

연금저축 세제 변경에 따른 영향 분석

정희수^{1)*} 정홍주^{2)**}

- 국문초록 -

본 연구는 이러한 세제개편이 저축이나 연금가입자의 행태 주는 영향을 분석하는데 목적을 둔다. 정부는 대표적인 사적연금인 연금저축을 확대하기 위해 공제한도 확대, 공제방식 변경 등 다양한 세제혜택을 추진해 왔다. 2011년 공제한도를 300만원에서 400만원으로 확대(2015년에 퇴직연금 개인형 IRP의 경우 추가적으로 300만원 공제)하고 2014년에는 공제방식을 소득공제에서 세액공제로 변경하였다. 한국노동패널(KLIPS)14차에서 19차년도(2011~2016) 6년 자료를 대상으로 이중차분(Difference In Difference: DID)기법과 분위 이중차분(Quantile DID) 기법을 이용하여 분석하였다. 우선 공제한도 확대에 따른 영향을 보면 전반적으로 영향력이 없으나 저소득 계층에서 연금저축이 장기저축이라는 인식이 강하기 때문에 저축률이 상승한 것으로 나타났다. 저축률 분위별로 보면 저소득 계층의 경우 저축률이 낮을수록 연금저축보다 일반저축을 선호하고 고소득 계층은 저축률이 높을수록 연금저축을 더 선호하는 것으로 나타났다. 중간수준의 저축률을 가진 집단에서는 저축률이 하락하는 등 대체효과가 존재하는 것을 확인할 수 있다. 또한 공제방식의 변경도 전체 표본에 대해서는 영향력이 없는 것으로 나타났다. 다만 저소득 계층에서 저축률이 상승하는 것으로 나타났는데 이는 소득공제보다 세액공제의 혜택이 작기 때문에 일반저축을 더 선호한 것으로 볼 수 있다. 저축률 분위별로 보면 저축률이 낮은 집단일수록 일반저축을 더 줄이는 대체효과가 존재하고, 중간수준의 저축률을 가진 집단에서 저축률이 상승하였는데 특히 고령층과 저소득 계층에서 두드러지게 나타났다. 전반적으로 저소득 계층은 연금저축의 세제혜택에 민감한 반응을 보이고 있으며 연금저축을 줄이려는 성향이 강하기 때문에 이들에 대한 차별화된 세제혜택이 필요하다. 또한 고령층에 대한 세제혜택을 좀 더 확대해야 한다. 향후 세제혜택 변경 시 장기저축에 취약한 저소득 계층과 고령층을 별도로 고려할 필요가 있으며 연금저축에 대한 홍보를 강화하는 방안을 모색할 필요가 있다.

핵심단어: 연금저축, 저축률, 소득공제, 세액공제 이중차분기법

* KEB하나은행 하나금융경영연구소 연구위원 (Tel.02-2002-2673, E-mail: heesoo_jung@hanafn.com)

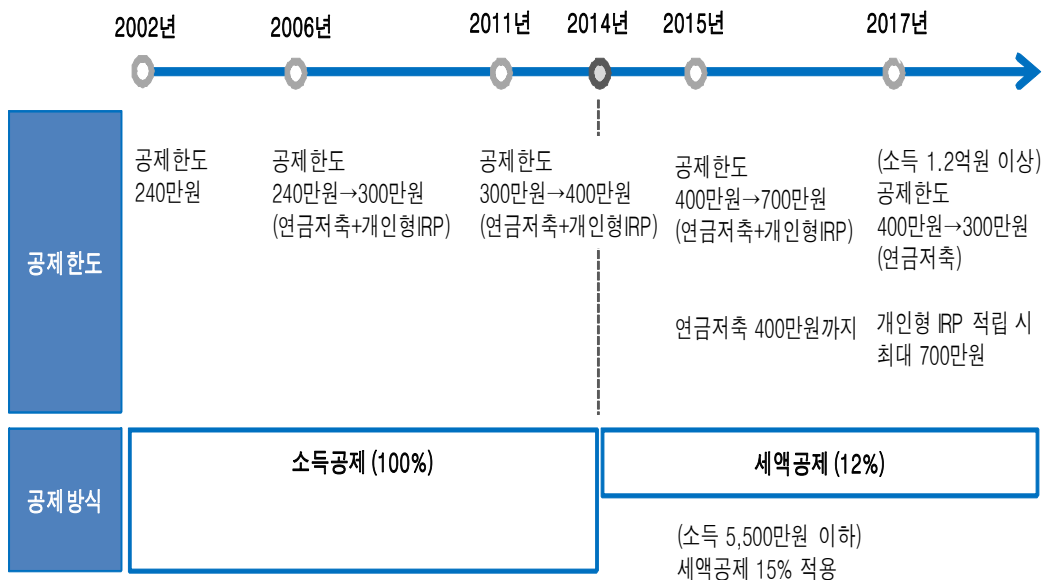
** 성균관대학교 경영학과 교수 (Tel.02-760-0480, E-mail: jungpro@skku.edu)

I. 서론

공적연금과 사적연금은 운영 방식에 있어 큰 차이가 있다. 강제적 성격이 강한 공적연금은 개인의 의지와 상관없이 부과되는 준(準)조세 성격인 반면, 사적연금은 일반저축과 동일하게 자발적인 가입을 전제로 하기 때문에 절세, 과세 이연 등과 같은 세제혜택이 중요하다. 기본적으로 공적연금은 세대간 이전(generation transfer)을 다루기 때문에 장수위험에 노출되어 있다. 이러한 한계를 보완하기 위해 도입된 제도가 퇴직연금, 연금저축 등과 같은 사적연금이며, 대부분 국가에서 수시로 연금개혁을 진행해 왔다. 연금개혁은 적용 대상이나 범위의 변경, 새로운 연금제도 도입 등과 같은 적극적인 변화와 세제개편, 공제한도 확대 등의 소극적인 변화로 구분된다.³⁾

적극적인 변화와 관련해서는 국민연금과 같이 가입대상을 전 사업장으로 확대한 2006년 이후 장기간 큰 제도변화가 없었거나 퇴직연금과 같이 패널자료가 미흡하기 때문에 분석의 한계가 있다. 따라서 본 연구는 2010년 이후 사적연금 관련 세제혜택이 자주 변경된 점을 반영하여 소극적인 변화에 초점을 두었다. 연금과 관련된 세제혜택은 공제한도 확대, 세제 부과방식 변경 등을 포함한다. <그림1>에서 보는 바와 같이 2000년 이후 연금저축 관련 세제변경이 5회에 걸쳐 이루어졌으며, 공제한도는 4~5년 주기로 변경되었다. 2005년 12월 퇴직연금제도가 도입되면서 연금저축과 합산하여 공제한도를 설정하였는데 최초 240만원에서 300만원(2006년), 400만원(2011년), 700만원(2015년)으로 점차 확대되었다.⁴⁾ 특히 가장 큰 변화는 2014년부터 공제방식을 소득공제에서 세액공제로 변경된 것이다.

<그림1> 사적연금 관련 세제변경의 주요 내용



자료 : 하나금융경영연구소

3) 1999년 국민연금의 가입 대상자를 전 국민으로 확대 적용하거나 2005년 12월 퇴직연금제도 도입 등과 같은 내용이 적극적인 변화의 대표적인 예이다.

4) 2015년에는 연금저축의 공제한도는 400만원으로 동일하나 개인형 IRP에 대해 추가적으로 300만원의 공제한도를 부과하였다. 정부에서 소득공제를 세액공제로 전환하면서 세제혜택의 축소를 보전하기 위해 공제한도의 확대를 병행한 것이다.

