



비선형 예산집합 회귀분석을 활용한 과세소득에 대한 소득세 세율체계 변화의 효과 분석

2023. 12.

권성준 · 김정환



비선형 예산집합 회귀분석을 활용한 과세소득에 대한 소득세 세율체계 변화의 효과 분석

2023. 12.

권성준 · 김정환

서 언

본 연구는 비모수 추정방법인 비선형 예산집합 회귀분석(nonlinear budget set regression)을 이용하여 과세소득 조건부 기대함수를 추정하고, 추정된 함수를 이용하여 소득세 세율 변화에 대한 과세소득탄력성의 추정 및 다양한 소득세 세율체계 개편 시나리오에 대한 시뮬레이션 분석을 수행하였다. 본 연구에서 이용한 방법론은 특정 소득구간의 세율 변화로 인한 효과가 아닌 전반적 세율체계의 변화, 즉 과세표준 구간 및 구간별 세율의 다양한 변화에 따른 과세소득의 변화를 분석할 수 있다는 장점이 있다. 본 연구는 과세소득탄력성 추정과 시뮬레이션 분석을 통해 소득세 세율체계 조정 시 납세자의 행태 변화에 대한 고려가 필요함을 보여주었고, 소득분포, 세율 변화 폭, 세율이 변화하는 구간의 길이, 과세소득 조정 여력이 높은 집단의 분포 등을 종합적으로 검토할 필요가 있음도 밝혔다.

본 연구는 그동안 국내에서 이용된 적이 없는 비선형 예산집합 회귀분석이라는 새로운 방법론을 이용하여 소득세 세율체계 변화에 따른 납세자의 행태 변화를 분석하였다. 새로운 방법론을 시도하여 국내 연구방법론의 다양성을 확장시켰다는 점에서 본 연구의 의의가 크다고 생각된다. 세율체계의 물가연동, 복지지출 증대에 따른 세수입 확보 등의 이슈와 함께 세율체계 개편에 대한 논의는 향후 진행될 가능성이 존재한다. 그래서 향후 세율체계 개편 관련 논의가 실제로 진행된다면 본 연구의 결과가 기초자료로서 활용될 수 있을 것으로 기대된다. 또한 만약 구체적인 개편안들이 제시되고 이에 대한 논의가 진행되기 시작하게 된다면 기존 분석방법론과 함께 본 연구의 방법론도 개편안들에 대한 종합적인 분석을 위해 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

본 연구는 본원의 권성준 부연구위원과 김정환 부연구위원이 공동으로 수행하였다. 저자들은 보고서를 작성하는 과정에서 많은 분의 도움을 받았다.

이희선 연구원은 관련 자료수집과 정리, 분석 과정에 많은 도움을 주었다. 이희선 연구원께 감사의 마음을 전한다. 연구 기획 단계부터 중간보고, 최종 보고 단계까지 연구의 진행 상황과 결과를 점검하고 건설적인 조언을 해주신 원내 연구위원들과 외부 평가위원들도 계신다. 그 분들께도 감사의 말씀을 드린다. 그리고 연구의 마무리 단계에서 귀중한 논평을 해주신 두 분의 익명의 심사자께도 감사드린다.

끝으로 본 보고서의 내용은 연구자들이 책임을 지고 작성한 것으로, 연구자들의 독자적인 견해를 정리한 것이며 한국조세재정연구원의 공식적인 견해와 다를 수 있음을 밝혀둔다.

2023년 12월

한국조세재정연구원
원장 김 재 진

요약 및 정책적 시사점

최근 소득세의 세율체계의 개편이 필요하다는 의견들이 나오고 있다. 소득세 세율체계와 관련하여 제기되는 문제 중 하나는 명목소득의 상승에 따른 세부담의 증가 효과이다. 우리나라의 소득세 세율체계는 오랜 기간 큰 변화 없이 유지되어 왔는데, 이로 인해 명목소득이 상승함에 따라 납세자가 인식하지 못하는 사이 세부담이 증가하는 현상이 발생하였다. 이러한 문제를 해결하기 위하여 명목소득의 상승에 맞춰 과세표준 구간을 조정해야 한다는 의견이 존재한다. 소득세 세율체계 개편과 관련하여 제기되는 주요 의견 중 다른 하나는 소득세율을 전반적으로 인상하자는 것이다. 저출산 및 고령화에 따른 인구구조의 변화로 우리나라의 재정지출 규모는 향후 크게 증가할 것으로 예상된다. 그래서 이를 대비한 재정 확보를 위해 소득세 수입을 증대할 필요가 있으며, 이러한 차원에서 전반적인 소득세율의 인상이 필요하다는 주장이다.

그런데 소득세 세율체계의 변화는 납세자가 근로시간 또는 보상형태의 조정, 소비의 변화, 탈세, 조세회피 등을 통해 세부담을 줄이는 등 납세자의 행태 변화를 야기할 수 있다. 국내 선행연구에서는 이러한 세율 변화에 따른 납세자의 행태 변화를 과세소득탄력성(taxable income elasticity)의 추정을 통해 분석하였다. 하지만 자료의 제약으로 정확한 과세소득탄력성의 추정이 어려웠거나 일부 과세표준 구간의 납세자에 한정된 행태 변화만을 분석할 수 있었다는 한계가 있다.

본 연구는 Blomquist et al.(2015; 2023)이 개발한 비선형 예산집합 회귀 분석(nonlinear budget set regression)을 이용하여 납세자의 행태 변화를 분석한다. 비선형 예산집합 회귀분석은 비선형 예산 프론티어(nonlinear budget frontiers) 조건하에 비모수적으로 선택변수(choice variable)의 조건부 기대

(conditional expectation)함수를 추정하는 방법론이다. 이 방법론을 이용하면 특정 소득구간의 세율 변화로 인한 효과가 아닌 전반적 세율체계의 변화, 즉 과세표준 구간 및 구간별 세율의 다양한 변화에 따른 과세소득의 변화를 분석할 수 있다는 장점이 있다.

본 연구는 비선형 예산집합 회귀분석으로 과세소득의 조건부 기대를 추정한다. 여기서 과세소득은 Blomquist et al.(2015; 2023)의 과세소득 개념과 동일하게 세전소득에서 각종 비과세, 공제, 감면 등을 제외하여 세율을 적용하는 금액, 즉 우리나라의 과세표준과 동일한 개념으로 정의한다. 추정된 조건부 기대함수로는 다음의 분석들을 수행한다. 먼저, 세율 변화에 의한 과세소득탄력성을 추정한다. 본 연구에서 추정한 과세소득탄력성은 Blomquist et al.(2015; 2023)의 정의에 따른 것으로, 모든 과세표준 구간의 세율을 인상할 때 평균 과세소득이 변화하는 정도로 측정한다. 세율체계 변화의 효과에 관한 시뮬레이션 분석도 수행한다. 소득세 세율체계 개편에 대한 다양한 가상 시나리오를 설정하여 분석하였는데, 과세소득이 변화하는 정도를 분석할 뿐 아니라 세율체계 개편에 따른 세수효과를 분석하고 행태 변화 반영 여부에 따른 비교분석도 수행한다.

비선형 예산집합 회귀분석은 궁극적으로 다음과 같은 조건부 평균 과세소득(과세표준) 함수를 비모수적으로 추정하는 방법론이다.

$$E[y|B] = \int_y y dF(y|B)$$

여기서 y 는 과세소득(과세표준), B 는 세율체계 관련 모수(과세표준 구간별 경계점과 세율)와 통제변수들을 의미하고, $F(y|B)$ 는 과세소득의 조건부 누적분포함수를 나타낸다. 결국 비선형 예산집합 회귀분석은 데이터상 실증적 분포를 이용하여 $E[y|B]$ (또는 $F(y|B)$)를 추정하는 것으로 이해할 수 있다. 그런데 이때 함수의 형태는 B 에 포함된 변수들이 선형으로 가정된 것이 아닌 변수들이 복잡하게 상호작용하는 형태로 가정한다. 이에 따라 LASSO 방법론을 통해 최적의 함수(또는 설명변수들)를 결정하는 방법이 이

용하여 함수를 추정한다.

비선형 예산집합 회귀분석은 비모수적 추정법으로 선행연구에서 활용하는 모수적 추정법에 비해 다음과 같은 장점이 있다고 판단된다. 먼저, 비선형 예산집합 회귀분석은 선형이 아닌 비선형의 예산 프론티어를 가정하는데, 효용함수에 대한 이러한 보다 완화된 가정을 바탕으로 모형 추정 시 발생하는 오차를 줄일 수 있다. 또한 납세자의 소득분포를 활용하여 소득이 집중된 구간의 가중치를 고려할 수 있어 보다 정확한 모형 추정이 가능할 것으로 판단된다. 그리고 앞서 언급한 바와 같이 과세표준 구간, 구간별 세율의 다양한 변화를 고려할 수 있어 보다 현실적인 세율체계 개편에 대한 정책 시뮬레이션 분석을 수행할 수 있다.

그러나 비선형 예산집합 회귀분석은 다음과 같은 한계도 존재한다. 먼저, 세율체계가 다른 많은 표본이 필요하기 때문에 연도별 이질성을 모형 내부에서 고려하기가 쉽지 않다. 이는 모형에 고려해야 할 변수의 수가 고려하는 이질적 특성의 배수로 증가하기 때문이다. 또한 다양한 이질성을 고려할 수록 모형 추정에 이용하는 표본의 수가 상대적으로 적어지는 효과가 발생하므로 추정치를 안정적으로 도출하기 어렵다는 문제도 있다. 표본의 수가 충분하지 않을 경우 독립변수의 개수가 많아짐에 따라 분산의 추정치가 커져서 통계적 추론이 어려워진다. 비선형 예산집합 회귀분석은 방법론적으로 세율, 비노동소득 등의 내생성 문제를 해결하기 어렵다는 문제도 존재한다. 이에 관해서는 앞으로 방법론적 발전이 더 필요한 것으로 판단된다.

본 연구에서 비선형 예산집합 회귀분석을 적용하여 조건부 과세소득함수를 추정하기 위해 「재정패널조사」 자료를 이용하였다. 비선형 예산집합 회귀분석을 위해서는 과세소득과 비노동소득 변수가 반드시 필요하다. 또한 과세소득을 소득세 세율을 적용하는 소득인 우리나라의 과세표준으로 정의하므로 과세표준에 대한 정보가 필요한데, 「재정패널조사」는 조사 참여가구 가구원들의 소득신고 관련 구체적인 정보들을 조사하고 있어 비교적 정확하게 과세표준을 파악할 수 있는 장점이 있다. 즉 과세표준은 종합소득금액에서 인적공제금액과 각종 소득공제금액을 차감하여 산출하는데, 이를 위한 정보들이 모두 존재한다. 비노동소득의 경우, 배우자 및 다른 가구원의 소

득, 타 가구 이전소득, 정부보조금, 가구 재산의 소득환산액 등을 포함하는데, 「재정패널조사」는 이에 관한 정보들도 조사하고 있다.

분석 대상은 가구주 내 소득이 가장 많은 사람으로 정의한 가구주로 한정하였다. 이러한 가구주 정의를 이용한 이유는 과세표준 산출 시 인적공제액을 중복 없이 적용하기 위한 조치이다. 「재정패널조사」 자료에는 인적공제 금액에 관한 정보가 없어 본 연구는 가구 내 소득이 가장 많은 사람에게 인적공제를 몰아줄 것이라는 가정하에 가구원들의 가족관계, 나이 등의 정보를 활용하여 인적공제금액을 추정하였다.

본 연구에서는 소득세 귀속연도를 기준으로 2007~2013년에 해당하는 「재정패널조사」의 2008~2014년 자료를 이용하였다. 우리나라 소득세 세율 체계는 2014년 귀속부터 과세표준이 1.5억원을 초과하는 고소득 구간에 대해서만 변화하였는데, 「재정패널조사」 자료에는 이에 해당하는 관측치 수가 적다는 문제가 있다. 또한 2014년에는 주요 소득공제 항목이 세액공제 항목으로 전환된 큰 변화가 있었다. 이는 소득, 지출 등이 모두 동일하더라도 2014년 전후로 과세표준이 크게 달라질 수 있음을 시사한다. 그리고 2013년 이전에는 대부분의 공제제도가 소득공제 방식이었기 때문에 공제제도를 통한 행태 변화까지 반영한 세율체계 변화의 과세표준에 대한 효과도 포착할 수 있다.

과세소득탄력성은 비선형 예산집합 회귀분석으로 추정한 과세소득 조건부 기대함수를 이용하여 계산하였다. 본 연구에서 소득세 과세소득탄력성은 Blomquist et al.(2015; 2023)을 따라 모든 과세표준 구간의 세율을 인상할 때 평균 과세소득이 변화하는 정도로 정의한다. Blomquist et al.(2015; 2023)에 따르면, 이렇게 정의한 과세소득탄력성은 Saez et. al.(2012) 등에서 논의된 정책 관련 지표(policy relevant measure)에 상응하는 개념이다. 추정 결과, 전체 표본의 과세소득탄력성은 0.599로 나타났다. 이는 세율이 1% 증가할 때(또는 세후소득률이 1% 감소할 때) 과세소득이 0.599% 감소함을 의미한다. 신고유형, 교육수준, 직종, 연령 등 납세자의 이질적 특성에 따른 과세소득탄력성도 추정하였는데, 신고유형에서는 종합소득세 신고자, 교육수준에서는 4년제 대학교 졸업 이상, 직종에서는 관리직 및 전문직, 연령에서는

고연령대가 상대적으로 높은 수준의 과세소득탄력성을 가지는 것으로 추정되었다. 이러한 집단들은 공제제도, 필요경비(사업자의 경우), 노동시간, 소득형태 등의 조정을 통해 과세소득을 조정할 가능성이 높아 과세소득탄력성이 크게 추정되었을 것으로 보인다.

시뮬레이션 분석에서는 가상의 소득세 세율체계 개편 시나리오의 효과를 살펴보았는데, 과세소득의 변화뿐 아니라 세수효과도 가늠해 보기 위해 산출세액 변화도 분석하였다. 그리고 납세자의 행태 변화 고려의 중요성을 살펴보기 위해 납세자의 행태 변화 반영 여부에 따른 산출세액에 대한 비교분석도 수행하였다. 분석 시나리오는 최근 실제로 단행된 세율체계 개편을 반영한 시나리오, 오종현 외(2020)에서 제시한 모든 과세표준 구간의 세율을 인상하는 두 가지 시나리오, 권성준·성명재(2022)에서 제시한 과세표준 구간과 구간별 세율이 모두 바뀌는 네 가지 시나리오다. 최근 단행된 세율체계 개편 시나리오와 오종현 외(2020)의 시나리오는 각각 세부담 완화와 세부담 증대 시나리오로 볼 수 있다. 이 시나리오들의 분석 결과, 행태 변화를 고려하지 않을 경우 세부담 완화 효과 또는 세수입 증대 효과가 예상보다 작을 수 있음을 시사하는 결과들이 도출되었다. 권성준·성명재(2022)의 시나리오는 세율체계의 변화가 복잡하여 시뮬레이션을 통하지 않고 과세소득, 산출세액 등의 변화를 파악하는 것이 쉽지 않다. 본 연구의 방법론은 이러한 경우에 상당히 유용하게 이용할 수 있는 도구로 판단된다. 왜냐하면 세율체계의 변화가 복잡하면 세율이 상승, 하락, 유지되는 구간이 모두 존재하여 구간에 따라 대체효과와 소득효과가 모두 존재하거나 소득효과만 존재할 수 있고 경우에 따라서 납세자의 행태 변화가 없을 수도 있기 때문이다. 특별히 권성준·성명재(2022)의 시나리오에 대한 시뮬레이션 분석은 소득분포, 세율 변화 폭, 세율이 변화하는 구간의 길이 등이 세율체계의 변화에 따라 산출세액이 변화함에 있어 중요한 역할을 하는 것을 보여준다. 따라서 세율체계 조정 시, 소득분포, 세율 변화 폭, 세율이 변화하는 구간의 길이 등의 종합적 검토가 중요할 것으로 생각된다.

앞서 언급한 바와 같이 본 연구가 이용한 방법론은 여러 한계점이 존재한다. 특별히 내생성을 통제하기 어렵고 Blomquist et al.(2015; 2023)처럼 생

산성 향상을 고려하지 못해 분석 결과가 과대추정된 결과일 가능성이 있다. 또한 2013년 이전 자료만 이용하여 소득공제에서 세액공제로 공제제도가 전환된 영향은 제거할 수 있었지만, 공제제도의 변화에 따른 영향은 제거할 수 없었기 때문에 분석 결과가 과대하게 추정되었을 수 있다. 따라서 본 연구의 결과들은 이를 감안하여 받아들일 필요가 있고, 후속연구를 통해 이러한 부분들이 보완될 필요가 있다. 한편, 방법론적 측면 외에도 자료의 제약에서 비롯된 한계점들도 존재한다. 가구주 표본으로 추정 및 분석을 수행하여 표본의 대표성이 결여된 문제가 있고, 행태 변화가 더 클 것으로 예상되는 고소득구간의 세율이 인상되었던 2014년부터의 자료를 활용하지 못했다는 한계도 있다. 그리고 설문조사 자료를 이용함에 따른 측정오류가 있을 수 있고, 고소득계층에 대한 관측치가 부족한 점도 한계이다.

본 연구의 한계에도 불구하고 세율체계를 조정함에 있어 납세자의 행태 변화를 고려할 필요는 분명 있다고 판단된다. 세율 변화에 따른 납세자의 행태 변화는 본 연구에서뿐 아니라 국내 선행연구들에서도 발견되었기 때문이다. 물론 모든 납세자가 세율 변화에 대한 대응 여력이 충분치 않을 수 있다. 하지만 세율 변화에 대한 대응 여력이 충분히 존재하는 집단의 경우 행태 변화가 생각보다 크게 나타날 수도 있으므로 세율체계 개편 시 납세자의 행태 변화를 고려할 필요성은 여전히 존재한다고 생각된다.

목 차

I. 서론	15
II. 소득세제 및 세율체계 관련 이슈	21
1. 소득세제 개요	21
2. 세율체계 관련 주요 이슈	25
III. 선행연구	34
1. 과세소득탄력성을 추정한 연구	34
가. 우리나라	34
나. 해외	37
2. 비선형 예산집합 회귀분석을 이용한 연구	44
IV. 비선형 예산집합 회귀분석	48
1. 방법론	48
2. 자료	55
3. 방법론의 적용	59
V. 과세소득탄력성	62
1. 추정방법	62
2. 추정 결과	65
VI. 시뮬레이션 분석	69
1. 시뮬레이션 분석 시나리오	70
가. 기준 시나리오	70

CONTENTS

나. 시나리오 1	71
다. 시나리오 2	71
라. 시나리오 3	72
2. 시뮬레이션 분석 결과	74
가. 시나리오 1	74
나. 시나리오 2	78
다. 시나리오 3	82
Ⅶ. 결론	90
참고문헌	93

표목차

〈표 II-1〉 종합소득세 세율체계의 변천	24
〈표 II-2〉 우리나라 소득세 세율체계(2023년 귀속 이후)	26
〈표 II-3〉 OECD 회원국의 소득세율 소득구간 개수(2021년 기준)	26
〈표 II-4〉 OECD 회원국의 소득세 최고세율과 적용구간(2022년 기준)	32
〈표 III-1〉 과세소득탄력성 해외 선행연구	38
〈표 IV-1〉 가족관계 재설정 관계도	58
〈표 IV-2〉 LASSO 결과: 기저함수 $r_b(x)$ 변수들의 차수 값	61
〈표 V-1〉 과세소득탄력성 추정 결과	67
〈표 VI-1〉 2012~2013년 귀속 소득세 세율체계	70
〈표 VI-2〉 시나리오 1: 하위 과세표준 구간 조정	71
〈표 VI-3〉 오중현 외(2020)의 소득세 세율체계 개편 시나리오	72
〈표 VI-4〉 권성준·성명재(2022)의 소득세 세율체계 개편 시나리오	73
〈표 VI-5〉 시나리오 1 시뮬레이션 결과: 과세소득	74
〈표 VI-6〉 시나리오 1 시뮬레이션 결과: 산출세액	76
〈표 VI-7〉 행태 변화 반영 여부에 따른 평균 산출세액 비교: 시나리오 1	77
〈표 VI-8〉 시나리오 2 시뮬레이션 결과: 과세소득	78
〈표 VI-9〉 시나리오 2 시뮬레이션 결과: 산출세액	80
〈표 VI-10〉 행태 변화 반영 여부에 따른 평균 산출세액 비교: 시나리오 2	81
〈표 VI-11〉 시나리오 3 시뮬레이션 결과: 과세소득	84
〈표 VI-12〉 시나리오 3 시뮬레이션 결과: 산출세액	87
〈표 VI-13〉 행태 변화 반영 여부에 따른 평균 산출세액 비교: 시나리오 3	88

그림목차

[그림 II-1] 종합소득세 계산 과정	22
[그림 II-2] 근로소득 연말정산 시 세액 계산	23
[그림 II-3] OECD 회원국의 소득수준별 소득세 실효세율(2022년 기준)	29
[그림 II-4] OECD 회원국의 소득세 최고세율과 적용 구간(2022년 기준)	33

I. 서론

최근 소득세 세율체계의 개편이 필요하다는 의견들이 있다. 소득세 세율 체계와 관련하여 제기되는 문제 중 하나는 명목소득의 상승에 따른 세부담의 증가 효과이다. 우리나라의 소득세 세율체계는 최근 10여 년 동안 최고 세율이 적용되는 일부 고소득구간에 대한 개편만 이루어져 큰 변화 없이 유지되어 왔다. 특히, 과세표준 1억 5천만원 이하 구간의 경우에는 2023년 개편이 있기 이전 10여 년 동안 과세표준 구간과 세율의 변화가 전무하다. 그런데 오랜 기간 과세표준 구간이 고정되어 있으면 명목소득이 상승함에 따라 적용받는 과세표준 구간이 상승하여 세부담이 증가하는 현상이 발생한다. 이러한 문제를 해결하기 위하여 일각에서는 명목소득의 상승에 맞춰 과세표준 구간을 조정할 필요가 있다는 의견을 제기한다. 최근 단행한 세법 개정에서는 이러한 의견이 일부 반영하여 하위 과세표준 구간을 조정하였지만 조정폭은 크지 않았다.

소득세 세율체계 개편과 관련하여 제기되는 주요 의견 중 다른 하나는 소득세율을 전반적으로 인상하자는 의견이다. 저출산 및 고령화에 따른 인구구조의 변화로 우리나라의 재정지출 규모는 향후 크게 증가할 것으로 예상된다. 그래서 이를 대비한 재정 확보를 위해 소득세 수입을 증대할 필요가 있으며, 이러한 차원에서 전반적인 소득세율의 인상이 필요하다는 주장이다. 그리고 우리나라의 전반적인 실효세율이 우리나라와 경제적 수준이 유사한 다른 나라들보다 낮은 수준이라는 점도 이러한 주장을 뒷받침하고 있다.

그런데 소득세 세율체계의 변화는 납세자의 행태 변화를 야기할 수 있다. 그러므로 세율체계 개편을 논의함에 있어 세율체계의 변화에 따른 납세자의 행태 변화를 이해하는 것은 중요하다. 관련 선행연구에서는 납세자가 근로시간 또는 보상형태의 조정, 소비의 변화, 탈세, 조세회피 등을 통해 세부담

을 줄이는 방식으로 소득세율의 변화에 대응할 수 있음을 보여주는데, 이러한 납세자의 행태 변화는 세율 인상 시 세수입 증가분이 예상보다 작을 수 있음을 시사한다.

선행연구에서는 세율 변화에 따른 납세자의 행태 변화를 과세소득탄력성(taxable income elasticity)을 추정하여 분석하고 있다. 과세소득탄력성이란 한계세율(또는 과세표준 구간의 법정세율)이 변화하였을 때 납세자의 과세소득(taxable income)이 변화하는 정도를 의미한다.¹⁾ 국내에서는 전병목(2006), 최성은(2009), 권성오(2019), 권성오·권성준(2020) 등이 우리나라 소득세 납세자의 과세소득탄력성을 추정하여 세율 변화에 따른 납세자의 행태 변화를 분석한 바 있다.²⁾ 전병목(2006)과 최성은(2009)은 우리나라에서 선도적으로 소득세 과세소득탄력성의 추정을 시도한 연구들이라 할 수 있다. 하지만 자료의 제약으로 정확한 과세소득탄력성의 추정이 어려웠다는 한계가 있다. 이 연구들에서는 「가계조사」 자료를 이용하였는데, 「가계조사」 자료의 경우 과세소득(또는 과세표준)에 관한 정보가 없고 이를 산출할 만한 공제, 감면 등과 관련한 정보도 없기 때문에 과세소득 변수를 정확성 있게 구축하기가 쉽지 않다. 권성오(2019)와 권성오·권성준(2020)에서는 국세청의 소득세 신고 미시자료를 이용하여 이러한 한계를 극복하여 보다 정확한 과세소득탄력성을 추정하였다. 하지만 일부 과세표준 구간의 납세자에 한정된 행태 변화만을 분석할 수 있었다는 한계가 존재한다.

본 연구는 선행연구와 다른 접근 방식을 이용하여 우리나라 소득세 납세자의 행태 변화를 분석하고자 한다. 조금 더 구체적으로 설명하면, 특정 과세소득(또는 과세표준) 구간의 세율 변화에 따른 과세소득(또는 과세표준)의 변화를 살펴보는 방식이 아니라, 전반적인 세율체계, 즉 과세표준 구간과 구간별 세율이 변화하는 경우 과세소득(또는 과세표준)이 얼마나 변화하는지

1) 선행연구에서 과세소득은 크게 두 가지로 정의되어 분석에 이용되고 있는데, 하나는 세전소득에서 각종 비과세 소득을 제외한 소득이고, 다른 하나는 세전소득에서 각종 비과세, 공제, 감면 등을 제외하여 세율을 적용하는 금액이다. 후자의 경우 우리나라의 과세표준과 동일한 개념이다.

2) 이 4개 연구 외 과세소득탄력성을 추정 및 분석한 연구는 없는 것으로 파악된다.

를 분석한다. 세율체계의 개편은 특정 과세표준 구간의 세율만 조정하는 수준으로 이루어질 수 있으나 여러 과세표준 구간의 경계점과 세율을 동시에 조정하는 방식이 더 일반적이라 할 수 있다. 우리나라의 과거 세율체계 개편 사례를 살펴보면 여러 과세표준 구간에 걸쳐 과세표준 구간 및 구간별 세율을 조정한 경우가 많았음을 확인할 수 있다.

