creative commons

COMMONS DEED

저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:

저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.

비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.

변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 이용허락규약(Legal Code)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

Disclaimer

dCollection

사회복지학박사 학위논문

기본소득과 음의 소득세의 빈곤 개선 효과 비교 연구

- 빈곤 완화 목표 달성을 위한 요소들의 효과성·효율성 분석을 중심으로 -

2023년 8월

서울대학교 대학원

사회복지학과

이 건 민

기본소득과 음의 소득세의 빈곤 개선 효과 비교 연구

- 빈곤 완화 목표 달성을 위한 요소들의 효과성·효율성 분석을 중심으로 -

지도교수 홍 백 의

이 논문을 사회복지학박사 학위논문으로 제출함

2023년 5월

서울대학교 대학원

사회복지학과

이 건 민

이건민의 박사 학위논문을 인준함

2023년 7월

위 원 장 구 인 회 (인)

부위원장 백 승 호 (인)

위 원 유 영 성 (인)

위 원 민 인 식 (인)

위 원 홍 백 의 (인)

국문초록

기본소득과 음의 소득세의 빈곤 개선 효과 비교 연구

- 빈곤 완화 목표 달성을 위한 요소들의 효과성·효율성 분석을 중심으로 -

서울대학교 대학원
사회복지학과
이 건 민

본 연구는 기본소득과 음의 소득세(Negative Income Tax; 이하 NIT) 제도가 빈곤 개선에 미치는 효과를 실증적으로 비교 평가하는 것을 목적으로 한다. 특히 NIT 제도에서 빈곤 완화라고 하는 주요 목표 달성을 위해 소득의 범위(소득인정액 개념 도입), 보장의 대상(최소보장소득과 NIT 세율의 수준), 보장방법(가구 단위 지급과 가구 소비에서의 규모의 경제 고려) 등을 달리할 경우 그러한 변화들이 실제 빈곤 개선에 효과적이거나 효율적인지를 비교 분석하고자 하였다. 이러한 목적을 달성하기 위하여 재정패널조사 13차년도 자료를 활용하였으며, 각 시나리오 및 모형별 빈곤율, 빈곤의 심도, 빈곤의 심각도, 지니계수를 비교 분석하였다.

이 연구는 현행 조세 및 복지 제도(이하 현행 제도)와 여섯 가지 시나리오에서 균등화 가구 처분가능소득으로 측정된 빈곤지수를 비교 측정함으로써, 기본소득 도입 시나리오에 비한 현행 제도 및 다섯 시나리오의 빈곤 개선 및 효율성에 관한 여섯 가지 연구문제에 대한 답을 구하였다. 현행 제도의 빈곤 개선 효과를 분석하는 과정에서는 균등화 가구 처분가능소득과 균등화 가구 시장소득의 빈곤지수 비교를 수행하였다. 여섯 시나리오는 하나의 기본소득 도입 시나리오와 다섯 가지의 NIT 정책 변화 시나리오로 구성된다. 첫 번째 시나리오는 40% 정률소득세-기본소득 모형(이하 정률소득세 모형)을 반영하는 기본소득 도입 시나리오, 두 번째 시나리오는 NIT를 지급하는 저소득구간에서 소득인정액

개념으로 소득 정의를 변화시키는 경우를 반영하는 NIT의 소득 정의 변화 시나리오(이하 소득 정의 변화 시나리오), 세 번째 시나리오는 NIT 급여의 최소보장소득의 수준을 '평균소득의 40%'에서 '중위소득의 40%'로 하향 조정하는 경우를 반영하는 NIT의 최소보장소득 수준 변화 시나리오(이하 최소보장소득 수준 변화 시나리오), 네 번째 시나리오는 NIT 세율을 40%에서 50%로 상향 조정하는 경우를 반영하는 NIT 세율 조정 시나리오(이하 세율 조정 시나리오), 다섯 번째 시나리오는 NIT 급여를 가구 소비에서의 규모의 경제를 고려하면서 가구 단위로 지급하는 경우를 반영하는 NIT의 가구 단위 지급 시나리오(이하 가구 단위 지급 시나리오), 여섯 번째 시나리오는 상기 4가지 정책 변화를 모두 적용한 상태를 반영하는 NIT의 종합 정책 변화 시나리오(이하 종합 정책 변화 시나리오)이다.

이를 바탕으로, 하나의 기본소득 도입 시나리오와 다섯 가지의 NIT 정책 변화 시나리오에 대해 각각 과세와 급여의 직접효과만을 고려한 직접효과모형과 직접효과뿐만 아니라 과세와 급여의 적용으로 인한 노동공급 반응도 감안한 행태반응모형의 분석 결과를 제시하였다. 직접효과모형은 기본소득 혹은 NIT 지급을 위한 과세액과 기본소득 혹은 NIT 지급액이 일치하는 재정중립적 시나리오에 입각하여 분석되었으며, 행태반응모형은 이산선택모형 접근법과 가법적 확률효용모형을 활용하여 분석되었다. 직접효과모형과 행태반응모형 분석 결과를 토대로, 현행 제도 및 다섯 시나리오와 기본소득 도입 시나리오 간 빈곤 개선의 효과성 및 효율성 비교와 가설검정을 수행하였다.

현행 제도 및 다섯 시나리오와 기본소득 도입 시나리오 간 비교를 중심으로 분석 결과를 제시하면 다음과 같다. 첫째, 직접효과모형과 행태반응모형 모두에서 기본소득 도입은 현행 제도에 비해 빈곤 개선의 효과성 및 효율성이 높은 것으로 나타났다. 이는 기본소득 도입 이후 현행보다 가구별 순이전소득이 증가되었기 때문이기도 하지만, 더 중요하게는 정률소득세 모형이 소득이라는 단일 변수를 이용하여 평균소득을 기준으로 평균소득과의 소득 차에 비례하여 순수혜액을 지급하거나 순기여액을 납부하도록 설계되어 있다는 점에 기인한다. 노동공급 반응이 빈곤과 불평등 개선의 효과성 및 효율성에 미친 영향은 상기 언급한 기제들의 영향에 비해서는 크지 않았다.

둘째, 직접효과모형과 행태반응모형 모두에서 기본소득 도입 시나리오가 소득 정의 변화 시나리오보다 빈곤 개선의 효과성 및 효율성 면에서 우수한 것으로 분석되었다. 우선 소득 정의 변화 시나리오의 빈곤 개선 효과성이 낮게 나온 것

은 기본적으로 소득 정의 변화 시나리오가 귀속임대료와 순자산의 고려로 인하여 기본소득 도입 시나리오에 비해서 가구별 순이전소득 액수가 작아졌기 때문이다. 다음으로 가설 설정 시 예측과는 달리, 소득 정의 변화 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선 효율성이 낮은 것은 다음과 같이 해석할 수 있다. 직접효과모형의 측면에서 볼 때, 빈곤하지 않은 가구에도 NIT 순수혜액수를 지급하게 되는 위험보다 빈곤한 가구에 NIT 순수혜액수를 더 적게 지급하거나 지급하지 않게 될 위험이 더 크다는 것을 함의한다. 커플가구를 중심으로 한 노동공급 감소는 기본소득 도입 시나리오에 비한 소득 정의 변화 시나리오의 빈곤 개선 효과성과 효율성을 낮추는 중요한 요인으로 작용하였다.

셋째, 최소보장소득 수준 변화 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선의 효과성이 낮을 것이라는 가설은 직접효과모형과 행태반응모형 모두에서 성립하였다. 반면 최소보장소득 수준 변화 시나리오의 빈곤 개선 효율성이 기본소득 도입 시나리오의 그것보다 높을 것이라는 가설은 직접효과모형에서는 성립하였으나, 행태반응모형에서는 성립하지 않았다. 최소보장소득 수준 변화 시나리오의 빈곤 개선 효과성이 낮게 나온 것은 최소보장소득의 감소로 인해 순수혜가구가 받게 되는 NIT 급여액이 줄어든 데다, NIT 세율이 고정된 상황에서 최소보장소득 감소와 연동된 손익분기소득의 감소로 NIT 순수혜가구에서 NIT 순기여가구로 바뀐 가구들이 발생하기 때문이다. 싱글가구 여성의 intensive margin 감소와 커플가구의 extensive margin 감소는 기본소득 도입 시나리오에 비한 최소보장소득 수준 변화 시나리오의 빈곤 개선 효과성과 효율성을 줄이는 주요 요인으로 작용하였다.

넷째, 세율 조정 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선의 효과성이 높을 것이라는 가설은 직접효과모형과 행태반응모형 모두에서 성립하지 않았다. 반면 세율 조정 시나리오의 빈곤 개선 효율성이 기본소득 도입 시나리오의 그것보다 높을 것이라는 가설은 직접효과모형에서는 부분적으로만 성립하였다. 그리고 행태반응모형에서는 성립하지 않았다. NIT 세율만 놓고 보았을 때는 NIT 세율이 50%일 때가 40%일 때보다 손익분기점 소득과의 차액을 더 높은 비율로 보전해주는 것이 사실이나, 최소보장소득이 일정한 상태에서 NIT 세율의 증가는 손익분기점 소득 자체의 감소를 초래한다. 따라서 시장소득이 0인 개인의 경우 양 시나리오에서 받는 NIT 급여가 일치하지만, 0 초과 세율 조정 시나리오 하에서의 손익분기점 소득 미만 소득의 경우에는 기본소득 도입 시나리오에서 받는 NIT 급여가 세율 조정 시나리오에서 받는 그것보다 더 커진다.

이러한 이유로 세율 조정 시나리오가 기본소득 도입 시나리오에 비해 빈곤 개선의 효과성이 낮아진 것이다. 직접효과모형의 측면에서 볼 때, 빈곤 개선의 효율성에 관한 분석 결과는 최소보장소득의 수준이 일정한 상황에서 NIT 세율의 상향 조정이 빈곤율 감소에는 긍정적인 영향을 미치지 않을 수 있지만 빈곤갭 감소와 빈곤층 내 불평등도 감소에는 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 노동공급 반응 또한 기본소득 도입 시나리오에 비한 세율 조정 시나리오의 빈곤 개선 효과성과 효율성을 낮추는 중요한 요인으로 작용하였다.

다섯째, 가구 단위 지급 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선의 효과성이 낮을 것이라는 가설은 직접효과모형에서는 성립하지 않았으나, 행태반응모형에서는 성립하였다. 이와는 정반대로, 가구 단위 지급 시나리오의 빈곤 개선 효율성이 기본소득 도입 시나리오의 그것보다 높을 것이라는 가설은 직접효과모형에서는 성립하였으나, 행태반응모형에서는 성립하지 않았다. 직접효과모형과 행태반응모형에서 빈곤 개선의 효과성과 효율성 면에서 완전히 상반된 결과가 나타난 것은 노동공급 반응 고려의 중요성을 시사한다. 직접효과모형의 측면에서 고찰하자면, 빈곤지수의 측정 단위와 NIT 급여의 지급 단위를 가구로 일치시키는 것이 빈곤 개선의 효과성과 효율성을 제고하는 데 도움이 된다는 것을 보여준다. 가구 단위 지급으로 인하여 빈곤하지 않은 가구에 속한 저소득 혹은 무소득 개인에게 NIT 급여가 직접 지급되는 일이 발생하지 않도록 하였으며, 그리하여 빈곤하지 않은 가구에 NIT 급여가 지급되는 상황이 발생할 확률을 크게 줄였다. 이는 중위소득 및 빈곤선 자체를 끌어올리는 힘을 약화시켰고, 이로 인해 빈곤지수를 더 많이 감소시키게 되었다. 하지만 행태반응모형의 측면에서 보자면, NIT 수급가구의 노동공급이 감소함에 따라 해당 가구의 노동소득과 처분가능소득이 감소함으로써, 빈곤율, 빈곤갭, 빈곤층 내 불평등도 등을 줄이는 데에 효과적이지도 효율적이지도 못하였다.

여섯째, 직접효과모형과 행태반응모형 모두에서 기본소득 도입 시나리오가 종합 정책 변화 시나리오보다 빈곤 개선의 효과성은 더 우수하나, 빈곤 개선의 효율성은 열위에 있었다. 이러한 결과는 우리에게 종합 정책 변화 시나리오가 NIT 지급대상을 가급적 빈곤층으로 표적화하기 위하여 동시에 도입했던 요소들, 곧 NIT 지급구간에서의 소득을 시장소득이 아니라 소득인정액으로 정의하는 것, 최소보장소득의 수준을 낮추는 것, NIT 세율을 높이는 것, 개인에서 가구로 지급 단위를 변화시키는 것이 실제로 표적화에는 성공적이나, 그로 인해 순이전소득을 줄임으로써 빈곤 개선의 효과성을 크게 떨어뜨림을 보여준다. 노

동공급 반응이 불평등 개선의 효율성에는 분명한 영향을 미쳤지만, 빈곤 개선의 효율성에 미친 영향은 상대적으로 미미했던 것으로 판단된다.

본 연구는 기본소득과 NIT의 제도적 및 정책목표적 차이에 명시적으로 주목하면서, 특히 빈곤 완화를 지향하는 NIT의 제도적 요소들을 모수적, 비모수적 차원에서 식별하고 이들이 실제로 빈곤 개선에 효과적이거나 효율적인지를 분석하였다. 실제로 네 가지 요소 각각과 그것들의 종합이 실제 빈곤 개선에 효과적이거나 효율적인지를 실증 분석하는 것은 기본소득과 NIT 제도의 비교 맥락뿐만 아니라 NIT 제도의 구체적인 내적 설계에서도 중요하다고 평가할 수 있다. 또한 기본소득과 NIT의 빈곤 개선 효과를 직접효과뿐만 아니라 노동공급효과도 고려하여 분석함으로써 분석의 지평을 넓혔다. 공동효용-공동예산 모형에 입각한 가구효용극대화 모형을 활용하여 분석함으로써 분석의 정확성을 높이고자 하였으며, 미시 모의실험 절차를 구체적으로 설정함으로써 노동공급효과 분석의 결과를 빈곤 개선 효과 분석에 어떻게 구체적으로 연결시켰는지를 명확히 제시하지 않거나 노동공급효과와 빈곤 개선 효과를 별개로 분석하여 제시하는데 그쳤던 기존 연구의 한계를 극복하고자 하였다. 기본소득과 NIT가 순수하게 제도 설계적인 측면만이 고려되면 경제학적으로 동등하게 설계될 수 있다는 점, 그리고 정책목표 면에서의 두 제도의 차이가 명시적으로 고려되면 경제학적 동등성은 필연적으로 깨지게 된다는 점을 동시에 주목함으로써, 기본소득과 NIT의 제도 특성과 정책효과 비교에 참고할 만한 기준을 명확히 제시한 것도 이론적인 기여라 할 수 있다. 가구의 다양한 인구학적, 사회경제적 특성을 고려할 경우 최소보장소득, 소득구간별 세율, 가구별 순이전소득 총합만으로는 각 시나리오별 노동공급효과를 제대로 예측할 수 없음을 보여주었다는 점에서도 이론적으로 기여하였다. 재분배의 역설과 관련한 이론적 함의 역시 제시하였다. 이러한 연구결과를 토대로 기본소득 혹은 NIT의 구체적인 제도 설계와 관련한 정책적 함의를 도출하였으며, 필요한 후속 연구과제를 제언하였다.

주요어 : 기본소득, 음의 소득세, 빈곤 개선 효과, 노동공급효과, 직접효과모형, 행태반응모형

학 번 : 2014-30984

목 차

국문초록 ····· i

제 1 장 서론 ····· 1
제 1 절 연구의 배경 및 필요성 ····· 1
제 2 절 연구문제 ····· 10

제 2 장 이론적 배경 ····· 16
제 1 절 기본소득과 NIT 제도의 이해 ····· 16
1. 기본소득 제도의 이해 ····· 16
2. NIT 제도의 이해 ····· 28
3. 기본소득과 NIT의 경제학적 동등성 조건과 위배 조건: 기준선 시나리오의 도출 ····· 37
4. 경제학적 동등성이 깨지는 주요 이유: NIT의 빈곤 완화 지향과 정책 변화 시나리오의 도출 ····· 38
제 2 절 선행연구 검토 ····· 42
1. 기본소득의 빈곤 개선 효과 연구 ····· 42
2. NIT의 빈곤 개선 효과 연구 ····· 46
3. 기본소득과 NIT의 빈곤 개선 효과 비교 연구 ····· 49
4. 기본소득과 NIT의 노동공급효과 연구 ····· 53

제 3 장 연구모형 및 가설 ····· 60
제 1 절 연구모형 ····· 60
제 2 절 연구가설 ····· 63

제 4 장 연구방법 ····· 69

제 1 절 분석 자료 ····· 69
제 2 절 변수의 측정 ····· 79
1. 직접효과모형 ····· 79
2. 행태반응모형 ····· 92
제 3 절 분석 방법 ····· 93
1. 직접효과모형 ····· 93
2. 행태반응모형 ····· 97

제 5 장 실증분석 ····· 139
제 1 절 기본소득 도입이 빈곤 개선에 미치는 영향 139
1. 직접효과모형 ····· 139
2. 행태반응모형 ····· 143
3. 소결 ····· 152
제 2 절 소득 정의가 빈곤 개선에 미치는 영향 ····· 153
1. 직접효과모형 ····· 153
2. 행태반응모형 ····· 156
3. 소결 ····· 163
제 3 절 보장 수준이 빈곤 개선에 미치는 영향 ····· 165
1. 직접효과모형 ····· 165
2. 행태반응모형 ····· 168
3. 소결 ····· 177
제 4 절 세율이 빈곤 개선에 미치는 영향 ····· 178
1. 직접효과모형 ····· 178
2. 행태반응모형 ····· 182
3. 소결 ····· 189
제 5 절 수급 단위가 빈곤 개선에 미치는 영향 ····· 190
1. 직접효과모형 ····· 190
2. 행태반응모형 ····· 194

3. 소결 ····· 201
제 6 절 종합적인 정책 변화가 빈곤 개선에 미치는 영향 202
1. 직접효과모형 ····· 202
2. 행태반응모형 ····· 207
3. 소결 ····· 214

제 6 장 결론 및 논의 ····· 218
제 1 절 연구요약 ····· 218
1. 연구의 목적과 방법 ····· 218
2. 실증분석 결과 요약 ····· 219
제 2 절 연구의 함의 ····· 226
1. 이론적 함의 ····· 226
2. 정책적 함의 ····· 230
제 3 절 연구의 한계 및 후속연구 제언 ····· 232

참고문헌 ····· 236
부 록 ····· 255
1. 생계급여, 아동수당, 기초연금과의 관계를 고려한 기본소득 도입 시나리오의 빈곤 개선 효과 분석 결과 (직접효과모형) ····· 255
2. 작년 한 해 연말정산한 소득에 대한 결정세액에 응답하기를 거절하거나 모른다고 응답한 경우, 연말정산 소득 결정세액 값을 대체(imputation)한 방법 ····· 260
3. 작년 한 해 종합소득에 대한 결정세액에 응답하기를 거절하거나 모른다고 응답한 경우, 종합소득 결정세액 값을 대체한 방법 ····· 262
4. 주택가격의 작년 초 공시가격에 응답하기를 거절하거나

모른다고 응답한 경우, 주택가격의 작년 초 공시가격을 대체한 방법 ····· 264
5. 거주주택의 재산세 연간 고지금액에 응답하기를 거절하거나 모른다고 응답한 경우, 거주주택의 재산세 연간 고지금액 값을 대체한 방법 ····· 266
6. Heckman(1976; 1979)의 2단계 표본선택모형을 활용한 기대 임금률 추정 결과 ····· 268
7. 빈곤선을 중위소득의 50% 혹은 40%로 설정할 때, 여섯 시나리오의 효과성 및 효율성 분석 결과: 빈곤선이 중위소득의 60%일 때 분석 결과와의 비교 ····· 272
Abstract ····· 281

표 목 차

<표 4-1> 분석대상에 포함되는 표본 수 - 직접효과모형 ····· 74
<표 4-2> 분석대상에 포함되는 표본 수 - 행태반응모형 ····· 77
<표 4-3> 싱글 여성 가구, 싱글 남성 가구, 커플가구 수 및 비율 ··· 78
<표 4-4> 싱글 여성 가구, 싱글 남성 가구, 커플가구의 기초통계량 79
<표 4-5> 주요 시나리오 및 변수의 측정 ····· 91
<표 4-6> 싱글가구 남성의 주당 노동시간 분포 ····· 118
<표 4-7> 싱글가구 여성의 주당 노동시간 분포 ····· 118
<표 4-8> 싱글가구 남성의 노동시간 범주 선택별 주당 여가시간 ··· 119
<표 4-9> 싱글가구 여성의 노동시간 범주 선택별 주당 여가시간 ··· 120
<표 4-10> 커플가구 남성의 주당 노동시간 분포 ····· 121
<표 4-11> 커플가구 여성의 주당 노동시간 분포 ····· 121
<표 4-12> 커플가구의 주당 노동시간 분포 ····· 122
<표 4-13> 싱글가구 남성의 노동시간 범주 선택별 연간 근로소득
혹은 사업순소득 추정 ····· 127
<표 4-14> 싱글가구 여성의 노동시간 범주 선택별 연간 근로소득
혹은 사업순소득 추정 ····· 128
<표 4-15> 싱글 여성 가구의 조건부 로짓 모형 분석 결과 ····· 131
<표 4-16> 싱글 남성 가구의 조건부 로짓 모형 분석 결과 ····· 132
<표 4-17> 커플가구의 조건부 로짓 모형 분석 결과 ····· 134
<표 5-1> 현행 제도의 효과성 - 직접효과모형 ····· 139
<표 5-2> 기본소득 도입 시나리오의 효과성 - 직접효과모형 ····· 141
<표 5-3> 현행 제도의 효과성 - 행태반응모형 ····· 144
<표 5-4> 기본소득 도입 시나리오 적용 후 싱글가구 여성의
노동공급 변화 ····· 145
<표 5-5> 기본소득 도입 시나리오 적용 후 싱글가구 남성의
노동공급 변화 ····· 146
<표 5-6> 기본소득 도입 시나리오 적용 후 커플가구의 노동공급 변화 148
<표 5-7> 기본소득 도입 시나리오의 효과성 - 행태반응모형 ····· 150
<표 5-8> H.1.1과 H.1.2의 가설검정 결과 ····· 152

<표 5-9> 소득 정의 변화 시나리오의 효과성 - 직접효과모형 ····· 154
<표 5-10> 소득 정의 변화 시나리오 적용 후 싱글가구 여성의 노동공급 변화 ····· 157
<표 5-11> 소득 정의 변화 시나리오 적용 후 싱글가구 남성의 노동공급 변화 ····· 158
<표 5-12> 소득 정의 변화 시나리오 적용 후 커플가구의 노동공급 변화 160
<표 5-13> 소득 정의 변화 시나리오의 효과성 - 행태반응모형 ····· 161
<표 5-14> H.2.1과 H.2.2의 가설검정 결과 ····· 164
<표 5-15> 최소보장소득 수준 변화 시나리오의 효과성 - 직접효과모형 165
<표 5-16> 최소보장소득 수준 변화 시나리오 적용 후 싱글가구 여성의 노동공급 변화 ····· 169
<표 5-17> 최소보장소득 수준 변화 시나리오 적용 후 싱글가구 남성의 노동공급 변화 ····· 170
<표 5-18> 최소보장소득 수준 변화 시나리오 적용 후 커플가구의 노동공급 변화 ····· 173
<표 5-19> 최소보장소득 수준 변화 시나리오의 효과성 - 행태반응모형 174
<표 5-20> H.3.1과 H.3.2의 가설검정 결과 ····· 177
<표 5-21> 세율 조정 시나리오의 효과성 - 직접효과모형 ····· 178
<표 5-22> 세율 조정 시나리오 적용 후 싱글가구 여성의 노동공급 변화 183
<표 5-23> 세율 조정 시나리오 적용 후 싱글가구 남성의 노동공급 변화 184
<표 5-24> 세율 조정 시나리오 적용 후 커플가구의 노동공급 변화 186
<표 5-25> 세율 조정 시나리오의 효과성 - 행태반응모형 ····· 187
<표 5-26> H.4.1과 H.4.2의 가설검정 결과 ····· 189
<표 5-27> 가구 단위 지급 시나리오의 효과성 - 직접효과모형 ····· 191
<표 5-28> 가구 단위 지급 시나리오 적용 후 싱글가구 여성의 노동공급 변화 ····· 195
<표 5-29> 가구 단위 지급 시나리오 적용 후 싱글가구 남성의 노동공급 변화 ····· 196
<표 5-30> 가구 단위 지급 시나리오 적용 후 커플가구의 노동공급 변화 ····· 198
<표 5-31> 가구 단위 지급 시나리오의 효과성 - 행태반응모형 ····· 199
<표 5-32> H.5.1과 H.5.2의 가설검정 결과 ····· 201

<표 5-33> 종합 정책 변화 시나리오의 각 단계 적용 후 가구 단위 순이전소득 변화 ····· 203
<표 5-34> 종합 정책 변화 시나리오의 효과성 - 직접효과모형 ····· 204
<표 5-35> 종합 정책 변화 시나리오 적용 후 싱글가구 여성의 노동공급 변화 ····· 208
<표 5-36> 종합 정책 변화 시나리오 적용 후 싱글가구 남성의 노동공급 변화 ····· 209
<표 5-37> 종합 정책 변화 시나리오 적용 후 커플가구의 노동공급 변화 ····· 211
<표 5-38> 종합 정책 변화 시나리오의 효과성 - 행태반응모형 ····· 212
<표 5-39> H.6.1과 H.6.2의 가설검정 결과 ····· 214
<표 5-40> 종합 정책 변화 시나리오의 각 단계 적용 후 빈곤과 불평등 개선의 효과성 비교 - 직접효과모형 ····· 215
<표 5-41> 종합 정책 변화 시나리오의 각 단계 적용 후 빈곤과 불평등 개선의 효율성 비교 - 직접효과모형 ····· 216
<표 6-1> 빈곤 개선의 효과성 및 효율성 비교 종합 - 직접효과모형 ·· 220
<표 6-2> 빈곤 개선의 효과성 및 효율성 비교 종합 - 행태반응모형 ·· 222
<표 6-3> 기본소득 도입 시나리오, 가구 단위 지급 시나리오와 선행연구의 분석 결과 비교 ····· 224
<부표 1> 연말정산 소득 결정세액 무응답에 대한 대체를 위한 추정 회귀식 ·· 261
<부표 2> 종합소득 결정세액 무응답에 대한 대체를 위한 추정 회귀식 ····· 263
<부표 3> 주택가격의 작년 초 공시가격 무응답에 대한 대체를 위한 추정 회귀식 ····· 265
<부표 4> 거주주택의 재산세 연간 고지금액 무응답에 대한 대체를 위한 추정 회귀식 ····· 267
<부표 5> 여성의 추정된 임금률 및 노동시장 참가율 ····· 269
<부표 6> 남성의 추정된 임금률 및 노동시장 참가율 ····· 270
<부표 7> 빈곤 개선의 효과성 및 효율성 비교 종합 - 직접효과모형: 빈곤선을 중위소득의 50%로 설정할 때 ····· 272
<부표 8> 빈곤 개선의 효과성 및 효율성 비교 종합 - 직접효과모형: 빈곤선을 중위소득의 40%로 설정할 때 ····· 274

<부표 9> 빈곤 개선의 효과성 및 효율성 비교 종합 - 행태반응모형: 빈곤선을 중위소득의 50%로 설정할 때 ····· 276
<부표 10> 빈곤 개선의 효과성 및 효율성 비교 종합 - 행태반응모형: 빈곤선을 중위소득의 40%로 설정할 때 ····· 278

그 림 목 차

[그림 2-1] 정률소득세 모형에서 세전소득과 순소득의 관계 ····· 18
[그림 2-2] 누진소득세 모형에서 세전소득과 순소득의 관계 ····· 20
[그림 2-3] 역진소득세 모형에서 세전소득과 순소득의 관계 ····· 21
[그림 2-4] 완전기본소득 제도에서 세전소득과 순소득의 관계: 빈곤선과 기본소득이 일치하는 형태의 완전기본소득 ····· 23
[그림 2-5] 부분기본소득 제도에서 세전소득과 순소득의 관계: 빈곤선과 손익분기점 소득이 일치하는 형태의 부분기본소득 ····· 25
[그림 2-6] 부분기본소득 제도에서 세전소득과 순소득의 관계: 빈곤선이 최소보장소득과 손익분기점 소득 사이에 위치하는 형태의 부분기본소득 ····· 26
[그림 2-7] NIT 제도에서 세전소득과 순소득의 관계 ····· 29
[그림 2-8] NIT 제도에서 세전소득과 순소득의 관계: 빈곤선과 손익분기점 소득이 일치하는 형태의 빈곤갭 유형 ····· 32
[그림 2-9] NIT 제도에서 세전소득과 순소득의 관계: 빈곤선이 최소보장소득과 손익분기점 소득 사이에 위치하는 형태의 빈곤갭 유형 ····· 34
[그림 2-10] NIT 제도에서 세전소득과 순소득의 관계: 빈곤선과 최소보장소득이 일치하는 형태의 사회배당 유형 ····· 36
[그림 3-1] 연구모형 - 직접효과모형 ····· 61
[그림 3-2] 연구모형 - 행태반응모형 ····· 61
[그림 4-1] 싱글가구 남성 주당 노동시간 분포 ····· 116
[그림 4-2] 싱글가구 여성 주당 노동시간 분포 ····· 116

[그림 4-3] 커플가구 남성 주당 노동시간 분포 ····· 117
[그림 4-4] 커플가구 여성 주당 노동시간 분포 ····· 117
[그림 5-1] 직접효과모형의 빈곤 개선 효과성 비교: 현행 제도 대 기본소득 도입 시나리오 ····· 141
[그림 5-2] 직접효과모형의 빈곤 개선 효율성 비교: 현행 제도 대 기본소득 도입 시나리오 ····· 142
[그림 5-3] 행태반응모형의 빈곤 개선 효과성 비교: 현행 제도 대 기본소득 도입 시나리오 ····· 150
[그림 5-4] 행태반응모형의 빈곤 개선 효율성 비교: 현행 제도 대 기본소득 도입 시나리오 ····· 151
[그림 5-5] 직접효과모형의 빈곤 개선 효과성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 소득 정의 변화 시나리오 ····· 154
[그림 5-6] 직접효과모형의 빈곤 개선 효율성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 소득 정의 변화 시나리오 ····· 155
[그림 5-7] 행태반응모형의 빈곤 개선 효과성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 소득 정의 변화 시나리오 ····· 161
[그림 5-8] 행태반응모형의 빈곤 개선 효율성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 소득 정의 변화 시나리오 ····· 162
[그림 5-9] 직접효과모형의 빈곤 개선 효과성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 최소보장소득 수준 변화 시나리오 ····· 166
[그림 5-10] 직접효과모형의 빈곤 개선 효율성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 최소보장소득 수준 변화 시나리오 ····· 167
[그림 5-11] 행태반응모형의 빈곤 개선 효과성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 최소보장소득 수준 변화 시나리오 ····· 175
[그림 5-12] 행태반응모형의 빈곤 개선 효율성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 최소보장소득 수준 변화 시나리오 ····· 176
[그림 5-13] 직접효과모형의 빈곤 개선 효과성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 NIT 세율 조정 시나리오 ····· 179
[그림 5-14] 직접효과모형의 빈곤 개선 효율성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 NIT 세율 조정 시나리오 ····· 180
[그림 5-15] 행태반응모형의 빈곤 개선 효과성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 NIT 세율 조정 시나리오 ····· 187

[그림 5-16] 행태반응모형의 빈곤 개선 효율성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 NIT 세율 조정 시나리오 ····· 188
[그림 5-17] 직접효과모형의 빈곤 개선 효과성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 가구 단위 지급 시나리오 ····· 191
[그림 5-18] 직접효과모형의 빈곤 개선 효율성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 가구 단위 지급 시나리오 ····· 192
[그림 5-19] 행태반응모형의 빈곤 개선 효과성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 가구 단위 지급 시나리오 ····· 199
[그림 5-20] 행태반응모형의 빈곤 개선 효율성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 가구 단위 지급 시나리오 ····· 200
[그림 5-21] 직접효과모형의 빈곤 개선 효과성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 종합 정책 변화 시나리오 ····· 204
[그림 5-22] 직접효과모형의 빈곤 개선 효율성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 종합 정책 변화 시나리오 ····· 205
[그림 5-23] 행태반응모형의 빈곤 개선 효과성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 종합 정책 변화 시나리오 ····· 212
[그림 5-24] 행태반응모형의 빈곤 개선 효율성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 종합 정책 변화 시나리오 ····· 213
[부그림 1] 직접효과모형의 빈곤 개선 효과성 비교: 현행 제도 대 기본소득 도입 시나리오 대 세 제도와의 관계를 고려한 기본소득 도입 시나리오 ····· 258
[부그림 2] 직접효과모형의 빈곤 개선 효율성 비교: 현행 제도 대 기본소득 도입 시나리오 대 세 제도와의 관계를 고려한 기본소득 도입 시나리오 ····· 259

제 1 장 서론

제 1 절 연구의 배경 및 필요성

본고는 기본소득과 음의 소득세(Negative Income Tax; 이하 NIT) 제도가 빈곤 개선에 미치는 효과를 실증적으로 비교 평가하는 것을 목적으로 한다.

빈곤은 개인과 가족, 사회에 여러 가지 부정적인 영향을 미친다는 점에서 중요한 사회문제이다. 우선 빈곤은 개인 수준에서 신체적, 정신적, 행태적 건강(Aber, Bennett, Conley and Li, 1997; 권은선, 구인회, 2010; Yoshikawa, Aber and Beardslee, 2012; 김자영, 2014), 인지기능의 저하(Mani, Mullainathan, Shafir and Zhao, 2013), 학업과 노동시장 성과(구인회, 박현선, 정익중, 2006; Engle and Black, 2008; 변금선, 2013), 사회적 관계와 정치적 참여(Mood and Jonsson, 2015) 등에 부정적인 영향을 미친다. 그리고 빈곤이 낳는 불안과 스트레스는 정신적 대역폭을 감소시킴으로써(Schilbach, Schofield and Mullainathan, 2016; 스탠딩, 2018: 제4장; Shah, Zhao, Mullainathan and Shafir, 2018), 장기적인 시계에서 자신의 인생을 계획하는 것과 계층의 상향 이동을 어렵게 하고 만성적인 빈곤으로 이어지게 할 수 있다.

다음으로 빈곤은 결혼할 확률을 낮추고(Cheal, 1996), 어린 나이에 출산할 가능성을 높이며(Maynard, 1997), 결혼생활에서의 불만과 스트레스, 가족 해체를 증가시키는(Voydanoff, 1990; Vosler, 1996; White and Rogers, 2000) 등의 부정적인 가족 효과도 낳는다. 또한 빈곤은 높은 수준의 범죄율(Sampson, Raudenbush and Earls, 1997)과 자살률(Rogers and Pridemore, 2013), 낮은 수준의 사회적 자본(Putnam, 2000), 높은 수준의 환경 위험(Bullard, 1990)과 관계되는 등 부정적인 사회 효과를 산출한다.[1)]

---

1) 빈곤이 초래하는 사회경제적 비용을 측정한 하나의 연구인 Holzer,

이렇듯 빈곤은 다양한 수준에서 우리 사회 전반에 부정적인 영향을 미치고 있지만, 빈곤 없는 세상을 만들기 위한 수많은 사람, 단체, 정책의 노력에도 불구하고, 또한 자본주의 경제의 진화와 발전, 경제성장에도 불구하고, 빈곤 문제는 여전히 해결되지 않고 있다. 빈곤은 시공간을 초월하여 인류의 역사와 함께해 온 것이다. 빈곤은 과거의 문제 혹은 개발도상국에만 국한된 문제가 결코 아니라, 오늘날 선진국에서도 만연한 문제이다.

일례로, 전체 인구집단을 대상으로 한 OECD 37개국의 빈곤율에 대한 최근 자료에 따르면, 최솟값은 5.6%(체코, 2019년), 전체 평균은 11.8%인 것으로 나타났다(OECD, 2023b).[2] OECD 국가 중에서 가장 양호한 국가에서도 전체가구의 적어도 5%는 빈곤에 시달리고 있으며, 전체적으로는 11.8%가 빈곤 상태에 놓여 있는 상황이다. 다음으로 전체 인구집단을 대상으로 한 OECD 37개국의 빈곤갭에 대한 최신 자료를 살펴보면, 최솟값은 0.187(아일랜드, 2018년), 전체 평균은 0.296을 기록하였다(OECD, 2023a). 빈곤갭에 대한 이러한 통계는 국가에 따른 다소간의 차이에도 불구하고 특정 국가 내에서 빈곤가구의 실제 소득이 빈곤선과 상당한 격차가 있다는 점, 이러한 가구들이 빈곤에서 벗어날 수 있도록 하기 위한 소득보장정책이 필요하다는 점을 시사한다.

문제는 현행 조세와 복지급여의 빈곤 완화 효과가 충분치 않으며 2010년대 이후로도 그 효과가 나아지지 않고 있다는 것이다. 전체 인구집단을 대상으로 한 OECD 37개국의 세전 이전소득 지급 전(before taxes

---

Schanzenbach, Duncan and Ludwig(2008)는 미국에서 아동빈곤이 초래하는 비용이 연간 약 5천억 달러, 곧 미국 GDP의 4%에 달한다고 추정한다. 세부 분석 결과를 살펴보면, 미국에서 매년 발생하는 아동빈곤은 경제적 산출물과 생산성을 GDP의 1.3% 정도 감소시키고, 범죄 발생으로 인한 비용을 GDP의 1.3%만큼 증가시키며, GDP의 1.2%만큼 보건 지출을 증가시키는 한편 건강 가치를 감소시킨 것으로 추정되었다.

2) 이 문단과 다음 문단에서 제시된 빈곤율과 빈곤갭은 모두 중위 가구소득의 50%를 빈곤선으로 삼을 때 계산된 것이다. 아일랜드, 이탈리아, 폴란드, 일본은 2018년 자료, 오스트리아, 벨기에, 체코, 덴마크, 프랑스, 독일, 그리스, 헝가리, 룩셈부르크, 포르투갈, 슬로바키아, 스페인, 스위스, 튀르키예, 에스토니아, 이스라엘, 슬로베니아, 리투아니아, 불가리아, 루마니아는 2019년 자료, 호주, 캐나다, 핀란드, 한국, 멕시코, 네덜란드, 뉴질랜드, 노르웨이, 스웨덴, 영국, 라트비아는 2020년 자료, 미국, 코스타리카는 2021년 자료가 최신 자료로 공개되어 있다. 아래의 빈곤갭에 대한 각국 자료의 최신 공개연도도 이와 동일하다.

and transfers) 빈곤율과 세후 이전소득 지급 후(after taxes and transfers) 빈곤율에 관한 최근 자료를 이용하여 각국의 조세정책과 복지정책의 빈곤 개선율을 측정해보면, 전체 평균은 57.1%, 최댓값은 83.6%(핀란드, 2020년)인 것으로 나타났다(OECD Statistics, 2023).[3] 2012년 이래 새로운 소득 정의에 입각한 2010년대 초중반의 각국(벨기에, 일본, 뉴질랜드를 제외한 34개국) 통계로 같은 지표를 계산한 결과, 전체 평균은 55.8%, 최댓값은 80.3%(헝가리, 2010년)였다(OECD Statistics, 2023).[4] 2010년대 초중반 자료와 최근 자료를 비교해보면, 전체 평균은 크게 변화하지 않았으며 최댓값도 80%대 초반에 머문다는 사실, 그리고 조세와 복지 체계로 인한 빈곤 개선율 면에서 18개국이 상승한 반면 16개국은 오히려 하락한 것을 확인할 수 있다(OECD Statistics, 2023).

이러한 배경에서, 기본소득과 NIT는 현행 사회보험과 사회부조, 사회수당만으로 제대로 대처하지 못하고 있는 빈곤의 문제를 발본적으로 해결할 수 있는 유력한 대안으로 주목받고 있다.[5] 국내에서도 2022년 대선에서 이재명 대선후보가 기본소득을 공약으로 제시하였으며(서영지, 2021), 심상정 당시 대선후보는 1인당 최소보장소득이 월 100만원이고 NIT 세율이 50%인 '시민평생소득'을 공약한 바 있다(탁지영, 2021). NIT에서 영감을 받은 오세훈 서울시장의 안심소득이 시범사업의 형태로 실

3) 칠레, 아이슬란드는 2017년 자료, 아일랜드, 이탈리아, 일본은 2018년 자료, 오스트리아, 벨기에, 체코, 덴마크, 에스토니아, 프랑스, 독일, 그리스, 헝가리, 이스라엘, 슬로바키아, 스위스, 튀르키예는 2019년 자료, 코스타리카, 라트비아, 네덜란드, 노르웨이, 스웨덴, 미국은 2021년 자료, 한국을 비롯한 나머지 13개국은 2020년 자료를 이용하였다. 참고로 2021년 라트비아, 네덜란드, 미국의 세전 및 세후 빈곤율은 잠정치로 제시된 것이다.

4) 벨기에, 일본, 뉴질랜드는 2010년대 초중반의 데이터가 가용하지 않았다. 칠레, 덴마크, 독일, 이스라엘, 한국, 네덜란드, 튀르키예는 2011년 자료, 호주, 프랑스, 멕시코는 2012년 자료, 에스토니아, 스웨덴, 미국은 2013년 자료, 룩셈부르크는 2015년 자료, 핀란드를 비롯한 나머지 20개국은 2010년 자료를 이용하였다.

5) 하지만 두 제도 모두 빈곤의 문제에 대한 가장 직접적인 대응방식이라는 장점이 있는 반면, 빈곤 이외의 차원에서 발생하는 '위험'과 '필요'에 대해서까지는 직접적으로 대응할 수 없다는 한계도 존재한다(Tobin, 1966; 1968; Henderson, 1971). 따라서 두 제도 중 어느 하나가 도입되더라도 기존에 존재하던 다양한 현금 및 현물 급여는 여전히 필요하다(Tobin, 1966; 1968; Tobin, Pechman and Mieszkowski, 1967; Diamond, 1968; Henderson, 1971).

시되고 있으며(임미나, 2021), NIT 제도일 것으로 짐작되는 유승민 전 의원의 공정소득이 기본소득의 대안으로 제기된 바 있다(유경민, 2021).

그런데 두 제도를 둘러싼 주요한 논의 초점 중 하나는 바로 모두에게 지급되는 기본소득보다 저소득층에게만 지급되는 NIT가 대상 효율성(target efficiency)이 더 높다는 주장이다(박기성, 변양규, 2017; 박기성, 2020; 남상호, 2021; 한국경제연구원, 2021). 다른 한편으로는, 두 제도가 경제학적으로 동등하게 설계될 수 있으며 과세와 급여를 함께 고려할 때 차이점보다는 유사점이 더 많은 '사촌 관계'에 있다는 주장도 제기되었다(김원철, 2021). 이처럼 기본소득과 NIT의 특성, 관계, 정책효과 등에 관한 상반되는 견해들이 동시에 제출되는 상황이다.

기본소득과 NIT의 분배 효과를 분석한 기존 선행연구의 한계는 크게 네 가지로 지적할 수 있다. 첫째, 기본소득이나 NIT의 분배 효과를 분석한 연구 중 다수는 소득불평등에 미치는 효과만을 검토했을 뿐 빈곤에 미치는 효과를 분석하지는 않았다. 기본소득의 경우, 제도의 성격상 빈곤 완화보다는 불평등 개선과 더 밀접하게 관련되기는 하지만(Miller, 2017; 이건민, 2021b; Yi, 2022), 기본소득이 '빈곤 없는 세상'을 궁극적으로 지향한다는 점에서는 그것의 빈곤 개선 효과 역시 매우 중요하다고 할 수 있다(브레흐만, 2017; 기본소득한국네트워크, 2021).

둘째, 과세와 급여의 직접효과로 인한 기본소득의 빈곤 개선 효과를 분석한 연구 중 일부는 급여 효과만을 고려했을 뿐 과세 효과는 전혀 고려하지 않았다(김교성, 2009; 이승주, 2019b; Rigolini, Lustig, Gentilini, Monsalve and Quan, 2020: 140-147). 이는 동일한 지급 수준의 기본소득 모형들이라 하더라도 재원 마련 방안에 따라 분배 효과가 다를 수 있다는 점, 기본소득 지급을 위한 과세액과 기본소득 지급액이 일치하는 재정중립적 시나리오에 입각하지 않고 있다는 점에서 한계가 있다.

셋째, 기본소득과 NIT의 빈곤 개선 효과를 비교 분석한 연구가 적을 뿐만 아니라, 그것을 수행한 소수의 연구조차 노동공급효과 등 간접효과를 고려하지 못하고 있으며 둘 간 제도적 및 정책목표적 차이에 거의 주목하지 않았다는 점에서 한계가 분명하다(Honkanen, 2014; 박기성, 변양

규, 2017; 남상호, 2021; 이원진, 2021). 기본소득과 NIT는 양 제도가 갖는 정책목표적 차이를 분명히 할 경우, 최소보장소득, NIT 세율을 비롯한 소득구간별 세율, 손익분기점 소득이라는 모수적 차원과 소득의 정의, 지급 단위, 가구 소비에서의 규모의 경제 적용 여부 등의 비모수적 차원에서 제도적으로 분기하게 된다(자세한 내용은 2.1.4 참조). 하지만 선행연구에서는 이러한 제도적 분기의 각 요소가 빈곤 개선에 미치는 효과에 대한 분석이 이루어지지 않았다.

물론 직접효과뿐만 아니라 노동공급효과, 거시경제효과 등을 고려하여 분배효과를 분석한 연구들도 존재하는 것이 사실이다. 하지만 이들 연구는 노동공급탄력성이나 소득계층별 한계소비성향에 대한 외생적 모수 설정에 기반하고 있으며 도출된 분석 결과 역시 이것에 크게 의존한다는 점에서 한계가 있다(Lopez-Daneri, 2016; 조경엽, 김영덕, 2017; Chang, Han and Kim, 2021; Luduvice, 2021).

Chang, Han and Kim(2021)은 Frisch 노동공급탄력성으로 0.5를 설정하고 있는데, 관련 선행연구에서 추정된 값이 0~0.5임을 감안할 때(문외솔, 송승주, 2016; 남재량, 2007; Peterman, 2012), NIT나 기본소득 지급이 노동공급에 미치는 영향이 클 것으로 전제한 연구라고 평가할 수 있다. Lopez-Daneri(2016)와 Luduvice(2021)는 심지어 Frisch 노동공급탄력성을 1로 설정하고 있다. 이러한 연구들에서 기본소득 혹은 NIT의 노동공급 감소 효과가 크게 나온 것(과 거시경제적으로 부정적인 효과가 크게 나온 것)은 Frisch 노동공급탄력성에 대한 외생적으로 설정된 높은 모수화에 기인한다고 볼 수 있다.

한편 한국경제연구원에서 개발한 CGE 모형에 기반한 조경엽, 김영덕(2017)과 박기성, 조경엽(2021)은 비록 단조감소함수의 형태를 취하지는 않는다 하더라도 소득 수준이 높을수록 일반적으로 한계소비성향이 낮아진다는 사회적 사실(전승훈, 신영임, 2009)과는 정반대로 소득 수준이 높을수록 소득에 대한 소비탄력성이 높아지게끔 모형에 반영하였다. 따라서 기본소득 혹은 안심소득이 노동공급과 거시경제에 미치는 부정적 효과를 과대추정하는 경향이 발견된다.

넷째, 기본소득의 소득재분배 효과와 노동공급효과를 추정하였으나 각각을 별개로 분석하는 데 그치거나(이승주, 2019a), 일부 집단만을 대상으로 한 노동공급효과를 분석하는 데 그치는 연구도 발견된다(이승주, 2020). 즉 이들 연구는 광범위한 인구 집단을 대상으로 노동공급효과까지 고려한 기본소득의 소득재분배 효과를 분석하는 데까지는 나아가지 못하였다. Sommer(2016)는 노동공급효과까지 고려한 소득재분배 효과를 수행하고 있다는 점에서 하나의 예외이지만, 노동공급효과 분석의 결과를 소득재분배 효과 분석에 어떻게 구체적으로 연결하였는지를 명확히 제시하지 않았다는 한계를 보인다.

본 연구는 크게 다음의 두 가지 점에서 기존 선행연구와 차별화된다. 첫째, 기본소득과 NIT의 제도적 및 정책목표적 차이에 주목하면서, 특히 빈곤 완화를 지향하는 NIT의 제도적 요소들이 실제로 빈곤 개선에 효과적이거나 효율적인지를 분석한다.[6] 기본소득은 빈곤 완화라는 정책 목표로 인해 정책을 특징짓는 주요 모수들이 크게 제약되지 않는 반면, NIT는 주요 정책 목표 및 정책을 특징짓는 주요 모수 자체가 빈곤 완화와 밀접히 관련된다. 빈곤 완화를 지향하는 NIT의 제도적 요소들로는 NIT 지급구간에서의 소득을 시장소득이 아니라 소득인정액 개념으로 정의하는 것, 최소보장소득의 액수를 빈곤선 이하로 설정하는 것, NIT 세율을 상향 조정하는 것, 급여 대상과 수급 판정 단위를 개인이 아니라 가구로 삼으면서 가구 소비에서의 규모의 경제를 고려하는 것을 들 수 있다. 각각의 요소들은 빈곤 완화의 효과성이나 효율성을 제고하기 위한 것으로 이해될 수 있다.

그런데 아래에서 자세히 살펴보겠지만, NIT 제도의 주요 모수 설정 면에서 빈곤 개선의 효과성과 효율성 간 상충관계(trade-off)가 존재하는 것이 사실이다. 예컨대 NIT 세율이 불변인 상태에서 최소보장소득을 높이거나, 손익분기점 소득이 불변(수급대상층의 규모가 불변)인 상태에서

6) 본 연구는 정책 효과성을 특정 정책이 도입된 후의 빈곤지수나 불평등지수가 도입되기 전의 빈곤지수나 불평등지수보다 줄어든 정도로, 정책 효율성을 동일한 순 이전소득당(예: 10조원) 특정 정책이 도입된 후의 빈곤지수나 불평등지수가 도입되기 전의 빈곤지수나 불평등지수보다 줄어든 정도로 정의한다. 자세한 내용은 4.3.1 참조.

NIT 세율을 높이거나, 최소보장소득이 불변인 상태에서 손익분기점 소득을 높이게 되면 빈곤 개선의 효과성은 높아질 수 있는 반면, 빈곤 개선의 대상 효율성은 떨어질 수 있다. 결국 첫 번째 정책 변화는 NIT 세율이 불변인 상태에서 최소보장소득과 손익분기점 소득을 모두 증가시키는 것이고, 두 번째 정책 변화는 손익분기점 소득이 불변인 상태에서 NIT 세율과 최소보장소득을 모두 증가시키는 것이며, 세 번째 정책 변화는 최소보장소득이 불변인 상태에서 손익분기점 소득은 높이고 NIT 세율은 낮추는 것을 의미하기 때문이다(자세한 내용은 2.1.2 참조). 따라서 실제로 네 가지 요소 각각이, 그리고 네 가지 요소의 종합이 실제 빈곤 개선에 효과적이거나 효율적인지를 실증 분석하는 것은 기본소득과 NIT 제도의 비교 맥락뿐만 아니라 NIT 제도의 내적 설계에서도 중요하다고 할 수 있다.

둘째, 기본소득과 NIT의 빈곤 개선 효과를 직접효과뿐만 아니라 노동공급효과라는 간접효과까지 고려하여 분석한다. 본 연구의 비교 정태 분석은 직접효과만을 고려한 정태 직접효과모형(이하 직접효과모형)을 통한 분석, 그리고 직접효과뿐만 아니라 과세와 급여의 적용으로 인한 노동공급 반응도 감안한 정태 행태반응모형(이하 행태반응모형)을 통한 분석을 포괄한다.

본고에서는 다음의 네 가지 전략을 명확하게 취함으로써 기본소득과 NIT의 빈곤 효과 비교 분석에 기여하고자 한다. 첫째, 기본소득 모형에서 NIT와의 비교 대상을 개인소득세 재원 기본소득으로 국한한다. 다양한 유형의 기본소득 중에서도 개인소득세 재원 기본소득은 개인소득세라는 동일한 재원을 바탕으로 현금소득이라는 동일한 급여 형태를 제공할 수 있다는 점에서 NIT와의 비교 맥락에 적절하다. 과세와 급여를 종합적으로 고려했을 때, 개인소득세 재원 기본소득과 NIT는 모두 소득이라는 단일 변수만을 이용하여 소득세 과세체계와 급여를 긴밀히 연결함으로써 소득의 크기에 따라 차등적으로 소득이 부족한 개인이나 가구에 필요한 소득을 이전한다는 점에서 공통적이다(Diamond, 1968; Yi, 2022).[7][8] 또한 두 제도 모두 특정 연령층 등 인구학적 요건, 노동력이나 노동

의사 유무 등 추가적인 수급판정 기준을 적용하여 전체 인구의 일부로 수급대상층을 제한하지 않는다는 점에서 빈곤에 처한 모든 사람을 포괄할 수 있다는 장점을 갖고 있다.

둘째, 순수하게 제도 설계적 측면만을 고려할 경우 기본소득과 NIT가 경제학적으로 동등하게 설계될 수 있다는 점, 그리고 정책목표 면에서의 두 제도의 차이가 명시적으로 고려될 경우 경제학적 동등성은 필연적으로 깨지게 된다는 점을 동시에 주목한다. 기본소득과 NIT는 소득이 0인 사람이 받게 되는 소득을 뜻하는 최소보장소득과 소득구간별 한계세율이 일치하도록 설계하고 NIT 제도를 연 단위 사후 지급이 아니라 기본소득의 경우와 마찬가지로 주나 월 단위 사전 지급 방식으로 도입한다면, 사람들에게 동일한 경제적 유인을 제공한다는 의미에서 경제학적으로 동등하게 설계될 수 있다(Van Parijs and Vanderborght, 2017: 36-37; 이건민, 2022a: 46; 자세한 내용은 2.1.3 참조). 실제로 두 제도를 경제학적으로 동등하게 설계할 경우, 명목 이전액이 아니라 순 이전액 면에서 두 제도가 일치한다는 의미에서 두 제도의 대상 효율성은 같다고 평가할 수 있다(이건민, 2022b).

하지만 기본소득과는 달리 NIT는 빈곤 완화라고 하는 정책목표를 명시적으로 추구할 경우, 이러한 목표가 NIT를 특징짓는 핵심 모수인 최

---

7) 과세는 감안하지 않고 급여가 지급되는 측면에만 주목할 경우, 두 제도는 상당히 다르다는 인상을 주는 것이 사실이다(대표적인 예로, 박기성, 변양규, 2017; 양재진, 2018; 2020; 박기성, 조경엽, 2021). 개인소득세 재원 기본소득을 포함하여 기본소득은 특정 공동체 성원 모두에게 동일한 액수가 지급되는 것이 기본값인 반면, NIT는 손익분기점 소득 이하 계층에게만 그것도 손익분기점 소득과의 소득 차이에 비례하여 급여 수준이 결정되기 때문이다. 과세와 급여를 종합적으로 고려하지 않고 둘 중 어느 하나에만 주목함으로써 자신의 순편익 혹은 순비용에 관하여 경제적으로 합리적인 판단을 하지 못하게 되는 현상을 재정환상이라고 부른다(Oates, 1988: 67; 강남훈, 2017: 28-29).

8) 기본소득의 재원으로는 개인소득세, 국토보유세, 탄소세, 부가가치세, 데이터세, 부유세, 생애누적수증세제, 소득세 비과세감면 정비와 전면 종합과세, 공유지분권 설정, 주권화폐 개혁 등 다양한 것들이 검토되고 있지만(양, 2019; 기본소득한국네트워크, 2021; 유영성, 유종성, 박기백, 금민, 유승경, 이승윤, 곽노완, 정원호, 마주영, 김재신, 2021), 그중에서도 개인소득세 재원 기본소득은 소득이라는 단일 변수만을 이용하여 과세와 급여를 직접 연계함으로써 빈곤과 불평등 문제에 대처하고자 한다는 점에서 다른 형태의 기본소득 제도와는 구별된다.

소보장소득, NIT 세율, 손익분기점 소득에 반영된다. 더 구체적으로는 최소보장소득의 수준이 중위소득의 30~50% 수준에서, NIT 세율이 40~50% 수준에서, 손익분기점 소득이 중위소득의 60~100% 수준에서 설정된다(Friedman, 1962; Klein, 1966; Green and Lampman, 1967). 또한 비모수적인 차원에서 보자면, NIT 지급 구간에서의 소득을 시장소득이 아니라 소득인정액으로 정의하고, NIT의 지급 여부 및 급여액 사정에서 가구 단위 지급을 고려하게 된다(자세한 내용은 2.1.4 참조).