본 논문은 연금 세제혜택의 변화에 따라 연금가입자의 행태가 어떻게 바뀌는지를 분석하고 나아가 이러한 행태변화가 저축률에 주는 영향을 분석하였다. 이는 기존 연구와 차별화되는 부분이다. 추정 방식은 처리그룹(TG)과 통제그룹(CG)의 차이를 분석하는 이중차분(Difference In Difference: 이하 DID) 기법과 분위이중차분(Quantile DID; 이하 QDID) 기법을 사용하였다. 분석 자료는 한국노동패널(Korean Labor & Income Panel Study: KLIPS) 14차년도(2011년)~19차년도(2016)년까지 6개년도 자료를 균형패널(strongly balance panel)로 구성하였다. 논문의 구성은 II절에서 연금제도 변화에 따른 영향을 분석한 선행연구를 간략하게 살펴보고 III절에서 분석 자료에 대한 설명과 분석방법을 소개한다. IV절에서는 기초통계량과 분석 결과를 살펴본 후 V절에서 요약 및 결론을 제시하였다.

II. 선행연구

일반적으로 정부는 최초 연금제도를 설계한 이후 제도의 안정화를 위해 연금개혁을 단행하고 있으며, 사적연금은 비자발적인 장기저축이라는 특성 때문에 이를 활성화시키기 위해서는 세제혜택 등과 같은 유인책이 자주 바뀔 수밖에 없다. 최근에는 공적연금보다 퇴직연금 등 사적연금의 제도변화 전후의 정책효과를 분석한 연구가 활발하게 진행되고 있다. 주요 연구 내용은 소득계층별 연금납입액의 변화, 저축에 미치는 영향 등을 포함하고 있다. 본 연구에서는 동일한 주제를 다루면서 분석기법이 유사한 국내외 논문을 중심으로 설명한다. 해외연구는 Rutledge et al.(2014), Chetty et al.(2014), Yang(2016) 등의 3편을 소개하고, 국내연구는 정원석·강성호(2015), 정원석·강성호(2017) 등 2편을 소개한다.

Rutledge et al.(2014)는 1999년에서 2011년 동안 SIPP(Survey of Income and Program Participation)에서 50세 전후의 연령층을 대상으로 401(k)에 대한 세제혜택(Catch-Up Contribution)의 효과를 검증하였다.⁵⁾ 제도시행 시점인 2002년을 기준으로 시행 전(1999~2001년)과 시행 후(2003~2011)으로 구분하여 DID기법을 활용하여 분석하였다. 분석 결과로 제도 시행 이후 50세 이상 계층의 납입액이 50세 미만 계층에 비해 540달러~1,020달러 더 증가한 것으로 나타났다. 50세 이상 계층의 경우 세금이연 한도에 대한 퇴직연금의 탄력성은 0.51~0.96으로 다른 연구에 비해 상대적으로 높게 나타났다. 특히, 고소득 또는 고자산가 계층에서 세제혜택의 변화에 더 민감하게 반응하였다. 이러한 현상은 소득에서 연금을 적립하지 않고 다른 형태로 보유한 자산을 연금으로 전환했기 때문에 나타난 것으로 보았다.

Chetty et al.(2014)는 1995년에서 2009년 동안 IDA(The Danish Integrated Database for Labor Market Research)에서 18~60세를 대상으로 하여 세제혜택 등을 통한 연금저축 유인정책의 효과를 분석하였다. 여러 가지 세제혜택을 부여하고 있지만 자동저축방식이 보조금 지원방식보다 연금저축을 높이는데 더 효과적인 것으로 나타났다. 개인의 약 85%는 자동저축방식에서 더 많은 저축을 하는 수동적(passive)인 성향을 가지는 것으로 추정하

5) 2002년부터 도입된 Catch-Up Contribution Plan은 50세 이상 근로자에게 401(k) 납입한도를 초과하여 납부할 수 있도록 하고 기존의 세제혜택을 동일하게 부여하는 방식이다. 2002년에 1,000달러를 시작으로 2006년에는 5,000달러까지 매년 1,000달러씩 증액하였으며, 2017년 기준으로 납입한도 1.8만 달러에 추가적으로 6,000달러까지 납입이 가능하다.

였다. 보조금 지원방식의 경우 과세계정에서 퇴직계좌로 자산을 이전하도록 유도하게 되는데 이를 선호하는 그룹은 은퇴준비가 되어 있거나 자산을 많이 보유하고 있다는 특징을 보였다. 동 연구는 보조금에 대한 개인의 선호도가 낮을 뿐만 아니라 이에 따른 구축효과가 크게 나타나고 대다수 개인의 은퇴 준비가 제대로 이루어지지 않았기 때문에 이러한 결과가 도출된 것으로 보았다.

Yang(2016)은 2002년에서 2008년 동안 TSFIE(Taiwanese Survey of Family Income and Expenditure) 자료를 이용하여 DID 기법을 통해 기업연금 개혁의 영향을 분석하였다. 다만 정부는 2005년에 임금의 6%를 기업연금으로 적립하는 개혁을 단행하였으며, 개혁 이전(2002년-2004년)과 이후(2006년-2008년)으로 구분하고 20-50세의 민간부문 및 공공부문 임금근로자를 대상으로 하였다. 통제변수로 가족 특성, 업종, 직업, 자산규모 등의 변수를 모형에 반영하였다. 연금자산의 증가로 저축률이 2.06%p 하락하고, 특히 민간부문 임금 근로자의 경우 2.48%p 하락하였으며, 기업연금에 대한 저축률의 탄력성은 -0.51에서 -0.61로 나타났다. 추가적으로 QDID 기법을 통해 분석한 결과 하위 10%의 회귀계수는 -0.0372, 하위 65%의 회귀계수는 -0.0155로 나타나 하위 65%까지의 저축률 구간에서 대체효과(substitution effect)가 존재하였다. 또한, 저축률이 낮을수록 대체효과가 더 크다는 사실도 발견하였다. 이러한 결과의 원인은 저축에 대한 선호도가 높은 근로자가 기업연금에 가입된 회사에 다니거나 저축률이 낮은 그룹에서 유동성 제약이 크기 때문으로 보았다. 연금저축에 대한 제도 변경 이후 근로자들은 소비의 평활화(consumption smoothing)를 위해 저축을 줄일 가능성이 높은 것으로 나타났다.

정원석·강성호(2015)는 재정패널 5차년도(2012년) 가구주의 자료를 활용하여 2014년부터 소득공제에서 세액공제로 전환된 공제방식의 변경이 소득계층별 연금저축의 가입과 적립 규모에 준 영향을 분석하였다. 분석방법은 로짓(Logit) 모형과 분위회귀(Quantile Regression; QR) 기법을 이용하였다. 우선 로짓 모형을 통해 연금저축의 가입 결정요인을 분석한 결과 소득과 금융자산 보유액이 높을수록 연금저축의 가입율이 높게 나타났다. 금융자산 규모와 전년대비 금융자산 변동액의 회귀계수 부호가 다르게 나타나 단기 일반저축과 연금저축이 대체관계에 있음을 보여주었다. QR 기법을 통한 분석결과는 상위 50% 그룹과 상위 75% 그룹에서 통계적으로 유의한 양(陽)의 부호로 나타났다. 소득에 대한 탄력성(회귀계수의 절대값)은 상위 50% 그룹에서 0.370-0.410으로 가장 높고 상위 75% 그룹은 0.130-0.163을 기록하였으며, 하위 25% 그룹은 통계적으로 유의하지 않았다. 공제방식의 변경에 따라 가입 유인이 위축될 것으로 예상되었으나 소득수준별 탄력성에 따라 다른 결과가 나타났다. 연금저축 적립액이 중간 수준인 계층의 경우 소득에 대한 연금저축 적립액의 탄력성이 높아 연금저축 적립액이 감소하고, 고소득계층은 탄력성이 낮기 때문에 연금저축 적립액을 축소할 유인이 없다는 결론을 도출하였다.