본 연구에서 이용한 방법론은 Blomquist et al.(2015; 2023)이 제시한 비선형 예산집합 회귀분석(nonlinear budget set regression)이다. 비선형 예산집합 회귀분석은 비선형 예산 프론티어(nonlinear budget frontiers) 조건하에 선택변수(choice variable)의 조건부 기대(conditional expectation)를 추정하는 방법론을 말한다. 비선형 예산집합을 고려한 계량분석에 대한 이론적 논의는 Hausman(1985)을 시작으로 오랫동안 논의가 이어져 오다 Blomquist and Newey(2002)가 비모수 추정법을 이용한 비선형 예산집합 회귀분석을 개발하면서 노동공급에 대한 분석이 가능하게 되었고, 이후 많은 연구자에 의해 노동공급에 대한 소득세의 효과를 분석하는 데에 사용되었다.³⁾ 비선형 예산집합 회귀분석을 과세소득에 적용한 연구는 Blomquist et al.(2015; 2023)이 처음으로 개발하였는데, 이는 조세 변화의 효과를 탄력성에 기반하여 측정한 연구들이 노동공급탄력성에서 과세소득탄력성을 추정하는 방향으로 발전해 온 것과 유사하다. 이러한 연구 방향의 전환은 Feldstein(1995; 1999)의 의해 시작되었는데, Feldstein(1995; 1999)은 조세 변화의 효과를 측정할 때 근로시간의 조정뿐 아니라 보상형태의 조정, 소비의 변화, 탈세, 조세회피 등을 고려하는 것도 중요함을 강조하였다.

본 연구는 비선형 예산집합 회귀분석으로 과세소득의 조건부 기대를 추정한다. 본 연구에서 과세소득은 Blomquist et al.(2015; 2023)의 과세소득 개념과 동일하게 세전소득에서 각종 비과세, 공제, 감면 등을 제외하여 세율을 적용하는 금액, 즉 우리나라의 과세표준과 동일한 개념으로 정의하였다.⁴⁾

3) 비선형 예산집합 회귀분석으로 노동공급에 대한 효과를 분석한 연구들은 본 보고서 제3장에서 논의하고 있다.

4) 본 연구는 과세소득과 과세표준을 동일한 개념으로 이용하며 특별한 언급이 없는 한 과세소득은 세전소득에서 각종 비과세, 소득공제 및 감면 등을 제외한 금액을 의미한다. 우

이러한 정의는 과세소득탄력성을 추정한 다른 연구들에서도 흔히 이용되었다. Blomquist et al.(2015; 2023)의 방법론은 여러 과세표준 구간과 구간별 세율로 구성된 소득세율 체계의 현실성을 반영한 분석을 가능하게 하는데, 단순히 특정 과세표준 구간의 세율 변화로 인한 효과가 아닌 보다 현실적인 세율체계의 변화로 인한 효과를 분석할 수 있다. 즉 과세표준 구간과 여러 과세표준 구간의 세율을 동시에 조정하는 경우들에 대한 분석을 수행할 수 있다. 선행연구들은 과세표준 구간 조정에 대한 분석이 쉽지 않고, 세율 변화의 효과를 주로 특정 과세표준 구간에 한정하여 분석하고 있다. 그래서 여러 과세표준의 구간과 구간별 세율이 동시에 조정되는 보다 일반적인 세율체계 변화의 효과를 분석할 수 있다는 점에서 본 연구는 선행연구와 다른 차별성을 지닌다.

본 연구는 비선형 예산집합 회귀분석으로 과세소득(또는 과세표준)의 조건부 기대합수를 추정하고, 이를 활용하여 세율 변화에 의한 과세소득탄력성을 추정하며 세율체계 변화의 효과에 대한 시뮬레이션 분석을 수행한다. 과세소득탄력성은 Blomquist et al.(2015; 2023)의 정의에 따른 탄력성을 추정하는데, 모든 과세표준 구간의 세율을 인상할 때 평균 과세소득이 변화하는 정도로 정의된다. Blomquist et al.(2015; 2023)에 따르면, 이렇게 정의된 과세소득탄력성은 총탄력성(aggregate elasticity)으로 Saez et al.(2012)에서 논의된 정책 관련 지표(policy relevant measure)에 상응하는 개념으로 이해된다. 시뮬레이션 분석에서는 소득세 세율체계 개편에 대한 다양한 가상 시나리오의 효과를 분석한다. 이때 과세소득(또는 과세표준)이 변화하는 정도를 분석할 뿐 아니라 세율체계 개편에 따른 세수효과를 분석하고 행태 변화 반영 여부에 따른 비교분석도 수행한다.

비선형 예산집합 회귀분석은 비모수적 추정법으로 선행연구에서 활용하는 모수적 추정법에 비해 다음과 같은 장점이 있는 것으로 판단된다. 먼저, 비선형 예산집합 회귀분석은 선형이 아닌 비선형의 예산 프론티어를 가정하

리나라에서는 세전소득에서 비과세소득을 차감한 금액으로 각종 소득공제를 적용하기 전 단계의 소득을 과세소득이라고 구분하여 부르는데, 본 연구의 과세소득은 이러한 개념을 따르고 있지 않음을 밝혀둔다.

는데, 효용함수에 대한 이러한 보다 완화된 가정을 바탕으로 모형 추정 시 발생하는 오차를 줄일 수 있다. 또한 납세자의 소득분포를 활용하여 소득이 집중된 구간의 가중치를 고려할 수 있어 보다 정확한 모형 추정이 가능할 것으로 판단된다. 그리고 앞서 언급한 바와 같이 과세표준 구간, 구간별 세율의 다양한 변화를 고려할 수 있어 보다 현실적인 세율체계 개편에 대한 정책 시뮬레이션 분석을 수행할 수 있다.

그러나 비선형 예산집합 회귀분석은 다음과 같은 한계도 존재한다. 먼저, 세율체계가 다른 많은 표본이 필요하기 때문에 연도별 이질성을 모형 내부에서 고려하기가 쉽지 않다. 납세자의 다양한 이질성을 고려한 세율체계의 변화 효과를 분석하고자 한다면 모형에 고려해야 할 변수의 수가 고려하는 이질적 특성의 배수로 증가하기 때문이다. 또한 다양한 이질성을 고려할수록 모형 추정에 이용하는 표본의 수가 상대적으로 적어지는 효과가 발생하므로 추정치를 안정적으로 도출하기 어렵다는 문제도 있다. 비선형 예산집합 회귀분석은 일반적인 비모수 추정방법론 중 시브(sieve) 추정방법을 활용하는데, 이 경우 표본의 수가 충분하지 않을 경우 독립변수의 개수가 많아짐에 따라 분산의 추정치가 커져서 통계적 추론이 어려워진다. 비선형 예산집합 회귀분석은 방법론적으로 세율, 비노동소득 등의 내생성 문제를 해결하기 어렵다는 문제도 존재한다. 이에 대해서는 앞으로 방법론적 발전이 더 필요한 것으로 판단된다.

본 연구의 의의는 새로운 방법론을 국내에 적용하여 국내 연구방법론의 다양성을 확장한다는 데 있을 것으로 판단된다. 하지만 제시한 방법론이 다양한 장점을 지니고 있더라도 여러 한계점도 존재하기 때문에 기존의 방법론보다 우월하다고 보기는 어려울 것으로 보인다. 즉 방법론과 기존의 방법론은 각각의 장단점이 존재하므로 세율체계 변화에 따른 과세소득 또는 세수입의 변화 효과 분석 시 상호보완적으로 활용될 필요가 있어 보인다.

보고서의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 우리나라 소득세제를 개괄적으로 살펴보고, 세율체계와 관련한 주요 이슈들을 논의한다. 제Ⅲ장에서는 과세소득탄력성을 추정한 선행연구들과 비선형 예산집합 회귀분석을 이용한

선행연구들을 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 비선형 예산집합 회귀분석 방법론을 개괄적으로 소개하고, 이 방법론을 적용하기 위해 이용한 자료와 적용방법에 대해 논의한다. 제Ⅴ장에서는 비선형 예산집합 회귀분석으로 추정한 과세소득의 조건부 기대함수를 이용하여 과세소득탄력성을 추정하는 방법을 논하고, 그 결과를 제시한다. 제Ⅵ장에서는 세율체계 개편 시나리오를 설정하고 비선형 예산집합 회귀분석으로 추정한 과세소득의 조건부 기대함수를 이용하여 각 시나리오의 효과에 대한 시뮬레이션 분석을 수행한다. 제Ⅶ장은 결론으로 본 보고서의 결과들을 요약 및 정리하고 정책적 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 소득세제 및 세율체계 관련 이슈

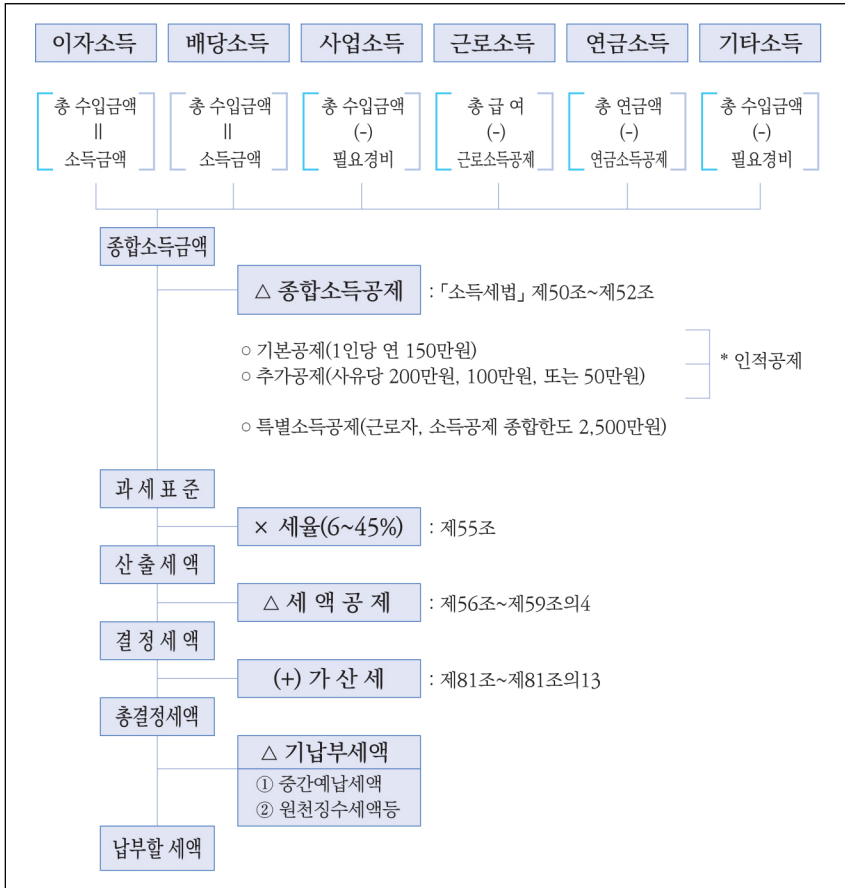
1. 소득세제 개요

우리나라의 소득세는 이자소득, 배당소득, 사업소득, 근로소득, 연금소득, 기타소득, 퇴직소득, 양도소득 등 8가지 열거한 소득을 대상으로 열거주의 방식으로 소득세를 과세한다. 이자소득, 배당소득, 사업소득, 근로소득, 연금소득, 기타소득 등은 소득의 원천이나 종류와 상관없이 모든 소득을 종합하여 과세하는 종합소득과세를 통해 소득세를 부과하는데, 이때 소득이 증가함에 따라 한계세율이 상승하는 누진세율을 적용한다. 퇴직소득과 양도소득은 소득원천별로 단일 또는 복수 비례세율을 적용하는 분류소득과세를 통해 과세한다. 종합소득과세는 다시 과세대상 소득을 모두 종합하여 과세하는 종합과세와 종합소득 신고 시 합산하지 않고 분리하여 일정률로 원천징수하는 분리과세로 구분된다.

[그림 Ⅱ-1]은 종합소득과세를 통해 소득세액이 산출되는 과정을 보여준다. 먼저, 소득종류별 소득금액(수입금액 - 필요경비)을 산출하고 이를 합산하여 종합소득금액을 구한다. 이때 이자소득과 배당소득은 수입금액과 소득금액이 같고, 근로소득과 연금소득은 각각 근로소득공제액과 연금소득공제액을 차감하여 소득금액을 산출한다. 종합소득금액이 산출되면 여기에 인적공제, 특별소득공제 등 소득공제를 차감하여 종합소득 과세표준을 계산한다. 참고로 이 과세표준이 바로 과세소득탄력성 관련 연구에서 말하는 과세소득(taxable income)에 상응하는 개념이다. 이제 과세표준에 세율을 적용하면 산출세액을 계산할 수 있고, 산출세액에서 근로소득세액공제, 자녀세액공제, 특별세액공제 등 각종 세액공제와 세액감면액을 제하면 결정세액을 산출할 수 있다. 끝으로 납부할 세액은 결정세액에서 가산세액을 더하고 기납부한

세액을 차감한 금액이다.

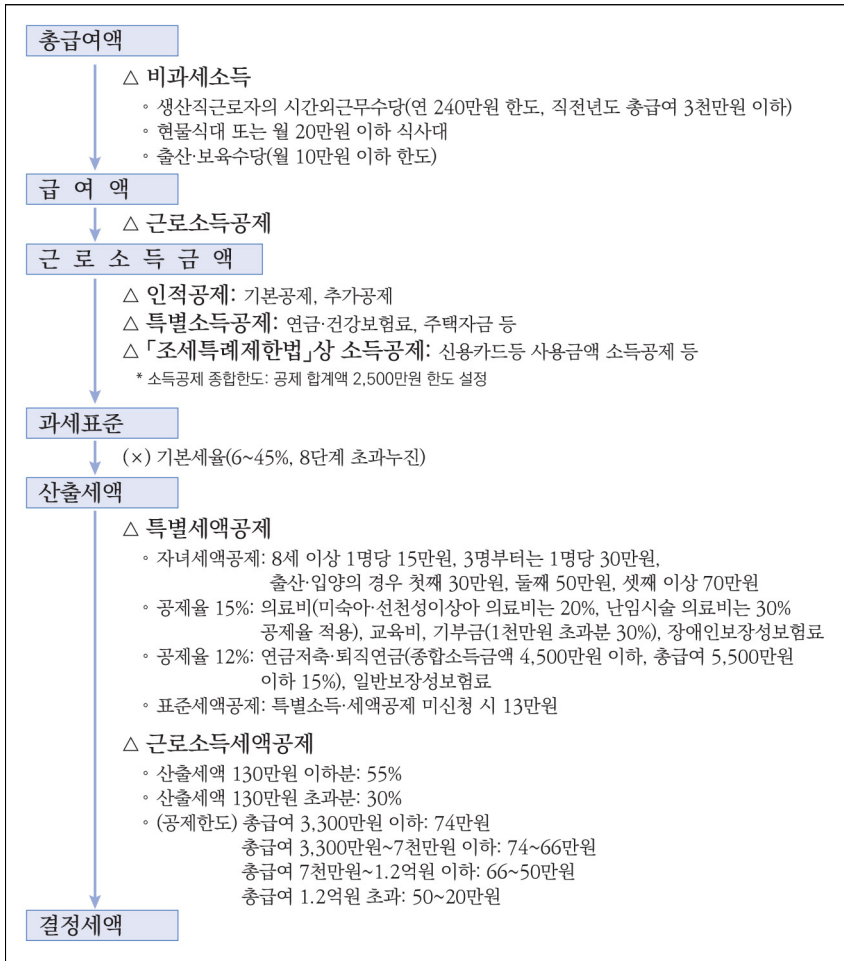
[그림 II-1] 종합소득세 계산 과정



자료: 기획재정부(2023), p. 47

근로소득만 있는 경우에는 종합소득세 신고절차를 단순화한 근로소득 연말정산으로 납세의무를 종결할 수 있으며, 그 과정은 [그림 II-2]와 같다. 세액을 계산하는 과정은 종합소득세 계산 과정과 크게 다르지 않다.

[그림 II-2] 근로소득 연말정산 시 세액 계산



자료: 기획재정부(2023), p. 61

우리나라의 종합소득세 세율체계는 오랜 기간 많은 변화를 경험해 왔다. <표 II-1>은 1996년부터 현재까지의 세율체계를 보여주는데, 과세표준 구간의 개수, 과세표준 구간의 경제점, 구간별 세율, 최저 및 최고 세율 등이 여러 차례 바뀌어 왔음을 확인할 수 있다. 1996년부터 2007년까지는 4단계의 과세표준 구간을 유지하면서 모든 구간의 세율을 낮추는 방향으로 세율체계

〈표 II-1〉 종합소득세 세율체계의 변천

기간	1996~2001(4단계, 10~40%)	2002~2004(4단계, 9~36%)
서울	1,000만원 이하 : 10%	1,000만원 이하 : 9%
및	1,000만~4,000만원 : 100만원 + 20%	1,000만~4,000만원 : 90만원 + 18%
서울	4,000만~8,000만원 : 700만원 + 30%	4,000만~8,000만원 : 630만원 + 27%
구간	8,000만원 초과 : 1,900만원 + 40%	8,000만원 초과 : 1,710만원 + 36%
기간	2005~2007(4단계, 8~35%)	2008(4단계, 8~35%)
서울	1,000만원 이하 : 8%	1,200만원 이하 : 8%
및	1,000만~4,000만원 : 80만원 + 17%	1,200만~4,600만원 : 96만원 + 17%
서울	4,000만~8,000만원 : 590만원 + 26%	4,600만~8,800만원 : 674만원 + 26%
구간	8,000만원 초과 : 1,630만원 + 35%	8,800만원 초과 : 1,766만원 + 35%
기간	2009(4단계, 6~35%)	2010~2011(4단계, 6~35%)
서울	1,200만원 이하 : 6%	1,200만원 이하 : 6%
및	1,200만~4,600만원 : 72만원 + 16%	1,200만~4,600만원 : 72만원 + 15%
서울	4,600만~8,800만원 : 616만원 + 25%	4,600만~8,800만원 : 582만원 + 24%
구간	8,800만원 초과 : 1,666만원 + 35%	8,800만원 초과 : 1,590만원 + 35%
기간	2012~2013(5단계, 6~38%)	2014~2016(5단계, 6~38%)
서울	1,200만원 이하 : 6%	1,200만원 이하 : 6%
및	1,200만~4,600만원 : 72만원 + 15%	1,200만~4,600만원 : 72만원 + 15%
서울	4,600만~8,800만원 : 582만원 + 24%	4,600만~8,800만원 : 582만원 + 24%
구간	8,800만~3억원 : 1,590만원 + 35%	8,800만~1.5억원 : 1,590만원 + 35%
	3억원 초과 : 9,010만원 + 38%	1.5억원 초과 : 3,760만원 + 38%
기간	2017(6단계, 6~40%)	2018~2020(7단계, 6~42%)
서울	1,200만원 이하 : 6%	1,200만원 이하 : 6%
및	1,200만~4,600만원 : 72만원 + 15%	1,200만~4,600만원 : 72만원 + 15%
서울	4,600만~8,800만원 : 582만원 + 24%	4,600만~8,800만원 : 582만원 + 24%
구간	8,800만~1.5억원 : 1,590만원 + 35%	8,800만~1.5억원 : 1,590만원 + 35%
	1.5억~5억원 : 3,760만원 + 38%	1.5억~3억원 : 3,760만원 + 38%
	5억~10억원 : 9,460만원 + 40%	3억~5억원 : 9,460만원 + 40%
	10억원 초과 : 1억 7,060만원 + 40%	5억원 초과 : 1억 7,460만원 + 42%
기간	2021~2022(8단계, 6~45%)	2023~(8단계, 6~45%)
서울	1,200만원 이하 : 6%	1,400만원 이하 : 6%
및	1,200만~4,600만원 : 72만원 + 15%	1,400만~5,000만원 : 72만원 + 15%
서울	4,600만~8,800만원 : 582만원 + 24%	5,000만~8,800만원 : 582만원 + 24%
구간	8,800만~1.5억원 : 1,590만원 + 35%	8,800만~1.5억원 : 1,590만원 + 35%
	1.5억~3억원 : 3,760만원 + 38%	1.5억~3억원 : 3,760만원 + 38%
	3억~5억원 : 9,460만원 + 40%	3억~5억원 : 9,460만원 + 40%
	5억~10억원 : 1억 7,460만원 + 42%	5억~10억원 : 1억 7,460만원 + 42%
	10억원 초과 : 3억 8,460만원 + 45%	10억원 초과 : 3억 8,460만원 + 45%

자료: 권성준 · 성명재(2022, pp. 416~417)의 〈표 II-1〉의 일부 내용을 발췌하여 보완함

가 변화하였다. 2008년에는 과세표준 구간의 경계점들을 상향 조정하는 변화가 있었고, 그 이후 2011년까지는 최상위 과세표준 구간을 제외한 나머지 구간의 세율이 낮아졌다. 2012년부터는 고소득계층에 대한 증세 기조가 시작되면서 최상위 과세표준 구간이 세분화되고 최고세율이 높아지는 방향으로 세율체계가 변화하였다. 2021년부터 적용 중인 세율체계는 8개의 과세표준 구간과 6~45%의 세율로 구성된다. 최근에도 세법 개정을 통해 과세표준 하위구간의 경계점을 상향 조정하는 변화가 있었는데, 개편된 세율체계는 2023년 귀속소득부터 적용하고 있다.

2. 세율체계 관련 주요 이슈

본 절에서는 우리나라 세율체계와 관련하여 논의 중인 주요 이슈를 간략히 살펴보고자 한다. 우리나라 세율체계와 관련한 주요 이슈로는 세율체계의 복잡성, 과세표준 구간의 고착화에 따른 증세효과, 전반적으로 낮은 세부담, 상대적으로 높은 수준의 최고세율과 최고세율 적용소득 기준 등이 있다.

먼저, 우리나라의 세율체계가 복잡하기 때문에 단순화가 필요하다는 의견이 존재한다. 현재 적용 중인 우리나라의 소득세 세율체계는 <표 II-2>에 정리된 바와 같이 8개의 과세표준 구간, 6~45%의 세율로 구성되어 있다. 그런데 OECD 회원국들과 비교하였을 때 우리나라의 이러한 세율체계는 복잡한 것으로 평가된다. <표 II-3>이 보여주듯이 OECD 회원국들은 대체로 소득구간의 수가 5개 이하이고, 우리나라를 제외하면 소득구간이 8개 이상인 국가는 칠레, 멕시코, 스위스, 룩셈부르크, 포르투갈 등 5개국에 불과하다.

세율체계가 복잡하면 비효율성이 높아질 수 있다. 왜냐하면 세율의 변화가 빈번하기 때문에 군집효과, 자원배분의 왜곡 등이 나타날 수 있기 때문이다. 이러한 이유로 과거 우리나라도 세율체계를 대폭 단순화한 경험이 있다. 1980년대 우리나라는 16~17개에 이르는 소득구간으로 구성된 세율체계를 가지고 있었는데, 1990년 중반 이후 세계개편을 통해 4개 소득구간으로 구성된 세율체제로 단순화하였다. 이러한 개편은 당시 국제적 추세를 따르

고 재정수입 확보 및 소득재분배 효과 확충 등의 목적으로 이루어진 측면도 있었지만, 효율성을 저해하는 요소를 제거하기 위한 측면 또한 존재한다.⁵⁾

〈표 II-2〉 우리나라 소득세 세율체계(2023년 귀속 이후)

과세 표준 구간	~1,400만원	1,400만~5,000만원	5,000만~8,800만원	8,800만~1.5억원	1.5억~3억원	3억~5억원	5억~10억원	10억원 ~
한계 세율	6%	15%	24%	35%	38%	40%	42%	45%

자료: 권성준·성명재(2022), pp. 416~417, 〈표 II-1〉의 일부 내용을 발췌하여 보완함

〈표 II-3〉 OECD 회원국의 소득세율 소득구간 개수(2021년 기준)

소득세율 소득구간 개수	국가명
1개	(2개국) Estonia, Hungary
2개	(7개국) Czech Republic, Denmark, Ireland, Lithuania, Poland, Slovak Republic, Sweden
3개	(4개국) Iceland, Latvia, Netherlands, United Kingdom
4개	(2개국) Belgium, Italy
5개	(10개국) Australia, Canada, Costa Rica, Finland, France, Germany, Greece, New Zealand, Slovenia, Türkiye
6개	(2개국) Spain, Norway
7개	(5개국) Austria, Colombia, Israel, Japan, United States
8개	(2개국) Chile, Korea
9개 이상	(4개국) Mexico, Switzerland, Luxembourg, Portugal

자료: OECD.Stat, Tax Database, "Table I.1. Central Government Personal Income Tax Rates and Thresholds," https://stats.oecd.org/index.aspx?DataSetCode=TABLE_I1, 검색일자: 2023. 6. 20. 자료를 이용하여 저자 작성

두 번째로 우리나라의 과세표준 구간은 상당히 오랜 시간 유지되어 브래킷 크리프(bracket creep)에 따른 증세효과에 대한 우려가 존재한다. 2008년 4개 과세표준 구간으로 세율체계가 단순화된 이후 우리나라의 과세표준 구간은 최고세율 적용 구간을 신설하는 것 외에 거의 변화가 없었다. 그런데

5) 권성준·성명재(2022), p. 463

과세표준 구간의 변화가 없을 경우, 물가상승으로 명목소득이 상승하면서 더 높은 세율을 적용받는 과세표준 구간으로 이동하게 되면서 세부담이 높아지게 된다. 이를 브래킷 크리프 효과라 한다. 이러한 문제로 많은 국가는 물가연동제를 도입하여 소득구간을 물가에 연동하여 주기적으로 조정하거나,⁶⁾ 물가연동제를 도입하지 않더라도 물가상승을 고려하여 필요에 따라 재량적으로 세부담을 조정한다. 우리나라의 경우 사실상 후자의 방식을 따른다고 할 수 있는데, 그동안 여러 이유로 물가상승을 고려한 과세표준 구간의 재량적 조정을 하지 않았던 것으로 보인다.

하지만 최근 세법 개정을 통해 2023년부터 저소득구간의 과세표준 경계점을 상향 조정하였다. 구체적으로 1,200만원 이하, 1,200만원 초과 4,600만원 이하, 4,600만원 초과 8,800만원 이하 구간을 각각 1,400만원 이하, 1,400만원 초과 5,000만원 이하, 5,000만원 초과 8,800만원 이하로 개편하였는데, 이는 물가상승에 따른 브래킷 크리프 효과를 완화하기 위한 조치로 해석된다. 한편, 물가상승분을 고려하여 과세표준 구간을 조정할 필요성은 있지만 구간 조정으로 나타날 수 있는 문제점들도 고려할 필요가 있다. 즉 과세표준 구간 조정으로 급격한 세수 감소가 발생할 수 있으며, 높은 면세자 비율을 더욱 악화시킬 수 있기 때문에 세율체계 개편 시 신중을 기할 필요가 있다. 최근 세율체계의 개편도 이러한 이유로 다소 소극적으로 이루어진 측면이 있어 보인다.