본 연구는 NIT 제도가 빈곤 완화라는 정책 목표를 지향할 경우 기본소득과 분기하는 지점들을 모수적 차원과 비모수적 차원을 모두 아울러 크게 네 가지로 식별하였다. 이를 바탕으로, 각각의 요소가 혹은 이들 요소 전체가 실제로 빈곤 개선에 효과적이거나 효율적인지와 관련한 다섯 가지 연구문제를 도출하였다.

셋째, 기본소득과 NIT의 빈곤 개선 효과 분석에서 직접효과를 고려한 분석뿐만 아니라 노동공급 반응까지 고려한 분석도 함께 제시한다. 최소보장소득 수준이 빈곤선 이상으로 설정될 경우, 두 제도 모두 적어도 직접효과 면에서는 빈곤을 가장 확실하게 근절할 수 있는 제도들이라고 긍정적으로 평가된다.

그러나 상당한 액수의 과세와 급여 지급을 통해 사회 전체적인 소득분배를 변화시킬 것으로 예상되는 NIT나 기본소득이 노동시장이나 거시경제에 미칠 부정적인 영향에 대한 우려가 지속적으로 제기되어 온 것도 사실이다(Taussig, 1967; Moffitt, 1981; Yunker, 2013).[9] 소득효과가 예비적 동기의 저축을 감소시키고, 그리하여 사회 전체적으로 투자가 감소하여 거시경제에 부정적인 영향을 미칠 것이라는 지적도 제기되었다(Angyridis and Thompson, 2016; Chang, Han and Kim, 2021).

하지만 저축이 투자의 선결요인 혹은 결정요인이며 예비적 동기의 저축 감소가 사회 전체적인 투자 감소로 이어질 것이라는 신고전파 경제학

9) 이와는 정반대로, 기본소득이 고소득층에서 저소득층으로 소득을 이전하는 기제이며 저소득층이 고소득층보다 일반적으로 한계소비성향이 더 높으므로, 기본소득의 도입이 소비 진작과 경제성장에 기여할 것이라는 연구결과도 존재한다(Nikiforos, Steinbaum and Zezza, 2017; 정재헌, 강남훈, 이건민, 2020; 정재헌, 2021).

의 주장은 이론적 및 현실적으로 설득력이 떨어진다고 판단된다(김정욱, 원승연, 2022). 왜냐하면 투자 결정은 자본의 이윤 전망, 상품이나 서비스의 수요 전망에 크게 좌우되고(Temple, 1999; 전용복, 2020), 현실에서 민간 대출은 미리 확보된 예금에 제약되지 않고 은행의 대출 결정에 의해 이루어지며(전용복, 2020), 안정적이고 정기적인 소득이 오히려 위험감수와 공동출자를 용이하게 함으로써 개인이나 집단의 창업, 사회적 경제조직의 활성화를 낳을 수 있기 때문이다(이건민, 2018a; 이원재, 2019).

여기서 더욱 중요하게 검토해야 할 효과는 바로 기본소득이나 NIT가 노동공급에 미칠 효과라 할 수 있다(Klein, 1966; Diamond, 1968; Yi, 2018). 1960, 70년대 NIT를 검토했던 학자들이 NIT 세율을 33⅓~50% 사이로 설정하여 제안했던 주요한 이유 중 하나도 50%를 초과하는 NIT 세율이 노동공급 유인을 심각하게 저해할 수 있다는 판단 때문이었다(Friedman, 1962; Klein, 1966; Green and Lampman, 1967). 이러한 이유로 본 연구는 직접효과모형 분석뿐만 아니라 노동공급효과를 고려한 행태반응모형 분석도 수행하였다.

넷째, 기본소득 혹은 NIT 지급을 위한 과세액과 기본소득 혹은 NIT 지급액이 일치하는 재정중립적 시나리오에 입각하여 빈곤 개선 효과를 분석한다. 이는 순 이전액과 순 기여액(부담액)을 일치시킨다는 점에서 과학적인 분석방법을 취하는 것이며, 특히나 순 이전액의 크기가 서로 다른 모형 간 빈곤 개선 효과를 분석하는 맥락에서는 더더욱 중요하다.

본 연구는 기본소득과 NIT의 빈곤 개선 효과를 비교 분석하는 데에서, 재정중립적 시나리오에 입각하고 양자의 제도적 및 정책목표적 차이에 주목하며 노동공급효과를 고려하였다. 이를 통해, 대안적인 소득보장제도로 평가받는 양 제도의 빈곤 개선 효과성과 효율성에 관한 평가와 향후 토론에 기여하고자 한다.

제 2 절 연구문제

본 연구의 주된 관심사인 기본소득과 NIT 제도의 빈곤 개선 효과 비

교 분석을 본격적으로 수행하기에 앞서, 기본소득 제도가 현행 조세 및 복지 제도(이하 현행 제도)에 비해 빈곤 개선 효과가 뛰어난지를 우선 확인해볼 필요가 있다. 곧 이와 관련한 연구문제는 현행 제도와 비교했을 때 기본소득 제도가 빈곤 개선에 미치는 효과성과 효율성이 어떠한지를 분석하는 것이다(연구문제 1).

이 문제를 파악하기 위한 목적으로 크게 두 가지 방식이 고려될 수 있다. 첫째, 현행 제도와의 관계를 고려하지 않은 채 현행 제도 위에 추가적인 형태로 도입되는 기본소득 제도의 빈곤 개선 효과를 현행 제도의 그것과 비교하는 방식이다. 먼저 현행 제도의 빈곤 개선 효과는 과세와 급여를 모두 고려하기 전인 시장소득 빈곤지수와 과세와 급여를 모두 고려한 후인 처분가능소득 빈곤지수를 비교함으로써 분석될 수 있다(OECD, 2016).[10] 다음으로 기본소득 제도의 빈곤 개선 효과는 제도 적용 전의 처분가능소득 빈곤지수와 제도 적용 후의 처분가능소득 빈곤지수를 비교함으로써 분석된다.

둘째, 기본소득 제도의 빈곤 개선 효과를 분석할 때, 현행 제도와의 관계를 고려하는 방식이다. 기본소득 제도 도입 시 현행 제도와의 관계 설정은 크게 현행 제도를 전면 대체하는 방안(Murray, 2016), 지급 수준에 따라 현행 제도의 대체 정도를 상당히 변화시키는 방안(Martinelli, 2020), 지급 수준에 따라 현행 제도의 대체 정도를 점진적으로 변화시키는 방안(기본소득한국네트워크, 2021)으로 구분될 수 있다. 본고는 기본소득이나 NIT 제도가 도입되더라도 기존의 사회보험과 사회서비스를 대체해서는 안 되며 특히나 사회서비스는 병행 발전해야 한다는 입장을 취한다는 점에서 기본소득한국네트워크(2021)와 견해가 같다. 현금성 복지 제도에 국한하더라도 현행 제도와의 관계 설정은 현실에서 매우 복잡한 방식으로 이루어질 것으로 예상된다.

본 연구는 위의 두 가지 방식 중에서 기본적으로 첫 번째 방식만을 고려한다. 기본소득과 NIT의 빈곤 개선 효과를 비교하는 맥락에서는 현행

10) 시장소득이 처분가능소득으로 전환되는 과정에서 사적이전소득의 효과도 함께 반영되기 때문에, 여기서 말하는 현행 제도의 빈곤 개선 효과는 엄밀히 말해서 공공복지만의 효과가 아니라 공공복지와 민간복지의 결합효과라고 보는 것이 타당하다.

제도와의 관계를 고려하는 이슈는 다소 부차적이라고 판단하였다. Honkanen(2014)이 지적한 바와 같이, 현행 제도와의 관계 설정과 관련하여 기본소득과 NIT는 동일하게 설계하는 것이 가능하기 때문이다. 또한 현금성 복지제도로만 국한하더라도 현행 제도와의 관계 설정의 가능한 조합은 무수히 많으며, 이에 대해서는 본고의 범위를 벗어나 별도의 심층적인 연구가 필요할 것으로 판단하였기 때문이다.

다만 생계급여, 아동수당, 기초연금은 기본소득 도입 시 대체 가능한 현금성 복지정책으로 꼽히고 있다는 점을 고려하여(이원재, 윤형중, 이상민, 이승주, 2019; 기본소득한국네트워크, 2021), 기본소득 도입 시나리오(85~86면 참조)의 직접효과모형에 대해서는 이러한 세 정책과의 관계를 고려한 빈곤 개선 효과 분석 결과를 [부록 1]에 별도로 제시하였다.

연구문제 1과 관련하여, 현행 제도에 비해 기본소득 제도의 빈곤 개선 효과가 더 클 것으로 예상한다. 또한 동일한 순 이전소득당(예: 10조원) 빈곤 개선의 정도를 뜻하는 빈곤 개선의 효율성 역시 더 높을 것으로 예측한다. 유의미한 액수의 기본소득은 현행 제도보다 순 이전소득 액수와 수급률 면에서 더 높으며, 가구의 소득 필요에 (거의) 비례하여 순 이전소득이 지급될 것이기 때문이다. 실제로 이러한 이론적 예측이 맞는지, 빈곤 개선의 효과성과 효율성이 현행 제도와 비교할 때 어느 정도로 변화할 것인지를 실증적으로 분석한다.

본 연구의 주요 목적은 기본소득과 NIT 제도의 빈곤 개선 효과를 비교 분석하는 것이다. 좀 더 구체적으로는, NIT 제도에서 빈곤 완화라고 하는 주요 목표 달성을 위해 소득의 범위(소득인정액 개념 도입), 보장의 대상(최소보장소득과 NIT 세율의 수준), 보장방법(가구 단위 지급과 가구 소비에서의 규모의 경제 고려) 등을 달리할 때 그러한 변화들이 실제 빈곤 개선에 효과적이거나 효율적인지를 비교 분석하고자 한다. 또한 선행연구에서 간과하였던 노동공급효과를 고려하여 두 제도의 빈곤 개선 효과를 비교 분석한다. 이러한 목적을 달성하기 위한 연구문제는 크게 다섯 가지이다(연구문제 2~6).

연구문제 2는 NIT를 지급하는 소득구간에서 소득을 '소득인정액'으로

정의하는 것이 빈곤 개선의 효과성과 효율성에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하는 것이다. 제도의 순수혜층과 순기여층(순부담층) 모두 '시장소득에 해당하는 개인소득'이라는 동일한 소득 정의에 직면하는 개인소득세 재원 기본소득과는 달리, 빈곤 완화를 지향하는 NIT의 경우 자산을 소득으로 환산하거나 귀속임대료를 고려하는 등 NIT를 지급하는 소득구간에서 소득을 '시장소득'이 아니라 '소득인정액'으로 정의하는 것이 자연스럽다. 이러할 경우 빈곤하지 않은 가구에 급여가 지급되는 경우는 줄어들게 된다는 점에서 빈곤 개선의 효율성은 제고되는 반면, 빈곤가구에 지급되는 급여의 액수도 함께 줄어들 수 있다는 점에서 빈곤 개선의 효과성은 줄어들 것으로 이론적으로 예측된다. 실제로 이러한 이론적 예측이 맞는지, 빈곤 개선의 효과성과 효율성은 어느 정도로 변화할 것인지를 실증적으로 분석한다.

연구문제 3은 NIT 급여의 최소보장소득의 수준을 기존의 빈곤선을 참고하여 하향 조정하는 것이 빈곤 개선의 효과성과 효율성에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하는 것이다. NIT 세율이 대체로 40~50%에서 논의되고 있는 것을 반영하여 개인소득세 재원 기본소득의 세율을 40%로 정할 경우, 기본소득 지급액수는 평균소득의 40%가 된다(Yi, 2022). 하지만 빈곤 완화를 지향하는 NIT의 경우, '평균소득의 40%'라고 하는 최소보장소득의 값은 지나치게 높은 수치로 간주될 수 있으며, 이를 예컨대 '중위소득의 40%'로 하향 조정하는 것이 좀 더 자연스럽다고 생각된다. 이를 손익분기점 소득 측면에서 보자면, 예컨대 NIT 세율이 40%일 경우 최소보장소득이 '평균소득의 40%'이면 손익분기점 소득이 평균소득이 된다. 따라서 상대적 빈곤 측정의 기준이 되는 소득인 중위소득 자체를 상승시킴으로써 적어도 이것만 놓고 보면 빈곤율을 증가시키는 요소로 작용한다.[11] 누진적인 소득 이전에 대해서 소득이 중위소득을 초과하는 계층에게까지 지급될 시 불평등과 양극화 지표가 서로 다른 방향으로 향할

11) 이원진(2021)도 이 점에 주목하여 기본소득과 NIT의 다양한 시나리오의 빈곤 개선 효과 분석 시, 중위소득 자체의 변화를 고려한 변동빈곤선을 기준으로 하는 경우와 그것을 고려하지 않은 고정빈곤선을 기준으로 하는 경우로 구분하여 빈곤율과 빈곤갭비율을 보고하였다.

수 있다는 지적, 그리고 불평등, 양극화, 부유(affluence), 빈곤을 측정할 때 평균소득보다는 중위소득을 기준으로 삼는 것이 합당하다는 의견도 이러한 배경에서 제기된 것이다(Aaberge and Atkinson, 2013).

그런데 이를 반영하여 최소보장소득의 값을 '평균소득의 40%'에서 '중위소득의 40%'로 조정할 경우 순수혜층이 받게 되는 급여를 줄이는 효과와 순수혜층 규모를 줄이는 효과가 동시에 작용함으로써 빈곤 개선의 효과성은 감소할 것으로 이론적으로 예측된다. 반면 빈곤하지 않은데도 순수혜층이 되는 가구들의 규모가 작아지고 이들이 받게 되는 급여를 줄이는 효과가 동시에 발생함으로써 빈곤 개선의 효율성은 증가할 것으로 예상된다. 실제로 이러한 이론적 예측이 맞는지, 빈곤 개선의 효과성과 효율성은 어느 정도로 변화할 것인지를 실증적으로 분석한다.

연구문제 4는 NIT 세율을 상향 조정하는 것이 빈곤 개선의 효과성과 효율성에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하는 것이다. 예컨대 NIT 세율을 40%에서 50%로 변화시키는 것은 노동유인 면에서 보자면 부정적인 것으로 평가될 수 있지만, 개인의 소득과 설정된 손익분기점 소득과의 차액을 더 높은 비율로 메워준다는 점에서는 긍정적으로 평가될 수 있다. 수급대상층의 감소 효과와 NIT 세율 인상으로 인한 노동공급 감소 효과가 더 클지, 아니면 개인의 소득과 손익분기점 소득과의 차액을 더 높은 비율로 보충하는 효과가 더 클지에 따라서 이러한 조치가 갖는 빈곤 개선 효과성의 방향은 달라질 것이다. 만약 후자가 전자보다 크다면, NIT 세율의 인상은 빈곤 개선에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 예상된다. 또한 NIT 세율을 40%에서 50%로 변화시키면, 빈곤 개선의 효율성도 제고될 것으로 예측되는데, 개인의 소득과 손익분기점 소득과의 차액을 더 높은 비율로 보충하는 효과와 수급대상층을 저소득층으로 좀 더 표적화(targeting)하는 효과가 클 것으로 예상되기 때문이다. 실제로 이러한 이론적 예측이 맞는지, 빈곤 개선의 효과성과 효율성은 어느 정도로 변화할 것인지를 실증적으로 분석한다.

연구문제 5는 NIT 급여를 가구 단위로 지급하고 가구 소비에서의 규모의 경제를 고려하는 것이 빈곤 개선의 효과성과 효율성에 어떠한 영향

을 미치는지를 분석하는 것이다. 빈곤 완화를 지향하는 NIT의 경우, 기본소득과는 달리 고소득가구나 중산층가구에 속한 무소득 또는 저소득 개인에게 급여가 지급되는 것을 방지하기 위하여 개인 단위가 아니라 가구 단위로 지급한다(Tobin, Pechman and Mieszkowski, 1967; Tobin, 1968). 또한 가구 소비에서의 규모의 경제를 고려하여 가구원수별 지급액을 정하는 것으로 설계된다(Tobin, Pechman and Mieszkowski, 1967; Tobin, 1968). 이러할 경우 빈곤하지 않은 가구에 급여가 지급되는 경우는 줄어들게 된다는 점에서 빈곤 개선의 효율성은 제고되는 반면, 빈곤가구의 경우 가구원수에 비례하여 지급액이 설정되는 것이 아니라 가구원수가 늘어남에 따라 추가로 증가하는 지급액의 크기는 감소한다는 점에서 빈곤 개선의 효과성은 줄어들 것으로 이론적으로 예측된다. 실제로 이러한 이론적 예측이 맞는지, 빈곤 개선의 효과성과 효율성은 어느 정도로 변화할 것인지를 실증적으로 분석한다.

연구문제 6은 상기 4가지 정책 변화를 종합적으로 적용하는 것이 빈곤 개선의 효과성과 효율성에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하는 것이다. NIT 제도가 빈곤 완화를 지향할 경우, 상기 4가지 정책 변화 옵션 중에서 하나 이상을 제외하는 방식보다는 4가지 모두를 받아들이는 방식을 취할 가능성이 높을 것으로 예상된다. 이러한 연구문제를 통해, 우리는 이념형(ideal type)으로서 현실에서 채택 가능한 기본소득과 빈곤 완화를 지향하는 NIT 제도의 빈곤 개선 효과를 비교 분석하는 것이 가능해진다. 이러할 경우 빈곤하지 않은 가구에 급여가 지급되는 경우는 줄어들게 된다는 점에서 빈곤 개선의 효율성은 제고되는 반면, 빈곤가구에 지급되는 급여의 액수도 함께 줄어들 수 있다는 점에서 빈곤 개선의 효과성은 줄어들 것으로 예측된다. 실제로 이러한 이론적 예측이 맞는지, 빈곤 개선의 효과성과 효율성은 어느 정도로 변화할 것인지를 실증적으로 분석한다.

상기 여섯 가지 연구문제 분석 시, 직접효과모형과 행태반응모형으로 나누어 실증분석을 함으로써, 두 모형을 적용한 분석 결과의 비교를 통해 노동공급효과 고려 시 빈곤 개선의 효과성과 효율성이 어떻게 달라지는지를 제시하였다.

제 2 장 이론적 배경

제 1 절 기본소득과 NIT 제도의 이해

이 절에서는 기본소득과 NIT 제도의 특성을 설명하고, 기본소득과 NIT의 경제학적 동등성을 충족시키기 위한 조건과 그것이 위배되는 조건을 정리한다. 두 제도의 동등성 조건의 충족은 본고에서 말하는 기준선 시나리오(baseline scenario; 기본소득 도입 시나리오)의 논리적 근거를 이루며, 동등성 조건의 위배는 빈곤 완화를 지향하는 NIT 정책 변화 시나리오들의 논리적 근거를 이룬다.

1. 기본소득 제도의 이해

기본소득은 “자산 심사나 노동에 대한 요구 없이 무조건적으로 모두에게 개별적으로 주어지는 정기적 현금 이전”(BIEN, 2016)으로 정의된다. 기본소득의 재원으로 검토되고 있는 것은 개인소득세, 국토보유세, 탄소세, 부가가치세, 데이터세, 부유세, 생애누적수증세제, 소득세 비과세감면 정비와 전면 종합과세, 공유지분권 설정, 주권화폐 개혁 등 매우 다양하다(양, 2019; 기본소득한국네트워크, 2021; 유영성 외, 2021). 여기서는 NIT 제도와의 비교의 편의성을 고려하여 개인소득세에 기반한 기본소득만을 검토하고자 한다.[12)]

개인소득세 재원 기본소득 모형은 크게 정률소득세 모형(Universal Basic Income-Flat Income Tax Model), 누진소득세 모형(Universal Basic Income-Progressive Income Tax Model), 역진소득세 모형(Universal Basic Income-Regressive Income Tax Model)으로 구분할

12) 개인이나 가구가 기본소득의 재원을 얼마나 부담하느냐에 따라 기본소득의 재분배효과가 달라진다는 것에 착안하여 기본소득 모형을 전액 내부 재원조달 기본소득 모형, 전액 외부 재원조달 기본소득 모형, 혼합형 기본소득 모형으로 구분한 후, 3가지 모형에서의 순수혜금액, 순기여금액, 순수혜비율, 순기여비율을 수식화하고 그것이 갖는 함의를 제시한 논의로는 이건민(2020b)을 참조하라.

수 있다(이건민, 2021c). 세 모형 모두 개인소득에 대한 과세를 바탕으로 기본소득의 재원을 마련한다는 점에서는 동일하지만, 정률소득세 모형은 개인소득에 대해 전 소득구간에 걸쳐 정률세율로, 누진소득세 모형은 개인소득에 대해 누진세율로, 역진소득세 모형은 개인소득에 대해 역진세율로 과세한다는 점에서 차이가 난다(이건민, 2021c).

먼저 t% 정률소득세 모형을 특징짓는 유일한 모수는 바로 세율 T($0<T<1$; $T=t/100$)이다(Yi, 2022).[13] 이 모형은 세율을 소득구간별로 달리하기보다는 동일하게 설정함으로써 모두를 동등하게 대우한다는 점에서 누진소득세 모형이나 역진소득세 모형보다 더 '일반성'을 갖추었다고 평가된다(Buchanan, 1997; 이건민, 2019).[14] 기본소득 지급을 위하여 개인소득세에 부과하는 세율을 T, 평균소득을 y_μ라고 할 때, 기본소득 지급액수는 Ty_μ, 손익분기점 소득은 평균소득인 y_μ가 된다(Buchanan, 1997; Van Parijs and Vanderborght, 2017; Yi, 2022).

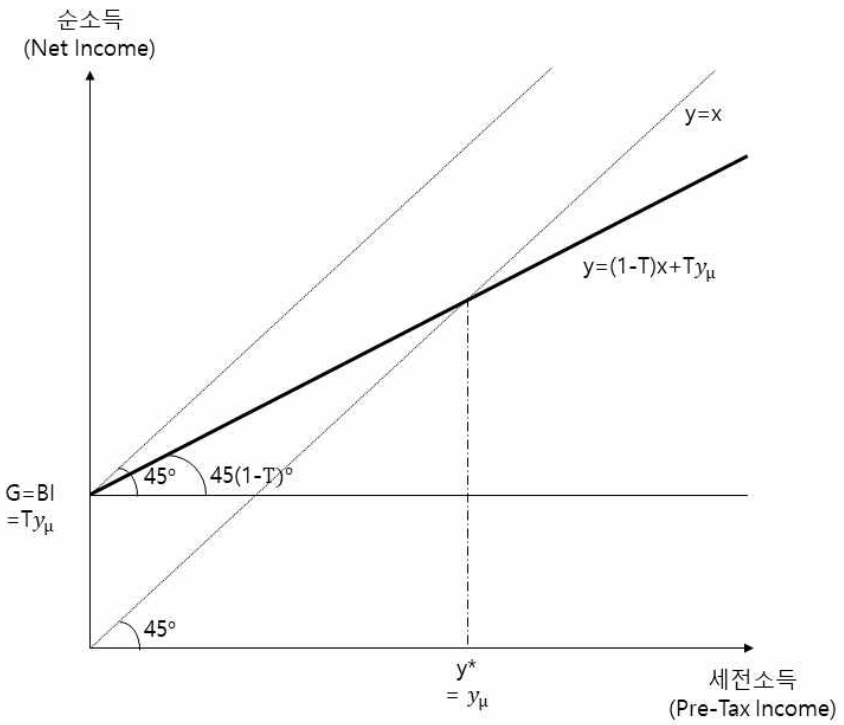
[그림 2-1]은 면세구간이 전혀 없고 기본소득이 모두에게 평등하게 지급되는 정률소득세 모형에서 세전소득과 순소득의 관계를 표현한 것이다.[15] 기본소득 지급을 위하여 개인소득세에 부과하는 세율을 T($0<T<1$)라고 할 때, 기본소득 지급액수는 Ty_μ가 되며, 손익분기점 소득인 y^*는 평균소득인 y_μ와 같다(Yi, 2022). 과세와 기본소득을 모두 고려한 경

13) 이론적으로는 100%의 세율도 가능하지만, 100% 세율은 실현가능성과 지속가능성, 정당성이 떨어진다고 판단하여 여기서는 고려하지 않는다.

14) 정률소득세 모형의 정당성과 장단점, 누진소득세 모형과 역진소득세 모형의 정당성에 관한 논의로는 이건민(2021a)을 참조하라.

15) 이 그림이 Van Parijs and Vanderborght(2017: 그림 2.2)와 다른 점은 x축이 총소득(gross income)이 아니라 세전소득(pre-tax income)이라는 점이다. x축을 총소득이나 시장소득으로 구체적으로 표현하지 않고 세전소득이라고 둔 것은 맥락에 따라서 x축이 총소득이 될 수도 있고 시장소득이 될 수도 있기 때문이다. 이론적으로는 기본소득은 재분배가 아니라 선분배(predistribution)이며(금민, 2020a; 2020b), 따라서 기존의 공적이전소득을 기본소득의 재원 중 하나로 보지 않고 공적이전소득의 지급액은 단지 기본소득의 액수에 따라 특정한 함수의 형태로 조정될 뿐이라는 시각을 반영할 경우 세전소득은 시장소득에 상응한다. 반면 구체적인 정책 수립의 맥락에서는 시장소득뿐만 아니라 공적이전소득에 대한 과세를 바탕으로 기본소득의 재원을 마련하는 것, 좀 더 정확히 말하자면 기본소득 도입을 위한 소요재원 규모를 줄이는 것도 고려될 수 있으므로, 이 경우 세전소득은 총소득에 대응된다(이러한 논의는 [그림 2-2]와 [그림 2-3]에도 똑같이 적용됨).

우를 뜻하는 굵은 직선의 기울기 각도는 45(1-T)°가 된다. 따라서 세율 T가 클수록 y절편에 해당하는 기본소득 지급액은 이에 비례하여 증가하는 반면 직선의 기울기는 이에 비례하여 작아지는 것을 알 수 있다. 그리고 손익분기점 소득은 평균소득과 일치한다(Buchanan, 1997; Van Parijs and Vanderborght, 2017; 이건민, 2019).



주: Van Parijs and Vanderborght(2017: 그림 2.2)와 Yi(2022)를 바탕으로 저자가 직접 작성함. 여기서 G는 최소보장소득(Guaranteed Income), BI는 기본소득(Basic Income), y^*는 손익분기점 소득, y_μ는 평균소득, T는 세율(0<T<1)을 의미함. 면세소득인 기본소득 G는 한 개인의 세전소득에 무관하게 모두에게 지급됨. $(0, G)$에서 출발하여 45°선과 평행한 점선은 세전소득과 기본소득의 합을 나타냄. 굵은 직선은 과세와 기본소득을 모두 고려했을 때의 순소득을 표현함.

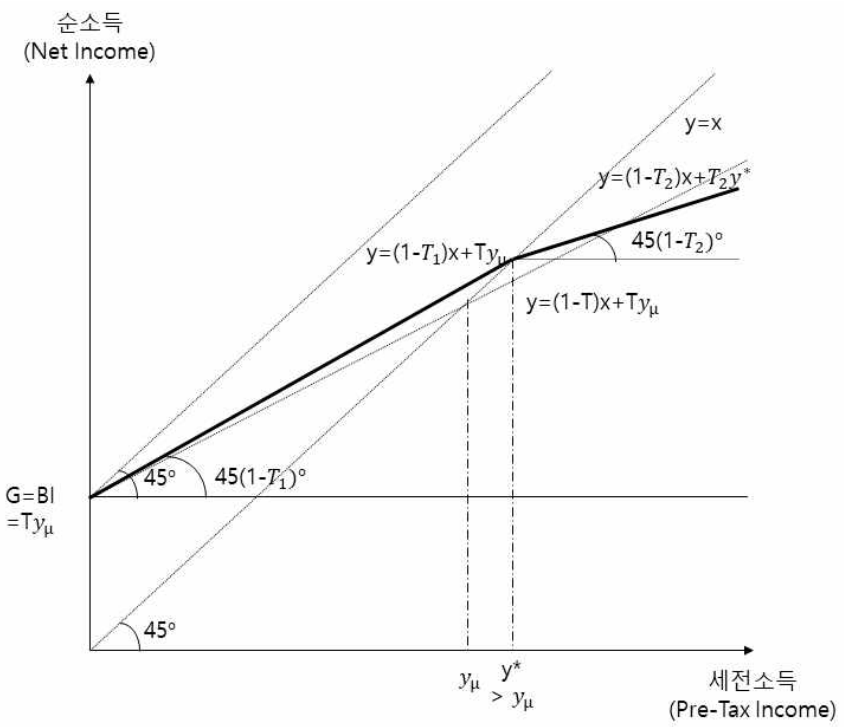
[그림 2-1] 정률소득세 모형에서 세전소득과 순소득의 관계

세전소득이 평균소득 미만이면 굵은 직선이 원점을 지나는 45°선보다 위에 있는 반면 세전소득이 평균소득 초과이면 굵은 직선이 원점을 지나는 45°선보다 아래에 있다는 것은 세전소득이 평균소득 미만인 사람들은

제도의 순수혜자, 평균소득 초과인 사람들은 제도의 순기여자가 된다는 것을 보여준다(Yi, 2022). 굵은 직선이 전 소득구간에 걸쳐 단일한 기울기(constant slope)를 갖는다는 것은 정률소득세 모형로 인하여 모든 사회 성원들의 소득격차가 비례적으로 감소한다는 것을 나타내며, 그러므로 t% 정률소득세 모형을 적용할 경우 지니계수는 정확히 t% 개선된다는 사실을 알 수 있다(Yi, 2022).

[그림 2-2]는 면세구간이 전혀 없고 기본소득이 모두에게 평등하게 지급되는 누진소득세 모형에서 세전소득과 순소득의 관계를 나타낸 것이다. 과세와 기본소득을 모두 고려한 경우를 뜻하는 굵은 직선의 기울기 각도는 손익분기점 소득 미만 구간에서는 $45(1-T_1)°$, 손익분기점 소득 초과 구간에서는 $45(1-T_2)°$가 된다. 세전소득이 손익분기점 소득 미만이면 굵은 직선이 원점을 지나는 45°선보다 위에 있는 반면 세전소득이 손익분기점 소득 초과이면 굵은 직선이 원점을 지나는 45°선보다 아래에 있다는 것은 세전소득이 평균소득보다 약간 더 높은 사람(손익분기점 소득층; 여기서 $y^* > y_\mu$)까지 제도의 순수혜자가 된다는 것을 보여준다. 굵은 선이 두 소득구간 내에서 각각 단일한 기울기를 갖는다는 것은 누진소득세 모형으로 인하여 각 소득구간 내에 속한 사람들의 소득격차가 각각 T_1, T_2 값에 비례적으로 감소한다는 것을 나타낸다(이건민, 2022a: 45).

하지만 정률소득세 모형에서와는 달리, 두 소득구간 간 사람들의 소득격차는 더이상 비례적으로 감소하지 않게 된다. 전체 평균세율과 기본소득 지급액 면에서 서로 동일한 정률소득세 모형에서 누진소득세 모형으로의 전환은 정률소득세 모형에서 순수혜층이었던 사람들의 순수혜액을 더 크게 하고 소득이 평균소득을 초과하는 사람의 일부도 순기여층에서 순수혜층으로 변화시키는 등 순이전액의 크기를 더 크게 하므로, 이 경우 지니계수 개선율은 t%를 초과하게 됨을 그래프를 통해서도 쉽게 이해할 수 있다.

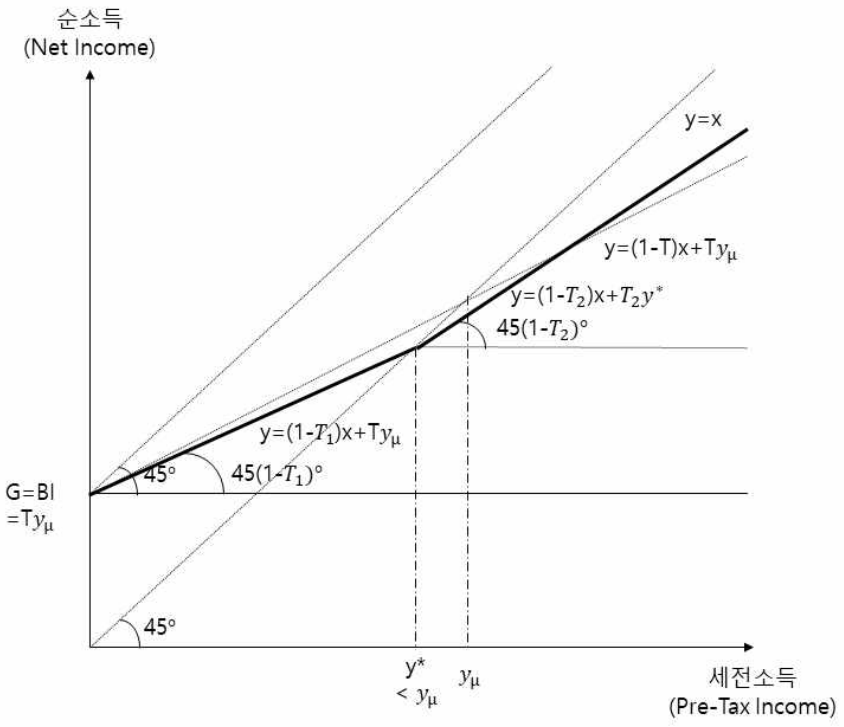


주: 누진소득세 모형에서 소득구간별 세율은 이론적으로는 무한에 가깝게 다양하게 설정할 수 있지만, 논의의 단순성을 위하여 여기서는 손익분기점 소득 미만 구간에는 T_1이라는 동일한 세율이, 손익분기점 소득 초과 구간에는 T_1보다 높은 T_2라는 동일한 세율이 적용되며, 전체 평균세율은 T라고 가정함($0 < T_1 < T < T_2 < 1$). 여기서 G, BI, y^*, y_μ의 정의, $(0, G)$에서 출발하여 45°선과 평행한 점선, 굵은 직선의 의미는 [그림 2-1]에서와 동일함.

[그림 2-2] 누진소득세 모형에서 세전소득과 순소득의 관계

[그림 2-3]은 면세구간이 전혀 없고 기본소득이 모두에게 평등하게 지급되는 역진소득세 모형에서 세전소득과 순소득의 관계를 그린 것이다. 세전소득이 손익분기점 소득 미만이면 굵은 직선이 원점을 지나는 45°선보다 위에 있는 반면 세전소득이 손익분기점 소득 초과이면 굵은 직선이 원점을 지나는 45°선보다 아래에 있다는 것은 세전소득이 평균소득보다 약간 더 낮은 사람(손익분기점 소득층; 여기서 $y^* < y_\mu$)까지 제도의 순수혜자가 된다는 것을 보여준다. 굵은 직선이 두 소득구간 내에서 각각 단일한 기울기를 갖는다는 것은 역진소득세 모형 적용 시 각 소득구간

내에 속한 사람들의 소득격차가 각각 T_1, T_2 값에 비례적으로 감소한다는 것을 나타낸다(이건민, 2022a: 45).



주: 역진소득세 모형에서 소득구간별 세율은 이론적으로는 무한에 가깝게 다양하게 설정할 수 있지만, 논의의 단순성을 위하여 여기서는 손익분기점 소득 미만 구간에는 T_1이라는 동일한 세율이, 손익분기점 소득 초과 구간에는 T_1보다 낮은 T_2라는 동일한 세율이 적용되며, 전체 평균세율은 T라고 가정함($0 < T_2 < T < T_1 < 1$).. 여기서 G, BI, y^*, y_μ의 정의, $(0, G)$에서 출발하여 45°선과 평행한 점선, 굵은 직선의 의미는 [그림 2-1]에서와 동일함.

[그림 2-3] 역진소득세 모형에서 세전소득과 순소득의 관계

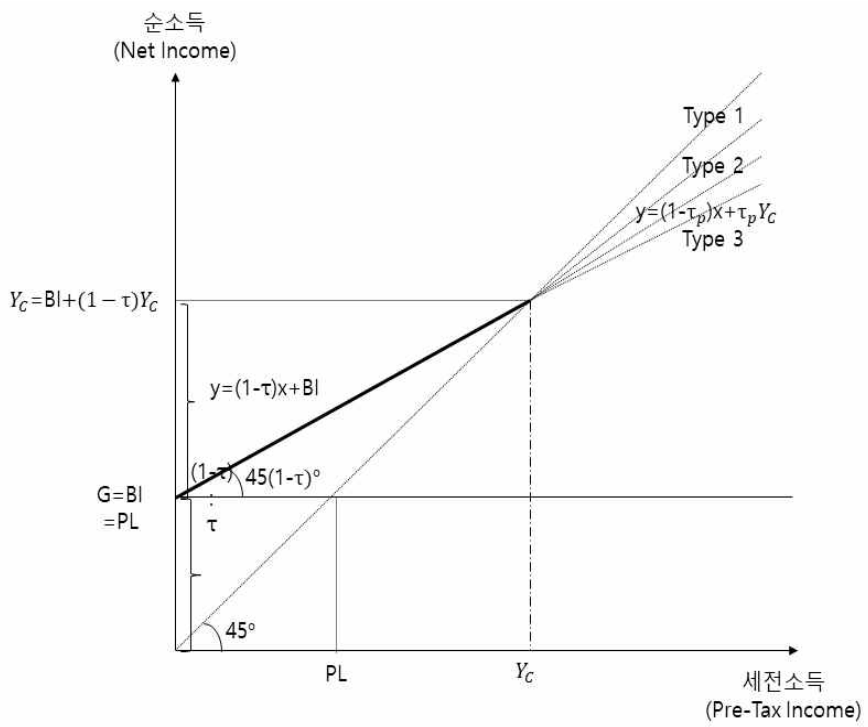
하지만 정률소득세 모형에서와는 달리, 두 소득 구간 간 사람들의 소득격차는 더이상 비례적으로 감소하지 않게 된다. 전체 평균세율과 기본소득 지급액 면에서 서로 동일한 정률소득세 모형에서 역진소득세 모형으로의 전환은 정률소득세 모형에서 순수혜층이었던 사람들의 순수혜액을 더 작게 하고 소득이 평균소득보다 낮은 사람의 일부도 순수혜층에서 순기여층으로 변화시키는 등 순이전액의 크기를 더 작게 하므로, 이 경

우 지니계수 개선율은 t%보다 낮게 됨을 그래프를 통해서도 쉽게 이해할 수 있다.

상기 정률소득세 모형, 누진소득세 모형, 역진소득세 모형 모두에서 굵은 직선의 기울기가 전 소득구간에 걸쳐 양수라는 점은 어떠한 모형이 도입되더라도 소득 순위가 그대로 보존될 것임을 보여준다(Yi, 2022).

이어서 빈곤 개선 효과를 보자면, 기본소득이 빈곤선 이상으로 설정된 완전기본소득(Full Basic Income)의 경우에는 빈곤율을 0%로 만든다(이건민, 2018b; 기본소득한국네트워크, 2021). [그림 2-4]는 완전기본소득이 빈곤선 수준으로 설정되었을 때의 세전소득과 순소득의 관계를 표현한 것이다(아래의 [그림 2-10]과 비교해보라). 논의의 단순성을 위하여 여기서는 손익분기점 소득 미만 구간에는 $\tau(0<\tau<1)$이라는 동일한 세율이, 손익분기점 소득 초과 구간에는 $\tau_p(0<\tau_p<1)$라는 동일한 세율이 적용된다고 가정한다. 세전소득이 Y_C를 초과하는 사람들은 기본소득 제도의 순기여자(순부담자)가 되며, 세전소득이 Y_C 미만인 사람들은 순수혜자가 된다.

이 그림에서 주목해야 할 부분은 바로 손익분기점 소득 미만 구간이다. 여기서 빈곤선(poverty line)을 뜻하는 P_L이 기본소득 BI와 같다는 것을 알 수 있다. $0 \le x \le Y_C$ 구간에서, 원점을 지나는 45°선, $y = Y_C$, 굵은 선인 $y=(1-\tau)x+BI$의 관계를 살펴보면, $y=(1-\tau)x+BI$가 이 구간의 모든 x값에서 원점을 지나는 45°선 위의 점들과 Y_C 간 차이를 τ 비중만큼 줄이는 점들을 연결한 선이라는 것을 쉽게 알 수 있다. $0 \le x \le Y_C$ 구간에서 Y_C와 굵은 선, 굵은 선과 원점을 지나는 45°선 사이의 거리는 $(1-\tau):\tau$의 비중을 유지한다. 이 그림에서는 BI값이 PL에 이르기 때문에, 완전기본소득을 도입하게 되면 고정빈곤선 가정 시 빈곤율과 빈곤갭 모두 0%가 된다.



주: 여기서 G는 최소보장소득(Guaranteed Income), BI는 기본소득(Basic Income), Y_C는 손익분기점 소득, τ는 손익분기점 소득 미만 구간에 적용되는 세율($0<\tau<1$), PL은 빈곤선을 의미함. 논의의 단순성을 위하여 여기서는 손익분기점 소득 미만 구간에는 τ이라는 동일한 세율이, 손익분기점 소득 초과 구간에는 τ_p라는 동일한 세율이 적용된다고 가정함. 굵은 선은 손익분기점 소득 미만에 속하는 사람들의 순소득을 표현하며, y절편은 BI, 기울기는 $(1-\tau)$가 됨(따라서 굵은 선의 기울기 각도는 $45(1-\tau)°$가 됨). 손익분기점 소득 Y_C는 (0, 0)에서 출발하는 45°선과 굵은 선의 교점에 해당함. 이 그림에서 빈곤선을 의미하는 PL은 기본소득 BI와 일치함. $0 \leq x \leq Y_C$ 구간에서 Y_C와 굵은 선, 굵은 선과 원점을 지나는 45°선 사이의 거리는 $(1-\tau):\tau$의 비중을 유지함. 손익분기점 소득 이상 구간에 적용되는 세율이 손익분기점 소득 미만 구간에 적용되는 세율보다 클지 같을지 작을지는 BI, τ, Y_C 세 모수의 크기에 따라 달라지며, 이를 반영하여 세 가지의 점선으로 표시함(Type 1: 역진소득세 모형의 경우($\tau_p<\tau$), Type 2: 정률소득세 모형의 경우($\tau_p=\tau$), Type 3: 누진소득세 모형의 경우($\tau_p>\tau$)).

[그림 2-4] 완전기본소득 제도에서 세전소득과 순소득의 관계

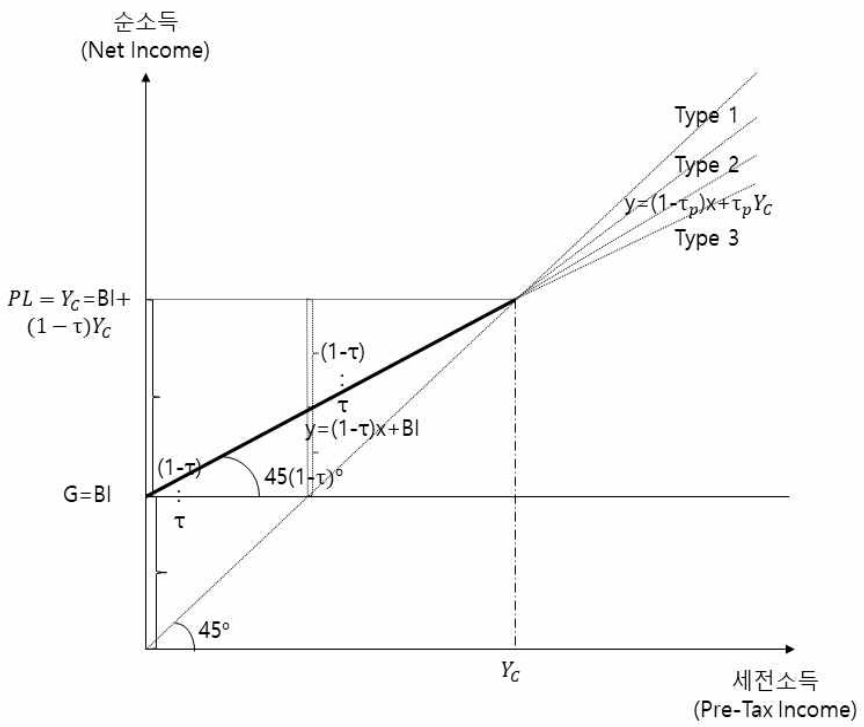
반면 기본소득의 지급 수준이 빈곤선보다 낮은 부분기본소득(Partial Basic Income)의 경우에는 빈곤을 완전히 제거하지는 못하지만, 기본소

득의 지급 수준이 높을수록, 또한 기본소득 지급 수준이 일정할 경우 저소득구간에 적용되는 세율이 낮을수록 빈곤율을 더 크게 낮출 수 있다(이건민, 2018b). 여기서는 부분기본소득을 다시 소득이 빈곤선 이상인 개인에게 순이전소득을 지급하지 않기 위해서 빈곤선을 손익분기점 소득과 일치시킨 형태의 첫 번째 부분기본소득, 기본소득이 여전히 빈곤선보다 낮기는 하지만 손익분기점 소득이 빈곤선보다는 높다는 점에서 첫 번째보다는 관대한 형태의 두 번째 부분기본소득으로 구분하여, 각각의 빈곤 개선 효과를 논의한다.

[그림 2-5]는 빈곤선과 손익분기점 소득이 일치하는 형태의 부분기본소득을 나타낸 것이다(아래의 [그림 2-8]과 비교해보라). 논의의 단순성을 위하여 여기서는 손익분기점 소득 미만 구간에는 $\tau(0<\tau<1)$이라는 동일한 세율이, 손익분기점 소득 초과 구간에는 $\tau_p(0<\tau_p<1)$라는 동일한 세율이 적용된다고 가정한다. 세전소득이 Y_C를 초과하는 사람들은 기본소득 제도의 순기여자가 되며, 세전소득이 Y_C 미만인 사람들은 순수혜자가 된다.

[그림 2-4]에서와 마찬가지로, 이 그림에서 주목해야 할 부분은 바로 손익분기점 소득 미만 구간이다. 여기서 빈곤선을 뜻하는 PL이 손익분기점 소득 Y_C와 같다는 것을 알 수 있다. $0 \le x \le Y_C$ 구간에서, 원점을 지나는 45°선, $y=Y_C$, 굵은 선인 $y=(1-\tau)x+BI$의 관계를 살펴보면, [그림 2-4]에서와 같이 $y=(1-\tau)x+BI$가 이 구간의 모든 x값에서 원점을 지나는 45°선 위의 점들과 Y_C 간 차이를 τ 비중만큼 줄이는 점들을 연결한 선이라는 것을 쉽게 알 수 있다. 그런데 이 그림에서는 Y_C 값이 PL과 같으므로, 세전소득이 빈곤선 아래인 사람들은 부분기본소득 도입 후에도 여전히 빈곤선 아래의 순소득을 갖게 되지만 빈곤선 소득과의 소득격차는 τ배만큼 줄어들게 된다. 따라서 이러한 형태의 부분기본소득이 도입될 경우 고정빈곤선 가정 시 빈곤율은 불변이지만 빈곤갭은 $(100\tau)\%$ 줄어든다는 사실을 그림을 통해서도 직관적으로 파악해볼 수 있다.[16]

16) 부분기본소득 도입으로 인한 빈곤갭 개선율을 수식으로 나타내면 다음과 같다. 빈곤선 소득을 A, 빈곤층의 세전 평균소득을 B라고 하자. 그러면 부분기본소득



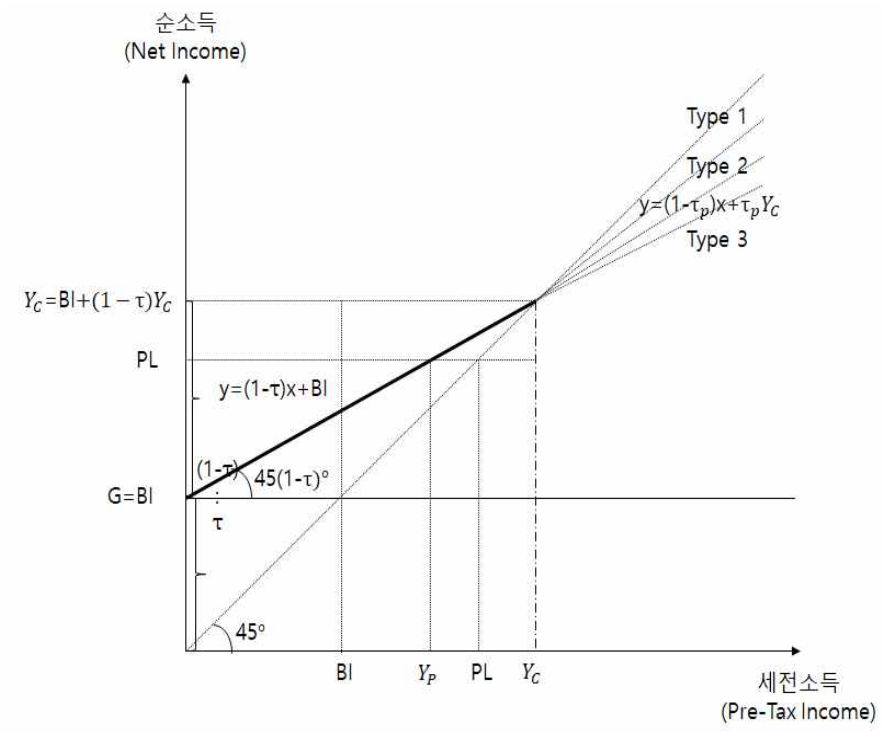
주: 기호와 선의 의미는 [그림 2-4]에서와 동일함. 이 그림에서 PL은 손익분기점 소득 Y_C와 일치함. $0 \leq x \leq Y_C$ 구간에서, PL과 굵은 선, 굵은 선과 원점을 지나는 45°선 사이의 거리는 (1-τ):τ의 비중을 유지함.

[그림 2-5] 부분기본소득 제도에서 세전소득과 순소득의 관계: 빈곤선과 손익분기점 소득이 일치하는 형태의 부분기본소득

[그림 2-6]은 빈곤선이 기본소득과 손익분기점 소득 사이에 위치하는 형태의 부분기본소득을 그린 것이다(아래의 [그림 2-9]와 비교해보라). 논의의 단순성을 위하여 여기서는 손익분기점 소득 미만 구간에는 τ $(0 < \tau < 1)$이라는 동일한 세율이, 손익분기점 소득 초과 구간에는 τ_p $(0 < \tau_p < 1)$라는 동일한 세율이 적용된다고 가정한다. 세전소득이 Y_C를

도입 전 빈곤갭은 $\frac{A-B}{A}$가 된다. 부분기본소득 도입 후 A는 불변인 반면, 빈곤층의 평균 순소득은 $B+\tau(A-B)$가 된다. 따라서 부분기본소득 도입 후 빈곤갭은 $\frac{(1-\tau)(A-B)}{A}$가 되고, 부분기본소득 도입으로 인한 빈곤갭 개선율은 (100τ)%가 됨을 쉽게 알 수 있다.

초과하는 사람들은 기본소득 제도의 순기여자가 되며, 세전소득이 Y_C 미만인 사람들은 순수혜자가 된다.



주: 기호와 선의 의미는 [그림 2-4]에서와 동일함. PL은 기본소득 BI와 손익분기점 소득 Y_C 사이에 위치함. 부분기본소득을 적용한 후에 순소득이 PL에 이르게 되는 세전소득을 Y_P라고 표시함.

[그림 2-6] 부분기본소득 제도에서 세전소득과 순소득의 관계: 빈곤선이 최소보장소득과 손익분기점 소득 사이에 위치하는 형태의 부분기본소득

[그림 2-4], [그림 2-5]에서와 마찬가지로, 이 그림에서 주목해야 할 부분은 바로 손익분기점 소득 미만 구간이다. 여기서 빈곤선을 뜻하는 P_L이 기본소득 BI와 손익분기점 소득 Y_C 사이에 위치한다는 것을 알 수 있다. $0 \le x \le Y_C$ 구간에서, 원점을 지나는 45°선, $y = Y_C$, 굵은 선인 $y = (1-\tau)x + BI$의 관계를 살펴보면, [그림 2-4], [그림 2-5]에서와 같이 $y = (1-\tau)x + BI$가 이 구간의 모든 x값에서 원점을 지나는 45°선 위의 점들과 Y_C 간 차이를 τ 비중만큼 줄이는 점들을 연결한 선이라는 것을 쉽

게 알 수 있다. [그림 2-4], [그림 2-5]에서와 마찬가지로, $0 \le x \le Y_C$ 구간에서 Y_C와 굵은 선, 굵은 선과 원점을 지나는 45°선 사이의 거리는 $(1-\tau):\tau$의 비중을 유지한다.

그런데 [그림 2-5]에서와는 달리 이 그림에서는 Y_C값이 PL보다 크다는 사실에 주목할 필요가 있다. 여기서 부분기본소득을 적용한 후에 순소득이 PL에 이르게 되는 총소득을 Y_P라 하자. $Y_C \le x \le Y_P$에 속한 개인은 빈곤선 이하의 세전소득을 갖고 있었지만 부분기본소득으로 인하여 빈곤선 이상의 순소득을 얻게 되며, 이는 이러한 형태의 부분기본소득은 빈곤갭뿐만 아니라 빈곤율도 감소시킨다는 것을 시사한다. $0 \le x \le PL$에 속하는 사람들의 수를 HP, $Y_P \le x \le PL$에 속하는 사람들의 수를 NPL이라고 하면, 고정빈곤선 가정 시 이러한 형태의 부분기본소득으로 인한 빈곤 개선율은 $(\frac{NPL}{HP} \times 100)\%$로 나타낼 수 있다. 빈곤선 소득을 A, 빈곤층의 세전 평균소득을 B, $0 \le x \le Y_P$에 속한 사람들의 세전 평균소득을 C라고 하면, 부분기본소득 도입 전 빈곤갭은 $\frac{A-B}{A}$가 된다. 부분기본소득 도입 후 A는 불변인 반면, 빈곤층의 평균 순소득은 $C+\tau(Y_C-C)$가 된다. 따라서 부분기본소득 도입 후 빈곤갭은 $\frac{A-C-\tau(Y_C-C)}{A}$가 되고, 부분기본소득 도입으로 인한 빈곤갭 개선율은 $100\frac{\tau}{A-B}(Y_C-C-\frac{B-C}{\tau})\%$가 됨을 알 수 있다.

[그림 2-6]에서의 부분기본소득 도입 후 빈곤갭과 [그림 2-5]에서 부분기본소득 도입 후 빈곤갭을 비교해보면, 결국 부분기본소득 도입 후 빈곤층의 평균 순소득을 의미하는 $C+\tau(Y_C-C)$와 B 중 어느 것이 더 크냐의 문제로 압축된다. $0 \le x \le Y_C$ 구간에서의 굵은 선이 $0 \le x \le PL$ 구간에서의 원점을 지나는 45°선보다 항상 위에 있으므로 전자가 후자보다 더 크며, 따라서 [그림 2-6]에서의 빈곤갭 개선율이 [그림 2-5]에서의 그것인 $(100\tau)\%$보다 더 크다는 사실을 쉽게 알 수 있다.

하지만 이상의 논의는 직접효과만을 고려한 것으로, 노동공급효과는 고려되지 않았다는 점에서 한계가 있다. 노동공급효과를 고려한 기본소

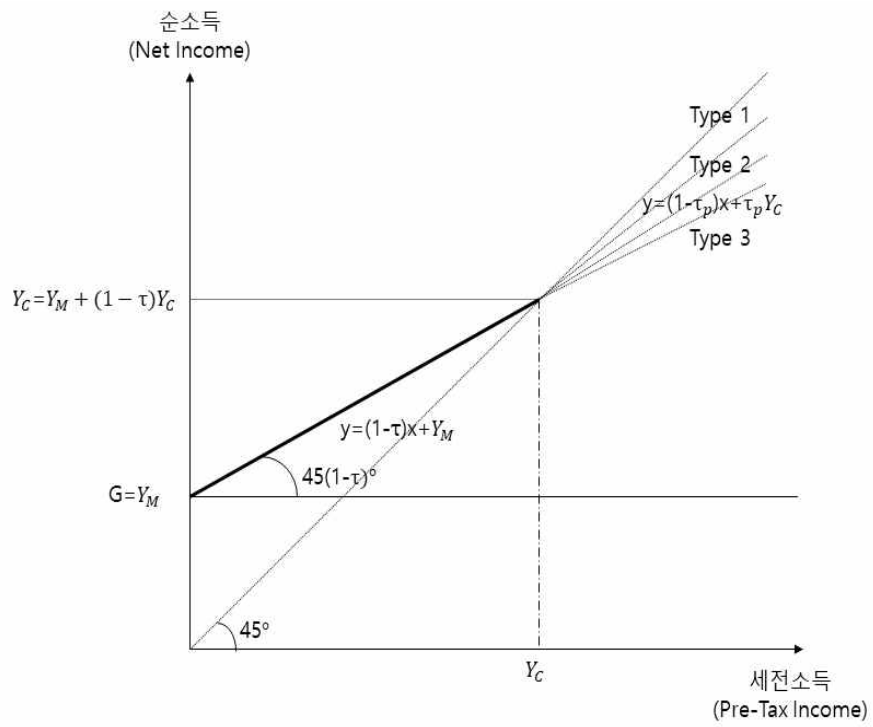
득의 빈곤 개선 효과에 대한 분석은 제5장에서 수행된다.

