_wlth (5)	gini_di_wlth (6)
ln_rnfass_priv	0.001 (0.007)	0.037 (0.071)	0.006 (0.039)			
pcm_rnfass_priv				-0.000 (0.000)	0.002** (0.001)	0.001*** (0.000)
gdp_head_const_pc	-0.000 (0.000)	0.001 (0.002)	0.000 (0.001)	-0.000 (0.000)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.001)
pop_pc	-0.000 (0.002)	0.015 (0.014)	0.003 (0.005)	0.000 (0.002)	0.013 (0.010)	0.002 (0.004)
ltir	-0.001 (0.001)	0.001 (0.002)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.003 (0.003)	0.002* (0.001)
pcm_spi	0.000 (0.000)	-0.001** (0.000)	-0.000** (0.000)	0.000 (0.000)	-0.001* (0.000)	-0.000** (0.000)

_cons	0.278*** (0.048)	0.414 (0.522)	0.168 (0.279)	0.299*** (0.010)	0.688*** (0.021)	0.211*** (0.009)
year dummy	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	281	247	186	274	242	181

주: 괄호 안의 숫자는 국가 단위로 클러스터된 표준오차임. ln_는 로그값을 의미함. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

자료: OECD.Stat; Credit Suisse, Global Wealth Databook 각 연도

[부표 8] 부동산가격 변동성이 소득 및 자산불평등에 미치는 영향 - 총소득(고정효과모형 추정결과)

variable	dependentvariable=					
	gini_gi (1)	gini_wlth (2)	gini_gi_wlth (3)	gini_gi (4)	gini_wlth (5)	gini_gi_wlth (6)
ln_rnfass_priv	-0.011* (0.006)	0.037 (0.071)	0.001 (0.040)			
pcm_rnfass_priv				-0.000 (0.000)	0.002** (0.001)	0.001*** (0.000)
gdp_head_const_pc	-0.000 (0.000)	0.001 (0.002)	0.000 (0.001)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.001)
pop_pc	-0.003 (0.002)	0.015 (0.014)	0.003 (0.006)	-0.005* (0.003)	0.013 (0.010)	0.002 (0.005)
ltir	0.001 (0.001)	0.001 (0.002)	0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	0.003 (0.003)	0.002 (0.001)
pcm_spi	0.000 (0.000)	-0.001** (0.000)	-0.000** (0.000)	0.000 (0.000)	-0.001* (0.000)	-0.000** (0.000)

_cons	0.379*** (0.043)	0.414 (0.522)	0.230 (0.289)	0.330*** (0.007)	0.688*** (0.021)	0.236*** (0.011)
year dummy	yes	yes	yes	yes	yes	yes
N	270	247	180	263	242	175

주: 괄호 안의 숫자는 국가 단위로 클러스터된 표준오차임. ln_는 로그값을 의미함. * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01.

자료: OECD.Stat; Credit Suisse, Global Wealth Databook 각 연도