우리나라 세율체계와 관련한 세 번째 주요 이슈는 전반적으로 낮은 소득 세부담 수준이다. 우리나라의 소득세부담은 전반적으로 낮은 것으로 평가된다. [그림 II-3]은 OECD 회원국의 가구유형별 세부담을 보여준다. 그림을 살펴보기 전 주의할 점이 있는데, 여기서 말하는 세부담은 특정 소득, 가구유형별로 각국의 주요 소득세제를 적용하여 산출한 결과이지 실제 세부담이 아니므로, 그림은 국가 간 실질적인 세부담을 비교한 것이 아니다. 하지만 국가 간 소득세부담을 정확히 비교해 볼 수 있는 다른 방안이 없기 때문에

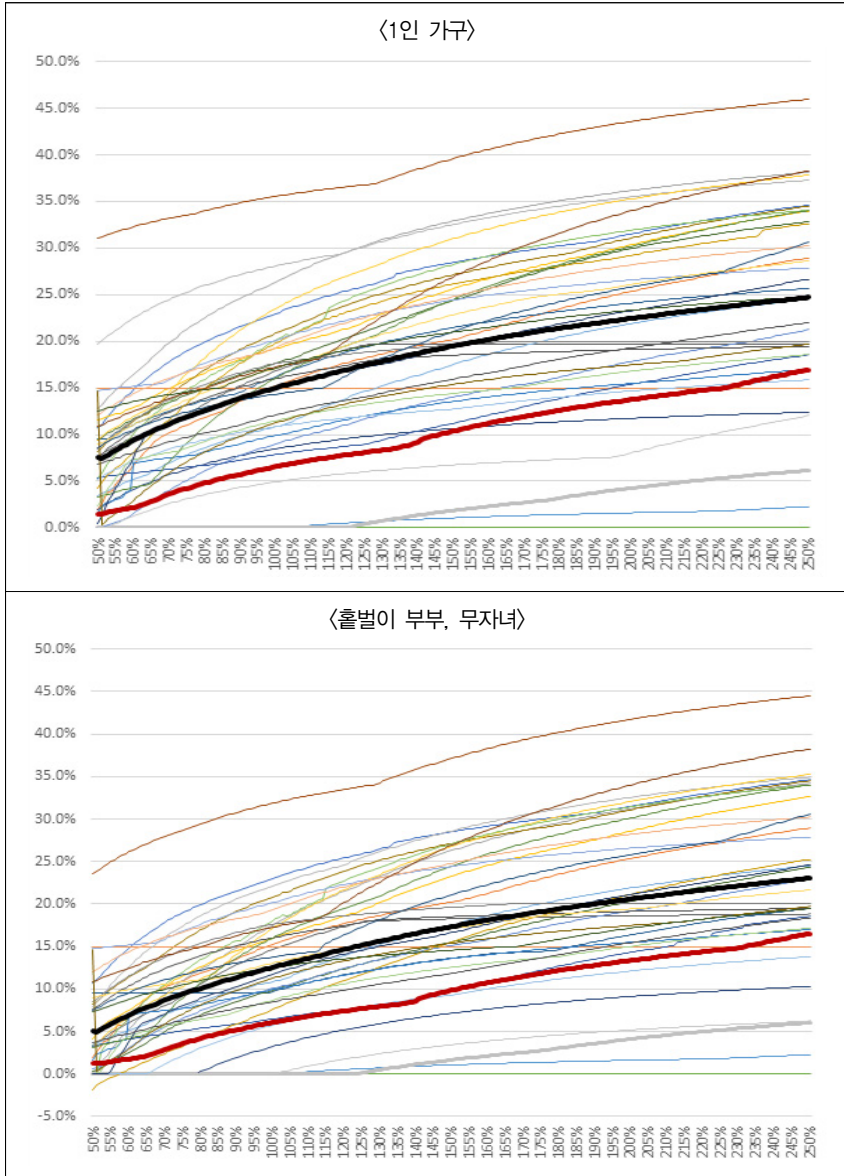
6) 2022년 7월 기준 OECD 회원국 중 20개 국가는 세율 구간을 물가에 연동하고 있음(권성준·허윤영·이형민, 2022, pp. 144~145, <표 V-1>)

이 자료를 이용하였고, 정확한 비교는 아니더라도 어느 정도 유용한 정보를 제공한다고 판단하여 살펴보고자 한다. 평균소득의 50~250% 구간에 대한 OECD 회원국의 가구유형별 평균세율을 살펴보면, 우리나라의 세부담이 소득수준, 가구유형에 상관없이 전반적으로 낮은 수준임을 확인할 수 있다. OECD 평균과 비교하면 우리나라의 평균세율은 대략 5~10% 정도 낮다.

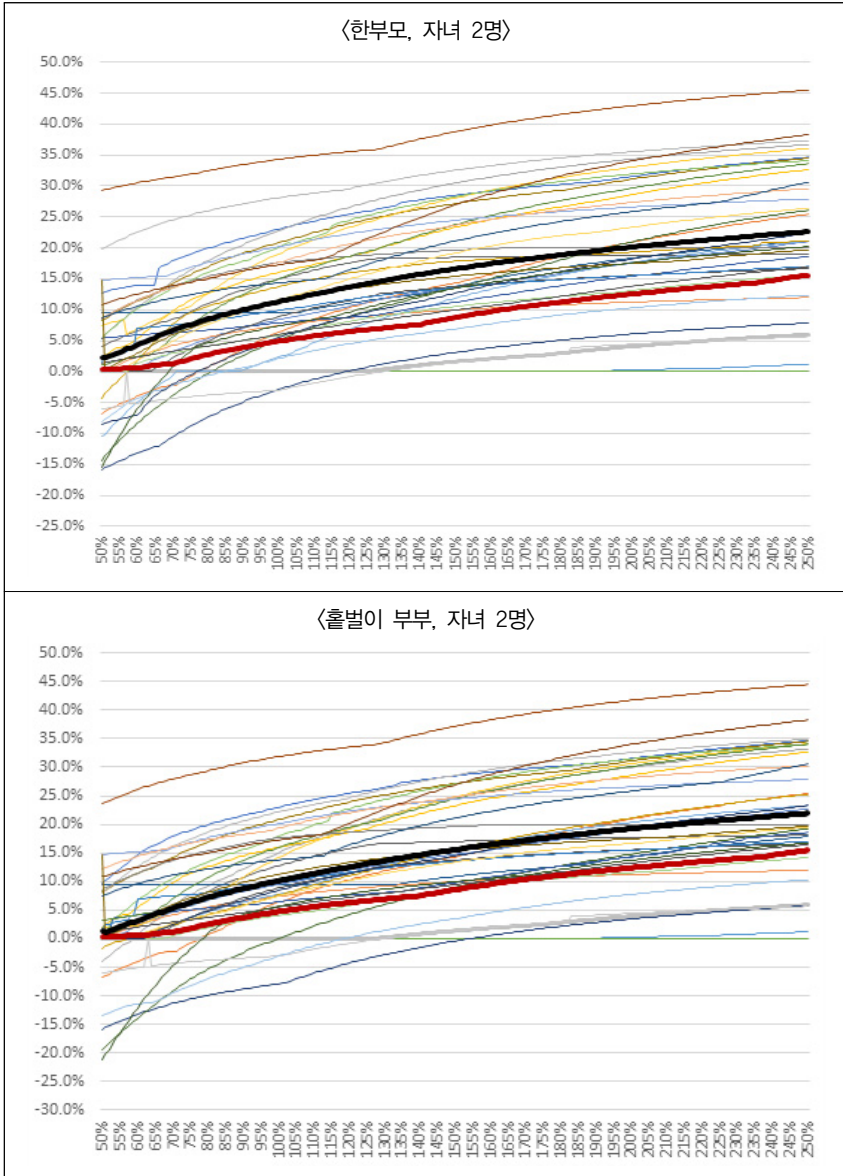
전반적으로 낮은 소득세부담은 우리나라 소득세의 소득재분배 기능이 약한 원인으로 지적되고 있다. 저소득계층의 경우 소득세부담이 매우 낮아 소득세부담을 감소할 수 있는 여력이 거의 없고, 세부담이 전반적으로 낮아서 소득재분배 지표가 개선될 여지도 크지 않을 수밖에 없기 때문이다. 이러한 이유로 소득세의 중요한 기능 중 하나인 소득재분배 기능을 강화하기 위해서 전 소득구간의 세율을 인상할 필요가 있다는 의견이 제기된다. 저소득계층의 세부담이 증가되는 측면이 있지만, 고소득계층의 경우 적용되는 과세표준 구간이 넓기 때문에 세부담이 더 크게 증가하여 소득재분배가 강화될 수 있기 때문이다.

한편, 저출산·고령화로 인한 복지수요의 증가에 대비한 세입 확보를 위해 장기적으로 전반적인 세율 인상을 검토할 필요성도 제기된다. 소득세는 다른 세목에 비해 세율이 낮고 안정적이라 재정지출 증대에 대비한 세수입 확보에 있어서 중요한 역할을 할 것으로 평가된다. 앞서 언급한 바와 같이 세부담 수준도 낮기 때문에 증세 여력 또한 존재한다 할 수 있다. 이러한 점들로 인해 소득세 세율체계를 개편하여 전반적인 소득세부담을 높이는 주장이 존재하는 것으로 판단된다.

[그림 II-3] OECD 회원국의 소득수준별 소득세 실효세율(2022년 기준)



[그림 II-3]의 계속



- 주: 1. 가로축은 평균소득의 50~250%를 나타냄
 2. 붉은색 굵은 선이 대한민국, 검정색 굵은 선이 OECD 평균을 나타냄

자료: OECD.Stat, "Taxing Wages, country and comparative tables," <https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=AWCOMP>, 검색일자: 2023. 6. 20, 자료를 이용하여 저자 작성

끝으로 소득세 최고세율과 최고세율이 적용되는 소득의 수준에 대한 논의가 있다. 우리나라의 소득세 최고세율은 다른 국가들에 비해 상대적으로 높은 편이다. <표 II-4>에서 확인할 수 있듯이, 우리나라 소득세 최고세율은 49.5%(지방소득세 포함)로 2022년 기준 38개 OECD 회원국 중 11번째로 높은 수준이다. 이는 OECD 회원국 평균인 42.5%보다 높지만, 우리나라와 경제력이 비슷한 이탈리아, 일본, 스웨덴, 튀르키예, 프랑스의 평균 최고세율인 50.3%⁷⁾와 G7 국가의 평균 최고세율 49.7%와 유사한 수준이다. 우리나라 최고세율 적용기준 소득은 근로자 평균소득의 21.6배인데, 이는 OECD 회원국 중 3번째에 해당하는 상당히 높은 수준이다. 최고세율이 높은 국가들도 최고세율 적용기준 소득이 근로자 평균소득의 5배를 넘지 않고, 우리나라와 경제력이 비슷한 국가, G7 국가 등도 대체로 근로자 평균소득의 6배 수준에 그친다.

우리나라 소득세 최고세율과 최고세율 적용기준 소득이 상대적으로 높은 편이지만, 최고세율과 최고세율 적용기준 소득의 적절한 수준에 관한 명확한 기준은 사실상 없다 할 수 있다. 그러나 최고세율과 최고세율 적용기준 소득의 수준은 명확한 정책목표를 설정하고 그 목표에 따라 설정하는 것이 중요하다고 판단된다. 예컨대, 세수입을 증대하고 전반적인 세부담을 증대하여 소득세의 소득재분배 기능을 강화하고자 한다면, 최고세율 적용기준 소득을 현 수준보다 낮출 필요가 있을 것이다. 최고세율과 최고세율 적용기준 소득을 조정하면 특정 계층의 세부담이 크게 변동할 수 있다. 즉 최고세율을 낮추면 고소득계층의 세부담이 감소할 것이고, 최고세율 적용기준 소득을 낮추면 중소득계층의 세부담이 증가할 수 있다. 따라서 과세당국은 정책목표를 설정하고 최고세율과 최고세율 적용기준 소득을 결정함에 있어 이러한 변화를 설명하고 사회적 합의를 이끌어내는 과정도 충분히 진행하여야 할 것이다.

7) 제시된 5개 국가의 구매력기준 평균 임금소득은 모두 USD 50,000대(2022년 기준)이다.

〈표 II-4〉 OECD 회원국의 소득세 최고세율과 적용 구간(2022년 기준)

(단위: %, 배)

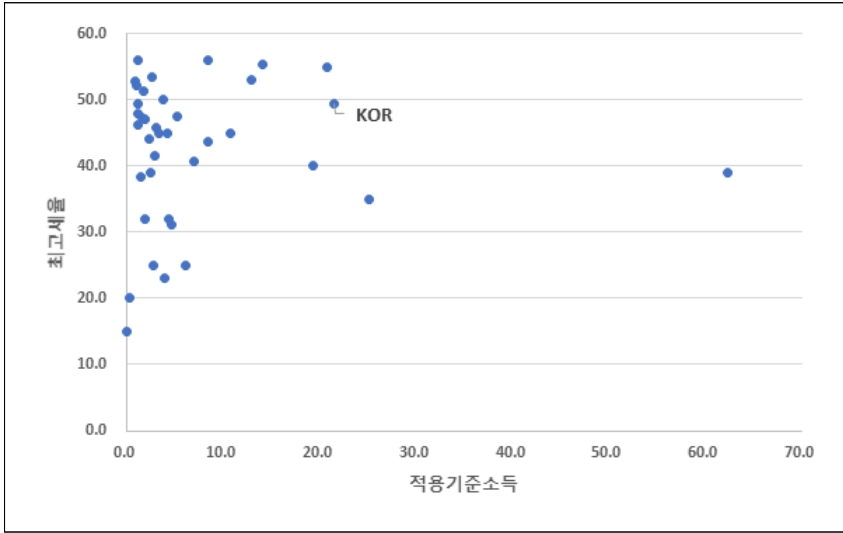
국가	최고세율	적용기준 소득	국가	최고세율	적용기준 소득
Japan	55.9	8.4	Spain	45.0	10.8
Denmark	55.9	1.3	United Kingdom	45.0	3.4
France	55.4	14.2	Greece	44.0	2.3
Austria	55.0	20.8	United States	43.7	8.5
Canada	53.5	2.7	Switzerland	41.5	3.0
Portugal	53.0	13.0	Türkiye	40.8	7.0
Belgium	52.9	1.0	Chile	40.0	19.4
Sweden	52.2	1.1	New Zealand	39.0	2.6
Finland	51.3	1.8	Colombia	39.0	62.3
Israel	50.0	3.8	Norway	38.4	1.5
Korea	49.5	21.6	Mexico	35.0	25.2
Netherlands	49.5	1.3	Lithuania	32.0	4.4
Ireland	48.0	1.3	Poland	32.0	2.0
Germany	47.5	5.3	Latvia	31.2	4.7
Italy	47.2	1.6	Costa Rica	25.0	6.2
Australia	47.0	1.9	Slovak Republic	25.0	2.9
Iceland	46.3	1.2	Czech Republic	23.0	4.0
Luxembourg	45.8	3.1	Estonia	20.0	0.3
Slovenia	45.0	4.3	Hungary	15.0	0.0

주: 1. 세율은 국세와 지방세 세율을 모두 포함

2. 적용기준 소득은 최고세율이 적용되는 소득기준의 근로자 평균소득 대비 비율

자료: OECD.Stat, Tax Database, "Table I.7. Top Statutory Personal Income Tax Rates," https://stats.oecd.org/index.aspx?DataSetCode=TABLE_I7, 검색일자: 2023. 9. 6. 자료를 이용하여 작성

[그림 II-4] OECD 회원국들의 소득세 최고세율과 적용 구간(2022년 기준)



주: 1. 세율은 국세와 지방세 세율을 모두 포함
 2. 적용기준 소득은 최고세율이 적용되는 소득기준의 근로자 평균임금 대비 비율
 자료: <표 II-4>의 내용을 그래프로 작성

Ⅲ. 선행연구

1. 과세소득탄력성을 추정한 연구

가. 우리나라

전병목(2006)은 우리나라에서 소득세의 과세소득탄력성을 추정한 가장 선도적이라 할 수 있는 연구로 「가계조사」 자료를 이용하여 Lindsey(1987)의 방법론과 시계열 분석을 통해 과세소득탄력성을 추정하였다. Lindsey(1987)의 방법론을 이용한 분석에서는 2001~2004년 「가계조사」 자료를 이용하여 2002년 세율 인하로 인한 영향을 분석하였는데, 계층별 소득수준의 변화와 계층별 소득비중의 변화를 이용하는 두 가지 접근법을 이용하였다. 과세소득탄력성은 세율 변화가 없었다면 나타났을 가상의 소득(혹은 소득비중)과 세율을 실제 자료와 비교하는 방식으로 추정하였다. 구체적으로 2001년 자료를 기준으로 가상의 소득(혹은 소득비중)을 계산하고 이를 2002년, 2003년, 2004년의 실제 자료와 비교하는 방식이다. 이때 소득세부담이 존재하는 상위 60% 소득계층을 소득 5% 분위별로 구분한 자료를 이용하였다. Lindsey(1987)의 방법론으로 과세소득탄력성을 추정한 결과, 음(-)의 과세소득탄력성이 나타나 이론에 부합하지 않았고 통계적 유의성도 낮게 추정되었다.

시계열 방법론을 이용한 분석에서는 1982~2005년 「가계조사」 자료를 이용하여 소득계층별 과세소득 비중을 종속변수로 한 회귀분석을 수행하였다. 이는 과세소득 비중의 탄력성, 즉 세후소득률 변화에 따른 계층별 소득비중의 변화를 추정하는 방식이다. 이러한 방식은 소득계층별 이질성, 자료의 안정성, 비조세적 요인에 의한 효과 등을 통제할 수 있다는 장점이 있다. 분석 대상은 상위 20% 소득계층으로 하였고, 상위 10%, 5% 계층만을 대상으로 한 분석도 수행하였다. 과세소득탄력성 추정 시 2단계 최소제곱추정법(2

stage least squares)을 이용하여 내생성에 대한 통제도 시도하였는데, 이때 명목 최고소득세율을 도구변수로 활용하였다. 추정 결과를 요약하면 다음과 같다. 상위 20% 소득계층의 과세소득탄력성은 0.76으로 추정되었지만 통계적 유의성이 낮았다. 상위 10%와 5% 소득계층의 경우 통계적으로 유의한 결과를 얻었는데, 상위 10% 소득계층의 과세소득탄력성은 0.79, 상위 5% 소득계층의 과세소득탄력성은 0.99로 추정되었다. 이러한 추정 결과는 비슷한 방법론을 이용하여 미국의 과세소득탄력성을 추정한 Saez(2004)의 결과와 비교하면 상당히 높은 수준이다. Saez(2004)에서는 상위 1% 소득계층의 과세소득탄력성이 0.62로 추정되었다. 전병목(2006)은 과세 기반의 충실성 부족에 따른 높은 조세부담 회피 가능성을 우리나라의 과세소득탄력성이 높게 추정된 주 원인으로 제시하였다.

최성은(2009)은 1993년, 1996년, 2002년 세법 개정에 따른 소득세율의 변화를 이용하여 과세소득탄력성을 추정하였다. 분석자료는 「가계조사」 자료를 활용하였고, 이중차분법으로 추정하였다. 구체적으로 세율의 변화가 있는 소득구간의 납세자를 실험군, 세율의 변화가 없는 소득구간의 납세자를 대조군으로 설정하여 분석하였는데, 이러한 대조군 설정으로 엄밀한 의미에서 '상대탄력성'을 추정한 것으로 볼 수 있다. 추정 결과, 많은 경우 탄력성은 음(-)으로 추정되었고 양(+)으로 추정된 경우도 탄력성의 크기가 크게 나타났다. 1993년 세율 개정을 이용하여 구한 탄력성은 최고소득계층을 대조군으로 할 경우 -0.096~0.773, 최저소득계층을 대조군으로 할 경우 2.197~6.072로 추정되었다. 1996년 세율 개정을 이용한 결과에서는 탄력성이 -13.293~0.334로 추정되어 대부분 이론에 부합하지 않는 음(-)의 값으로 나타났다. 그리고 2002년 세율 개정을 이용하여 구한 탄력성은 -6.367~2.389로 추정되었다. 최성은(2009)의 경우 추정치의 표준오차를 제시하지 않고 있다. 따라서 이 연구는 과세소득탄력성 추정치의 통계적 유의성을 판단할 수 없다는 한계를 지닌다.

권성오(2019)는 2015~2017년 귀속 종합소득세와 근로소득세의 신고자료를 이용하여 집군추정법(bunching estimation)을 통해 과세소득탄력성을 추

정하였다. 집군추정법은 세율이 바뀌는 과세표준 구간 경계점 부근으로 납세자가 몰려 나타나는 집군을 활용하여 납세자의 행태 변화를 추정하는 방법론이다. 종합소득세의 경우 과세표준 1,200만원 경계점을 기준으로 집군 분석을 수행하였고, 사업소득 유무에 따른 분석도 수행하였다. 하지만 과세표준 4,600만원, 8,800만원, 1억 5,000만원 등의 경우에는 관측치 수가 적은 관계로 신뢰할 만한 집군분석을 수행하기 어려워 분석에서 제외되었다. 근로소득세의 경우 과세표준 1,200만원과 4,600만원 경계점을 기준으로 집군 분석을 수행하였고, 과세표준 8,800만원과 1억 5,000만원 경계점은 관측치 수가 적어 분석에서 제외하였다. 추정 결과를 요약하면 다음과 같다. 종합소득세의 경우 과세표준 1,200만원 부근에서 집군이 나타났고 과세소득탄력성은 0.15로 추정되었다. 사업소득이 있는 경우 집군이 더 크게 나타났으며 과세소득탄력성은 0.20으로 나타났다. 사업소득이 없는 경우에는 집군의 크기가 작고 통계적으로 유의하지 않았다. 근로소득세의 경우 과세표준 1,200만원과 4,600만원의 두 경계점 모두에서 통계적으로 유의한 집군이 발견되지 않았다.

권성오·권성준(2020)은 국세신고자료를 이용하여 이중차분법과 집군추정법을 통해 과세소득탄력성을 추정하였다. 분석자료는 2015~2018년 귀속 종합소득세와 근로소득세 자료이다. 이중차분법으로는 2017년과 2018년 세법 개정으로 과세표준 5억~10억원 구간의 세율이 인상된 효과를 분석하였다. 이 구간의 세율은 2017년 38%에서 40%로 상승하고, 2018년에 40%에서 42%로 상승하였다. 이중차분법은 5억~10억원 구간 납세자를 실험군, 3억~5억원 구간 납세자를 대조군으로 설정하여 진행하였다. 추정 결과는 다음과 같이 요약된다. 2017년 세율 인상으로 도출된 과세소득탄력성은 0.315로 추정되었고, 근로소득자와 개인사업자로 구분하여 추정하면, 각각의 과세소득탄력성은 0.432와 0.295로 나타났다. 이때 개인사업자에 대한 과세소득탄력성은 통계적으로 유의하게 추정되지 않았다. 2018년 세법 개정을 이용하여 추정한 과세소득탄력성은 0.136이고, 근로소득자의 탄력성은 -0.011, 개인사업자는 0.235로 추정되었는데, 개인사업자에 대한 결과만 통계적으로 유의하였다.

집근추정법을 이용한 분석에서는 과세표준 1,200만원, 4,600만원, 8,800만원 등의 경계점에서 집근분석을 수행하였다. 그 결과, 개인사업자 표본의 경우 과세표준 1,200만원 부근에서 집근이 발견되고 과세소득탄력성은 0.14로 추정되었다. 하지만 근로소득자 표본과 종합소득자와 근로소득자를 모두 포함하는 전체 표본의 경우 1,200만원 부근에서 집근이 발견되지 않았다. 과세표준 4,600만원 부근에서는 개인사업자 표본에서만 집근이 발견되었고, 과세소득탄력성은 0.1로 추정되었다. 과세표준 8,800만원 경계점에서는 집근이 발견되지 않거나 관측치 수의 부족으로 집근분석이 불가능하였다.

나. 해외

해외에서는 미국을 중심으로 과세소득탄력성을 추정하는 연구가 활발히 이루어졌는데, 이러한 해외 선행연구들에 대한 대략적인 내용은 <표 Ⅲ-1>에 정리하였다.⁸⁾ 해외 선행연구들은 대체로 소득신고 미시자료나 행정자료를 이용하여 과세소득탄력성을 추정하였다. 주로 특정 연도에 세율이 조정된 것을 이용하여 추정하였는데, 이중차분법이나 세율 변화를 도구변수로 활용한 1차차분법을 이용하여 추정하였다. 이중차분법을 이용한 연구들에서는 세율 변화의 영향을 받는 집단을 처치군, 그렇지 않는 집단을 통제군으로 설정하여 세율 변화에 따른 소득 또는 소득비중의 변화를 비교하는 방식으로 과세소득탄력성을 추정하였다. 그리고 1차차분법을 이용한 연구들은 기준연도의 실질소득에 세율체계의 변화를 반영하여 산출한 예측된(predicted) 세후소득률의 변화를 도구변수로 이용하여 과세소득탄력성을 추정하였다. 한편, Saez(2010)는 집근추정법을 통해 과세소득탄력성을 추정하였으며, 이후 이 방법론을 이용한 연구들이 조금씩 등장하였다. <표 Ⅲ-1>에는 각 선행연구의 과세소득탄력성 추정치도 정리하였는데, 추정치의 범위가 상당히 넓음을 확인할 수 있다.

8) 해외 연구의 경우 그 수가 상당히 많기 때문에 본 소절에서는 해외 선행연구들에 대한 종합적인 내용만을 다루었으며, 선행연구들에 대한 상세하고 종합적인 논의는 Saez et al. (2009; 2012)를 참고하기 바란다.