2. NIT 제도의 이해

NIT는 손익분기점 소득 미만의 소득을 가진 개인 혹은 가구에게 손익분기점 소득과의 소득 차이의 일정 비율로 지급되는 현금급여를 말한다(Friedman, 1962; Tobin, 1968).[17] 개인소득세 재원 기본소득 제도에서는 각 소득구간별 적용 세율들과 전체 평균세율이 핵심 모수이지만(이건민, 2022a: 45), NIT 제도에서는 NIT 수급층과 관련된 모수들, 곧 최소보장소득의 액수, NIT 세율, 손익분기점 소득의 크기가 핵심 모수들이다(Henderson, 1971; Sommer, 2016: 3장). NIT 제도 도입을 위한 재원의 규모는 세 가지 핵심 모수들이 정해진 후에야 확정된다(이건민, 2022a: 45). NIT 제도 도입을 위한 필요재원의 크기, 그리고 양의 소득세 구간에 적용되는 세율은 세 모수가 확정된 후에야 계산될 수 있다(이건민, 2022a: 45). 이러한 제도 내적 특성만 보더라도 기본소득과는 달리 NIT 제도에는 빈곤 완화라는 정책목표가 강하게 내재되어 있다고 볼 수 있다(이건민, 2022a: 45).

위에서 밝혔듯이, NIT 제도의 핵심 모수들은 손익분기점 소득, 최소보장소득, NIT 세율이다. 이 셋은 어느 둘이 정해지면 다른 하나는 자동으로 결정되는 관계를 갖는데, 이를 함수로 나타내면 $Y_C = Y_M/\tau$(여기서 Y_C는 손익분기점 소득, Y_M은 최소보장소득, τ는 NIT 세율)와 같다(Henderson, 1971; Sommer, 2016: 3장).

17) Colombino and Islam(2018: 20-21)과 Colombino(2019: 5, 그림 4)는 본고와는 다르게 기본소득과 NIT를 정의한다. 이들 연구는 손익분기점 소득을 기준으로 손익분기점 소득 아래의 소득구간에 적용되는 세율과 손익분기점 소득을 초과하는 소득구간에 적용되는 세율이 일치하는 것을 무조건적 기본소득(unconditional basic income)으로, 두 소득구간에서의 세율이 다른 것(주로는 저소득층에 적용되는 세율이 더 큼)을 NIT로 정의하고 있다. 필자는 기본소득과 NIT에 대한 본고의 정의가 더 일관성 있고 타당하다고 판단한다.



주: Van Parijs and Vanderborght(2017: 그림 2.2)를 기초로 저자가 직접 작성함. 여기서 G와 Y_M은 최소보장소득(Guaranteed Income), Y_C는 손익분기점 소득, τ는 NIT 세율($0<\tau<1$)을 의미함. 논의의 단순성을 위하여 여기서는 손익분기점 소득 미만 구간에는 τ이라는 동일한 세율이, 손익분기점 소득 초과 구간에는 τ_p라는 동일한 세율이 적용된다고 가정함. 굵은 선은 NIT 급여대상자의 순소득을 표현하며, y절편은 Y_M, 기울기는 $(1-\tau)$가 됨(따라서 굵은 선의 기울기 각도는 $45(1-\tau)°$가 됨). 손익분기점 소득 Y_C는 (0, 0)에서 출발하는 45°선과 굵은 선의 교점에 해당함. 양의 소득세 구간에 적용되는 세율이 NIT 세율보다 클지 같을지 작을지는 NIT 제도를 특징짓는 세 모수의 크기에 따라 달라지며, 이를 반영하여 세 가지의 점선으로 표시함(Type 1: 역진소득세 모형의 경우에 상응($\tau_p<\tau$), Type 2: 정률소득세 모형의 경우에 상응($\tau_p=\tau$), Type 3: 누진소득세 모형의 경우에 상응($\tau_p>\tau$)).

[그림 2-7] NIT 제도에서 세전소득과 순소득의 관계

[그림 2-7]은 NIT 제도에서 세전소득과 순소득의 관계를 표현한 것이다.[18] 개인소득세 재원 기본소득에서 기본소득 지급액은 정책적으로 결

18) 이 그림이 Van Parijs and Vanderborght(2017: 그림 2.2)와 다른 점은 x축이 총소득(gross income)이 아니라 세전소득(pre-tax income)이라는 점이다. x축을 총소득이나 시장소득으로 구체적으로 표현하지 않고 세전소득이라고 둔 것은 맥락

정된 전체 평균세율에 따라 정해지지만, NIT 제도에서 최소보장소득 Y_M은 그 자체가 정책적으로 직접 결정된다. NIT 세율을 τ, 손익분기점 소득을 Y_C, x를 세전소득, y를 순소득이라 할 때, NIT 수급층이 직면하는 세전소득과 순소득 사이의 함수관계는 $y=(1-\tau)x+Y_M$로 나타낼 수 있다((0, Y_M)과 (Y_C, Y_C)를 지나므로). 따라서 $Y_C=Y_M+(1-\tau)Y_C$이고, $Y_C=Y_M/\tau$가 성립함을 쉽게 알 수 있다.

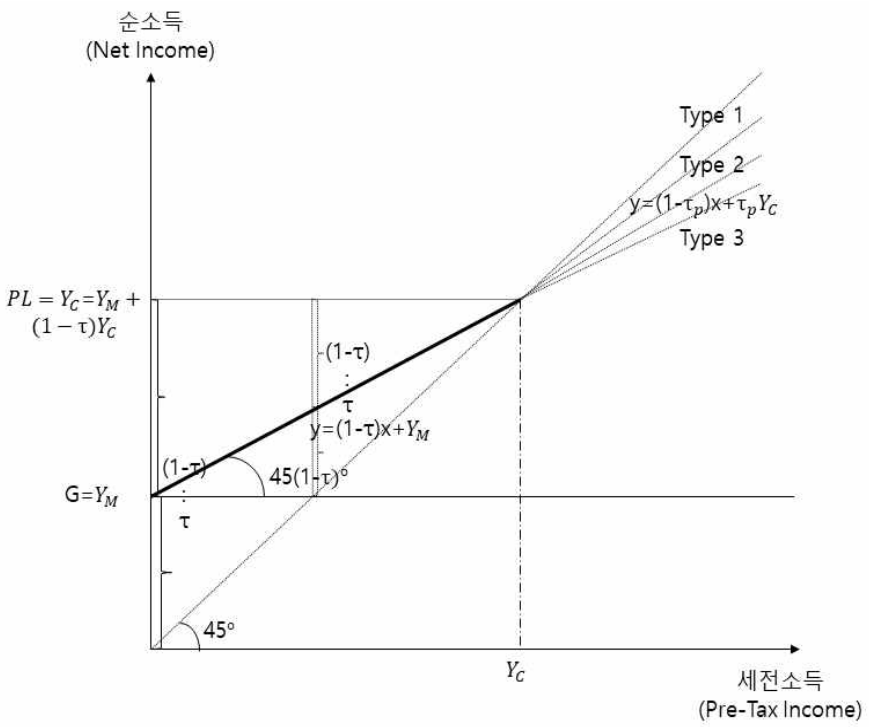
소득세 외부 재원에서 NIT 제도를 위한 필요재원을 전부 충당하지는 않는다고 가정할 경우 τ_p는 양수가 되므로 세전소득이 Y_C를 초과하는 사람들은 NIT 제도의 순기여자가 되며, 세전소득이 Y_C 미만인 사람들은 순수혜자가 된다. 양의 소득세 구간에 적용되는 세율이 NIT 세율보다 클지 같을지 작을지는 NIT 제도를 특징짓는 세 모수의 크기에 따라 달라지며, 이를 반영하여 세 가지의 점선으로 표시하였다. 개인소득세 재원 기본소득에서 순수혜층이 평균소득이나 평균소득 근처의 소득으로 결정되는 반면, 지금까지 NIT 제도로 제안된 수급대상층의 규모는 대부분 중위소득의 60~100%로 제한되는 경향이 있으므로(Klein, 1966; Tobin, Pechman and Mieszkowski, 1967; Diamond, 1968), 실제 정책상으로 고려되는 NIT 제도는 역진소득세 모형에 상응하는 Type 1이라고 할 수 있다. NIT 지급구간과 양의 소득세 과세구간 내에서 각각 단일한 기울기를 갖는다는 것은 NIT 제도로 인하여 각 소득구간 내에 속한 사람들의 소득 격차가 각각 τ, τ_p 값에 비례적으로 감소한다는 것을 나타낸다. 하지만 정률소득세 모형에서와는 달리, 두 소득구간 간 사람들의 소득 격차는 더이상 비례적으로 감소하지 않게 된다. 또한 NIT 지급구간에서의 기울기와 양의 소득세 과세구간에서의 기울기가 모두 양수라는 점은 이 제도가 도입되더라도 소득 순위가 그대로 보존될 것임을 보여준다(Yi, 2022).

에 따라서 x축이 총소득이 될 수도 있고 시장소득이 될 수도 있기 때문이다. 만약 NIT가 개인소득세 재원 기본소득과 경제학적으로 동등한 형태로 설계된다면 x축이 시장소득과 일치하겠지만, 빈곤 완화를 지향하는 형태로 설계된다면 x축이 총소득에 대응될 것이다(자세한 논의는 아래의 2.1.3과 2.1.4 참조). 이러한 논의는 아래의 [그림 2-8]~[그림 2-10]에서도 동일하게 적용된다.

NIT는 지급 수준에 따라 빈곤갭 유형(Poverty-Gap Type)과 사회배당 유형(Social-Dividend Type)으로 구분된다(Sommer, 2016: 3장). 빈곤갭 유형은 빈곤선을 정한 후 개인 또는 가구의 실제소득과 빈곤선 간 차이의 일정 비율을 메워주는 유형을 뜻하는 반면, 사회배당 유형은 최소소득을 출발점으로 하여 지급 수준이 특정 사회의 정치적, 사회문화적 상황에 따라 외생적으로 결정된다는 특징을 갖는다(Sommer, 2016: 3장). 빈곤갭 유형의 대표적인 예로는 Friedman(1962), Green and Lampman(1967), Friedman and Friedman(1980)이 있으며, 사회배당 유형의 대표적인 예로는 Tobin(1966; 1968), Tobin, Pechman and Mieszkowski(1967)을 들 수 있다.

빈곤을 완화한다는 목표만을 본다면 최소보장소득을 높이는 것이 주요하게 고려될 수 있지만, NIT 세율이 일정할 경우 최소보장소득의 상향은 손익분기점 소득의 상향으로 이어져 빈곤하지 않은 개인이나 가구에게까지 NIT 급여가 지급될 가능성을 높인다. 반면 빈곤한 개인이나 가구에게만 NIT 급여를 지급하기 위해서는 손익분기점 소득을 낮추는 것이 주요하게 고려될 수 있지만, NIT 세율이 일정할 경우 손익분기점 소득을 낮추는 것은 최소보장소득을 낮춤으로써 빈곤율이나 빈곤갭을 낮추는 데에는 역부족일 수 있다. 즉 빈곤갭 유형에 비해 사회배당 유형은 빈곤 개선의 효과성은 더 높을 수 있지만 표적화 면에서 불리하여 빈곤 개선의 효율성은 더 낮을 가능성이 크다. NIT 제도의 주요 모수 설정 면에서 빈곤 개선의 효과성과 효율성 간 상충관계가 존재하는 것이다.

여기서는 소득이 빈곤선 이상인 개인이나 가구에게 NIT를 지급하지 않기 위해서 빈곤선을 손익분기점 소득과 일치시킨 형태의 첫 번째 빈곤갭 유형, 최소보장소득이 여전히 빈곤선보다 낮기는 하지만 손익분기점 소득이 빈곤선보다는 높다는 점에서 첫 번째보다는 관대한 형태의 두 번째 빈곤갭 유형, 최소보장소득이 빈곤선과 일치하는 형태의 사회배당 유형의 경우를 그림을 제시하면서 설명한다.



주: 기호와 선의 의미는 [그림 2-7]에서와 동일함. 이 그림에서 PL은 손익분기점 소득 Y_C와 일치함. $0 \leq x \leq Y_C$ 구간에서, PL과 굵은 선, 굵은 선과 원점을 지나는 45°선 사이의 거리는 $(1-\tau):\tau$의 비중을 유지함.

[그림 2-8] NIT 제도에서 세전소득과 순소득의 관계:
빈곤선과 손익분기점 소득이 일치하는 형태의 빈곤갭 유형

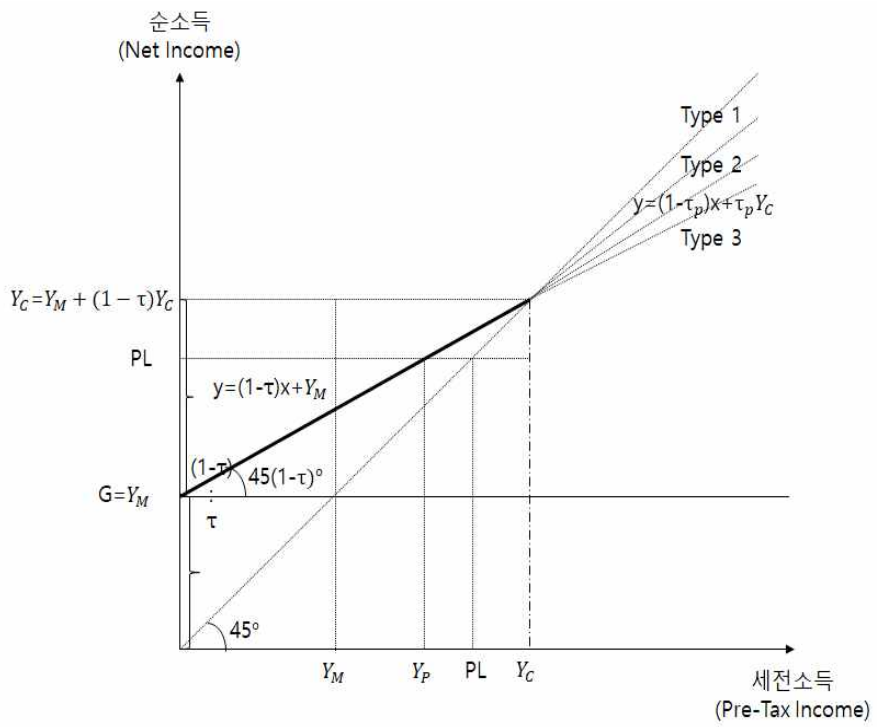
[그림 2-8]은 빈곤선과 손익분기점 소득이 일치하는 형태의 빈곤갭 유형을 나타낸 것이다. 논의의 단순성을 위하여 여기서는 손익분기점 소득 미만 구간에는 $\tau(0<\tau<1)$이라는 동일한 세율이, 손익분기점 소득 초과 구간에는 $\tau_p(0<\tau_p<1)$라는 동일한 세율이 적용된다고 가정한다. 소득세 외부 재원에서 NIT 제도를 위한 필요재원을 전부 충당하지는 않는다고 가정할 경우 τ_p는 양수가 되므로 세전소득이 Y_C를 초과하는 사람들은 NIT 제도의 순기여자가 되며, 세전소득이 Y_C 미만인 사람들은 순수혜자가 된다.

이 그림에서 주목해야 할 부분은 바로 NIT 급여가 지급되는 구간이다. 여기서 빈곤선을 뜻하는 PL이 손익분기점 소득 Y_C와 같다는 것을

알 수 있다. $0 \le x \le Y_C$ 구간에서, 원점을 지나는 45°선, $y = Y_C$, 굵은 선인 $y = (1-\tau)x + Y_M$의 관계를 살펴보면, $y = (1-\tau)x + Y_M$이 이 구간의 모든 x값에서 원점을 지나는 45°선 위의 점들과 Y_C 간 차이를 τ 비중만큼 줄이는 점들을 연결한 선이라는 것을 쉽게 알 수 있다. 그런데 이 그림에서는 Y_C 값이 PL과 같으므로, 세전소득이 빈곤선 아래인 사람들은 빈곤갭 유형 도입 후에도 여전히 빈곤선 아래의 순소득을 갖게 되지만 빈곤선 소득과의 소득격차는 τ배만큼 줄어들게 된다. 따라서 이러한 빈곤갭 유형이 도입될 경우 고정빈곤선 가정 시 빈곤율은 불변이지만 빈곤갭은 (100τ)% 줄어든다는 사실을 그림을 통해서도 직관적으로 파악해볼 수 있다.

[그림 2-9]는 빈곤선이 최소보장소득과 손익분기점 소득 사이에 위치하는 형태의 빈곤갭 유형을 그린 것이다. 논의의 단순성을 위하여 여기서는 손익분기점 소득 미만 구간에는 $\tau(0 < \tau < 1)$이라는 동일한 세율이, 손익분기점 소득 초과 구간에는 $\tau_p(0 < \tau_p < 1)$라는 동일한 세율이 적용된다고 가정한다. 소득세 외부 재원에서 NIT 제도를 위한 필요재원을 전부 충당하지는 않는다고 가정할 경우 τ_p는 양수가 되므로 세전소득이 Y_C를 초과하는 사람들은 NIT 제도의 순기여자가 되며, 세전소득이 Y_C 미만인 사람들은 순수혜자가 된다.

[그림 2-8]에서와 마찬가지로, 이 그림에서 주목해야 할 부분은 바로 NIT 급여가 지급되는 구간이다. 여기서 빈곤선을 뜻하는 P_L이 최소보장소득 Y_M과 손익분기점 소득 Y_C 사이에 위치한다는 것을 알 수 있다. $0 \le x \le Y_C$ 구간에서, 원점을 지나는 45°선, $y = Y_C$, 굵은 선인 $y = (1-\tau)x + Y_M$의 관계를 살펴보면, [그림 2-8]에서와 같이 $y = (1-\tau)x + Y_M$이 이 구간의 모든 x값에서 원점을 지나는 45°선 위의 점들과 Y_C 간 차이를 τ 비중만큼 줄이는 점들을 연결한 선이라는 것을 쉽게 알 수 있다. [그림 2-8]에서와 마찬가지로, $0 \le x \le Y_C$ 구간에서 Y_C와 굵은 선, 굵은 선과 원점을 지나는 45°선 사이의 거리는 $(1-\tau):\tau$의 비중을 유지한다.



주: 이 그림에서 PL은 최소보장소득 Y_M과 손익분기점 소득 Y_C 사이에 위치함. 빈곤갭 유형을 적용한 후에 순소득이 PL에 이르게 되는 세전소득을 Y_P라고 표시함. $0 \le x \le Y_C$ 구간에서, Y_C와 굵은 선, 굵은 선과 원점을 지나는 45°선 사이의 거리는 $(1-\tau):\tau$의 비중을 유지함.

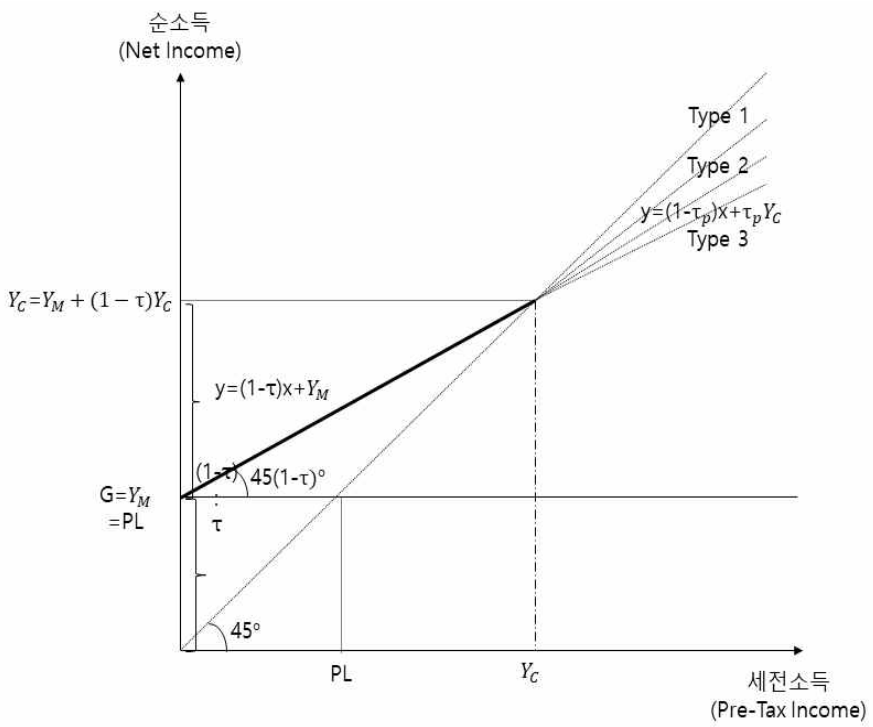
[그림 2-9] NIT 제도에서 세전소득과 순소득의 관계: 빈곤선이 최소보장소득과 손익분기점 소득 사이에 위치하는 형태의 빈곤갭 유형

그런데 [그림 2-8]에서와는 달리 이 그림에서는 Y_C값이 PL보다 크다는 사실에 주목할 필요가 있다. 여기서 빈곤갭 유형을 적용한 후에 순소득이 PL에 이르게 되는 총소득을 Y_P라 하자. $Y_C \le x \le Y_P$에 속한 개인은 빈곤선 이하의 세전소득을 갖고 있었으나 이 제도로 인하여 빈곤선 이상의 순소득을 얻게 되며, 이는 이러한 빈곤갭 유형이 빈곤갭뿐만 아니라 빈곤율도 감소시킨다는 것을 시사한다. $0 \le x \le PL$에 속하는 사람들의 수를 HP, $Y_P \le x \le PL$에 속하는 사람들의 수를 NPL이라고 하면, 고정빈곤선 가정 시 이러한 빈곤갭 유형으로 인한 빈곤 개선율은

$(\frac{NPL}{HP}\times 100)\%$로 나타낼 수 있다. 빈곤선 소득을 A, 빈곤층의 세전 평균 소득을 B, $0 \le x \le Y_P$에 속한 사람들의 세전 평균소득을 C라고 하면, 빈곤갭 유형 도입 전 빈곤갭은 $\frac{A-B}{A}$가 된다. 빈곤갭 유형 도입 후 A는 불변인 반면, 빈곤층의 평균 순소득은 $C+\tau(Y_C-C)$가 된다. 따라서 빈곤갭 유형 도입 후 빈곤갭은 $\frac{A-C-\tau(Y_C-C)}{A}$가 되고, 빈곤갭 유형 도입으로 인한 빈곤갭 개선율은 $100\frac{\tau}{A-B}(Y_C-C-\frac{B-C}{\tau})\%$가 됨을 알 수 있다.

[그림 2-9]에서의 빈곤갭 유형 도입 후 빈곤갭과 [그림 2-8]에서 빈곤갭 유형 도입 후 빈곤갭을 비교해보면, 결국 빈곤갭 유형 도입 후 빈곤층의 평균 순소득을 의미하는 $C+\tau(Y_C-C)$와 B 중 어느 것이 더 크냐의 문제로 압축된다. $0 \le x \le Y_C$ 구간에서의 굵은 선이 $0 \le x \le PL$ 구간에서의 원점을 지나는 45°선보다 항상 위에 있으므로 전자가 후자보다 더 크며, 따라서 [그림 2-9]에서의 빈곤갭 개선율이 [그림 2-8]에서의 그것인 $(100\tau)\%$보다 더 크다는 사실을 쉽게 알 수 있다.

[그림 2-10]은 빈곤선이 최소보장소득과 일치하는 형태의 사회배당 유형을 표현한 것이다. 논의의 단순성을 위하여 여기서는 손익분기점 소득 미만 구간에는 $\tau(0<\tau<1)$이라는 동일한 세율이, 손익분기점 소득 초과 구간에는 $\tau_p(0<\tau_p<1)$라는 동일한 세율이 적용된다고 가정한다. 소득세 외부 재원에서 NIT 제도를 위한 필요재원을 전부 충당하지는 않는다고 가정할 경우 τ_p는 양수가 되므로 세전소득이 Y_C를 초과하는 사람들은 NIT 제도의 순기여자가 되며, 세전소득이 Y_C 미만인 사람들은 순수혜자가 된다.



주: 기호와 선의 의미는 [그림 2-7]에서와 동일함. 이 그림에서 빈곤선을 의미하는 PL은 최소보장소득 Y_M과 일치함. $0 \le x \le Y_C$ 구간에서, Y_C와 굵은 선, 굵은 선과 원점을 지나는 45°선 사이의 거리는 $(1-\tau):\tau$의 비중을 유지함.

[그림 2-10] NIT 제도에서 세전소득과 순소득의 관계:
빈곤선과 최소보장소득이 일치하는 형태의 사회배당 유형

[그림 2-8], [그림 2-9]에서와 마찬가지로, 이 그림에서 주목해야 할 부분은 바로 NIT 급여가 지급되는 구간이다. 여기서 빈곤선을 뜻하는 P_L이 최소보장소득 Y_M과 같다는 것을 알 수 있다. $0 \le x \le Y_C$ 구간에서, 원점을 지나는 45°선, $y = Y_C$, 굵은 선인 $y = (1-\tau)x + Y_M$의 관계를 살펴보면, [그림 2-8], [그림 2-9]에서와 같이 $y = (1-\tau)x + Y_M$이 이 구간의 모든 x값에서 원점을 지나는 45°선 위의 점들과 Y_C 간 차이를 τ 비중만큼 줄이는 점들을 연결한 선이라는 것을 쉽게 알 수 있다.

[그림 2-8], [그림 2-9]에서와 마찬가지로, $0 \le x \le Y_C$ 구간에서 Y_C와 굵은 선, 굵은 선과 원점을 지나는 45°선 사이의 거리는 $(1-\tau):\tau$의 비중을 유지한다. 그런데 [그림 2-8], [그림 2-9]에서와는 달리 이 그림에서는

Y_M값이 PL에 이른다는 사실에 주목할 필요가 있다. 따라서 사회배당 유형을 적용할 경우 고정빈곤선 가정 시 빈곤율과 빈곤갭 모두 0%가 된다.

하지만 이상의 논의는 직접효과만을 고려한 것으로, 노동공급효과는 고려되지 않았다는 점에서 한계가 있다. 노동공급효과를 고려한 NIT의 빈곤 개선 효과에 대한 분석은 제5장에서 수행된다.

3. 기본소득과 NIT의 경제학적 동등성 조건과 위배 조건: 기준선 시나리오의 도출

기본소득과 NIT는 아래와 같은 네 가지 조건을 충족시키면서, 최소보장소득과 소득구간별 한계세율이 일치하도록 설계하고 NIT 제도를 연 단위 사후 지급이 아니라 기본소득의 경우와 마찬가지로 주나 월 단위 사전 지급 방식으로 도입할 경우, 사람들에게 동일한 경제적 유인을 제공한다는 의미에서 경제학적으로 동등하다(Van Parijs and Vanderborght, 2017: 36-37; 이건민, 2022a: 46).

첫째, 재원조달 방안이 개인소득세로 국한되어야 한다. 개인소득세 이외의 재원이 기본소득 제도에 추가되면 기본소득과 NIT 간 경제학적 동등성은 더이상 성립하지 않는다. 둘째, 급여와 납세가 모두 개인 단위로 이루어져야 한다. 만약 NIT 제도에서의 급여와 납세 중 어느 한 편이라도 가구 단위로 결정된다면, 두 제도 간 경제학적 동등성은 더이상 성립하지 않는다. 셋째, NIT의 양의 과세구간과 음의 소득세 지급구간에서 동일한 소득표준이 채택되어야 한다. 적어도 이론적으로는 개인소득세 재원 기본소득과 NIT 제도 모두 시장소득 혹은 총소득으로 소득 표준이 일치하게끔 설계하는 것이 가능하다. 하지만 아래에서도 살펴볼 바와 같이, NIT 제도는 빈곤 완화 지향 시 NIT 지급구간에서의 소득을 '소득인정액' 개념으로 채택하는 것이 더 적합하며(Tobin, Pechman and Mieszkowski, 1967; Tobin, 1968), 심지어는 '소득인정액'에서 친척의 소득까지도 고려한 제안이 제출된 바도 있다(Petersen, 1997). 이렇게 될 경우, 두 제도 간 경제학적 동등성은 더이상 성립되지 않는다.

넷째, 노동력이나 노동의사 유무에 대한 노동 심사가 없어야 한다. 대부분의 NIT 제안은 이 조건을 만족시키지만, 닉슨 대통령의 가족부조계획(Family Assistance Plan)이나 줄리엣 라이스-윌리엄스의 제안(Rhys-Williams, 1943)과 같이 노동의사나 노동능력을 갖추어야만 지급되는 형태의 NIT 제안도 존재하는 것이 사실이다(Van Parijs and Vanderborght, 2017: 37, 4장; 안효상, 2018). 만약 NIT 제도에서 노동력이나 노동의사 유무에 대한 노동 심사 조건이 추가로 도입될 경우, 두 제도 간 경제학적 동등성은 더이상 성립하지 않는다.

여기서 첫째 조건을 충족시키는 기본소득의 형태가 바로 개인소득세 재원 기본소득이므로, 개인소득세 재원 기본소득이 위의 둘째, 셋째, 넷째 조건을 추가로 만족할 경우 NIT와 경제학적으로 동등하게 설계될 수 있다.

이를 두 제도의 핵심 모수들을 활용하여 식으로 나타내면 다음과 같다(이건민, 2022a: 46). 만약 양 제도의 소득 표준이 동일할 때, $Y_M = tY_\mu$(여기서 Y_μ는 평균소득)이고 $Y_C = Y_\mu$이며 순기여층에게 적용되는 세율도 NIT 세율인 t와 같다면, t% 정률소득세 모형과 NIT는 경제학적으로 동등하다(이건민, 2022a: 46).

상기 조건들을 충족할 경우 기본소득과 NIT가 경제학적으로 동등하다는 점에 착안하여, 본고에서는 경제학적으로 동등한 기본소득과 NIT를 기준선 시나리오로 설정한 후 다섯 가지 NIT 정책 변화 시나리오들과의 비교 분석을 수행하였다.

4. 경제학적 동등성이 깨지는 주요 이유: NIT의 빈곤 완화 지향과 정책 변화 시나리오의 도출

NIT 제도에서 빈곤 완화라고 하는 정책 목표를 명시적으로 추구할 경우, 기본소득과 NIT 사이의 경제학적 동등성은 필연적으로 깨진다.

우선 모수적인 측면을 살펴보자. 첫째, NIT 제도에서 최소보장소득의 수준은 빈곤 완화의 효과성을 감안한다는 점에서 빈곤선보다 지나치게 낮게 설정되는 것도 곤란하고, 빈곤 완화의 효율성을 고려한다는 점에서

빈곤선을 초과하여 설정되는 것도 곤란하다. 반면 기본소득은 도입 단계에서 비교적 낮은 수준으로 시작될 수도 있으며(강남훈, 2019; 기본소득한국네트워크, 2021), 중장기적으로는 빈곤선을 초과하는 액수로의 상향도 고려될 수 있다(금민, 2020b; 이건민, 2020a).

이를 다른 차원에서 살펴보면, 개인소득세 재원 기본소득의 경우, 제도의 순수혜층과 순기여층에 속하는 소득구간에 적용되는 세율을 달리 설정하기보다는 동일하게 설정하는 것이 모두를 동등하게 대우한다는 점에서 더 '일반성'을 갖추었다고 평가된다(Buchanan, 1997; 이건민, 2019).[19] 이러한 형태의 t% 정률소득세 모형은 세율 t라는 모수가 정해지기만 하면, 기본소득 지급액도 평균소득의 t%로 결정된다(Yi, 2022). 반면 빈곤 완화를 지향하는 NIT의 경우 최소보장소득의 액수는 대체로 중위소득의 30~50% 수준에서 제안된다(Friedman, 1962; Klein, 1966; 박기성, 변양규, 2017; 김낙회, 변양호, 이석준, 임종룡, 최상목, 2021).

둘째, NIT 세율은 빈곤 완화의 효과성을 감안한다는 점에서 지나치게 낮게 설정될 수도 없고, 노동유인의 제고를 감안한다는 점에서 지나치게 높게 설정될 수도 없다. 이러한 정책목표로 인하여 NIT 세율은 대부분 40~50%로 제안되었다(Friedman, 1962; Klein, 1966; Green and Lampman, 1967; Diamond, 1968).

반면 개인소득세 재원 기본소득은 국내적 맥락에서 국토보유세, 탄소세 등 기본소득의 또 다른 재원과의 패키지 형태로 제안된다. 특히나 기존 소득세 체계 위에 추가로 얹는 형태로 제안되었는데, 구체적으로는 전 소득 구간에 걸쳐 5% 또는 10% 세율로 부과하여 재원을 마련하는 방식을 취하고 있다(강남훈, 2019; 기본소득한국네트워크, 2021; 유영성 외, 2021).

셋째, NIT 제도에서 손익분기점 소득은 빈곤한 개인이나 가구에게 급

---

19) Kesselman and Garfinkel(1978)은 정률소득세 모형(그들의 용어로는 Credit Income Tax(CIT))이 소득구간별로 적용세율이 다른 NIT 제도보다 경제적, 행정적 효율성 면에서 더 우수하다고 주장하면서 모의실험을 통해 이를 실증한다. 또한 정률소득세 모형은 정치적 결정에 따라 NIT 제도가 대다수를 수혜자로 만드는 대신 소수에게 매우 높은 세금 부담을 지우는 형태(누진소득세 모형의 일종과 경제학적으로 동등한 형태)로 귀결될 것을 염려한 Friedman(1962: 194)의 우려를 불식시키는 모형으로 이해될 수 있다(Rhys-Williams, 1965: 162-163; Kesselman and Garfinkel, 1978: 214-215).

여를 제공하지 못하는 일이 발생할 확률을 줄이기 위하여 지나치게 낮은 수준으로 설정될 수도 없고, 빈곤하지 않은 개인이나 가구에게까지 급여를 제공하는 일이 발생할 확률을 줄이기 위하여 지나치게 높은 수준으로 설정될 수도 없다. 이러한 맥락에서 NIT 제도에서 손익분기점 소득은 대체로 중위소득의 60~100% 수준으로 제안된 것이다(Friedman, 1962; Klein, 1966; Green and Lampman, 1967; 김낙회 외, 2021).[20]

반면 기본소득은 모두를 동등하게 대우한다는 점에서 누진소득세 모형이나 역진소득세 모형보다 더 '일반성'을 갖추었다고 평가되는 정률소득세 모형의 경우(Buchanan, 1997; 이건민, 2019), 손익분기점 소득이 평균소득에 이르게 된다(Buchanan, 1997; Van Parijs and Vanderborght, 2017; Yi, 2022). 또한 과세 측면에서 누진성을 띤다는 점에서 다른 두 모형보다 선호될 수 있는 누진소득세 모형의 경우, 손익분기점 소득이 평균소득을 상회한다. 이러한 점을 고려해볼 때, 일반적으로 NIT 제도에서 설정된 손익분기점 소득은 기본소득에서의 손익분기점 소득보다 낮을 가능성이 크다고 할 수 있다.

다음으로 비모수적인 측면을 살펴보자. 첫째, 빈곤 완화를 지향하는 NIT 제도는 크게 두 가지 요소에서 개인이 아니라 가구 단위를 고려하게 된다. 소비의 경제적 주체로서 개인보다 가구가 더 합당하다는 경제적 관점을 취할 경우, 고소득가구나 중산층가구에 속한 소득이 없거나 작은 개인에게까지 NIT 급여를 지급하는 것은 정책의 효과성과 효율성이 떨어진다고 판단될 수 있다. 따라서 이러한 시각에서 NIT 급여의 단위는 개인이 아니라 가구로 결정되는 것이 자연스럽다.

---

20) Tobin, Pechman and Mieszkowski(1967)는 아마 거의 유일한 예외일 것이다. 그들은 각각 두 가지 수준의 최소보장소득(공식빈곤선에 가까운 H Schedule과 빈곤선 소득의 일부만을 보장하는 L Schedule)과 NIT 세율(50%와 33⅓%)을 조합하여 총 4가지 형태의 NIT 모형을 검토하였는데, 그중 하나는 공식빈곤선에 가까운 최소보장소득과 33⅓%의 NIT 세율을 결합한 것이었다. 만약 공식빈곤선에 가까운 최소보장소득의 수준이 중위소득의 약 50%에 달한다고 가정한다면, 이 모형에서의 손익분기점 소득은 중위소득의 약 150%에 이른다. 하지만 이 모형은 저자들이 가장 선호하는 모형은 아니었다. 그들은 당시 상황에서 L Schedule과 40%의 NIT 세율을 조합하는 방식이 보장소득과 예산비용 면에서 가장 균형 잡힌 접근이라고 생각한다고 밝히고 있다(Tobin, Pechman and Mieszkowski, 1967: 26-27).

그리고 소비의 경제적 주체로서 개인이 아니라 가구를 명시적으로 고려한다면, 가구원수가 많다고 해서 빈곤선이나 손익분기점 소득을 가구원수에 비례하여 설정하는 것이 아니라 가구 소비에서의 규모의 경제를 고려하여 조정하는 것이 더 자연스럽다(Tobin, Pechman and Mieszkowski, 1967; Tobin, 1968).[21] 만약 가구 소비에서의 규모의 경제를 감안한 조정이 이루어지지 않는다면, 가구원수가 많은 가구에 필요 이상으로 많은 NIT 급여를 지급함으로써 빈곤 개선의 효율성이 떨어진다고 비판받을 수 있다.

반면 기본소득은 기본소득이라는 아이디어 자체가 개인의 실질적 자유, 가구 내 젠더평등을 지향하기에 개별성을 핵심 원리 중 하나로 삼는다는 점에서 가구 단위 지급보다는 개인 단위 지급을 선호한다(Van Parijs, 1995; Miller, Yamamori and Zelleke, 2019). 아울러 가구 소비에서의 규모의 경제 문제에 대해서도 다른 시각을 제시하는데, 그것은 바로 기본소득이 공동거주를 경제적으로 유리하게 한다는 점에서 뚜렷한 장점을 지닌다는 것이다(Miller, 2017).

둘째, Haig-Simons의 소득 개념, 즉 “소비할 수 있는 능력의 증가”(Rosen and Gayer, 2008)로 정의되는 포괄소득(comprehensive income)(Haig, 1921; Simons, 1938) 개념이 가구의 경제력을 잘 표현한다는 시각을 받아들인다면, NIT 지급구간에서의 소득을 귀속임대료나 해당 기간의 자산 변동 등까지 고려한 ‘소득인정액’ 개념으로 설정하는 것이 자연스럽다(Tobin, Pechman and Mieszkowski, 1967; Tobin, 1968).

반면 개인소득세 재원 기본소득은 저소득구간이나 고소득구간이나 관계없이 시장소득에 해당하는 개인소득에 과세한 것을 바탕으로 기본소득을 지급하는 구상이다. 이는 이론적으로 기본소득이 재분배가 아니라 선분배(predistribution)이며(금민, 2020a; 2020b), 따라서 공적이전소득의 지급액은 단지 기본소득의 액수에 따라 특정한 함수의 형태로 조정될 뿐이며 공

21) 가구원수에 따라 빈곤선이나 손익분기점 소득을 조정한다는 점만 떼어놓고 본다면, 이를 모수적 측면에서의 변화라고 이해할 수도 있을 것이다. 하지만 이를 개인에서 가구로의 지급 단위 변화라는 큰 틀에서 이루어지는 변화의 일부라고 파악하는 맥락에서, 또한 개인 혹은 가구당 최소보장소득 수준 자체의 변화와 구분하기 위하여, 여기서는 비모수적 측면에서의 변화로 범주화하였다.

적이전소득은 기본소득의 재원 중 하나가 아니라는 시각을 반영한 것이다.

이렇듯 NIT 제도에서 빈곤 완화라고 하는 정책 목표를 모수적인 측면이나 비모수적인 측면에서 명시적으로 추구할 경우, 기본소득과 NIT 제도 사이의 경제학적 동등성은 필연적으로 깨진다. 여기서 관심사는 빈곤 완화라고 하는 정책 목표를 달성하기 위하여 NIT 제도에서 채택하게 된 모수적, 비모수적 차원에서의 요소들이 실제 빈곤 개선 면에서 효과적이거나 효율적인지를 분석하는 것이다. 이처럼 빈곤 개선을 지향하는 NIT 제도는 기본소득과 더이상 경제학적으로 동등하지 않다는 점에 주목하여, 본고에서는 NIT 제도가 기본소득과 분기하게 되는 각각의 요소 및 전체 요소들을 반영하는 다섯 가지 NIT 정책 변화 시나리오들을 설정한 후 기준선 시나리오(기본소득 도입 시나리오)와의 비교 분석을 실시하였다. 이는 제5장 실증분석에서 수행된다.

제 2 절 선행연구 검토

이 절에서는 기본소득의 빈곤 개선 효과를 분석한 연구, NIT의 빈곤 개선 효과를 분석한 연구, 기본소득과 NIT의 빈곤 개선 효과를 비교 분석한 연구, 기본소득과 NIT의 노동공급효과를 분석한 연구를 중심으로 기존 선행연구를 검토한다.

1. 기본소득의 빈곤 개선 효과 연구

기본소득은 자연적, 사회적 공통부로부터 얻은 경제적 수익을 평등하게 배당하자는 아이디어이다(금민, 2020a; 2020b). 여기서 공통부 수익은 “원래 모든 사람에게 속한 자연적 공유자산의 수익이나 또는 지식, 정보, 빅데이터 등과 같은 인공적 공유자산의 수익처럼 누가 얼마만큼 기여했는지를 따질 수 없고 어떤 특정인의 성과로 귀속시킬 수 없는 수익”을 말한다(금민, 2020a: 6). 따라서 기본소득은 모든 사람의 소득에 ‘사회적 평균’의 일부 비율을 포함함으로써 모든 사람의 소득을 평균소득의 방향

으로 끌어당기는 효과가 있으며(Yi, 2022), 그리하여 개념적으로는 빈곤보다는 불평등 개선과 더 밀접하다고 할 수 있다. 이러한 맥락에서 기본소득의 빈곤 개선 효과를 살펴본 연구는 불평등 개선 효과를 분석한 연구보다 적은 것이 사실이며, 빈곤 개선 효과를 보더라도 불평등 개선 효과를 함께 보고한 경우가 대다수다.

아래에서는 우선 기본소득의 빈곤 개선 효과를 직접효과만으로 분석한 연구들을 살펴본 후, 직접효과뿐만 아니라 노동공급효과, 거시경제효과 등을 함께 고려하여 분석한 연구들을 검토한다.

먼저 기본소득의 빈곤 개선 효과를 직접효과만으로 분석한 연구들이 밝힌 점을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 개인소득세의 각종 세금 감면 및 공제 제도의 축소조정 혹은 폐지, 개인소득세 세율 인상, 국토보유세, 탄소세, 부유세 등 새로운 세목의 도입 등 증세를 전제로 한 기본소득은 빈곤 완화 효과가 상당하다는 것이다(백승호, 2010; 강남훈, 2011; 2013; Martinelli, 2020). 그중에서도 백승호(2010)는 재원을 개인소득세로 한정하더라도 기본소득의 빈곤 개선 효과가 뚜렷함을 보여준다. 둘째, 현행 현금 급여 및 보조금을 폐지하는 것으로 마련된 재원을 기본소득의 형태로 지급하는 예산중립적 기본소득(budget-neutral UBI)의 경우에는, 국가에 따라 다소 차이가 나긴 하지만 전반적으로 현행 제도보다 빈곤 완화 효과가 낮다는 것이다(Browne and Immervoll, 2017; Pareliussen, Hwang and Viitamaki, 2018; Rigolini et al., 2020: 132-140). 셋째, 기본소득이 직면한 트라일레마, 곧 재원이 감당 가능한 규모여야 한다는 것(affordability), 기본소득 급여 수준이 충분해야 한다는 것(adequacy), 자산조사 기반 복지급여들에 대한 의존을 상당히 줄이면서 현금급여 체계를 단순화해야 한다는 것(advantages of radically simplified welfare) 중 최대 두 가지만 충족시킬 수 있다는 것을 고려한다면(Martinelli, 2020), 기본소득이 유의미한 빈곤 개선 효과를 낳기 위해서는 기본소득의 지급 수준에 따라 기존 복지급여의 대체 정도를 세밀하게 조정해야 한다는 것이다(기본소득한국네트워크, 2021).

기본소득의 빈곤 개선 효과를 직접효과로만 분석한 대다수 연구는 단

수 혹은 복수의 재원으로 지급되는 기본소득이 빈곤을 유의미하게 개선함을 보여주었다는 점에서 기여하였으나, 노동공급효과, 거시경제효과 등을 고려하지 않았다는 점에서 한계를 지닌다. 일부 연구는 세율을 설정하는 논리와 급여 수준을 설정하는 논리가 연계되지 못함으로 인하여 엄밀한 의미에서 재정중립적 시나리오에 입각하지 않았다는 한계가 있다(백승호, 2010). 또한 예산중립적 기본소득 시나리오를 전제로 한 일련의 연구들(Browne and Immervoll, 2017; Pareliussen, Hwang and Viitamaki, 2018; Rigolini et al., 2020: 132-140)은 사회보장제도의 원리상으로, 그리고 복지정치적으로 실현 불가능한 시나리오에 입각하여 기본소득의 빈곤 효과를 분석하였다는 점에서 한계가 분명하다.[22)]

다음으로 기본소득의 빈곤 개선 효과를 직접효과뿐만 아니라 노동공급효과, 거시경제효과 등의 간접효과도 고려하여 분석한 연구는 노동공급이나 거시경제에 미치는 부정적 영향이 있기는 하지만 간접효과보다 직접효과가 더 크므로 기본소득의 빈곤 완화 효과가 있음을 보여준다(Colombino and Narazani, 2013; Colombino, 2015; Kumar, Roy, McGregor and Connolly, 2020). Kumar et al.(2020)은 임금 협상과 이주

22) 이러한 연구들은 현존 복지급여를 대체하는 것을 바탕으로 기본소득을 지급하는 예산중립적 기본소득이 현재와 비교했을 때 빈곤 개선에 효과적이지 않음을 실증적으로 보여준다는 점에서는 의미가 있다. 하지만 "모든 국민은 인간으로서의 존엄과 가치를 가지며, 행복을 추구할 권리를 가진다. 국가는 개인이 가지는 불가침의 기본적 인권을 확인하고 이를 보장할 의무를 진다."라고 명시한 대한민국헌법 제10조(대한민국헌법, 헌법 제10호, 1987. 10. 29. 전부개정, 1988. 2. 25. 시행)와 "국가와 지방자치단체는 모든 국민이 건강하고 문화적인 생활을 유지할 수 있도록 사회보장급여의 수준 향상을 위하여 노력하여야 한다."와 "국가와 지방자치단체는 ... 최저보장수준과 최저임금 등을 고려하여 사회보장급여의 수준을 결정하여야 한다."라고 밝힌 사회보장기본법 제10조 제1항과 제3항(사회보장기본법, 법률 제18215호, 2021. 6. 8. 일부개정, 2021. 12. 9. 시행)의 내용과 같이, 우리나라를 비롯하여 세계 각국의 사회부조 및 사회보장제도의 원리에는 국민 모두가 사회문화적으로 최소한 그 이상의 생활을 영위할 수 있도록 하는 사회적 최저선(social minimum)의 충족이 담겨 있다. 이 점을 고려한다면, 저소득층을 중심으로 지급되는 현존 사회부조제도를 폐지하는 대신 모두에게 기본소득을 지급한다고 하는 예산중립적 기본소득 시나리오는 그 자체로 사회적 최저선을 충족시켜야 한다는 사회보장제도의 기본원리에 정면으로 배치되는 것으로서 정책적 의미가 크게 떨어진다고 할 수 있다. 아울러 복지 축소에 따른 비난을 회피하고자 하는 정치인들의 행태를 고려해본다면(Pierson, 1994), 복지정치적 관점에서 보더라도 예산중립적 기본소득은 실현 불가능하다(백승호, 2020).

에 대한 외부 증거를 이용하고, 1단계 미시 모의실험 모형을 통한 추정치를 2단계 거시 모의실험 모형(CGE model)에 투입한 후 이러한 결과들을 바탕으로 3단계 새로운 미시 데이터베이스를 구축한 것을 바탕으로, 스코틀랜드에서 낮은 수준의 시민기본소득의 빈곤 개선 효과를 분석하였다. 분석 결과, 비록 직접효과만 고려되었을 때보다는 그 크기가 줄어들기는 했으나, 거시경제효과를 고려하더라도 낮은 수준의 시민기본소득은 빈곤율과 아동빈곤율을 유의미하게 개선하는 것으로 나타났다.

Colombino와 그의 동료들은 미시계량경제학 모형과 사회후생 방법론을 활용하여 이탈리아를 대상으로 무조건적 기본소득의 빈곤 개선 효과를 분석하였다(Colombino and Narazani, 2013; Colombino, 2015). Colombino and Narazani(2013)는 무조건적 기본소득, 그리고 무조건적 기본소득과 임금보조금을 혼합한 정책의 빈곤 개선 및 사회후생 효과를 분석하였다. 분석 결과, 빈곤 개선 효과가 가장 큰 정책은 빈곤선의 75% 또는 100%에 상응하는 무조건적 기본소득 지급 정책이지만, 사회후생을 극대화하는 최적의 정책은 빈곤선의 37.5%에 달하는 무조건적 기본소득과 10%의 임금보조금을 혼합하는 정책인 것으로 나타났다.

Colombino(2015)는 자산조사에 기반하며 100%의 한계암묵세율을 갖는 조건적 기본소득, 모든 개인에게 지급되는 무조건적 기본소득, 임금보조금이라는 기본 유형들을 바탕으로 총 30개의 정책을 구축한 후 그것들이 빈곤 개선과 사회후생에 미치는 효과를 분석하였다. 빈곤 완화 효과는 전반적으로 무조건적 기본소득에 기반한 정책들에서 크게 나타났으나, 공리주의적 기준으로 측정된 사회후생 효과 면에서는 임금보조금이나 임금보조금이 포함된 정책들이, 지니계수 유형의 기준들에서는 임금보조금과 무조건적 기본소득을 조합한 정책들이나 무조건적 기본소득이 우수하다고 평가되었다. 이러한 연구들은 정책 목표에 따라서 선호되는 정책이 달라질 수 있음을 보여준다.

상기 연구들은 기본소득이 직접효과뿐만 아니라 간접효과까지 고려할 경우에도 빈곤을 유의미하게 개선할 수 있음을 보여주었다는 점에서 기여하였다. 하지만 대다수의 연구는 기본적으로 공급측 경제학의 가정하

에 일반균형모형을 적용함으로써 기본소득의 노동공급 감소 효과로 인한 공급측 충격을 크게 반영하는 반면 기본소득의 소득재분배 효과로 인한 소비 및 총수요 증가는 미미하게 반영한다는 점에서 한계가 있다(정재헌, 강남훈, 이건민, 2020: 21).

아울러 직접효과뿐만 아니라 노동공급에 미치는 효과도 고려하여 분석한 Colombino(2015)의 경우에는, 기본소득이 (비록 연령 범주별 차등지급하는 방안도 제시되고 있긴 하지만) 통상적으로 가구 구성에 무관하게 모두에게 동일한 액수로 지급되는 것으로 정의되는 것과는 대조적으로, 커플에 속하는 개인에게는 싱글인 개인에게 지급되는 기본소득 액수의 절반을 지급하는 것으로 무조건적 기본소득을 정의한다는 점에서 한계가 뚜렷하다(361-362).

2. NIT의 빈곤 개선 효과 연구

NIT의 빈곤 개선 효과와 관련해서는 직접효과를 분석한 연구(Pérez and Fernández, 2019), 그리고 직접효과뿐만 아니라 간접효과도 함께 고려한 연구들이 수행되었다(Angyridis and Thompson, 2016; Sommer, 2016; Colombino and Islam, 2018).

먼저 직접효과를 분석한 연구는 현행 소득세-비기여형 복지급여 체계에 비해 NIT의 빈곤 완화 효과가 더 크다는 사실을 보고하였다(Pérez and Fernández, 2019). Pérez and Fernández(2019)는 스페인의 2014년 Living Conditions Survey 자료를 활용하여 현행 소득세-비기여형 복지급여 체계와 세 가지 NIT 제안들의 빈곤 개선 효과를 비교 분석하였다. 2013년 기준 스페인의 소득세 총 과세규모(약 660억 5천만 유로) 및 소득세율에서 비기여형 복지급여율을 뺀 값으로 구한 순 소득세 부담비율(약 8.77%) 면에서 거의 같도록 세 가지 NIT 모형을 구성하였다는 점이 특징적이다. 저자들은 NIT가 기존 소득세-비기여형 복지급여 체계보다 빈곤 완화 효과가 더 크게 나타난 이유로, NIT 제도가 현재의 비기여형 복지급여보다 수급률이 훨씬 높다는 점, 그리고 현행 비기여형 복지급여

가 가구를 대상으로 정액으로 지급되거나 가구원수에 비례하여 증가하는 것보다는 적게 지급되는 반면 NIT 제도에서는 성인 혹은 아동에게 소득의 필요에 비례하여 급여가 지급된다는 점을 들었다.

다음으로 직접효과와 간접효과를 모두 고려하여 분석한 연구들은 노동공급, 저축 등에 대한 부정적인 효과가 발생할 수도 있지만 직접효과가 간접효과보다 우세하여 전체적으로 빈곤 개선 효과가 있다는 분석 결과를 보여주었다(Horstschräer, Clauss and Schnabel, 2008; Sommer, 2016; Colombino and Islam, 2018). Horstschräer, Clauss and Schnabel(2008)은 독일 사회경제패널(GSOEP; German Socio-Economic Panel) 2004년, 2005년 자료를 이용한 미시-거시 연계 모형(linked Micro-CGE-Model)을 활용하여 NIT 개혁안들의 빈곤 개선 효과를 비교 분석하였다. 이 연구는 손익분기점 소득 초과자를 대상으로 세율을 높이는 대신 저소득층이 직면하는 세율을 낮춘 누진소득세 모형에 대응되는 NIT 개혁안이 역진소득세 모형에 대응되는 NIT 개혁안보다 빈곤 개선 효과가 더 큼을 보고하였다.

Angyridis and Thompson(2016)은 동태적 최적화 일반균형 모형(dynamic optimizing general equilibrium model)을 활용하여 NIT 제도가 빈곤에 미치는 효과를 분석하였다. 이질적 주체를 가진 표준적인 신고전파 성장 모형을 도입하고, 선행연구들을 바탕으로 주요 모수들의 값을 설정하였다. 이를 바탕으로 설정된 기준경제(benchmark economy)와의 비교를 통해서, 산출 대비 NIT 지급 비율(demogrant-to-output ratio)이 증가할수록 상대적 빈곤과 절대적 빈곤 모두 감소하기는 하지만 노동시간, 예비적 동기의 저축, 자본 축적의 감소 등으로 인하여 경제성장과 생애 평균 효용에는 부정적인 영향을 미침을 보여주었다. Sommer(2016)는 소득세와 사회복지급여와 관련한 당시 독일의 법률들과 규정들을 검토한 후 2010년 기준 '현재 상태'(the status quo)를 모형화하고, 이것과 저자 스스로가 구성한 NIT 정책안과의 비교를 통해서 NIT의 빈곤 개선 효과를 분석하였다. 그는 2011년 독일 사회경제패널 자료와 노동공급의 이산선택 접근법(discrete approach to labor supply)

을 활용하여 직접효과뿐만 아니라 노동공급효과도 고려한 분석 결과를 제시하였다. 분석 결과, NIT 개혁안은 현재보다 총 노동을 증가시킬 뿐만 아니라 빈곤율을 상당히 감소시키는 것으로 나타났다.

그중에서도 특히나 Colombino and Islam(2018)은 미시계량경제학적 모형과 사회후생 방법론을 활용하여 이탈리아를 대상으로 사회후생을 극대화하는 최적의 NIT 모형들을 찾고 그것들의 빈곤 개선 효과를 분석하였다는 점에서 주목된다. 저자들은 최적의 세 가지 NIT 개혁안들의 빈곤 개선 효과를 분석하였다. 최소보장소득이 월 186유로, NIT 세율이 24%, 손익분기점 소득이 월 767유로, 양의 소득세 구간의 세율이 29%인 1안, 최소보장소득이 월 287유로, NIT 세율이 33%, 손익분기점 소득이 월 870유로, 양의 소득세 구간의 세율이 35.7%인 2안, 최소보장소득이 월 469유로, NIT 세율이 61%, 손익분기점 소득이 월 769유로, 양의 소득세 구간의 세율이 39%인 3안을 대상으로 분석한 결과, 3안, 2안, 1안 순으로 빈곤갭을 많이 감소시키는 것으로 나타났다. 하지만 빈곤율은 빈곤갭과는 다른 양상을 보였는데, 1안과 3안의 경우 빈곤율을 각각 4.5%p와 2.6%p 감소시킨 반면, 2안은 오히려 빈곤율을 1.6%p 증가시키는 것으로 분석되었다.