정원석·강성호(2017)는 재정패널 1-7차년도(2007년-2013년) 가구주의 패널자료를 활용하여 세제혜택 변화에 따른 반응을 분석하였다. 2011년 연금저축 적립한도가 300만원에서 400만원으로, 2015년에는 400만원에서 700만원으로 변경된 내용을 분석대상으로 하였다. 분석 방법은 패널자료를 이용한 고정효과모형(two-way fixed effect model, FE모형)을 이용하여 탄력성을 도출하고, 적립한도 상향 조정에 따른 소득수준별 효과를 분석하기 위해 DID 기법을 활용하였다. 고정효과모형(FE모형)의 결과를 보면 연간 저축액, 금융자산, 총소득 등은 연금저축 적립액을 소폭이나마 증가시키는 것으로 나타났으나 적립한도 상향 조정은 통계적으로 유의하지 않았다. 소득계층별 탄력성을 보면 저소득 계층은 통계

적으로 유의하지 않아 적립한도 상향 조정과 무관한 것으로 나타난 반면, 고소득 계층의 탄력성은 0.036으로 중소득 계층의 0.01보다 높게 나타나 연금저축 적립액을 높이는 결과가 도출되었다. 결국 소득계층별 저축 여력이 중요한 영향을 주는 것으로 제도변경 효과가 고소득 계층에 한정된 것으로 보았다. 중소득 계층 이하의 연금저축 적립액을 증대시키기 위해서는 이들의 세제혜택을 차등화하는 방안을 제시하였다.

III. 분석 방법 및 분석 자료

1. 분석 방법

새로운 연금제도가 도입되면 정책입안자는 도입 전후의 정책효과를 비교하게 된다. 표본 집단을 2개 그룹으로 구분하고 2시점($t=1, t=2$)의 관측치를 가지고 있다고 가정한다. 연금제도가 시행되기 전인 $t=1$ 시점에서는 2개 그룹 모두 동일한 상황에 있으나, $t=2$ 시점에서는 제도변경의 영향을 받은 그룹과 그렇지 않은 그룹으로 구분된다. 이때 다른 외부 변화를 제외하고 순수하게 연금제도 변경에 따른 효과를 추정할 필요가 있다. 특히, 2개 그룹 간 유의미한 차이가 나타날 경우 향후 정책 대응방향이 달라져야 하기 때문에 정확한 모형 설계가 요구된다.

본 연구에서는 정확한 분석을 위해 추정 방식으로 DID 기법을 사용한다. 앞에서 언급한 바와 같이 DID 기법은 처리그룹(TG)과 통제그룹(CG)의 차이를 분석하는 방식이다.⁶⁾ 처리그룹(TG)은 특정 제도에 직접적인 영향을 받는 그룹을 의미하고, 통제그룹(CG)은 영향을 받지 않는 그룹을 의미한다. 개념적으로 보면 $t=2$ 시점에서 “처리그룹(TG)=1, 통제그룹(CG)=0”과 같이 더미변수를 활용할 경우 단순히 처리그룹(TG)과 통제그룹(CG) 간 평균의 차이로 해석할 수 있으며, 이는 제도 변화와 상관없이 각 그룹의 특성(=체계적 차이)을 반영하지 않은 차이로 볼 수 있다. 한편, 처리그룹(TG)만으로 표본을 구성하는 경우 시간 경과에 따른 자연적인 변화를 포함하는 차이로 해석된다. 따라서 제도 변화만을 고려한 순효과(net effect)를 분석하기 위해서는 식 1)과 같이 정태적 패널 모형인 이원 고정효과모형(FE모형)을 통해 DID 추정량(β^{DID})을 구할 수 있다.

$$s_{i,t} = \alpha + \beta D_{i,t} + \gamma Z_{i,t} + u_i + v_t + e_{i,t} \quad (t=1, 2) \quad 1)$$

($s_{i,t}$: 연금적립액을 제외한 저축률, $D_{i,t}$: 제도변화 더미변수, $Z_{i,t}$: 인구통계학적 요소의 벡터)

6) Blundell and Dias(2008)에 따르면 DID 기법을 사용하기 위해서는 다음과 같은 기본가정이 충족되어야 한다고 제시하였다. 처리그룹(TG)과 통제그룹(CG)에 영향을 주는 요소는 제도 변화를 제외하고 모두 공통적이어야 하고 외생성(exogeneity)을 기준으로 처리그룹(TG)과 통제그룹(CG)을 구분해야 한다. 그리고 그룹 내 표본이 받는 제도변화에 따른 영향은 동일하다. 단, DID 기법은 변수의 측정 단위에 따라 결과가 달라지는 한계도 존재한다.

$D_{i,t}$ 는 제도변화의 영향을 받으면 1, 영향을 받지 않으면 0의 값을 가지는 더미변수이다. 1차 차분을 하면 식 2)와 같은 횡단면 모형을 구할 수 있다.

$$\Delta s_i = \beta^{DID} \Delta D_i + \gamma \Delta Z_i + (v_2 - v_1) + \Delta e_i \quad 2)$$

ΔD_i 는 “처리그룹(TG)=1, 통제그룹(CG)=0”의 값을 갖는 더미변수이고, $(v_2 - v_1)$ 은 상수항으로 추정된다. 상수항의 값이 0보다 크면 통제그룹(CG)의 s_i 값이 시간에 따라 커지는 것을 의미한다. 여기서 가장 중요한 회귀계수인 $\hat{\beta}^{DID}$ 값은 식 3)과 같다. $\hat{\beta}^{DID}$ 값은 패널자료의 고유특성과 시간특성을 모두 반영한 제도 변화만의 순효과를 의미한다.

$$\hat{\beta}^{DID} = \overline{\Delta s}^{TG} - \overline{\Delta s}^{CG} = (\overline{s_2^{TG}} - \overline{s_1^{TG}}) - (\overline{s_2^{CG}} - \overline{s_1^{CG}}) \quad 3)$$

한편, DID 기법은 처리그룹(TG) 내 효과가 동일하다고 가정하고 있으나 결과변수의 분포에 따라 차이가 발생할 수도 있다. 이러한 차이를 확인하기 위해 종속변수의 조건부 분위를 중심으로 선형모형을 사용하는 QDID 기법을 통해 영향력을 측정하였다. 동일 집단이라도 정책효과가 개인의 특성에 따라 달라질 수 있기 때문이다. 본 연구에서는 QDID 기법을 이용하여 저축률에 대한 분위별 특성을 파악하는 분석을 추가적으로 시행하였다.

2. 분석 자료 및 변수 설명

분석 자료는 한국노동패널(KLIPS)의 14차년도(2011년)~19차년도(2016)를 이용하였다. 정보가 정확하지 않거나 연구 목적에 부합하지 않은 경우 표본에서 제외하기 위해 자료 구성은 만 19세 이상, 소득정보가 모두 존재하고 저축률이 100% 이하인 경우로 제약 조건을 두었다. 3가지 제약조건을 모두 충족한 표본 수를 연도별로 보면 2010년 4,131개에서 2015년 3,659개로 매년 감소한 반면, 연금저축 납입자 표본 수는 2012년 496개로 가장 많았고 2015년 404개로 가장 적었다.

분석에 사용된 주요 변수는 <표1>과 같다. 본 연구의 목적이 제도변경에 따른 처리그룹(TG)과 통제그룹(CG)의 저축률 차이를 비교하는데 있기 때문에 종속변수와 통제변수 외에는 더미 변수를 사용하였다. 종속변수는 총소득을 저축액으로 나눈 저축률($s_{i,t}$)을 사용하고, 통제변수는 가구주의 연령(age), 연령의 제곱(age^2), 교육수준(edu), 가구원수($family$), 주택보유 여부($home$), 상환부담률($repay$) 등과 같은 인구통계학적인 요소를 사용하였다. 통제변수는 주로 저축률에 영향을 줄만한 변수를 반영하였으며, 저축률 산출에서 총소득으로 나누었기 때문에 별도로 소득변수는 고려하지 않았다.