〈표 Ⅲ-1〉 과세소득탄력성 해외 선행연구

논문	국가	자료	추정모형	도구변수	추정치
Auten and Carroll(1994)	미국	Continuous Work History Sample(1985~1989)	이중차분법(1986년 세율 변화를 이용하여 최고 한계세율 적용계층과 상대적으로 낮은 한계세율 적용계층 간 과세소득 변화 비교)		0.46~3.04
			선형회귀		1.5~2.3*
		Statistics of Income (1985; 1989)	선형회귀		0.60~1.09*
Auten and Carroll(1999)	미국	Statistics of Income (1985; 1989)	1차차분모형(1986년 세율 변화 이용)	예측된(predicted) 세후소득률 변화	0.57*
Auten et al. (2008)	미국	Statistics of Income (1999; 2002; 2005)	1차차분모형(2001년, 2003년 세율 변화 이용)	예측된(predicted) 세후소득률 변화	0.39* 0.67*
Feldstein (1995)	미국	Continuous Work History Sample, Statistics of Income(1985; 1988)	이중차분법(1986년 세율 변화를 이용하여 최고 한계세율 적용계층과 상대적으로 낮은 한계세율 적용계층 간 과세소득 변화 비교)		1.25~3.05
Giertz(2007)	미국	Statistics of Income (1979~2001)	1차차분모형	예측된(predicted) 세후소득률 변화	0.23~0.44*(\$100k 초과)
Giertz(2008)	미국	Statistics of Income (1984; 1985; 1988~1995)	1차차분모형	예측된(predicted) 세후소득률 변화	0.19~0.98*

〈표 Ⅲ-1〉의 계속

논문	국가	자료	추정모형	도구변수	추정치	
Goolsbee (1999)	미국	Statistics of Income	이중차분법(1920~1966년에 있었던 5번의 주요한 세율 변화를 이용, 고소득계층과 하위소득계층 간 과세소득 변화 비교)		(-)0.46~0.71	
			1차차분모형		(-)0.83~0.54*	
Goolsbee (2000)	미국	S&P Execucomp (1991~1995)	고정효과모형		단기	장기
					1.16*	0.40*
			0.39*(\$275k~500k)		0.34*(\$275k~500k)	
			0.81*(\$500k~1,000k)		0.38*(\$500k~1,000k)	
2.22*(\$1,000k 초과)	0.56*(\$1,000k 초과)					
1차차분모형	단기	장기				
	1.22*	0.34*				
Gruber and Saez(2002)	미국	Continuous Work History Sample, Statistics of Income(1979~1990)	1차차분모형	예측된(predicted) 세후소득률 변화	0.40*(\$10k 이상) 0.18*(\$10k~50k) 0.11*(\$50k~100k) 0.57*(\$100k 초과)	
Hall and Liebman(2000)	미국	Panel Data of CEOs(1980~1994)	고정효과모형		(-)0.18~0.46(단기) (-)0.76~0.55(장기)	
Heim(2009)	미국	Edited Panel of Tax Returns(1999~2005)	1차차분모형	예측된(predicted) 세후소득률 변화	1.25*(\$500k~1,000k) 1.22*(\$1,000k 초과)	

〈표 Ⅲ-1〉의 계속

논문	국가	자료	추정모형	도구변수	추정치
Kopczuk(2005)	미국	Statistics of Income(1979~1990)	1차차분모형	예측된(predicted) 세후소득률 변화, 예측된(predicted) 과세대상 소득 변화	0.35~0.58*
Lindsey(1987)	미국	Statistics of Income (1979)	1차차분모형(실제 소득과 세후소득률에서 예측된(projected) 소득과 세후소득률을 각각 차분)		1.02(평균 소득 \$100k) 1.41(평균 소득 \$250k) 2.00(평균 소득 \$1,000k)
Moffitt and Wilhelm(2000)	미국	Survey of Consumer Finances(1983; 1989)	이중차분법(1986년 세율 변화를 이용하여 최고 한계세율 적용계층과 상대적으로 낮은 한계세율 적용계층 간 과세소득 변화 비교)		1.76~1.99
			1차차분모형	한계세율 그룹 더미, 고소득 더미, 보유자산가치 등	0.35~0.97*
Saez(2003)	미국	Continuous Work History Sample(1979~1990)	1차차분모형	브래킷 크리프(bracket creep)에 의한 세율 변화	0.42~0.71*

〈표 Ⅲ-1〉의 계속

논문	국가	자료	추정모형	도구변수	추정치
Saez(2004)	미국	Statistics of Income (1960~2000)	시계열 회귀식	최고 한계소득세율	0.32*(소득상위 10%) 0.39*(소득상위 5%) 0.59*(소득상위 1%) 0.69*(소득상위 0.5%) 0.89*(소득상위 0.1%) 1.09*(소득상위 0.01%)
Saez(2010)	미국	Statistics of Income(1960~2004)	집군추정법(Bunching Estimation)		0.10~0.23*(낮은 한계소득세율 경계점) 0.01~0.03(높은 한계소득세율 경계점)
Brewer,et al. (2010)	영국	Atkinson(2007) 구축자료(1978~2003)	이중차분법(1978년과 2003년, 상위 1% 고소득자와 차상위 4% 고소득자 간 소득비중의 변화를 비교)		0.46*
Gottfried and Schellhorn (2004)	독일	Income Tax Panel of the 'Institut fuer Angewandte Wirtschaftsforschung' (1988; 1990)	1차차분모형	예측된(predicted) 세후소득률 변화	1.04*(70,000DM 초과)
			1차차분모형(median regression 이용)		0.36*(70,000DM 초과) 0.95~1.01*(100,000DM 초과)
Gottfried and Witczak(2009)	독일	German Taxpayer Panel(2001~2004)	1차차분모형	예측된(predicted) 세후소득률 변화	0.25~1.48*(€50,000 초과)
Saez and Veall(2005)	캐나다	Personal Income Tax Return Statistics (1920~2000)	시계열 회귀식		0.48*(소득상위 1%) 0.30*(소득상위 0.1%)

〈표 Ⅲ-1〉의 계속

논문	국가	자료	추정모형	도구변수	추정치
Sillamaa and Veall(2001)	캐나다	Longitudinal Administrative Database(1986; 1989)	1차차분모형	예측된(predicted) 세후소득률 변화	1.00*(소득 \$60k 초과) 1.32*(소득 \$75k 초과) 1.67*(소득 \$100k 초과)
Kleven and Schultz(2014)	덴마크	Income Tax Register, Integrated Database for Labor Market Research(1984~2005)	1차차분모형	기계적(mechanical) 세후소득률 변화	0.08~0.18*(임금소득자) 0.10~0.27*(사업소득자)
Hansson(2007)	스웨덴	Longitudinal Individual Data Base(1989; 1992)	이중차분법(1990/91 세율 변화 이용, 한계세율 변화가 큰 계층과 작은 계층 간 과세소득 변화 비교)		0.57* 0.43*
			1차차분모형	가상적(synthetic) 세후소득률 변화	0.43*
Holmlund and Söderström (2011)	스웨덴	Longitudinal Individual Data Base(1991~2002)	1차차분모형	예측된(predicted) 세후소득률 변화	0.2~0.3*(단기) 0.1~0.3*(장기)

〈표 Ⅲ-1〉의 계속

논문	국가	자료	추정모형	도구변수	추정치
Selén(2002)	스웨덴	Household Income Survey of Statistics Sweden, Registers of the tax authorities and the national social insurance board	이중차분법(1990/91 세율 변화 이용, 최고 소득계층과 다른 소득계층 간 과세소득 변화 비교)		(-)1.04~4.04
			1차차분모형	한계세율 그룹, 소득수준별 그룹, 예측된(predicted) 세후소득률 변화 등	0.21~0.43* 0.41*(한계소득세율 56% 초과)
Aarbu and Thoreson(2001)	노르웨이	Income Distribution Survey(1991~1994)	1차차분모형	1992년 세율 변화 이전 한계세율	0.21*
			1차차분모형(가상세율(synthetic-tax-rate)을 설명변수로 활용)		-0.03
Atkinson and Leigh(2008)	뉴질랜드	1921~2005 최상위 소득계층 소득세 집계자료	선형회귀(종속변수를 소득 상위 1%의 소득비중, 독립변수를 세후소득률로 함)		0.41(추정치 0.06*에 대응하는 탄력성을 과세연도 2005년을 기준으로 Saez et al.(2009)에서 계산)

주: *는 유의확률이 10%보다 작은 경우를 나타내고 *가 없는 경우는 유의확률이 없음을 의미함

자료: 권성준(2021), pp. 17~18, 〈표 2〉를 수정 및 보완함

이는 분석자료, 분석 대상, 분석기간, 분석시점, 단·장기 여부 등 여러 요인에 의해 나타난 현상으로 보인다. 과세소득탄력성 선행연구들을 포괄적이고 종합적으로 검토한 Saez et al.(2009; 2012)에서는 0.12~0.40을 가장 신뢰할 만한 추정치의 범위로 판단하고 있다. 그리고 과세소득의 조정이 상대적으로 용이한 고소득계층의 경우 이보다 높은 수준일 수 있다고 한다. 그러나 한편으로 Saez et al.(2009; 2012)은 과세소득탄력성 식별이 상당히 어렵기 때문에 현재로서 충분히 믿을만한 추정치는 존재하지 않는다는 평가도 하고 있다.

2. 비선형 예산집합 회귀분석을 이용한 연구

비선형 예산집합 회귀분석은 노동공급 효과를 분석하기 위한 방법론으로 Blomquist and Newey(1999; 2002)에 의해 개발되었다. 그리고 이 방법론은 Blomquist et al.(2001), Kumar(2008; 2012) 등에 의해 조세개혁으로 인한 노동공급의 효과 분석에 활용되기도 하였다.

Blomquist et al.(2001)은 1980~1991년 스웨덴의 조세개혁의 영향을 비선형 예산집합 회귀분석을 이용하여 분석하였다. 구체적으로 스웨덴의 'Level of Living' 3개년(1973년, 1980년, 1990년) 자료를 이용하여 20~60세 혼인 및 동거 남성의 조건부 노동시간을 비모수적으로 추정했으며, 추정된 노동공급함수를 이용하여 1980~1991년 시행된 조세개혁의 효과를 시뮬레이션을 통해 분석하였다. 소득세율의 변화, 부가가치세 및 원천세의 변화, 자본소득세의 변화, 주거 및 아동수당의 변화 등 4가지 유형으로 조세개혁을 구분하여 노동시간, 세수, 소득재분배에 미친 효과 등을 분석하였다. 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 1980~1991년 조세개혁으로 평균적인 희망(desired) 노동시간은 약 2.2% (순)증가하고 (순)세수입은 6% 감소한 것으로 추정되었다. 이때 소득세율의 개편은 평균 희망 노동시간을 3.9% 증가시켜 가장 큰 기여를 하였고, 부가가치세, 원천세, 자본소득세, 주거 및 아동수당 등의 변화는 평균 노동시간을 각각 0.3%p, 0.4%p, 0.9%p 줄이는 기여를 한

것으로 나타났다. 세수입의 경우 세율 개편으로 9% 감소하는 것으로 나타났는데, 부가가치세, 원천세, 자본소득세 등의 변화에 따른 세수입 증가분을 반영하면 세수입 감소분은 5%로 나타난다. 하지만 주거 및 아동수당 등 공적이전소득의 증가까지 반영하면 세수입은 최종적으로 6% 감소하는 것으로 추정된다. 소득재분배 효과의 경우, 공적이전소득을 제외한 개혁들은 모두 불평등도를 높이는 것으로 나타났다.

Kumar(2008)는 미국의 1986년 조세개혁으로 인한 노동공급의 변화와 사중손실(deadweight loss)을 추정하고 분석하면서 비선형 예산집합 회귀분석을 이용하였다. 자료는 PSID 2개년(1985년, 1989년) 자료를 이용하였고, 25~60세 남성 가구주를 표본으로 이용하였다. Kumar(2008)는 비선형 예산집합 회귀분석으로 조건부 노동(시간)공급함수를 추정하고, 이를 이용하여 노동공급에 대한 비보상(uncompensated) 임금 및 소득 탄력성, 보상(compensated) 임금탄력성, 조세개혁의 효과 등을 추정하였다. 추정 결과, 비보상 임금탄력성은 0.100~0.152, 비보상 소득탄력성은 -0.004~-0.044, 보상 임금탄력성은 0.108~0.225로 추정되었다. Kumar(2008)는 가장 선호하는 모형의 추정치도 밝히고 있는데, 비보상 임금탄력성은 0.14, 비보상 소득탄력성은 -0.04, 보상 임금탄력성은 0.22이다. 사중손실은 대등변이(equivalent variation)를 이용한 Hausman and Newey(1995)의 방법론을 이용하여 추정하였다. 그 결과, 조세개혁으로 사중손실은 세수입의 4.62%에서 세수입의 4.34%로 6% 감소한 것으로 추정되었고, 소득 또는 임금 수준이 높을수록 더 크게 감소하는 것으로 나타났다.

Kumar(2012)는 비선형 예산집합 회귀분석을 여성의 노동공급에 적용하였다. 여성의 경우 노동공급의 외연적 한계(extensive margin)인 고용 여부를 고려하는 것이 중요하다. 그래서 Kumar(2012)에서는 기존의 비선형 예산집합 회귀분석 모형에서 종속변수에 단절이 있는 경우로 확장한 모형을 이용한다. Kumar(2012)는 PSID 2개년(1985년, 1989년) 자료의 혼인 여성 표본을 이용하여 확장된 비선형 예산집합 회귀분석을 통해 여성의 노동(시간)공급함수를 추정하고, 이를 이용하여 비보상 임금 및 소득 탄력성, 보상 임금탄

력성 등을 분석하였다. 결과를 요약하면, 비보상 임금탄력성은 전반적으로 (overall) 0.56, 내연적 한계(intensive margin)에서는 0.27로 추정되었고, 소득탄력성은 전반적으로 -0.67, 내연적 한계(intensive margin)에서는 -0.13으로 추정되었다. 그리고 보상 임금탄력성은 전반적으로 0.67, 내연적 한계(intensive margin)에서는 0.30으로 추정되었다.

조세 변화에 대한 납세자 행태 변화 분석은 Feldstein(1995)의 논문을 기점으로 노동공급의 변화에서 과세소득의 변화를 분석하는 방향으로 전환되었다. 이는 납세자의 행태 변화가 노동공급의 변화 외에도 노동의 강도, 보상의 형태나 시점, 탈세, 조세회피 등으로 나타날 수 있고, 결과적으로 보고되는 과세소득은 노동소득과 다를 수 있다는 생각에서 비롯되었다.

이러한 흐름과 유사하게 Blomquist et al.(2015; 2023)은 기존 노동공급에 적용했던 비선형 예산집합 회귀분석 방법을 과세소득에도 적용하는 시도를 하였다. 즉 조건부 과세소득을 비모수적 방법으로 추정하는 방법론을 개발한 것이다. Blomquist et al.(2015; 2023)은 비선형 예산집합 회귀분석을 통해 과세소득탄력성을 추정하는 방법론도 제시하고 있다. 그리고 Blomquist et al.(2015)에서는 2007~2008년 스웨덴 EITC 프로그램의 도입 및 개편에 의한 효과 분석도 시도하였다.

Blomquist et al.(2023)은 비선형 예산집합 회귀분석을 이용하여 과세소득탄력성을 추정하였다. 비선형 예산집합 회귀분석에서 과세소득탄력성은 조금 다르게 정의된다. 과세소득탄력성은 세율의 변화에 과세소득이 얼마나 변화하는지를 나타내는데, 이때 세율의 변화는 바로 예산집합 프론티어가 기울어진 정도이다. 비선형 예산집합 회귀분석에서는 전체 예산집합 프론티어가 회전하여 전반적인 기울기가 변화하였을 때, 즉 전체 소득구간의 세율이 변화했을 때 과세소득이 얼마나 변화하는지를 측정하는 것으로 이해된다. Blomquist et al.(2023)은 이렇게 정의된 과세소득탄력성은 총탄력성(aggregate elasticity)으로, Saez et al.(2012)에서 주장하는 정책 관련 지표에 상응하는 개념으로 활용 가능하다고 주장한다. Blomquist et al.(2023)은 스웨덴 통계청의 1993~2008년 HEK(Hushållens Ekonomi) 자료를 이용하여

기혼 또는 동거 중인 21~60세 남성을 대상으로 과세소득탄력성을 추정하였다. 추정 결과, 과세소득탄력성은 생산성 성장률(productivity growth rate) 가정(0.5~2.0%)에 따라 -0.138~1.15로 추정되었다. 가장 선호되는 모형은 평균 제곱근 오차(root mean squared error)가 가장 작게 나타난 생산성 성장률이 1.4%인 경우로, 이 경우 과세소득탄력성은 0.52이다.

Blomquist et al.(2015)에서는 비선형 예산집합 회귀분석을 이용하여 조건부 기대 과세소득함수를 추정하고, 추정된 함수를 이용하여 2007~2008년에 도입된 스웨덴 EITC의 효과에 대한 시뮬레이션 분석을 수행하였다. 생산성 성장률 가정에 따라 효과의 크기에 차이가 있지만, 대체로 EITC 도입으로 소득은 증가하지만 세수입은 감소하는 것으로 나타났다. 그리고 세수입의 감소분은 납세자의 행태반응을 고려하지 않고 계산한 경우보다 낮은 수준임을 보였는데, 이는 조세 변화로 인한 세수효과 분석 시 납세자의 행태반응을 고려하는 것이 중요함을 보여준 결과라 할 수 있다.

IV. 비선형 예산집합 회귀분석

1. 방법론⁹⁾

비선형 예산집합 회귀분석(nonlinear budget set regression)은 비선형 예산 프론티어(nonlinear budget frontiers) 조건하에 비모수적으로 선택변수(choice variable)의 조건부 기대(conditional expectation)를 추정하는 방법론으로, 과세소득에 대한 조건부 기대를 추정하는 방법론은 Blomquist et al.(2015; 2023)에 의해 처음 개발되었다. 특별히 동 저자들은 이 방법론이 세율체계 변화의 효과를 예측하는 데 유용한 도구로 이용될 수 있다고 소개한다. 본 소절에서는 Blomquist et al.(2015; 2023)의 비선형 예산집합 회귀분석을 간략히 소개하고자 한다.

Blomquist et al.(2015; 2023)의 연구는 Feldstein(1995; 1999)의 연구에서 동기를 부여받았다. Feldstein은 노동공급 변화로 인한 전통적인 시중손실의 추정치가 조세회피와 같은 과세자들의 중요한 행태적 변화를 반영하지 못하기 때문에 과소추정될 것을 염려하였다. 다른 기존 연구의 한계점으로 선형적인 예산제약선을 가정하여 과세소득이 소득세율에 따라 어떻게 반응하는지 분석해 왔으나 이는 현실과 괴리가 있는 가정으로 볼 수 있다. 누진도 반영이나 소득세율의 변화가 급격한 부분들이 고려되지 못하기 때문에 이를 한계점으로 볼 수 있다. 이 연구에서 분석방법의 장점은 위의 한계점에 대한 해결책을 제시한 것에 있다.

모형에 대하여 자세히 알아보자. c 는 소비, e 는 노력, h 는 노동시간이라 정의한다. R 은 과세대상이 아닌 소득을 의미하며 τ 는 소득세율을 의미한

9) 본 소절의 내용은 Blomquist et al.(2015; 2023)이 개발한 비선형 예산집합 회귀분석의 핵심 내용을 정리한 것으로, 방법론에 대한 보다 자세하고 기술적인 내용은 해당 논문을 참고하기 바란다.

다. 개인의 임금은 $w(e)$ 로 노력 정도 e 에 영향을 받는다. 개인의 효용함수는 $u(c, e, h)$ 으로 강한 준오목성(strictly quasi-concave)을 가지고 c 에 대하여 증가하며, e, h 에 대하여 감소하는 함수로 정의한다. 개인의 효용함수 극대화는 다음과 같이 나타난다.

$$\max_{c, e, h} u(c, e, h) \quad s.t. \quad c = w(e)h\rho + R, c \geq 0, e \geq 0, h \geq 0 \quad \text{식 (1)}$$

식 (1)의 예산제약식의 $\rho = 1 - \tau$ 이다. 과세소득을 $y = w(e)h$ 로 정의하고 $w(e)$ 를 일대일(one-to-one) 증가함수로 가정하여 역함수가 존재할 때, $e = w^{-1}(y/h)$ 로 나타난다. 따라서 효용극대화 문제에서 e 를 제외하고 아래와 같이 재정리할 수 있다.

$$\max_{c, y} U(c, y) \quad s.t. \quad c = y\rho + R, c \geq 0, y \geq 0 \quad \text{식 (2)}$$

식 (2)의 효용함수는 $U(c, y) = \max_h u(c, w^{-1}(y/h), h)$ 로 정의된다. 식 (2)의 효용극대화 문제를 만족하는 해 중 과세소득함수를 $y(\rho, R)$ 로 정의할 수 있다. 여기까지의 논리 전개에서 식 (1)에 나타난 임금, 소득, 노동공급 등을 제외한 개인의 이질성(heterogeneity)은 고려되지 않았다. 앞서 보여준 식 (2)를 도출하는 방식을 따라 논리를 전개하되 개인의 이질성을 고려한 효용극대화 문제를 다음과 같이 생각해 본다. 일반적으로 개인의 이질성은 효용함수와 임금에 동시에 영향을 미친다. 개인의 여러 가지 이질성을 η 라는 벡터로 가정한다. 이질성을 고려한 효용함수와 임금을 각각, $u(c, e, h, \eta)$, $w = g(e, \eta)$ 라고 가정한다. 임금의 함수 $g(e, \eta)$ 에 η 가 주어졌을 때, e 에 대한 일대일 증가함수를 가정한다면, 위의 식 (2)를 도출하는 과정과 유사하게 $e = w^{-1}(y/h, \eta)$ 로 나타낼 수 있다. 따라서 이질성을 고려한 과세소득함수 $y(\rho, R, \eta)$ 는 다음과 같이 정의 가능하다.

$$y(\rho, R, \eta) = \operatorname{argmax}_{c, y} U(c, y, \eta) \quad s.t. \quad c = y\rho + R, c \geq 0, y \geq 0 \quad \text{식 (3)}$$

앞서 가정한 효용함수의 강한 준오목성(strictly quasi-concave)은 식 (3)이 유일하게(uniuely) 정의되게 하기 위한 가정이다. 비모수적 분석을 시작하기 위해 특정 그룹의 이질적인 개인들이 동일한 소득과세 구간에 동일한 비과세소득이 주어졌다고 가정하여 (ρ, R) 을 고정한 후, 과세소득의 누적확률 분포함수 $F(y|\rho, R)$ 를 정의하면 다음과 같다.

$$F(y|\rho, R) = \int 1(y(\rho, R, \eta) \leq y)G(d\eta) \quad \text{식 (4)}$$

식 (4)의 좌변은 Blomquist et al.(2015)의 Theorem 2에 의해, 적절한 가정하에 과세소득 y 가 주어진 경우, $F(y|\rho(y), R(y)) = F(y|B)$ 를 보일 수 있으며, 여기서 B 는 특정 예산집합(budget set)을 의미한다. 다시 말하면 $\rho(y), R(y)$ 를 활용하여 개인이 어떤 예산집합에 속하였는지를 판단 가능하다는 의미이다. 본 연구에서 활용하는 예산제약집합은 비선형 예산집합들(nonlinear budget sets)이다. 논의를 위해 $B(y)$ 를 과세소득이 y 로 주어졌을 때, 소득세 제도하에서 최대 가능한 소비들을 모아둔 집합이라고 정의한다. $y(B, \eta)$ 를 이질성을 고려한 개인이 선택한 과세소득이라 한다면 적절한 가정들하에서 이는 예산제약선의 예산 프론티어(budget frontier)에 존재할 것이며, 다음과 같이 정의된다.

$$y(B, \eta) = \operatorname{argmax}_y U(B(y), y, \eta) \quad \text{식 (5)}$$

소득세 세율체계에 따르면 과세소득마다 다른 세율이 적용되며 이는 각 개인이 조각별 선형 예산 프론티어(piecewise linear budget frontier)를 가지게 한다. 예를 들어 과세소득을 세 구간으로 나누어 다른 세율을 적용한다고 가정하면, 개인별로 $(\rho_1, \rho_2, \rho_3, R_1, R_2, R_3)$ 가 과세소득 구간별로 나뉘게 되며, 예산 프론티어의 기울기는 세율인 ρ , 절편은 비과세소득인 R 이며 이를 활용하면 각 구간을 구분해 주는 과세소득에 해당되는 $l_j = (R_{j+1} - R_j)/(\rho_j - \rho_{j+1}), j = 1, 2, 3$ 이 도출된다.¹⁰⁾ 과세소득의 끝부

분은 따로 다음과 같이 정의한다. $l_0 = 0$, $l_3 = \infty$. 정의된 세율과 비과세소득을 활용하여 예산 프론티어의 수학적 정의를 도출할 수 있다.

$$B(y) = \sum_{j=1}^3 1(l_{j-1} \leq y < l_j)(R_j + \rho_j y) \quad \text{식 (6)}$$

식 (6)의 비선형 예산집합을 가정하고 과세소득의 평균값을 추정하기 위하여 아래와 같은 개념들을 소개한다. 특정 예산 프론티어 집합 B 에서 과세소득 평균을 $\mu(B) = \int y(B, \eta)G(d\eta)$ 로 정의한다. 추후 논의를 위해 아래와 같은 수식을 정의한다.

$$\bar{y}(\rho, R) = \int yF(dy|\rho, R) \quad \text{식 (7)}$$

$$\nu(\rho, R, l) = \int 1(y < l)(y - l)F(dy|\rho, R) \quad \text{식 (8)}$$

$$\lambda(\rho, R, l) = \int 1(y > l)(y - l)F(dy|\rho, R) \quad \text{식 (9)}$$

식 (7)은 꺾임(kink)이 없는 예산 프론티어에서 평균 과세소득을 계산한 것이며, 식 (8)과 식 (9)는 l 이라는 꺾이는 지점이 주어졌을 경우를 기준으로 꺾이는 지점보다 과세소득이 적은 부분의 평균적인 크기와 꺾이는 지점보다 과세소득이 큰 부분을 비교하는 값으로 이해 가능하다. Blomquist et al.(2023, p. 33)의 Proof of Theorem 1은 이론적 편의를 위하여 평균 과세소득을 식 (8)에서 소개한 ν 에 대하여 분해를 시도하였다. 아래는 이 내용을 조금 더 자세히 정리한 것이다. 편의를 위해 $F_j(y) := F(y|\rho_j, R_j)$ 로 정의한다. 이때, 예산제약집합 B 가 주어졌을 경우의 평균과세소득은 다음과 같이 나타난다.