상기 선행연구들은 직접효과만을 고려할 때뿐만 아니라 간접효과를 함께 고려할 때에도 뚜렷한 빈곤 완화 효과가 있음을 보여주었다. 하지만 Angyridis and Thompson(2016)은 저축이 투자의 결정요인 내지 선결요인이며 예비적 동기의 저축 감소가 사회 전체적인 투자 감소로 이어질 것이라고 하는 저축과 투자의 관계에 대한 지나친 전제에 입각한다는 점, 선행연구들을 바탕으로 주요 모수들의 값을 설정했을 뿐 특정 국가의 구체적인 데이터를 바탕으로 분석하지 않고 있다는 점에서 한계가 분명하다. Sommer(2016)는 '현재 상태'의 모형화를 통해 당시 독일 사회보장제도와의 비교를 수행했다는 점에서 기여가 있지만, 제도 및 정책목표 면에서 기본소득과 NIT 제도가 갖는 주요한 차이에 대해서는 다루지 않고 있다는 점에서는 한계를 갖는다.

3. 기본소득과 NIT의 빈곤 개선 효과 비교 연구

기본소득과 NIT의 빈곤 개선 효과를 비교한 연구들로는 Honkanen(2014), Kela(2016), 박기성, 변양규(2017), Islam and Colombino(2018), 남상호(2021), 이원진(2021) 등이 있다. 우선 Islam and Colombino(2018)의 연구를 제외한 대다수 연구는 직접효과 분석을 통해, 비록 정도의 차이가 있긴 하지만 NIT가 기본소득보다 빈곤 개선 효과가 더 크다는 결과를 일관되게 보고하였다. Honkanen(2014)은 원리적으로는 기본소득 모형을 NIT 모형과 거의 동일하게 설정할 수 있으나 기존 복지제도에서 채택하고 있는 소득 정의로 인해서 양자 간 분배 효과는 달라질 수 있음에 주목한다. 경제학적으로 거의 동등한 기본소득 모형과 NIT 모형을 적용하더라도 핀란드 주거급여 제도에서의 소득 개념으로 인하여 두 모형 간 분배효과는 다소 달라질 수 있음을 SISU 모형(핀란드 통계청에서 개발, 보관, 관리하는 정태적인 조세-급여 미시 모의실험 모형)을 활용한 모의실험을 통해서 보여주고 있다. 기본소득과 NIT가 경제학적으로 동등하게 설계되더라도 기존 제도와의 관계로 인해 서로 다른 분배효과를 낳을 수 있음을 보여주었다는 점이 이 연구의 기여라 할 수 있다.

Kela(2016)는 핀란드 기본소득 실험(2017~2018년)을 실시하기 전에 어떠한 형태의 기본소득 모형을 실험에 채택할 것인지 탐색하기 위하여 여러 가지 기본소득 모형과 NIT 모형 등을 설계한 후 빈곤 완화 효과를 모의실험하였다. 2013년 소득분포서비스자료(income distribution service data)로부터 약 27,000명, 11,000가구의 표본을 추출하였으며, SISU 및 JUTTA(핀란드 사회보험청에서 보관, 관리함) 미시모의실험 모형들을 이용하여 분석하였다. 분석 결과, 아동빈곤율은 월 550유로 기본소득 모형에서는 현재의 13.2%에서 14.0%로 다소 증가하는 반면, 월 550유로 NIT 모형에서는 12.8%로 감소하는 것으로 나타났다.

박기성, 변양규(2017)는 중위소득 100%에 거의 상응하는 4인 가구 기준 연소득 5,000만원 이하 가구[23]를 대상으로 소득부족액의 40%를 지원

하는 한국형 NIT인 안심소득세와 기본소득의 빈곤 개선 효과를 분석하였다.[24] 2016년 가계동향조사 미시자료를 활용한 분석 결과, 안심소득제는 시장소득 기준 상대적 빈곤율을 9.3%p, 처분가능소득 기준 상대적 빈곤율을 5.1%p 감소시킨 반면, 기본소득은 이것들을 각각 4.4%p와 0.2%p 감소시키는 데 그쳤다.

남상호(2021)는 2020년 가계부문의 총처분가능소득과 2018년 가계동향조사 자료의 총지출액을 이용하여 소득10분위별 처분가능소득 자료를 구축한 후 총 세 가지 시나리오의 빈곤 개선 효과를 비교 분석하였다. 이러한 분석을 통해 저자는 모든 소득계층에게 균등 지급하는 기본소득의 방식보다는 저소득층만을 대상으로 차등 지급하는 NIT 방식이 빈곤 및 불평등 완화 효과가 더 크다고 주장하였다.

이원진(2021)은 2019년(소득 연도) 가계금융복지조사 자료를 활용하여 현행 소득보장제도, 기초보장급여+기본소득, 개인 NIT, 비균등화 가구 NIT, 균등화 가구 NIT 시나리오의 빈곤 개선 효과를 비교하였다. 분석 결과, 현행 소득보장제도 시나리오와 예산이 연 44조원으로 동일하다고 가정할 경우, 가구 NIT의 빈곤 완화 효과가 가장 크게 나타난 반면, 기초보장급여+기본소득과 개인 NIT는 오히려 현행 소득보장제도보다 빈곤 개선 효과가 낮은 것으로 나타났다. 또한 5가지 시나리오의 예산이 모두 동일하다고 가정할 때, 5가지 예산 모두에서 가구 NIT의 빈곤 개선 효과가 가장 큰 것으로 분석되었다.[25]

---

23) 더 정확하게 말하자면, 1인 가구 기준 연소득 1,250만원은 2016년 기준 중위소득의 약 64.1%, 4인 가구 기준 연소득 5,000만원은 2016년 기준 중위소득의 약 94.9%에 상응한다(e-나라지표, 2021; 이건민, 2022b: 115). 하지만 실제로 1인당 연 500만원이라는 안심소득제에서의 최소보장소득은 1인 가구 기준으로는 중위소득의 약 25.6%(=1인 가구 중위소득 64.1%(손익분기점 소득)×안심소득세율 40%(NIT 세율)÷100)에 지나지 않는다(이건민, 2022b: 115).

24) 박기성, 변양규(2017)에서 추가로 주의를 기울여야 할 점은 바로 빈곤 완화 지향과 관련한 NIT 제도의 요소에 대한 것이다. 안심소득제 지급구간에서의 소득을 인정소득으로 정의한다는 점과 안심소득을 가구 단위로 지급한다는 점에서는 빈곤 완화 지향이 발견된다. 하지만 가구규모별 연간 기준소득이 전체 가구원수에 1,250만원을 곱하여 계산된다는 점, 곧 가구 소비에서의 규모의 경제를 반영하지 않는다는 점에서는 빈곤 완화 지향과는 거리가 멀다.

25) 이원진(2021)의 분석에서 고려된 5가지 예산이란, 현행 소득보장제도의 예산 연 44조원을 반영하는 예산 1, 기초보장급여+월 30만원 기본소득의 소요예산 연 199

다음으로 Islam and Colombino(2018)는 유럽 8개국, 즉 독일, 룩셈부르크, 벨기에, 아일랜드, 영국, 오스트리아, 이탈리아, 프랑스를 대상으로 양의 소득세 구간에서 정률세(Flat Tax)를 채택하는 형태의 음의 소득세(NIT+FT) 개혁안들의 최적조세 실증분석을 실시하였으며, 빈곤 개선 효과도 함께 보고하였다. NIT의 다양한 변형들인 조건적 (자산조사 기반) 기본소득(100%의 한계암묵세율), 무조건적 기본소득(전 소득구간에 걸쳐 단일한 세율 적용), 노동 조건부 급여, 일반적인 NIT(NIT 세율과 양의 소득세 구간에 적용되는 세율에 제한을 두지 않음)가 구체적인 분석대상으로 포함되었다.

Kolm의 사회후생함수 종류를 최적화 기준으로 삼아 분석한 결과, 사회후생 면에서 일반적인 NIT가 현행 제도를 비롯하여 다른 모든 개혁안들보다 우수하고, 무조건적 기본소득이 조건적 기본소득보다 뛰어나며, 조건적 기본소득은 노동공급 및 빈곤의 덫 면에서 상당히 부정적인 효과를 낳고, 노동 조건부 급여는 무조건적 기본소득이나 일반적인 NIT보다 열위에 있는 것으로 나타났다. 반면 빈곤 개선 효과 면에서는 오스트리아, 아일랜드, 룩셈부르크에서는 무조건적 기본소득이, 벨기에와 독일에서는 조건적 기본소득이, 프랑스와 이탈리아에서는 노동 조건부 급여가, 영국에서는 일반적인 NIT가 전반적으로 뛰어난 것으로 분석되었다. 이러한 분석 결과들은 사회후생 극대화와 빈곤 개선 중 어느 것을 정책목표로 삼느냐에 따라 선호되는 개혁안이 달라질 수 있다는 점, 그리고 빈곤 개선 효과 면에서도 국가마다 선호되는 개혁안이 다름을 보여준다.

기본소득과 NIT의 빈곤 개선 효과를 직접효과를 통해 비교 분석한 기존 선행연구들은 비교를 위한 모형과 방법의 설정 면에서 일정한 한계를 보이며, 따라서 분석 결과 해석 시 특별한 주의를 요구한다. 첫째, Honkanen(2014)에서 기본소득 시나리오에서 적용되는 세율은 45%, NIT 시나리오에서 적용되는 세율은 46%로 설정되었는데, 따라서 비록 그 차

조원을 반영하는 예산 2, 선정기준소득 월 100만원 개인 NIT의 소요예산 연 123조원을 반영하는 예산 3, 1인 선정기준소득 월 100만원 비균등화 가구 NIT의 소요예산 연 43조원을 반영하는 예산 4, 1인 선정기준소득 월 100만원 균등화 가구 NIT의 소요예산 연 20조원을 반영하는 예산 5를 말한다.

이는 크지 않더라도 경제학적으로 완전히 동등한 두 모형을 놓고 모의실험을 한 것은 아니라는 한계가 있다.

둘째, Kela(2016)에서 보여준 동일한 지급 수준과 세율로 구성된 부분 기본소득 모형과 NIT 모형 간 빈곤 개선 효과의 차이는 기본소득과 NIT 간 내재적 차이에서 비롯된 것이 아니다. Honkanen(2014)에서와 마찬가지로, 수급액 계산 시 소득의 정의와 반영 방식 등에서 두 모형이 기존 복지제도들과 어떻게 관계하느냐에 기인한 것이다.

셋째, 박기성, 변양규(2017)는 생계급여, 주거급여, 자활급여, 근로장려금, 자녀장려금의 폐지로 마련할 수 있는 12조 3,752억원 이외에 추가로 소요되는 25조 3,076억원을 어떻게 조달할 수 있는지를 모의실험에 반영하지 않고 있다는 점에서 정확한 분석이 아니며, 그러므로 그들이 제안하는 안심소득제는 엄밀한 의미에서 NIT라 할 수 없다(이건민, 2018c). 또한 저자들은 안심소득제의 추가 소요 재원을 모두에게 동등하게 분배하는 것으로 기본소득 시나리오를 구성하고 있는데, 이는 위에서 살펴본 기본소득과 NIT 간 경제학적 동등성을 고려할 때 올바른 비교방법이라 볼 수 없다(이건민, 2018c).

넷째, 남상호(2021)는 저소득층을 대상으로 현재 소득에 반비례하게 NIT 급여를 지급하는 것으로 설정하고 있는데, 이는 모든 가구의 소득을 미리 파악하고 있어야 한다는 점에서 현실에서 도입되기 거의 불가능한 방식일뿐더러 현재 소득과 손익분기점 소득 간 차액의 일정 비율로 지급되는 NIT 제도와는 완전히 다른 설계이다(이건민, 2022b).[26]

다섯째, 이원진(2021)은 기본소득과 NIT가 경제학적 동등성을 충족할 경우 두 제도에서 동일한 것은 명목 이전액이 아니라 순 이전액임에 충분히 주목하지 않으며(이건민, 2022b), 그리하여 동일한 '순 이전액'이 아니라 동일한 '명목 이전액'이라는 가정하에서 각 시나리오의 빈곤 개선 효과를 분석하는 데 그친다. 또한 비록 정률의 시민소득세(기본소득한국네트워크, 2021)를 신설하는 추가 시나리오는 재정중립적 시나리오에 입각해 있지만, 정작 분석의 핵심을 이루는 5가지 기본 시나리오에서는 급

26) 비교 모형과 방법의 설정 면에서 남상호(2021)가 가진 여러 문제점에 대한 비판으로는 이건민(2022b)을 참조하라.

여 효과만을 고려할 뿐 과세 효과는 전혀 고려하지 않고 있다. 이뿐만 아니라, 상기 선행연구들은 직접효과만을 다루고 있을 뿐 노동공급효과 등 간접효과를 고려한 분석에는 이르지 못한다는 한계가 있다.

직접효과뿐만 아니라 노동공급효과도 고려한 Islam and Colombino(2018)에 대해서는, 조건적 기본소득이라는 표현, 정률소득세 모형으로 무조건적 기본소득을 정의한 것, 기본소득에 대해서도 가구 규모에 따라 최소보장소득이 조정된다는 규칙(“square root rule”)을 적용한 것에서도 발견되듯이, 기본소득의 정의 자체가 엄밀하지 못하다는 점을 지적할 수 있다. 특히 가구 규모에 따라 기본소득 지급액이 달라진다는 규칙의 적용은 저자들의 실증분석에서 기본소득이라는 이름으로 분석되는 개혁안이 실제로 기본소득이 아니라는 점에서, 기본소득과 NIT의 정확한 비교 목적으로는 한계가 분명하다.

4. 기본소득과 NIT의 노동공급효과 연구

기본소득과 NIT의 노동공급효과 연구는 이론적으로 분석한 연구와 실증분석을 수행한 연구로 크게 나뉜다. 그리고 실증분석 연구는 다시 사회실험 결과를 분석한 연구와 비실험 서베이 데이터 등을 활용한 모의실험 분석 연구로 구분된다.

1) 이론적 분석 연구

기본소득과 NIT의 노동공급효과를 이론적으로 분석한 연구는 노동공급효과가 특정 가구나 소득계층에 미치는 소득효과와 대체효과의 상대적 크기에 따라 다르게 작용하며, 기본소득의 수준, 근로소득세율, 가구 소비 성향의 크기가 주요한 영향을 미침을 보여준다(Moffitt, 1992; 2003; Marinescu, 2018: 7-9; Yi, 2018). NIT가 노동공급에 미치는 영향에 관한 이론적 예측은 모호한데, 서로 다른 방향의 효과를 낳는 기제들이 동시에 작동하기 때문이다(Moffitt, 1992; 2003; Marinescu, 2018: 7). 최소보

장소득의 지급은 노동보다 여가를 선호하는 소득효과를 낳음으로써 노동공급을 감소시키는 방향으로 작용하는데, 최소보장소득의 수준이 높아질수록 소득효과의 크기는 더 커진다(Marinescu, 2018: 7). 반면 다양한 NIT 제안들에서 대체로 40~50% 수준이며 NIT 실험에서는 30~80%로 설정된 한계암묵세율은 100% 수준에 달하는 기존 사회부조의 그것에 비해서 낮으므로, 대체효과 면에서는 노동공급을 증가시키는 방향으로 작용한다(Marinescu, 2018: 7).

그런데 NIT를 도입하게 되면 공공부조의 기존 수급자들은 더 낮은 한계암묵세율에 직면하나 공공부조를 받고 있지 않다가 NIT 급여를 새롭게 받게 되는 사람들은 더 높은 한계세율에 직면하므로, 전체적인 노동공급효과는 이 두 집단 간 상대적 비율에 의존한다(Moffitt, 1992). 종합해보면, 예산제약선 상에 어느 점에 위치하는지에 따라 NIT의 노동공급효과는 집단별, 지역별, 시기별로 다를 수 있다(Moffitt, 2003). 기본소득의 노동공급효과는 해당 가구의 소득계층과 소비성향에 따라 서로 다르며, 최소소비수준 이하의 기본소득은 사회 전체적으로 노동공급을 크게 줄이지 않을 것으로 예상된다(Yi, 2018).

2) 실증분석 연구

기본소득과 NIT의 노동공급효과 실증분석 연구는 사회실험 결과를 분석한 연구와 비실험 서베이 데이터 등을 활용한 모의실험 분석 연구로 나뉜다.

(1) 사회실험 결과 분석 연구

사회실험 결과를 분석한 연구는 1960~1980년대 미국과 캐나다를 중심으로 진행된 대규모 NIT 실험, 그리고 2008~2009년 실시된 나미비아 실험, 2011~2013년 실시된 인도 실험, 2017~2018년 실시된 핀란드 실험 등의 기본소득 실험을 중심으로 수행되었다.

먼저 NIT가 실제로 노동공급에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보기

위하여 미국과 캐나다에서는 1968~1980년 다섯 가지 NIT 실험이 실시되었다(Widerquist, 2005). 미국에서는 1968~1972년 뉴저지의 등급별 노동유인 실험(New Jersey Graduated Work Incentive Experiment; NJ), 1970~1976년(일부는 1980년까지) 시애틀/덴버 소득지원 실험(Seattle/Denver Income Maintenance Experiment; 이하 SIME/DIME), 1971~1974년 게리 소득지원 실험(Gary Income Maintenance Experiment; 이하 게리 실험), 1970~1972년 농촌 지역 소득지원 실험(Rural Income Maintenance Experiment; RIME)이, 캐나다에서는 1975~1978년 매니토바 소득지원 실험(Manitoba Income Maintenance Experiment; 이하 민컴 실험)이 수행되었다.

보장소득의 수준 G(guaranteed income)와 한계세율 t가 다섯 NIT 실험들의 주요 모수라 할 수 있다(Widerquist, 2005: 54-55). G는 빈곤선의 50~150% 수준에서, t는 30~80% 수준에서 설정되었다(Widerquist, 2005: 54-55; Marinescu, 2018: 7). SIME/DIME는 빈곤선의 75~148% 수준으로 G를 설정했다는 점에서 가장 관대한 NIT 실험이었으며, 표본의 크기도 가장 컸다(Burtless, 1986). 이러한 점에서 SIME/DIME는 이론적으로 다른 실험들보다 소득효과가 가장 크리라 예상되었으며, 50~80% 수준으로 t를 설정했다는 점에서 대체효과 역시 가장 크게 작용할 것으로 예측되었다.

다섯 가지 NIT 실험들의 전반적인 노동공급효과에 대한 선행연구의 발견은 다음과 같이 요약된다. 대부분의 실험에서 고용에 미치는 부정적인 영향은 일반적으로 통계적으로 유의하지 않았던 반면(Robins, 1985), SIME/DIME에서만 통계적으로 유의하게 고용률이 4%p 감소한 것으로 나타났다(Marinescu, 2018: 7). 미국의 네 NIT 실험들에서 평균적인 노동공급 감소 효과는 전일제 일자리 기준으로 1년에 2~4주 정도인 것으로 분석되었다(Robins, 1985). NIT 실험에서 일하고 있던 사람이 노동시간을 조정하는 것을 의미하는 intensive margin 반응이 노동시장 참가 여부를 결정하는 것을 의미하는 extensive margin 반응보다 전반적으로 더 큰 것으로 나타났다(Burtless, 1986).

소득효과와 대체효과가 보장소득과 세율의 수준에 비례한다는 가정을

채택한 모수적 모형들을 이용한 Robins(1985)의 연구는 소득탄력성이 인구집단에 따라 -0.06~-0.10에 위치하며, 세후임금탄력성은 0.08~0.17 사이임을 보고하였다. Hum and Simpson(1993)은 캐나다 민컴 실험에서 소득효과와 대체효과 모두 통계적으로 유의하지 않으며 추정된 소득효과가 0임을 보여주었다. 또한 Hum and Simpson(1993)은 모든 NIT 실험들을 통틀어 소득효과와 대체효과는 모두 상당히 작았다고 결론지었다.

NIT 실험들은 NIT의 노동공급효과가 인구집단별로 다름을 보여주었다. 백인과 남편은 다른 집단들에 비해 노동공급 반응 정도가 일반적으로 더 작았다(Marinescu, 2018: 8). 여성 한부모, 남편, 아내 순으로 소득효과가 컸으며, 아내, 여성 한부모, 남편 순으로 대체효과가 큰 것으로 나타났다(Robins, 1985). Hum and Simpson(1993)은 소득효과와 대체효과는 사회실험에 기반하지 않은 모의실험에서의 추정치들보다 더 작은 편이며, 특히 여성에게서 이러한 경향이 더 컸음을 보여주었다. 이러한 결과들을 종합해보면, 전반적으로 남성은 대체효과보다는 소득효과에, 여성은 소득효과보다는 대체효과에 더 민감하게 자신의 노동공급을 변화시킨 것으로 해석된다(Marinescu, 2018: 8).

그런데 NIT 실험들에서 분석된 노동공급효과는 더 많은 NIT 급여를 받기 위한 소득 축소보고 현상(Robins, 1985; Burtless, 1986; Ashenfelter and Plant, 1990)과 실험집단에 속한 가족 중에서 실제로 높은 노동소득을 얻음으로써 NIT 급여를 받지 못한 사람들의 선택적인 표본이탈 현상(Ashenfelter and Plant, 1990)으로 인하여 과대추정되었을 가능성이 크며, 따라서 해석상에 주의를 요한다. 특히나 게리 실험의 경우, NIT가 노동시간에 미치는 부정적인 효과는 대부분 소득 과소보고로 인한 것으로 나타났다(Burtless, 1986). 아울러 NIT 실험들에서 식별된 노동공급 감소 중 상당 부분은 수급자들이 실업상태가 되었을 때 (보수나 노동조건 면에서 더 낫거나 자신에게 더 적합한) 일자리를 찾기 위한 탐색기간을 늘림으로써 발생한 것으로(Levine, Watts, Hollister, Williams, O'Connor and Widerquist, 2005: 99), 이는 장기적인 관점에서 보자면 개인에게나 사회 전체에 오히려 긍정적인 영향을 미치는 것으로 평가될 수 있다.

다음으로 대표적인 기본소득 사회실험으로는 2008~2009년 나미비아 실험, 2011~2013년 인도 실험, 2017~2018년 핀란드 실험 등을 들 수 있다. 나미비아 실험과 인도 실험은 생산 활동의 상당한 증가를 나타냈으며, 핀란드 실험의 경우에는 비록 크기는 작으나 통계적으로 유의한 노동공급 증가를 보여주었다(Haarmann, Haarmann, Jauch, Shindondola-Mote, Nattrass, van Niekerk and Samson, 2009; Davala, Jhabvala, Kapoor and Standing, 2015; Kela, 2020).

2008년 1월부터 2009년 12월까지 나미비아 오티베로-오미타라(Otjivero-Omitara) 마을에서 민간 재원을 활용하여 실시된 기본소득 실험은 60세 미만 지역 주민 전체에게 매달 100 나미비아달러(1인당 GDP의 3% 상당)를 지급하는 포화장소(saturation site) 기법[27]을 활용한 실험이었다(Haarmann et al., 2009). 통제집단을 설정하지 않았기 때문에 정책의 엄밀한 인과효과를 측정할 수 없다는 한계를 갖기는 하지만, 2007년 11월 60%에 달하였던 실업률이 2008년 7월에는 52%로, 2008년 11월에는 45%로 상당히 감소한 것으로 나타났다(Haarmann et al., 2009: 71). 1인당 월평균 소득은 2007년 11월 118 나미비아달러에서 2008년 7월 209 나미비아달러로, 2008년 11월 219 나미비아달러로 크게 증가하였다(Haarmann et al., 2009: 72). 여기서 주목할 점은 기본소득을 제외한 소득 역시 2007년 11월 118 나미비아달러에서 2008년 7월 134 나미비아달러, 2008년 11월 152 나미비아달러로 계속 증가하였다는 사실이다(Haarmann et al., 2009: 72).

2011~2013년에 실시된 인도 마디야 프라데시 주 기본소득 실험은 포화장소 기법뿐만 아니라 무작위 통제 실험(Randomised Controlled Trial; RCT)[28] 기법을 활용함으로써 실험마을과 통제마을의 비교를 통해 정책 인과효과를 식별할 수 있었다(Davala et al., 2015). 인도 실험은 생산적 노동의 상당한 증가를 보여주었는데, 실험집단이 통제집단보다 소득을

27) 포화장소 기법이란 사회실험에서 활용되는 하나의 기법으로, 특정 지역에 거주하는 모든 사람을 실험 대상에 포함한다는 것을 뜻한다.

28) 무작위 통제 실험이란 실험 모집단 내에서 실험집단과 통제집단을 무작위로 나눈 후 실험집단에게만 정책 프로그램을 실시하여 양 집단 간 성과 차이를 통해 정책의 인과효과를 식별하는 것을 말한다.

벌기 위한 노동이나 생산 등 경제적 활동을 증가시킨 가구들의 비율(일반 마을들끼리의 비교: 21% 대 9%, 부족 마을들끼리의 비교: 19.4% 대 7.2%)이 통계적으로 유의하게 높은 것으로 나타났다(Davala, 2019: 377). 특히나 부족 마을들의 경우, 임노동자에서 소규모 자영농으로 전환한 사람들의 비율이 통제집단에 비해 실험집단에서 상당히 증가한 사실이 확인되었다(Davala, 2019: 377-378).

2017년 1월 1일부터 2018년 12월 31일까지 실시된 핀란드 실험은 2017년 11월부터 2018년 10월까지 기간에 측정된 2차년도 고용효과에서 1년에 6 고용일이라고 하는 비록 작기는 하지만 통계적으로 유의한 긍정적인 효과를 보여주었다(Kela, 2020). 핀란드 실험은 모집단이 Kela에서 관리, 운영하는 기초실업보장을 받는 장기실업자로 국한되었다는 점, 핀란드 정부에서 2018년 1월에 실업자가 적극적인 구직 노력을 보이지 않는다고 판단되면 실업급여의 4.65%를 삭감하는 정책을 도입함으로써 실험 결과에 크게 영향을 줄 수 있는 정책개입을 했다는 점에서 뚜렷한 한계를 보였다(De Wispelaere, Halmetoja and Pulkka, 2019). 하지만 적어도 핀란드 실험에서 기본소득이 노동 노력에 부정적이 아니라 오히려 긍정적인 영향을 미쳤으며 8%라는 실제 고용일수 증가율이 6.0~57.5% 증가라는 이론적 예측 범위 안에 포함되었다는 점은 기본소득의 노동공급효과와 관련하여 우리에게 시사하는 바가 있다(이건민, 2021a).

이외에도 기본소득과 유사한 무조건적 현금이전(Unconditional Cash Transfer) 정책을 대상으로 한 연구들, 즉 알래스카 영구기금 배당을 대상으로 한 연구(Jones and Marinescu, 2022), 이스턴 밴드 오브 체로키 인디언 카지노 배당을 대상으로 한 연구(Akee, Copeland, Keeler, Angold and Costello, 2010) 등은 무조건적 현금이전이 전반적으로 노동공급에 부정적인 영향을 주지 않았음을 보고하였다.

(2) 모의실험 분석 연구

기본소득이나 NIT의 노동공급효과를 비실험 서베이 데이터 등을 활용

하여 모의실험으로 분석한 연구는 독일(Horstschräer, Clauss and Schnabel, 2008; 2010; Sommer, 2016), 미국(Moffitt, 1985), 스코틀랜드(Kumar et al., 2020), 이탈리아(Colombino, 2015; Colombino and Islam, 2018), 덴마크, 영국, 이탈리아, 포르투갈 등 유럽 4개국(Colombino, Locatelli, Narazani and O'Donoghue, 2010), 유럽 8개국(Islam and Colombino, 2018), 한국(이승주, 2020) 등을 대상으로 수행되었다. 선행연구들의 발견을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 최소보장소득의 액수가 많을수록, 소득구간별로 적용되는 세율이 높을수록 노동유인 감소 효과가 커지는 경향이 존재하는 것으로 나타났다(Colombino et al., 2010; Colombino, 2015; Kumar et al., 2020). 둘째, 증세를 동반한 기본소득은 노동공급을 줄이는 것으로 분석되었다(Horstschräer, Clauss and Schnabel, 2008; 2010; Kumar et al., 2020). 셋째, 현행의 굴절점(kinks)이 여럿 존재하는 울퉁불퉁한 형태의 소득세 스케줄, 그리고 소득세와 급여로 인한 처분가능소득 스케줄을 선형화하는 형태의 NIT 개혁은 현행 제도와 비교할 때 전체적인 노동공급을 증가시킬 수 있다는 것이다(Sommer, 2016).

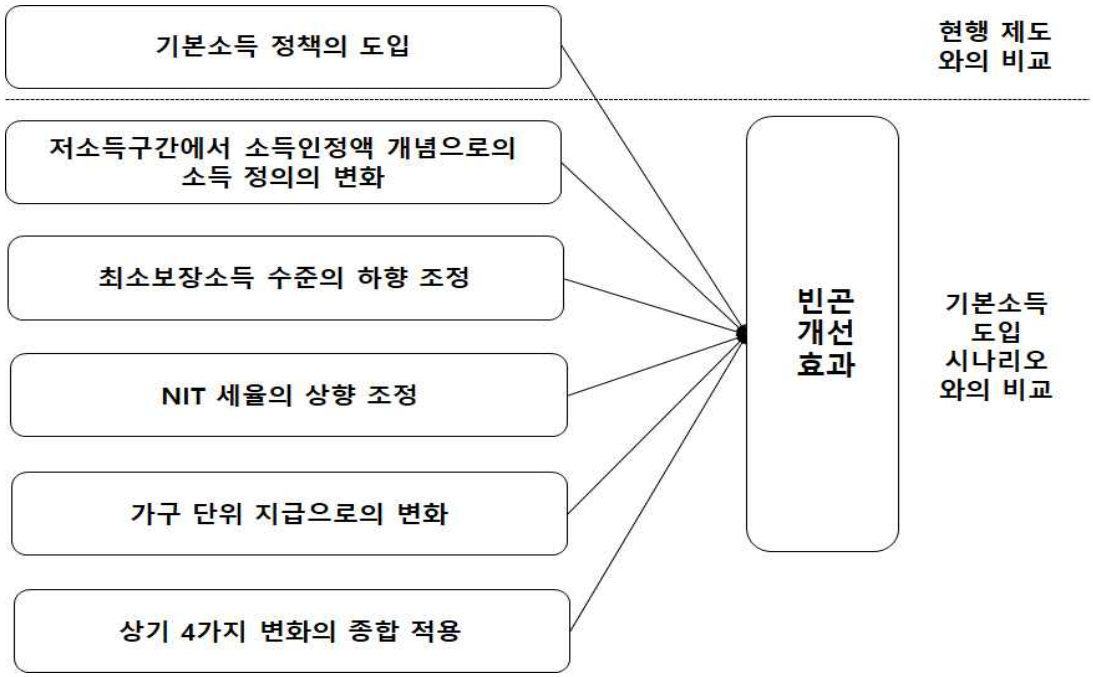
넷째, 기본소득으로 인한 노동유인 감소에서 소득효과보다는 대체효과가 크게 작용하는 것으로 나타났다(Kumar et al., 2020). 다섯째, 기본소득이나 NIT로 인한 노동유인 감소 효과는 인구집단별로 다른 것으로 분석되었다(Moffitt, 1985; Horstschräer, Clauss and Schnabel, 2008; 2010). 전반적으로 남성보다 여성이, 미혼 남성보다 기혼 남성이, 기혼 여성보다 미혼 여성의 노동공급 감소 반응이 더 큰 것으로 나타났다(Colombino and Islam, 2018). 다른 집단에 비해서 특별히 노동공급이 더 많이 감소하는 것으로 분석된 집단으로는 가구 내 이차소득자(Horstschräer, Clauss and Schnabel, 2008; 2010), 여성 가구주(Moffitt, 1985)가 식별되었다. 여섯째, 수급층에게 빈곤선에 달하는 보장소득을 제공하는 대신 급여감소율 역시 100%로 높은 최소보장소득에 비해 기본소득은 전반적으로 노동유인 감소 효과가 작은 것으로 분석되었다(Colombino and Narazani, 2013).

제 3 장 연구모형 및 가설

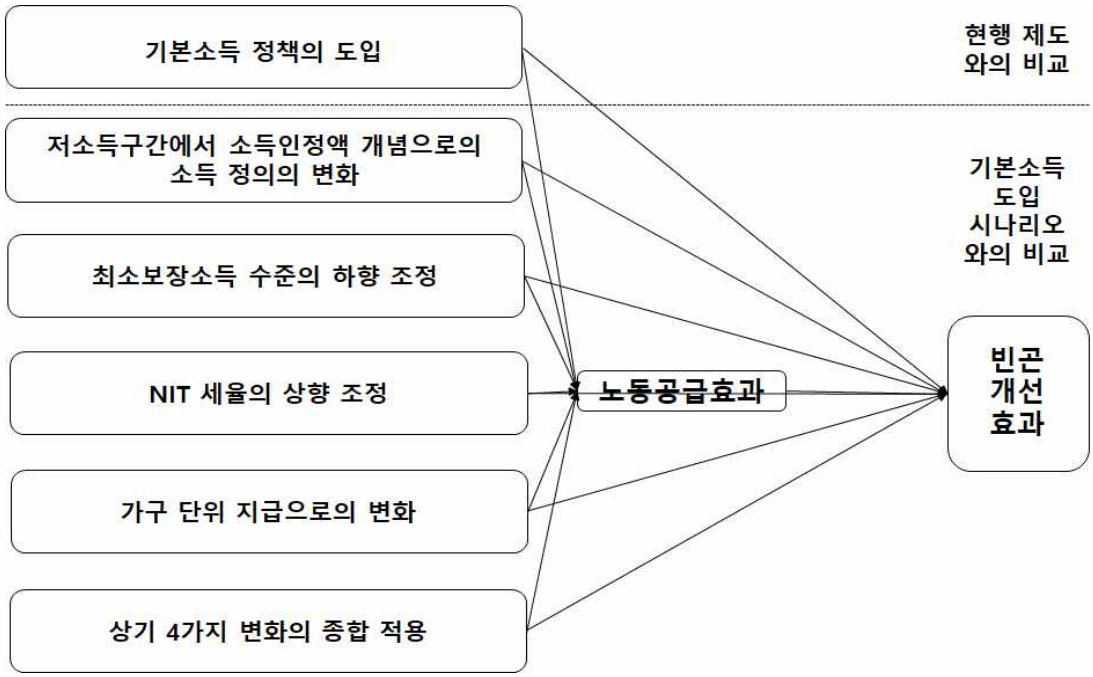
제 1 절 연구모형

본 연구는 기본소득과 NIT 제도가 빈곤 개선에 미치는 효과를 실증적으로 비교 평가하는 것을 목적으로 한다. 또한 선행연구에서 간과하였던 노동공급 반응이 빈곤 개선 효과에 미치는 영향에 주목한다. 기본소득과 NIT가 노동공급에 미치는 효과는 두 제도의 도입과 관련하여 가장 주목받는 효과 중 하나다. 하지만 기존의 실증분석 연구는 직접효과만을 분석하거나, 노동공급효과를 분석에 포함하더라도 NIT 제도에서 빈곤 완화라고 하는 정책목표를 명시적으로 추구할 경우 기본소득과 분기하게 되는 제도적 특성 차이를 고려하지 않았다.

따라서 빈곤 개선 지향의 NIT가 기본소득과 달라지는 네 가지 주요한 제도적 특성을 식별하고, 이를 바탕으로 직접효과뿐만 아니라 노동공급효과도 고려하여 네 가지 요소가 빈곤 개선에 미치는 영향을 비교 평가하고자 한다. 아울러 4가지 변화를 종합적으로 적용할 때의 빈곤 개선 효과를 기본소득의 경우와 비교한다. 그리고 두 제도의 빈곤 개선 효과를 본격적으로 비교 분석하기에 앞서, 현행 제도와 비교했을 때 기본소득 도입이 빈곤 개선에 미치는 효과성과 효율성이 어떠한지 분석한 결과를 제시한다. 이와 같은 연구모형은 직접효과모형의 경우에는 [그림 3-1], 행태반응모형의 경우에는 [그림 3-2]와 같다.



[그림 3-1] 연구모형 - 직접효과모형



[그림 3-2] 연구모형 - 행태반응모형

본 연구는 총 여섯 가지 연구문제에 대한 답을 추구하며 크게 두 모형으로 구분하여 분석한다. 첫 번째는 직접효과만으로 빈곤 개선 효과를 분석하는 직접효과모형이다. 이 모형을 통한 분석 결과는 새로운 정책에 맞춰 경제 주체들과 시장이 자신의 행태를 아직 조정하기 전인 초단기(very short term)에서의 예측, 곧 '다음 날(the day after)' 예측이라고 해석된다(Aaberge and Colombino, 2015: 27-28; 2018: 176). 이러한 직접효과모형으로 기본소득과 NIT의 빈곤 개선 효과를 비교 분석한 연구들이 기존에도 수행되었지만(Honkanen, 2014; Kela, 2016; 남상호, 2021), 이들 연구는 NIT에서 빈곤 완화라고 하는 정책목표를 명시적으로 추구할 경우 기본소득과 분기하게 되는 제도적 특성 차이에는 주목하지 않았다.

이 연구는 빈곤 완화 지향의 NIT가 기본소득과 차이나게 되는 요소를 크게 네 가지로 식별함으로써 기존 연구의 한계를 극복하고자 하였다. 네 가지는 바로 NIT를 지급하는 저소득구간에서 귀속임대료, 순자산 등을 고려한 소득인정액 개념으로 소득 정의를 변화시키는 것, 지급 수준과 손익분기점 소득층의 규모를 빈곤 완화 목적에 제한하기 위하여 최소보장소득 수준을 하향 조정하는 것, 손익분기점 소득과의 소득 차이를 더 높은 비율로 보전하기 위하여 NIT 세율을 상향 조정하는 것, 가구소비에서의 규모의 경제를 고려하면서 가구 단위로 지급하는 것이다.

두 번째는 직접효과뿐만 아니라 노동공급효과도 고려하여 빈곤 개선 효과를 분석하는 행태반응모형이다. 이 모형을 이용한 분석 결과는 노동공급은 변하지만 임금률이 불변인 시나리오에 입각한 것으로, 노동공급은 조정되지만 노동수요는 아직 조정되지 않았다는 의미에서 '한 달 후(month after)' 예측(Creedy and Duncan, 2005)이나 현재의 임금률에서 정의된 무한탄력적인 노동수요를 가진 '초장기(very long-run)' 예측으로 해석될 수 있다(Aaberge and Colombino, 2015: 28). 이 모형을 이용하여 서로 다른 정책개혁안들의 효과를 비교 분석하는 비교 정태 접근법의 적용은 새 정책으로 인한 새로운 균형이 단기에 도달하거나 일시적일 경우, 또는 분석대상이 되는 정책이나 제도가 장기 혹은 지속 효과를 가질 경우에 적합하다(Aaberge and Colombino, 2015: 28; 2018: 176-177).

Islam and Colombino(2018)는 행태반응모형으로 기본소득과 NIT의 빈곤 개선 효과를 분석한 바 있다. 하지만 저자들의 주된 연구관심은 여러 개혁안의 빈곤 개선 효과를 비교하기 위함이라기보다는 사회후생을 최적화하는 최적조세 실증분석에 있었다. 또한 가구 규모에 따라 개인에게 지급되는 기본소득을 달리한다는 가정에서도 볼 수 있듯이 엄밀한 의미에서 기본소득을 분석한 것은 아니라는 점에서 한계가 있다. 이 연구는 기본소득과 NIT 제도를 정확하게 정의한 것을 바탕으로 행태반응모형 분석을 통해 두 제도의 빈곤 개선 효과를 비교함으로써, 기존 연구의 한계를 넘어서고자 하였다.

제 2 절 연구가설

이 연구의 첫 번째 연구문제는 “현행 제도와 비교할 때 기본소득 제도의 빈곤 개선 효과는 어떠한가?”이다. 현행 제도의 빈곤 개선 효과가 미미하다는 사회적 사실이 대안적인 소득보장정책으로서 기본소득 제도가 부상하게 된 계기 중 하나를 이룬다는 점에서, 이러한 연구문제를 고찰하는 것은 매우 중요하다. 빈곤 개선의 효과성뿐만 아니라 효율성도 함께 고려하여 분석을 수행한다는 점, 그리고 현행 제도와 기본소득 제도의 빈곤 개선 효과를 일대일로 비교 분석한 결과를 같이 제시한다는 점이 본 연구가 선행연구들과 구분되는 지점이다. 유의미한 액수의 기본소득은 현행 제도보다 수급률과 순 이전소득 액수가 더 높으며 가구의 소득 필요에 (거의) 비례하여 순 이전소득을 지급하기 때문에, 현행 제도보다 빈곤 개선의 효과성과 효율성이 더 높으리라 예측된다. 따라서 연구문제 1에 대해서 아래의 두 가지 연구가설이 도출된다.

RQ.1. 현행 제도와 비교할 때 기본소득 제도의 빈곤 개선 효과는 어떠한가?

H.1-1. 기본소득은 현행 제도보다 빈곤 개선 효과가 더 클 것이다.

H.1-2. 기본소득은 현행 제도보다 빈곤 개선 효율이 더 클 것이다.

두 번째 연구문제는 “NIT를 지급하는 저소득구간에서 소득인정액 개념으로 소득 정의를 변화시키는 것이 빈곤 개선에 미치는 효과는 어떠한가?”이다. 사실 해당 가구의 경제력을 더 잘 반영한다고 평가되는 Haig-Simons의 포괄소득 개념(Haig, 1921; Simons, 1938)에 더 적합하기 위해서는 귀속임대료나 순자산뿐만 아니라 기존 공공부조, 사회보험, 현물 급여를 소득인정액 개념에 반영할 것인지, 만약 반영한다면 어떤 비율이나 규칙을 적용하여 반영할 것인지를 포괄적으로 검토하는 것이 타당할 것이다(Tobin, 1968).

하지만 기존 공공부조, 사회보험, 현물 급여를 분석대상에 포함하는 것은 분석을 매우 복잡하게 할뿐더러, 기존 복지급여의 대체, 조정은 기본소득과 NIT 제도에서 적어도 이론적으로, 정책적으로 동일하게 설정될 수 있는 사안이라고 판단하였다. 따라서 이 연구는 소득인정액 개념을 조작적으로 정의할 때 귀속임대료와 순자산만을 고려하기로 하였다. 저소득구간에서 시장소득에서 소득인정액 개념으로 소득 정의를 변화시킬 경우, 빈곤하지 않은 가구에 급여가 지급되는 경우가 감소한다는 점에서 빈곤 개선 효율은 높아지지만, 빈곤가구에 지급되는 급여의 액수 자체가 줄어들 수 있다는 점에서 전체적인 빈곤 개선 효과는 감소하리라 예상된다. 따라서 연구문제 2에 대해서 아래의 두 가지 연구가설이 도출된다.

RQ.2. NIT를 지급하는 저소득구간에서 시장소득에서 소득인정액 개념으로 소득 정의를 변화시키는 것이 빈곤 개선에 미치는 효과는 어떠한가?

H.2-1. 시장소득에서 소득인정액 개념으로 소득 정의를 변화시키면 빈곤 개선 효과가 줄어들 것이다.

H.2-2. 시장소득에서 소득인정액 개념으로 소득 정의를 변화시키면 빈곤 개선 효율이 높아질 것이다.

세 번째 연구문제는 “NIT 급여의 최소보장소득의 수준을 하향 조정하는 것이 빈곤 개선에 미치는 효과는 어떠한가?”이다. 위에서 언급했듯이,

빈곤 개선을 지향하는 NIT 제도에서 최소보장소득의 수준을 '평균소득의 몇 %'가 아니라 빈곤선을 결정하는 데 기존에 활용해왔던 '중위소득의 몇 %'로 설정하는 것은 빈곤하지 않은 가구의 상당수를 순수혜층으로 포함하는 것을 방지하고, 그럼으로써 제도의 도입으로 인하여 기준이 되는 소득인 중위소득 자체가 상승하는 것을 막는다는 점에서 자연스러운 일이다.

그런데 이를 반영하여 최소보장소득의 수준을 예컨대 '평균소득의 40%'에서 '중위소득의 40%'로 하향 조정할 경우 순수혜층 규모를 감소시키는 효과와 순수혜층이 받게 되는 급여를 줄이는 효과가 함께 작용함으로써 전체적인 빈곤 개선의 효과성은 감소하는 반면, 빈곤하지 않은 가구인데도 순수혜층이 되는 가구들의 규모가 줄어들고 이들이 받게 되는 급여를 감소시키는 효과가 함께 발생함으로써 빈곤 개선의 효율성은 증가하리라 예측된다. 따라서 연구문제 3에 대하여 아래의 두 가지 연구가설이 도출된다.

RQ.3. NIT 급여의 최소보장소득의 수준을 하향 조정하는 것이 빈곤 개선에 미치는 효과는 어떠한가?

H.3-1. 최소보장소득의 수준을 '평균소득의 40%'에서 '중위소득의 40%'로 변화시키면 빈곤 개선 효과가 줄어들 것이다.

H.3-2. 최소보장소득의 수준을 '평균소득의 40%'에서 '중위소득의 40%'로 변화시키면 빈곤 개선 효율이 높아질 것이다.

네 번째 연구문제는 "NIT 세율을 상향 조정하는 것이 빈곤 개선에 미치는 효과는 어떠한가?"이다. 예를 들어, NIT 세율을 40%에서 50%로 변화시키는 것은 노동유인 면에서 보자면 부정적이라고 평가되지만, 개인의 소득과 설정된 손익분기점 소득과의 차액을 더 높은 비율로 채워준다는 점에서는 긍정적으로 평가된다. NIT 세율 인상으로 인한 노동공급 감소 효과와 수급대상층의 감소 효과로 인한 영향이 더 클지, 아니면 개인의 소득과 손익분기점 소득과의 차액을 더 높은 비율로 보충하는 효과

가 더 클지에 따라서 이러한 조치가 갖는 빈곤 개선 효과성의 방향이 달라진다. 만약 후자가 전자보다 크다면, NIT 세율의 인상은 빈곤 개선에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 예측된다.

1960~1980년대 NIT 사회실험들과 2017~2018년 핀란드 기본소득 실험에서 세율 변화가 노동공급에 미친 영향이 적었다는 사실을 감안할 때 (Robins, 1985; Hum and Simpson, 1993; Kela, 2020), 필자는 NIT 세율의 10%p 차이가 노동공급에 미치는 영향은 그리 크지 않으리라 예상하였다. 또한 최소보장소득이 평균소득의 40% 수준인 상황에서 NIT 세율을 40%에서 50%로 상향하더라도 손익분기점 소득이 평균소득의 80% 수준에 달하므로 수급대상층의 감소 효과로 인한 영향도 크지 않으리라 예측하였다. 따라서 NIT 세율의 인상은 전체적인 빈곤 개선에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 예상하였다. 그리고 NIT 세율을 40%에서 50%로 변화시키면, 빈곤 개선 효율도 높아질 것으로 예측되는데, 수급대상층을 저소득층으로 좀 더 표적화하는 효과와 개인의 소득과 손익분기점 소득과의 차액을 더 높은 비율로 보충하는 효과가 크리라 예상되기 때문이다. 따라서 연구문제 4에 대하여 아래의 두 가지 연구가설이 도출된다.

RQ.4. NIT 세율을 상향 조정하는 것이 빈곤 개선에 미치는 효과는 어떠한가?

H.4-1. NIT 세율을 40%에서 50%로 변화시키면 빈곤 개선 효과가 커질 것이다.

H.4-2. NIT 세율을 40%에서 50%로 변화시키면 빈곤 개선 효율이 높아질 것이다.

다섯 번째 연구문제는 “NIT 급여를 가구 소비에서의 규모의 경제를 고려하면서 가구 단위로 지급하는 것이 빈곤 개선에 미치는 효과는 어떠한가?”이다. 빈곤 완화를 지향하는 NIT는 기본소득과는 달리 고소득가구나 중산층가구에 속한 무소득 또는 저소득 개인에게 급여가 지급되는 것을 방지하기 위하여 개인 단위가 아니라 가구 단위로 지급하는 것으로

설계된다(Tobin, Pechman and Mieszkowski, 1967; Tobin, 1968). 아울러 가구 소비에서의 규모의 경제를 고려하여 가구원수별 지급액을 결정하는 것으로 설계된다(Tobin, Pechman and Mieszkowski, 1967; Tobin, 1968). 이렇게 되면 빈곤하지 않은 가구에 급여가 지급되는 경우는 줄어들게 된다는 점에서 빈곤 개선 효율은 높아지지만, 빈곤가구의 경우 가구원수가 증가함에 따라 추가로 늘어나는 지급액의 크기가 줄어든다는 점에서 전체적인 빈곤 개선의 효과성은 감소하리라 예상된다. 따라서 연구문제 5에 대하여 아래의 두 가지 연구가설이 도출된다.

RQ.5. NIT 급여를 가구 소비에서의 규모의 경제를 고려하면서 가구 단위로 지급하는 것이 빈곤 개선에 미치는 효과는 어떠한가?

H.5-1. 가구 단위로 지급하면 빈곤 개선 효과가 줄어들 것이다.

H.5-2. 가구 단위로 지급하면 빈곤 개선 효율이 높아질 것이다.

여섯 번째 연구문제는 “상기 4가지 정책 변화를 종합적으로 적용하는 것이 빈곤 개선에 미치는 효과는 어떠한가?”이다. 만약 정책결정자들이 빈곤 완화를 지향하는 NIT 제도를 설계하고자 한다면, 상기 4가지 정책 변화 옵션 중에서 1~3개를 취사선택하는 방식보다는 4가지 모두를 적용하는 방식을 선택할 가능성이 클 것으로 예측된다. 이러한 연구문제를 탐구함으로써, 우리는 이념형으로서 현실에서 정책 옵션으로 고려할 수 있는 기본소득과 빈곤 완화를 지향하는 NIT 제도의 빈곤 개선 효과를 비교 분석할 수 있게 된다. 이러할 경우 빈곤하지 않은 가구에 급여가 지급되는 경우는 줄어들게 된다는 점에서 빈곤 개선의 효율성은 제고되는 반면, 수급대상 가구의 규모와 빈곤가구에 지급되는 급여의 액수가 함께 줄어들 수 있다는 점에서 빈곤 개선의 효과성은 줄어들 것으로 예측된다. 따라서 연구문제 6에 대하여 아래의 두 가지 연구가설이 도출된다.

RQ.6. 상기 4가지 정책 변화를 종합적으로 적용하는 것이 빈곤 개선에 미치는 효과는 어떠한가?

H.6-1. 상기 4가지 정책 변화를 종합적으로 적용하면 빈곤 개선 효과가 줄어들 것이다.

H.6-2. 상기 4가지 정책 변화를 종합적으로 적용하면 빈곤 개선 효율이 높아질 것이다.

다음 장에서는 이러한 연구문제를 분석하기 위한 구체적인 연구방법을 제시한다.

제 4 장 연구방법

제 1 절 분석 자료

본 연구의 6가지 연구문제를 분석하기 위해서는 비실험 서베이 데이터를 활용하는 것이 가장 적합하다고 판단하였다. 우선 기본소득이나 NIT 제도의 영향을 받는 집단이 전체 사회 성원이라는 점을 고려해볼 때, 저소득층 중심의 일부 집단만을 대상으로 한 사회실험 데이터는 분석 결과를 일반화하기 어렵다는 근본적인 한계가 있다(McFarland, 2018). 그리고 실험으로 인해 경제적으로 손해 보는 일이 없어야 한다는 실험윤리로 인하여 고소득층을 비롯한 제도의 순기여층을 실험 대상에 포함하기 어렵다는 한계가 존재하며(McFarland, 2018), 따라서 본고에서 적용하고자 하는 재정중립적 시나리오에 입각한 분석이 사실상 불가능하다. 게다가 사회실험 데이터는 대개 대중에 공개되어 있지 않다. 다음으로 선행연구들을 바탕으로 주요 모수들의 값을 설정하여 일반균형 분석을 하는 방법은 특정 미시 데이터에 기반하지 않고 외생적으로 모수를 설정한다는 점에서 한계를 지니며, 따라서 미시 데이터를 활용하여 내생적으로 노동공급효과를 분석하고 이를 빈곤 개선 효과 분석에 적용하는 본 연구의 접근법과는 거리가 있다.

비실험 서베이 데이터는 분석가가 추상적으로 설정한 다양한 모형이나 시나리오의 정책효과를 특별한 제약 없이 분석할 수 있으며, 가구의 이질성, 곧 가구의 다양한 인구학적, 사회경제적 특성을 고려하여 노동공급효과를 분석할 수 있다는 점에서 다른 형태의 데이터보다 우수하다. 2장 2절에서 검토한 대다수 선행연구가 비실험 서베이 데이터를 활용하여 정책 효과를 분석한 것도 바로 이러한 이유 때문이다.

본 연구는 구체적으로 재정패널조사(National Survey of Tax and Benefit; NaSTaB) 13차년도(2020년 조사) 자료를 활용한다. 재정패널조사는 조세정책과 복지정책의 미시 및 거시 효과 분석, 세금부담과 복지수혜의 관계 분석, 조세 모의실험을 위한 패널 데이터베이스 구축 등을

목적으로 2008년부터 실시된 조사이다(한국조세재정연구원, 2021c: 1). 2008년부터 매년 조사되고 있으며, 현재 14차년도(2021년 조사) 자료까지 공개되어 있다. 이 연구는 다음과 같은 이유로 재정패널조사 13차년도 자료를 분석 자료로 선정하였다.

첫째, 재정패널조사는 전국 대표성을 띨 뿐만 아니라, 조세정책과 복지정책에 대한 정보를 가장 포괄적으로 수집한 자료라고 판단되기 때문이다. 재정패널조사는 제주도 및 도서 산간지역을 제외한 전국 15개 시도에 거주하는 일반 가구와 가구원을 모집단으로 한다(한국조세재정연구원, 2021c: 20). 표본틀은 2005년 인구주택총조사 90% 자료를 기본으로 하되 표본의 대표성을 제고하기 위해 2005년 이후에 입주가 시작된 신축 아파트 단지 정보를 추가 표집틀로 삼았다(한국조세재정연구원, 2021c: 20).

재정패널조사는 근로소득, 사업순소득, 부동산 임대소득, 이자 및 배당소득, 양도소득, 기타소득, 상속 금액, 증여 금액, 민간 연금 및 보험 금액 등 소득 정보, 근로소득 결정세액, 종합소득 결정세액, 재산세, 국민연금, 특수직역연금, 건강보험료, 고용보험료 등 납세 정보, 공적 연금 및 보험소득, 정부 지원 현금소득, 기초생활보장급여, 자녀양육지원금 등 복지급여 정보를 요소별로 세분하여 상세하게 조사한다. 또한 각종 소득과 복지급여의 경우, 세전소득으로 응답하도록 명확하게 밝히고 있다. 반면 한국노동패널조사는 시장소득, 민간소득, 복지급여 소득, 월평균 임금 등을 기본적으로 세전소득이 아니라 세후소득으로 응답하도록 하고 있으며(장인성, 이지은, 신선옥, 정현상, 권익성, 2021: 55, 105), 재정패널조사보다 소득, 납세, 복지급여 정보를 덜 자세하게 조사한다. 기본소득과 NIT의 빈곤 개선 효과를 비교 분석하기 위해서는 전국 대표성을 띨 뿐만 아니라, 다양한 소득과 복지급여의 값을 세전으로 명확히 정의하고, 각종 세금과 사회보장기여금 정보를 세분하여 조사하는 것이 필수적이다. 그러므로 재정패널조사가 본 연구의 목적에 적합한 자료라 할 수 있다.

둘째, 재정패널조사는 가구소득과 각 가구원의 개인별 소득에 대해 자세한 정보를 제공할 뿐만 아니라, 개인별 노동시간을 요일별 정규 노동시간과 초과 노동시간으로 구분하여 상세하게 조사하고 있기 때문이다

(이승주, 2020: 211; 한국조세재정연구원, 2021b: 2-3). 이러한 의미에서 재정패널조사는 노동공급효과를 반영하여 기본소득과 NIT의 빈곤 개선 효과를 분석하는 데 유용한 자료라 할 수 있다.

셋째, 재정패널조사는 고소득층 가구와 저소득층 가구를 과대표집함으로써 조세정책과 복지정책의 정책효과 분석에 적합하도록 설계되었기 때문이다(한국조세재정연구원, 2021c: 21). 구체적으로는 차상위계층 이하의 저소득층과 소득 상위 10% 이상 고소득층을 과대표집하기 위하여, 각각 저소득층과 고소득층 밀집주거지역에서 인구주택총조사 조사구를 60개씩 과대표집하는 방식을 취한다(한국조세재정연구원, 2021c: 21). 한편 한국복지패널은 복지정책의 정책효과 분석을 용이하게 하기 위하여 저소득층 가구를 과대표집하는 방식을 채택하고 있다(한국복지패널 웹사이트, 2022). 기본소득과 NIT의 빈곤 개선 효과를 비교 분석하고자 하는 본 연구의 목적상, 정책효과의 관심대상이자 순수혜층인 저소득층에 대한 과대표집뿐만 아니라 순기여층에 속하는 고소득층에 대해서도 과대표집을 한 재정패널조사가 가장 적합한 분석 자료라 할 수 있다.