<표1> 주요 변수에 대한 설명

변수		의미	산식
종속변수	$s_{i,t}$	연금적립액을 제외한 저축률	저축액 / 총소득
더미변수	D_i	연금저축 가입 여부	가입=1, 미가입=0
통제변수	age	가구주의 나이	가구주 만 나이
	edu	가구주 교육수준	가구주 교육연수 (0-22년)
	$family$	가구원 수	가구 구성원 수
	$home$	주택보유 여부	주택보유 : 1, 주택미보유 : 0
	$repay$	상환부담률	월 원금상환액 / 총소득

주: 가구주 교육수준은 초중고(12년), 대학교(4년), 대학원(=2+4년)을 반영하여 최대 22년으로 제한함.

본 연구는 연금저축 제도와 관련된 소극적 변화를 고려하고 있으며, 한국노동패널(KLIPS)에서 제공하는 연금저축을 분석 대상으로 하였다. 특히, <그림1>에서 설명한 제도변화 중에서 2010년 이후 저축(소비)에 영향을 주는 2가지 세제혜택의 변화를 선정하였다. 첫째, 공제한도의 확대이다. 정부는 연금저축의 활성화를 위해 2회(2011년, 2014년)에 걸쳐 공제한도를 확대하였다. 즉, 2011년부터 소득공제 한도를 300만원에서 400만원으로 확대하고, 2015년부터 연금저축(세제비적격 연금)과 퇴직연금 개인형 IRP의 통합한도를 700만원으로 확대하였다.⁷⁾ 둘째, 공제방식의 변경이다. 2014년부터 연금저축(세제비적격 연금)과 퇴직연금 개인형 IRP의 공제방식이 소득공제에서 세액공제로 변경되었다. 이러한 공제방식 변경은 실효세율의 변화를 가져와 소득수준별로 세제혜택의 정도에 차이가 존재하기 때문에 중요한 제도변화로 볼 수 있다.

<표2>에서 보는 바와 같이 제도의 적용 시점을 기준으로 2개 유형 5가지 모형을 설정하였다. 모형1~3은 공제한도의 확대라는 제도변화 시점(T)을 기준으로 제도 시행 전(T-1, 기준연도)인 2010년과 시행 후(T, 비교연도)인 2011년, 2010년(T-1)과 2012년(T+1), 2010년(T)과 2013년(T+2) 등으로 시차를 두면서 효과를 분석하였다. 동일한 방법으로 공제방식의 변경이라는 제도변화 시점(T)을 기준으로 제도 시행 전(T-1)인 2013년과 시행 후(T)인 2014년, 2013년(T-1)과 2015년(T+1)을 분석하였다.

<표2> 연금세제 변경에 따른 모형 설정

	적용시점	변경 내용	변경 전	변경 후
모형 1	2011년	공제한도 300만원 → 400만원	2010년	2011년
모형 2				2012년
모형 3				2013년
모형 4	2014년	공제방식 소득공제 → 세액공제	2013년	2014년
모형 5				2015년

7) 기본적으로 한국노동패널(KLIPS)은 연금저축에 대한 정보만 제공하기 때문에 2015년의 공제한도 확대는 분석에서 제외하였다.

한편, DID 기법으로 분석하기 위해서는 균형패널을 만들어야 하기 때문에 각 모형에 따라 표본 수가 다르다. <표3>에서 보는 바와 같이 모형1~3의 균형패널 관련 전체 표본 수는 각각 3,136개, 2,985개, 2,918개이고, 모형4와 모형5는 각각 3,096개, 2,965개를 선정하였다. 이때 제도 변경 전후의 해당연도에 대한 연금 납입 정보가 있는 경우를 분석대상으로 선정하였다. 즉, 모형1의 균형패널에서 연금 납입자 표본 수는 2010년 340개, 2011년 346개이고, 모형2는 2010년 318개, 2012년 379개로 다소의 차이가 존재한다. 연금저축 납입자 표본 수는 전체 표본의 10~13% 수준으로 높지 않다.

<표3> 모형별 연금저축 납입자 표본 수

(단위: 개, %)

	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5
기준연도	340 (10.8)	318 (10.7)	324 (11.1)	370 (12.0)	368 (12.4)
비교연도	346 (11.0)	379 (12.7)	355 (12.2)	344 (11.1)	324 (10.9)

주: ()는 모형별 전체 표본 대비 연금 납입자 표본의 비중을 의미함

분석 대상은 모형1~3의 경우 공제한도가 300만원에서 400만원으로 확대되었기 때문에 변경 전(T-1) 시점의 연금저축 납입자 중에서 변경 후(T, T+1, T+2) 시점에 연금저축 납입액이 300만원 이상인 그룹을 처리그룹(TG)으로, 그렇지 않은 그룹을 통제그룹(CG)으로 선정하였다. 공제한도의 확대 효과를 분석하기 위해 분석 대상을 연금저축 납입자로 한정하였다. 모형별 표본 수를 보면 모형1의 처리그룹(TG)과 통제그룹(CG)은 각각 291개, 309개이고, 모형2는 각각 285개, 272개, 모형3은 각각 282개, 277개이다.

한편, 모형4~5의 경우 공제방식이 소득공제에서 세액공제로 변경되었기 때문에 변경 전(T-1) 시점에 연금저축 납입 유무와 상관없이 변경 후(T, T+1) 시점에 연금저축을 납입한 그룹을 처리그룹(TG)으로, 그렇지 않은 그룹을 통제그룹(CG)으로 선정하였다. 연금저축을 이미 납입한 사람들이 공제방식의 변경으로 추가로 납입하거나 납입을 중단하는 경우도 있고, 연금저축을 납입하지 않은 사람들도 추가 납입할 수 있다는 점을 반영하였다. 모형4의 처리그룹(TG)과 통제그룹(CG)은 각각 714개, 5,316개이고 모형5는 각각 692개, 5,048개이다. 이러한 분석 구조 하에서 소득분위별, 연령별 등으로 세분화하여 가구의 특성에 따른 효과를 비교 분석하였다. 소득분위는 저소득계층, 중소득계층, 고소득계층 등과 같이 3분위로 구분하고, 연령은 45세 전후를 저연령층과 고연령층으로 구분하였다.⁸⁾

8) [부록]에서 국세청 자료를 이용하여 연금저축에 대한 공제신청자를 대상으로 1인당 적립액과 가입률을 연령별, 소득수준별로 정리하였으며, 본 연구의 결과와 비교할 수 있도록 하였다.

IV. 분석 결과

1. 기초 통계량

주요 변수의 기초 통계량은 <표4>와 <표5>에서 보여준다. 균형패널을 기준으로 각 모형에 따라 평균과 표준편차를 보여준다. 모형1~3은 기준연도에 비해 비교연도의 평균 저축률이 높고 연금저축 납입액은 감소하였다. 모형1의 평균 저축률은 9.86%에서 12.93%, 모형2는 10.6%에서 13.54%, 모형3은 11.08%에서 14.88%로 나타났다. 이에 비해 연금저축 평균 납입액은 460만원에서 300만원 수준으로 감소하였다. 또한 원리금상환률도 기준연도에 비해 상대적으로 높게 나타났다. 인구통계학적 특성을 보면 평균 연령은 44~46세이고 평균 가족 수는 3.35명이며, 자가 보유비중은 63~65%에 이른다. 교육수준은 전문대졸 또는 대졸 정도로 나타났다.