10) l_j 에 해당하는 부분에서 예산 프론티어가 꺾인 형태(kink)를 보인다.

$$\mu(B) = \sum_{j=1}^{J-1} \left[\int \mathbf{1}_{\{l_{j-1} < y < l_j\}} y F_j(dy) + l_j \Pr(Y(B, \eta) = l_j) \right] + \int \mathbf{1}_{\{l_{J-1} < y\}} y F_J(dy)$$

중간에 있는 $l_j \Pr(Y(B, \eta) = l_j)$ 항이 비선형 예산제약집합의 꺾인 부분 효과를 고려한 특징으로 이해 가능하다. 위와 같이 분해된 평균과세표준을 이론적으로 다루기 편하게 정리하기 위하여 아래와 같은 조건을 고려한다.

$$\int \mathbf{1}_{\{l_{J-1} < y\}} y F_J(dy) = \bar{y}(\rho_J, R_J) - \int \mathbf{1}_{\{l_{J-1} \leq y_{RIGHT}\}} y F_J(dy)$$

$$l_0 := 0, \quad \int \mathbf{1}_{\{l_0 < y_{RIGHT}\}} y F_1(dy) = 0$$

따라서 평균과세소득을 분해한 식에서 비선형 예산제약집합의 꺾인 부분 효과를 제외한 부분을 재정리하면 아래와 같다.

$$\begin{aligned} & \sum_{j=1}^{J-1} \left[\int \mathbf{1}_{\{l_{j-1} < y < l_j\}} y F_j(dy) \right] + \int \mathbf{1}_{\{l_{J-1} < y\}} y F_J(dy) \\ &= \sum_{j=1}^{J-1} \left[\int [\mathbf{1}_{\{y < l_j\}} - \mathbf{1}_{\{y \leq l_{j-1}\}}] y F_j(dy) \right] + \int \mathbf{1}_{\{l_{J-1} < y\}} y F_J(dy) \\ &= \bar{y}(\rho_J, R_J) + \sum_{j=1}^{J-1} \left[\int [\mathbf{1}_{\{y < l_j\}} - \mathbf{1}_{\{y \leq l_{j-1}\}}] y F_{j+1}(dy) \right] \end{aligned}$$

남은 비선형 예산제약집합의 꺾인 부분의 효과를 재정리하면 아래와 같다.

$$\Pr(y(B, \eta) = l_j) = F_{j+1}(l_j) - \lim_{y \uparrow l_j} F_j(y) = \int \mathbf{1}_{\{y \leq l_j\}} F_{j+1}(dy) - \int \mathbf{1}_{\{y < l_j\}} F_j(dy)$$

식 (8)의 ν 의 정의를 활용하기 위하여 다음과 같은 조건을 활용한다.

$$\int \mathbf{1}_{\{y \leq l_j\}} (y - l_j) F_{j+1}(dy) = \int \mathbf{1}_{\{y < l_j\}} (y - l_j) F_{j+1}(dy)$$

최종적으로 아래의 식 (10)이 도출 가능하다. 식 (11)은 위의 과정과 유사한 방식으로 식 (9)에서 정의된 λ 를 활용하여 도출 가능하다.

$$\mu(B) = \bar{y}(\rho_j, R_j) + \sum_{j=1}^{J-1} [\nu(\rho_j, R_j, l_j) - \nu(\rho_{j+1}, R_{j+1}, l_j)] \quad \text{식 (10)}$$

$$\mu(B) = \bar{y}(\rho_1, R_1) + \sum_{j=1}^{J-1} [\lambda(\rho_{j+1}, R_{j+1}, l_j) - \lambda(\rho_j, R_j, l_j)] \quad \text{식 (11)}$$

식 (10)과 식 (11)을 식별 및 추정하기 위해서는 연구자가 식 (4)의 $F(y|\rho, R)$ 을 알 수 있어야 한다. 이를 추정하기 위하여 비모수적 추정법 중 하나인 급수(series)를 활용한 추정법을 활용한다.

$$F(y|x) = F_1(y) + \sum_{a=2}^A w_a(x, \beta) [F_a(y) - F_1(y)] \quad \text{식 (12)}$$

식 (12)에서 $x = (\rho, R)$ 이며, $w_a(x, \beta) = \sum_{b=1}^B \beta_{ab} r_b(x)$ 로 정의된다. 각각의 누적확률밀도함수들은 $r_b(x)$ 라는 기저함수(basis function)로 한 번 더 근사하여 나타내었다. 여기서 핵심은 식 (12) 좌변의 누적확률밀도함수를 우변의 A 개의 충분히 많은 다른 누적확률밀도함수들을 활용하여 추정하려는 것이다. 그리고 기저의 A 개의 누적확률밀도함수는 특정 $w_a(x, \beta)$ 라는 비율을 추정하게 되는데 $r_b(x)$ 는 연구자가 정하는 기저의 급수 함수들로서 주어진 값이다. 식 (12)를 식 (10)에 적용하면 과세소득의 평균은 다음과 같이 나타난다.

$$\begin{aligned}
\mu(B) &= \bar{y}_1 + \sum_{a=2}^A w_a(x, \beta)(\bar{y}_a - \bar{y}_1) \\
&\quad + \sum_{a=2}^A \sum_{j=1}^{J-1} [w_a(x_j, \beta) - w_a(x_{j+1}, \beta)][\nu_a(l_j) - \nu_1(l_j)] \\
&= \bar{y}_1 + \sum_{a=2}^A \sum_{b=1}^B \beta_{ab} \left\{ r_b(x_j)(\bar{y}_a - \bar{y}_1) \right. \\
&\quad \left. + \sum_{j=1}^{J-1} [r_b(x_j) - r_b(x_{j+1})][\nu_a(l_j) - \nu_1(l_j)] \right\}
\end{aligned} \tag{13}$$

식 (13)에서 $\bar{y}_a = \int y F_a(dy)$, $\nu_a(l) = \int 1(y < l)(y - l) F_a(dy)$, $a = 1, \dots, A$ 를 의미한다.

추정의 구체적 대상은 과세소득의 조건부 평균으로 $\mu(B)$ 이다. 식 (13)을 참고하여 회귀분석식의 종속변수는 각 경제주체의 과세표준 Y_i 과 \bar{y}_1 의 차를 활용한다. 가용한(feasible) 회귀변수(regressor)를 얻기 위해서는 집단(population)에서 정의된 개체가 아니라 표본으로 추정된 값(sample counterpart)을 활용하여야 한다. 따라서 식 (13) 하단 β_{ab} 뒷부분의 모집단에서 정의된 부분들과 통계적으로 유사한 표본으로 추정된 값에 해당하는 회귀변수를 얻기 위하여 경험적 누적분포함수인 $\hat{F}_a(y)$ 를 활용하여 \bar{y}_a 를 추정치 $\int y \hat{F}_a(dy)$ 로 대체한다. 유사한 논리를 활용하여 $\nu_a(l)$ 또한 통계적으로 유사한 추정치를 계산할 수 있다. 회귀변수 중 계산이 필요한 남은 부분은 기저함수에 해당하는 $r_b(x)$ 이다. $r_b(\cdot)$ 은 다항식 시리즈(polynomial series) 등을 의미한다. 정의역 벡터인 x 에는 여러 변수를 적용할 수 있다. 단, 본 연구에서는 선행연구와 마찬가지로 예산 프론티어에 영향을 주는 각 과세표준에 적용되는 세율($\tau = 1 - \rho$)과 비과세소득(R)은 반드시 포함하였다. 그 외 설명변수 중 여러 가지 경제주체의 이질성에 잠재적으로 영향을 줄 수 있는 요인을 x 벡터에 포함하였다.

지금까지의 내용을 기반하면 β_{ab} 는 최소자승법을 이용하여, 즉 다음의 식을 최소화하여 추정할 수 있다.

$$\min_{\beta} \sum_{i=1}^N (Y_i - \bar{y}_1 - \sum_{a=1}^A \sum_{b=1}^B \beta_{ab} p_{iab})^2 \quad \text{식 (14)}$$

$$p_{iab} \approx r_b(x_{ij})(\bar{y}_a - \bar{y}_1) + \sum_{j=1}^{J-1} [r_b(x_{ij}) - r_b(x_{i,j+1})][\nu_a(l_j) - \nu_1(l_j)] \quad \text{식 (15)}$$

식 (15)의 우변이 p_{iab} 의 근사 값인 이유는 \bar{y}_a , $\nu_a(l_j)$ 등의 값들이 모집단 (population)에서 정의된 개체가 아니라 표본으로 추정된 값(sample counterpart)을 활용하기 때문이다. x_{ij} 는 i 번째 경제주체의 설명변수들이인 x_i 벡터의 j 번째 변수를 의미한다.

이렇게 정의된 p_{iab} 를 활용하여 수식 회귀변수들을 생성하면 생성되는 회귀변수가 많아 일반적인 회귀분석을 활용하는 것은 어렵다. 총 회귀변수의 개수를 K 라고 정의하면 이는 $r_b(x)$ 의 지표(index)인 $b = 1, \dots, B$ 의 크기 (B)에 \bar{y}_a 의 지표인 $a = 1, \dots, A$ 의 크기에서 $a = 1$ 인 경우를 제외한 값 ($A - 1$)을 곱한 값에 시간 더미변수의 개수를 더한 값과 같다. 따라서 생성되는 회귀변수가 많기 때문에 최종 분석은 LASSO로 변수 선택을 진행하여 수행하게 된다.

2. 자료

본 연구에서 비선형 예산집합 회귀분석을 적용하여 조건부 과세소득함수를 추정하기 위해 「재정패널조사」 자료를 이용하였다. 비선형 예산집합 회귀분석을 위해서는 과세소득과 비노동소득 변수가 반드시 필요하다. 본 연구에서는 소득세율의 변화로 인한 납세자의 행태 변화로 소득의 변화뿐 아니라 소득공제의 변화까지도 고려하므로 과세소득을 소득세 세율을 적용하는 소득인 우리나라의 과세표준으로 정의하였다. 따라서 과세표준에 대한 정보가 필요한데, 「재정패널조사」는 조사 참여가구 가구원들의 소득신고 관련 구체적인 정보들을 조사하고 있어 비교적 정확하게 과세표준을 파악할

수 있는 장점이 있다. 즉 근로소득, 사업소득 등 유형별 소득금액, 각종 소득공제 항목별 공제금액 등의 정보가 존재하여 과세표준을 계산할 수 있다. 비노동소득은 납세자가 (노동)소득이 없을 때의 잠재적인 소득인 가상소득(virtual income)을 구축할 때 필요하다. 여기서 가상소득이란 과세표준 구간별 예산 프론티어를 선형으로 연결하였을 때의 절편(intercept), 즉 과세표준이 0일 때의 소득을 의미한다. 「재정패널조사」는 조사 참여가구 가구원들의 소득, 가구의 자산, 정부지원금 등도 조사하기 때문에 이러한 정보를 활용하여 비노동소득 변수를 구축하기 용이하다.

다른 자료들의 경우 과세소득과 비노동소득 변수를 구축하기 위한 정보가 부족하다. 국세자료의 경우 납세자 가족의 소득, 가구의 자산 등 비노동소득을 구축하기 위한 정보가 부재하며 각종 인구통계학적 변수들도 부족하다. 「재정패널조사」 외 다른 설문조사 자료들의 경우에는 유형별 소득, 각종 공제금액 등에 대한 정보가 부족하거나 부재하여 과세소득 변수를 구축하기 어렵다.

본 연구는 「재정패널조사」의 2008~2014년 자료를 이용하였다. 이는 소득세 귀속연도를 기준으로 2007~2013년에 해당하는 자료이다. 우리나라 소득세 세율체계는 2014년 귀속부터 과세표준이 1.5억원을 초과하는 고소득 구간에 대해서만 변화하였다. 그런데 「재정패널조사」는 설문조사 자료로 고소득자 표본이 상당히 적은데, 실제로 과세표준이 1.5억원을 초과하는 관측치 수가 많지 않은 것으로 파악된다. 또한 2014년에는 주요 소득공제 항목이 세액공제 항목으로 전환된 큰 변화가 있었다. 이는 소득, 지출 등이 모두 동일하더라도 2014년 전후로 과세표준이 크게 달라질 수 있음을 시사한다. 한편, 2013년까지는 대부분의 공제제도가 소득공제 방식이었기 때문에 세율체계 변화의 과세표준에 대한 효과를 포착하고 세수입에 미치는 영향을 분석하는 데 2013년까지의 기간만을 고려하는 방식이 더 유리할 수 있다. 반면, 2014년부터는 대부분의 공제제도가 세액공제 방식이라 과세표준의 변동성에 공제제도를 통한 행태 변화가 나타나지 않을 수 있다. 이러한 이유로 본 연구는 2007~2013년을 대상으로 분석을 진행하였다.

분석 대상은 가구주에 한정하였다. 여기서 가구주는 설문조사상 가구주로 응답한 경우가 아니라, 가구 내 소득이 가장 많은 사람이다. 이러한 가구주 정의를 이용하게 된 이유는 과세표준 산출 시 인적공제액을 중복 없이 적용하기 위한 조치이다. 이에 대해서는 아래에서 보다 자세히 설명하고자 한다.

과세소득 또는 과세표준은 종합소득금액에서 인적공제금액과 각종 소득 공제금액을 차감하여 산출한다. 종합소득금액은 이자소득, 배당소득, 사업소득, 근로소득, 연금소득, 기타소득을 합산한 값이다. 이때 근로소득과 연금소득은 근로소득공제와 연금소득공제를 각각 적용하여 종합소득금액에 포함하였다. 「재정패널조사」는 인적공제금액에 대해 조사하고 있지 않아 추정이 필요하다. 인적공제금액을 계산하기 위해서는 인적공제대상 가구원 수를 추정해야 하며, 이는 가구원들의 가족관계, 나이 등의 정보를 활용하여 추정하였다. 가구원들의 가족관계는 「재정패널조사」의 가족관계 정보를 그대로 사용하지 않고, 오중현 외(2017)의 방식을 따라 소득이 가장 많은 가구원을 가구주로 한 가족관계를 새로 구축하여 이를 활용하였다. 이는 인적공제가 가구 내 여러 소득신고자에게 중복으로 적용되지 않도록 하기 위함이며, 가구 내 소득이 가장 많은 사람에게 인적공제를 몰아줄 것이라는 가정에 기반한다. <표 IV-1>은 가족관계 재설정 관계도를 보여준다. 「재정패널조사」는 주요 공제항목에 대한 공제금액을 항목별로 조사하고 있다. 연금보험료, 공적연금 보험료, 보장성 보험료, 주택자금, 의료비, 교육비, 기부금, 월세액, 주택마련저축, 우리사주조합출연금, 신용카드 등 사용금액, 개인연금저축, 연금계좌, 투자조합출자 등 주요 공제항목에 대해서는 항목별로 공제금액을 조사하고, 이 외 항목들에 대한 공제금액은 기타 소득공제로 분류하여 조사하고 있다.

비노동소득 변수는 Blomquist et al.(2015; 2023)과 유사하게 배우자 및 다른 가구원의 소득, 타 가구 이전소득, 정부보조금, 가구 재산의 소득환산액 등을 포함하여 구축하였다. 이때, 배우자 및 다른 가구원의 소득은 배우자 및 다른 가구원의 근로소득, 사업소득, 연금소득, 임대, 이자배당소득을 합산한 금액이고, 정부보조금에는 기초연금, 장애수당, 보훈수당, 자녀양육

〈표 IV-1〉 가족관계 재설정 관계도

재정패널 가족관계	본인이 '배우자' 로 설정된 경우	본인이 '자녀'로 설정된 경우	본인이 '자녀의 배우자'로 설정된 경우	본인이 '부모'로 설정된 경우	본인이 '배우자의 부모'로 설정된 경우	본인이 '손자녀' 로 설정된 경우	본인이 '조부모' 로 설정된 경우	본인이 '형제'로 설정된 경우
재정패널 가구주	배우자	부모	배우자의 부모	자녀	자녀의 배우자	조부모	손자녀	형제
배우자	본인	부모	배우자의 부모	자녀의 배우자	자녀	조부모	손자녀	형제
자녀	자녀	본인	배우자 기타	손자녀	손자녀	부모	기타	기타
자녀의 배우자	자녀의 배우자	배우자	본인	손자녀	손자녀	부모	기타	기타
부모	부모	조부모	조부모	본인 배우자	기타	조부모	자녀	부모
배우자의 부모	배우자의 부모	조부모	조부모	기타	본인 배우자	조부모	기타	기타
손자녀	손자녀	자녀	자녀	기타	기타	본인 형제	기타	기타
조부모	조부모	조부모	조부모	부모	기타	조부모	본인 배우자	기타
형제	형제	기타	기타	자녀	기타	기타	손자녀	본인 배우자

주: '본인'은 소득수준이 가장 높은 가구원을 의미하며, 「재정패널조사」의 가구주와 차이가 있음
 자료: 오종현 외(2017), p. 117, 〈표 VI-9〉

지원금, 국민기초생활보장급여 등을 포함한다. 생계급여의 경우, 분석 대상 인 가구주(가구 내 소득이 가장 많은 사람)의 소득이 0인 경우 지급받을 것으로 예상되는 생계급여액을 추정하여 이를 이용하였다. 가구 재산의 소득 환산액은 생계급여 선정 및 산정 시 이용되는 방식을 차용하여 월단위 소득 환산액을 계산하였다. 구체적으로 재산의 소득환산액은 주거용 재산, 주거용 재산 외 일반재산, 금융재산에 일정한 환산율을 적용하여 계산하였는데,¹¹⁾ 여기서 주거용 재산은 거주주택의 시가총액과 거주주택의 보증금을,

11) 환산율은 주거용 재산 1.04%, 일반재산 4.17%, 금융재산 6.26%

일반재산은 거주주택 외 보유주택의 시가총액, 주택 외 부동산 총액, 거주주택 및 주택 외 건물의 보증금, 회원권, 농기계, 가축, 선박, 건설중장비 등을, 그리고 금융재산은 예적금, 펀드, 채권, 주식, 보험, 빌려준 돈, 주택마련저축 또는 펀드 등을 포함한다. 부채는 소득환산액을 계산할 때 차감하였다.

통제변수로는 나이, 가구원 수, 성별, 교육수준, 직종, 종합소득세 신고 여부 등을 고려하였다. 교육수준은 고등학교 졸업 이하, 2~3년제 전문대학 졸업, 4년제 대학교 졸업 이상으로 구분하였고, 직종은 관리직 및 전문직, 사무직, 판매 및 서비스직, 기타(농림어업, 기능직, 단순노무직 등을 포함)로 구분하였다. 종합소득세 신고 여부는 연말정산으로 근로소득세 신고를 한 경우 0, 종합소득세 신고를 한 경우 1의 값을 가지는 변수이다.

3. 방법론의 적용

실제 추정 모형의 구체적인 요소들에 대하여 기술하면 다음과 같다. 각 경제주체의 과세표준 Y_i 에서 식 (13)의 \bar{y}_1 을 빼 값을 종속변수로 활용한다. 경험적 누적분포함수(empirical cumulative distribution function)는 과세표준을 기준으로 상위 1/3, 하위 1/3, 그리고 전체 표본의 경우 등 세 가지 경우(즉 $A = 3$)를 가정하여 활용하였다.¹²⁾ 식 (13)의 계수 β_{ab} 에 대한 회귀변수(식 (14)의 p_{ik})는 경험적 누적분포함수인 $\hat{F}_a(y)$ 를 활용하여 \bar{y}_a 의 추정치인 $\int y \hat{F}_a(dy)$ 를 적용하여 구축하였고, $\nu_a(l)$ 도 유사하게 추정치를 도출하여 이용하였다. $r_b(x)$ 의 경우, 선행연구와 마찬가지로 예산 프론티어에 영향을 주는 과세표준 적용 구간의 세율($\tau = 1 - \rho$)과 비과세소득(R), 나이(x_1), 가구원 수(x_2), 종합소득세 신고 여부(d_1 : 종합소득세 신고 시 1, 근로소득세 신고 시 0의 값을 가짐), 성별(d_2 : 남성의 경우 1의 값을 가짐), 교육수준 더미변수 2가지(d_3 : 전문대 졸업의 경우 1의 값을 가짐, d_4 : 대졸 이상인 경우

12) Blomquist et al.(2022), p. 20 참고

1의 값을 가짐), 직종별 더미변수 3가지(d_5 : 관리직 및 전문직인 경우 1의 값을 가짐, d_6 : 사무직인 경우 1의 값을 가짐, d_7 : 판매 및 서비스직인 경우 1의 값을 가짐)를 고려하여 다음과 같이 정의된다.

$$r_b(x_j) := r_b(\rho_j, R_j, x_1, x_2, d_1, d_2, d_3, d_4, d_5, d_6, d_7) \quad \text{식 (16)}$$

$$= \rho_j^{\gamma_\rho} R_j^{\gamma_R} x_1^{\gamma_1} x_2^{\gamma_2} d_1^{\delta_1} d_2^{\delta_2} d_3^{\delta_3} d_4^{\delta_4} d_5^{\delta_5} d_6^{\delta_6} d_7^{\delta_7}$$

끝으로 식 (16)의 연속형 변수(continuous variable)의 차수인 $\gamma_\rho, \gamma_R, \gamma_1, \gamma_2$ 는 0, 1, 2 등 세 가지 값을 가질 수 있음을 가정하였으며¹³⁾, 더미변수들의 차수인 $\delta_k (k = 1, \dots, 7)$ 들의 경우는 0과 1 등 두 가지 값을 가질 수 있음을 가정하였다. 이때 $\delta_3 + \delta_4 \leq 1$ 와 $\delta_5 + \delta_6 + \delta_7 \leq 1$ 을 만족해야 하는데, 이는 다중공선성 문제를 해결하기 위함이다.

총 회귀변수의 개수 K 는 경험적 누적분포함수의 개수 A 에서 1을 뺀 값에 $r_b(x)$ 의 지표(index)인 b 의 최댓값 B 를 곱한 뒤 연도 더미변수들의 개수를 더한 값이다. 여기서 B 는 $\delta_3 + \delta_4 \leq 1$ 와 $\delta_5 + \delta_6 + \delta_7 \leq 1$ 를 만족하면서 연속형 변수들의 차수 $\gamma_\rho, \gamma_R, \gamma_1, \gamma_2$ 와 각 더미변수들의 차수 $\delta_k (k = 1, \dots, 7)$ 들이 가질 수 있는 경우의 수들을 곱한 값이다. 구체적으로, $\gamma_\rho, \gamma_R, \gamma_1, \gamma_2$ 는 세 가지 값(0, 1, 2)을 가질 수 있으므로 경우의 수가 각각 3이고, δ_1 과 δ_2 은 두 가지 값(0과 1)을 가질 수 있으므로 경우의 수가 각각 2이다. δ_3, δ_4 은 두 가지 값(0과 1)을 가질 수 있지만 $\delta_3 + \delta_4 \leq 1$ 를 만족해야 하므로 가능한 조합의 수는 3이다. 그리고 $\delta_5, \delta_6, \delta_7$ 은 두 가지 값(0과 1)을 가질 수 있는데, $\delta_5 + \delta_6 + \delta_7 \leq 1$ 를 만족해야 하므로 가능한 조합의 수는 4이다. 따라서 차수들의 가능한 조합의 총 수 B 는 $3,888 (= 3 \times 3 \times 3 \times 3 \times 2 \times 2 \times 3 \times 4)$ 이다. 연도 더미의 수는 분석자료의 기간이 2007년부터 2013년으로 7년이고 모형에 상수항이 고려되므로 6개이다. 종합하면, 본 연구의 모형에 포함된 회귀변수의 수는 $K = (A - 1)B + 6 = (3 - 1) \times 3,888 + 6 = 7,782$ 이다.

13) Blomquist et al.(2022, p. 20)에서는 회귀변수 차수의 합에 제약을 가하는 방법을 활용하여 계산 부담(computation burden)을 해결하였다.

모형의 추정은 회귀변수가 많기 때문에 LASSO 방법론을 이용하여 변수를 선택하는 과정을 진행한 뒤, 선택된 변수들로 다시 회귀 추정하는 Post LASSO 방식으로 진행하였다. 이때 연도 더미들은 LASSO 변수 선택 대상에 제외하여 항상 모형에 포함하도록 하였다. <표 IV-2>는 LASSO로 선택되어진 14개의 회귀변수들에 대한 결과를 보여준다. 즉 각 회귀변수에 대응되는 기저함수 $r_b(x)$ 의 변수들이 가지는 차수 값을 보여주는데, 이를 통해 기저함수 $r_b(x)$ 의 형태를 알 수 있다. 예를 들어, 식 (16)의 정의를 따라 6번째 회귀변수를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$(1 - \tau_j)R_{j,i}x_{1i}(\bar{y}_3 - \bar{y}_1) + \sum_{j=1}^{J-1} \left\{ \left[(1 - \tau_{J-j})R_{J-j,i}x_{1i} - (1 - \tau_{J-j+1})R_{J-j+1,i}x_{1i} \right] \times [\nu_3(l_j) - \nu_1(l_j)] \right\} \quad \text{식 (17)}$$

<표 IV-2> LASSO 결과: 기저함수 $r_b(x)$ 변수들의 차수 값

선택된 회귀변수 구분 번호		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
경험적 누적분포함수	a	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3
세월	γ_ρ	1	2	2	2	2	1	0	0	1	0	0	1	1	2
비노동소득	γ_R	1	0	1	1	2	1	0	1	0	0	0	0	0	1
나이	γ_1	1	1	0	0	1	1	2	0	2	0	0	2	2	0
가구원 수	γ_2	0	0	0	0	0	0	0	2	0	0	1	0	1	0
종합소득세 신고 여부	δ_1	1	1	0	1	0	0	1	0	1	1	0	0	0	1
남성 여부	δ_2	0	0	1	1	0	0	0	1	0	1	1	0	0	0
전문대졸 여부	δ_3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
대졸 이상 여부	δ_4	0	0	0	0	0	0	1	1	1	0	0	1	1	0
관리·전문직 여부	δ_5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
사무직 여부	δ_6	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
판매·서비스직 여부	δ_7	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

자료: 저자 작성

V. 과세소득탄력성

1. 추정방법

본 연구에서는 Blomquist et al.(2015; 2023)에서 정의한 개념과 유사한 과세소득탄력성을 추정하였다. Blomquist et al.(2015; 2023)은 모든 과세표준 구간의 한계세율이 증가했을 경우의 과세소득탄력성을 추정하는데, 저자들에 따르면 이러한 탄력성은 Saez et. al.(2012) 등에서 논의된 정책 관련 지표(policy relevant measure)에 상응하는 총 탄력성(aggregate elasticity)이다.

과세소득탄력성을 계산하기 위해서는 우선 평균 과세소득을 다음과 같은 다차원함수로 재정립이 필요하다.

$$\mu(B) = g(\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_J, R_1, R_2, \dots, R_J)$$

그리고 평균 과세소득의 도함수를 활용하기 위하여 다음과 같은 함수를 정의한다.

$$G(a_1, a_2, \dots, a_{2J}) = g(\rho_1 + a_1, \dots, \rho_J + a_J, R_1 + a_{J+1}, \dots, R_J + a_{2J})$$

이 도함수를 활용하면 $\frac{\partial G}{\partial a} \frac{\tilde{\rho}}{\mu}$ 를 추정함으로써 과세소득탄력성을 계산할 수 있다. 여기서 $\tilde{\rho}$ 와 $\tilde{\mu}$ 는 예산 프론티어의 위치에 따라 다르게 도출 가능하기에 기존 연구들과 비교하여 이질성 분석 측면에서 장점이 존재한다. 예를 들어, 최저 소득세율 $\tau_1 = 1 - \rho_1$ 구간의 세율을 변동시킬 경우의 과세소

득탄력성은 $\frac{\partial g(\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_J, R_1, R_2, \dots, R_J)}{\partial \rho_1} \frac{\rho_1}{E[Y|B]}$ 로 생각해 볼 수 있는데,

매우 작은 $a_1 > 0$ 에 대하여 계산되는 g 의 도함수 부분은 다음과 같은 식으로 나타난다.

$$\frac{\hat{g}(\rho_1 + a_1, \rho_2, \dots, \rho_J, R_1, \dots, R_J) - \hat{g}(\rho_1 - a_1, \rho_2, \dots, \rho_J, R_1, \dots, R_J)}{2a_1}$$

과세소득탄력성의 추정은 비선형 예산집합 회귀를 통해 추정된 조건부기대 과세소득 함수로 예측된(predicted) 과세표준(또는 과세소득)을 이용하는 방식으로 진행하였다.