넷째, 재정패널조사 자료 중에서도 13차년도 자료만을 활용하는 이유는 이 연구의 관심이 단기적인 노동공급 행태반응을 고려하는 데 있기 때문이다.[29] 최신 자료인 14차년도 자료는 2021년 1월부터 4월까지의 요일별 정규 노동시간과 초과 노동시간을 조사하였다. 해당 기간이 코로나19로 인한 고용 충격이 본격적으로 진행되고 있던 기간이었으며 이것이 노동공급효과 분석 결과에 상당한 영향을 줄 수 있다고 판단하여, 14차년도 자료 대신 13차년도 자료를 이용하였다.

기본소득과 NIT의 경우, 제도가 도입되고 나면 노동연령일 때와 그렇지 않을 때의 기대소득이 분명 변할 것이므로 시점 간 노동공급효과(intertemporal labor supply effect)가 전혀 없다고는 말할 수 없다. 그렇

29) 13차년도 조사는 2020년 6월부터 2021년 1월까지 조사가 진행되었다(한국조세재정연구원, 2021a: 3). 소득 등의 유량은 2019년 1~12월 간 1년을 기준으로, 자산 등의 저량은 2019년 12월 31일을 기준으로, 가구원 조사표의 경제활동 상태는 2020년 5월 1일을 기준으로 조사되었다(한국조세재정연구원, 2021a: 3). 정규 노동시간과 초과 노동시간은 2020년 1~4월을 기준으로 조사되었다(한국조세재정연구원, 2021b: 2-3).

긴 하지만 기본소득과 NIT는 적어도 연금 등의 사회보험 제도에서와 같이 특정 연령을 기준으로 부분은퇴나 완전은퇴의 비율이 크게 달라진다든지 수급을 위한 자격효과가 발생한다는 의미에서의 시점 간 노동공급 효과가 이슈로 제기되지는 않을 것으로 보인다(Danziger, Haveman and Plotnick, 1981). 대부분의 선행연구에서도 1개년도 자료를 활용하여 단기적인 노동공급 행태반응만을 반영한 바 있다(Horstschräer, Clauss and Schnabel, 2010; Sommer, 2016; 이승주, 2020).

물론 거시경제효과까지 고려하여 동태적인 행태반응을 분석에 포함하는 연구(Horstschräer, Clauss and Schnabel, 2008; Kumar et al., 2020)도 고려될 수 있을 것이다. 하지만 시간이 지남에 따라 사람들의 신념, 태도, 선호 등은 크게 변화할 수 있으므로 이를 충분히 반영하여 모형화하는 것은 거의 불가능에 가까우리라 생각된다. 그리고 장기균형을 도출하는 과정에서 주요 모수들이 불변의 단일한 값으로 투입되고 불변의 단일한 값으로 수렴할 것이라는 가정 역시 매우 비현실적이라고 판단된다. 이러한 이유로 본 연구는 단기적인 노동공급 행태반응을 고려하는 것까지만 나아가고자 한다. 따라서 분석 결과를 해석할 때, 본 연구의 시계(視界)가 장기가 아니라 단기라는 점에 주의할 필요가 있다.

본 연구의 분석대상은 재정패널조사 13차년도 자료의 가구용 조사와 가구원용 조사를 병합하여 구축한 가구이다. 개인을 빈곤 효과 분석의 대상으로 삼은 연구(백승호, 2010; 이승주, 2019a; 2019b)도 분명 존재하며, 특히나 기본소득의 경우에는 개별성이 핵심 요소라는 점에서 개인을 대상으로 한 빈곤 효과 분석이 의미가 있다 할 것이다. 하지만 빈곤 효과 분석의 경우에는 특히 동일 가구에 속한 구성원들은 일반적으로 각자의 소득을 합친(pooling) 것을 바탕으로 소비, 지출 등의 주요한 경제활동을 함께 영위하고 결정하면서 자신의 경제력이 규정된다는 점을 고려할 때, 가구 단위 분석이 더 적합하다고 판단된다. 이뿐만 아니라 NIT가 빈곤 완화를 지향할 경우 개인 단위 지급에서 가구 단위 지급으로 전환될 것이라고 보면서 이러한 전환의 효과를 비교 분석하고자 하는데, 그러할 경우 개인을 단위로 한 비교 분석은 거의 불가능하거나 자의적인

가정을 필요로 하게 된다.

우선 직접효과모형의 분석대상을 구체적으로 설명하면 다음과 같다. 작년 한 해 동안 기준으로 직장의 이유로 주중에는 따로 떨어져 6개월 이상 생활한 주말부부의 경우, 분석대상에서 제외한다(8,792가구→8,722가구). 이러한 경우는 재정패널조사에서는 동일 가구로 취급되지 않지만, 가구를 단위로 한 NIT의 과세 단위에서는 동일 가구로 취급될 것이기 때문이다. 작년 한 해 연말정산한 소득에 대한 결정세액에 응답하기를 거절하거나 모른다고 응답한 경우에는 가구원용 데이터에서 연말정산 소득에 대한 결정세액을 종속변수로 연간 근로소득의 7제곱항까지를 설명변수로 한 회귀식을 추정한 후, 이를 바탕으로 연말정산 소득 결정세액 값을 대체(imputation)하였다(자세한 내용은 [부록 2] 참조). 이와 유사하게, 작년 한 해 종합소득에 대한 결정세액에 응답하기를 거절하거나 모른다고 응답한 경우에는 가구원용 데이터에서 종합소득에 대한 결정세액을 종속변수로 사업순소득, 부동산 임대소득, 이자 및 배당소득, 기타소득, 양도소득의 합으로 생성한 연간 소득의 7제곱항까지를 설명변수로 한 회귀식을 추정한 후 이를 토대로 종합소득에 대한 결정세액 값을 대체하였다(자세한 내용은 [부록 3] 참조).[30] 이 과정에서 연간 근로소득, 사업순소득, 부동산 임대소득, 이자 및 배당소득, 기타소득, 양도소득 중 하나 이상에 대해 응답하기를 거절하거나 모른다고 응답한 개인이 속한 41가구가 분석대상에서 제외되었다(8,722가구→8,681가구).

30) 재정패널조사에서 조사된 연말정산에 대한 결정세액과 종합소득에 대한 결정세액에는 모두 주민세가 빠져 있다는 한계가 존재한다(한국조세재정연구원, 2021a: 17-18). 주민세는 2019년 약 2조 1,296억원, 2020년 약 2조 1,239억원이었다(통계청 국가통계포털, 2022). 따라서 이는 예컨대 2019년 83.6조원, 2020년 93.1조원을 기록한 소득세와 비교해보자면 미미한 수준이라 할 수 있다(국회예산정책처, 2020: 88; 2021: 29). 그러므로 이 연구의 가구 세부담에서 주민세가 포함되지 않았다는 사실이 분석결과에 미치는 영향은 거의 없으리라 판단된다.

<표 4-1> 분석대상에 포함되는 표본 수 - 직접효과모형

	가구수	작년 말 기준 조사 대상 가구원 수	작년 말 기준 취업 중인 가구원 수	가구원 수
분석대상	8,459	14,340	11,673	22,205
전체 표본	8,792	14,950	12,217	23,125
전체 표본 대비 비율	96.21%	95.92%	95.55%	96.02%
분석대상 제외 단계 및 내용	단계 적용 전 가구수	해당 단계에서 제외 가구수	단계 적용 후 가구수	총 가구수 대비 제외가구 비율
1단계: 작년 한 해 동안 기준으로 직장의 이유로 주중에는 따로 떨어져 6개월 이상 생활한 주말부부	8,792	70	8,722	0.80%
2단계: 연간 근로소득, 사업순소득, 부동산 임대소득, 이자 및 배당소득, 기타소득, 양도소득 중 하나 이상에 대해 응답하기를 거절하거나 모른다고 응답한 개인이 속한 가구	8,722	41	8,681	0.47%
3단계: 가구 부채 총액, 작년 한 해 동안 납부한 고용보험료, 건강보험료, 주택 이외의 보유 부동산 총액, 자동차 현재 시가, 은행 등 금융기관 예·적금 총 금액, 만 0세 이상~대학원생 가구원 또는 비가구원에 대한 정부지원금, 정부지원 현금소득의 연간 총 금액, 특수직역연금(공무원/사학/군인/별정우체국 직원연금) 월평균 납부금액, 저축성 보험, 연금성 보험 총 금액, 귀금속 시가총액, 민간 보장보험(질병/상해/사망) 수급 총 금액, 전세 및 월세의 보증금 총액, 국민연금 기여금 납부액, 가구별 증여받은 금액 등에 관한 문항에 대해 응답하기를 거절하거나 모른다고 응답한 가구	8,681	222	8,459	2.53%

주: 전체 표본 대비 비율은 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음.

주택가격의 작년 초 공시가격에 응답하기를 거절하거나 모른다고 응답한 경우에는 가구용 데이터에서 주택가격의 작년 초 공시가격을 종속변수로 주택가격의 작년 말 기준 시가의 6제곱항까지를 설명변수로 한 회귀식을 추정한 후 이를 바탕으로 주택가격의 작년 초 공시가격 값을 대체하였다(자세한 내용은 [부록 4] 참조). 이러한 대체로 인하여 주택가격의 작년 초 공시가격이 음수가 된 경우에는 0의 값을 부여하였다(14가구). 그리고 자산, 부채, 보험료 납부, 보험 수급, 정부지원금, 증여 등의 금액에 관한

문항에 응답하기를 거절하거나 모른다고 응답한 가구들도 분석대상에서 제외하였다(8,681가구→8,459가구). 최종적으로 총 8,459가구, 14,340명(조사대상 가구원 수 기준), 11,673명(취업 중인 가구원 수 기준), 22,205명(가구원 수 기준)이 직접효과모형의 분석대상으로 확정되었다.

다음으로 행태반응모형의 분석대상은 다음과 같다.

<표 4-1>에서 제시된 세 가지 단계는 직접효과모형에서와 동일하게 적용하였다.

행태반응모형의 분석대상이 직접효과모형의 그것과 달라지는 지점은 바로 가구주가 2020년을 기준으로 만 18~64세(1956~2002년생)이면서 싱글인 가구와 가구주와 배우자가 모두 만 18~64세인 커플인 가구로 제한한다는 것이다(8,459가구→5,884가구). 이렇게 연령층을 제한하는 이유는 미성년자나 노인은 기본소득이나 NIT로 인한 노동공급 영향이 크지 않으리라 예상되기 때문이다(Colombino et al., 2010: 8). 특히나 노인의 노동공급은 부분은퇴나 완전은퇴와 같은 결정이 매우 중요하며, 그러한 이유에서 기본소득이나 NIT보다는 연금 등의 사회보험제도의 영향이 더 크게 작용할 것으로 예측되기 때문이다.

통상적인 이산선택모형(Discrete Choice Model)에서는 노동공급모형을 싱글인 가구와 커플인 가구로 구분하여 추정하며, 커플인 가구의 경우 양 파트너가 노동공급을 상호의존적으로 동시에 결정하도록 설정된다. 그런데 확률효용-확률기회 모형(Random Utility-Random Opportunities Model; 이하 RURO 모형)과 마찬가지로 이산선택모형에서도 아직 가구주나 가구주의 배우자가 아닌 가구원까지 포함한 노동공급모형이 개발되지는 않은 상황이다. 짐작건대, 가구주나 가구주의 배우자가 아닌 가구원까지 포함할 경우, 기회집합의 구성이 매우 복잡해지고 추정 모수의 개수도 많이 늘어나기 때문일 것이다. 이러한 이유로 가구주나 가구주의 배우자가 아닌 가구원이 작년 말 기준으로 직업을 가진 가구를 분석대상에서 제외하였다(5,884가구→4,920가구).

선행연구를 살펴보면, 노동공급효과 분석을 위하여 Colombino and Narazani(2013)는 20~55세 성인으로, Colombino and Islam(2018)은

18~65세 성인으로 각각 표본을 제한하였다. 그리고 Colombino et al.(2010)과 Colombino(2015)는 표본을 학생이나 은퇴자가 아닌 20~55세 성인들로 제한하였다. 비슷한 이유로, Sommer(2016)는 표본을 20~60세 노동가능한 성인들로 기본적으로 제한하였으며, 특별한 양육이 필요한 3세 미만의 아동들을 가진 가구들, 학생들과 모성휴가 중인 어머니들이 있는 가구들 역시 표본에서 제외한 바 있다.

본 연구가 만 18~64세로 연령층을 넓게 잡은 이유는 기본소득이나 NIT의 제도적 포괄범위가 특정 계층으로 국한되지 않으며 사회의 전체 구성원임을 감안하였기 때문이다. 본 연구의 주된 관심이 노동공급효과의 정밀한 추정이라기보다는 전체 가구에 미치는 빈곤 개선 효과라는 점도 고려하였다. 그리고 우리나라 중고령층의 노동시장참가율이 비교적 높으므로 노동공급효과의 추정 면에서도 큰 문제가 없을 것으로 판단된다. 우리나라 55~64세 노동시장 참가율은 2020년 약 68.82%, 2021년 약 68.55%로, 각각 약 75.48%, 약 75.51%를 기록한 25~64세 노동시장참가율과 크게 차이가 나지 않았다(OECD, 2022a).[31]

또한 2020년 1월부터 4월까지 주평균 노동시간이 80시간 이상이라고 응답한 개인이 속한 가구들도 분석대상에서 제외하였다(4,920가구→4,906가구; 이에 대해서는 4.3.2 참조).[32]

---

31) 반면 15~24세 노동시장참가율은 2020년 약 28.16%, 2021년 약 29.55%, 65세 이상 노동시장참가율은 2020년 약 35.33%, 2021년 약 36.26%에 불과했다(OECD, 2022a).

32) 이전 기준까지 적용했을 때, 조사 대상 가구원의 수는 7,338명이었다. 이 중에서 2020년 1~4월 기간에 노동하고 있는 사람의 수는 총 5,107명이었다. 주평균 노동시간이 80시간 이상인 사람의 수는 전체 5,107명 중에서는 14명(약 0.27%), 전일제 임금노동자 4,341명 중에서는 5명(약 0.12%), 시간제 임금노동자 467명 중에서는 1명(약 0.21%), 고용원이 없는 자영업자, 고용원을 둔 사업주, 무급 가족 종사자 299명 중에서는 8명(약 2.68%)이었다.

<표 4-2> 분석대상에 포함되는 표본 수 - 행태반응모형

	가구수	조사 대상 가구원 수	작년 말 기준 취업 중인 가구원 수	작년 말 기준 가구원 수
분석대상	4,811	7,244	6,733	13,513
전체 표본	8,792	14,950	12,217	23,125
전체 표본 대비 비율	54.72%	48.45%	55.11%	58.43%
분석대상 제외 단계 및 내용	단계 적용 전 가구수	해당 단계에서 제외 가구수	단계 적용 후 가구수	총 가구수 대비 제외가구 비율
1단계: 작년 한 해 동안 기준으로 직장의 이유로 주중에는 따로 떨어져 6개월 이상 생활한 주말부부	8,792	70	8,722	0.80%
2단계: 연간 근로소득, 사업순소득, 부동산 임대소득, 이자 및 배당소득, 기타소득, 양도소득 중 하나 이상에 대해 응답하기를 거절하거나 모른다고 응답한 개인이 속한 가구	8,722	41	8,681	0.47%
3단계: 가구 부채 총액, 작년 한 해 동안 납부한 고용보험료, 건강보험료, 주택 이외의 보유 부동산 총액, 자동차 현재 시가, 은행 등 금융기관 예·적금 총 금액, 만 0세 이상~대학원생 가구원 또는 비가구원에 대한 정부지원금, 정부지원 현금소득의 연간 총 금액, 특수직역연금(공무원/사학/군인/별정우체국 직원연금) 월평균 납부금액, 저축성 보험, 연금성 보험 총 금액, 귀금속 시가총액, 민간 보장보험(질병/상해/사망) 수급 총 금액, 전세 및 월세의 보증금 총액, 국민연금 기여금 납부액, 가구별 증여받은 금액 등에 관한 문항에 대해 응답하기를 거절하거나 모른다고 응답한 가구	8,681	222	8,459	2.53%
4단계: 가구주가 2020년을 기준으로 만 18~64세(1956~2002년생)이면서 싱글인 가구와 가구주와 배우자가 모두 만 18~64세인 커플인 가구로 제한	8,459	2,575	5,884	29.29%
5단계: 가구주나 가구주의 배우자가 아닌 가구원이 작년 말 기준으로 직업을 가진 가구	5,884	964	4,920	10.96%
6단계: 2020년 1월부터 4월까지 주평균 노동시간이 80시간 이상이라고 응답한 개인이 속한 가구	4,920	14	4,906	0.16%
7단계: 2019년과 2020년 조사 시점 사이에 분가, 사망, 신규로 인한 가구원 변동 때문에, 가구원 수 혹은 싱글가구/커플가구 지위가 달라진 가구	4,906	95	4,811	1.08%

주: 전체 표본 대비 비율은 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음.

아울러 소득 변수는 2019년 한 해를 대상으로 조사되었으나, 정규 및 초과 노동시간은 2020년 1월부터 4월까지 기간을 대상으로 조사되었으므로, 해당 기간에 가구원 수가 변화하거나 싱글가구/커플가구 지위가 달라진 가구들이 일부 존재하였다. 이러한 가구들의 균등화 가구 처분가능소득 변화는 각 정책 시나리오 자체의 효과뿐만 아니라 가구원 수의 변화와 싱글가구/커플가구 지위 변동의 효과에도 영향을 받게 된다. 따라서 마지막으로 2019년과 2020년 조사 시점 사이에 분가, 사망, 신규로 인한 가구원 변동 때문에, 가구원 수가 달라졌거나 싱글가구/커플가구 지위가 바뀐 가구들도 분석대상에서 제외되었다(4,906가구→4,811가구). 최종적으로 총 4,811가구, 7,244명(조사 대상 가구원 수 기준), 6,733명(취업중인 가구원 수 기준), 13,513명(가구원 수 기준)이 행태반응모형의 분석대상으로 확정되었다(<표 4-2> 참조).

행태반응모형의 분석대상이 되는 가구를 유형별로 살펴보면, 싱글 여성 가구가 737가구(약 15.32%), 싱글 남성 가구가 591가구(약 12.28%), 커플가구가 3,483가구(약 72.40%)인 것으로 나타났다.

<표 4-3> 싱글 여성 가구, 싱글 남성 가구, 커플가구 수 및 비율

범주	싱글 여성 가구	싱글 남성 가구	커플가구	전체 가구
가구수 (%)	737 (약 15.32%)	591 (약 12.28%)	3,483 (약 72.40%)	4,811 (100%)

주: 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음.

<표 4-4>는 싱글 여성 가구, 싱글 남성 가구, 커플가구의 기초통계량을 요약한 것이다. 가구원수의 평균을 보면, 싱글 여성 가구의 경우 1.39명, 싱글 남성 가구의 경우 1.31명, 커플 가구의 경우 3.36명인 것으로 나타났다. 연령 평균을 보면, 싱글 가구 여성은 약 47세, 싱글 가구 남성은 약 44세, 커플 가구 여성은 약 46세, 커플 가구 남성은 약 49세였다. 커플 가구 여성의 파트너 소득 평균은 연간 약 5,026만원, 커플 가구 남성의 파트너 소득 평균은 연간 약 1,657만원으로, 커플 가구의 경우 남성이 여성보다 소득이 많은 것으로 분석되었다. 커플가구에 속한 여성과 남성

이 싱글가구에 속한 여성과 남성에 비해 평균적으로 교육 수준이 높았다. 균등화 처분가능소득의 연간 평균을 살펴보면, 싱글 여성 가구는 약 2,351만원, 싱글 남성 가구는 약 2,718만원, 커플가구는 약 3,468만원으로, 커플가구, 싱글 남성 가구, 싱글 여성 가구 순으로 소득이 많은 것으로 나타났다. 커플가구가 싱글가구보다 만 18세 미만 아동 수가 많았으며, 만 6세 이하 아동이 있는 비율도 높았다.

<표 4-4> 싱글 여성 가구, 싱글 남성 가구, 커플가구의 기초통계량

단위: 명, 만원, %

변수	구분	싱글 여성 가구	싱글 남성 가구	커플 가구	
				여성	남성
가구원수	평균	1.39	1.31	3.36	
	표준편차	0.73	0.65	0.97	
연령	평균	46.58	44.01	46.15	48.63
	표준편차	12.37	12.14	8.86	9.00
파트너의 소득	평균	-	-	5,026.13	1,656.51
	표준편차			4,627.04	2,534.33
교육 수준	초졸 이하	4.07	2.54	0.86	1.00
	중졸 이하	7.46	5.41	3.07	2.50
	고졸 이하	40.43	38.41	39.71	30.75
	전문대졸 이하	13.84	13.37	16.28	13.95
	4년제 이상	34.19	40.27	40.08	51.79
균등화 처분가능소득	평균	2,350.92	2,718.17	3,467.59	
	표준편차	2,197.75	1,622.85	2,865.34	
만 18세 미만 아동 수	평균	0.13	0.05	0.89	
	표준편차	0.47	0.28	0.96	
만 6세 이하 아동 유무	있음	0.81	0.17	19.32	
	없음	99.19	99.83	80.68	

주: 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음. 남남커플로 응답한 하나의 가구에 대해서는, 가구주의 배우자로 응답한 사람을 여성으로 간주하였음.

제 2 절 변수의 측정

1. 직접효과모형

1) 결과변수

본 연구의 결과변수는 균등화 가구 처분가능소득으로 측정된 빈곤지수이다. 현행 제도의 빈곤 개선 효과를 분석하는 맥락에서는 균등화 가구 처분가능소득과 균등화 가구 시장소득의 빈곤지수 비교를 수행한다. 분석에 활용하는 빈곤지수는 Foster, Greer and Thorbecke(1984)에서 제시된 FGT(0), FGT(1), FGT(2)이다.

$$P_\alpha = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{q}\left(\frac{z-y_i}{z}\right)^\alpha \qquad \text{[식 4-1]}$$

저자들이 제시한 빈곤지수 classes는 [식 4-1]로 나타낼 수 있는데, 여기서 z는 빈곤선, y_i는 i번째 가장 낮은 소득, n은 총 인구, q는 빈곤한 사람의 수, 0 이상의 값을 갖는 α는 빈곤을 싫어하는 정도를 나타내는 모수를 뜻한다(Foster, Greer and Thorbecke, 2010: 3). 이렇듯 빈곤선과의 표준화된 부족분(normalized shortfalls)의 거듭제곱에 기반하여 직관적이고 단순한 구조를 가진 FGT classes(FGT(α), $\alpha \geq 0$)는 공리적 속성(axiomatic properties), 가법적 분해가능성(additive decomposability), 하위집단 일관성(subgroup consistency) 면에서 견실하고 우수하여 빈곤 분석에 널리 활용되어 온 지수이다(Foster, Greer and Thorbecke, 2010). 한 사람의 표준화된 부족분 면에서 A가 B의 2배일 경우 개인 빈곤의 수준은 A가 B의 2^α배가 되며, α가 0보다 크면 단조성(monotonicity) 공리를, α가 1보다 크면 이전 공리(transfer axiom)를, α가 2보다 크면 이전 민감성(transfer sensitivity) 공리를 충족시킨다는 특징을 갖고 있다(Foster, Greer and Thorbecke, 2010: 8, 11).[33] α가 2보다 크면 공리적 속성 면에서는 더 우수할 수 있지만, 구체적으로 계산된 빈곤지수의 의

33) 단조성 공리란 빈곤층의 소득이 감소할 때 빈곤지수가 증가해야 한다는 것을 뜻하고, 이전 공리란 빈곤한 사람이 자신보다는 더 소득이 많은 다른 빈곤한 사람에게 소득을 이전할 때 빈곤지수가 증가해야 한다는 것을 말하며, 이전 민감성 공리란 저소득층 내에서 동일 규모로 역진적인 소득 이전이 이루어질 때 소득 이전이 상대적으로 더 가난한 사람 사이에서 발생할 경우가 상대적으로 덜 가난한 사람 사이에서 발생할 경우보다 빈곤지수가 더 크다는 것을 의미한다(여유진, 김미곤, 김태완, 양시현, 최현수, 2005: 83; Foster, Greer and Thorbecke, 2010: 각주 12).

미를 직관적으로 해석하기 곤란한 측면이 있다(Foster, Greer and Thorbecke, 2010: 41-43).

반면 FGT(0)은 빈곤율(poverty incidence)로, FGT(1)은 1인당 빈곤갭을 뜻하는 빈곤의 심도(poverty depth)로, FGT(2)는 빈곤율, 빈곤의 심도, 빈곤층 내 불평등을 함께 반영하는 빈곤의 심각도(poverty severity)로 명확하게 해석된다(Ravallion, 1994; Foster, Greer and Thorbecke, 2010).[34] 따라서 이 연구는 계산된 빈곤지수의 의미를 직관적으로 해석하기 쉬우며 그러한 이유로 빈곤 분석에서 광범하게 이용되고 있는 FGT(0), FGT(1), FGT(2)를 분석에 활용한다.

아울러 불평등지수를 추가로 분석하였는데, 구체적으로는 균등화 가구 처분가능소득으로 측정된 지니계수 값을 분석하였다. NIT의 일차적인 정책 목표가 빈곤 완화이고 기본소득의 일차적인 정책 목표가 불평등 개선이라는 관점을 취할 경우(이건민, 2021b; 2022a), 일견 빈곤 개선 면에서는 NIT가 기본소득보다 뛰어나고 불평등 개선 면에서는 기본소득이 NIT보다 우수할 것으로 보인다. 하지만 이러한 추측이 실제로 그러한지는 실증의 영역에서 검증될 필요가 있다. 따라서 이 연구는 빈곤 완화 효과 비교에 주된 초점을 가지긴 하지만, 사회 구성원 전체의 소득 정보를 모두 이용하는 지니계수 개선 효과 비교 결과도 함께 제시한다. 이를 통해, 빈곤과 불평등 개선에 미치는 효과의 크기와 방향성 면에서 두 제도가 어떻게 다른지를 보여준다.

본 연구는 처분가능소득, 시장소득, 민간소득(private income), 총소득(gross income)을 다음과 같이 정의하였다(한종석, 우진희, 송재화, 2018: 43-44). 먼저 시장소득은 근로소득, 사업순소득, 부동산 임대소득, 이자 및 배당소득, 양도소득의 합으로 정의된다. 다음으로 민간소득은 시장소득에 사적이전소득을 합한 것으로, 사적이전소득에는 타 가구로부터의 이전소득(상속소득, 증여소득), 민간 연금 및 보험 금액, 기타소득이 포함

34) FGT(2)를 수식으로 표현하면 다음과 같다(Foster, Greer and Thorbecke, 2010: 9). $FGT(2) = H[I^2 + (1-I)^2 C_p^2]$. 여기서 H는 빈곤율(headcount ratio)로 FGT(0)과 같고, I는 1인당 빈곤갭을 뜻하는 빈곤의 심도로 FGT(1)과 같으며, C_p^2은 빈곤층 내 변이계수의 제곱을 의미한다.

된다. 사실 재정패널조사에서 기타소득은 ①타가구에서 받은 용돈, 생활비, 학비 등, ②노인요양특별급여, ③그 외 기타소득으로 구성되는데, 13차 조사 자료에서 노인요양특별급여의 수급 사례 수는 0인 것으로 확인되었다. 따라서 기타소득 총액을 사적이전소득으로 전부 귀속시켜도 무리가 없다. 이어서 총소득은 민간소득에 공적현금이전소득을 더한 것으로, 여기서 공적현금이전소득은 공적 연금 및 보험 소득, 정부 지원 현금소득(보훈급여금(연금식), 보훈보상금(일시금), 기초연금+농어업정부보조금, 장애수당 및 장애인 연금), 자녀양육지원금(출산관련지원금+아동수당+만 0세~대학원생 가구원 또는 비가구원 대상 기타 정부지원금+기초생활보장급여)을 포함한다.[35] 마지막으로 처분가능소득은 총소득에서 직접세와 사회보장기여금을 뺀 값으로 정의된다. 직접세는 소득세와 재산세로 구성되며, 소득세는 다시 근로소득 결정세액과 종합소득 결정세액의 합으로 계산된다. 재산세의 경우, 재산세 연간 고지금액에 답한 사례 수가 4,939가구로 나타났다. 그중에서 거주주택의 재산세 연간 고지금액이 결측치인 24가구의 경우, 재산세 연간 고지금액을 종속변수로 거주주택의 작년 초 공시가격 변수의 6제곱항까지를 설명변수로 한 회귀식을 추정한 후 이를 바탕으로 재산세 연간 고지금액 값을 대체하였다(자세한 내용은 [부록 5] 참조).

본 연구는 서로 다른 가구 규모를 가진 가구들을 균등화하는 방식으로 LIS(Luxembourg Income Study)에서 공식적으로 채택하고 있는 가구원

35) 이 연구에서 말하는 총소득은 정기적인 소득과 비정기적인 소득을 포괄한다는 점에서, 정기적인 소득만을 뜻하는 경상소득(current income)과는 차이가 난다. 첫째, 본 연구에서 시장소득에 포함하고 있는 양도소득 전부를 정기적인 소득으로 보기는 어려운 측면이 있다. 둘째, 본 연구에서 사적이전소득으로 포함하고 있는 타 가구로부터의 이전소득(상속소득, 증여소득), 민간 연금 및 보험 금액, 기타소득 전부를 정기적인 소득이라고 간주하기에는 무리가 있다. 이 중 일부는 정기적인 소득, 일부는 비정기적인 소득이라고 보는 것이 타당할 것이다. 셋째, 본 연구에서 공적현금이전소득에 포함되는 보훈보상금(일시금)은 정기적인 소득이 아니라 비정기적인 소득에 해당한다. 사실 가구소득의 범주를 구분하는 맥락에서, 비정기적인 소득 내에서도 그것이 자산을 변동시키느냐 생활비에 쓰이느냐에 따라 자산증가와 비경상소득으로 구별될 수 있다(통계청, 2022). 따라서 이 연구에서 정의한 총소득은 가구소득을 구성하는 다양한 소득의 정기성/비정기성, 자산변동/생활비 지출의 명확한 구분에 입각하지 않는다는 장점이 있다.

수의 제곱근을 활용하는 방식, 곧 균등화탄력성의 값을 0.5로 하는 방식을 채택한다(LIS, 2022b). 균등화척도에서 가구 소비에서의 규모의 경제를 반영하는 균등화탄력성은 0과 1 사이의 값을 갖는데, 여기서 0.5의 값은 규모의 경제가 전혀 존재하지 않는 경우의 1 값과 규모의 경제가 완전한 경우의 0 값의 정확히 중간에 존재한다(남상호, 2012: 1-2). OECD에서도 첫 번째 가구 구성원에게 1, 두 번째 성인부터 각 성인에게 0.7, 각 아동에게 0.5의 값을 부여하는 OECD 균등화척도(OECD equivalence scale), 가구주에게 1, 두 번째 성인부터 각 성인에게 0.5, 각 아동에게 0.3의 값을 부여하는 OECD 수정 척도(OECD-modified scale) 이외에 최근 들어 제곱근 척도(square root scale)도 활용하고 있다(OECD, 2022c). 이러한 사례에서도 살펴볼 수 있듯이, 제곱근 척도는 가장 널리 활용되는 방식이라 할 수 있다(남상호, 2015: 2).

균등화 가구 중위소득의 40%, 50%, 60% 중에서 가장 높은 수준인 중위소득의 60%를 빈곤선으로 정하였다. 상대빈곤율을 보고할 때 LIS는 빈곤선으로 중위소득의 40%, 50%, 60%를 모두 활용하고 있다(LIS, 2022a). EU는 빈곤선으로 중위소득의 60%를 채택하고 있다(EUROSTAT, 2022), OECD는 빈곤선으로 40%, 50%, 60%를 모두 이용하고 있기는 하지만(Sommer, 2016: 각주 169), 중위소득의 50%를 주로 사용하고 있다(OECD, 2022b). 선행연구를 살펴보면, 백승호(2010), Colombino and Narazani(2013), Colombino(2015), Angyridis and Thompson(2016), Browne and Immervoll(2017), 박기성, 변양규(2017), 이승주(2019a), 이원재 외(2019), Kumar et al.(2020), 남상호(2021), 이원진(2021)은 중위소득의 50%를, Honkanen(2014)은 중위소득의 40%, 50%, 60%를, Pérez and Fernández(2019)는 중위소득의 40%와 60%를, Horstschräer, Clauss and Schnabel(2008), Kela(2016), Sommer(2016), Islam and Colombino(2018), Martinelli(2020), 토리(2020)는 중위소득의 60%를 빈곤선으로 이용하였다.

본고는 EU 회원국을 포함한 선진국들에서는 빈곤선으로 균등화 중위소득의 60%를 많이 사용한다는 점을 고려하였으며(Sommer, 2016: 각주

169), 기본소득이나 NIT가 통상적으로 사용되는 가장 높은 수준의 빈곤선을 적용했을 때에도 유의미한 정도의 빈곤 완화 효과가 있는지를 확인하는 작업이 정책적으로 의미 있다고 판단하였다. 그러한 이유로 균등화 가구 중위소득의 60%를 빈곤선으로 활용한다.

2) 주요 정책 시나리오 및 정책변수

현행 제도 및 여섯 가지 시나리오에서 균등화 가구 처분가능소득으로 측정된 빈곤지수를 비교 측정함으로써, 여섯 가지 연구문제에 대한 답을 구한다. 현행 제도의 빈곤 개선 효과 분석 시에는, 균등화 가구 처분가능소득과 균등화 가구 시장소득의 빈곤지수를 비교한다.[36] 여섯 시나리오는 기본소득 도입 시나리오 하나와 다섯 가지의 NIT 시나리오로 구성된다.

첫 번째 시나리오는 40% 정률소득세 모형의 도입을 반영하는 기본소득 도입 시나리오(BI scenario)이다. 40% 정률소득세 모형과 경제학적으로 동등한 NIT 모형을 만드는 것이 이론적으로는 물론 가능하지만, 현실적으로는 평균소득자에게까지 NIT 급여를 지급하는 NIT 모형이 실제로 도입이 검토되거나 도입될 가능성은 극히 낮을 것으로 예상해볼 수 있다. 그러한 이유에서 기본소득 도입 시나리오라고 이름 붙였다. 이 시나리오는 빈곤 완화를 지향하는 NIT의 네 가지 요소 각각이 혹은 전체가 빈곤 개선에 미치는 효과를 분석하는 데 비교 기준이 되는 시나리오라는 점에서, 기준선 시나리오의 성격을 갖는다고도 볼 수 있다(2.1.3과 2.1.4 참조).

두 번째 시나리오는 NIT를 지급하는 저소득구간에서 소득 정의를 시장소득에서 소득인정액으로 변화시키는 경우를 반영하는 NIT의 소득 정의 변화 시나리오(recognized income scenario; 이하 소득 정의 변화 시나리오)이다. 세 번째 시나리오는 NIT 급여의 최소보장소득 수준을 '평

36) 따라서 현행 제도의 효과를 분석할 때 기준이 되는 최초의 분포는 현행 제도의 빈곤 개선 효과가 반영되기 이전인 균등화 가구 시장소득이지만, 기본소득 도입 시나리오와 다섯 가지 NIT 시나리오들의 효과를 분석할 때 기준이 되는 최초의 분포는 현행 제도의 빈곤 개선 효과가 반영된 이후인 균등화 가구 처분가능소득이라는 점을 유의할 필요가 있다.

균소득의 40%'에서 '중위소득의 40%'로 하향 조정하는 경우를 반영하는 NIT의 최소보장소득 수준 변화 시나리오(reduced minimum guaranteed income scenario; 이하 최소보장소득 수준 변화 시나리오)이다. 네 번째 시나리오는 NIT 세율을 40%에서 50%로 상향 조정하는 경우를 반영하는 NIT 세율 조정 시나리오(increased NIT tax rate scenario; 이하 세율 조정 시나리오)이다. 다섯 번째 시나리오는 NIT 급여를 가구 소비에서의 규모의 경제를 고려하면서 가구 단위로 지급하는 경우를 반영하는 NIT의 가구 단위 지급 시나리오(scenario for NIT payment by household; 이하 가구 단위 지급 시나리오)이다. 여섯 번째 시나리오는 상기 4가지 정책 변화를 모두 적용한 상태를 반영하는 NIT의 종합 정책 변화 시나리오(comprehensive policy change scenario; 이하 종합 정책 변화 시나리오)이다.

(1) 기본소득 도입 시나리오: 40% 정률소득세 모형의 도입

기본소득 도입 시나리오는 40% 정률소득세 모형을 도입하는 시나리오를 뜻한다. 이 시나리오는 현행 제도 및 다섯 가지 시나리오와 일대일 비교의 대상이 된다는 점에서 중요성을 지닌다. 비교는 크게 두 가지 방향에서 이루어진다. 하나는 기본소득 정책과 현행 제도의 빈곤 개선 효과를 비교하는 것인데, 이 경우 이 시나리오는 기본소득 도입 시나리오의 특성을 갖는다. 다른 하나는 빈곤 완화 지향의 NIT 제도가 기본소득과 분기하는 요소들을 반영하는 다섯 가지 시나리오와 이 시나리오의 빈곤 개선 효과를 비교하는 것인데, 이 경우에 이 시나리오는 기준선 시나리오의 특성도 갖는다. 용어의 통일성을 위하여, 이후부터는 일관되게 기본소득 도입 시나리오라는 단어를 사용하고자 한다.

(2) 소득 정의 변화 시나리오: NIT를 지급하는 저소득구간에서 소득 정의를 시장소득에서 소득인정액으로 변화

위에서 밝힌 바와 같이, 본 연구는 소득인정액 개념을 조작적으로 정의할 때 귀속임대료와 순자산만을 고려한다. 즉 이 시나리오에서 설명변수는 바로 귀속임대료와 순자산을 소득인정액 개념에 포함하는 것이다. 먼저 A라는 사람과 B라는 사람의 소득 수준이 같더라도, 자가 소유자 A는 자가를 소유하지 않은 B에 비해 임차료 지불 없이 주거서비스를 향유한다는 점에서 경제 수준이 더 낫다고 볼 수 있다. 그러한 의미에서 특정 개인이나 가구의 경제력을 더 정확하게 반영하기 위해서는 소득(인정액)에 귀속임대료를 고려하는 것이 타당하다. 이러한 맥락에서, Tobin, Pechman and Mieszkowski(1967)는 NIT 지급구간에서 귀속임대료를 포함해야 한다고 주장한 바 있다. 저자들은 당시의 배당과 이자 수준을 고려하여 시장가치에 대한 수익률을 5%로 하는 것이 적당하다고 보았다. 하지만 시장가치에 대한 수익률 5% 적용은 현재 상황과는 맞지 않는다고 판단되므로, 귀속임대료를 추정하는 구체적인 방법으로 박명호(2019)의 방법을 적용하고자 한다.

박명호(2019)는 제10차 재정패널조사자료(2017년 조사)를 활용하여 2018년도 주택분 종합부동산세 개편안이 소득재분배에 미치는 영향을 분석하였는데, 귀속임대소득까지 포함한 포괄소득을 구하는 과정에서 귀속임대소득을 다음과 같이 추정하였다. 한국부동산원(당시 한국감정원)에서는 17개 시도별로 매매가격 대비 전세가격 비율과 전월세전환율 자료를 제공하고 있는데, 귀속임대소득은 '자가거주 주택 시가×(매매가격 대비 전세가격 비율)×전월세전환율'로 구할 수 있다(105, 112). 특정 연도 기준 시도별 매매가격 대비 전세가격 비율은 구체적으로는 평균가격 기준으로 월별로 보고된 시도별 매매가격 대비 전세가격 비율을 비가중평균하여 산출할 수 있다(각주 10).

이러한 방법에 따라, 2019년 1월부터 12월까지 월별 데이터를 비가중평균하여 17개 시도별 매매가격 대비 전세가격(평균가격, 종합주택유형)을 추정하였다(한국부동산원 부동산통계정보시스템(R-ONE), 2022a). 지역별 전월세 전환율의 경우에는, 2019년 1월부터 12월까지 월별 데이터를 비가중평균하여 17개 시도별 값을 구하였다(한국부동산원 부동산통계

정보시스템(R-ONE), 2022b). 이를 바탕으로, 현재 거주주택의 시가총액 변수에 '매매가격 대비 전세가격'과 '지역별 전월세전환율'을 곱한 값으로 귀속임대료 변수를 생성하였다.

다음으로 A와 B의 소득 수준이 같더라도 A가 B보다 순자산이 많다면 A가 B보다 경제 수준이 높다고 볼 수 있다는 점에서, 특정 개인이나 가구의 경제력을 더 잘 반영하기 위해서는 귀속임대료와 마찬가지로 순자산 역시 소득(인정액)에서 고려될 필요가 있다. 이러한 이유로, Tobin, Pechman and Mieszkowski(1967)는 NIT 지급구간에서 순자산을 감안하는 방안을 검토한 바 있다(18-19). 구체적으로는 기본공제(basic allowance)의 일정 배수(4~8배)로 정의되는 공제액(exemption)을 초과하는 가족의 순자산에 10% 세율을 부과하는 방안을 고려하였다. 예컨대 4인 가족의 최소 공제액이 3,000달러이고 최소 공제액의 8배가 24,000달러일 때, 40,000달러의 순자산을 갖고 있다면 16,000달러의 10%인 1,600달러가 NIT 급여에서 상쇄되는 방안이다.

그런데 Tobin(1968)에서 4인 가족 연간 최소보장소득이 3,200달러였음을 감안하면, 이는 위에서의 4인 가족의 최소 공제액에 거의 상응하는 수준이라는 것을 확인할 수 있다. 즉 연간 최소보장소득의 약 4~8배가 공제액이 되는 셈이다. Tobin, Pechman and Mieszkowski(1967: 표 1)의 50% NIT 세율을 갖는 높은 수준의 NIT 지급 시나리오(H Schedule (with a tax rate of 50%))에서 1인 가족의 연간 최소보장소득은 800달러로 4인 가족의 연간 최소보장소득 2,600달러의 4/13배였다. 이를 감안하면 1인 가족 최소 공제액은 1인 가족 연간 최소보장소득의 약 1.2~2.5배 수준으로 생각해볼 수 있다. 기본소득 과세를 위한 개인별 시장소득의 평균은 연간 약 1,793.828만원이고, 그것의 40%는 약 717.531만원이다.[37] 그것의 1.2~2.5배를 적용하면 861.037~1,793.828만원 수준이다.

---

37) 기본소득 과세를 위한 개인별 시장소득은 근로소득, 사업순소득, 부동산 임대소득, 이자 및 배당소득, 양도소득을 합한 값으로 구하였다. 양도손실을 포함하지는 않았는데, 양도손실이 난다고 해서 이에 대해 음의 과세를 하여 기본소득 혹은 NIT를 더 지급한다는 것이 부자연스럽기 때문이다. 기본소득 과세를 위한 개인별 시장소득의 평균은 기본소득 과세를 위한 개인별 시장소득의 총합을 총 가구원수로 나누어서 구한 값으로, 조사 대상 가구원수로 나눈 값은 연간 약

구체적으로 순자산의 공제액은 해당 범위의 가운데쯤에 속하는 1인당 1,300만원으로 정하고 가구원수에 비례하여 설정하고자 한다. 그리고 Tobin, Pechman and Mieszkowski(1967)과 같이, 공제액을 넘어서는 가족의 순자산에 10% 세율을 부과하여 NIT 지급액에서 상쇄하도록 한다(종합정책 변화 시나리오). 다만 이를 개인 단위 지급에 적용할 때에는, 가족의 순자산에 가구원수를 나누어서 구한 개인의 순자산 값을 이용하였다(소득정의 변화 시나리오). 여기서 순자산은 2019년 말 기준 금융자산, 부동산 및 기타 자산, 부동산 소유자로부터 돌려받게 될 전세 및 월세 보증금을 모두 합한 자산에서 부채 총액을 뺀 값으로 조작적으로 정의한다.

(3) 최소보장소득 수준 변화 시나리오: '평균소득의 40%'에서 '중위소득의 40%'로 하향 조정

NIT 급여의 최소보장소득 수준을 40% 정률소득세 모형에서의 '평균소득의 40%'에서 빈곤 완화를 지향하는 NIT 모형에서의 '중위소득의 40%'로 하향 조정한다. 이 모의실험에서 기본소득 과세를 위한 개인별 시장소득의 평균은 연간 약 1,793.828만원, 중위소득은 약 1,530.358만원으로, 이에 따라 '평균소득의 40%'는 약 717.531만원, '중위소득의 40%'는 약 612.143만원이 된다.[38)]

2,813.189만원이다. 참고로 근로소득, 사업순소득, 부동산 임대소득, 이자 및 배당소득, 양도소득을 합한 값에서 양도손실을 빼서 구한 개인별 시장소득의 평균은 연간 약 1,793.417만원이다. 양도손실이 고려되었기 때문에, 기본소득 과세를 위한 개인별 시장소득과는 약간 차이가 난다. 개인별 시장소득의 평균은 개인별 시장소득의 총합을 총 가구원수로 나누어서 구한 값으로, 조사 대상 가구원수로 나눈 값은 연간 약 2,812.544만원이다.

38) 본 연구의 분석대상에서 전체 가구원수는 22,205명이고, 조사 대상 가구원수가 14,159명이므로, 조사 대상이 아닌 가구원수가 8,046명이다. 조사 대상이 아닌 가구원의 소득이 대부분 0이거나 매우 낮은 수준일 것을 고려한다면, 엄밀한 의미에서 개인 단위로 측정된 중위소득은 매우 낮은 수준으로 계산되는 문제가 발생한다. 여기서는 조사 대상 가구원수를 대상으로 한 기본소득 과세를 위한 개인별 연간 시장소득의 중위수가 2,400만원이고 평균이 약 2,813.189만원이라는 정보와 둘 간 비율을 이용하여, 전체 가구원수를 대상으로 한 기본소득 과세를 위한 개인별 시장소득의 중위수를 산출하는 방법을 대안적으로 채택하였다(=1,793.828*2,400/2,813.189).

(4) 세율 조정 시나리오: NIT 세율을 40%에서 50%로 상향 조정

NIT 세율을 40% 정률소득세 모형에서의 40%에서 빈곤 완화를 지향하는 NIT 모형에서의 50%로 상향 조정한다.

(5) 가구 단위 지급 시나리오: NIT 급여를 가구 소비에서의 규모의 경제를 고려하면서 가구 단위로 지급

본 연구는 아동복지법 제3조 제1항(보건복지부, 2022)에 따라 아동을 만 18세 미만인 사람으로 조작적으로 정의하였다.

빈곤 완화를 지향하는 NIT 모형에서 가구 소비에서의 규모의 경제를 반영하는 방법으로는 크게 두 가지가 가능할 것으로 보인다. 첫 번째는 아동에게는 성인에 비해 낮은 NIT 급여를 적용할 뿐만 아니라 성인 내에서도 차등 지급하는 방안이다(Tobin, 1968). 두 번째는 아동에게는 성인에 비해 낮은 NIT 급여를 적용하되, 성인 내에서는 동등 지급하는 방안이다. 첫 번째 방안은 두 번째 방안보다 가구 소비에서의 규모의 경제를 더 충실히 반영한다는 장점이 있으며, 위에서 살펴봤듯이 다른 성인보다 가구주에게 더 큰 값을 부여하는 OECD 균등화척도나 OECD 수정척도의 개념에 더 부합하는 측면이 있다.

하지만 첫 번째 방안은 두 번째 방안보다 더 많은 행정 비용이나 부담을 초래할 수 있으며, 동등한 시민으로서 대우한다는 측면이나 젠더평등을 고려할 때에는 열위에 있다고 평가될 수 있다.[39] 아울러 동일 가구에 속하는 성인 내에서 차등 지급의 정도가 클수록 가족 해체 유인을 증가시킬 위험이 있다. 이와 관련하여, Tobin(1968)은 첫 번째 청구자와 두 번째 청구자의 NIT 최대지급액을 가구 소비에서의 규모의 경제와 가족 해체 유인을 균형 있게 고려하여 각각 1,200달러와 800달러로 설정하는 방안을 제안한 바 있다. 곧 저자는 이러한 방안이 가구 소비에서의 규모의 경제를 더 충실히 고려하여 각각 1,400달러와 600달러로 설정하는 방

39) 그렇지만 가구 단위 지급이냐 개인 단위 지급이냐의 비교 맥락에서 보자면, 가구 단위 지급은 젠더평등을 저해하는 것으로 평가된다.

안이나 가족 해체 유인이 전혀 없도록 각각 1,000달러씩 동등 지급하는 방식보다 더 낫다고 판단한 것이다.

본 연구는 가구 소비에서의 규모의 경제를 더 충실히 반영함으로써 얻을 수 있는 장점보다 동등한 시민으로서 대우하고 가족 해체 유인을 없애며 공동생활로부터 자연스럽게 가구 소비에서의 규모의 경제 혜택을 얻을 수 있도록 하는 장점이 더 크다고 판단한다. 따라서 아동에게는 성인에 비해 낮은 NIT 급여를 적용하되 성인 내에서는 동등 지급하는 두 번째 방안을 채택하였다.

다음으로 고려해야 할 사항은 아동에게는 성인의 몇 % 수준으로 NIT 최대지급액을 설정할 것이냐이다. Tobin(1968), 김낙회 외(2021: 108-121), 이원진(2021: 310)은 아동에게 지급되는 NIT 최대지급액을 성인의 60% 수준으로 설정하였다. Pérez and Fernández(2019)는 OECD 수정 척도에 따라 아동의 경우 성인의 30% 수준으로 NIT 최대지급액을 적용하였다. 본고는 30% 수준이 가구원수가 많은 가족에게 경제적으로 지나치게 불리하게 작용하는 것이라고 보아, 60% 수준을 선택하였다.

위와 같이 가구 소비에서의 규모의 경제를 반영하는 방식을 적용하게 되면, NIT 급여를 받게 되는 대상과 NIT 수급액 모두 변화하게 된다. 빈곤하지 않은 가구로 분류되는 무소득자 또는 저소득자는 더이상 NIT 급여를 받지 못하게 되며, 빈곤가구의 경우에도 아동들의 NIT 급여 수준이 낮아지기 때문이다.

(6) 종합 정책 변화 시나리오: 상기 4가지 정책 변화를 종합적으로 적용

현실에서 정책결정자들이 빈곤 완화를 지향하는 NIT 제도를 설계하겠다고 마음먹는다면, 상기 4가지 정책 변화 옵션 중 일부만을 채택하는 방식보다는 넷 모두를 취하는 방식을 선택하리라고 예상된다. 이 시나리오와 기본소득 도입 시나리오를 비교함으로써, 우리는 이념형으로서 현실에서 정책 옵션으로 고려할 수 있는 기본소득과 빈곤 완화를 지향하는 NIT 제도의 빈곤 개선 효과를 비교 분석하는 것이 가능하다.

<표 4-5> 주요 시나리오 및 변수의 측정

시나리오		결과변수	비교방법	정책변수	측정방법 및 정책 변화
기본소득 도입 시나리오		균등화 가구 처분가능소득으로 측정된 빈곤지수 및 불평등지수	FGT(0), FGT(1), FGT(2), 지니계수 면에서 현행 제도와의 비교	기본소득 제도의 도입	기본소득 도입 시나리오와 현행 제도에서의 빈곤지수/불평등지수 감소(율) 비교
NIT	소득 정의 변화 시나리오		FGT(0), FGT(1), FGT(2), 지니계수 면에서 기본소득 도입 시나리오와의 비교	귀속임대료	- '현재 거주주택의 시가총액×시도별 매매가격 대비 전세가격×시도별 전월세전환율'로 귀속임대료를 측정함 - 소득인정액에 귀속임대료를 포함함
				순자산	- '자산-부채'(작년 말(2018년) 기준 금융자산, 부동산 및 기타 자산, 부동산 소유자로부터 돌려받게 될 전세 및 월세 보증금을 모두 합한 자산에서 부채를 뺀 값)로 측정함 - 1인당 순자산 공제액 1,300만원을 넘어서는 가족의 순자산에 10% 세율을 부과하여 NIT 지급액에서 상쇄함(종합 정책 변화 시나리오) - 다만 이를 개인 단위 지급에 적용할 때에는, 가족의 순자산에 가구원수를 나누어서 구한 개인의 순자산 값을 이용함(소득 정의 변화 시나리오)
	최소보장 소득 수준 변화 시나리오			최소보장소득	- 평균소득의 40%에서 중위소득의 40%로 변화
	세율 조정 시나리오			NIT 세율	- 40%에서 50%로 변화
	가구 단위 지급 시나리오			가구 소비에서의 규모의 경제 반영	- 아동에게는 성인의 60% 수준으로 NIT 최대 지급액을 설정함
				가구 단위 지급	- NIT 수급 판정 및 수급액 계산을 가구 단위로 결정함
	종합 정책 변화 시나리오			상기 4가지 정책 변화를 모두 적용	- 상기 4가지 시나리오에서의 정책 변화를 모두 적용함
현행 제도		균등화 가구 처분가능소득으로 측정된 빈곤지수 및 불평등지수	균등화 가구 처분가능소득과 균등화 가구 시장소득의 FGT(0), FGT(1), FGT(2), 지니계수 비교	현행 조세 및 복지 제도	균등화 가구 처분가능소득과 균등화 가구 시장소득의 빈곤지수 비교

2. 행태반응모형

1) 결과변수

행태반응모형의 결과변수는 직접효과모형의 결과변수와 동일하다. 균등화 가구 처분가능소득으로 측정된 빈곤지수로, 분석에 구체적으로 활용하는 Foster, Greer and Thorbecke(1984)에서 제시된 FGT(0), FGT(1), FGT(2)이다. 현행 제도의 빈곤 개선 효과를 분석하는 과정에서는 균등화 가구 처분가능소득과 균등화 가구 시장소득의 빈곤지수 비교를 수행한다. 빈곤선으로는 균등화 가구 중위소득의 60%를 이용하였다. 균등화 가구 처분가능소득으로 측정된 불평등지수인 지니계수도 추가로 분석하였다. 서로 다른 가구 규모를 가진 가구들을 균등화하는 방식으로는 가구원수의 제곱근을 활용하는 방식, 곧 균등화탄력성의 값을 0.5로 하는 방식을 활용한다(LIS, 2022b).

2) 정책변수

두 번째~여섯 번째 시나리오 각각을 첫 번째 시나리오인 기본소득 도입 시나리오와 비교함으로써 빈곤 완화를 지향하는 NIT의 각각의 요소 혹은 전체 요소들이 빈곤 개선에 미치는 효과를 비교 분석한다는 점에서, 행태반응모형은 직접효과모형과 일치한다. 하지만 두 모형의 근본적인 차이는 바로 직접효과모형에서는 가구의 노동공급 변화를 고려하지 않고 빈곤 개선 효과를 분석하는 반면, 행태반응모형에서는 직접효과뿐만 아니라 가구의 노동공급 변화도 반영하여 빈곤 개선 효과를 분석한다는 점에 있다. 곧 직접효과모형에서와는 달리, 행태반응모형에서는 노동공급 반응이 주요하게 고려된다. 이와 관련하여 활용되는 구체적인 변수들의 목록은 제3절에서 상세하게 제시된다. 표본선택모형을 이용한 기대임금률 추정과 관련한 변수들은 4.3.2.2)(4)에서, 조건부 로짓 모형 분석과 관련한 변수들은 4.3.2.2)(6)에서 확인할 수 있다.

제 3 절 분석 방법

1. 직접효과모형

직접효과모형에서는 현행 제도와 NIT의 다섯 가지 정책 변화 시나리오(소득 정의 변화 시나리오, 최소보장소득 수준 변화 시나리오, 세율 조정 시나리오, 가구 단위 지급 시나리오, 종합 정책 변화 시나리오)에서의 균등화 가구 처분가능소득으로 측정된 FGT(0), FGT(1), FGT(2) 빈곤지수들을 기본소득 도입 시나리오의 그것들과 비교함으로써, 현행 제도와 각 시나리오의 빈곤 개선 효과를 비교 분석한다. 또한 현행 제도 및 NIT의 다섯 가지 정책 변화 시나리오와 기본소득 도입 시나리오가 가구 단위(로 환산된) 순 이전소득의 규모 면에서 차이가 난다는 점을 반영하여, 빈곤 개선 효율성도 함께 분석한다. FGT(0), FGT(1), FGT(2)의 구체적인 측정은 횡단 가중치를 적용하여 분석하는 것이 가능한 DASP(Distributive Analysis Stata Package)(Araar and Duclos, 2007)의 3.03 Version(Araar and Duclos, 2022)의 ipov를 이용한다. 서로 다른 시나리오를 적용함에 따라 중위소득이 변화하고 '중위소득의 60%'에 해당하는 빈곤선도 달라지는데, 이렇게 시나리오별로 변동하는 빈곤선을 기준으로 빈곤지수를 측정하였다. 불평등지수의 추정에는 ineqdec0 명령어를 사용하였다. 통계분석 소프트웨어로는 STATA SE/17.0을 활용하였다.