<표4> 주요 변수의 기초 통계량 : 평균 및 표준편차

	모형 1		모형 2		모형 3	
	2010년	2011년	2010년	2012년	2010년	2013년
$s_{i,t}$	9.86 (12.67)	12.93 (12.25)	10.60 (12.33)	13.54 (12.26)	11.08 (12.81)	14.88 (13.14)
$Pension$	460.50 (375.34)	303.71 (414.16)	467.91 (385.58)	319.68 (495.10)	460.74 (372.10)	296.07 (500.94)
$repay$	4.69 (8.00)	4.99 (10.42)	4.74 (7.67)	4.82 (8.88)	4.50 (7.52)	5.48 (21.13)
age	44.32 (9.97)	45.25 (9.98)	44.37 (9.98)	46.20 (9.99)	44.22 (9.61)	46.87 (9.74)
edu	15.26 (2.79)	15.26 (2.78)	15.19 (2.76)	15.17 (2.81)	15.27 (2.79)	15.28 (2.78)
$family$	3.34 (1.14)	3.38 (1.11)	3.37 (1.12)	3.45 (1.07)	3.35 (1.11)	3.39 (1.09)
$home$	0.63 (0.48)	0.65 (0.48)	0.63 (0.48)	0.64 (0.48)	0.64 (0.48)	0.65 (0.48)
표본 수	340		318		324	

주: ()는 표준편차를 의미함

모형4와 모형5의 경우 평균 저축률은 11%대로 비슷한 수준을 보였다. 이는 모형1~3과 다른 양상을 보였다. 연금저축 평균 납입액은 50~60만원으로 낮은 수준을 보였다. 한편 원리금상환률은 기준연도에 비해 비교연도가 낮아지는 모습을 보였다. 인구통계학적 특성을 보면 평균 연령은 54~56세이고 가족 수는 2.9명이고 자가 보유비중은 63%에서 65~66%로 소폭 상승하였다. 전반적으로 모형4~5는 표본 수가 커지면서 모형 1~3과 다른 결과를 보인 것으로 해석된다.

<표5> 주요 변수의 기초 통계량 : 평균 및 표준편차

	모형 4		모형 5	
	2013년	2014년	2013년	2015년
$s_{i,t}$	11.55 (12.50)	11.19 (12.38)	11.17 (12.41)	11.38 (12.31)
<i>Pension</i>	59.65 (237.21)	123.24 (144.54)	61.28 (238.02)	61.61 (257.77)
<i>repay</i>	5.31 (26.44)	4.38 (10.90)	5.24 (26.91)	4.23 (10.09)
<i>age</i>	54.72 (15.18)	55.70 (15.19)	54.83 (15.39)	56.79 (15.42)
<i>edu</i>	14.22 (4.55)	14.22 (4.55)	14.26 (4.56)	14.27 (4.56)
<i>family</i>	2.94 (1.29)	2.93 (1.29)	2.91 (1.30)	2.90 (1.30)
<i>home</i>	0.63 (0.48)	0.66 (0.47)	0.63 (0.48)	0.65 (0.47)
표본 수	3,096		2,965	

주: ()는 표준편차를 의미함

2. DID 기법을 이용한 추정

우선 DID 기법을 통한 모형1의 추정 결과는 <표6>과 같다. 모형1~3의 경우 공제한도가 300만원에서 400만원으로 확대되었을 때 연금저축을 적립해 온 그룹의 저축률에 주는 영향을 분석하였다.⁹⁾ 2010년과 2011년을 비교해 보면 처리그룹(TG)과 통제그룹(CG)의 유의미한 차이가 존재하지 않았으며, 전체 표본을 대상으로 한 통제변수의 회귀계수도 통계적으로 유의하지 않았다. 소득수준별로 보면 중소득 계층의 회귀계수($\hat{\beta}^{DID}$)가 -6.272로 통계적으로 유의한 결과가 도출되었다. 연금저축을 납입한 그룹에서 300만원 이상 납입한 표본의 비중이 9.5%에 불과했지만 중소득 계층에서는 노후대비를 위해 연금저축의 공제한도가 커지면서 저축률이 낮아졌다는 것을 알 수 있다. 연령대에 상관없이 통계적으로 유의한 결과가 도출되지 않았다.

9) 연령, 교육수준, 가구원 수, 주택보유 여부, 상환부담률 등과 같은 통제변수에 대한 추정치는 전체 표본에 대해서만 표시하고 소득계층별, 연령별 분석에서는 별도로 표시하지 않고 관련 변수의 회귀계수($\hat{\beta}^{DID}$)만 표시하였다.

<표6> 공제한도 확대에 대한 추정 결과 (1) : 모형 1

$\hat{\beta}^{DID}$	모형 1			전체 표본의 통제변수	
	2010년	2011년	DID		회귀계수
전체	-5.009* (0.000)	-6.672* (0.000)	-1.662 (0.411)	<i>age</i>	0.0559 (0.266)
저소득	-5.770* (0.001)	-7.143* (0.000)	-1.373 (0.605)	<i>age</i> ²	-0.0006 (0.262)
중소득	-8.543* (0.000)	-14.815* (0.000)	-6.272*** (0.063)	<i>edu</i>	0.0020 (0.934)
고소득	-2.866 (0.143)	-1.953 (0.395)	0.913 (0.762)	<i>family</i>	0.0275 (0.679)
저연령층	-5.770* (0.001)	-7.143* (0.000)	-1.373 (0.605)	<i>home</i>	0.1938 (0.209)
고연령층	-3.889*** (-0.056)	-5.845** (0.013)	-1.956 (0.527)	<i>repay</i>	-0.0080 (0.352)

주: ()은 p값으로 *(1%), **(5%), ***(10%) 유의 수준을 의미함

모형2의 추정결과는 <표7>에서 보는 바와 같다. 전체 표본의 회귀계수($\hat{\beta}^{DID}$)는 통계적으로 유의하지 않은 결과가 도출되었으며, 통제변수 중에서 자가 보유비중이 높을수록 저축률이 높아지는 것으로 나타났다. 2010년과 2012년을 비교해 보면 저소득층의 경우 회귀계수($\hat{\beta}^{DID}$)가 7.505로 통계적으로 유의한 결과가 도출되었다. 연금저축 적립액이 300만원 이상인 그룹에서 추가적으로 납입한 비중이 18.7%로 비교적 높게 나타났다.

<표7> 공제한도 확대에 대한 추정 결과 (2) : 모형 2

$\hat{\beta}^{DID}$	모형 2			전체 표본의 통제변수	
	2010년	2012년	DID		회귀계수
전체	-5.129* (0.000)	-3.872** (0.012)	1.257 (0.536)	<i>age</i>	0.0999*** (0.056)
저소득	-9.369* (0.000)	-1.864 (0.484)	7.505** (0.030)	<i>age</i> ²	-0.0010*** (0.059)
중소득	-9.367* (0.000)	-7.205* (0.009)	2.162 (0.548)	<i>edu</i>	0.0073 (0.773)
고소득	-4.293** (0.031)	-5.825** (0.013)	-1.532 (0.616)	<i>family</i>	-0.0236 (0.731)
저연령층	-5.158* (0.001)	-3.658** (0.048)	1.500 (0.539)	<i>home</i>	0.2928*** (0.063)
고연령층	-5.129* (0.000)	-3.872** (0.012)	1.257 (0.536)	<i>repay</i>	-0.0116 (0.214)

주: ()은 p값으로 *(1%), **(5%), ***(10%) 유의 수준을 의미함

다만, 저소득 계층에서는 연금저축의 공제한도가 확대되더라도 장기 저축이라는 인식이 강하기 때문에 연금저축보다 일반저축을 확대하려는 경향이 높은 결과로 볼 수 있다. 연령별로는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

<표8>에서는 모형3의 추정결과를 보여주고 있는데 전체 표본, 소득수준별, 연령별 모두에서 통계적으로 유의한 결과가 도출되지 않았다. 이는 제도 시행 3년차로서 홍보효과가 미흡하거나 공제한도에 대한 인식도가 현저히 낮아지면서 나타난 결과로 볼 수 있다.