비선형 예산집합 회귀를 통해 최종적으로 추정된 과세소득 함수 $\mu(\cdot)$ 는 세율 (ρ_1, \dots, ρ_J) , 비노동소득 (R_1, \dots, R_J) , 그리고 이질성 측면에서 연령, 가구원 수, 성별, 종합소득 신고 여부, 교육수준, 직종을 고려한 함수이다. 총탄력성(aggregate elasticity)을 구하기 위하여 다음과 같은 과세소득의 변화 함수를 정의한다.¹⁴⁾

$$g(\rho, R, x) = \frac{\mu(\rho_1 + a, \dots, \rho_J + a, R, x) - \mu(\rho_1 - a, \dots, \rho_J - a, R, x)}{2a} \quad \text{식 (18)}$$

식 (18)에서 $\rho := (\rho_1, \dots, \rho_J)$, $R := (R_1, \dots, R_J)$ 를 의미하고, x 는 이질성 변수이다. 실제 식 (18)에 대한 추정치를 도출할 때는 $a = 0.01$ 를 적용하였다. 위 함수가 의미하는 바는 주어진 세율체계에서 모든 과세표준 구간의 세율을 동일하게 $a\%$ 조정할 경우, 평균 과세표준이 얼마나 반응하는지를 측정하는 것으로 볼 수 있다. 식 (18)의 도함수를 활용할 경우, 이론적으로는 비노동소득, 연령, 가구원 수, 성별, 종합소득 신고 여부, 교육수준, 그리고 직종 등에 따른 과세소득탄력성을 추정할 수 있다. 본 연구에서는 탄력성의

14) 이는 과세표준의 도함수와 유사하다.

개략적인 추세를 파악하기 위하여 독립변수별 평균적인 탄력성을 고려하였다. 예를 들어, 비노동소득의 변화에 따른 탄력성의 변화를 관측하기 위하여 비노동소득을 제외한 이질성에 대하여 평균 탄력성을 구하여 비노동소득 변화에 따른 평균 탄력성의 변화를 관측한다.

$$\eta_R(\rho, R) = \int [g(\rho, R, x)/\mu(\rho, R, x)] \rho f_x(x) dx \quad \text{식 (19)}$$

식 (19)의 $f_x(\cdot)$ 은 이질성 변수 x 의 결합분포밀도함수를 의미한다. 각 이질성 변수 x 에 해당하는 연령, 가구원 수, 성별, 종합소득 신고 여부, 교육수준, 직종에 해당하는 평균 탄력성의 변화도 유사하게 측정하였다. 결합분포밀도함수를 단순하게 추정하기 위하여 이질성 변수 중 연속형 변수 혹은 그와 유사한 변수에 대하여 이산화(discretization)를 진행하였다. 비노동소득은 5분위로 나누어 하위 20%, 중위 20~80%, 상위 20%(하위 80%) 세 집단, 연령은 20대 이하, 30대, 40대, 50대, 60대 이상 등 다섯 집단, 가구원 수는 1명, 2명, 3명, 4명, 5명 이상으로 총 다섯 집단, 교육수준은 고졸 이하, 전문대졸, 대졸 이상 등 총 세 집단, 직업 종류는 관리직 및 전문직, 사무직, 판매 및 서비스직, 기타(농림어업, 기능직, 단순노무직 등) 총 네 집단으로 나누었다. 이산 더미변수에 해당하는 종합소득 신고 여부, 성별은 각각 두 집단으로 나누었다. 식 (19)에서 연구자가 결정해야 하는 부가적인 부분은 ρ 를 어떻게 설정할 것인가에 관한 문제이다. $g(\cdot)$, $\mu(\cdot)$ 두 함수에 들어가는 세율은 앞서 설명한 바와 동일하게 전체적인 세율체계에 대한 논의에 부합하기에 기존의 세율체계에서 전체 과세표준 구간의 세율을 1%p 상승 혹은 하락시키는 것을 고려하였다. 식 (19)의 결합분포함수 앞에 존재하는 ρ 는 개인별 과세표준에 따라 적용되는 과세표준 구간의 세율을 적용하였다. 따라서 표본을 활용한 식 (19)의 추정치는 아래와 같다.

$$\hat{\eta}_x(\rho, x_j) = \sum_{i=1}^{N_j} [g(\rho, x_{ij}, x_{ij}^-)/\mu(\rho, x_{ij}, x_{ij}^-)] \rho_{ij} w_x(x_{ij}^-) \quad \text{식 (20)}$$

식 (20)에서 x 는 앞서 세율체계를 제외한 모든 개별 이질성을 설명할 수 있는 변수들의 집합을 의미하며 구체적으로는 비노동소득을 포함하여, 연령, 가구원 수, 성별, 종합소득 신고 여부, 교육수준, 직종을 이산화한 데이터를 의미한다. 비노동소득을 예시로 설명하면, 비노동소득의 변화에 따른 과세소득의 변화를 관측하려면, x_j 는 x 에 포함된 개체 중 하나인 비노동소득이며 위에서 언급한 바와 같이 비노동소득은 하위 20%, 중위 20~80%, 상위 20% 등 세 부분으로 나누었기 때문에 x_j 는 세 부분으로 이산화된 분류를 나타내는 변수로 이해 가능하다. N_j 는 세 부분의 표본 크기를 의미한다. $g(\cdot)$, $\mu(\cdot)$ 은 개별적 이질성을 고려하여 계산 가능하기에 각 표본의 비노동소득 정보를 포함하여 도출하였다. 세율은 개별 과세표준을 활용하여 적용되는 과세표준 구간의 세율을 적용하였으며, 최종적으로 j 그룹에 존재하는 표본의 숫자로 나눈 비율인 $w_{x_j}(x^{-ij}) = 1/N_j$ 로 가중치를 적용하여 해당 이질적 그룹의 과세소득탄력성을 도출하였다.

2. 추정 결과

〈표 V-1〉은 비선형 예산집합 회귀분석으로 추정한 과세소득 조건부 기대함수를 이용하여 과세소득탄력성을 추정한 결과를 보여준다. 먼저, 전체 표본에 대한 과세소득탄력성은 0.599로 추정되었다. 이는 세율이 1% 증가할 경우(즉 세후소득률이 1% 감소할 경우) 과세소득이 0.599% 감소함을 나타낸다. 과세소득탄력성 관련 선행연구를 광범위하게 검토한 Saez et al.(2012)에서는 가장 신뢰할 만한 과세소득탄력성 추정치의 범위를 0.12에서 0.40으로 판단하고 있다. 이는 대체로 미국의 선행연구 결과들을 종합적으로 검토한 결과로 우리나라에 대한 추정치와 비교하는 것이 적절하지 않을 수 있겠지만, 본 연구에서 추정한 과세소득탄력성은 이 추정 범위를 벗어나 다소 높은 수준으로 확인된다. 한편, Blomquist et al.(2023)은 본 연구와 동일하게 비선형 예산집합 회귀분석을 이용하여 스웨덴의 과세소득탄력성을 추정

하였는데, 가장 선호되는 가정과 모형의 추정치가 0.52로 본 연구의 결과와 유사하였다. 본 연구의 과세소득탄력성 추정치는 국내 최근 연구인 권성오·권성준(2020)보다도 높은 수준이다. 이 연구에서는 집군추정법을 이용하여 과세표준 1,200만원과 4,600만원 근방 사업소득자의 과세소득탄력성을 추정하였는데, 각각 0.14와 0.10으로 나타났고, 이중차분법을 이용하여 과세표준 5억원 초과 사업소득자의 과세소득탄력성도 추정하였는데, 그 결과는 0.24이었다.

본 연구의 추정치가 권성오·권성준(2020)의 추정치보다 크게 나타난 것은 추정방법론, 분석 대상, 분석기간 등의 차이로 이해될 수 있다. 특별히 권성오·권성준(2020)은 주요 공제제도가 소득공제 방식에서 세액공제 방식으로 전환된 이후 시기, 즉 공제제도를 통한 과세소득의 조정 가능성이 낮을 가능성이 높았던 시기에 대한 추정치인 반면, 본 연구의 경우 주요 공제제도가 소득공제 방식으로 운영되어 과세소득을 더 탄력적으로 조정할 수 있었던 시기에 대한 추정치이다. 이러한 이유로 본 연구의 추정치가 권성오·권성준(2020)의 추정치보다 크게 나타났을 것으로 판단된다. 하지만 본 연구의 추정치가 과대추정된 결과일 가능성도 존재한다. Blomquist et al.(2015; 2023)의 결과를 보면 생산성 향상(productivity growth)을 고려할 경우 과세소득탄력성이 더 작게 추정되고 생산성 성장률(productivity growth rate)이 높아질수록 탄력성이 작아지는 경향이 있는 것으로 보고된다. 하지만 본 연구에서는 생산성 향상을 고려하지 못하였기 때문에 추정 결과가 과대추정되었을 것으로 보인다.

〈표 V-1〉은 납세자의 이질적 특성에 따라 과세소득탄력성을 추정한 결과도 제시하고 있다. 먼저, 연말정산 신고자보다 종합소득세 신고자의 탄력성이 조금 더 큰 것으로 나타난다. 이는 종합소득세 신고자가 세율 변화에 조금 더 탄력적으로 반응함을 의미한다. 종합소득세 신고자는 대부분 사업소득자로 공제제도뿐 아니라 필요경비 등의 조정을 통해 과세소득을 조정할 수 있는 여력이 더 존재하기 때문에 이러한 결과가 나타난 것으로 해석된다. 교육수준별 결과를 보면, 4년제 대학을 졸업한 경우가 고등학교 졸업 이

〈표 V-1〉 과세소득탄력성 추정 결과

구분		과세소득탄력성
전체		0.599
신고유형	연말정산 신고자	0.585
	종합소득세 신고자	0.648
교육수준	고졸 이하	0.449
	전문대졸	0.413
	대졸 이상	0.767
직종	관리직 및 전문직	0.926
	사무직	0.616
	판매 및 서비스직	0.549
	기타	0.435
연령	20대 이하	0.345
	30대	0.516
	40대	0.638
	50대	0.728
	60대 이상	0.794
가구원 수	1명	0.297
	2명	0.583
	3명	0.576
	4명	0.654
	5명 이상	0.630
성별	여성	0.406
	남성	0.638

자료: 저자 작성

하인 경우와 전문대학 졸업인 경우보다 탄력성이 더 크게 추정되었다. 교육수준이 높으면 근로소득 외 다른 소득이 있거나 노동시간, 소득형태 조정이 가능한 직종에 종사할 가능성이 높아서 과세소득을 조정할 수 있는 여력이 교육수준이 낮은 경우보다 더 있을 것이므로 이러한 결과가 나타났을 것으로 이해된다. 직종별로는 관리직 및 전문직의 과세소득탄력성이 가장 큰 것으로 나타났다. 관리직 및 전문직의 경우 다른 직종에 비해 과세소득 조정 여력이 높을 수 있음을 보여준 결과로 보인다. 연령별 결과를 보면, 연령층

이 높아질수록 탄력성이 커지는 현상을 발견할 수 있다. 고연령층으로 갈수록 소득 종류가 다양해지고 사업소득자 비율이 높아져서 이러한 결과가 나타났을 것으로 판단된다. 가구원 수별로 살펴보면, 단독 가구의 탄력성이 가장 낮고, 가구원 수 1명 이상인 경우 탄력성이 비슷한 수준으로 나타난다. 끝으로 성별로는 남성이 여성보다 더 탄력적인 것으로 나타났다.

VI. 시뮬레이션 분석

본 장에서는 최근 개편된 세율체계와 최근 선행연구에서 제시한 세율체계 개편 시나리오들을 대상으로 시뮬레이션 분석을 수행하고자 한다. 시나리오들은 대체로 제Ⅱ장 제2절에서 논의한 세율체계 관련 이슈를 한 가지 이상 반영한 경우들이다. 크게 세 가지 유형으로 시나리오를 구성하였는데, 첫 번째는 세부담 완화, 두 번째는 세부담 증대를 고려하는 시나리오들로 구성되어 있다. 그리고 세 번째는 세율체계의 변화가 복잡하여 과세소득, 세수입 등의 변화를 직관적으로 파악하기 어려운 시나리오들로 구성하였다.

시뮬레이션 분석은 제Ⅳ장에서 비선형 예산집합 회귀를 통해 추정한 조건부기대 과세소득 함수를 이용하여 각 시나리오에 대한 예측값들(predicted values)의 평균을 기준 시나리오에 대한 예측값들의 평균과 비교하는 방식으로 수행하였다. 이러한 방식은 세율체계의 변화로 나타나는 대체효과뿐 아니라 소득효과도 반영하게 된다. 특정 과세표준 구간의 세율이 인상되면, 해당 구간의 납세자에게는 과세소득을 낮추는 대체효과가 나타남과 동시에 세율 인상으로 가처분소득의 변화가 발생하면서 나타나는 소득효과도 발생한다. 또한 세율이 인상된 과세표준 구간보다 높은 과세표준 구간의 납세자들의 경우 대체효과는 나타나지 않지만, 세율 인상에 따른 가처분소득의 변화로 소득효과가 나타난다. 본 연구의 시뮬레이션 결과는 이러한 행태 변화들이 모두 반영되어 나타난 결과로 이해해야 한다.

본 장에서는 시나리오별 세수효과도 가늠해 보기 위해 예측된 과세표준 값에 세율을 적용하여 계산한 산출세액도 분석하였다. 보다 정확한 분석을 위해서는 세액공제도 적용해야 하지만 세율체계 변화에 따른 세액공제의 변화는 추정하기 어려워 세액공제까지는 적용하지 못하였다. 하지만 분석에 활용한 자료는 대부분의 소득세 공제제도가 소득공제 방식으로 운영되었던

2013년까지의 자료이므로 본 연구에서 도출된 산출세액의 변화는 세수의 변화와 상당히 유사할 것으로 판단된다.

본 장에서는 납세자의 행태 변화 반영 여부에 따른 평균 산출세액에 대한 비교분석을 수행하고, 이를 통해 납세자 행태 변화 고려의 중요성도 살펴보았다. 이때 행태 변화를 반영하지 않은 경우는 기준 시나리오의 과세표준에 개편 시나리오의 세율체계를 바로 적용한 것을 의미한다. 즉 세율체계의 변화에 따른 과세소득이 변화를 고려하지 않고 산출세액의 변화를 계산한 것이다.

1. 시뮬레이션 분석 시나리오

가. 기준 시나리오

기준 시나리오는 2012~2013년 귀속 세율체계로 설정하였다. 비선형 예산집합 회귀모형의 추정에 활용한 자료의 기간인 2007~2013년 중 가장 최근 연도의 세율체계를 활용한 시나리오다. 2014~2022년에는 최고세율을 적용받는 구간의 변화만 있었고 나머지 구간의 세율체계는 2012~2013년의 세율체계를 그대로 유지해 왔다. 즉 과세표준 1.5억원 이하 구간은 과세표준 구간 및 구간별 세율의 변화가 없었던 것이다. 한편, 과세표준이 1.5억원을 초과하는 납세자의 수는 많지 않다. 2022년 귀속 기준 연말정산 신고자는 1,786만명, 종합소득세 신고자는 934만명이었는데, 과세표준이 1.5억원을 초과하는 연말정산 신고자는 18만명(1.0%), 종합소득세의 경우 22만명(2.4%)에 불과하였다. 이러한 이유들로 2012~2013년 귀속 세율체계를 기준 시나리오로 설정하는 것은 그렇게 부적절해 보이지 않는다고 판단된다.

〈표 VII-1〉 2012~2013년 귀속 소득세 세율체계

과세표준 구간	~1,200만원	1,200만~4,600만원	4,600만~8,800만원	8,800만~3억원	3억원~
세율	6%	15%	24%	35%	38%

자료: 저자 작성

나. 시나리오 1

시나리오 1은 최근 세법 개정으로 2023년 귀속분부터 적용되는 세율체계를 고려한 시나리오다. 최근 세율체계 개편으로 저소득구간 경계값이 조정되었는데, 첫 번째와 두 번째 과세표준 구간의 경계점인 1,200만원은 1,400만원, 두 번째와 세 번째 과세표준 구간의 경계점인 4,600만원은 5,000만원으로 상향 조정되었다. 이는 물가상승에 따른 브래킷 크리프 효과를 어느 정도 완화하기 위한 목적으로 이루어진 개편이었다. 즉 일부 과세표준 구간에 적용되는 세율을 낮추어 세부담을 완화시킨 조치로 이해된다. 시뮬레이션은 <표 VI-2>가 보여주듯이 2012~2013년 귀속 세율체계에서 하위 2개 과세표준 구간의 경계값을 동일하게 조정하는 방식으로 수행하였다.

<표 VI-2> 시나리오 1: 하위 과세표준 구간 조정

과세표준 구간	~1,400만원	1,400만~5,000만원	5,000만~8,800만원	8,800만~3억원	3억원~
세율	6%	15%	24%	35%	38%

자료: 저자 작성

다. 시나리오 2

시나리오 2는 오종현 외(2020)에서 재정건정성 확보를 위한 중장기 세입 확충 방안을 검토하면서 제시한 두 가지 소득세 세율체계 개편 시나리오이다.¹⁵⁾ 오종현 외(2020)에서는 세율체계를 5단계로 단순화하고, 우리나라의 전반적인 소득세 부담이 낮은 것을 고려하여 전 과세표준 구간의 세율을 인상하는 방안을 제시하였다. 이때 우리나라와 OECD의 평균 실효세율이 대체로 5%p 정도 차이가 나는 점을 고려하여 세율 인상 규모는 5%p 범위 내로 조정하였다. 최고세율은 2021년부터 과세표준 10억원 구간에 적용하기 시작한 45%로 하였다. 이는 G7 국가들이나 구매력기준 평균 임금소득 5만 미국달러 이상인 국가들의 최고세율과 유사한 수준으로 이를 감안하여 최고

15) 오종현 외(2020), pp. 50~51

세율을 설정한 것으로 보인다. 최고세율 적용 소득의 시작점은 과세표준 10억 원에서 3억원으로 낮추는 안이 고려되었다. 2021년 기준 3억원은 평균 소득의 약 6.4배로, 구매력기준 평균 임금소득 5만미국달러 이상인 국가들의 평균(5.5배)보다 높은 수준이나 OECD 회원국 평균(6.3배), G7 국가 평균(6.6배) 등과는 대체로 유사한 수준이다.¹⁶⁾ 시나리오 2의 세율체계는 <표 VI-3>에 정리한 바와 같다.

<표 VI-3> 오종현 외(2020)의 소득세 세율체계 개편 시나리오

구분	~1,200만원	1,200만~ 4,600만원	4,600만~ 8,800만원	8,800만~ 3억원	3억원~
시나리오 2A	8%	18%	28%	38%	45%
시나리오 2B	10%	20%	30%	40%	45%

자료: 오종현 외(2020)를 바탕으로 저자 작성

라. 시나리오 3

시나리오 3은 권성준·성명재(2022)가 제시한 방안으로 세율체계의 단순화, 최고세율 및 최고세율 적용기준 소득 하향 조정을 기본적인 개편 방향으로 하고 있다.¹⁷⁾ 권성준·성명재(2022)는 과세표준 구간을 4~5개 수준으로 현행 체계보다 단순화하는 방안을 고려하였다. 이때 과세표준 구간의 경계점은 1996년의 경계점을 기준으로 소비자물가 상승률을 감안하여 조정하였다. 1996년 체계를 기준으로 한 것은 현행 체계가 1996년 체계에 근간을 두고 있기 때문이다. 1996년의 세율체계는 과세표준 구간의 경계점을 1천만원, 4천만원, 8천만원으로 한 4단계 체계였는데, 지금까지 이 경계점은 약간의 변화만 있었을 뿐 크게 변화하지 않았다.¹⁸⁾ 그래서 권성준·성명재(2022)

16) OECD.Stat, Tax Database, "Table I.7. Top Statutory Personal Income Tax Rates," https://stats.oecd.org/index.aspx?DataSetCode=TABLE_I7, 검색일자: 2023. 9. 6.

17) 권성준·성명재(2022), pp. 465~466

18) 1996년 이후부터 지금까지 과세표준 8천만원 초과 구간에 대해서는 최고세율 적용 구간이 추가되는 방식으로 상당한 변화가 있었다.

는 1996~2021년 소비자물가가 약 1.88배 상승한 점을 감안하여 1996년 세율체계상 이 경제점들을 2배한 값들을 기준으로 하여 구체적인 과세표준 구간을 설정하였다. 구간별 세율의 경우 최하위 과세표준 구간은 현행 최저세율 수준 정도를 유지하고, 다른 과세표준 구간에 대해서는 대체로 일정한 간격으로 인상되도록 설정하였다. 그리고 최고세율은 OECD 회원국 최고세율의 평균값(지방세 등 포함 42.5%) 또는 중앙값(지방세 등 포함 45.7%) 수준으로 설정하였다. 최고세율 적용기준 과세표준은 2억~2.5억원 수준으로 현행 10억원에서 대폭 하락시키는 안을 고려하였다. 2억~2.5억원은 평균 임금소득의 4.3~5.3배 수준으로, OECD 회원국 평균(6.3배), G7 국가 평균(6.6배)보다 낮은 수준이며 구매력기준 평균 임금소득 5만미국달러 이상인 국가들의 평균(5.5배)과 비슷한 수준이다. 참고로 복지수준이 높은 북유럽 국가의 경우 최고세율 적용기준 소득은 평균 임금소득의 1~2배 수준이다. 시나리오 3의 세율체계는 <표 VI-4>에 정리되어 있다.

<표 VI-4> 권성준·성명재(2022)의 소득세 세율체계 개편 시나리오

시나리오 3A	~2,000만원	2,000만~ 8,000만원	8,000만~ 1.5억원	1.5억원~	
	6%	20%	30%	40%	
시나리오 3B	~2,000만원	2,000만~ 5,000만원	5,000만~ 1억원	1억~ 2억원	2억원~
	5%	15%	25%	35%	40%
시나리오 3C	~1,500만원	1,500만~ 3,000만원	3,000만~ 1억원	1억~ 2.5억원	2.5억원~
	5%	10%	20%	30%	40%
시나리오 3D	~1,500만원	1,500만~ 5,000만원	5,000만~ 1억원	1억~ 2억원	2억원~
	6%	16%	26%	36%	42%

자료: 권성준·성명재(2022)를 바탕으로 저자 작성

2. 시뮬레이션 분석 결과

가. 시나리오 1

〈표 VI-5〉는 2023년 세율체계 개편처럼 하위 과세표준 구간의 경계점을 상향 조정한 시나리오를 적용한 결과를 보여준다. 과세표준 구간의 경계점을 높여 하위 과세표준 구간의 세율이 감소하기 때문에 평균 과세소득(과세표준)은 증가하는 것으로 나타난다. 구체적으로 과세소득은 평균 60만원 증가하였으며, 이는 기준 시나리오 대비 2.0% 증가한 것이다. 납세자의 이질

〈표 VI-5〉 시나리오 1 시뮬레이션 결과: 과세소득

(단위: 만원, %)

구분	기준 시나리오 평균	시나리오 1		
		증감분	증감률	
전체	3,081	60	2.0	
신규유형	연말정산 신고자	2,354	42	1.8
	종합소득세 신고자	5,686	125	2.2
교육수준	고졸 이하	2,440	32	1.3
	전문대졸	2,020	25	1.2
	대졸 이상	3,879	93	2.4
직종	관리직 및 전문직	4,895	142	2.9
	사무직	2,520	46	1.8
	판매 및 서비스직	3,927	72	1.8
	기타	2,300	30	1.3
연령	20대 이하	1,552	13	0.8
	30대	2,125	27	1.3
	40대	3,211	60	1.9
	50대	4,256	103	2.4
	60대 이상	6,518	199	3.1
가구원 수	1명	1,537	8	0.5
	2명	3,402	78	2.3
	3명	2,929	57	2.0
	4명	3,202	63	2.0
	5명 이상	3,412	68	2.0
성별	여성	2,319	36	1.6
	남성	3,239	65	2.0

자료: 저자 작성

적 특성별로 결과를 살펴보면, 대체로 과세소득탄력성이 큰 집단, 즉 과세소득 조정 여력이 높은 집단의 증가폭이 조금 더 크게 나타났다. 신고유형별로 보면, 과세소득탄력성이 상대적으로 더 큰 종합소득세 신고자는 과세소득을 평균적으로 2.2% 증가시켰고, 과세소득탄력성이 상대적으로 더 작은 연말정산 신고자는 1.8% 증가시켰다. 교육수준별로 보면, 과세소득탄력성이 가장 큰 대학 졸업 이상인 경우 평균 과세소득이 2.4% 증가하여 1.2~1.3%의 증가율을 보인 다른 교육수준의 경우보다 증가폭이 더 크게 나타났다. 직종별로는 관리직 및 전문직, 연령별로는 고연령대, 가구원 수별로는 가구원 수 2명 이상에서 평균 과세소득의 증가폭이 상대적으로 더 큰데, 마찬가지로 해당 집단의 과세소득탄력성은 다른 집단의 과세소득탄력성보다 크다.

〈표 VI-6〉은 시나리오 1을 시뮬레이션하여 평균 산출세액을 계산한 결과를 보여준다. 우선, 전체 표본의 평균 산출세액에는 변화가 거의 없었던 것으로 나타난다. 이는 일부 집단의 경우 산출세액이 감소하기보다 증가했기 때문으로 해석된다. 그런데 시나리오 1은 사실상 세부담을 감소시키기 위한 정책이기 때문에 산출세액이 줄어들 것으로 예측할 수 있는데, 산출세액이 증가한 것은 다소 의외의 결과로 느껴질 것이다. 하지만 납세자들은 궁극적으로 가처분소득을 극대화하는 행태를 보이므로 산출세액이 증가하는 결과는 가능할 수 있다. 즉 세부담이 감소하면 납세자들에게는 과세소득을 높여 가처분소득을 높이는데, 경우에 따라 산출세액이 이전에 비해 증가하더라도 과세소득을 충분히 높일 수 있다면 가처분소득은 높아질 수 있다. 실제로 평균 산출세액이 증가한 집단을 분석해 보면, 이 집단의 평균 가처분소득이 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 대체로 과세소득탄력성이 큰 집단에서 두드러지게 나타났다. 예를 들어, 관리직 및 전문직은 과세소득탄력성이 가장 큰 직종인데, 산출세액이 2.0% 증가하는 것으로 나타난 반면, 과세소득탄력성이 상대적으로 낮은 사무직의 경우 산출세액이 2.1% 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 과세소득탄력성이 상대적으로 큰 종합소득세 신고자, 4년제 대학교 졸업 이상, 50대 이상 등의 경우에서도 발견된다. 과세소득탄력성이 크다는 것은 세부담 완화 시 과세소득을 조정하여 가처분

소득을 높일 수 있는 여력이 크기 때문에 대체로 과세소득탄력성이 큰 집단에서 산출세액이 증가하는 것으로 이해된다.