1) 재정중립적 시나리오를 충족하기 위한 방법 및 절차

본 연구는 기본소득, 개인 단위 지급 NIT, 가구 단위 지급 NIT를 모두 다룬다. 이렇듯 기본소득이냐 NIT냐와 개인 단위 지급 NIT냐 가구 단위 지급 NIT냐에 따라 크게 3가지 유형으로 구분되지만, 제도 도입을 위해 필요한 이전소득액과 과세액을 같게 하는 재정중립적 시나리오를 충족하기 위한 방법 및 절차는 다음과 같이 일치한다. 우선 특정 제도의 순수혜층에 속하는 개인 혹은 가구에게 지급되는 이전소득액 총액을 계

산한다. 다음으로 특정 제도의 순기여층에 속하는 개인 혹은 가구가 손익분기점 소득을 초과하는 소득액 총액을 계산한다. 이를 통해서 순기여층에 속하는 개인 혹은 가구에 적용되는 세율을 계산한다. 마지막으로 순수혜층에 속하는 각 개인 혹은 가구에게 지급되는 이전소득액, 그리고 순기여층에 속하는 각 개인 혹은 가구가 기여하는 과세액을 반영한다.

2) 정책 효과성 및 효율성 정의

정책 효과성이란 특정 정책이 도입된 후의 빈곤 혹은 불평등지수가 도입되기 전의 빈곤 혹은 불평등지수보다 개선된 정도를 의미한다. 개선의 정도는 절대적 개선분과 상대적 개선율로 측정될 수 있다. 절대적 개선분은 지수들의 초깃값 크기와 분석대상의 특성에 영향을 받기 때문에, 여기서는 여러 정책의 비교를 위해 상대적 개선율 지수를 활용한다.

정책 효율성이란 동일한 순 이전소득당 특정 정책이 도입된 후의 빈곤 혹은 불평등지수가 도입되기 전의 빈곤 혹은 불평등지수보다 개선된 정도를 의미하며, 앞에서와 같은 이유로 절대적 개선분 대신 상대적 개선율을 활용한다.

복수의 정책들 사이의 효과성 및 효율성 비교와 관련하여 다음과 같은 간단한 예시를 들어 설명해볼 수 있다. A라는 정책과 B라는 정책의 효과성과 효율성을 비교하는 상황을 상정해보자. 그리고 B가 A보다 순 이전소득이 a% 많다고 가정해보자. 여기서 만약 B 정책의 빈곤지수 개선율이 A 정책의 빈곤지수 개선율보다 정확히 a% 크면, B 정책은 A 정책보다 효과적이지만 A 정책과 B 정책의 효율성은 같다고 평가된다. 만약 B 정책의 빈곤지수 개선율이 A 정책의 빈곤지수 개선율보다 크기는 하지만 a% 미만으로 크다면, B 정책은 A 정책보다 효과적이지만 효율적이지는 않다고 평가된다. 만약 B 정책의 빈곤지수 개선율이 A 정책의 빈곤지수 개선율보다 a% 초과하여 크다면, B 정책은 A 정책보다 효과적이면서도 동시에 효율적이라고 평가된다. 만약 B 정책의 빈곤지수 개선율이 A 정책의 빈곤지수 개선율보다 낮다면, B 정책은 A 정책보다

효과적이지도 효율적이지도 않다고 평가된다.

3) 정책 효율성 분석 시 가구 단위(로 환산된) 순 이전소득을 기준으로 하는 이유

본 연구에서 정책 효율성 분석 시 총 이전소득이 아니라 순 이전소득을, 순 이전소득 중에서도 가구 단위(로 환산된) 순 이전소득을 기준으로 하는 이유에 대해서 밝힐 필요가 있다.

기존에는 주로 기본소득과 NIT의 차이가 주로 주목되었다. 기본소득의 경우, 순수혜층과 순기여층 구분 없이 사회 구성원 모두에게 기본소득이 지급되는 반면, 순수혜층 역시 기본소득 제도를 위해 일정 정도 세금부담을 한다는 점에서 총 이전소득이 순 이전소득보다 큰 것이 일반적이다. 반면 NIT의 경우에는 손익분기점 소득 미만인 사람들에게만 NIT 급여를 지급하기 때문에 총 이전소득과 순 이전소득은 일치한다. 따라서 경제학적으로 동등한 두 제도에서, 순 이전소득의 크기는 같지만 총 이전소득의 크기 면에서는 기본소득이 NIT보다 더 크다(이건민, 2022a: 46-47; 2022b: 112).

하지만 지금까지 크게 주목되지 않은 이슈로서, 지급 단위에 따른 순 이전소득의 차이가 NIT 지급 단위를 개인으로 하느냐 가구로 하느냐에 따라서 발생한다. 예를 들어, t% 정률소득세 모형과 경제학적으로 동등한 NIT 제도를 고려해볼 때, NIT 지급 단위를 개인으로 하느냐 가구로 하느냐가 가구 단위(로 환산된) 순 이전소득의 크기에는 영향을 미치지 않지만, 동일 단위로 환산하지 않은 순 이전소득의 크기에서는 영향을 미친다(이건민, 2022c). 곧 개인 단위 지급 NIT 제도가 가구 단위 지급 NIT 제도보다 동일 단위로 환산하지 않은 순 이전소득의 크기가 더 크다(이건민, 2022c).

이를 가구원수가 각각 4명인 A, B, C 가구로 구성된 사회를 예로 들어 설명해보자.[40] A 가구 구성원들의 소득은 각각 월 1,200만원, 0만원,

40) 이는 가구원수가 각각 3명인 세 가구로 구성된 사회에 50% 정률소득세 모형 및 그와 경제학적으로 동등한 NIT 제도들을 적용하는 예를 제시한 이건민(2022c)을

0만원, 0만원, B 가구 구성원들의 소득은 각각 월 400만원, 400만원, 400만원, 400만원, C 가구 구성원들의 소득은 각각 350만원, 250만원, 150만원, 50만원이라고 하자. 사회의 총 소득은 월 3,600만원이고 총 12명이므로 평균소득은 월 300만원이다. 먼저 40% 정률소득세 모형을 적용할 경우, 개인 단위 총 이전소득은 월 1,440만원(=300*0.4*12만원), 순 이전소득은 월 540만원(=0+120+120+120+0+0+0+0+0+20+60+100만원)이 된다. 가구 단위로 환산된 순 이전소득은 A 가구의 경우 0만원, B 가구의 경우 0만원, C 가구의 경우 월 160만원이 된다.

다음으로 40% 정률소득세 모형과 경제학적으로 동등한 가구 단위로 지급하는 NIT 제도를 적용할 경우, 4인 가구의 경우 월 1,200만원(=300*4만원)이 손익분기점 소득이 된다. 따라서 가구 단위 총 이전소득과 순 이전소득은 모두 A 가구와 B 가구의 경우 0, C 가구의 경우 월 160만원(=(1,200-800)*0.4만원)으로, 총 월 160만원이 된다.

끝으로 40% 정률소득세 모형과 경제학적으로 동등한 개인 단위로 지급하는 NIT 제도를 적용할 경우, 개인 단위 총 이전소득과 순 이전소득은 모두 A 가구 구성원들의 경우 각각 월 0만원, 120만원, 120만원, 120만원, B 가구 구성원들의 경우 각각 월 0만원, 0만원, 0만원, 0만원, C 가구 구성원들의 경우 각각 0만원, 20만원, 60만원, 100만원으로, 총 월 540만원이 된다. 하지만 이를 가구 단위로 환산했을 때의 순 이전소득은 A 가구의 경우 0만원, B 가구의 경우 0만원, C 가구의 경우 월 160만원으로, 총 월 160만원이 된다.

따라서 상기 세 제도는 가구 단위로 환산했을 때의 순 이전소득의 크기 면에서 보자면 모두 월 160만원으로 동일하다. 하지만 동일 단위로 환산하지 않은 총 이전소득의 크기 면에서 보면, 40% 정률소득세 모형(월 1,440만원)>개인 단위 지급 NIT 제도(월 540만원)>가구 단위 지급 NIT 제도(월 160만원)가 된다. 다음으로 동일 단위로 환산하지 않은 순 이전소득의 크기 면에서 보자면, 40% 정률소득세 모형(월 540만원)=개인 단위 지급 NIT 제도(월 540만원)>가구 단위 지급 NIT 제도(월 160만

가구원수가 각각 4명인 세 가구로 구성된 사회에 40% 정률소득세 모형 및 그와 경제학적으로 동등한 NIT 제도들을 적용하는 예로 수정 적용한 것이다.

원)가 된다.

그러므로 다양한 시나리오별 빈곤 및 불평등 개선 효율성을 비교 분석하는 맥락에서, 가구 단위(로 환산된) 순 이전소득을 기준으로 삼는다.

4) 정책 효율성 분석방법

본 연구는 다양한 시나리오별 빈곤 및 불평등 개선 효율성을 비교 분석하는 방법으로 동일한 순 이전소득당 빈곤지수(FGT(0), FGT(1), FGT(2)) 및 불평등지수(지니계수) 개선율을 비교하는 방법을 채택하였다. 이 방법은 다양한 빈곤지수들과 지니계수가 순 이전소득의 크기 증가에 따라 비례적으로 감소하지 않을 수도 있다는 단점을 갖고 있긴 하지만, 기본소득 도입 시나리오와의 직접 비교를 가능하게 한다는 점에서 명확한 장점이 있다.

대안적으로는, 각각의 시나리오별로 가구 단위(로 환산된) 순 이전소득 면에서 동일한 t% 정률소득세 모형을 찾은 후, 빈곤지수들 및 지니계수 개선율을 상호 비교하는 방법을 고려해볼 수도 있을 것이다. 이러한 방법은 순 이전소득이 서로 같은 두 경우를 놓고 다양한 빈곤지수들과 지니계수 개선율의 크기를 일대일로 직접 비교한다는 점에서 장점이 있지만, 기본소득 도입 시나리오와의 직접 비교가 아니라는 점에서 단점을 갖는다.

따라서 정책 효율성 분석방법으로 동일한 순 이전소득당 빈곤 및 불평등지수 개선율을 비교하는 방법을 활용하였다.

2. 행태반응모형

직접효과모형에서와 마찬가지로, FGT(0), FGT(1), FGT(2)의 구체적인 측정은 횡단 가중치를 적용하여 분석하는 것이 가능한 DASP(Distributive Analysis Stata Package)(Araar and Duclos, 2007)의 3.03 Version(Araar and Duclos, 2022)의 ipov를 이용한다. 서로 다른 시나리오를 적용함에 따라 중위소득이 변화하고 '중위소득의 60%'에 해당

하는 빈곤선도 달라지는데, 이렇게 시나리오별로 변동하는 빈곤선을 기준으로 빈곤지수를 측정하였다. 불평등지수의 추정에는 ineqdec0 명령어를 사용하였다. 통계분석 소프트웨어로는 STATA SE/17.0을 활용하였다.

1) 노동공급효과 추정방법: 이산선택모형 접근법

(1) 노동공급 모형화 방법 검토

노동공급을 모형화하는 방법은 크게 세 가지로 구분된다(Aaberge and Colombino, 2015). '축약형' 접근법('Reduced-form' approach), 구조적 '한계주의적' 접근법(Structural 'Marginalist (Kuhn-Tucker) approach), 확률효용극대화 접근법(Random Utility Maximization (RUM) approach; 이하 RUM)이 바로 그것이다(Aaberge and Colombino, 2015).

먼저 1970년대 초까지 많이 이용되었던 축약형 접근법은 노동공급이 외생적인 순임금률과 외생적인 순소득의 함수라는 가정에 입각한다(Aaberge and Colombino, 2015: 7-8). 하지만 이 접근법은 경제학 이론에 기반한 경제 모형에 입각하지 않는다는 점에서 근본적인 한계가 있다(Moffitt, 2002: 32). 아울러 이 접근법은 구석해(corner solutions)가 존재하는 경우에도 이를 내부해(interior solutions)처럼 취급하거나 무시한다(Aaberge and Colombino, 2015: 8). 반빈곤 프로그램들을 비롯한 수많은 복지 프로그램들은 특정 개인이나 가구가 비선형 또는 비볼록 예산제약에 직면하도록 하므로, 축약형 접근법의 정책적 유용성은 더욱 떨어지게 되었다(Aaberge and Colombino, 2015: 8).

다음으로 1980년대 중후반에 지배적이었던 구조적 '한계주의적' 접근법은 한계효용이론이라는 경제학 이론으로 뒷받침되며 쿤-터커 조건을 만족시키면서 주어진 예산제약 하에서 직접효용함수 또는 간접효용함수를 극대화하는 최적해를 구하는 방식이다(Aaberge and Colombino, 2015: 10. 14). 소비-여가 선호의 식별을 가능하게 한다는 것이 이 접근법이 갖는 장점이다(Aaberge and Colombino, 2015: 10). 그리고 이 접근법은 공

식적인 경제 모형에 기반하기 때문에, 시행되거나 검증되지 않은 정책의 표본 외 예측(out-of-sample forcasting)을 축약형 모형보다 더 우수하게 할 수 있다(Moffitt, 2002: 32). 또한 이 접근법은 구석해, 관찰되지 않은 임금률, 측정오류 또는 최적화 오류, 기회집합에서의 수량제약,[41] 비선형 예산제약 문제에 대해서도 일정한 해법을 제시해왔다(Aaberge and Colombino, 2015: 11-15). 하지만 이 접근법의 적용은 일반적으로 예산집합이 볼록하고 선택변수에 해당하는 재화가 둘일 때에는 용이하지만, 비볼록 예산집합이거나 선택변수에 속하는 재화가 셋 이상인 경우의 적용 가능성은 사례에 따라 달라지며 계산이 번거롭다는 점, 계산상의 이유로 노동공급함수나 효용함수의 형태를 단순화해야 한다는 점, 효용함수의 준오목성(quasi-concavity)을 가정해야만 최우추정법을 적용한 추정이 통계적으로나 계산적으로나 일치성을 확보할 수 있다는 점에서 한계를 드러낸다(Dagsvik and Strøm, 1992; Aaberge and Colombino, 2015: 15).

마지막으로 RUM 접근법은 위에서 제시된 문제들을 해결할 수 있는 접근법으로 McFadden(1974)에 의해 처음으로 개발되었으며, 현재 가장 많이 활용되는 방법이라 할 수 있다(Aaberge and Colombino, 2015: 7, 15; 2018: 164). 기존의 방식이 효용의 한계적 변화(marginal variations)를 기준으로 효용극대화 문제를 풀고자 했던 반면, 이 접근법은 효용의 절댓값을 비교함으로써 효용극대화 문제의 해를 구한다(Aaberge and Colombino, 2015: 15; 2018: 164). 그러므로 효용극대화 문제의 해가 조세-급여 규칙(Tax-Transfer Rule)이나 효용함수의 특정(specification)에 영향받지 않는다는 장점을 지닌다(Aaberge and Colombino, 2015: 15). 또한 새로운 제도 또는 정책 개혁이 노동공급에 미치는 영향을 모의실험하기 위해 요구되는 계산을 줄인다(Duncan and Weeks, 1997: 621). 예산제약이나 효용함수의 도함수를 수반한다(미분가능성을 요구한다)는 점에서 제약적인 쿤-터커 조건을 요구하지 않으며 다만 추정점들에서 미

41) 예컨대 일자리라는 기회에서 수량제약이란 경제 주체마다 갖추고 있는 자격이 각각 다르고 일자리마다 요구하는 자격요건도 각기 다르기에 각 경제 주체가 구할 수 있는 일자리의 유형이 서로 다르다는 것을 의미한다(Aaberge, Dagsvik and Strøm, 1995: 637).

분가능하기만 하면 된다는 점, 그리하여 효용함수에 들어가는 재화의 수, 예산집합을 정의하는 규칙의 복잡성에 영향을 받지 않는다는 점에서 편리하며 적용가능성이 높다(Duncan and Weeks, 1997: 620-621; Creedy and Kalb, 2005: 702; Aaberge and Colombino, 2015: 15). 계산 부담이나 시간에 대한 걱정 없이 효용함수의 결정적 부분(deterministic part)을 유연하게 설정할 수 있다는 것 역시 이 접근법의 장점이라 할 수 있다(Aaberge and Colombino, 2015: 15; 2018: 164). 확률적 구성요소(stochastic component)에서 "극단값(Extreme Value)" 분포를 채택하는 것이 일반적인데, 이로써 특정한 대안이 선택될 확률을 다항 로짓 모형이나 조건부 로짓 모형으로 직관적으로 쉽게 표현하는 것이 가능하다(Aaberge and Colombino, 2015: 15; 2018: 164).

(2) 본 연구에서 채택한 방법: 이산선택모형 접근법

RUM 모형이 변형된 모형으로는 대표적으로 이산선택모형과 RURO 모형이 있다(Aaberge and Colombino, 2015: 16-21; 2018: 164-169).[42] 선

42) RURO 모형은 Dagsvik and Strøm(1992), Dagsvik(1994), Aaberge, Dagsvik and Strøm(1995) 등에서 시작되었으며, Aaberge and Colombino(2014)에 의해서 처음 공식적으로 이름 붙여진 모형이다. 이 모형은 맥파든(McFadden, 1974; 1984)의 RUM 모형을 확장한 것으로, 효용함수가 확률적인(stochastic) 것으로 직접적으로 정식화된다는 점, 가구들이 단지 노동시간뿐만 아니라 임금률, 비금전적 특성들을 포함하여 관측되지 않은 특성들로 정의된 기회들을 선택함으로써 효용을 극대화한다는 점, 선호에서뿐만 아니라 기회에서의 관측되지 않은 이질성(unobserved heterogeneities)도 설명한다는 점, 일자리들의 다른 특성을 관측할 수 없다는 의미에서 분석가의 시각에서 가구의 기회집합은 확률적인(random) 것으로 간주된다는 점에서 이산선택모형과 구분된다(Dagsvik and Strøm, 1992; Dagsvik, 1994; Aaberge, Dagsvik and Strøm, 1995). 이산선택모형에서는 대개 기회집합은 고정되어 있고 모든 가구에 귀속된다고 가정하며, 임금률은 고정되어 있고 가구별로 고유하다고 본다(Aaberge and Colombino, 2015: 21). 하지만 RURO 모형에서는 추정과 모의실험에 사용되는 기회집합은 알려지지 않은 모집단(unknown population)으로부터 추출된 하나의 표본으로 해석된다(Aaberge and Colombino, 2015: 21). RURO 모형을 주로 활용하는 일군의 학자들은 이 모형이 이산선택모형보다 우수하다고 주장하고 있지만, 이산선택모형에 비해 정책효과 분석에 덜 활용되고 있으며 분석방법도 체계적인 형태로 일반에 공개되지 않은 상황이다. 아울러 본 연구의 분석이 Colombino and Islam(2022b)에서와 같은 일반균형분석 혹은 동태 분석이 아니라, 정태 부분균형분석, 더 구체적으로 말하자

행연구를 살펴보면, 기본소득과 NIT의 노동공급효과 분석방법으로 Sommer(2016)와 이승주(2019a; 2020)는 확률적 효용(Random Utility)을 도입한 이산선택모형을, Colombino and Islam(2018)과 Islam and Colombino(2018)는 RURO 접근법을 적용하였다. 본고에서는 정책효과 분석에 널리 쓰이고 있으며 분석방법도 비교적 표준화되어 있는 이산선택모형 접근법을 채택하였다.

이산선택모형에서는 선택 가능한 대안들이나 일자리들을 연속변수가 아니라 이산변수로 취급하며, 이러한 형태의 대안들이나 일자리들을 가진 예산집합을 구성한다(Aaberge and Colombino, 2015: 16). Van Soest(1995) 이래로, 가구 내 파트너들이 노동공급을 동시에 결정하는 것을 모형화하기 위하여 조건부 다항 로짓 모형(Conditional Multinomial Logit Model)이 활용되었다(Aaberge and Colombino, 2015: 16). 이 모형의 핵심 특징은 바로 기회집합의 이산성(discreteness)이라 할 수 있다(Aaberge and Colombino, 2015: 16).

이산선택모형에서 확률적 선택(probabilistic choices)을 낳는 확률항(random term)에 대해서는 크게 두 가지 해석이 제출되었다. 첫 번째는, 확률항이 개인적으로 특이한 기호들 또는 관측되지 않은 특성들에서의 변이들을 반영하는 확률적 요소로서 효용함수에 포함되며 효용에 기여한다는 해석이다(McFadden, 1974: 311). 두 번째는, 일종의 절충적 해석으로, 확률항이 가구들이 최적화된 선택에서 오류를 범하거나 예상치 않은 과정으로 인해 그들의 선호를 정확하게 반영하는 선택을 할 수 없음을 반영하는 것이라는 측정/최적화 오류(measurement/optimization error)라는 해석이다(Dagsvik and Strøm, 2006: 808; Aaberge and Colombino, 2015: 16-17).

이 중에서 최적화 오류라는 해석을 수용할 경우, 이산선택모형은 비확률효용 모형(non-random utility model)이라는 점에서 RUM 모형과 구

면 새로운 정책에 맞춰 노동공급은 변화하지만 노동수요는 아직 변화되지 않았다는 의미에서 '한달 후' 예측(Creedy and Duncan, 2005)을 분석하는 것임을 고려하였다. 따라서 정책 도입으로 인한 임금률 변화, 노동시장 부문에 따른 임금률 변화까지 고려한 분석의 효용성은 떨어진다고 판단하였다(Aaberge and Colombino, 2015: 27-28; 2018: 176).

분된다(Aaberge and Colombino, 2015: 16). 그러므로 이산선택모형에서 확률항은 개인적으로 특이한 기호들 또는 관측되지 않은 특성들에서의 변이들을 반영하는 확률적 요소로서 효용함수에 포함되며 효용에 기여한다는 해석을 채택하는 것이 더 타당하다(McFadden, 1974: 311).

노동시간을 연속형 변수처럼 취급하기보다는 이산형 변수처럼 취급하는 핵심 이유는 바로 현실에 존재하는 노동의 고정비용과 탐색비용 등은 고용주가 노동시간을 일정한 형태로 설정하게끔 하는 요소로 작용하며, 그러므로 일자리 유형의 밀도 또는 이용가능성은 연속적이라기보다는 이산적인 형태를 띠게 되기 때문이다(Van Soest, 1995; Duncan and Weeks, 1997; Aaberge and Colombino, 2015: 17). 네덜란드를 대상으로 분석한 일련의 연구들(Van Soest, Woittiez and Kapteyn, 1990; Tummers and Woittiez, 1991; Van Soest, 1995)은 노동공급의 선택을 연속변수로 취급하는 기존의 모형이 시간제 일자리의 수를 상당히 과대추정하는 반면, 노동의 고정비용, 시간제 일자리의 상대적으로 높은 탐색비용 등으로 인한 노동수요 측 제약을 고려하여 노동공급의 선택을 이산변수로 취급하는 이산선택모형이 실제 노동공급을 잘 추정함을 보여주었다.

(3) 이산선택모형 분석틀

기본소득 도입 시나리오와 NIT의 다섯 가지 정책 변화 시나리오들이 가구의 노동공급에 미친 영향을 이산선택모형 분석틀을 이용하여 분석하였다.

이산선택모형 분석틀은 McFadden(1973)의 일반적인 이산선택 접근법을 노동공급에 응용한 Van Soest(1995)에 의해 본격적으로 시작되었다. 기존의 연속형 노동공급모형들이 각 가구 구성원들의 노동시간이 연속형으로 0 초과 총 시간 부존량 사이의 어떤 값도 가질 수 있다고 간주하는 반면, 이산적 접근법은 노동시간 변수를 특정한 간격들(intervals)로 제한함으로써 일종의 범주형 변수처럼 취급한다(Sommer, 2016: 118).

더 구체적으로 말하자면, 각 가구 구성원들이 선택한 노동시간은 “이산화된 노동시간 점들의 집합으로 근사될 수 있다”고 가정된다(Creedy and

Duncan, 2002: 14). 관측된 노동시간 h_i는 다음과 같은 형태로 분류된다.

$$\begin{aligned} h_{(\cdot)} &= h^1 \text{ if } h \le h_1^B \\ &= h^2 \text{ if } h_1^B < h \le h_2^B \\ &\cdots\cdots \\ &= h^{K-1} \text{ if } h_{K-2}^B < h \le h_{K-1}^B \\ &= h^K \text{ if } h > h_{K-1}^B \end{aligned}$$

여기서 $h_{(\cdot)} \in h^1, h^2, \cdots, h^K$이다. K개의 노동시간 점들이 존재한다. 예컨대, 세 가지 상태로 이루어진 노동시간 레짐은 $h_1^B = 10, h_2^B = 30$일 때 선택집합 $H_{(\cdot)} = \{0, 20, 40\}$으로 표현될 수 있다(Creedy and Duncan, 2002: 15). 이때 가구의 순소득은 이산적 노동시간 조합들의 집합 $h_{(\cdot)}$에 대해 다음과 같이 계산된다(Creedy and Duncan, 2002: 15).

$$c[h_{(\cdot)}] = wh_{(\cdot)} + \mu - t(h_{(\cdot)}, w, \mu; X)$$

여기서 c는 소비(또는 물가지수가 1로 표준화될 때에는 순소득), w는 임금률, μ는 가구의 비노동소득, t는 가구의 납세액에서 복지급여액을 뺀 값, X는 개인의 특성들을 말한다. 가구는 다음과 같이 효용을 극대화한다고 가정된다(Creedy and Duncan, 2002: 15).

$$U(c[h_{(\cdot)}], T - h_{(\cdot)})$$

여기서 T는 총 시간 부존량이다.

(4) 가법적 확률효용모형

신고전파 경제이론에 따르면, 가구는 항상 자신에게 주어진 예산제약하에서 최대의 효용을 낳는 선택을 한다. 우리는 결정적 효용함수(deterministic utility function)에 확률적 요소(stochastic component)를

더하는 형태의 가법적 확률효용모형(Additive Random Utility Model)을 이용하여 정책 변화에 따른 가구의 노동공급 변화를 추정할 수 있다(Sommer, 2016: 120).

가구 i가 $j=1, \cdots, J$로 색인된 대안들을 갖고 있다고 가정해보자(Sommer, 2016: 120). 그러면 가법적 확률효용함수(additive random utility function)는 [식 4-2]와 같이 표현된다(Sommer, 2016: 120).

$$U_{ij} = V_{ij} + \epsilon_{ij} \quad \text{[식 4-2]}$$

여기서 V는 대표적인 기호들을 반영하는 효용의 결정적 부분을, ϵ는 효용의 관측되지 않은 부분을 뜻한다(McFadden, 1973: 108). V가 대안별로 고유하면서 개체별로 고유한(alternative-specific) 항 벡터인 x_{ij}와 대안에 따라 불변이며 단지 개체별로 고유한(case-specific) 요소들로 구성된 특성 벡터 z_i의 함수라는 사실을 표현하면 다음과 같다(Cameron and Trivedi, 2010; Sommer, 2016: 120).

$$U_{ij} = V_j(x_{ij}, z_i; \alpha) + \epsilon_{ij}$$

개인이나 가구가 어떠한 노동시간 대안을 선택하느냐에 따라 노동소득이 달라지므로 소득은 x의 대표적인 예가 되며, 연령, 교육 수준, 아동의 수 등 사회경제적 특성들은 어떠한 노동시간 대안을 선택하느냐와 관계없이 불변이므로 z의 대표적인 예이다(Sommer, 2016: 120). α는 상수이다.

가구가 합리적인 선택을 한다는 가정에 입각한다면, 대안 j를 선택하는 가구는 j가 아닌 다른 대안을 선택했을 때보다 더 큰 효용을 얻게 된다($U_j > U_k$, for $all\, k \neq j$). 확률적 요소 ϵ으로 인해, 대안 j가 선택될 확률은 다음과 같이 표현될 수 있다(Sommer, 2016: 121).

$$
\begin{aligned}
P[y=j] &= P[U_j \geq U_k, \forall\, k \neq j] \\
&= P[U_k - U_j \leq 0, \forall\, k \neq j] \\
&= P[\epsilon_k - \epsilon_j \leq V_j - V_k, \forall\, k \neq j] \\
&= P[\widetilde{\epsilon_{kj}} \leq -\widetilde{V_{kj}}, \forall\, k \neq j]
\end{aligned}
$$

여기서 $\widetilde{\epsilon_{kj}}$와 $\widetilde{V_{kj}}$는 확률적 요소 ϵ과 효용의 결정적 부분 V에서의 k와 j 사이의 차이를 말한다(Sommer, 2016: 121). 그러므로 대안 j가 선택될 확률은 대안 k와 j 간 오차항들에서의 차이가 j를 제외한 모든 대안 k에 대하여 j와 k의 결정적 부분의 차이보다 작거나 같을 확률과 같다(Cameron and Trivedi, 2005: 504).

오차항 ϵ은 대안의 관측되지 않은 속성을 나타낸다(Pudney, 1989: 111). 이러한 의미에서, ϵ은 가구들 사이에서 특정한 대안에 대한 기호 차이들을 반영한다(McFadden, 1973: 108).[43] 그러므로 확률적 요소는 각 가구와 각 대안에 따라 모두 다르다(Sommer, 2016: 121).

여기서 오차항은 서로 독립이면서 동일한 분포(independent and identically distributed)로 가정하며, Type I Extreme value 분포를 따른다고 가정한다(Pudney, 1989: 117). Type I Extreme value 분포의 평균은 Euler-Mascheroni 상수 $\gamma(\gamma = \lim_{n\to\infty}(1+\frac{1}{2}+\frac{1}{3}+\ldots+\frac{1}{n}-\ln(n)))$와 같으며 약 0.557의 값을 가지며, 최빈값은 0, 중위수는 $-\ln(\ln(2)) \approx 0.367$이다(Sommer, 2016: 122-123, 각주 127). Type I Extreme value 분포의 확률밀도함수 g는 아래의 [식 4-3]과 같이 표현된다.

$$g(\epsilon) = e^{-e^{-\epsilon}-\epsilon} \quad -\infty < \epsilon < \infty \qquad \text{[식 4-3]}$$

다음으로 누적분포함수 G는 아래의 [식 4-4]와 같다.

$$G(\epsilon) = e^{e^{-\epsilon}} \qquad \text{[식 4-4]}$$

43) 이를 명시적으로 표현하기 위하여, RURO 모형에서는 오차항을 확률적 기호 이동자(random taste shifter)라고 부른다(Aaberge, Colombino and Strøm, 1999; Islam and Colombino, 2018; Colombino and Islam, 2021: 부록 B).

어떠한 주어진 ϵ값에 대해서도 대안 j가 가장 높은 효용을 산출할 확률은 다음의 식과 같다(Sommer, 2016: 123).

$$\Pi_{k \neq j} P(\epsilon_j + U_j - U_k) \quad \text{[식 4-5]}$$

그러므로 ϵ이 각 대안에 대해 동등하게 분포된다고 가정할 때, 효용을 극대화하는 j의 총 확률(overall probability)은 ϵ의 모든 가능한 값들에 대해 집계함으로써 구할 수 있다. ϵ가 연속변수라 할 때, [식 4-5]는 [식 4-6]과 같이 나타낼 수 있다(Sommer, 2016: 123).

$$\int_{-\infty}^{\infty} \Pi_{k \neq j} [F(\epsilon_j + U_j - U_k)] f(\epsilon_j) dv_j \quad \text{[식 4-6]}$$

여기서 $F(\cdot)$은 결합분포함수(joint distribution function)이며, $f(\cdot)$는 확률밀도함수이다(Sommer, 2016: 123). 누적분포함수에 관한 [식 4-4]와 확률밀도함수에 관한 [식 4-3]을 [식 4-6]에 넣으면 다음과 같은 식을 얻게 된다(Sommer, 2016: 123).

$$p_j = \int_{-\infty}^{\infty} \Pi_{k \neq j} (e^{-e^{-\epsilon_j - U_j + U_k}}) e^{-\epsilon_j} e^{-e^{-\epsilon_j}} dv_j \quad \text{[식 4-7]}$$

[식 4-7]의 적분을 풀고 식을 정리하면, 어떠한 가구에 대해서도 다음과 같은 식이 성립한다(Maddala, 1983: 59-61).

$$p_j = P(U_j > U_k \ \forall \ j \neq k) = \frac{e^{U_j}}{\sum_{k=1}^{J} e^{U_k}} \quad \text{[식 4-8]}$$

따라서 가구가 j라는 대안을 선택할 확률은 대안 j의 exponential utility와 다른 모든 exponential utilities의 합 간 비율과 같다(Sommer, 2016:

123). [식 4-8]을 직관적으로 이해해보면, 다른 대안들이 줄 수 있는 효용에 비해 특정 대안이 제공할 수 있는 효용이 클수록, 그 대안을 선택할 확률이 커진다는 것이다. 분석을 쉽게 하게끔, 양변에 로그를 취하면 로그우도함수(Log-Likelihood function)가 다음과 같아진다(Sommer, 2016: 123).

$$\ln L = \sum_{i=1}^{N} [U_{j_i, i} - \ln(\sum_{k=1}^{J} e^{U_{k,i}})]$$

여기서 $U_{j_i, i}$는 개인 i가 대안 j를 선택할 때 얻게 되는 효용을 뜻한다(Creedy and Kalb, 2005: 709).

2) 노동공급효과 추정 관련 실증적 정식화

(1) 효용함수의 실증적 정식화

[식 4-8]은 각 가구가 대안 j를 선택할 확률을 추정하기 위한 가능성을 제공할 뿐, 실제 데이터를 이용하여 실증분석을 하기 위해서는 효용함수에 대한 실증적 정식화가 필요하다(Sommer, 2016: 124).

기본적으로 기혼가구의 노동공급 결정과 관련한 이론에는 크게 세 가지 접근법이 존재한다(Lundberg, 1988). 첫째는 본고에서 활용하고자 하는 모형으로, 부부가 가구 전체의 소비(또는 소득)와 각각의 여가시간에 대해 효용을 함께 극대화한다는 공동효용-공동예산 모형(joint-utility-joint-budget model)에 입각한 가구효용극대화 모형이다. 둘째는 이승주(2019a)에서 이용된 모형으로, 전통적 가족모형(traditional family model)에 입각한 개인효용극대화 모형이다. 이 모형에서는 남편은 부인의 노동공급에 무관하게 자신의 노동공급을 독립적으로 결정하는 반면 부인은 남편의 노동공급에 따른 노동소득을 일종의 재산소득처럼 여김으로써 가구소득에 의존하여 자신의 노동공급을 결정한다고 본다.

셋째는 부부의 노동공급 결정을 각 사람의 협상력과 협상과정에 의존하는 2인 협조게임으로 분석하는 협상모형(bargaining model)이다(Manser and Brown, 1979; 1980; McElroy and Horney, 1981; 1990).

이 중에서 전통적 가족모형은 노동공급의 결정에서 아내와 남편이 서로의 노동시간에 전혀 영향을 받지 않는다는 가정, 아내는 남편의 노동소득을 재산소득처럼 여기면서 공유하는 반면 남편은 아내의 노동소득을 전혀 공유하지 않는다는 가정 등 이론적으로 지지받기 힘든 여러 제약적인 가정에 입각한다는 점에서 한계가 분명하다(Lundberg, 1988). 또한 모형 검증 결과 실증적으로도 기각되는 것으로 나타났다(Lundberg, 1988). 협상모형은 부부간 협상력을 보여주는 자료를 요구하며 분석기법도 까다로워서 실증분석에는 많이 활용되지 못하는 상황이다(김현숙, 2009: 6). 물론 공동효용-공동예산 접근 역시 가구의 실제 노동공급 행태 및 결정과정과는 매우 다르며 이론적 차원에서도 그리 만족스럽지 않다는 비판에 직면하고 있는 것이 사실이다(Lundberg, 1988: 224; Sommer, 2016: 124). 하지만 협상모형과는 달리 공동효용-공동예산 접근은 상세한 데이터를 요구하지 않으며, 가구 소비재 중에서 어떤 것이 사적 재화이고 공동 재화이며 소득을 공유하는 규칙이 무엇인지에 관한 일련의 가정들도 필요로 하지 않는다(Creedy and Kalb, 2005: 714). 곧 조세나 이전소득 정책 효과 분석 시, 공동효용-공동예산 접근은 다른 모형들에 비해 분석의 용이성과 일반적 적용, 가정의 합리성 면에서 전반적으로 우수하다고 평가되며 널리 활용되고 있다(Lundberg, 1988: 225-226; Creedy and Kalb, 2005: 714-715).

이러한 이유로 본고에서는 공동효용-공동예산 접근을 채택한다. 이러한 이산선택모형 분석틀 내에서, 가법적 확률효용모형에 의해 규정된 효용은 모든 가구 구성원의 효용을 더하여 계산된다(Sommer, 2016: 124). 노동공급 관련 의사결정들은 공동효용-공동예산 모형에 기초하여 이루어진다(Sommer, 2016: 124).

특정한 대안은 여성의 노동시간과 남성의 노동시간의 특정한 조합으로 표현된다(Sommer, 2016: 124). 그러므로 [식 4-2]는 아래의 [식 4-9]와

같이 나타낼 수 있다(Sommer, 2016: 124).

$$U_{ij}(v_{ij}) = V_{ij}(v_{ij}) + \epsilon_{ij} \qquad \text{[식 4-9]}$$
$$with\ \epsilon_{ij} \sim EV(I)\ \forall\ j = 1, \ldots, J$$
$$where\ EV(\mathrm{I})\ is\ the\ Type\ \mathrm{I}\ Extreme\ value\ distribution.$$

여기서 $v = (\ln y_{ij}, \ln lm_{ij}, \ln lf_{ij})'$인데, y_{ij}는 가구 처분가능소득이고, lm_{ij}는 남성의 여가시간, lf_{ij}는 여성의 여가시간이다(Sommer, 2016: 124).

이러한 접근법은 가족의 경제이론(economic theory of the family)을 주창한 Becker(1965)로부터 시작되었다. 이 이론은 시장재(market goods)와 가구재(household goods)라는 상품들에 대하여 가구가 자신의 효용을 극대화한다고 가정한다. 그런데 가구생산(household production)에 대한 평가가 실증적으로 어려우므로, 가구는 시장재와 여가시간에 대해서 자신의 효용을 극대화한다고 가정된다(Kooreman and Kapteyn 1987: 223f). 가구는 소비와 여가시간을 놓고 자신의 행태를 결정해야 한다고 가정되는데, 가구소득은 가구소비에 대한 대리변수(proxy)로 사용된다(Sommer, 2016: 125).

가구는 자신에게 가장 큰 효용을 가져다주는 대안을 선택한다고 가정되므로, 가구가 대안 j를 선택할 확률은 [식 4-8]에서보다 더 자세한 형태로 다음과 같이 정식화될 수 있다(Sommer, 2016: 125).

$$P[U_j > U_k \text{ for } all\ k \neq j] = \frac{e^{U(y_j, lm_j, lf_j)}}{\sum_{k=1}^{J} e^{U(y_k, lm_k, lf_k)}} \qquad \text{[식 4-10]}$$

가구의 노동시간 선택을 종속변수로 한 조건부 로짓 모형(conditional logit model)을 적용함으로써, [식 4-10]의 추정결과들을 얻을 수 있다(김현숙, 2009: 18-19).

효용함수의 계수들을 설정하기 위해서는 V의 함수형태를 결정해야 한다(Sommer, 2016: 125). 본 연구는 효용함수의 실증적 정식화를 하기 위

한 목적으로, Christensen, Jorgenson and Lau(1975)에 기반한 직접적 translog(Transcendental logarithmic) 효용함수를 이용한다. 효용에 관한 이전의 모든 모수화(parameterization)가 수요이론에서 검증하고 활용하기 위해서는 가법적이고 동조적(additive and homothetic)이어야만 했다면, translog 효용함수는 더이상 이러한 제약에 의존하지 않는다는 장점을 지닌다(Sommer, 2016: 126). translog 효용함수는 "임의의 효용함수의 국지적 이차항 근사(a local second order approximation to any utility function)"로 기능한다(Christensen, Jorgenson and Lau, 1975: 368). 직접적 translog 효용함수는 "소비된 재화 양들의 로그의 초월함수(a transcendental function of the logarithms of quantities consumed)" 형태를 취한다(Christensen, Jorgenson and Lau, 1975: 368). 이 효용함수는 가구의 노동공급 행태를 추정하기 위하여 Van Soest(1995), 김현숙(2009), Sommer(2016) 등에서 활용된 바 있다.

직접적 translog 효용함수는 다음과 같이 나타낼 수 있다(Sommer, 2016: 126).

$$\ln U = \alpha_0 + \sum_i \beta_i \ln X_i + \frac{1}{2}\sum_i \sum_j \alpha_{ij} \ln X_i \ln X_j$$

여기서 총 효용의 로그는 상수 α_0, β_i로 가중치가 부여된 주요 결정요인들의 합, 가중치가 부여된 모든 요인의 가중화된 교차항들(cross-terms)의 합과 같다(Sommer, 2016: 126). 이는 가구의 의사결정이 "예산제약하 $u(x)$의 극대화에 의해 정확하게 결정되며 $u(x)$는 이차항까지 갖는 $u^A(x)$에 의해 근사될 수 있다(exactly determined by the maximization of $u(x)$ subject to the budget constraint and that $u(x)$ can be approximated by $u^A(x)$ to the second order)"는 아이디어에 기반한 것이다(Simmons and Weiserbs, 1979: 893).

직접적 translog 효용함수를 활용하면 [식 4-9]의 결정적 부분의 정식화는 다음과 같이 나타낼 수 있다(Sommer, 2016: 126).

$$V(v) = v' A v + \beta' v$$

여기서 $\beta = (\beta_1, \beta_2, \beta_3)'$는 계수들의 추정벡터이며, A는 이차항 및 교차항에 대한 계수들의 행렬이다(Sommer, 2016: 126). 커플가구들의 경우에, A는 다음과 같은 3×3 대칭행렬(symmetric matrix)이다(Sommer, 2016: 126).

$$A = \alpha_{ij} = \begin{pmatrix} \alpha_{11} \dots \alpha_{13} \\ \vdots \ \ddots \ \vdots \\ \alpha_{31} \cdots \alpha_{33} \end{pmatrix}$$

여기서 α_{ij}는 투입요소들(input factors)인 i와 j에 대한 교차항들의 계수들이다(Sommer, 2016: 126). 싱글가구의 경우 A는 2×2로 줄어든다. 커플가구에서는 가구 처분가능소득과 자신의 노동시간뿐만 아니라 파트너의 노동시간의 로그값이 주요 투입벡터(input vector) v에 포함되는 반면, 싱글가구에서는 파트너의 노동시간이 존재하지 않으므로 가구 처분가능소득과 자신의 노동시간의 로그값만 포함되기 때문이다(Sommer, 2016: 126).

싱글가구의 경우, 이차항까지 근사한다는 translog 효용함수의 특성에 따라, 효용함수의 결정적 부분에 포함되는 변수들은 로그 가구 처분가능소득 및 그것의 제곱항, 로그 개인의 노동시간 및 그것의 제곱항, 로그 가구 처분가능소득과 로그 개인의 노동시간의 상호작용항이다(Sommer, 2016: 127).

커플가구의 경우, 이차항까지 근사한다는 translog 효용함수의 특성에 따라, 효용함수의 결정적 부분에 포함되는 변수들은 로그 가구 처분가능소득 및 그것의 제곱항, 로그 여성의 노동시간 및 그것의 제곱항, 로그 남성의 노동시간 및 그것의 제곱항, 로그 여성의 노동시간과 로그 남성의 노동시간의 상호작용항, 로그 가구 처분가능소득과 로그 여성 혹은 남성의 노동시간의 상호작용항이다(Sommer, 2016: 127).

위와 같이 효용함수의 결정적 부분에 가구의 처분가능소득과 자신(과 파트너)의 노동시간과 관련한 변수들만을 포함하는 것은, 처분가능소득 및 노동시간이 동일한 가구들은 동일한 효용을 갖는다는 것을 함의하므로, 동질적 가구들을 가정하는 셈이다(Sommer, 2016: 127). 그러므로 가구 간

선호의 관측된 이질성을 도입하기 위해서는, 대안별로 고유하면서 개체별로 고유한 변수들과의 상호작용항의 형태로 대안에 따라 불변이며 단지 개체별로 고유한 인구사회학적 변수들을 투입해야 한다(4.2.2.2)(6) 참조).

(2) 이산적 노동시간 간격 설정 및 개인의 총 시간 부존량의 결정

이산선택모형 분석틀에서 정확한 추정을 위해서는 이산적 노동시간 간격을 제대로 설정하는 것이 중요하다. 이를 위해서는, 데이터를 잘 대표할 수 있는 값으로 설정하는 것이 바람직하다. 특히나 각 시나리오의 노동공급효과 추정에 그치지 않고 이를 바탕으로 빈곤 개선 효과를 분석하고자 하는 이 연구의 맥락에서는, 각 노동시간 구간을 대표하는 값들을 합리적으로 설정하는 것이 더욱 중요하다고 할 수 있다.

이산적 노동시간 간격을 설정하기에 앞서, 우선 개인의 총 시간 부존량을 얼마로 할 것인지를 결정해야 한다. 개인의 총 시간 부존량과 관련하여, Dagsvik and Strøm(2004: 25; 2006: 814)은 수면과 휴식을 위해 필요한 여가의 '생존(subsistence)' 수준이 있다고 보고, 연간 총 8,760(=365*24)시간 중에서 5,110시간을 여가의 생존 수준으로 반영하여, 1에서 연간 노동시간을 3,650으로 나눈 값을 뺀 값으로 표준화된 연간 여가시간을 정의하였다. 1년이 약 52주임을 고려한다면, 연간 총 시간 부존량 3,650시간은 주당 총 시간 부존량 약 70시간에 해당한다. Aaberge, Dagsvik and Strøm(1995: 643)과 Aaberge, Colombino and Strøm(1999: 412)은 연간 총 시간 부존량을 물리적으로 가능한 최대 시간인 8,760시간으로 설정하였다. 이승주(2019a: 100; 2020: 215)는 하루에 8시간은 취침해야 한다고 가정하면서, 주당 총 시간 부존량을 112시간으로 정하였다. 이경희, 민인식(2018)은 주당 총 시간 부존량을 100시간으로 설정하였다. Van Soest(1995), Steiner and Wrohlich(2008), Islam and Colombino(2018), Colombino and Islam(2021: Appendix B; 2022b: Appendix A)은 개인의 총 시간 부존량을 주당 80시간으로 설정하였다. 이에 대해, Van Soest(1995: 각주 4)는 80시간으로 설정한 것이 추정결

과에 거의 영향을 미치지 않았다고 보고했으며, Steiner and Wrohlich(2008: 각주 16)는 개인의 총 시간 부존량을 주당 60~80시간 사이에서 변화시키더라도 추정 결과는 거의 달라지지 않았음을 밝혔다. Van Soest(1995)와 Steiner and Wrohlich(2008)의 논의를 반영하여, 본고에서는 개인의 총 시간 부존량을 주당 80시간으로 정하였다.

다음으로 이산적 노동시간 간격을 설정하는 데에서, 동일한 간격(identical intervals)으로 설정할 것인지(Van Soest, 1995), 아니면 서로 다른 간격으로 설정할 것인지를 결정해야 한다(Steiner and Wrohlich, 2008; Sommer, 2016; 이승주, 2019a; 2020). Van Soest(1995)는 주당 노동시간 제약을 설정할 때 동일한 간격을 이용하였으며, 구체적으로는 10시간(개인당 6 범주; 0, 10, 20, 30, 40, 50시간으로 대표) 또는 12시간(개인당 5 범주; 0, 12, 24, 36, 48시간으로 대표)으로 설정하였다. 이렇게 되면 커플가구는 25 혹은 36개의 가능한 범주 조합이 생긴다(Sommer, 2016: 144). 이러한 설정은 범주 설정의 자의성을 줄인다는 장점이 있지만, 실제 노동시간 분포에 관한 정보를 활용할 수 없다는 단점을 갖는다.

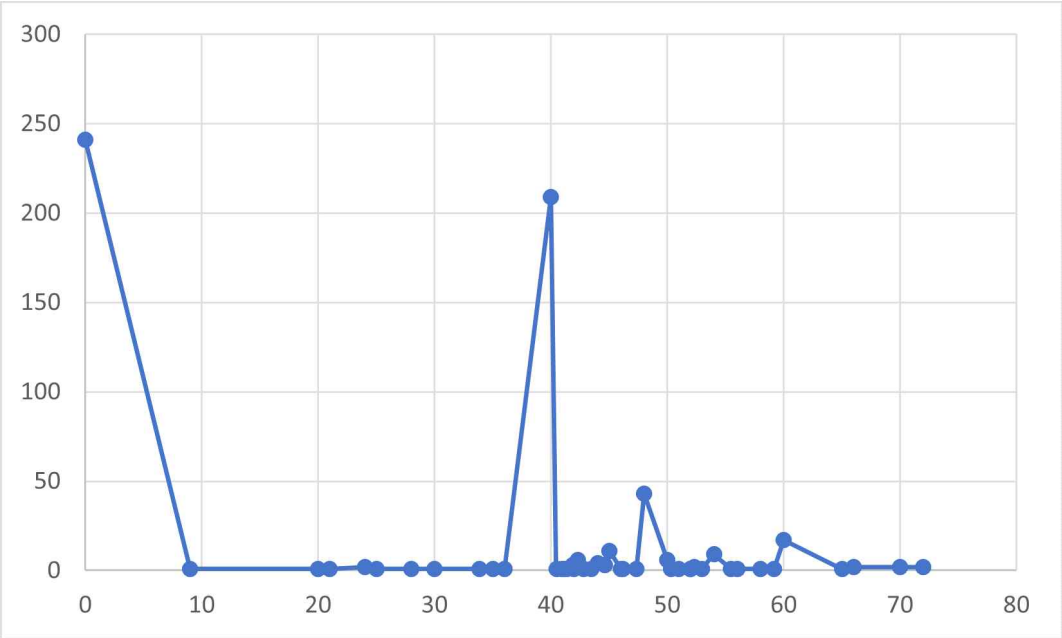
이와는 달리, Steiner and Wrohlich(2008), Sommer(2016) 등은 노동시간 분포 정보를 활용하여 적합한 간격 범위를 결정함으로써, 현재의 노동계약 상황을 더 잘 반영하고자 하였다. 이러할 경우, 여성은 시간제 일자리에 많이 종사하며 노동시간의 분포가 남성보다 더 넓게 퍼져 있으므로 상대적으로 더 많은 범주가 설정된다. Steiner and Wrohlich(2008)는 여성의 노동시간을 6 범주(0, 8.5, 18, 27, 38.5, 45시간으로 대표)로, 남성의 경우 대부분 전일제 일자리에 종사한다는 점을 반영하여 3 범주(0, 37, 40시간으로 대표)로 구성하였다. Sommer(2016) 역시 여성의 노동시간을 6 범주(0, 1~10, 11~20, 21~34, 35~40, 40시간 초과)로, 남성의 노동시간을 3 범주(0, 1~40, 40시간 초과)로 설정하였다. 한편 이승주는 미취업, 시간제, 전일제 구분에 따라, 여성, 남성 구분 없이 개인의 노동시간을 3 범주(0시간, 1시간 이상 36시간 미만, 36시간 이상)로 구성하거나(이승주, 2019a), 한부모여성의 노동시간을 3 범주(0, 18, 36시간으로 대표)로 구분하였다(이승주, 2020). 본 연구는 Steiner and Wrohlich(2008),

Sommer(2016)의 논의를 따라, 현재의 노동시간 분포 정보를 활용함으로써 사실성을 높이고자 하였다.

각 노동시간을 대표하는 값은 중위수로 설정할 수도 있고 최빈값으로 설정할 수도 있는데(Sommer, 2016: 118), 본고에서는 최빈값을 활용하였다. 정책 변화 이후에도 정책 변화 전과 노동시간 범주가 같은 개인의 경우에는 현재의 노동시간 정보를 그대로 활용하면 된다. 그러므로 정책 변화 이후에 노동시간 범주가 달라지는 개인에 중요한 초점이 맞춰진다. 여기서는 최빈값이 정책 변화 이후에 노동시간 범주가 달라지는 개인이 처하게 될 확률이 가장 높은 노동시간이라는 의미를 지닌다는 점에서 직관적으로 이해하기도 쉽고 중요하다는 판단에 기반하여, 중위수 대신 최빈값을 활용하였다. 다만 각 노동시간을 대표하는 값으로 중위수, 최빈값, 평균 중에서 무엇을 선택하는지에 대한 영향을 최소화하기 위하여, 노동시간의 각 계급(class)의 평균, 중위수, 최빈값이 크게 차이가 나지 않도록 범주를 구성하였다.

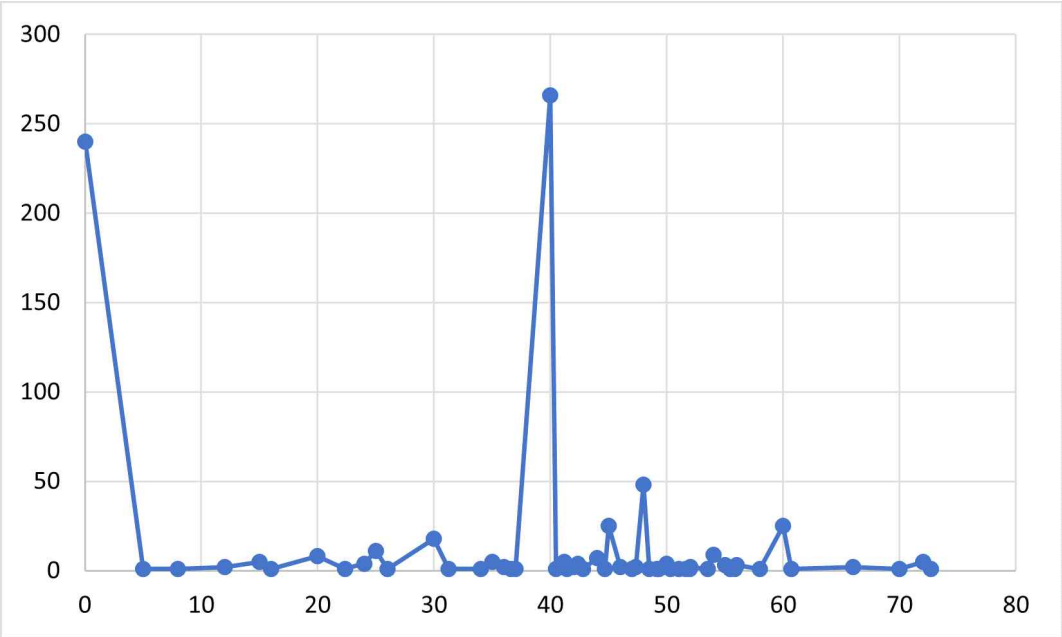
이를 담보하기 위해서, 주당 노동시간 분포에서 구간별 정점(peaks)을 이루는 노동시간 값을 구하여 범주 구성에 활용하였다. 그 값이 첫 번째 초과 노동시간 범주에서 중앙에 위치하도록 설정하였다. 즉 싱글가구 남성, 싱글가구 여성, 커플가구 남성, 커플가구 여성 모두에서 48시간이 국지적 정점을 이루는 것으로 확인되었으므로, 48시간이 범주의 중앙에 위치할 수 있도록 '45시간 초과 51시간 이하'라는 범주를 설정하였다. 또한 40시간이 전체 노동시간 분포에서 0시간과 더불어 대표적인 정점을 이룸을 확인하였으므로, 시간제 노동의 비율이 높은 싱글가구 여성이나 커플가구 여성에서 '45시간 초과 51시간 이하' 범주 바로 앞의 범주를 '35시간 초과 45시간 이하'로 설정함으로써, 40시간이 해당 범주의 중앙에 위치하게끔 하였다. 아래의 [그림 4-1], [그림 4-2], [그림 4-3], [그림 4-4]는 각각 싱글가구 남성, 싱글가구 여성, 커플가구 남성, 커플가구 여성의 주당 노동시간 분포를 그린 것이다. 싱글가구 남성과 커플가구 남성의 경우, 구간별로 보았을 때 0시간, 40시간, 48시간, 60시간이 대표적인 정점인 것으로 보인다. 싱글가구 여성의 경우에는, 0시간, 30시간, 40시간,

48시간, 60시간이 대표적인 정점인 것으로 확인된다. 커플가구 여성의 경우에는, 0시간, 25시간, 30시간, 40시간, 48시간, 60시간을 대표적인 정점으로 식별할 수 있다.