<표8> 공제한도 확대에 대한 추정 결과 (3) : 모형 3

$\hat{\beta}^{DID}$	모형 3			전체 표본의 통제변수	
	2010년	2013년	DID		회귀계수
전체	-5.342* (0.000)	-7.845* (0.000)	-2.503 (0.253)	<i>age</i>	0.0975*** (0.079)
저소득	-4.900* (0.004)	-6.268 (0.002)	-1.369 (0.603)	<i>age</i> ²	-0.0009 (0.131)
중소득	-9.512* (0.000)	-8.710* (0.000)	0.801 (0.838)	<i>edu</i>	-0.0049 (0.845)
고소득	-5.748** (0.014)	-5.056*** (0.080)	0.691 (0.852)	<i>family</i>	0.0278 (0.689)
저연령층	-4.900* (0.004)	-6.268* (0.002)	-1.369 (0.603)	<i>home</i>	0.2196 (0.162)
고연령층	-7.061* (0.005)	-10.550* (0.000)	-3.488 (0.363)	<i>repay</i>	-0.0149 (0.119)

주: ()은 p값으로 *(1%), **(5%), ***(10%) 유의 수준을 의미함

한편, 소득공제에서 세액공제로 공제방식의 변경에 따른 처리그룹(TG)과 통제그룹(CG) 간 차이를 모형4와 모형5에서 분석한 결과는 <표9>와 <표10>에서 보여준다. 모형4와 모형5에서도 전반적으로 유의하지 않은 결과가 도출되었으며 이는 세액공제로의 변경이 공제금액에 어느 정도 영향을 줄 것인지에 대해 정확하게 인식하지 못한 점을 반영하고 있다. 시행 첫해인 모형4의 경우 통계적으로 유의한 결과가 도출되지 않았으며, 모형5에서는 저소득 계층의 회귀계수($\hat{\beta}^{DID}$)만 3.531로 유의한 결과를 보였다. 이는 모형2와 유사한 결과이며 저소득 계층에서는 공제방식이 변경되면서 세제혜택에 따른 효과가 크지 않아 연금저축보다 일반저축을 더 선호한 것으로 해석할 수 있다.

결론적으로 공제한도가 확대되더라도 추가적으로 연금저축이 증가하지 않으며 소득공제에서 세액공제로 공제방식을 변경하면서 연금저축이 증가하지 않은 것으로 나타났다. 특히, 저소득 계층의 경우 연금저축과 관련한 세제혜택이 변경됨에 따라 일반저축을 증가시키는 현상을 보여 장기저축에 대한 선호도가 낮음을 확인할 수 있다.

<표9> 공제한도 확대에 대한 추정 결과 (4) : 모형 4

$\hat{\beta}^{DID}$	모형 4			전체 표본의 통제변수	
	2013년	2014년	DID		회귀계수
전체	-4.968* (0.000)	-5.128* (0.000)	-0.160 (0.796)	<i>age</i>	0.0338 (0.137)
저소득	-7.257* (0.000)	-6.862* (0.000)	0.394 (0.759)	<i>age</i> ²	-0.0007* (0.003)
중소득	-6.447* (0.000)	-8.047* (0.000)	-1.600 (0.136)	<i>edu</i>	0.0250** (0.012)
고소득	-7.327* (0.000)	-6.402* (0.000)	0.925 (0.399)	<i>family</i>	0.0592** (0.038)
저연령층	-5.649* (0.000)	-6.164* (0.000)	-0.514 (0.619)	<i>home</i>	0.2529* (0.000)
고연령층	-4.075* (0.000)	-3.887* (0.000)	0.188 (0.812)	<i>repay</i>	0.0007 (0.548)

주: ()은 p값으로 *(1%), **(5%), ***(10%) 유의 수준을 의미함

<표10> 공제한도 확대에 대한 추정 결과 (5) : 모형 5

$\hat{\beta}^{DID}$	모형 5			전체 표본의 통제변수	
	2013년	2015년	DID		회귀계수
전체	-4.946* (0.000)	-4.930* (0.000)	0.016 (0.980)	<i>age</i>	0.0515** (0.024)
저소득	-7.463* (0.000)	-3.933* (0.000)	3.531** (0.012)	<i>age</i> ²	-0.0008* (0.000)
중소득	-5.882* (0.000)	-6.844* (0.000)	-0.961 (0.353)	<i>edu</i>	-0.0275* (0.006)
고소득	-7.157* (0.000)	-6.733* (0.000)	0.425 (0.708)	<i>family</i>	0.0661** (0.020)
저연령층	-5.941* (0.000)	-6.389* (0.000)	-0.448 (0.672)	<i>home</i>	0.2055* (0.003)
고연령층	-3.585* (0.000)	-3.077* (0.000)	0.508 (0.526)	<i>repay</i>	0.0007 (0.559)

주: ()은 p값으로 *(1%), **(5%), ***(10%) 유의 수준을 의미함

3. QDID 기법을 이용한 추정

DID 기법을 통한 분석에 이어 QDID 기법을 통해 저축률 분위에 따라 세분화하여 처리그룹(TG)과 통제그룹(CG)의 차이를 분석하였다. <표11>에서 보는 바와 같이 모형1~3의 결과는 다음과 같다. 우선 모형1~2에서는 통계적으로 유의한 결과가 나타나지 않았다. 모형2에서 저소득 계층의 경우 저축률 20분위의 회귀계수($\hat{\beta}^{QDID}$)가 8.994이고, 고소득 계층의 경우 저축률 80분위의 회귀계수($\hat{\beta}^{QDID}$)가 -9.362로 유의한 결과가 도출되었다.

<표11> QDID 기법을 이용한 모형의 추정 결과 (1) : 모형 1, 모형 2, 모형 3

$\hat{\beta}^{QDID}$	모형 1			
	20th	40th	60th	80th
전체	0.337 (0.895)	-1.138 (0.630)	-3.120 (0.207)	-0.667 (0.829)
저소득	-2.058 (0.530)	-0.931 (0.740)	-1.034 (0.753)	1.038 (0.812)
중소득	-5.916 (0.121)	-4.671*** (0.092)	-3.925 (0.333)	-4.873 (0.276)
고소득	3.472 (0.202)	-2.277 (0.550)	-1.808 (0.753)	-1.333 (0.799)
저연령층	-2.058 (0.530)	-0.931 (0.740)	-1.034 (0.753)	1.038 (0.812)
고연령층	1.624 (0.647)	-2.545 (0.511)	-6.737 (0.131)	-6.340 (0.156)
$\hat{\beta}^{QDID}$	모형 2			
	20th	40th	60th	80th
전체	-0.606 (0.739)	-0.086 (0.965)	-2.095 (0.364)	-2.320 (0.402)
저소득	8.994** (0.031)	5.568 (0.340)	4.915 (0.414)	0.061 (0.990)
중소득	-0.132 (0.974)	1.576 (0.676)	-0.866 (0.854)	1.206 (0.824)
고소득	-2.753 (0.435)	-2.307 (0.653)	-2.862 (0.565)	-9.362** (0.026)
저연령층	1.176 (0.671)	0.813 (0.742)	-1.919 (0.531)	1.158 (0.837)
고연령층	-0.606 (0.739)	-0.086 (0.965)	-2.095 (0.364)	-2.320 (0.402)
$\hat{\beta}^{QDID}$	모형 3			
	20th	40th	60th	80th
전체	-1.950 (0.256)	-4.720*** (0.090)	-5.498** (0.012)	-2.908 (0.481)
저소득	-1.471 (0.592)	-1.629 (0.684)	-3.616 (0.252)	2.553 (0.665)
중소득	-2.419 (0.564)	-6.242 (0.166)	-4.024 (0.422)	10.615** (0.044)
고소득	-3.360 (0.142)	-4.781 (0.267)	-8.404 (0.118)	-0.411 (0.941)
저연령층	-1.457 (0.592)	-1.629 (0.684)	-3.616 (0.252)	2.553 (0.665)
고연령층	-1.432 (0.591)	-9.352** (0.022)	-7.925*** (0.073)	-2.638 (0.647)

주: ()은 p값으로 *(1%), **(5%), ***(10%) 유의 수준을 의미함

저소득 계층의 경우 저축률이 낮을수록 연금저축보다 일반저축을 더 선호하고 고소득 계층의 경우 저축률이 높을수록 연금저축을 더 선호하는 것을 보여준다. 고소득 계층은 이미 저축률이 상대적으로 높기 때문에 공제한도가 증가함에 따라 연금저축을 추가 납입할 유인이 발생하게 된다. 모형3에서는 저축률 40분위와 60분위에서 통계적으로 유의한 결과를 보였다. 전체 표본을 대상으로 중간정도의 저축률의 회귀계수($\hat{\beta}^{QDID}$)가 각각 -4.720, -5.498을 보여 공제한도의 확대로 인해 저축률이 하락하는 모습을 보였다. 즉 저축률이 낮거나 높지 않은 그룹에서 대체효과가 크게 나타남을 알 수 있다. 이와 함께 저축률 40분위와 60분위에서 연령이 높을수록 대체효과가 크게 나타났다. 은퇴를 준비하거나 은퇴한 경우 노후생활에 대한 불안감이 커지면서 저축을 충분하게 하지 못한 그룹에서 일반저축을 줄이고 연금저축을 확대한 결과로 볼 수 있다.