〈표 VI-6〉 시나리오 1 시뮬레이션 결과: 산출세액

(단위: 만원, %)

구분		기준 시나리오 평균	시나리오 1	
			증감분	증감률
전체		467	0	0.1
신고유형	연말정산 신고자	286	-5	-1.8
	종합소득세 신고자	1,115	20	1.8
교육수준	고졸 이하	340	-2	-0.5
	전문대졸	254	-3	-1.0
	대졸 이상	626	3	0.5
직종	관리직 및 전문직	886	17	2.0
	사무직	311	-6	-2.1
	판매 및 서비스직	672	4	0.7
	기타	316	-2	-0.5
연령	20대 이하	141	-6	-4.3
	30대	243	-8	-3.1
	40대	464	-3	-0.5
	50대	737	9	1.3
	60대 이상	1,491	53	3.5
가구원 수	1명	144	-6	-4.0
	2명	604	9	1.5
	3명	441	1	0.2
	4명	466	-2	-0.5
	5명 이상	537	2	0.3
성별	여성	323	-1	-0.2
	남성	497	1	0.1

자료: 저자 작성

〈표 VI-7〉은 행태 변화 반영 여부에 따른 평균 산출세액을 비교한 결과를 보여준다. 전체 표본에 대한 결과를 보면, 행태 변화를 반영하지 않은 경우 평균 산출세액은 행태 변화를 반영한 경우 보다 3.5% 적은 것으로 나타

났다. 이는 행태 변화를 고려하지 않고 시나리오 1의 세수효과를 예측할 경우 세수입의 감소효과가 예측한 것보다 작을 수 있음을 시사한다. 한편, 과세소득 조정 여력이 높은 집단일수록 행태 변화 반영 여부에 따른 차이가 조금 더 큰 경향도 발견된다. 즉 종합소득세 신고자는 연말정산 신고자보다, 4년제 대학교 졸업 이상 수준은 그 이하의 교육수준보다, 관리직 및 전문직은 다른 직종보다, 고연령대는 저연령대보다, 가구원 수 2명 이상 가구는 단독가구보다 행태 변화 반영 여부에 따른 차이가 더 크게 나타난다.

〈표 VI-7〉 행태 변화 반영 여부에 따른 평균 산출세액 비교: 시나리오 1

(단위: 만원, %)

구분		시나리오 1		
		반영	미반영	
			차이	비율
전체		467	-16	-3.5
신고유형	연말정산 신고자	281	-9	-3.4
	종합소득세 신고자	1,135	-41	-3.6
	교육수준	고졸 이하	338	-10
교육수준	전문대졸	251	-7	-2.9
	대졸 이상	629	-24	-3.8
	직종	관리직 및 전문직	903	-39
사무직		304	-10	-3.3
판매 및 서비스직		677	-23	-3.3
기타		315	-9	-2.9
연령	20대 이하	135	-3	-2.1
	30대	235	-6	-2.6
	40대	462	-15	-3.3
	50대	746	-29	-3.9
	60대 이상	1,544	-67	-4.3
가구원 수	1명	138	-2	-1.7
	2명	613	-24	-3.9
	3명	442	-16	-3.6
	4명	463	-16	-3.4
	5명 이상	539	-19	-3.5
성별	여성	322	-11	-3.3
	남성	497	-18	-3.5

자료: 저자 작성

나. 시나리오 2

〈표 VI-8〉은 오종현 외(2020)의 세율체계 개편 시나리오를 적용한 결과, 평균 과세소득이 어떻게 변화하는지를 보여준다. 전체 표본에 대한 결과를 보면, 시나리오 2A의 경우 평균 과세소득이 3.8% 감소하고 시나리오 2B의 경우 5.1% 감소하는 것으로 나타났다. 모든 과세표준 구간의 세율이 인상됨에 따라 납세자들은 과세소득을 줄이는 행태를 보임을 확인할 수 있다. 특히, 시나리오 2B의 경우 세율 인상폭이 더 커서 평균 과세소득의 감소폭이 더 크게 나타났다. 대체로 과세소득탄력성이 큰 집단의 평균 과세소득이 더

〈표 VI-8〉 시나리오 2 시뮬레이션 결과: 과세소득

(단위: 만원, %)

구분		기준 시나리오 평균	시나리오 2A		시나리오 2B	
			증감분	증감률	증감분	증감률
전체		3,081	-117	-3.8	-156	-5.1
신고유형	연말정산 신고자	2,354	-83	-3.5	-110	-4.7
	종합소득세 신고자	5,686	-239	-4.2	-321	-5.6
	고졸 이하	2,440	-64	-2.6	-98	-4.0
교육수준	전문대졸	2,020	-49	-2.4	-75	-3.7
	대졸 이상	3,879	-177	-4.6	-223	-5.7
	관리직 및 전문직	4,895	-264	-5.4	-328	-6.7
직종	사무직	2,520	-90	-3.6	-118	-4.7
	판매 및 서비스직	3,927	-140	-3.6	-193	-4.9
	기타	2,300	-60	-2.6	-90	-3.9
	20대 이하	1,552	-27	-1.7	-41	-2.7
나이	30대	2,125	-55	-2.6	-79	-3.7
	40대	3,211	-117	-3.7	-157	-4.9
	50대	4,256	-196	-4.6	-254	-6.0
	60대 이상	6,518	-372	-5.7	-471	-7.2
가구원 수	1명	1,537	-18	-1.2	-34	-2.2
	2명	3,402	-148	-4.4	-195	-5.7
	3명	2,929	-111	-3.8	-148	-5.0
	4명	3,202	-122	-3.8	-161	-5.0
	5명 이상	3,412	-131	-3.8	-173	-5.1
성별	여성	2,319	-71	-3.0	-98	-4.2
	남성	3,239	-127	-3.9	-168	-5.2

자료: 저자 작성

크게 변동하는 경향은 시나리오 2의 결과에서도 발견된다. 예를 들어, 종합소득세 신고자의 경우 시나리오 2A에서 4.2%, 시나리오 2B에서 5.6% 감소한 반면, 연말정산 신고자는 시나리오 2A에서 3.5%, 시나리오 2B에서 4.7% 감소했다. 교육수준별로도 보면, 4년제 대학교 졸업 이상의 경우 시나리오 2A에서 4.6%, 시나리오 2B에서 5.7% 감소했는데, 그 이하 교육수준의 경우 시나리오 2A에서는 2.4~2.6%, 시나리오 2B에서는 3.7~4.0% 감소했다. 이외 이질성 특성별로도 이러한 양상은 발견된다. 직종별로는 관리직 및 전문직이 다른 직종보다 평균 과세소득의 감소폭이 더 크고, 연령별로는 고연령대로 갈수록 감소폭이 더 커졌다. 그리고 가구원 수별로는 2명 이상인 가구가 단독 가구보다 더 큰 감소폭을 보였다.

〈표 VI-9〉는 시나리오 2를 적용하여 시뮬레이션한 과세소득에 세율을 적용하여 산출세액을 구한 결과를 보여준다. 전 과세표준 구간에 대한 세율을 인상했으므로 평균 산출세액은 증가하는 것으로 나타난다. 전체 표본을 기준으로 살펴보면, 평균 산출세액은 시나리오 2A의 경우 11.4%, 시나리오 2B의 경우 21.3% 증가하는 것으로 나타난다. 세율 인상폭이 작게는 2%p에서 크게는 7%p까지 이룸에 따라 세부담도 상당히 증가함을 확인할 수 있다. 흥미로운 점은 세율 인상에 대한 대응 여력이 있는 집단, 즉 과세소득탄력성이 큰 집단의 세부담 증가율은 그렇지 않은 집단의 세부담 증가율보다 낮은 것으로 나타난다는 사실이다. 예를 들어, 종합소득세 신고자의 경우 산출세액의 증가율이 시나리오 2A에서 8.9%, 시나리오 2B에서 15.6%인 반면, 연말정산 신고자의 경우 시나리오 2A에서 14.1%, 시나리오 2B에서 27.6%로 종합소득세 신고자의 세부담 증가 정도가 연말정산 신고자의 경우보다 상당히 낮은 수준임을 확인할 수 있다. 이는 다른 이질적 특성들에서도 발견된다. 즉 4년제 대학교 졸업자 이상, 관리직 및 전문직, 50대 이상, 가구원 수 2명 이상 등은 해당하는 이질적 특성 내에서 다른 집단보다 세부담 증가 정도가 더 낮은 수준이다. 이러한 집단들은 과세소득의 조정 여력이 높아 세율 인상으로 세부담이 상승함에 따라 과세소득을 상대적으로 더 쉽게 낮출 수 있어 세부담 상승 정도가 더 낮게 나타난 것으로 이해할 수 있다.

〈표 VI-9〉 시나리오 2 시뮬레이션 결과: 산출세액

(단위: 만원, %)

구분	기준 시나리오 평균	시나리오 2A		시나리오 2B		
		증감분	증감률	증감분	증감률	
전체	467	53	11.4	100	21.3	
신고유형	연말정산 신고자	286	40	14.1	79	27.6
	종합소득세 신고자	1,115	99	8.9	173	15.6
교육수준	고졸 이하	340	47	13.8	84	24.6
	전문대졸	254	37	14.6	69	27.2
	대졸 이상	626	62	9.9	121	19.3
직종	관리직 및 전문직	886	71	8.0	139	15.7
	사무직	311	43	13.9	85	27.4
	판매 및 서비스직	672	71	10.6	127	19.0
	기타	316	44	13.9	79	25.0
연령	20대 이하	141	29	20.6	57	40.1
	30대	243	41	16.7	76	31.3
	40대	464	57	12.3	107	23.2
	50대	737	66	8.9	127	17.2
	60대 이상	1,491	99	6.7	167	11.2
가구원 수	1명	144	30	20.8	57	39.7
	2명	604	56	9.3	101	16.7
	3명	441	49	11.2	94	21.2
	4명	466	55	11.8	105	22.6
	5명 이상	537	61	11.4	112	20.9
성별	여성	323	40	12.5	77	23.8
	남성	497	56	11.2	104	21.0

자료: 저자 작성

〈표 VI-10〉은 시나리오 2에 대해 행태 변화 반영 여부에 따른 평균 산출세액을 비교한 결과를 보여준다. 먼저 전체 표본에 대한 결과를 보면, 행태 변화를 반영하지 않은 경우 행태 변화를 반영한 경우보다 평균 산출세액의 규모가 더 큰 것으로 나타났으며, 그 차이는 작지 않은 수준으로 판단된다. 구체적으로 시나리오 2A의 경우 행태 변화를 반영하지 않은 경우 평균 산출세액이 6.8% 더 많고, 시나리오 2B의 경우 8.5% 더 많다. 평균 산출세액

의 차이는 세율 변화에 따른 행태 변화가 용이할수록, 즉 과세소득탄력성이 클수록 더욱 크게 나타났다. 특히, 종합소득세 신고자, 4년제 대학교 졸업 이상, 관리직 및 전문직, 50대 이상 등의 경우는 행태 변화 반영 여부에 따른 평균 산출세액의 차이가 시나리오 2A에서는 7~9% 정도, 시나리오 2B에서는 9~11% 정도로 상당히 높은 수준으로 판단된다. 이러한 결과는 세율 체계 변화에 대한 세부담 변화를 예측할 경우 행태 변화를 고려하는 것이 중요함을 시사한다. 행태 변화를 고려하지 않을 경우 세율 인상에 대한 세 수입 증가 규모가 예상한 것보다 작을 수 있기 때문이다.

〈표 VI-10〉 행태 변화 반영 여부에 따른 평균 산출세액 비교: 시나리오 2

(단위: 만원, %)

구분		시나리오 2A			시나리오 2B		
		반영	미반영		반영	미반영	
			차이	비율		차이	비율
전체		520	36	6.8	567	48	8.5
신고 유형	연말정산 신고자	326	21	6.5	365	29	7.9
	종합소득세 신고자	1,214	87	7.2	1,288	117	9.0
교육 수준	고졸 이하	387	22	5.6	423	31	7.4
	전문대졸	291	16	5.5	323	23	7.1
	대졸 이상	688	52	7.5	747	68	9.1
직종	관리직 및 전문직	957	82	8.5	1,025	106	10.3
	사무직	354	22	6.3	396	31	7.8
	판매 및 서비스직	744	49	6.5	800	66	8.3
	기타	360	20	5.6	395	29	7.2
연령	20대 이하	171	7	3.9	198	10	5.1
	30대	284	14	4.9	319	20	6.3
	40대	521	33	6.3	571	45	8.0
	50대	803	63	7.8	864	84	9.7
	60대 이상	1,590	141	8.9	1,658	180	10.9
가구원 수	1명	174	6	3.2	201	9	4.6
	2명	660	51	7.8	705	68	9.6
	3명	490	34	7.0	535	46	8.6
	4명	521	34	6.6	571	47	8.2
	5명 이상	598	40	6.7	649	54	8.3
성별	여성	363	23	6.3	399	31	7.8
	남성	552	38	6.9	601	52	8.6

자료: 저자 작성

다. 시나리오 3

시나리오 3의 경우 과세표준 구간과 구간별 세율이 모두 조정되어 과세소득의 변화가 어떻게 나타날지 시뮬레이션을 통하지 않고서는 파악하기 어렵다. 왜냐하면 세율이 상승한 과세표준 구간, 하락한 구간, 유지된 구간이 모두 존재해서 과세표준 구간에 따라 납세자의 행태 변화가 없을 수도, 대체효과와 소득효과가 모두 발생할 수도, 소득효과만 나타날 수 있기 때문이다. 또한 세율 변화의 크기가 동일하더라도 과세표준의 규모에 따라 세부담의 변화가 다를 수 있고, 세율 변화가 나타나는 과세표준 구간의 범위, 어떤 과세표준 구간의 세율이 변화하는지 등에 따라서도 다른 결과가 나타날 수 있다. 한편, 소득분포도 결과에 중요한 영향을 미칠 것을 예상할 수 있다. 즉 납세자가 많이 분포한 과세표준 구간의 변화가 종합적인 결과에 많은 영향을 미칠 수 있다. 기준 시나리오의 과세표준 분포를 보면 과세표준 1,500만원에서 3,000만원 사이에 약 50%의 납세자들이 분포해 있는데, 시뮬레이션 결과는 이 구간 세율 변화의 영향을 크게 받을 것으로 예상할 수 있다. 하지만 앞서 언급한 여러 요인들로 인해 시나리오 3의 적용에 따른 과세소득의 변화는 시뮬레이션을 통하지 않고 소득분포의 영향만으로 결과 예측을 하는 것은 쉽지 않을 것으로 생각된다.

〈표 VI-11〉은 권성준·성명재(2022)의 세율체계 개편 시나리오를 시뮬레이션한 결과를 보여준다. 시나리오 3A의 경우 과세소득이 2.0% 감소하는 것으로 나타난다. 이는 40%의 납세자가 분포해 있는 과세표준 2,000만원 초과 4,600만원 이하 구간의 세율이 5%p 인상된 영향이 크게 작용한 것으로 보인다. 하지만 세율이 감소한 과세표준 구간도 있어 평균 과세소득의 감소폭은 더 크지 않은 것으로 보인다. 특히 과세표준 2,000만원 이하 구간에는 50%의 납세자들이 분포하는데, 이 구간의 세율은 그대로이거나 하락하였다. 그래서 이 구간 납세자들의 과세소득이 평균적으로 증가한 영향으로 전체 평균 과세소득의 감소폭은 줄어들었을 것으로 판단된다. 한편, 시나리오 1과 시나리오 2의 결과와 마찬가지로 대체로 과세소득탄력성이 큰 집단에서 과세소득의 감소폭이 상대적으로 조금 더 크게 나타난 것도 볼 수 있다. 즉

종합소득세 신고자, 4년제 대학교 졸업 이상, 관리직 및 전문직, 50대 이상, 가구원 수 2명 이상인 경우 등이 각 이질적 특성 내 다른 집단보다 과세소득의 감소폭이 조금 더 크다.

시나리오 3B의 경우 과세소득이 증가하였으나 증가폭이 0.6%로 큰 변화는 나타나지 않은 것으로 나타난다. 이러한 결과가 나타난 것은 다음 세 가지가 중요하게 작용한 것으로 판단된다. 첫째, 대부분 과세표준 구간의 세율 변화폭이 크지 않아 행태 변화가 크게 나타나지 않은 것으로 보인다. 둘째, 과세표준 1,200만원에서 2,000만원 구간의 경우 세율이 10%p 감소하여 세율 인하폭이 컸지만, 이 구간의 과세소득 증가 효과는 과세표준이 2,000만원을 초과하는 납세자의 소득효과에 따른 과세소득의 감소로 상쇄되었을 가능성이 있다. 그리고 마지막으로, 큰 폭의 세율 인하를 경험한 납세자보다 그렇지 않은 납세자의 수가 더 많은 영향도 일부 작용했을 것으로 보인다. 시나리오 3B의 경우 과세소득의 변화폭이 크지 않아 과세소득 조정 여력에 따른 변화폭의 차이도 크지 않다.

시나리오 3C의 경우 평균 과세소득은 3.8% 감소하는 것으로 나타난다. 세율이 인상된 구간은 과세표준 3,000만원 초과 4,600만원 이하 구간과 2.5억원 초과 구간이 있는데, 과세표준이 2.5억을 초과하는 납세자의 수가 매우 적기 때문에 사실상 주효하게 작용한 과세표준 구간은 과세표준 3,000만원 초과 4,600만원 이하 구간으로 판단된다. 하지만 이 구간 납세자의 비중은 크지 않은 편이라 이 구간의 세율 인상에 따른 과세소득 감소 효과만으로는 시나리오 3C의 결과가 도출되었다고 보기는 어려워 보인다. 다만, 과세표준 수준이 높은 구간이므로 이 구간 납세자들의 과세소득 감소분이 하위 구간 납세자들의 과세소득 증가분보다 클 수 있는데, 이러한 점이 전체 평균에 반영되었을 가능성이 있어 보인다. 이는 이질적 특성에 따른 결과를 보면 짐작해 볼 수 있는데, 기준 시나리오의 평균 과세소득이 3,000만원보다 큰 집단은 3,000만원보다 작은 집단과 비교해 과세소득 감소분이 상당히 큰 것을 확인할 수 있다. 예를 들어, 연말정산 신고자의 경우 기준 시나리오에서 평균 과세소득이 2,354만원으로 3,000만원보다 적은데, 평균 과세소득은 81

만원 감소한 반면, 종합소득세 신고자의 경우 기준 시나리오에서 평균 과세 소득이 5,686만원으로 3,000만원보다 많은데, 평균 과세소득은 239만원 감소한다. 이 시나리오에서도 대체로 과세소득탄력성이 큰 집단에서 과세소득의 감소폭이 상대적으로 더 크게 나타난다.

〈표 Ⅵ-11〉 시나리오 3 시뮬레이션 결과: 과세소득

(단위: 만원, %)

구분		기준 시나리오 평균	시나리오 3A		시나리오 3B		시나리오 3C		시나리오 3D	
			증감분	증감률	증감분	증감률	증감분	증감률	증감분	증감률
전체		3,081	-61	-2.0	17	0.6	-116	-3.8	-42	-1.4
신고 유형	연말정산 신고자	2,354	-44	-1.9	11	0.5	-81	-3.4	-31	-1.3
	종합소득세 신고자	5,686	-122	-2.2	39	0.7	-239	-4.2	-83	-1.5
교육 수준	고졸 이하	2,440	-40	-1.6	9	0.4	-50	-2.1	-27	-1.1
	전문대졸	2,020	-30	-1.5	7	0.3	-39	-1.9	-21	-1.0
	대졸 이상	3,879	-86	-2.2	26	0.7	-188	-4.9	-61	-1.6
직종	관리직 및 전문직	4,895	-123	-2.5	45	0.9	-292	-6.0	-84	-1.7
	사무직	2,520	-48	-1.9	11	0.5	-89	-3.5	-34	-1.3
	판매 및 서비스직	3,927	-76	-1.9	21	0.5	-132	-3.4	-52	-1.3
	기타	2,300	-37	-1.6	8	0.3	-48	-2.1	-25	-1.1
연령	20대 이하	1,552	-18	-1.1	3	0.2	-20	-1.3	-12	-0.8
	30대	2,125	-33	-1.5	6	0.3	-47	-2.2	-23	-1.1
	40대	3,211	-62	-1.9	16	0.5	-114	-3.6	-43	-1.4
	50대	4,256	-98	-2.3	31	0.7	-203	-4.8	-67	-1.6
	60대 이상	6,518	-174	-2.7	65	1.0	-404	-6.2	-118	-1.8
가구원 수	1명	1,537	-16	-1.0	0	0.0	-5	-0.4	-11	-0.7
	2명	3,402	-75	-2.2	24	0.7	-150	-4.4	-51	-1.5
	3명	2,929	-58	-2.0	16	0.6	-109	-3.7	-40	-1.4
	4명	3,202	-64	-2.0	17	0.5	-120	-3.8	-44	-1.4
	5명 이상	3,412	-68	-2.0	20	0.6	-131	-3.8	-47	-1.4
성별	여성	2,319	-39	-1.7	10	0.4	-66	-2.9	-27	-1.1
	남성	3,239	-66	-2.0	19	0.6	-126	-3.9	-46	-1.4

자료: 저자 작성

시나리오 3D에서는 평균 과세소득이 1.4% 감소한다. 이 시나리오의 경우 세율이 인상된 과세표준 구간이 넓게 분포하지만 세율 인상폭이 작아 평균 과세소득의 감소폭이 그렇게 크지 않은 것으로 판단된다. 그리고 과세표준 1,200만원 초과 1,500만원 이하 구간에서는 세율이 9%p 인하되어 소득효과에 따른 과세소득의 증가한 영향도 어느 정도 작용했을 수 있다고 판단된다. 여기서도 대체로 과세소득탄력성이 큰 집단에서 과세소득의 감소폭이 상대적으로 더 크게 나타나지만 집단 간 차이는 크지 않다.

〈표 VI-12〉는 시나리오 3을 시뮬레이션하여 산출세액을 구한 결과를 보여준다. 시나리오 3A의 경우, 산출세액이 평균적으로 7.4% 감소하는 것으로 나타난다. 하위 과세표준 구간에서 세율 인하폭이 크고 세율 인화된 구간의 범위가 세율 인상된 범위보다 넓어 산출세액이 상당히 감소한 것으로 판단된다. 대체로 과세소득탄력성이 큰 집단의 산출세액 감소폭이 상대적으로 작은데, 이는 세율 인화로 과세소득이 증가하는 대체효과의 결과로도 볼 수 있으나, 이 집단의 평균적인 과세표준 수준이 높아 세율 인상 구간의 영향도 많이 받았을 가능성도 있다고 판단된다.

시나리오 3B의 경우, 평균 산출세액이 12.6% 감소하는 것으로 나타난다. 감소폭이 상당히 큰데, 이는 과세표준이 5,000만원 이하인 경우 세부담이 크게 완화하는 시나리오이기 때문으로 보인다. 이 시나리오의 경우 과세표준 1,200만원 초과 2,000만원 이하 구간과 과세표준 4,600만원 초과 5,000만원 이하 구간의 세율 인하폭은 각각 10%p와 9%p로 매우 크고 과세표준 1,200만원 이하 구간의 세율도 1%p 인하하고 있다. 그리고 과세표준 2,000만원 초과 4,600만원 이하 구간의 세율 변화는 없다. 따라서 시나리오 3B는 과세표준 5,000만원 이하 구간은 전반적으로 세부담을 크게 낮추는 시나리오인 것이다. 그런데 과세표준이 5,000만원 이하인 납세자의 비중은 91%에 달한다. 결국, 평균 산출세액의 감소폭이 상당히 크게 나타난 것은 대부분 납세자가 분포한 과세표준 구간의 세부담을 크게 낮춘 결과로 이해할 수 있다. 한편, 대체로 과세소득탄력성이 큰 집단은 평균 산출세액 감소폭이 상대적으로 작은 경향이 발견되는데, 세율 인화로 과세소득이 증가하는 정도가 상대적으

로 더 큰 영향도 있지만, 이 집단들은 과세소득 수준이 높기 때문에 세율이 인상된 과세표준 5,000만원 초과 8,800만원 이하 구간을 적용받는 납세자도 상대적으로 더 많은 영향도 있어 보인다. 그리고 과세표준 5,000만원 이하 구간의 세율들이 큰 폭으로 감소함에 따라 과세표준 5,000만원 초과 구간의 납세자들에게서는 소득효과도 나타났을 가능성도 있다.

시나리오 3C에서는 평균 산출세액이 23.2% 감소하여 감소폭이 상당히 큰 것으로 나타난다. 대부분 과세표준 구간에서 세율이 인하되었고 인하폭도 대체로 큰 편이라 이러한 결과가 나타난 것으로 판단된다. 이 시나리오의 경우도 과세소득탄력성이 큰 집단이 과세소득탄력성이 작은 집단보다 산출세액 감소폭이 작게 나타난다. 하지만 두 집단 간 산출세액 감소폭의 차이가 아주 크게 나타나지는 않는데, 이는 과세소득탄력성이 큰 집단의 경우 평균 과세소득이 3,000만원을 초과하여 세율이 인상된 과세표준 3,000만원 초과 4,600만원 이하 구간의 영향을 받았기 때문으로 판단된다.

시나리오 3D의 경우 평균 산출세액이 2.6% 감소하는 것으로 나타난다. 세율이 인상된 구간이 넓게 분포하지만 세율 인상폭이 작고, 과세표준 1,200만원 초과 1,500만원 이하 구간에서는 세율이 9%p로 크게 인하하면서 이러한 결과가 나타난 것으로 해석된다. 이 시나리오에서도 과세소득탄력성이 큰 집단의 산출세액 감소폭은 과세소득탄력성이 작은 집단의 경우보다 대체로 작게 나타난다. 그리고 종합소득세 신고자와 60대 이상의 경우에는 오히려 산출세액이 증가하는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 과세소득탄력성이 큰 집단의 과세소득 수준이 높아 세율 인상 구간의 영향을 비교적 더 많이 받기 때문으로 보인다. 특히, 종합소득세 신고자와 60대 이상의 평균 과세소득은 5,000만원을 초과할 정도로 높은 수준이다.