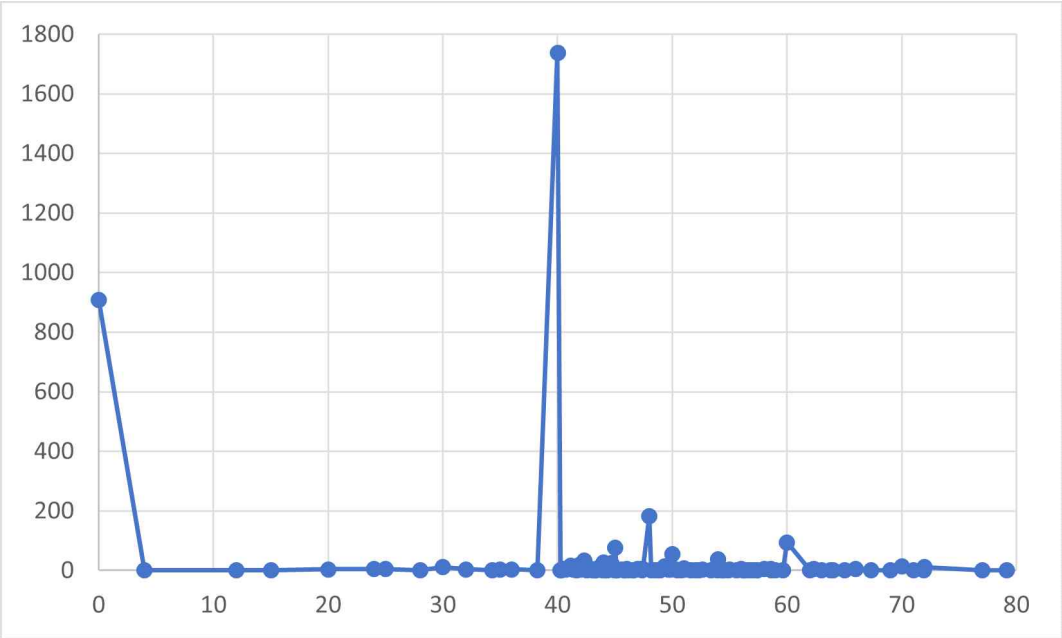
주: x축은 주당 노동시간, y축은 인원임. 재정패널조사 13차년도 자료를 활용한 본고의 행태반응모형 분석대상 중 싱글가구 남성에 대하여 필자가 계산하여 그린 것임.

[그림 4-1] 싱글가구 남성 주당 노동시간 분포



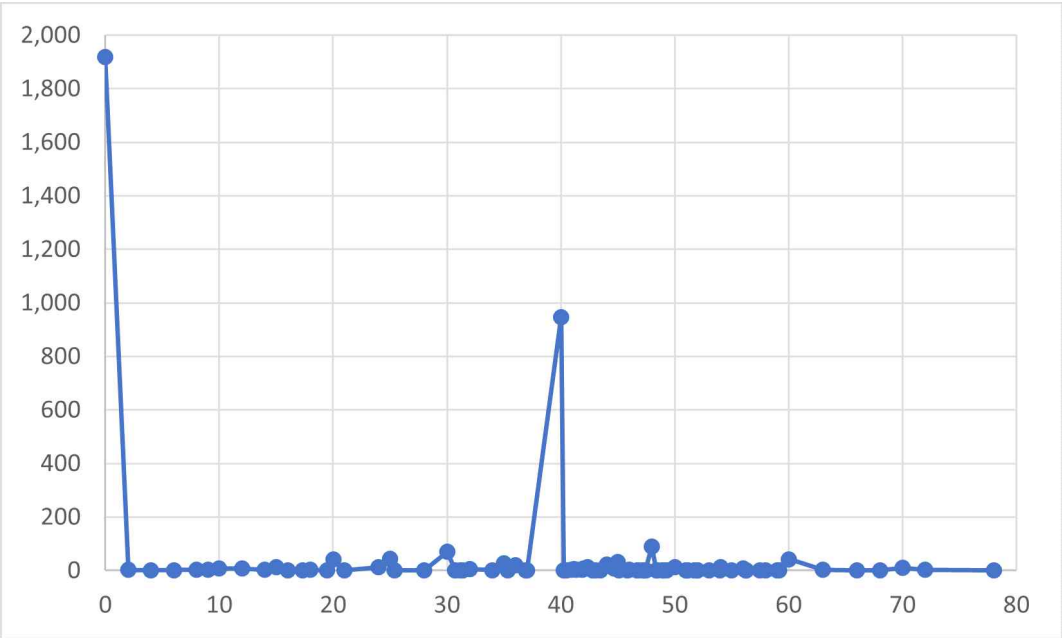
주: x축은 주당 노동시간, y축은 인원임. 재정패널조사 13차년도 자료를 활용한 본고의 행태반응모형 분석대상 중 싱글가구 여성에 대하여 필자가 계산하여 그린 것임.

[그림 4-2] 싱글가구 여성 주당 노동시간 분포



주: x축은 주당 노동시간, y축은 인원임. 재정패널조사 13차년도 자료를 활용한 본고의 행태반응모형 분석대상 중 커플가구 남성에 대하여 필자가 계산하여 그린 것임.

[그림 4-3] 커플가구 남성 주당 노동시간 분포



주: x축은 주당 노동시간, y축은 인원임. 재정패널조사 13차년도 자료를 활용한 본고의 행태반응모형 분석대상 중 커플가구 여성에 대하여 필자가 계산하여 그린 것임.

[그림 4-4] 커플가구 여성 주당 노동시간 분포

이를 바탕으로, 싱글가구 남성의 경우 4 범주(0시간, 0시간 초과 45시간 이하(40시간으로 대표), 45시간 초과 51시간 이하(48시간으로 대표), 51시간 초과(60시간으로 대표))로, 싱글가구 여성의 경우 5 범주(0, 0시간 초과 35시간 이하(30시간으로 대표), 35시간 초과 45시간 이하(40시간으로 대표), 45시간 초과 51시간 이하(48시간으로 대표), 51시간 초과(60시간으로 대표))로 설정하였다(<표 4-6>과 <표 4-7> 참조). 남성보다 여성의 범주 수가 더 많은 것은 Steiner and Wrohlich(2008), Sommer(2016)와 같지만, 장시간 노동이 많은 우리나라의 상황을 고려하여 장시간 노동 구간을 세분하였다는 점에서는 차이가 있다.

<표 4-6> 싱글가구 남성의 주당 노동시간 분포

범주	평균	중위수	최빈값	빈도
0시간	0	0	0	241
0시간 초과 45시간 이하	39.85	40	40	254
45시간 초과 51시간 이하	48.23	48	48	54
51시간 초과	58.98	60	60	42
전체	25.65	40	0	591

주: 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음.

<표 4-7> 싱글가구 여성의 주당 노동시간 분포

범주	평균	중위수	최빈값	빈도
0시간	0	0	0	240
0시간 초과 35시간 이하	24.79	25	30	60
35시간 초과 45시간 이하	40.53	40	40	317
45시간 초과 51시간 이하	48.16	48	48	62
51시간 초과	59.39	60	60	58
전체	28.18	40	40	737

주: 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음.

이에 따라, 싱글가구 남성의 현재의 주당 노동시간 범주별로 대안적인 시나리오 적용 시 선택된 노동시간 범주에서의 주당 여가시간은 다음과 같이 계산된다(<표 4-8> 참조). 총 시간 부존량은 주당 80시간이다. 0시

간 노동시간 범주의 대푯값은 0시간, 0시간 초과 45시간 이하 노동시간 범주의 대푯값은 40시간, 45시간 초과 51시간 이하 노동시간 범주의 대푯값은 48시간, 51시간 초과 노동시간 범주의 대푯값은 60시간이다. 그러므로 해당 노동시간 범주 선택 시 주당 여가시간은 대부분 80시간에서 선택된 노동시간 범주의 대푯값을 뺀 값으로 설정된다. 다만 실제 주당 노동시간 범주와 시나리오별로 선택된 노동시간 범주가 같은 경우에는, 80시간에서 실제 노동시간을 뺀 값으로 계산된다. 싱글가구 여성의 경우 싱글가구 남성보다 실제 주당 노동시간 범주와 선택 가능한 노동시간 범주가 각각 하나씩 늘어날 뿐, 기본적인 논리는 동일하게 적용된다(<표 4-9> 참조). 커플가구 남성과 커플가구 여성의 경우에도, 마찬가지 방식으로 주당 여가시간을 설정하였다.

<표 4-8> 싱글가구 남성의 노동시간 범주 선택별 주당 여가시간

실제 주당 노동시간 범주	선택 가능한 노동시간 범주	해당 노동시간 범주 선택 시 주당 여가시간
0시간	0시간	80시간
	0시간 초과 45시간 이하	40시간(=80-40)
	45시간 초과 51시간 이하	32시간(=80-48)
	51시간 초과	20시간(=80-60)
0시간 초과 45시간 이하	0시간	80시간
	0시간 초과 45시간 이하	80시간-실제 노동시간
	45시간 초과 51시간 이하	32시간(=80-48)
	51시간 초과	20시간(=80-60)
45시간 초과 51시간 이하	0시간	80시간
	0시간 초과 45시간 이하	40시간(=80-40)
	45시간 초과 51시간 이하	80시간-실제 노동시간
	51시간 초과	20시간(=80-60)
51시간 초과	0시간	80시간
	0시간 초과 45시간 이하	40시간(=80-40)
	45시간 초과 51시간 이하	32시간(=80-48)
	51시간 초과	80시간-실제 노동시간

<표 4-9> 싱글가구 여성의 노동시간 범주 선택별 주당 여가시간

실제 주당 노동시간 범주	선택 가능한 노동시간 범주	해당 노동시간 범주 선택 시 주당 여가시간
0시간	0시간	80시간
	0시간 초과 35시간 이하	50시간(=80-30)
	35시간 초과 45시간 이하	40시간(=80-40)
	45시간 초과 51시간 이하	32시간(=80-48)
	51시간 초과	20시간(=80-60)
0시간 초과 35시간 이하	0시간	80시간
	0시간 초과 35시간 이하	80시간-실제 노동시간
	35시간 초과 45시간 이하	40시간(=80-40)
	45시간 초과 51시간 이하	32시간(=80-48)
	51시간 초과	20시간(=80-60)
35시간 초과 45시간 이하	0시간	80시간
	0시간 초과 35시간 이하	50시간(=80-30)
	35시간 초과 45시간 이하	80시간-실제 노동시간
	45시간 초과 51시간 이하	32시간(=80-48)
	51시간 초과	20시간(=80-60)
45시간 초과 51시간 이하	0시간	80시간
	0시간 초과 35시간 이하	50시간(=80-30)
	35시간 초과 45시간 이하	40시간(=80-40)
	45시간 초과 51시간 이하	80시간-실제 노동시간
	51시간 초과	20시간(=80-60)
51시간 초과	0시간	80시간
	0시간 초과 35시간 이하	50시간(=80-30)
	35시간 초과 45시간 이하	40시간(=80-40)
	45시간 초과 51시간 이하	32시간(=80-48)
	51시간 초과	80시간-실제 노동시간

커플가구 남성의 경우, 싱글가구 남성에서와 마찬가지로 4 범주(0시간, 0시간 초과 45시간 이하(40시간으로 대표), 45시간 초과 51시간 이하(48시간으로 대표), 51시간 초과(60시간으로 대표))로 설정하였다(<표 4-10> 참조). 커플가구 여성의 경우, 싱글가구 여성보다 범주가 하나 늘어난 6 범주로 구성하였다(<표 4-11> 참조). 이는 싱글가구 여성보다 커플가구 여성의 노동시간이 상대적으로 더 분화되어 있음을 반영한 것인데, 기혼여성의 노동공급이 남편의 노동시간 및 소득에 영향을 받는다는 점, 돌봄노동 등으로 인한 노동시간 제약 등의 효과로 인한 것으로 판단된다. 구체적으로는 6 범주(0, 0시간 초과 25시간 이하(25시간으로 대표), 25시간 초과 35시간 이하(30시간으로 대표), 35시간 초과 45시간

이하(40시간으로 대표), 45시간 초과 51시간 이하(48시간으로 대표), 51시간 초과(60시간으로 대표)로 구분하였다. 따라서 커플가구의 노동시간 조합은 총 24 범주(4×6 범주)로 구성된다(<표 4-12> 참조).

<표 4-10> 커플가구 남성의 주당 노동시간 분포

범주	평균	중위수	최빈값	빈도
0시간	0	0	0	908
0시간 초과 45시간 이하	40.15	40	40	2,031
45시간 초과 51시간 이하	48.43	48	48	314
51시간 초과	59.96	60	60	230
전체	31.74	40	40	3,483

주: 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음. 남남커플로 응답한 하나의 가구에 대해서는, 가구주의 배우자로 응답한 사람을 여성으로 간주하였음.

<표 4-11> 커플가구 여성의 주당 노동시간 분포

범주	평균	중위수	최빈값	빈도
0시간	0	0	0	1,919
0시간 초과 25시간 이하	18.97	20	25	152
25시간 초과 35시간 이하	31.37	30	30	109
35시간 초과 45시간 이하	40.27	40	40	1,081
45시간 초과 51시간 이하	48.16	48	48	125
51시간 초과	59.96	60	60	97
전체	17.71	0	0	3,483

주: 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음. 남남커플로 응답한 하나의 가구에 대해서는, 가구주의 배우자로 응답한 사람을 여성으로 간주하였음.

<표 4-12> 커플가구의 주당 노동시간 분포

여성 \ 남성	0시간	0시간 초과 45시간 이하	45시간 초과 51시간 이하	51시간 초과	전체
0시간	580	1,049	164	126	1,919
0시간 초과 25시간 이하	29	93	14	16	152
25시간 초과 35시간 이하	24	58	10	17	109
35시간 초과 45시간 이하	212	747	85	37	1,081
45시간 초과 51시간 이하	27	56	30	12	125
51시간 초과	36	28	11	22	97
전체	908	2,031	314	230	3,483

(3) 현재 임금률의 결정

가구의 처분가능소득은 정책 변화에 따라 달라진다. 정책이 변화하면 가구의 효용을 극대화하는 노동시간 범주가 달라지고, 그에 따라 노동소득(근로소득 또는 사업순소득)의 변화가 수반되기 때문이다.

그런데 정책 변화에 따른 노동소득 변화를 추정하기 위해서는, 우선 현재의 시간당 세전임금률을 구해야 하며 시간당 세전임금률의 대상이 되는 소득을 확정해야 한다. 만약 노동공급의 효과를 추정하기 위한 목적이라면, 분석대상의 이질성을 줄이기 위해서 사업순소득은 제외하고 근로소득만 포함하는 것이 더 나을 수 있다. 하지만 본 연구의 목적은 노동공급 효과 추정 그 자체에 있는 것이 아니라 노동공급효과를 통한 빈곤 개선 효과를 추정하는 데 있으며, 기본소득이나 NIT 제도의 대상이 전체 인구 집단에 걸쳐 있다는 점을 고려할 때 근로소득뿐만 아니라 사업순소득도 포함하는 것이 타당하다고 판단하였다.

본 연구는 다음과 같은 방법을 활용하여 현재의 시간당 세전임금률을 구하였다. 첫째, 특정 개인이 한 해 동안 근로소득과 사업순소득 중 근로소득만을 번 경우에는, 연간 근로소득을 (주당 노동시간*52.285714)로 나눈 값으로 시간당 세전임금률을 구하였다.[44] 둘째, 특정 개인이 한 해 동안 근로소득과 사업순소득 중 사업순소득만을 번 경우에는, 연간 사업순소

득을 (주당 노동시간*52.285714)로 나눈 값으로 시간당 세전임금률을 구하였다.[45] 셋째, 특정 개인이 한 해 동안 근로소득과 사업순소득을 모두 번 경우에는 둘 중 어느 소득을 활용할 것인지를 결정할 필요가 있는데, 근로소득이 사업순소득보다 많거나 같은 경우에는 근로소득을 (주당 노동시간*52.285714)로 나눈 값으로 시간당 세전임금률을 구하였다(30 cases). 사업순소득이 근로소득보다 많은 경우에는 사업순소득을 (주당 노동시간*52.285714)로 나눈 값으로 시간당 세전임금률을 구하였다(14 cases).

(4) 표본선택모형을 이용한 기대 임금률 추정

정책 변화에 따른 노동시간 범주의 변화, 그로 인한 가구 처분가능소득의 변화를 모의실험하기 위하여, 데이터에서 관측된 개인의 시간당 세전임금률은 선택된 노동시간 범주와 관계없이 고정되어 있다고 가정한다.

문제는 근로소득이나 사업순소득이 없는 개인들의 임금률은 데이터에서 관측될 수 없다는 점이다. 본 연구에서 활용한 데이터를 살펴보면, 싱글가구 여성의 경우, 737명 중에서 240명이 2019년 한 해 동안 근로소득과 사업순소득이 모두 없었다(약 32.56%). 싱글가구 남성의 경우, 591명 중에서 241명이 이에 해당하였다(약 40.78%). 커플가구 여성은 3,483명 중에서 1,960명이, 커플가구 남성은 3,483명 중에서 926명이 여기에 속하였다(각각 약 56.27%와 약 26.59%).

---

44) 2020년은 366일이었으며, 366일을 7로 나누면 약 52.285714주로 계산된다. 여기서 근로소득을 비롯한 연간 소득은 2019년 한 해 동안 측정된 것이며, 노동시간은 2020년 1월부터 4월까지의 정규 노동시간과 초과 노동시간을 바탕으로 계산된 것이다. 따라서 소득 변수와 노동시간 변수 간 시차가 존재한다는 한계가 있음을 밝힌다.

45) 연간 사업순소득을 연간 노동시간으로 나눈 값은 시간당 세전임금률보다는 시간당 세전소득률로 일컫는 것이 더 적절할 수 있을 것이다. 특정 개인의 경우 근로소득과 마찬가지로 사업순소득 역시 시간당 벌어들이는 소득액이 일정하다는 가정하에, 특정 시나리오 적용 시 노동시간이 시나리오 적용 이전과 같거나 혹은 변화함으로써 전체적인 소득액이 일정하거나 달라질 수 있음을 포착하고자 하였다. 따라서 적어도 이러한 정책효과 분석방법의 맥락에서는, 사업순소득은 근로소득의 경우와 일치한다. 이러한 점을 고려하여, 근로소득의 경우 시간당 세전임금률, 사업순소득의 경우 시간당 세전소득률 식으로 표현을 달리하는 대신에, 양자의 경우를 통틀어 시간당 세전임금률이라는 용어로 통일하였다.

만약 사람들이 임노동에 무작위로 참가한다면 임금노동자만을 대상으로 한 OLS(Ordinary Least Squares) 추정을 하더라도 문제가 없지만, 임노동 참여 여부 자체가 임금에 영향을 주는 관측되지 않은 요인들과 체계적인 상관관계를 가진다면 OLS 추정을 통해 구한 임금모형의 회귀계수는 선택성 편의(selectivity bias)를 갖게 된다(Reimers, 1983: 571). 따라서 이러한 표본선택 편의를 피하고자, Heckman(1976; 1979)의 2단계 표본선택모형(Sample Selection Model)을 활용하여 기대임금률을 추정하였다.

노동시장 참가 식을 추정하기 위하여, 관련 선행연구(오욱찬, 2011; Sommer, 2016: 6장; 이승주, 2020)를 바탕으로 교육연수[46], 파트너의 연소득, 만 18세 미만 아동의 수, 가구에 만 6세 이하 아동이 있는지에 관한 더미변수, 가구주 더미변수, 혼인상태 더미변수 등의 사회경제적 요인들을 설명변수에 포함하였다. 파트너의 연소득의 경우, 커플가구에 속한 개인은 파트너의 연소득 값을 그대로 넣었으며, 싱글가구에 속한 개인은 0의 값을 입력하였다. 선택편의를 교정하기 위하여, 로그 세전임금률 식의 OLS 추정에서 확률밀도함수와 누적분포함수의 비(ratio)를 뜻하는 역의 밀 비율(inverse of Mill's ratio)을 독립변수에 포함하였다(Greene, 2012: 916, 920).

노동시장 참가 식을 추정하기 위하여, 관련 선행연구(김현숙, 2009; 오욱찬, 2011; Sommer, 2016: 6장; 이승주, 2019a: 4장)를 바탕으로 연령, 연령 제곱, 교육연수, 사업체 종사자 수 관련 더미변수 등을 설명변수에 포함하였다. 여기서 연령뿐만 아니라 연령 제곱 변수도 넣은 것은 연령이 증가함에 따라 한계생산성 체감의 법칙이 적용되는지를 식별하기 위함이다. β_1을 연령 변수의 계수, β_2를 연령 제곱 변수의 계수라고 할 때,

46) 교육연수의 값으로는, 최종 교육 기관에 대해 "안 받았음(미취학 포함)"으로 응답한 경우 0, 초등학교 중퇴나 재학, 휴학으로 응답한 경우 3, 초등학교 졸업이나 수료로 응답한 경우 6, 중학교 중퇴나 재학, 휴학으로 응답한 경우 8, 중학교 졸업이나 수료로 응답한 경우 9, 고등학교 중퇴나 재학, 휴학으로 응답한 경우 11, 고등학교 졸업이나 수료로 응답한 경우 12, 4년제 미만 대학교 중퇴나 재학, 휴학으로 응답한 경우 13, 4년제 미만 대학교 졸업이나 수료로 응답한 경우 14, 4년제 이상 대학교 중퇴나 재학, 휴학으로 응답한 경우 15, 4년제 이상 대학교 졸업이나 수료로 응답한 경우 16, 대학원 석사 중퇴나 재학, 휴학으로 응답한 경우 17, 대학원 석사 졸업이나 수료로 응답한 경우 18, 대학원 박사 중퇴나 재학, 휴학으로 응답한 경우 19, 대학원 박사 졸업이나 수료로 응답한 경우 20을 부여하였다.

β_2가 음수라면 $-\frac{\beta_1}{2\beta_2}$에서 최고 임금률을 가지는 것으로 해석할 수 있다 (Berndt, 1991: 163).[47] 추정에는 heckman 명령어를 사용하였다.

여성과 남성의 노동시장 참가 및 임금률에 관한 추정결과들은 [부록 6]에 제시하였다(<부표 5>와 <부표 6> 참조). 추정을 통해 얻은 로그 세전임금률 추정식을 이용하여, 세전임금률이 관측되지 않았던 여성과 남성의 기대 세전임금률을 추정하였다([식 4-11]과 [식 4-12] 참조).

$$\begin{aligned}\ln\widehat{wage}f = & -0.0998466 + 0.0298491*agef - 0.0003052*agefsq \\ & + 0.0054183*yoef + 0.2989187*dnbpbtnf \\ & + 0.3547169*dnbpbhtf + 0.4858577*dnbpmttf\end{aligned} \quad \text{[식 4-11]}$$

여기서 $\ln wagef$는 여성의 로그 세전임금률, $agef$는 여성의 연령, $agefsq$는 여성의 연령 제곱, $yoef$는 여성의 교육연수, $dnbpbtnf$는 사업체 종사자 수 30~99인 더미변수, $dnbpbhtf$는 사업체 종사자 수 100~299인 더미변수, $dnbpmttf$는 사업체 종사자 수 300인 이상 더미변수이다.

$$\begin{aligned}\ln\widehat{wage}m = & -1.922506 + 0.1011681*agem - 0.0010289*agemsq \\ & + 0.0147701*yoem + 0.2121909*dnbpbtnm \\ & + 0.3589206*dnbpbhtm + 0.5464342*dnbpmttm\end{aligned} \quad \text{[식 4-12]}$$

여기서 $\ln wagem$는 남성의 로그 세전임금률, $agem$는 남성의 연령, $agemsq$는 남성의 연령 제곱, $yoem$는 남성의 교육연수, $dnbpbtnm$는 사업체 종사자 수 30~99인 더미변수, $dnbpbhtm$는 사업체 종사자 수 100~299인 더미변수, $dnbpmttm$는 사업체 종사자 수 300인 이상 더미변수이다.

이렇게 구한 추정식을 이용하여, 세전임금률이 관측되지 않았던 여성 2,200명(싱글가구 240명, 커플가구 1,960명)과 남성 1,167명(싱글가구 241명, 커플가구 926명)의 기대 세전임금률을 추정하였다.

---

47) 이는 x에 대한 이차식 ax^2+bx+c에서 a가 음수일 때 $x=-\frac{b}{2a}$에서 최댓값을 가진다는 사실을 상기해보면 쉽게 이해할 수 있다.

(5) 근로소득 혹은 사업순소득 추정

근로소득 혹은 사업순소득은 다음과 같이 추정하였다. 위에서도 밝힌 바와 같이 임금률의 경우에는, 실제 주당 노동시간이 0시간이면 Heckman의 표본선택모형으로 추정된 기대 세전임금률을 이용하였다. 실제 주당 노동시간 범주가 0시간이 아닌 경우에는, 자료를 활용하여 구한 시간당 세전임금률을 그대로 이용하였다. 실제 주당 노동시간 범주와 선택 가능한 노동시간 범주가 같은 경우에는, 자료에서 제시된 연간 근로소득 혹은 사업순소득을 그대로 활용하였다. 실제 주당 노동시간 범주와 선택 가능한 노동시간 범주가 일치하지 않은 경우에는, 시간당 세전임금률과 선택 가능한 노동시간 범주 각각의 대푯값, 그리고 2020년의 주 수를 뜻하는 52.285714를 곱한 값으로 근로소득 혹은 사업순소득을 산정하였다. <표 4-13>과 <표 4-14>는 싱글가구 남성과 싱글가구 여성의 노동시간 범주 선택별 연간 근로소득 혹은 사업순소득 추정식을 나타낸 것이다. 커플가구 남성과 커플가구 여성의 경우에도, 동일한 방식으로 연간 근로소득 혹은 사업순소득을 추정하였다.

<표 4-13> 싱글가구 남성의 노동시간 범주 선택별 연간 근로소득 혹은 사업순소득 추정

실제 주당 노동시간 범주	선택 가능한 노동시간 범주	연간 근로소득 혹은 사업순소득 추정식
0시간	0시간	0
	0시간 초과 45시간 이하	시간당 추정 세전임금률×40×52.285714
	45시간 초과 51시간 이하	시간당 추정 세전임금률×48×52.285714
	51시간 초과	시간당 추정 세전임금률×60×52.285714
0시간 초과 45시간 이하	0시간	0
	0시간 초과 45시간 이하	자료에서 제시된 연간 근로소득 혹은 사업순소득
	45시간 초과 51시간 이하	시간당 세전임금률×48×52.285714
	51시간 초과	시간당 세전임금률×60×52.285714
45시간 초과 51시간 이하	0시간	0
	0시간 초과 45시간 이하	시간당 세전임금률×40×52.285714
	45시간 초과 51시간 이하	자료에서 제시된 연간 근로소득 혹은 사업순소득
	51시간 초과	시간당 세전임금률×60×52.285714
51시간 초과	0시간	0
	0시간 초과 45시간 이하	시간당 세전임금률×40×52.285714
	45시간 초과 51시간 이하	시간당 세전임금률×48×52.285714
	51시간 초과	자료에서 제시된 연간 근로소득 혹은 사업순소득

<표 4-14> 싱글가구 여성의 노동시간 범주 선택별 연간 근로소득 혹은 사업순소득 추정

실제 주당 노동시간 범주	선택 가능한 노동시간 범주	해당 노동시간 범주 선택 시 주당 여가시간
0시간	0시간	0
	0시간 초과 35시간 이하	시간당 추정 세전임금률×30×52.285714
	35시간 초과 45시간 이하	시간당 추정 세전임금률×40×52.285714
	45시간 초과 51시간 이하	시간당 추정 세전임금률×48×52.285714
	51시간 초과	시간당 추정 세전임금률×60×52.285714
0시간 초과 35시간 이하	0시간	0
	0시간 초과 35시간 이하	자료에서 제시된 연간 근로소득 혹은 사업순소득
	35시간 초과 45시간 이하	시간당 세전임금률×40×52.285714
	45시간 초과 51시간 이하	시간당 세전임금률×48×52.285714
	51시간 초과	시간당 세전임금률×60×52.285714
35시간 초과 45시간 이하	0시간	0
	0시간 초과 35시간 이하	시간당 세전임금률×30×52.285714
	35시간 초과 45시간 이하	자료에서 제시된 연간 근로소득 혹은 사업순소득
	45시간 초과 51시간 이하	시간당 세전임금률×48×52.285714
	51시간 초과	시간당 세전임금률×60×52.285714
45시간 초과 51시간 이하	0시간	0
	0시간 초과 35시간 이하	시간당 세전임금률×30×52.285714
	35시간 초과 45시간 이하	시간당 세전임금률×40×52.285714
	45시간 초과 51시간 이하	자료에서 제시된 연간 근로소득 혹은 사업순소득
	51시간 초과	시간당 세전임금률×60×52.285714
51시간 초과	0시간	0
	0시간 초과 35시간 이하	시간당 세전임금률×30×52.285714
	35시간 초과 45시간 이하	시간당 세전임금률×40×52.285714
	45시간 초과 51시간 이하	시간당 세전임금률×48×52.285714
	51시간 초과	자료에서 제시된 연간 근로소득 혹은 사업순소득

(6) 조건부 로짓 모형 분석

사회경제적, 인구학적 변수들이 특정한 노동시간 범주에 대한 가구의 결정에 미치는 영향을 포착하기 위하여, 조건부 로짓 모형 분석을 수행하였다. 조건부 로짓 모형을 선택한 것은 다양한 노동시간 범주 대안의 특성들이 (간접)효용에 어떠한 영향을 미치는지를 추정하는 데에서, 곧 특성들의 한계적 기여(marginal contribution)를 추정하는 데에서 적합한 모형이기 때문이다(우석진, 김도형, 2022: 207). 조건부 로짓 모형 분석을 수행하기 위해서는 분석자료가 각 대안의 특성들에 관한 정보를 담고 있어야 하므로, 한 가구당 J개의 관측치가 있도록 세로형(long form)으로 자료를 구축해야 하며, 각각의 관측치는 특정 대안 j의 특성을 담아야 한다(Cameron and Trivedi, 2017: 666-667; 우석진, 김도형, 2022: 207).

조건부 로짓 모형에서는 다양한 노동시간 범주 중 각 가구의 현재 범주가 가장 큰 효용을 낳는 선택이라고 보기 때문에, 실증분석 시 여러 노동시간 범주 중 특정 가구가 현재 속해 있는 범주와 그렇지 않은 기타 노동시간 범주가 모두 관측치에 포함되며, 이를 바탕으로 각 가구의 노동시간 선택과 관련한 더미변수가 생성된다(김현숙, 2009: 18). 이에 따라 각 관측치가 노동시간 범주라는 대안들의 특성들을 반영하게끔 하면서, 싱글 남성 가구는 한 가구당 4개의 관측치, 싱글 여성 가구는 한 가구당 5개의 관측치, 커플가구는 한 가구당 24개의 관측치가 되도록 자료를 구축하였다.

커플가구의 경우, 노동시간 범주는 파트너들의 노동시간의 조합으로 구성된다(Sommer, 2016: 151). Sommer(2016: 6장)와 이승주(2019: 4장; 2020: 219-220)를 참고하여, 가구의 처분가능소득, 여가시간, 연령, 교육연수, 만 18세 미만 아동의 수, 만 6세 이하 아동 더미변수 등을 설명변수로 활용하였다. 여기서 가구의 처분가능소득, 여가시간은 특정한 노동시간 범주 선택에 따라 서로 다른 값을 갖게 되는 대안별로 고유한 변수이며, 연령, 교육연수, 만 18세 미만 아동의 수, 만 6세 이하 아동 더미변수는 특정한 노동시간 범주 선택과는 무관하게 개인이나 가구의 특성을

일정하게 반영하는 개체별로 고유한 변수이다. translog 효용함수의 특징에 따라 가구의 처분가능소득과 여가시간은 직접적으로도 변수에 투입되는 반면, 개체별로 고유한 변수들은 상호작용항의 형태로만 포함된다. 조건부 로짓 모형 실증분석 시 개체별로 고유한 변수들이 독립적으로 투입되지 않는 이유는 이러한 변수들은 노동시간 범주라는 대안들이 변화해도 바뀌지 않기에 독립적 투입 시 계수를 식별할 수 없기 때문이다(김현숙, 2009: 18; 우석진, 김도형, 2022: 209). 따라서 개체별로 고유한 변수들은 노동시간 범주에 따라 변화하는 대안별로 고유한 변수들과 곱해지는 상호작용항의 형태로만 포함되는 것이다(김현숙, 2009: 19; 우석진, 김도형, 2022: 209). asclogit 명령어를 활용하여 분석하였다.

<표 4-15>는 싱글 여성 가구를 대상으로 한 조건부 로짓 모형 실증분석 결과를 보여준다. 싱글가구 여성의 경우, 로그 연간 가구 처분가능소득(이하 처분가능소득) 제곱 변수와 로그 주당 여가시간(이하 여가시간) 제곱 변수는 다중공선성 문제로 인해 변수에서 빠졌다. 분석 결과를 살펴보면 다음과 같다. 처분가능소득의 추정치는 약 1.788이었으며, 0.1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 소득이 증가할수록 효용도 증가한다는 경제학적 예측과 부합하는 결과이다. 여가시간의 추정치는 약 3.138였으며, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 여가가 증가할수록 효용도 증가한다는 경제학적 예측에 들어맞는 결과이다. 처분가능소득과 여가시간의 상호작용항의 추정치는 약 -0.1926으로, 양수가 아니라 음수라서 일반적인 효용극대화 조건을 충족하지는 못하였으나, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 결과는 아니었다. 연령은 여가에 통계적으로 유의한 영향을 주지 않았으나, 연령의 제곱은 여가에 양의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 만 18세 미만 아동 수, 만 6세 이하 아동 더미변수, 교육연수와 여가시간의 상호작용항들의 추정계수는 모두 양수였으나, 5% 유의수준에서 모두 통계적으로 유의하지 않았다.

<표 4-15> 싱글 여성 가구의 조건부 로짓 모형 분석 결과

계수	추정치	표준오차	z 값	
$LInc$	1.79	0.42	4.27	***
LL	3.14	1.45	2.16	*
$LInc \times LL$	-0.19	0.10	-1.88	
$LL \times Age$	-0.11	0.06	-1.75	
$LL \times Age^2$	0.00	0.00	2.14	*
$LL \times NCh$	0.18	0.21	0.85	
$LL \times DCh6$	0.89	1.14	0.78	
$LL \times Educ$	0.06	0.04	1.77	
Log likelihood	-1,054.48			
Wald $\chi^2(8)$	169.87			
Prob > χ^2	0.0000			
관측치 수	3,685			
가구 수	737			

주: * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001. 추정치, 표준오차, z 값, Log likelihood, Wald χ^2은 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음. $LInc$은 로그 연간 가구 처분가능소득, LL은 싱글가구 여성의 로그 주당 여가시간, LL^2은 싱글가구 여성의 로그 주당 여가시간 제곱, $LInc \times LL$은 로그 연간 가구 처분가능소득 곱하기 싱글가구 여성의 로그 주당 여가시간, $LL \times Age$는 싱글가구 여성의 로그 주당 여가시간 곱하기 싱글가구 여성의 연령, $LL \times Age^2$은 싱글가구 여성의 로그 주당 여가시간 곱하기 싱글가구 여성의 연령 제곱, $LL \times NCh$는 싱글가구 여성의 로그 주당 여가시간 곱하기 가구 내 만 18세 미만 아동 수, $LL \times DCh6$은 싱글가구 여성의 로그 주당 여가시간 곱하기 만 6세 이하 아동 더미변수, $LL \times Educ$은 싱글가구 여성의 로그 주당 여가시간 곱하기 싱글가구 여성의 교육연수임.

<표 4-16>은 싱글 남성 가구를 대상으로 한 조건부 로짓 모형 실증분석 결과를 나타낸다. 위에서와 마찬가지로 싱글가구 남성의 경우에도, 처분가능소득 제곱 변수와 여가시간 제곱 변수는 다중공선성 문제로 인해 변수에서 제외되었다. 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 처분가능소득의 추정치는 약 0.805였으며, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 소득이 증가할수록 효용도 증가한다는 경제학적 예측과 부합하는 결과이다. 여가시간의 추정치는 약 3.821이었으며, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 여가가 증가할수록 효용도 증가한다는 경제학적 예측에 들어맞는 결과이다. 처분가능소득과 여가시간의 상호작용항의 추정치는 약 -0.1615로, 양수가 아니라 음수라서 일반

적인 효용극대화 조건을 충족하지는 못하였으나, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 결과는 아니었다. 연령과 연령 제곱은 모두 여가에 통계적으로 유의한 영향을 주지 않았다. 만 18세 미만 아동 수와 여가시간의 상호작용항의 추정계수는 양수였으나, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하지 않았다. 만 6세 이하 아동 더미변수와 여가시간의 상호작용항의 추정계수는 음수였으나, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 결과는 아니었다. 교육연수와 여가시간의 상호작용항의 추정계수는 약 -0.088로, 교육연수가 증가할수록 여가를 감소시키는 것으로 나타났으며, 이는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 결과였다.

<표 4-16> 싱글 남성 가구의 조건부 로짓 모형 분석 결과

계수	추정치	표준오차	z 값	
$LInc$	0.81	0.36	2.26	*
LL	3.82	1.46	2.62	**
$LInc \times LL$	-0.16	0.10	-1.69	
$LL \times Age$	-0.04	0.06	-0.68	
$LL \times Age^2$	0.00	0.00	1.05	
$LL \times NCh$	0.14	0.31	0.46	
$LL \times DCh6$	-27.29	1114.03	-0.02	
$LL \times Educ$	-0.09	0.04	-2.23	*
Log likelihood	-718.90			
Wald $\chi^2(8)$	173.70			
Prob > χ^2	0.0000			
관측치 수	2,364			
가구 수	591			

주: * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001. 추정치, 표준오차, z 값, Log likelihood, Wald χ^2은 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음. 싱글가구 여성에서 싱글가구 남성으로 바뀐 것을 제외하고는, 변수의 의미는 기본적으로 <표 4-14>에서와 동일함.

<표 4-17>은 커플가구를 대상으로 한 조건부 로짓 모형 실증분석 결과를 보여준다. 싱글가구 여성과 싱글가구 남성에서와 유사하게 커플가구의 경우에도, 처분가능소득 제곱 변수, 여성과 남성의 여가시간 제곱 변수는 다중공선성 문제로 인해 변수에서 제외되었다. 분석 결과를 살펴보면 다음과 같다. 처분가능소득의 추정치는 약 0.2366으로, 추정계수가

양수인 것은 소득이 증가할수록 효용도 증가한다는 경제학적 예측과 부합한다. 하지만 처분가능소득이 가구의 효용에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 여성과 남성의 여가시간의 추정계수는 각각 약 1.807과 1.379로, 추정계수가 양수인 것은 여가가 증가할수록 효용도 증가한다는 경제학적 예측에 들어맞는다. 하지만 여성과 남성 각각의 여가시간이 가구의 효용에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 처분가능소득과 여성의 여가시간의 상호작용항의 추정계수는 약 -0.337로 음수이나, 처분가능소득과 남성의 여가시간의 상호작용항의 추정계수는 약 0.414로 양수인 것으로 나타났다. 모두 0.1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 결과였다. 즉 커플가구의 경우, 여성은 소득이 증가할수록 여가시간을 줄이나, 남성은 소득이 증가할수록 여가시간을 늘리는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 커플가구에서 여가는 여성에게는 열등재이나 남성에게는 정상재라는 것을 의미한다.

여성의 여가시간과 남성의 여가시간의 상호작용항의 추정계수는 약 0.200이었다. 추정계수가 양수일 경우 여성과 남성의 여가시간이 보완관계에 있음을, 음수일 경우에는 대체관계에 있음을 뜻한다. 추정계수가 양수이기는 하지만 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하지 않았으므로, 여성과 남성의 여가시간은 상호 보완관계도 대체관계도 아닌 것으로 해석된다.

이하에서는 통계적으로 유의한 결과들을 중심으로 살펴보도록 한다. 여성의 여가시간과 만 6세 이하 아동 더미변수의 상호작용항의 추정계수는 약 2.342였으며, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 커플가구 여성의 경우, 가구 내 만 6세 이하 아동이 있으면 여가시간을 늘리는 대신 노동시간을 줄인다는 것을 뜻한다. 곧 커플가구 여성의 경우, 가구 내 만 6세 이하 아동이 존재하면 돌봄부담으로 인하여 노동공급을 감소시킨다는 것이다. 남성의 여가시간과 교육연수의 상호작용항의 추정계수는 약 -0.146으로, 0.1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 커플가구 남성의 경우, 교육연수가 증가할수록 여가시간을 줄이는 대신 노동시간을 늘린다는 것을 의미한다. 여성의 여가시간, 남성의 여가시간, 여성의 연령 제곱을 곱한 상호작용항의 추정계수는 약 0.0004로, 0.1%

유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 커플가구의 경우, 여성의 연령 제곱이 증가할수록 여성과 남성은 여가시간을 함께 증가시키거나 함께 감소시킨다는 것을 뜻한다. 여성의 여가시간, 남성의 여가시간, 남성의 교육연수를 곱한 상호작용항의 추정계수는 약 0.018로, 0.1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 커플가구의 경우, 남성의 교육연수가 증가할수록 여성과 남성은 여가시간을 함께 증가시키거나 함께 감소시킴을 의미한다.

<표 4-17> 커플가구의 조건부 로짓 모형 분석 결과

계수	추정치	표준오차	z 값	
$LInc$	0.24	0.28	0.84	
LL_F	1.81	2.79	0.65	
LL_M	1.38	3.23	0.43	
$LInc \times LL_F$	-0.34	0.06	-5.77	***
$LInc \times LL_M$	0.41	0.04	10.67	***
$LL_F \times LL_M$	0.20	0.77	0.26	
$LL_F \times Age_F$	0.00	0.12	0.03	
$LL_M \times Age_M$	-0.17	0.13	-1.23	
$LL_F \times Age_F^2$	0.00	0.00	0.14	
$LL_M \times Age_M^2$	0.00	0.00	1.33	
$LL_F \times NCh$	0.34	0.43	0.79	
$LL_M \times NCh$	0.06	0.47	0.12	
$LL_F \times DCh6$	2.34	1.14	2.05	*
$LL_M \times DCh6$	1.35	1.26	1.07	
$LL_F \times Educ_F$	0.05	0.04	1.29	
$LL_M \times Educ_M$	-0.15	0.04	-3.79	***
$LL_F \times LL_M \times Age_F$	-0.03	0.02	-1.94	
$LL_F \times LL_M \times Age_M$	0.03	0.03	1.05	
$LL_F \times LL_M \times Age_F^2$	0.00	0.00	2.05	*
$LL_F \times LL_M \times Age_M^2$	-0.00	0.00	-0.99	
$LL_F \times LL_M \times NCh$	-0.02	0.11	-0.16	
$LL_F \times LL_M \times DCh6$	-0.34	0.31	-1.12	
$LL_F \times LL_M \times Educ_F$	-0.01	0.01	-1.56	
$LL_F \times LL_M \times Educ_M$	0.02	0.01	2.43	*

Log likelihood	-9,683.13
Wald $\chi^2(24)$	2,389.25
Prob > χ^2	0.0000
관측치 수	83,592
가구 수	3,483

주: * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001. 추정치, 표준오차, z 값, Log likelihood, Wald χ^2은 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음. $LInc$은 로그 가구 연간 처분가능소득, LL_F는 커플가구 여성의 로그 주당 여가시간, LL_M은 커플가구 남성의 로그 주당 여가시간, LL_M은 커플가구 남성의 로그 주당 여가시간 제곱, $LInc \times LL_F$는 로그 가구 연간 처분가능소득 곱하기 커플가구 여성의 로그 주당 여가시간, $LInc \times LL_M$은 로그 가구 연간 처분가능소득 곱하기 커플가구 남성의 로그 주당 여가시간, $LL_F \times LL_M$은 커플가구 여성의 로그 주당 여가시간 곱하기 커플가구 남성의 로그 주당 여가시간, $LL_F \times Age_F$는 커플가구 여성의 로그 주당 여가시간 곱하기 커플가구 여성의 연령, $LL_M \times Age_M$은 커플가구 남성의 로그 주당 여가시간 곱하기 커플가구 남성의 연령, $LL_F \times Age_F^2$은 커플가구 여성의 로그 주당 여가시간 곱하기 커플가구 여성의 연령 제곱, $LL_M \times Age_M^2$은 커플가구 남성의 로그 주당 여가시간 곱하기 커플가구 남성의 연령 제곱, $LL_F \times NCh$는 커플가구 여성의 로그 주당 여가시간 곱하기 가구 내 만 18세 미만 아동 수, $LL_M \times NCh$는 커플가구 남성의 로그 주당 여가시간 곱하기 가구 내 만 18세 미만 아동 수, $LL_F \times DCh6$은 커플가구 여성의 로그 주당 여가시간 곱하기 만 6세 이하 아동 더미변수, $LL_M \times DCh6$은 커플가구 남성의 로그 주당 여가시간 곱하기 만 6세 이하 아동 더미변수, $LL_F \times Educ_F$는 커플가구 여성의 로그 주당 여가시간 곱하기 커플가구 여성의 교육연수, $LL_M \times Educ_M$은 커플가구 남성의 로그 주당 여가시간 곱하기 커플가구 남성의 교육연수, $LL_F \times LL_M \times Age_F$는 커플가구 여성의 로그 주당 여가시간 곱하기 커플가구 남성의 로그 주당 여가시간 곱하기 커플가구 여성의 연령, $LL_F \times LL_M \times Age_M$은 커플가구 여성의 로그 주당 여가시간 곱하기 커플가구 남성의 로그 주당 여가시간 곱하기 커플가구 남성의 연령, $LL_F \times LL_M \times Age_F^2$은 커플가구 여성의 로그 주당 여가시간 곱하기 커플가구 남성의 로그 주당 여가시간 곱하기 커플가구 여성의 연령 제곱, $LL_F \times LL_M \times Age_M^2$은 커플가구 여성의 로그 주당 여가시간 곱하기 커플가구 남성의 로그 주당 여가시간 곱하기 커플가구 남성의 연령 제곱, $LL_F \times LL_M \times NCh$는 커플가구 여성의 로그 주당 여가시간 곱하기 커플가구 남성의 로그 주당 여가시간 곱하기 가구 내 만 18세 미만 아동 수, $LL_F \times LL_M \times DCh6$은 커플가구 여성의 로그 주당 여가시간 곱하기 커플가구 남성의 로그 주당 여가시간 곱하기 만 6세 이하 아동 더미변수, $LL_F \times LL_M \times Educ_F$는 커플가구 여성의 로그 주당 여가시간 곱하기 커플가구 남성의 로그 주당 여가시간 곱하기 커플가구 여성의 교육연수, $LL_F \times LL_M \times Educ_M$은 커플가구 여성의 로그 주당 여가시간 곱하기 커플가구 남성의 로그 주당 여가시간 곱하기 커플가구 남성의 교육연수임.

(7) 미시 모의실험 절차

6가지 시나리오(기본소득 도입 시나리오, 소득 정의 변화 시나리오, 최소보장소득 수준 변화 시나리오, 세율 조정 시나리오, 가구 단위 지급 시나리오, 종합 정책 변화 시나리오)의 미시 모의실험 절차는 이경희, 민인식(2018: 표 8)이 제시한 절차를 기본적으로 준용하고 Blundell, Duncan, MacCrae and Meghir(1999), Gerfin and Leu(2003), Creedy and Kalb(2005)의 논의를 참고하여, 다음과 같이 설정하였다.

1단계에서는 <표 4-15>, <표 4-16>, <표 4-17>의 추정계수를 이용하여 각각 싱글 여성 가구, 싱글 남성 가구, 커플가구의 각 노동시간 대안 선택 하에서의 효용을 계산한다. 2단계에서는 Type Ⅰ Extreme value 분포에서 무작위로 오차항들을 추출하여 싱글 여성 가구, 싱글 남성 가구, 커플가구에 대해 각각 5가지, 4가지, 24가지 노동시간 대안에 배정한다. 3단계에서는, 1단계에서 계산한 결정적 효용함수 부분의 효용과 2단계를 통한 오차항의 합으로 확률적 효용 값을 구한다. 4단계에서는 확률적 효용 값이 가장 큰 노동시간 대안과 실제 관찰된 노동시간 대안이 일치하면 2단계의 오차항을 그대로 수용한다. 5단계에서는 확률적 효용 값이 가장 큰 노동시간 대안과 실제 관찰된 노동시간 대안이 일치하지 않을 경우, 3단계의 오차항을 채택하지 않고 새로운 오차항을 무작위로 재배정한다. 6단계에서는 2~5단계 오차항 배정작업을 반복적으로 실시하여 수용가능한 오차항 조합 100개를 마련한다.

7단계에서는 100개의 수용가능한 오차항 조합하에서 각 시나리오를 적용한다. 각 시나리오에서 확률적 효용 값을 구하여 가구별로 각 오차항 조합마다 최고의 효용을 낳는 노동시간 대안을 선택한다.

사실 이산선택모형의 분석 결과를 이산적 미시 모의실험에 적용하는 방법은 다양하다(Blundell et al., 1999). 모의실험 표본에서 특정 가구가 아니라 집계된 집단에만 초점을 제한하여 정책 전후의 각 이산적 상태의 점유 확률을 계산하는 방법, 각 가구에서 최고의 확률을 갖는 하나의 특정 대안만을 선택한다고 보는 방법, 이산형 모형의 확률적 형태를 수용하

면서 각 가구의 단 하나의 구체적인 선택이 아니라 이행 확률분포를 그대로 나타내는 것으로 이해하는 방법 등이 존재한다(Blundell et al., 1999). 이 중에서 첫 번째 방법은 개인이나 가구 수준에서 정책이 미치는 영향에 대한 정보를 제공해주지 못한다는 점에서 한계가 있다(Blundell et al., 1999). 두 번째 방법은 이산선택모형 분석의 확률적 특성을 무시함으로써 확률분포에 대한 정보를 낭비하며 특정한 이산적 상태가 표본에서 너무 드물게 있거나 너무 밀집해 있을 때에는 분석 결과에 편의(bias)가 발생할 수 있다는 점에서 문제가 있다(Duncan and Weeks, 1998; Blundell et al., 1999). 본고에서는 세 번째 방법을 선택하는데, 이는 이산선택모형을 활용한 미시 모의실험이 특정 개인이나 가구가 정책 변화 이후에 특정한 노동시간을 일할 것임을 식별한다기보다는 여러 이산적 노동시간 대안들에 걸친 확률분포를 생성한다는 점에서 기본적으로 확률론적이라는 시각을 반영한 것이다(Creedy, Kalb and Scutella, 2003: 1).

8단계에서는 싱글 여성 가구, 싱글 남성 가구, 커플가구에 대해서 각 시나리오 하에서 선택된 노동시간 대안들의 확률을 구한다. 각 시나리오 하에서 선택된 노동시간 대안들의 확률 정보를 바탕으로 각 가구의 균등화 가중 처분가능소득을 구한다.[48] 끝으로 균등화 가중 처분가능소득 변수를 포함한 싱글 여성 가구, 싱글 남성 가구, 커플가구 데이터를 다시 결합한 후, 빈곤 및 불평등지수를 구한다.

이는 Gerfin and Leu(2003)에서 제안된 기대소득 접근법(expected income approach)을 따르는 것이다. 이 방법은 각 가구의 기대소득을 구하여 이를 해당 가구를 '대표하는' 단일의 소득 수준으로 활용함으로써

48) 이를 실제 분석 결과의 예를 들어 설명해보면 다음과 같다. 소득 정의 변화 시나리오 적용 시, 한 커플가구는 100개의 오차항 조합 중 13개에서 p라는 대안을, 77개에서 a라는 대안을, 8개에서 e라는 대안을, 1개에서 i라는 대안을, 1개에서 m이라는 대안을 선택하는 것으로 분석되었다. 해당 가구의 균등화 처분가능소득이 p와 a라는 대안 선택 시 2,969.083, e라는 대안 선택 시 5,077.208, i라는 대안 선택 시 6,342.083, m이라는 대안 선택 시 5,498.833인 것으로 나타났다. 따라서 해당 가구의 균등화 가중 처분가능소득은 약 3,196.761(=2.969.083*0.13+2,969.083*0.77+5,077.208*0.08+6,342.083*0.01+5,498.833*0.01)로 계산된다. 이러한 방식으로 각 시나리오 및 가구 유형별로 모든 가구의 균등화 가중 처분가능소득을 구한다.

특정 정책의 빈곤 혹은 불평등 개선 효과를 분석하는 방법이다(Creedy, Kalb and Scutella, 2003: 3).

사실 빈곤 및 불평등지수를 구하는 방법은 위에서 제시된 방법만 있는 것이 아니라 다양한데, 그중에서 각 가구의 대안 선택에 대한 확률 정보를 모두 활용하여 모든 가능한 결과변수들(all possible outcomes)의 빈곤 및 불평등지수의 가중 합(weighted sum)으로 구하는 것이 가장 정확한 방법이다(Creedy, Kalb and Scutella, 2003: 2-4). 하지만 이러한 방법은 너무 복잡하고 시간이 지나치게 오래 걸리며 계산이 실제로 거의 불가능하다는 단점을 가진다(Creedy, Kalb and Scutella, 2003: 2).

실제로 활용될 수 있는 간단한 방법으로는 위에서 제시된 기대소득 접근법과 Creedy, Kalb and Scutella(2003)에서 제안된 의사분포 접근법(pseudo distribution approach)이 있다. 의사분포 접근법은 각 가구에서의 모든 가능한 결과변수들을 개별 관측치인 양 취급함으로써 의사분포를 생성하여 분석하는 방법으로, 기대소득 접근법에 비해 관측치 수가 늘어남에 따라 빈곤 및 불평등지수의 참값(true value)에 더 빨리 근접하며 소득분포의 분산도 더 작다는 장점이 있다(Creedy, Kalb and Scutella, 2003). 하지만 기대소득 접근법 역시 이 방법을 활용한 평균소득의 기댓값이 참값과 일치할 뿐만 아니라, 빈곤 및 불평등지수의 참값을 비교적 잘 추정하는 것으로 나타났다(Creedy, Kalb and Scutella, 2003). 아울러 기대소득 접근법은 의사분포 접근법에 비해 방법이 훨씬 더 간단할 뿐만 아니라 직관적으로 이해하기 쉽다는 장점이 있다. 이러한 이유로 본고에서는 기대소득 접근법을 활용하였다.

제 5 장 실증분석

제 1 절 기본소득 도입이 빈곤 개선에 미치는 영향

1. 직접효과모형

1) 현행 제도의 효과성/효율성

(1) 정책의 효과성

기본소득 도입 시나리오의 빈곤 및 불평등 개선 효과를 본격적으로 분석하기 전에, 현행 제도에서의 빈곤 및 불평등 개선 효과를 우선 살펴볼 필요가 있다.

<표 5-1> 현행 제도의 효과성 - 직접효과모형

	빈곤율		빈곤의 심도		빈곤의 심각도		지니계수	
	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율
현행 제도	0.0294	12.45%	0.0590	42.48%	0.0649	58.63%	0.04588	12.02%

주: 개선율은 소수점 아래 셋째 자리에서, 빈곤지수의 개선분은 소수점 아래 다섯째 자리에서, 지니계수 개선분은 소수점 아래 여섯째 자리에서 반올림하였음.

균등화 가구 시장소득에서, FGT(0) 빈곤지수(이하 빈곤율)는 약 23.61%, FGT(1) 빈곤지수(이하 빈곤의 심도)는 약 0.1389, FGT(2) 빈곤지수(이하 빈곤의 심각도)는 약 0.1107이다. 현행 제도를 반영한 균등화 가구 처분가능소득에서, 빈곤율은 약 20.67%, 빈곤의 심도는 약 0.0799, 빈곤의 심각도는 약 0.0458이었다. 현행 제도하에서 빈곤율의 개선율은 약 12.45%였다. 빈곤의 심도의 개선율은 약 42.48%였으며, 빈곤의 심각도의 개선율은 약 58.63%였다.

균등화 가구 시장소득의 지니계수는 약 0.38185이다. 현행 제도를 반영

한 균등화 가구 처분가능소득의 지니계수는 약 0.33597이다. 따라서 현행 제도하에서, 지니계수의 개선율은 약 12.02%이다.

(2) 정책의 효율성

현행 제도에서 가구별 순이전소득의 총합을 전국 규모로 추산한 값은 연간 약 83조 729억원이었다.[49] 현행 제도하에서는 순이전소득 10조당 빈곤율은 약 1.50%p, 빈곤의 심도는 약 5.11%p, 빈곤의 심각도는 약 7.06%p 감소하는 것으로 나타났다. 순이전소득 10조당 지니계수는 약 1.45%p 감소하는 것으로 분석되었다.

2) 기본소득 도입 시나리오의 효과성/효율성

(1) 모수적 차원에서의 변화 요약

기본소득 도입 시나리오의 모수적 차원에서의 변화를 간략하게 제시하면 다음과 같다. 이 시나리오에서 기본소득 지급액은 1인당 월 59만 7,943원이다. 손익분기점 소득은 평균소득인 월 149만 4,857원이다. 기본소득 순기여개인의 손익분기점 소득 초과 소득액은 연간 약 2,141억 5,741만원인 것으로 나타났다. 기본소득 순기여개인의 손익분기점 소득 초과 소득액에 정확히 40%의 세율을 적용하면 기본소득 순수혜개인의 연간 순수혜금액 약 857억 5,848만원과 일치한다. 이로써 재정중립적 시나리오 조건이 성립되었음이 확인된다.