모형4와 모형5에 대한 QDID 기법을 이용한 추정 결과는 <표12>와 같다. 전체 표본을 대상으로 한 경우 저축률 20분위의 회귀계수($\hat{\beta}^{QDID}$)가 -0.645로 유의한 결과가 도출되었다.

<표12> QDID 기법을 이용한 모형의 추정 결과 (2) : 모형 4, 모형 5

$\hat{\beta}^{QDID}$	모형 4			
	20th	40th	60th	80th
전체	-0.645* (0.000)	0.096 (0.801)	-0.132 (0.905)	-0.713 (0.705)
저소득	—	4.439* (0.000)	1.408* (0.000)	0.555 (0.925)
중소득	-1.408** (0.021)	-1.202 (0.493)	-1.199 (0.579)	-1.715 (0.546)
고소득	0.157 (0.893)	0.048 (0.975)	0.360 (0.817)	-0.212 (0.928)
저연령층	-0.554 (0.654)	-1.483 (0.247)	-0.669 (0.683)	-0.737 (0.722)
고연령층	—	1.656* (0.000)	2.090 (0.144)	1.852 (0.489)
$\hat{\beta}^{QDID}$	모형 5			
	20th	40th	60th	80th
전체	-0.583* (0.000)	0.119 (0.783)	-0.452 (0.683)	-0.436 (0.801)
저소득	—	—	—	—
중소득	-0.369 (0.391)	0.909 (0.601)	-0.603 (0.769)	-0.510 (0.840)
고소득	-1.302 (0.234)	-1.447 (0.346)	0.670 (0.662)	-0.493 (0.836)
저연령층	-1.915*** (0.068)	-1.238 (0.384)	0.741 (0.703)	0.023 (0.993)
고연령층	—	2.128 (0.000)	1.766 (0.197)	0.845 (0.767)

주: ()은 p값으로 *(1%), **(5%), ***(10%) 유의 수준을 의미함

저축률이 낮을수록 공제방식이 변경됨에 따라 일반저축을 더 줄이는 효과로 나타났으며, 중소득 계층에서도 동일한 현상을 보였다. 저축률 40분위와 60분위의 경우 저소득 계층의 회귀계수($\hat{\beta}^{QDID}$)가 각각 4.439, 1.408을 기록하였으며 통계적으로 유의하였다. 저축률이 높지도 낮지도 않은 저소득 계층은 공제방식이 변경되더라도 장기적 관점에서 연금저축을 확대할 유인이 없기 때문에 오히려 일반저축을 확대해 저축률이 높아지는 것으로 해석할 수 있다. 저축률 40분위의 경우 고연령층의 회귀계수($\hat{\beta}^{QDID}$)가 1.656으로 유의한 결과를 보였다. 모형5에서도 전체 표본을 대상으로 저축률 20분위에서 모형4와 동일한 결과가 이어졌으나 전반적으로 유의미한 결과가 도출되지는 않았다.

전반적으로 QDID 기법을 이용한 분석에서는 저축률이 낮은 경우에 유의미한 변화를 보였다. 공제한도 확대의 경우 중간수준의 저축률을 가진 집단에서 일반저축을 줄이고 연금저축을 확대하여 저축률이 낮아지는 경향을 보여 대체효과가 존재함을 확인하였다. 반면, 공제방식을 변경한 경우 중간수준의 저축률을 가진 집단에서 저축률이 상승하는 결과가 도출되었다. 공제방식의 변경으로 세제혜택이 축소되었다고 인식하면서 중간수준의 저축률을 가진 집단에서 민감한 반응을 보인 것으로 해석된다.

V. 요약 및 결론

연금저축은 공적연금과 달리 장기 저축수단으로 인지되기 때문에 자발적 납입을 유도하기 위해서는 세제혜택이 중요하다. 대다수 납입자들이 공제한도 이하로 납입하는 원인이기도 하다. 공적연금의 역할이 한계에 직면함에 따라 정부에서도 공제한도 확대, 공제방식 변경 등과 같은 세제개편을 지속적으로 단행하였다. 이러한 정책효과에 대한 연구가 많지 않은 상황에서 본 연구는 연금저축에 대한 세제변경이 저축률에 어떤 영향을 주는가를 분석하는데 중점을 두었다. 그 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다.

DID 기법을 이용한 추정결과를 보면 기존 연금저축 납입자 중에서 전체 표본을 대상으로 한 경우 공제한도 확대로 300만원 이상 납입한 그룹과 그렇지 않은 그룹의 효과 차이가 없는 것으로 나타났다. 다만, 시행 1차년도에 중소득 계층에서 대체효과가 존재하고 2차년도에는 저소득 계층에서 저축률이 상승하는 것으로 나타났다. 3차년도에는 통계적으로 유의미한 결과가 나타나지 않았다. 소득수준이 높지도 낮지도 않은 집단은 연금저축 납입액을 증대시켜 저축률이 하락한 것으로 볼 수 있다. 공제방식이 변경된 경우는 전체 표본에 대해서는 효과가 없는 것으로 나타났다. 그러나 2차년도에 저소득 계층에서 저축률이 상승하는 것으로 나타났다. 앞서 공제한도 확대의 경우와 동일한 결과가 도출되었다. 저소득 계층은 연금저축의 세제변화에 대해 민감한 반응을 보이고 있으며 대체효과보다 연금저축을 줄이고 일반저축을 늘리는 성향을 보이고 있다. 장기저축에 대한 거부감이 큰 집단이기 때문에 저소득 계층의 연금자산 확대를 위해 차별화된 세제혜택 지원이 필요하다.

한편, QDID 기법을 이용한 추정결과에서 공제한도의 확대는 중간수준의 저축률을 가진 집단에서 대체효과가 나타났으며, 특히 고령층에서 더 영향력이 큰 편이다. 반면, 공제방식의 변경은 동일 집단에서 저소득 계층을 중심으로 저축률을 상승시키는 결과를 보였으며 저축률이 낮은 집단에서는 대체효과가 존재하였다. 향후 세제변경 시 고령층에 대한 세제혜택을 확대하고 홍보효과를 적극적으로 활용해야 한다.

본 연구는 한국노동패널(KLIPS) 자료를 이용하여 연금저축에 대한 세제변경의 효과를 분석했다는 점에서 차별화된 시도로 볼 수 있으나 다음과 같은 한계점이 있다. 연금관련 패널 자료가 미흡한 현실을 고려할 때 정책효과를 제대로 분석하기 위해서는 자료 축적이 필요하고 본 연구에서 이용한 기법 외에도 다양한 방식으로 접근할 필요가 있다. 또한 정책효과가 제도 시행 후 단기간에 나타나지 않을 뿐만 아니라 여러 가지 제도에 따른 영향이 복합적으로 나타날 수 있다는 점을 추가적으로 반영해야 할 것이다.