〈표 VI-12〉 시나리오 3 시뮬레이션 결과: 산출세액

(단위: 만원, %)

구분	기준 시나리오 평균	시나리오 3A		시나리오 3B		시나리오 3C		시나리오 3D		
		증감분	증감률	증감분	증감률	증감분	증감률	증감분	증감률	
전체	467	-34	-7.4	-59	-12.6	-108	-23.2	-12	-2.6	
신고 유형	연말정산 신고자	286	-31	-10.9	-56	-19.5	-78	-27.3	-16	-5.7
	종합소득세 신고자	1,115	-46	-4.1	-70	-6.3	-216	-19.4	1	0.1
교육 수준	고졸 이하	340	-24	-7.0	-45	-13.3	-73	-21.6	-8	-2.3
	전문대졸	254	-22	-8.6	-38	-14.9	-60	-23.7	-9	-3.5
	대졸 이상	626	-46	-7.3	-76	-12.1	-149	-23.8	-17	-2.7
직종	관리직 및 전문직	886	-46	-5.2	-72	-8.1	-198	-22.3	-10	-1.2
	사무직	311	-36	-11.7	-64	-20.5	-87	-28.0	-19	-6.0
	판매 및 서비스직	672	-38	-5.6	-64	-9.6	-139	-20.7	-8	-1.2
	기타	316	-23	-7.2	-42	-13.1	-68	-21.6	-7	-2.3
연령	20대 이하	141	-18	-12.4	-33	-23.3	-38	-26.7	-11	-7.6
	30대	243	-32	-13.1	-55	-22.7	-66	-27.0	-15	-6.2
	40대	464	-35	-7.6	-69	-14.9	-113	-24.4	-15	-3.3
	50대	737	-41	-5.5	-66	-8.9	-163	-22.1	-12	-1.7
	60대 이상	1,491	-48	-3.2	-28	-1.9	-265	-17.8	26	1.8
가구원 수	1명	144	-19	-13.3	-33	-23.0	-38	-26.3	-10	-7.1
	2명	604	-35	-5.8	-46	-7.6	-124	-20.5	-4	-0.7
	3명	441	-35	-8.0	-56	-12.7	-104	-23.6	-12	-2.8
	4명	466	-36	-7.8	-68	-14.6	-114	-24.5	-16	-3.4
	5명 이상	537	-33	-6.1	-61	-11.3	-117	-21.8	-10	-1.9
성별	여성	323	-27	-8.4	-42	-13.1	-75	-23.4	-10	-3.0
	남성	497	-36	-7.2	-62	-12.6	-115	-23.2	-13	-2.6

자료: 저자 작성

〈표 VI-13〉은 행태 변화 반영 여부에 따른 평균 산출세액을 비교한 결과를 보여준다. 시나리오 3B를 제외한 시나리오들에서는 행태 변화를 반영한 경우보다 행태 변화를 반영하지 않은 경우, 평균 산출세액이 더 많은 것으로 나타난다. 구체적으로 행태 변화 반영 여부에 따른 차이는 시나리오 3A의 경우 3.6%, 시나리오 3C의 경우 8.6%, 시나리오 3D의 경우 2.4%이다. 이러한 결과는 행태 변화를 고려하지 않을 경우 세수가 감소하는 정도를 과

소평가할 수 있음을 시사한다. 특히 세율 변화에 대한 행태반응이 클 경우에는 과소평가의 정도가 상당할 수 있는데, 구체적인 예로 시나리오 3C에서 관리직 및 전문직과 60대 이상 집단의 경우에는 행태 변화를 고려한 경우와 그렇지 않은 경우 간 평균 산출세액의 차이가 10%를 초과한다. 시나리오 3B에서는 행태 변화를 반영한 경우보다 행태 변화를 반영하지 않은 경우

〈표 VI-13〉 행태 변화 반영 여부에 따른 평균 산출세액 비교: 시나리오 3

(단위: 만원, %)

구분	시나리오 3A			시나리오 3B			시나리오 3C			시나리오 3D			
	반영	미반영		반영	미반영		반영	미반영		반영	미반영		
		차이	비율		차이	비율		차이	비율		차이	비율	
전체	433	15	3.6	408	-5	-1.3	359	31	8.6	454	11	2.4	
신고 유형	연말정산 신고자	255	9	3.6	230	-3	-1.2	208	17	8.4	270	7	2.4
	종합소득세 신고자	1,069	37	3.5	1,045	-14	-1.3	899	79	8.7	1,116	26	2.3
교육 수준	고졸 이하	316	10	3.1	295	-3	-1.1	266	18	6.9	332	7	2.1
	전문대졸	232	7	3.1	216	-2	-1.1	194	13	6.9	245	5	2.1
	대졸 이상	580	22	3.8	550	-7	-1.4	477	45	9.5	609	15	2.5
직종	관리직 및 전문직	840	34	4.0	814	-13	-1.6	688	75	10.9	876	23	2.7
	사무직	274	10	3.6	247	-3	-1.1	224	18	8.1	292	7	2.4
	판매 및 서비스직	635	21	3.4	608	-7	-1.2	533	42	7.9	664	15	2.3
	기타	293	9	3.1	275	-3	-1.1	248	17	6.9	309	6	2.1
연령	20대 이하	124	3	2.3	108	-1	-0.7	104	5	4.4	131	2	1.6
	30대	211	6	3.0	188	-2	-0.9	177	11	6.0	228	5	2.0
	40대	429	15	3.5	395	-5	-1.2	351	28	8.0	449	10	2.3
	50대	696	27	3.8	671	-10	-1.4	574	56	9.7	725	19	2.6
	60대 이상	1,443	57	3.9	1,463	-23	-1.6	1,226	134	11.0	1,518	40	2.6
가구 원 수	1명	125	3	2.3	111	-1	-0.6	106	4	3.6	133	2	1.6
	2명	568	21	3.7	558	-8	-1.5	480	47	9.8	599	15	2.5
	3명	406	15	3.6	385	-5	-1.3	337	30	8.8	429	10	2.4
	4명	429	15	3.6	397	-5	-1.2	352	29	8.3	450	11	2.4
	5명 이상	505	17	3.4	476	-6	-1.2	420	35	8.3	527	12	2.3
성별	여성	296	10	3.4	280	-4	-1.2	247	20	8.0	313	7	2.2
	남성	461	17	3.6	434	-6	-1.3	382	33	8.7	484	12	2.4

자료: 저자 작성

평균 산출세액이 1.3% 더 작게 나타난다. 이는 결국 행태 변화를 고려하지 않을 경우 세수가 감소하는 정도가 과대평가될 수 있음을 시사한다. 행태 변화 반영 여부에 따른 평균 산출세액 차이의 절대적인 크기는 행태 변화를 반영했을 때 과세소득이 변화하는 정도에 비례하여 나타나는 것으로 보인다. 구체적으로 행태 변화를 반영했을 때 과세소득이 변화하는 정도는 시나리오 3C, 시나리오 3A, 시나리오 3D, 시나리오 3B 순으로 큰데, 행태 변화 반영 여부에 따른 평균 산출세액 차이의 절대적인 크기도 이 순서로 크게 나타난다.

VII. 결론

본 연구는 비모수 추정방법인 비선형 예산집합 회귀분석을 이용하여 과세소득 조건부 기대합수를 추정하고, 추정된 함수를 이용하여 세율 변화에 의한 과세소득탄력성과 세율체계 변화에 대한 시뮬레이션 분석을 수행하였다. 본 연구가 이용한 방법론은 보다 일반적인 세율체계 변화의 효과를 분석하는 데 강점을 지닌다. 여러 단계의 과세표준 구간과 구간별 세율로 구성된 세율체계의 개편은 특정 구간의 세율만 조정하는 방식보다 여러 구간의 세율이 동시에 조정되고 구간의 경계점도 함께 조정되는 방식으로 이루어질 수 있다. 본 연구의 방법론은 이처럼 보다 일반적인 세율체계의 변화에 따른 효과를 납세자의 행태 변화를 반영하여 분석할 수 있다는 장점이 있다.

본 연구에서 소득세 과세소득탄력성은 Blomquist et al.(2015; 2023)을 따라 모든 과세표준 구간의 세율을 인상할 때 평균 과세소득이 변화하는 정도로 정의하여 추정하였다. 추정 결과, 전체 표본의 과세소득탄력성은 0.599로 추정되었다. 이는 세율이 1% 증가할 때(또는 세후소득률이 1% 감소할 때) 과세소득이 0.599% 감소함을 나타낸다. 신고유형, 교육수준, 직종, 연령 등 납세자의 이질적 특성에 따른 과세소득탄력성도 추정했는데, 신고유형에서는 종합소득세 신고자, 교육수준에서는 4년제 대학교 졸업 이상, 직종에서는 관리직 및 전문직, 연령에서는 고연령대가 상대적으로 높은 수준의 과세소득탄력성을 가지는 것으로 추정되었다. 이러한 집단들은 공제제도, 필요경비(사업자의 경우), 노동시간, 소득형태 등의 조정을 통해 과세소득을 조정할 가능성이 높아 과세소득탄력성이 크게 추정되었을 것으로 보인다.

시뮬레이션 분석에서는 가상의 소득세 세율체계 개편 시나리오의 효과를 살펴보았는데, 과세소득의 변화뿐 아니라 세수효과도 가늠해 보기 위해 산출세액 변화도 분석하였다. 그리고 납세자의 행태 변화 고려의 중요성을 살

펴보기 위해 납세자의 행태 변화 반영 여부에 따른 산출세액에 대한 비교분석도 수행하였다. 분석 시나리오는 최근 실제로 단행된 세율체계 개편을 반영한 시나리오, 오중현 외(2020)에서 제시한 모든 과세표준 구간의 세율을 인상하는 두 가지 시나리오, 권성준·성명재(2022)에서 제시한 과세표준 구간과 구간별 세율이 모두 바뀌는 네 가지 시나리오다. 최근 단행된 세율체계 개편 시나리오와 오중현 외(2020)의 시나리오는 각각 세부담 완화와 세부담 증대 시나리오로 볼 수 있다. 이 시나리오들의 분석 결과, 행태 변화를 고려하지 않을 경우 세부담 완화 효과 또는 세수입 증대 효과가 예상보다 작을 수 있음을 시사하는 결과들이 도출되었다. 권성준·성명재(2022)의 시나리오는 세율체계의 변화가 복잡하여 시뮬레이션을 통하지 않고 과세소득, 산출세액 등의 변화를 파악하는 것이 쉽지 않다. 본 연구의 방법론은 이러한 경우에 상당히 유용하게 이용될 수 있는 도구로 판단된다. 왜냐하면 세율체계의 변화가 복잡하면 세율이 상승, 하락, 유지되는 구간이 모두 존재하여 구간에 따라 대체효과와 소득효과가 모두 존재하거나 소득효과만 존재할 수 있고, 경우에 따라서 납세자의 행태 변화가 없을 수도 있기 때문이다. 특별히 권성준·성명재(2022)의 시나리오에 대한 시뮬레이션 분석은 소득분포, 세율 변화 폭, 세율이 변화하는 구간의 길이 등이 세율체계의 변화에 따라 산출세액이 변화함에 있어 중요한 역할을 하는 것을 보여준다. 따라서 세율체계 조정 시, 소득분포, 세율 변화 폭, 세율이 변화하는 구간의 길이 등의 종합적 검토가 중요할 것으로 생각된다.

본 보고서의 서론에서도 언급한 바와 같이 본 연구가 이용한 방법론은 여러 한계점이 존재한다. 특별히 내생성을 통제하기 어렵고 Blomquist et al.(2015; 2023)처럼 생산성 향상을 고려하지 못해 분석 결과가 과대추정된 결과일 가능성이 있다. 또한 2013년 이전 자료만 이용하여 소득공제에서 세액공제로 공제제도가 전환된 영향은 제거할 수 있었지만, 공제제도의 변화에 따른 영향은 제거할 수 없었기 때문에 분석 결과가 과대하게 추정되었을 수 있다. 따라서 본 연구의 결과들은 이를 감안하여 받아들일 필요가 있고, 후속연구를 통해 이러한 부분들이 보완될 필요가 있다. 한편, 방법론적 측면

외에도 자료의 제약에서 비롯된 한계점들도 존재한다. 가구주 표본으로 추정 및 분석을 수행하여 표본의 대표성이 결여된 문제가 있고, 행태 변화가 더 클 것으로 예상되는 고소득구간의 세율이 인상되었던 2014년부터의 자료를 활용하지 못했다는 한계도 있다. 그리고 설문조사 자료를 이용함에 따른 측정 오류가 있을 수 있고, 고소득계층에 대한 관측치가 부족한 점도 한계이다.

본 연구의 한계에도 불구하고 세율체계를 조정함에 있어 납세자의 행태 변화를 고려할 필요는 분명 있다고 판단된다. 세율 변화에 따른 납세자의 행태 변화는 본 연구뿐 아니라 국내 선행연구들에서도 발견되었기 때문이다. 물론 모든 납세자가 세율 변화에 대한 대응 여력이 충분치 않을 수 있다. 하지만 세율 변화에 대한 대응 여력이 충분히 존재하는 집단의 경우 행태 변화가 생각보다 크게 나타날 수도 있으므로, 세율체계 개편 시 납세자의 행태 변화를 고려할 필요성은 여전히 존재한다고 판단된다.

참고문헌

- 국세청, 『국세통계연보』, 각 연도.
- 권성오, 『소득세율 인상에 따른 납세자 행태 변화- 집근추정법을 이용한 분석』, 한국조세재정연구원, 2019.
- 권성오·권성준, 『소득세의 효율비용에 관한 연구』, 한국조세재정연구원, 2020.
- 권성준, 「소득세율 인상에 따른 효율비용」, 『재정포럼』, 2021년 2월호(제296호), 한국조세재정연구원, 2021, pp. 8~29.
- 권성준·성명재, 「소득세 개선방안」, 『증장기 조세정책 운용계획 수립사업』, 2022, pp. 405~503.
- 권성준·허운영·이형민, 『주요국의 소득세 물가연동제 비교연구』, 한국조세재정연구원, 2022.
- 기획재정부, 『조세개요』, 2023.
- 오중현·윤성주·한종석·신상화·김문정, 『조세·재정정책의 소득재분배 효과분석 모형 개발』, 한국조세재정연구원, 2017.
- 오중현·강병구·김승래, 『재정건전성 확보를 위한 증장기 세입확충 방안』, 한국조세재정연구원, 2020.
- 전병목, 『과세소득탄력성에 관한 연구』, 한국조세연구원, 2006.
- 최성은, 「과세표준소득의 세율탄력성과 소득세의 효율비용에 관한 연구」, 『보건사회연구』, 한국보건사회연구원, 제29권 제2호, 2009, pp. 213~242.
- Aarbu, Karl O. and Thor O. Thoresen, “Income Responses to Tax Changes—Evidence from the Norwegian Tax Reform,” *National Tax Journal*, 54(2), 2001, pp. 319~335.

- Atkinson, Anthony and Andrew Leigh, "Top Incomes in New Zealand 1921-2005: Understanding the Effects of Marginal Tax Rates, Migration Threat, and the Macroeconomy," *Review of Income and Wealth*, 54(2), 2008, pp. 149~165.
- Auten, Gerald and Robert Carroll, "Behavior of the Affluent and the 1986 Tax Reform Act," *Proceedings of the Annual Conference on Taxation Held under the Auspices of the National Tax Association-Tax Institute of America*, 87, 1994, pp. 70~76.
- _____, "The Effect of Income Taxes on Household Income," *The Review of economics and statistics*, 81(4), 1999, pp. 681~693.
- Auten, Gerald, Robert Carroll, and Geoffrey Gee, "The 2001 and 2003 Tax Rate Reductions: An Overview and Estimate of the Taxable Income Response," *National Tax Journal*, 61(3), 2008, pp. 345~364.
- Blomquist, Sören and Whitney Newey, "Nonparametric Estimation with Nonlinear Budget Sets," Department of Economics, Uppsala University, Sweden, Revised version of working paper 1997:24, 1999.
- _____, "Nonparametric Estimation with Nonlinear Budget Sets," *Econometrica*, 70(6), 2002, pp. 2455~2480.
- Blomquist, Sören, Matias Eklöf, and Whitney Newey, "Tax Reform Evaluation Using Non-Parametric Methods: Sweden 1980-1991," *Journal of Public Economics*, 79(3), 2001, pp. 543~568.
- Blomquist, Sören, Anil Kumar, Che-Yuan Liang, and Whitney Newey, "Individual Heterogeneity, Nonlinear Budget Sets, and Taxable Income," CESifo Working Paper, No. 5320, Center for Economic Studies & Ifo Institute, 2015.
- _____, "Nonlinear Budget Set Regressions for the Random Utility Model," Federal Reserve Bank of Dallas Working Paper, No. 2219, Federal

- Reserve Bank of Dallas, 2022.
- _____, “Nonlinear Budget Set Regressions for the Random Utility Model,” NBER Working Paper, No. 31194, National Bureau of Economic Research, 2023.
- Brewer, Michael, Emmanuel Saez, and Andrew Shephard, “Means-testing and Tax Rates on Earnings,” in *The Mirrlees Review: Reforming the Tax System for the 21st Century*, Oxford University Press, 2010, pp. 90~201.
- Feldstein, Martin, “The Effect of Marginal Tax Rates on Taxable Income: A Panel Study of the 1986 Tax Reform Act,” *Journal of Political Economy*, 103(3), 1995, pp. 551~572.
- _____, “Tax Avoidance and the Deadweight Loss of the Income Tax,” *The Review of Economics and Statistics*, 81(4), 1999, pp. 674~680.
- Giertz, Seth H., “The Elasticity of Taxable Income over the 1980s and 1990s,” *National Tax Journal*, 60(4), 2007, pp. 743~768.
- _____, “A Sensitivity Analysis of the Elasticity of Taxable Income,” Economics Department Faculty Publications, 51, 2008.
- Goolsbee, Austan, “Evidence on the High-Income Laffer Curve from Six Decades of Tax Reform,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 30(2), 1999, pp. 1~64.
- _____, “What Happens When You Tax the Rich? Evidence from Executive Compensation,” *Journal of Political Economy*, 108(2), 2000, pp. 352~378.
- Gottfried, Peter and Hannes Schellhorn, “Empirical Evidence on the Effects of Marginal Tax Rates on Income: The German Case,” IAW Diskussionspapiere, No. 15, IAW, 2004.
- Gottfried, Peter and Daniela Witczak, “The Responses of Taxable Income Induced by Tax Cuts: Empirical Evidence from the German

- Taxpayer Panel,” IAW Diskussionspapiere, No. 57, IAW, 2009.
- Gruber, Jon and Emmanuel Saez, “The Elasticity of Taxable Income: Evidence and Implications,” *Journal of Public Economics*, 84(1), 2002, pp. 1~32.
- Hall, Brian J. and Jeffrey B. Liebman, “The Taxation of Executive Compensation,” *Tax Policy and the Economy*, 14, 2000, pp. 1~44.
- Hansson, Åsa, “Taxpayers’ Responsiveness to Tax Rate Changes and Implications for the Cost of Taxation in Sweden,” *International Tax and Public Finance*, 14, 2007, pp. 563~582.
- Hausman, Jerry A., “The Econometrics of Nonlinear Budget Sets,” *Econometrica*, 53(6), 1985, pp. 1255~1282.
- Hausman, Jerry A. and Whitney Newey, “Nonparametric Measurement of Exact Consumer’s Surplus and Deadweight Loss,” *Econometrica*, 63(6), 1995, pp. 1145~1176.
- Heim, Bradley T., “The Effect of Recent Tax Changes on Taxable Income: Evidence from a New Panel of Tax Returns,” *Journal of Policy Analysis and Management*, 28(1), 2009, pp. 147~163.
- Holmlund, Bertil and Martin Söderström, “Estimating Dynamic Income Responses to Tax Reform,” *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 11(1), 2011.
- Kleven, Henrik Jacobsen and Esben Anton Schultz, “Estimating Taxable Income Responses Using Danish Tax Reforms,” *American Economic Journal: Economic Policy*, 6(4), 2014, pp. 271~301.
- Kopczuk, Wojciech, “Tax Bases, Tax Rates and the Elasticity of Reported Income,” *Journal of Public Economics*, 89(11-12), 2005, pp. 2093~2119.
- Kumar, Anil, “Labor Supply, Deadweight Loss and Tax Reform Act of 1986: A Nonparametric Evaluation Using Panel Data,” *Journal of*

- Public Economics*, 92(1-2), 2008, pp. 236~253.
- _____, “Nonparametric Estimation of the Impact of Taxes on Female Labor Supply,” *Journal of Applied Econometrics*, 27(3), 2012, pp. 415~439.
- Lindsey, Lawrence B., “Individual Taxpayer Response to Tax Cuts: 1982-1984 with Implications for the Revenue Maximizing Tax Rate,” *Journal of Public Economics*, 33(2), 1987, pp. 173~206.
- Moffitt, Robert A. and Mark O. Wilhelm, “Taxation and the Labor Supply Decisions of the Affluent,” in *Does Atlas Shrug?: The Economic Consequences of Taxing the Rich*, 2000, pp. 193~239.
- Saez, Emmanuel, “The Effect of Marginal Tax Rates on Income: A Panel Study of ‘Bracket Creep’,” *Journal of Public Economics*, 87(5-6), 2003, pp. 1231~1258.
- _____, “Reported Incomes and Marginal Tax Rates, 1960-2000: Evidence and Policy Implications,” *Tax Policy and the Economy*, 18, 2004, pp. 117~173.
- _____, “Do Taxpayers Bunch at Kink Points?,” *American economic Journal: Economic Policy*, 2(3), 2010, pp. 180~212.
- Saez, Emmanuel and Michael R. Veall, “The Evolution of High Incomes in Northern America: Lessons from Canadian Evidence,” *American Economic Review*, 95(3), 2005, pp. 831~849.
- Saez, Emmanuel, Joel Slemrod, and Seth H. Giertz, “The Elasticity of Taxable Income with Respect to Marginal Tax Rates: A Critical Review,” National Bureau of Economic Research Working Paper 15012, 2009.
- _____, “The Elasticity of Taxable Income with Respect to Marginal Tax Rates: A Critical Review,” *Journal of Economic Literature*, 50(1), 2012, pp. 3~50.

Selén, Jan, “Taxable Income Responses to Tax Changes - A Panel Analysis of the 1990/91 Swedish Reform,” FIEF Working Paper, No. 177, Trade Union Institute for Economic Research, 2002.

Sillamaa, Mary-Anne and Michael R. Veall, “The Effect of Marginal Tax Rates on Taxable Income: A Panel Study of the 1988 Tax Flattening in Canada,” *Journal of Public Economics*, 80, 2001, pp. 341~356.

한국조세재정연구원, 2008~2014년 「재정패널조사」, <https://www.kipf.re.kr/panel/index.do>

OECD, Stat, “Taxing Wages - Comparative Tables,” <https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=AWCOMP>, 검색일자: 2023. 6. 20.

_____, Tax Database, “Table I.1. Central Government Personal Income Tax Rates and Thresholds,” https://stats.oecd.org/index.aspx?DataSetCode=TABLE_I1, 검색일자: 2023. 6. 20.

_____, Tax Database, “Table I.7. Top Statutory Personal Income Tax Rates,” https://stats.oecd.org/index.aspx?DataSetCode=TABLE_I7, 검색일자: 2023. 9. 6.

비선형 예산집합 회귀분석을 활용한 과세소득에 대한 소득세 세율체계 변화의 효과 분석

권성준·김정환

본 연구는 Blomquist et al.(2015; 2023)이 제시한 비선형 예산집합 회귀 분석(nonlinear budget set regression)을 이용하여 소득세 세율체계 변화에 따른 납세자의 행태 변화를 분석하였다. 구체적으로 비선형 예산집합 회귀 분석을 통해 과세소득(또는 과세표준)에 대한 조건부 기대함수를 「재정패널 조사」 자료를 이용하여 추정하였다. 그리고 추정된 함수를 활용하여 세율 변화에 의한 과세소득탄력성을 추정하고, 소득세 세율체계에 대한 다양한 가상 시나리오를 시뮬레이션하여 과세소득과 산출세액의 변화, 행태 변화 여부에 따른 산출세액의 차이 등도 분석하였다. 모든 과세표준 구간의 세율 1%p 인상 시 평균 과세소득의 변화로 정의된 과세소득탄력성은 0.599로 추정되었다. 그리고 공제제도, 필요경비, 노동시간, 소득형태 등의 조정으로 과세소득을 조정할 가능성이 높은 집단이 상대적으로 높은 과세소득탄력성을 가지는 것으로 추정되었다. 세부담 완화 또는 세부담 증대 목적의 세율체계 개편 시나리오들의 시뮬레이션 분석 결과는 납세자의 행태 변화를 고려하지 않을 경우 세부담 완화 또는 세수입 증대 효과가 예상보다 작을 수 있음을 시사하는 결과들이 도출되었다. 그리고 세율체계의 변화가 복잡하여 시뮬레이션을 통하지 않고 과세소득, 산출세액 등의 변화를 파악하는 것이

쉽지 않은 시나리오들에 대한 시뮬레이션 분석에서는 소득분포, 세율 변화 폭, 세율이 변화하는 구간의 길이 등이 중요한 역할을 한다는 것을 발견하였다.

The Effect of Tax Schedule Reforms on Taxable Income: the Non-Linear Budget Set Regression Approach

Sungjoon Kwon and Jeonghwan Kim

This study analyzes taxpayers' behavior in response to changes in the income tax rate system using the nonlinear budget set regressions proposed by Blomquist et al. (2015; 2023). Specifically, through the nonlinear budget set regressions, we estimate the conditional expectation of taxable income, using data from the National Survey of Tax and Benefit. We utilize the function of the estimated taxable income to calculate the elasticity of taxable income due to changes in tax rates. Additionally, we simulate various scenarios of income tax rate system reforms to analyze the effects on taxable income and tax amounts, as well as differences in tax amounts depending on the consideration of taxpayers' behavior. The elasticity of taxable income, defined as the change in average taxable income in response to a 1% point increase in all tax brackets, is estimated to be 0.599. Furthermore, groups with a higher likelihood of adjusting taxable income through factors such as deductions, expenses, working hours, and income sources are found to have a relatively higher elasticity of taxable income. The simulation analysis of scenarios for tax system reforms, for the purpose of tax

burden relief or increase, revealed that without considering taxpayers' behavior, the effects of tax burden relief or revenue increase may be smaller than expected. Moreover, in simulation analyses for scenarios where it is challenging to understand changes in taxable income, tax revenue, etc., without going through simulations due to the complexity of the tax system changes, factors such as income distribution, the magnitude of tax rate changes, and the length of intervals where tax rates change are found to play important roles.

저자약력

권성준

고려대학교 경영학 · 통계학 학사
고려대학교 경제학 석사
미국 Ohio State University 경제학 석 · 박사
현, 한국조세재정연구원 부연구위원

김정환

연세대학교 수학 · 경제학 학사
미국 University of California, Los Angeles 경제학 석 · 박사
현, 한국조세재정연구원 부연구위원

자료 수집 및 정리

이희선 한국조세재정연구원 연구원

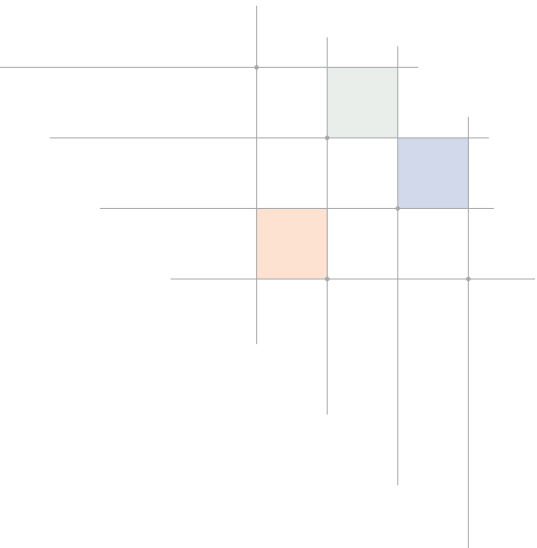
연구보고서 23-07

비선형 예산집합 회귀분석을 활용한 과세소득에 대한 소득세 세율체계 변화의 효과 분석

발행	행	2023년 12월 29일
저자	자	권성준·김정환
발행인	인	김재진
발행처	처	한국조세재정연구원
주소	소	30147 세종특별자치시 시청대로 336
전화	화	(044)414-2114(대)
홈페이지	지	www.kipf.re.kr
등록	록	1993. 7. 15. 제2014-24호
정가	가	15,000원
조판 및 인쇄	쇄	고려씨엔피
I S B N		979-11-6655-248-9

© 한국조세재정연구원 2023

* 잘못 만들어진 책은 바꾸어 드립니다.



KOREA INSTITUTE
OF PUBLIC FINANCE

kipf 한국조세재정연구원

30147 세종특별자치시 시청대로 336

TEL: (044)414-2114(대) www.kipf.re.kr



9 791166 552489

ISBN 979-11-6655-248-9