참 고 문 헌

- 강성호·정원석(2013), 우리나라 연금과세 체계와 연금세제 개편 방향, KiRi Weekly, 제250호, 보험연구원.
- 윤성주(2013), 개인연금 세제혜택에 대한 소고, 재정포럼, 한국조세연구원.
- 김병권·우석진·안종길·빈기범(2013), 세제혜택이 가계의 연금저축 행태에 미치는 인과적 효과, 사회보장연구, 제29권 제3호, pp.54-79.
- 정원석·강성호(2015), 연금과세 체계변화에 따른 소득계층별 연금저축 가입효과 분석, 재정학연구, 제8권 제2호, pp.113-141.
- 정원석·강성호(2017), 사적연금 세제혜택 한도 상향에 따른 사적연금 추가가입 유인추정, 재정학연구, 제10권 제1호, pp.215-240.
- 정원석·이선주(2017), 연금세제 효과연구: 세제변화와 연금저축 행태를 중심으로, 연구보고서 2017-19, 보험연구원.
- 정희수(2018), 국내 연금시장 분석 및 활성화 방안, 하나금융포커스, 제8권 10호, 하나금융경영연구소.
- 정희수(2018), 연금저축 세제변경에 따른 적축률의 영향, KLI 패널워크숍페이퍼, 한국노동연구원
- 홍민기(2009), 국민연금이 노동공급과 저축에 미치는 영향, 『연구보고서 2009-06, 한국노동연구원
- 국세청, 통계연보(2012년~2017년)
- Attanasio, O. P., Banks, J. and Wakefield, M.(2004). "Effectiveness of tax incentives to boost retirement saving: theoretical motivation and empirical evidence," *IFS Working Papers*, No. 04/33.
- Besley, T. and Meghir, C.(1998). "Tax based savings incentives," *unpublished typescript prepared for World Bank Savings project*.
- Chetty, R., Friedman, J.N., Leth-Petersen, S., Nielsen, T.H. and Olsen, T.(2014), "Active vs. Passive Decisions and Crowd-out in Retirement Savings Accounts: Evidence from Denmark," Working Paper 18565, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Gale, W. G. and Scholz, J. K.(1994). "IRAs and household saving," *The American Economic Review*, 84(5), pp.1233-1260.
- Kang, Y. Y. and Serres, A.(2004). "Tax treatment of private pension savings in OECD countries and the net tax cost per unit of contribution to tax-favoured schemes," *OECD Economics Department Working Papers*, No. 406.
- Rutledge, M., Wu, A. Y., and Vitagliano, F.(2014). "Do tax incentives increase 401 (k) retirement saving? evidence from the adoption of catch-up contributions," Center for Retirement Research at Boston College
- Whitehouse, E.(1999). "The tax treatment of funded pensions," MPRA Paper, *Munich Personal RePEc Archive*, No. 14173.
- Yang, T. T. (2016). The effect of workplace pensions on household saving: evidence from a natural experiment in Taiwan (No. 16-A013). Institute of Economics, Academia Sinica.

부 록

<표13> 근로소득자 대상 연령별 연금저축 1인당 적립액 및 가입률

(단위: 만원, 만명, %)

		2011년	2012년	2013년	2014년	2015년	2016년
전체	적립액	249.1	257.3	265.6	257.5	261.1	257.8
	신청자수 (14.0)	217.6 (14.0)	237.3 (15.1)	240.5 (14.7)	234.5 (14.1)	228.0 (13.2)	229.1 (12.9)
30세 미만	적립액	175.3	185.6	192.7	179.1	179.8	178.2
	신청자수 (8.5)	30.3 (8.5)	31.0 (9.0)	28.0 (8.2)	24.4 (7.1)	21.7 (6.2)	20.9 (5.8)
30~39세	적립액	227.3	232.6	238.8	226.4	230.5	228.6
	신청자수 (15.6)	72.9 (15.6)	78.9 (17.0)	78.5 (16.8)	73.8 (16.0)	69.3 (14.9)	67.8 (14.7)
40~49세	적립액	277.4	283.5	289.1	279.8	280.3	274.4
	신청자수 (18.8)	73.3 (18.8)	79.8 (20.1)	81.9 (19.6)	80.4 (18.8)	78.6 (17.7)	79.0 (17.5)
50~59세	적립액	292.3	301.6	309.1	302.5	303.7	297.4
	신청자수 (15.5)	38.4 (15.5)	44.2 (16.8)	48.1 (16.8)	51.1 (16.9)	52.9 (16.4)	55.4 (16.3)
60세 이상	적립액	283.9	293.7	301.5	281.2	286.2	279.2
	신청자수 (2.8)	2.5 (2.8)	3.2 (3.0)	3.8 (3.2)	4.6 (3.6)	5.2 (3.6)	5.9 (3.8)

주: 1) 1인당 적립액은 연금저축 공제 신청자의 연간 적립액을 의미함

2) ()는 근로소득 공제 신청자 중 연금저축 공제 신청자 비중을 의미함

자료: 국세청 국세연보 2012-2017

<표14> 근로소득자 대상 소득수준별 연금저축 1인당 적립액 및 가입률

(단위: 만원, 만명, %)

		2011년	2012년	2013년	2014년	2015년	2016년
전체	적립액	249.1	257.3	265.6	257.5	261.1	257.8
	신청자수	217.6 (14.0)	237.3 (15.1)	240.5 (14.7)	234.5 (14.1)	228.0 (13.2)	229.1 (12.9)
1천만원 이하	적립액	23.6	24.7	71.2	14.0	13.8	13.6
	신청자수	0.204 (0.05)	0.163 (0.04)	0.543 (0.14)	0.263 (0.08)	0.036 (0.01)	0.030 (0.01)
2천만원 이하	적립액	125.3	131.0	164.4	63.7	38.8	35.8
	신청자수	8.1 (2.2)	8.7 (2.2)	8.5 (2.1)	5.9 (1.5)	2.8 (0.7)	2.4 (0.6)
3천만원 이하	적립액	169.3	175.8	189.6	121.7	97.4	95.3
	신청자수	18.5 (8.0)	19.7 (7.9)	17.4 (6.7)	14.2 (5.1)	11.3 (3.8)	11.4 (3.6)
4천만원 이하	적립액	195.8	202.8	207.9	177.1	177.9	176.1
	신청자수	27.9 (17.6)	28.5 (16.9)	26.1 (14.7)	22.4 (11.9)	18.3 (9.5)	18.0 (8.8)
5천만원 이하	적립액	—	232.3	235.3	222.9	220.6	216.4
	신청자수	—	34.8 (29.3)	32.7 (26.3)	30.6 (23.2)	26.6 (19.6)	25.8 (18.0)
6천만원 이하	적립액	—	260.9	262.3	257.5	248.3	243.0
	신청자수	—	34.7 (40.6)	35.3 (38.6)	35.6 (36.6)	33.0 (33.4)	30.7 (30.2)
8천만원 이하	적립액	277.0	286.0	288.9	287.2	280.9	274.4
	신청자수	48.7 (52.4)	54.7 (52.7)	57.7 (51.3)	59.2 (49.5)	62.0 (47.6)	61.7 (44.8)
1억원 이하	적립액	298.5	304.7	308.1	306.2	304.2	298.2
	신청자수	24.3 (63.2)	27.6 (64.7)	30.0 (64.0)	30.9 (61.9)	34.3 (60.2)	36.8 (57.5)
1억원 이상	적립액	326.7	334.1	337.8	335.3	332.4	326.4
	신청자수	24.0 (66.3)	28.1 (67.8)	31.8 (67.4)	35.1 (66.8)	39.5 (66.2)	42.1 (64.4)

주: 1) 1인당 적립액은 연금저축 공제 신청자의 연간 적립액을 의미함

2) ()는 근로소득 공제 신청자 중 연금저축 공제 신청자 비중을 의미함

자료: 국세청 국세연보 2012-2017