(2) 정책의 효과성

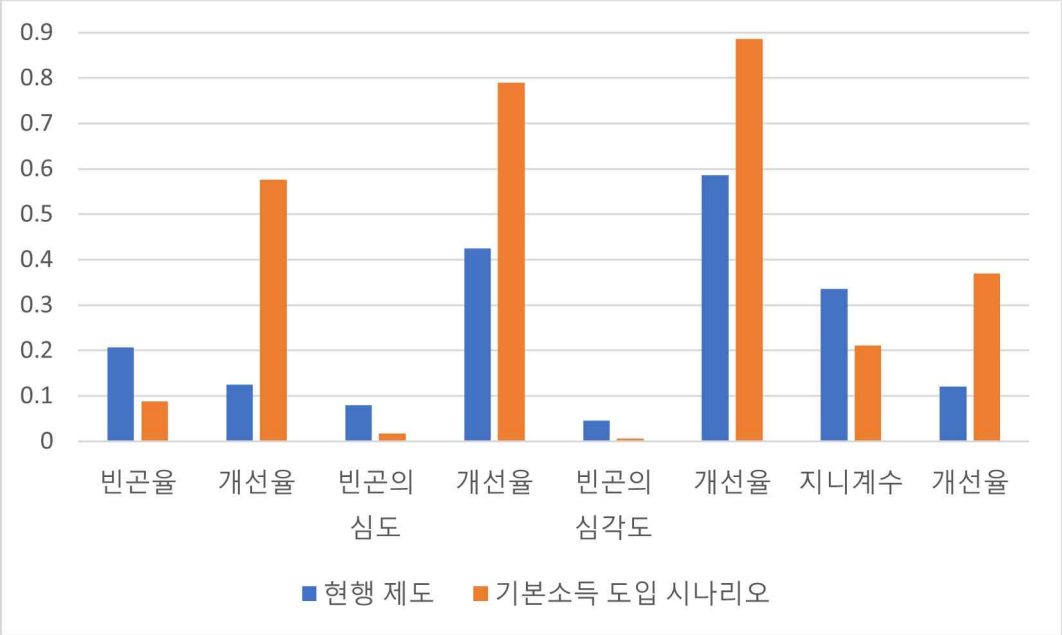
49) 분석 데이터에 포함된 8,459가구의 현행 제도에서의 가구별 순이전소득은 연간 약 335억 7,976만원인 것으로 계산되었다. 통계청(2021)에 따르면, 2020년 11월 1일 기준 우리나라 전체 가구수는 2,092만 6,710가구이므로, 우리나라 전체로 보면 연간 약 83조 729억원으로 추산된다.

<표 5-2> 기본소득 도입 시나리오의 효과성 - 직접효과모형

	빈곤율		빈곤의 심도		빈곤의 심각도		지니계수	
	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율
기본소득 도입 시나리오	0.1191	57.62%	0.0631	78.97%	0.0406	88.65%	0.12426	36.99%

주: 개선율은 소수점 아래 셋째 자리에서, 빈곤지수의 개선분은 소수점 아래 다섯째 자리에서, 지니계수 개선분은 소수점 아래 여섯째 자리에서 반올림하였음.

기본소득 도입 시나리오 적용 후 균등화 가구 처분가능소득에서, 빈곤율은 약 8.76%, 빈곤의 심도는 약 0.0168, 빈곤의 심각도는 약 0.0052다. 해당 시나리오 적용 시, 빈곤율의 개선율은 약 57.62%였다. 빈곤의 심도의 개선율은 약 78.97%였으며, 빈곤의 심각도의 개선율은 약 88.65%였다.

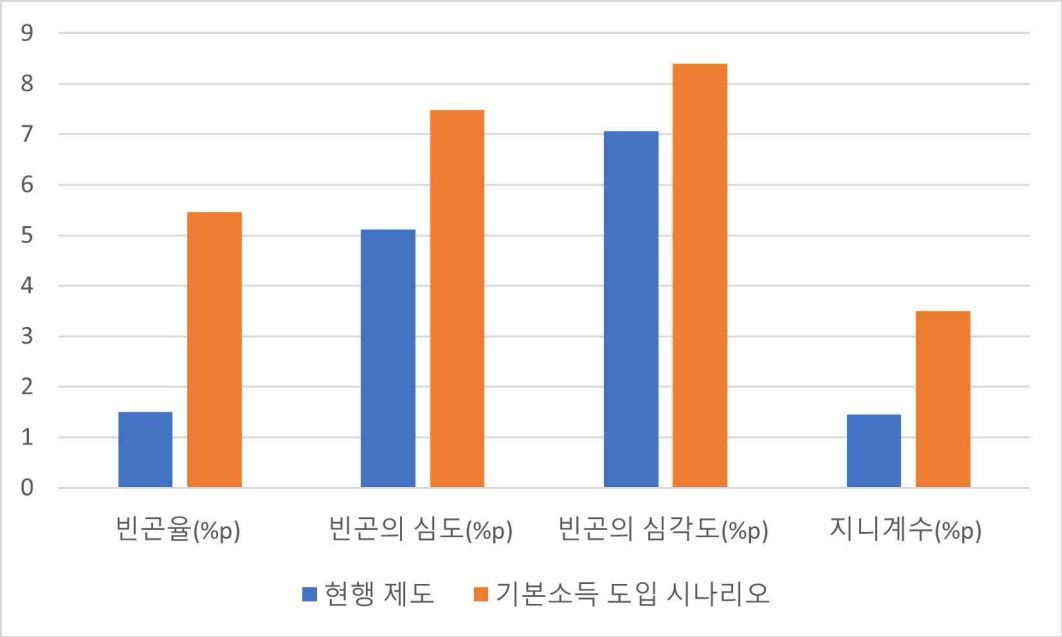


[그림 5-1] 직접효과모형의 효과성 비교: 현행 제도 대 기본소득 도입 시나리오

기본소득 도입 시나리오 적용 시, 균등화 가구 처분가능소득의 지니계수는 약 0.21171이었다. 그러므로 이 시나리오 하에서, 지니계수의 개선율은 약 36.99%이다.

(3) 정책의 효율성

기본소득 도입 시나리오에서 가구별 순이전소득의 총합을 전국 규모로 추산한 값은 연간 약 105조 5,464억원이었다.[50] 해당 시나리오 하에서 순이전소득 10조당 빈곤율은 약 5.46%p, 빈곤의 심도는 약 7.48%p, 빈곤의 심각도는 약 8.40%p 감소하는 것으로 나타났다. 순이전소득 10조당 지니계수는 약 3.50%p 감소하는 것으로 분석되었다.



[그림 5-2] 직접효과모형의 효율성 비교: 현행 제도 대 기본소득 도입 시나리오

(4) 가설검정 결과 및 해석

이상의 분석 결과, 기본소득 도입 시나리오가 빈곤 개선의 효과성 면에서 현행 제도보다 더 우수할 것이라는 H.1-1이 실제로 성립함을 확인

50) 분석 데이터에 포함된 8,459가구의 기본소득 도입 시나리오에서의 가구별 순이전소득은 연간 약 426억 6,399만원인 것으로 계산되었다. 통계청(2021)에 따르면, 2020년 11월 1일 기준 우리나라 전체 가구수는 2,092만 6,710가구이므로, 우리나라 전체로 보면 연간 약 105조 5,464억원으로 추산된다.

하였다. 아울러 기본소득 도입 시나리오의 빈곤 개선 효율성이 현행 제도의 그것보다 더 높을 것이라는 H.1-2가 실제로 성립함을 확인하였다.

종합하자면, 기본소득 도입 시나리오가 빈곤과 불평등 개선의 효과성과 효율성 면에서 현행 제도보다 우수한 것으로 나타났다. 이러한 분석 결과가 나온 것은 이 시나리오가 현행 제도보다 가구별 순이전소득 액수가 더 큰 것에도 일부 기인한다. 하지만 더 중요하게는, 현행 제도가 빈곤 감소, 노동능력 증진, 노동유인 제고, 성평등 증진 등 다양한 정책목표들을 가진, 그리고 성, 연령, 소득, 자산 등 다양한 변수들을 급여 여부 및 급여액 판정의 기준으로 삼는 다양한 정책들의 조합인 반면, 정률소득세 모형은 소득이라는 단일 변수를 이용하여 평균소득을 기준으로 평균소득과의 소득차에 비례하여 순수혜액을 지급하거나 순기여액을 납부하도록 설계되어 있다는 점에 기인하는 것이다.[51]

2. 행태반응모형

1) 현행 제도의 효과성 및 효율성

행태반응모형에서 기본소득 도입 시나리오의 빈곤과 불평등 개선 효과성 및 효율성을 본격적으로 분석하기 전에, 행태반응모형 분석대상 가구로 국한한 현행 제도에서의 빈곤과 불평등 개선 효과성 및 효율성을 우선 살펴볼 필요가 있다.

균등화 가구 시장소득에서, 빈곤율은 약 13.97%, 빈곤의 심도는 약 0.0560, 빈곤의 심각도는 약 0.0358이다. 현행 제도를 반영한 균등화 가구 처분가능소득에서, 빈곤율은 약 13.45%, 빈곤의 심도는 약 0.0438, 빈곤의 심각도는 약 0.0247이었다. 현행 제도하에서 빈곤율의 개선율은 약 3.72%였다. 빈곤의 심도의 개선율은 약 21.79%였으며, 빈곤의 심각도의

51) 아울러 측정 단위로서 개인과 가구의 차이, 가구 균등화 지수의 적용, 시장소득과 처분가능소득의 차이 등으로 인하여 40% 정률소득세 모형 적용 시 지니계수 개선율이 정확히 40%가 되지는 않지만, 그에 가까운 약 36.99%로 나타났다는 점도 주목할 만하다(Yi, 2022: 각주 7).

개선율은 약 31.01%였다.

<표 5-3> 현행 제도의 효과성 - 행태반응모형

	빈곤율		빈곤의 심도		빈곤의 심각도		지니계수	
	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율
현행 제도	0.0052	3.72%	0.0122	21.79%	0.0111	31.01%	0.01335	4.18%

주: 개선율은 소수점 아래 셋째 자리에서, 빈곤지수의 개선분은 소수점 아래 다섯째 자리에서, 지니계수 개선분은 소수점 아래 여섯째 자리에서 반올림하였음.

균등화 가구 시장소득의 지니계수는 약 0.31968이다. 현행 제도를 반영한 균등화 가구 처분가능소득의 지니계수는 약 0.30633이다. 따라서 현행 제도하에서, 지니계수의 개선율은 약 4.18%이다.

현행 제도의 빈곤 및 불평등 개선의 효율성은 순이전소득 10조당 빈곤지수 및 불평등지수의 감소 정도로 파악하였다. 이때 기준이 되는 순이전소득은 전체 가구를 대상으로 한 순이전소득으로 삼을 수도 있고, 아니면 행태반응모형 분석대상 가구에 국한한 순이전소득으로 삼을 수도 있다. 본 연구는 현행 제도, 그리고 기본소득 혹은 NIT 제도가 포괄하는 대상이 행태반응모형 분석대상 가구에 한정하지 않고 전체 가구를 아우른다는 점에 주목하여, 전체 가구를 대상으로 한 순이전소득을 기준으로 하였다. 현행 제도하에서 순이전소득 10조당 빈곤율은 약 0.45%p, 빈곤의 심도는 약 2.62%p, 빈곤의 심각도는 약 3.73%p 감소하는 것으로 나타났다. 다음으로 현행 제도하에서, 순이전소득 10조당 지니계수는 약 0.50%p 감소하는 것으로 분석되었다.

2) 노동공급 변화 추정 결과

<표 5-4>는 기본소득 도입 시나리오 적용 후 싱글가구 여성의 노동공급 변화를 백분율로 나타낸 것이다. 대각선에 위치한 항들(diagonal elements)은 관측된 노동공급과 해당 시나리오 적용 후 노동공급이 일치하는 항들인데, 그 비율을 모두 합하면 약 96.81%이다. 대각선 아래로

위치한 항들(lower left triangular elements)은 이 시나리오 적용 후 노동공급이 줄어든 항들을 뜻하는데, 그 비율을 합하면 약 1.25%이다. 대각선 위로 위치한 항들(upper right triangular elements)은 해당 시나리오 적용 후 노동공급이 늘어난 항들을 뜻하는데, 그 비율을 합하면 약 1.93%이다. 전체적으로 보았을 때, 이 시나리오를 적용한 후에도 이전의 노동공급을 그대로 유지하는 비율이 높았으며, 노동공급을 변화시킨 경우에도 줄이는 방향으로 변화하는 비율보다 늘리는 방향으로 변화하는 비율이 다소 높았다. 노동공급 여부(이하 extensive margin)와 관련하여 주목할 점은, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주가 아니었으나 해당 시나리오 적용 후 해당 범주로 이행한 비율이 약 0.75%였던 반면, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주였으나 이 시나리오 적용 후 타 범주로 이행한 비율은 약 1.41%였다는 것이다. 후자가 전자보다 약 0.66%p 높았다는 결과는, 해당 시나리오의 적용이 extensive margin 면에서는 약간의 긍정적인 영향을 미쳤음을 의미한다.

<표 5-4> 기본소득 도입 시나리오 적용 후 싱글가구 여성의 노동공급 변화

단위: %

		기본소득 도입 시나리오 적용 후 노동공급				
		주당 0시간 노동	주당 0시간 초과 35시간 이하 노동	주당 35시간 초과 45시간 이하 노동	주당 45시간 초과 51시간 이하 노동	주당 51시간 초과 노동
관측된 노동공급	주당 0시간 노동	27.90	0.43	0.39	0.35	0.24
	주당 0시간 초과 35시간 이하 노동	0.22	7.91	0.00	0.00	0.01
	주당 35시간 초과 45시간 이하 노동	0.37	0.12	42.03	0.17	0.32
	주당 45시간 초과 51시간 이하 노동	0.09	0.04	0.01	8.25	0.03
	주당 51시간 초과 노동	0.07	0.12	0.13	0.08	10.72

주: 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음.

<표 5-5>는 기본소득 도입 시나리오 적용 후 싱글가구 남성의 노동

공급 변화를 백분율로 표현한 것이다. 대각선에 위치한 항들의 비율은 약 98.94%이다. 대각선 아래로 위치한 항들의 비율은 약 0.25%이며, 대각선 위로 위치한 항들의 비율은 약 0.81%이다. 전체적으로 보았을 때, 해당 시나리오를 적용한 후에도 이전의 노동공급을 그대로 유지하는 비율이 높았다. 그리고 이 비율은 싱글가구 여성의 경우보다 2.13%p 높은 수치를 기록하였다. 싱글가구 여성의 경우와 마찬가지로, 노동공급을 변화시킨 경우에도 줄이는 방향으로 변화하는 비율보다 늘리는 방향으로 변화하는 비율이 다소 높았다. extensive margin과 관련하여 주목할 점은, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주가 아니었으나 이 시나리오 적용 후 해당 범주로 이행한 비율이 약 0.03%였던 반면, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주였으나 이 시나리오 적용 후 타 범주로 이행한 비율은 약 0.64%였다는 것이다. 후자가 전자보다 약 0.61%p 높았다는 것은, 해당 시나리오의 적용이 extensive margin 면에서는 약간의 긍정적인 영향을 미쳤음을 뜻한다.

<표 5-5> 기본소득 도입 시나리오 적용 후 싱글가구 남성의 노동공급 변화

단위: %

		기본소득 도입 시나리오 적용 후 노동공급			
		주당 0시간 노동	주당 0시간 초과 45시간 이하 노동	주당 45시간 초과 51시간 이하 노동	주당 51시간 초과 노동
관측된 노동공급	주당 0시간 노동	37.09	0.29	0.22	0.14
	주당 0시간 초과 45시간 이하 노동	0.01	42.81	0.08	0.08
	주당 45시간 초과 51시간 이하 노동	0.01	0.01	9.11	0.01
	주당 51시간 초과 노동	0.01	0.12	0.10	9.93

주: 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음.

<표 5-6>은 기본소득 도입 시나리오 적용 후 커플가구 노동공급 변화를 백분율로 나타낸 것이다.[52] 대각선에 위치한 항들의 비율은 약

97.20%이다. 이것은 싱글가구 여성보다는 0.39%p 높은 반면, 싱글가구 남성보다는 1.74%p 낮은 수치이다. 해당 시나리오 적용 후 노동공급을 변화시킨 비율은 약 2.80%였다. extensive margin과 관련하여 주목할 점은, 관측된 노동공급에서는 '커플가구 여성 주당 노동시간 0시간, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간' 범주가 아니었으나 이 시나리오 적용 후 해당 범주로 이행한 비율이 약 0.59%였던 반면, 관측된 노동공급에서는 '커플가구 여성 주당 노동시간 0시간, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간' 범주였으나 해당 시나리오 적용 후 타 범주로 이행한 비율은 약 0.33%였다는 것이다. 전자가 후자보다 약 0.26%p 높았다는 사실은, 이 시나리오의 적용이 extensive margin 면에서는 약간의 부정적인 영향을 미쳤음을 말한다. 여성과 남성 각각으로 extensive margin을 볼 경우에도, extensive margin 면에서 약간의 부정적인 영향을 미친 것으로 분석되었다. 여성의 경우, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주가 아니었으나 해당 시나리오 적용 후 해당 범주로 이행한 비율이 약 0.90%였던 반면, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주였으나 이 시나리오 적용 후 타 범주로 이행한 비율이 약 0.48%인 것으로 나타났다. 남성의 경우, 전자는 약 1.10%, 후자는 약 0.33%로 여성의 경우와 비슷한 양상을 보였다.

52) 기본소득 도입 시나리오에서, 커플가구 중 한 가구는 100개의 확률적 효용 값 조합 중 하나에서 '커플가구 여성 주당 노동시간 51시간 초과, 커플가구 남성 주당 노동시간 51시간 초과'와 '커플가구 여성 주당 노동시간 0시간, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간'의 효용 값이 정확하게 같게 나왔다. 이 경우에 시나리오 적용 후 선택된 노동시간 범주 변수에서 두 범주에 각각 0.5의 값을 부여하였다.

<표 5-6> 기본소득 도입 시나리오 적용 후 커플가구의 노동공급 변화

단위: %

		기본소득 도입 시나리오 적용 후 노동공급																							
		a	b	c	d	e	f	g	h	i	j	k	l	m	n	o	p	q	r	s	t	u	v	w	x
관측된 노동공급	a	8.00	0.03	0.01	0.01	0.06	0.02	0.01	0.00	0.04	0.02	0.01	0.00	0.04	0.01	0.01	0.00	0.02	0.01	0.01	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00
	b	0.05	7.55	0.01	0.01	0.02	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	c	0.01	0.00	1.22	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	d	0.04	0.01	0.01	1.58	0.02	0.01	0.01	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	e	0.01	0.00	0.00	0.00	0.72	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	f	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01	2.62	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	g	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.39	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	h	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.53	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	i	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.59	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	j	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.62	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	k	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.28	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	l	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.54	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	m	0.03	0.01	0.01	0.02	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	5.12	0.00	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	n	0.03	0.04	0.08	0.07	0.01	0.03	0.04	0.03	0.01	0.02	0.03	0.03	0.01	20.91	0.02	0.02	0.00	0.01	0.01	0.02	0.00	0.00	0.00	0.01
	o	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	2.40	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	p	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.88	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	q	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.60	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	r	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.57	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	s	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.84	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	t	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.50	0.00	0.00	0.00	0.00
	u	0.06	0.02	0.01	0.01	0.04	0.01	0.00	0.00	0.04	0.01	0.01	0.00	0.02	0.01	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	7.92	0.00	0.00	0.00
	v	0.17	0.01	0.02	0.01	0.07	0.01	0.01	0.01	0.06	0.01	0.01	0.01	0.03	0.01	0.01	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.01	22.73	0.00	0.00
	w	0.05	0.01	0.00	0.00	0.02	0.01	0.00	0.00	0.02	0.01	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.61	0.00
	x	0.05	0.02	0.01	0.00	0.03	0.01	0.01	0.00	0.02	0.01	0.00	0.00	0.02	0.01	0.00	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.48

주: 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음.

a: 커플가구 여성 주당 노동시간 0시간, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간 범주, b: 커플가구 여성 주당 노동시간 0시간, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간 초과 45시간 이하 범주, c: 커플가구 여성 주당 노동시간 0시간, 커플가구 남성 주당 노동시간 45시간 초과 51시간 이하 범주, d: 커플가구 여성 주당 노동시간 0시간, 커플가구 남성 주당 노동시간 51시간 초과 범주, e: 커플가구 여성 주당 노동시간 0시간 초과 25시간 이하, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간 범주, f: 커플가구 여성 주당 노동시간 0시간 초과 25시간 이하, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간 초과 45시간 이하 범주, g: 커플가구 여성 주당 노동시간 0시간 초과 25시간 이하, 커플가구 남성 주당 노동시간 45시간 초과 51시간 이하 범주, h: 커플가구 여성 주당 노동시간 0시간 초과 25시간 이하, 커플가구 남성 주당 노동시간 51시간 초과 범주, i: 커플가구 여성 주당 노동시간 25시간 초과 35시간 이하, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간 범주, j: 커플가구 여성 주당 노동시간 25시간 초과 35시간 이하, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간 초과 45시간 이하 범주, k: 커플가구 여성 주당 노동시간 25시간 초과 35시간 이하, 커플가구 남성 주당 노동시간 45시간 초과 51시간 이하 범주, l: 커플가구 여성 주당 노동시간 25시간 초과 35시간 이하, 커플가구 남성 주당 노동시간 51시간 초과 범주, m: 커플가구 여성 주당 노동시간 35시간 초과 45시간 이하, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간 범주, n: 커플가구 여성 주당 노동시간 35시간 초과 45시간 이하, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간 초과 45시간 이하 범주, o: 커플가구 여성 주당 노동시간 35시간 초과 45시간 이하, 커플가구 남성 주당 노동시간 45시간 초과 51시간 이하 범주, p: 커플가구 여성 주당 노동시간 35시간 초과 45시간 이하, 커플가구 남성 주당 노동시간 51시간 초과 범주, q: 커플가구 여성 주당 노동시간 45시간 초과 51시간 이하, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간 범주, r: 커플가구 여성 주당 노동시간 45시간 초과 51시간 이하, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간 초과 45시간 이하 범주, s: 커플가구 여성 주당 노동시간 45시간 초과 51시간 이하, 커플가구 남성 주당 노동시간 45시간 초과 51시간 이하 범주, t: 커플가구 여성 주당 노동시간 45시간 초과 51시간 이하, 커플가구 남성 주당 노동시간 51시간 초과 범주, u: 커플가구 여성 주당 노동시간 51시간 초과, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간 범주, v: 커플가구 여성 주당 노동시간 51시간 초과, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간 초과 45시간 이하 범주, w: 커플가구 여성 주당 노동시간 51시간 초과, 커플가구 남성 주당 노동시간 45시간 초과 51시간 이하 범주, x: 커플가구 여성 주당 노동시간 51시간 초과, 커플가구 남성 주당 노동시간 51시간 초과 범주.

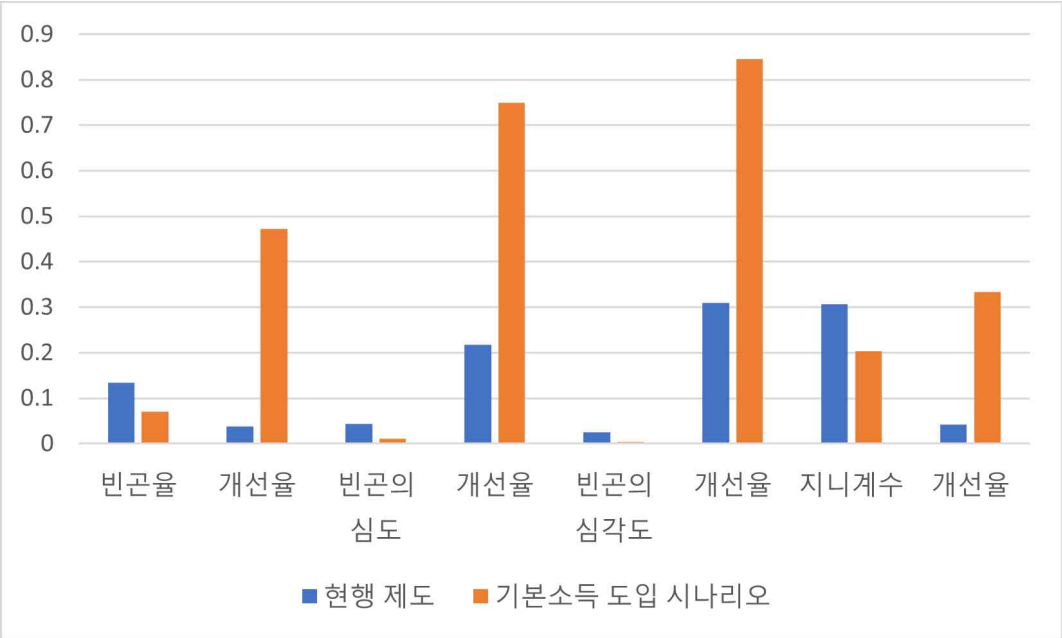
3) 정책의 효과성

<표 5-7> 기본소득 도입 시나리오의 효과성 - 행태반응모형

	빈곤율		빈곤의 심도		빈곤의 심각도		지니계수	
	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율
기본소득 도입 시나리오	0.0635	47.21%	0.0328	74.89%	0.0209	84.62%	0.10234	33.41%

주: 개선율은 소수점 아래 셋째 자리에서, 빈곤지수의 개선분은 소수점 아래 다섯째 자리에서, 지니계수 개선분은 소수점 아래 여섯째 자리에서 반올림하였음.

기본소득 도입 시나리오 적용 후 균등화 가구 처분가능소득에서, 빈곤율은 약 7.10%, 빈곤의 심도는 약 0.0110, 빈곤의 심각도는 약 0.0038이다. 해당 시나리오 적용 시, 빈곤율의 개선율은 약 47.21%였다. 빈곤의 심도의 개선율은 약 74.89%였으며, 빈곤의 심각도의 개선율은 약 84.62%였다.

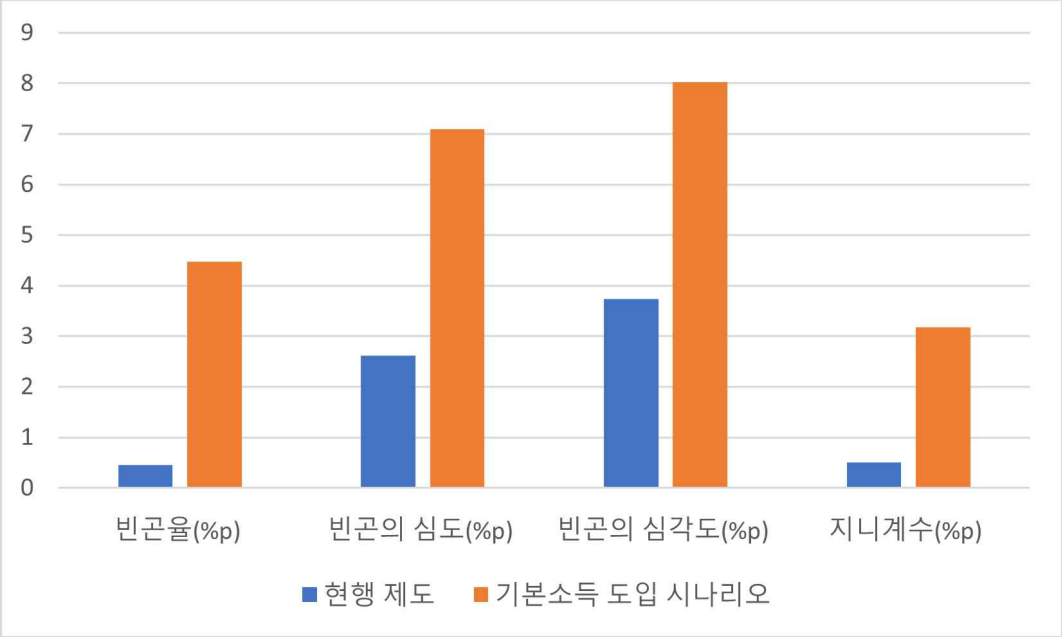


[그림 5-3] 행태반응모형의 효과성 비교: 현행 제도 대 기본소득 도입 시나리오

기본소득 도입 시나리오 적용 시, 균등화 가구 처분가능소득의 지니계수는 약 0.20399이다. 그러므로 이 시나리오 하에서, 지니계수의 개선율은 약 33.41%이다.

4) 정책의 효율성

기본소득 도입 시나리오 하에서는 순이전소득 10조당 빈곤율은 약 4.47%p, 빈곤의 심도는 약 7.10%p, 빈곤의 심각도는 약 8.02%p 감소하는 것으로 나타났다. 순이전소득 10조당 지니계수는 약 3.17%p 감소하는 것으로 분석되었다.



[그림 5-4] 행태반응모형의 효율성 비교: 현행 제도 대 기본소득 도입 시나리오

5) 가설검정 결과 및 해석

직접효과모형에서와 마찬가지로, 기본소득 도입 시나리오가 빈곤 개선의 효과성 면에서 현행 제도보다 우수할 것이라는 H.1-1이 실제로 성립함을

확인하였다. 아울러 기본소득 도입 시나리오의 빈곤 개선 효율성이 현행 제도의 그것보다 더 높을 것이라는 H.1-2가 실제로 성립함을 확인하였다.

종합하자면, 직접효과모형에서와 마찬가지로 행태반응모형에서도 기본소득 도입 시나리오가 빈곤과 불평등 개선의 효과성과 효율성 면에서 현행 제도보다 우수한 것으로 나타났다.

3. 소결

<표 5-8> H.1-1과 H.1-2의 가설검정 결과

	직접효과모형	행태반응모형
H.1-1	성립	성립
H.1-2	성립	성립

우리는 직접효과모형과 행태반응모형에서 모두, 기본소득 도입 시나리오가 빈곤 개선의 효과성 면에서 현행 제도보다 더 우수할 것이라는 H.1-1, 그리고 기본소득 도입 시나리오의 빈곤 개선 효율성이 현행 제도의 그것보다 더 높을 것이라는 H.1-2가 성립함을 확인하였다.

이러한 결과가 나온 이유 중 하나는 기본소득 도입 시나리오가 현행 제도보다 가구별 순이전소득 액수가 더 크기 때문이다. 하지만 더 중요한 이유는 바로 현행 제도와는 달리 정률소득세 모형은 소득이라는 단일 변수를 이용하여 평균소득을 기준으로 평균소득과의 소득 차에 비례하여 순수혜액을 지급하거나 순기여액을 납부하도록 설계되어 있기 때문이다. <표 5-4>, <표 5-5>, <표 5-6>에서 보여준 싱글가구 여성, 싱글가구 남성, 커플가구의 노동공급 변화는 그리 크지 않은 것으로 분석되었다. 따라서 노동공급 반응이 빈곤과 불평등 개선의 효과성과 효율성에 미친 영향은 상기 언급한 기제들의 영향에 비해서는 크지 않았던 것으로 판단된다.

제 2 절 소득 정의가 빈곤 개선에 미치는 영향

1. 직접효과모형

1) 모수적/비모수적 차원에서의 변화 요약

소득 정의 변화 시나리오의 모수적/비모수적 차원에서의 변화를 간략하게 제시하면 다음과 같다. 해당 시나리오에서 최소보장소득은 1인당 월 59만 7,943원이다. NIT 모형 측면에서 보자면, 손익분기점 소득은 평균소득인 월 149만 4,857원으로 기본소득 도입 시나리오와 같지만, NIT 지급구간에서의 소득의 정의가 시장소득에서 귀속임대료를 고려한 소득인정액으로 변화한다. 또한 소득인정액 상으로 NIT 지급대상으로 판정된 개인의 경우, 1인당 1,300만원의 순자산공제액을 넘어서는 순자산에 대해서 10% 세율을 부과하여 NIT 지급액에서 상쇄하며, 만약 그 상쇄액이 NIT 지급액 이상일 경우에는 NIT를 지급하지 않게 된다. NIT 기여개인의 NIT 지급기준선 초과 소득액 총액을 계산하면 연간 약 2,141억 5,741만원이다. NIT 연간 지급액은 약 281억 8,648만원이므로, 양의 소득세 구간에서의 세율은 약 13.16%(=281.8648/2,141.5741*100%)이다.

2) 정책의 효과성

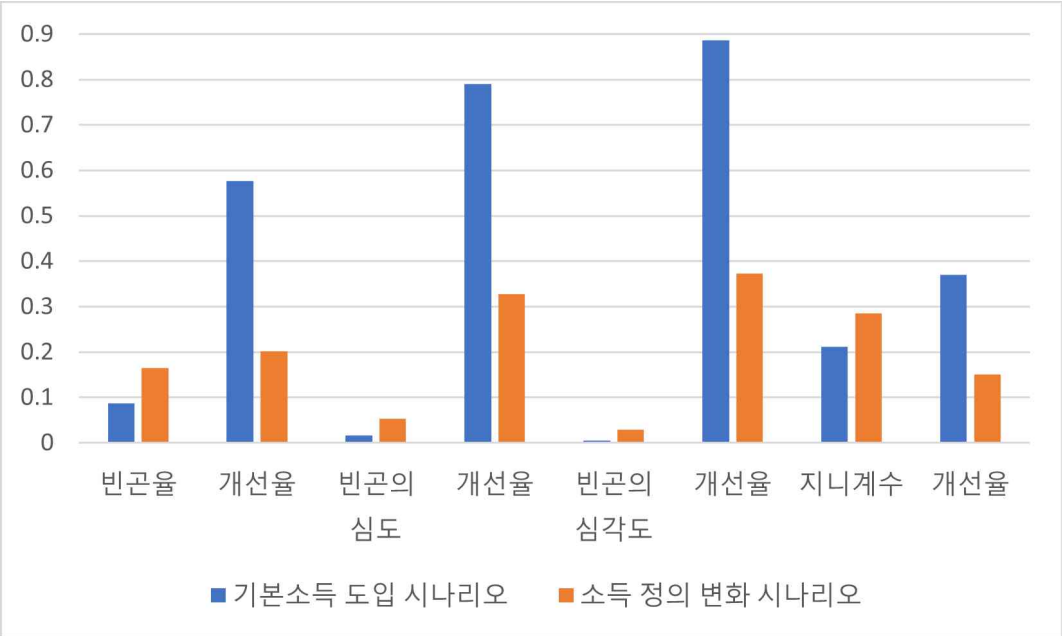
소득 정의 변화 시나리오 적용 후 균등화 가구 처분가능소득에서, 빈곤율은 약 16.49%, 빈곤의 심도는 약 0.0537, 빈곤의 심각도는 약 0.0287이다. 이 시나리오 적용 시, 빈곤율의 개선율은 약 20.22%였다. 빈곤의 심도의 개선율은 약 32.79%였으며, 빈곤의 심각도의 개선율은 약 37.34%였다.

<표 5-9> 소득 정의 변화 시나리오의 효과성 - 직접효과모형

	빈곤율		빈곤의 심도		빈곤의 심각도		지니계수	
	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율
소득 정의 변화 시나리오	0.0418	20.22%	0.0262	32.79%	0.0171	37.34%	0.05083	15.13%

주: 개선율은 소수점 아래 셋째 자리에서, 빈곤지수의 개선분은 소수점 아래 다섯째 자리에서, 지니계수 개선분은 소수점 아래 여섯째 자리에서 반올림하였음.

소득 정의 변화 시나리오 적용 시, 균등화 가구 처분가능소득의 지니계수는 약 0.28514이다. 그러므로 이 시나리오 하에서, 지니계수의 개선율은 약 15.13%이다.

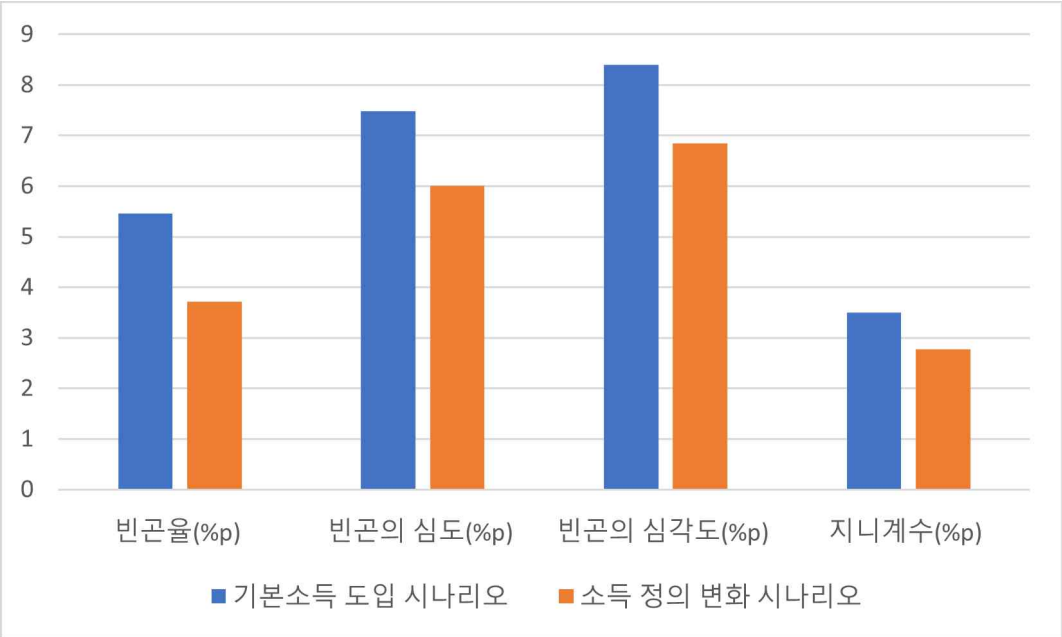


[그림 5-5] 직접효과모형의 효과성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 소득 정의 변화 시나리오

3) 정책의 효율성

소득 정의 변화 시나리오에서 가구별 순이전소득의 총합을 전국 규모로 추산한 값은 연간 약 54조 5,376억원이었다.[53] 해당 시나리오 하에서

는 순이전소득 10조당 빈곤율은 약 3.71%p, 빈곤의 심도는 약 6.01%p, 빈곤의 심각도는 약 6.85%p 감소하는 것으로 나타났다. 순이전소득 10조당 지니계수는 약 2.77%p 감소하는 것으로 분석되었다.



[그림 5-6] 직접효과모형의 효율성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 소득 정의 변화 시나리오

4) 가설검정 결과 및 해석

소득 정의 변화 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선의 효과성이 더 낮을 것이라는 H.2-1이 실제로 성립함을 확인하였다. 반면에 소득 정의 변화 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선의 효율성이 더 높을 것이라는 H.2-2는 성립하지 않는 것으로 나타났다.

종합하자면, 소득 정의 변화 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다

53) 분석 데이터에 포함된 8,459가구의 소득 정의 변화 시나리오에서의 가구별 순이전소득은 연간 약 220억 4,522만원인 것으로 계산되었다. 통계청(2021)에 따르면, 2020년 11월 1일 기준 우리나라 전체 가구수는 2,092만 6,710가구이므로, 우리나라 전체로 보면 연간 약 105조 5,464억원으로 추산된다.

빈곤 및 불평등 개선의 효과성과 효율성 모두 낮은 것으로 나타났다. 우선 효과성이 낮게 나온 것은 기본적으로 소득 정의 변화 시나리오가 귀속임대료와 순자산의 고려로 인하여 기본소득 도입 시나리오보다 가구별 순이전소득 액수가 더 작아졌기 때문이다. 가구 단위로 환산한 순수혜액 면에서 전자는 후자의 약 51.67% 수준이었다.

다음으로 가설 설정 시 예측과는 달리, 효율성도 더 낮게 나타났다. 이는 빈곤과 불평등 개선의 효율성 측면에서 볼 때, 빈곤하지 않은 가구에도 NIT 순수혜액을 지급하게 되는 위험보다 빈곤한 가구에 NIT 순수혜액을 더 적게 지급하거나 아예 지급하지 않게 될 위험이 더 크다는 것을 함의한다.

후자의 위험을 좀 더 세밀하게 살펴보도록 하자. 순이전소득 10조당 빈곤 혹은 불평등지수 개선분에서 소득 정의 변화 시나리오에서의 값을 기본소득 도입 시나리오에서의 값으로 나눈 수치를 계산해보면, 빈곤율은 약 0.679, 빈곤의 심도는 약 0.803, 빈곤의 심각도는 약 0.815, 지니계수는 약 0.791이었다. 빈곤율 면에서 가장 차이가 크게 난다는 사실을 통해 우리는 귀속임대료와 순자산을 고려할 경우 NIT 순수혜가구가 받게 될 NIT 급여액을 줄이거나 심지어 NIT 수급액을 못 받도록 함으로써 일차적으로 빈곤율을 줄이는 힘이 상당히 약해짐을 확인해볼 수 있다. NIT 세율이 40%로 불변이기는 하지만, 귀속임대료와 순자산을 고려함으로써 NIT 순수혜가구가 받게 될 NIT 급여액을 줄이거나 심지어 NIT 수급액을 못 받는 상황이 발생함으로써 빈곤갭을 줄이는 힘과 빈곤층 내 불평등도를 감소시키는 힘 역시 약해졌다. NIT 세율은 40%로 그대로이지만, 양의 소득세 구간에 적용되는 세율이 40%에서 약 13.16%로 급감함으로써 지니계수를 줄이는 힘 역시 감소하였다.

2. 행태반응모형

1) 노동공급 변화 추정 결과

<표 5-10>은 소득 정의 변화 시나리오 적용 후 싱글가구 여성의 노

동공급 변화를 백분율로 나타낸 것이다. 대각선에 위치한 항들의 비율은 약 98.00%이다. 대각선 아래로 위치한 항들의 비율은 약 0.83%이며, 대각선 위로 위치한 항들의 비율은 약 1.17%이다. 전체적으로 보았을 때, 해당 시나리오를 적용한 후에도 이전의 노동공급을 그대로 유지하는 비율이 높았으며, 노동공급을 변화시킨 경우에도 줄이는 방향으로 변화하는 비율보다 늘리는 방향으로 변화하는 비율이 다소 높았다. extensive margin과 관련하여 주목할 점은, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주가 아니었으나 이 시나리오 적용 후 해당 범주로 이행한 비율이 약 0.50%였던 반면, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주였으나 해당 시나리오 적용 후 타 범주로 이행한 비율은 약 1.00%였다는 것이다. 후자가 전자보다 약 0.50%p 높았다는 결과는, 소득 정의 변화 시나리오의 적용이 extensive margin 면에서는 약간의 긍정적인 영향을 미쳤음을 뜻한다.

<표 5-10> 소득 정의 변화 시나리오 적용 후 싱글가구 여성의 노동공급 변화

단위: %

		소득 정의 변화 시나리오 적용 후 노동공급				
		주당 0시간 노동	주당 0시간 초과 35시간 이하 노동	주당 35시간 초과 45시간 이하 노동	주당 45시간 초과 51시간 이하 노동	주당 51시간 초과 노동
관측된 노동공급	주당 0시간 노동	28.31	0.31	0.29	0.23	0.17
	주당 0시간 초과 35시간 이하 노동	0.13	8.00	0.00	0.00	0.00
	주당 35시간 초과 45시간 이하 노동	0.25	0.08	42.53	0.05	0.10
	주당 45시간 초과 51시간 이하 노동	0.07	0.02	0.01	8.31	0.01
	주당 51시간 초과 노동	0.04	0.08	0.09	0.06	10.85

주: 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음.

<표 5-11>은 소득 정의 변화 시나리오 적용 후 싱글가구 남성의 노동공급 변화를 백분율로 표현한 것이다. 대각선에 위치한 항들의 비율은

약 99.03%이다. 대각선 아래로 위치한 항들의 비율은 약 0.34%이며, 대각선 위로 위치한 항들의 비율은 약 0.63%이다. 전체적으로 보았을 때, 해당 시나리오를 적용한 후에도 이전의 노동공급을 그대로 유지하는 비율이 높았다. 그리고 이 비율은 싱글가구 여성의 경우보다 1.03%p 높은 수치를 기록하였다. 싱글가구 여성의 경우와 마찬가지로, 노동공급을 변화시킨 경우에도 줄이는 방향으로 변화하는 비율보다 늘리는 방향으로 변화하는 비율이 다소 높았다. extensive margin과 관련하여 주목할 점은, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주가 아니었으나 이 시나리오 적용 후 해당 범주로 이행한 비율이 약 0.04%였던 반면, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주였으나 해당 시나리오 적용 후 타 범주로 이행한 비율은 약 0.63%였다는 것이다. 후자가 전자보다 약 0.59%p 높았다는 것은, 이 시나리오의 적용이 extensive margin 면에서는 약간의 긍정적인 영향을 미쳤음을 의미한다.

<표 5-11> 소득 정의 변화 시나리오 적용 후 싱글가구 남성의 노동공급 변화

단위: %

		소득 정의 변화 시나리오 적용 후 노동공급			
		주당 0시간 노동	주당 0시간 초과 45시간 이하 노동	주당 45시간 초과 51시간 이하 노동	주당 51시간 초과 노동
관측된 노동공급	주당 0시간 노동	37.10	0.26	0.22	0.15
	주당 0시간 초과 45시간 이하 노동	0.02	42.96	0.00	0.00
	주당 45시간 초과 51시간 이하 노동	0.02	0.08	9.04	0.00
	주당 51시간 초과 노동	0.01	0.15	0.07	9.93

주: 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음.

<표 5-12>는 소득 정의 변화 시나리오 적용 후 커플가구 노동공급 변화를 백분율로 나타낸 것이다. 대각선에 위치한 항들의 비율은 약 48.90%이다. 이것은 싱글가구 여성이나 싱글가구 남성의 경우보다 훨씬

낮은 수치이다. 해당 시나리오 적용 후 노동공급을 변화시킨 비율은 약 51.10%였다. extensive margin과 관련하여 주목할 점은, 관측된 노동공급에서는 '커플가구 여성 주당 노동시간 0시간, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간' 범주가 아니었으나 이 시나리오 적용 후 해당 범주로 이행한 비율이 약 34.43%였던 반면, 관측된 노동공급에서는 '커플가구 여성 주당 노동시간 0시간, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간' 범주였으나 해당 시나리오 적용 후 타 범주로 이행한 비율은 약 0.00%였다는 것이다. 전자가 후자보다 약 34.43%p나 높았다는 결과는, 이 시나리오의 적용이 extensive margin 면에서는 상당히 부정적인 영향을 미쳤음을 의미한다. 여성과 남성 각각으로 extensive margin을 볼 경우에도, extensive margin 면에서 매우 부정적인 영향을 미친 것으로 분석되었다. 여성의 경우, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주가 아니었으나 이 시나리오 적용 후 해당 범주로 이행한 비율이 약 42.58%였던 반면, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주였으나 해당 시나리오 적용 후 타 범주로 이행한 비율이 약 0.06%인 것으로 나타났다. 남성의 경우, 전자는 약 35.64%, 후자는 약 0.08%로 비록 정도의 차이가 있기는 했으나 여성의 경우와 비슷한 양상을 보였다.

<표 5-12> 소득 정의 변화 시나리오 적용 후 커플가구의 노동공급 변화

단위: %

		소득 정의 변화 시나리오 적용 후 노동공급																							
		a	b	c	d	e	f	g	h	i	j	k	l	m	n	o	p	q	r	s	t	u	v	w	x
관측된 노동공급	a	8.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	b	2.16	5.50	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	c	0.52	0.04	0.69	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	d	0.46	0.15	0.06	1.04	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	e	0.10	0.00	0.00	0.00	0.65	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	f	1.24	0.31	0.09	0.00	0.10	0.89	0.00	0.00	0.04	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	g	0.19	0.06	0.03	0.00	0.02	0.00	0.09	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	h	0.17	0.12	0.05	0.00	0.05	0.00	0.00	0.12	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	i	0.14	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.46	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	j	1.01	0.25	0.08	0.00	0.09	0.00	0.00	0.00	0.04	0.19	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	k	0.14	0.07	0.03	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	l	0.26	0.13	0.06	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.07	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	m	2.11	0.05	0.00	0.00	0.22	0.00	0.00	0.00	0.08	0.00	0.00	0.00	2.77	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	n	12.23	4.04	1.63	0.13	1.33	0.13	0.03	0.00	0.70	0.04	0.01	0.00	0.12	1.06	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	o	1.33	0.50	0.20	0.02	0.18	0.02	0.01	0.00	0.10	0.01	0.00	0.00	0.02	0.00	0.06	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	p	0.96	0.21	0.10	0.01	0.14	0.01	0.00	0.00	0.08	0.01	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.39	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	q	0.27	0.01	0.00	0.00	0.06	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.24	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	r	0.82	0.39	0.18	0.01	0.09	0.01	0.00	0.00	0.05	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	s	0.22	0.27	0.13	0.02	0.09	0.02	0.00	0.00	0.07	0.01	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	t	0.23	0.11	0.04	0.00	0.05	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.04	0.00	0.00	0.00	0.00
	u	0.32	0.01	0.00	0.00	0.12	0.00	0.00	0.00	0.08	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	7.63	0.00	0.00	0.00
	v	6.99	0.58	0.10	0.01	0.13	0.01	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	15.37	0.00	0.00
	w	1.43	0.28	0.06	0.02	0.05	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.89	0.00
	x	1.14	0.65	0.25	0.01	0.14	0.01	0.00	0.00	0.11	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.37

주: 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음. a부터 x까지의 노동시간 범주의 정의는 <표 5-6>과 동일함.

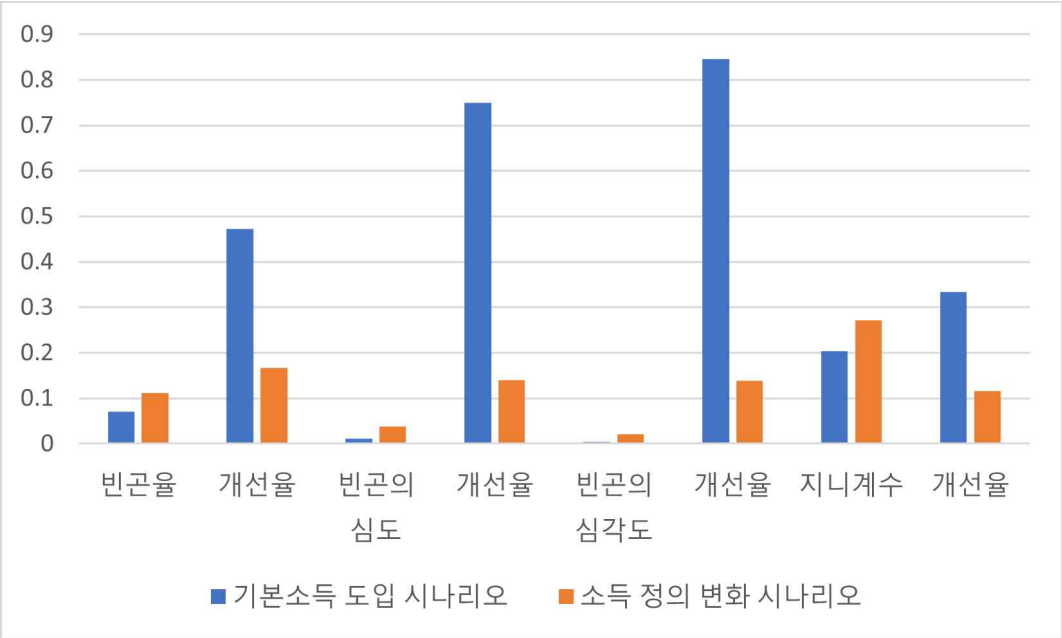
2) 정책의 효과성

<표 5-13> 소득 정의 변화 시나리오의 효과성 - 행태반응모형

	빈곤율		빈곤의 심도		빈곤의 심각도		지니계수	
	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율
소득 정의 변화 시나리오	0.0225	16.73%	0.0061	13.93%	0.0034	13.77%	0.03525	11.51%

주: 개선율은 소수점 아래 셋째 자리에서, 빈곤지수의 개선분은 소수점 아래 다섯째 자리에서, 지니계수 개선분은 소수점 아래 여섯째 자리에서 반올림하였음.

소득 정의 변화 시나리오 적용 후 균등화 가구 처분가능소득에서, 빈곤율은 약 11.20%, 빈곤의 심도는 약 0.0377, 빈곤의 심각도는 약 0.0213이다. 이 시나리오 적용 시, 빈곤율의 개선율은 약 16.73%였다. 빈곤의 심도의 개선율은 약 13.93%였으며, 빈곤의 심각도의 개선율은 약 13.77%였다.

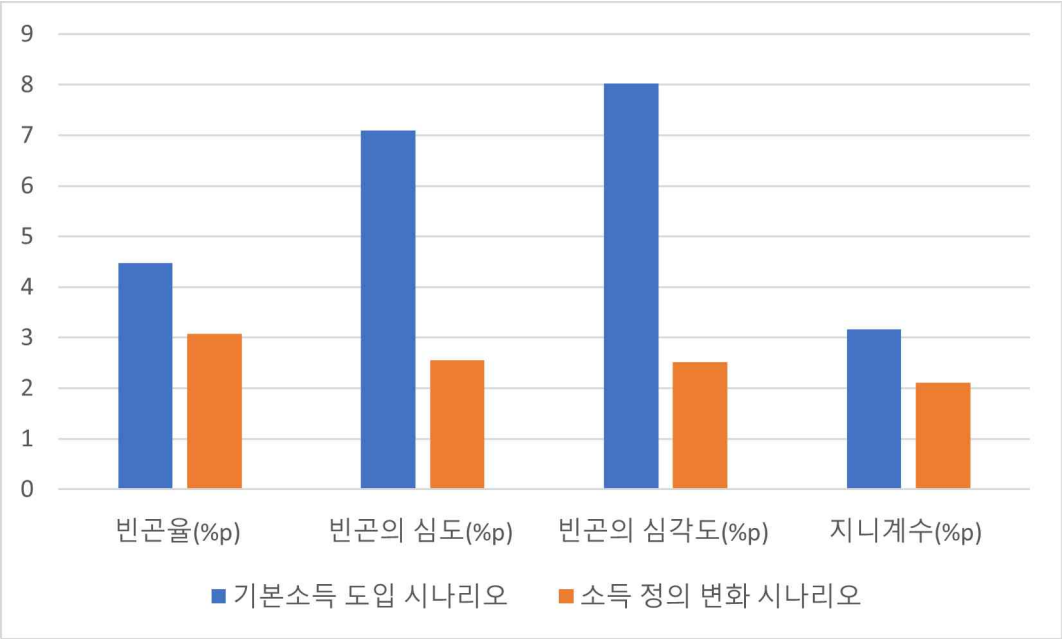


[그림 5-7] 행태반응모형의 효과성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 소득 정의 변화 시나리오

소득 정의 변화 시나리오 적용 시, 균등화 가구 처분가능소득의 지니계수는 약 0.27108이다. 그러므로 해당 시나리오 하에서, 지니계수의 개선율은 약 11.51%이다.

3) 정책의 효율성

소득 정의 변화 시나리오 하에서는 순이전소득 10조당 빈곤율은 약 3.07%p, 빈곤의 심도는 약 2.55%p, 빈곤의 심각도는 약 2.52%p 감소하는 것으로 나타났다. 순이전소득 10조당 지니계수는 약 2.11%p 감소하는 것으로 분석되었다.



[그림 5-8] 행태반응모형의 효율성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 소득 정의 변화 시나리오

4) 가설검정 결과 및 해석

직접효과모형에서와 마찬가지로, 소득 정의 변화 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선의 효과성이 더 낮을 것이라는 H.2-1이 실

제로 성립함을 확인하였다. 하지만 소득 정의 변화 시나리오의 빈곤 개선 효율성이 기본소득 도입 시나리오의 그것보다 더 높을 것이라는 H.2-2는 직접효과모형에서처럼 실제로 성립하지 않는 것으로 나타났다.

종합하자면, 소득 정의 변화 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 및 불평등 개선의 효과성과 효율성 모두 낮은 것으로 나타났다. 우선 효과성이 낮게 나온 것은 기본적으로 소득 정의 변화 시나리오가 귀속임대료와 순자산의 고려로 인하여 기본소득 도입 시나리오보다 가구별 순이전소득 액수가 더 작아졌기 때문이다.

다음으로 가설 설정 시 예측과는 달리, 효율성도 더 낮게 나타났다. 귀속임대료와 순자산을 고려할 경우, NIT 순수혜가구가 받게 될 NIT 급여액을 줄이거나 심지어 NIT 수급액을 못 받도록 함으로써 일차적으로 빈곤율을 줄이는 힘이 약해짐을 확인해볼 수 있다. 그런데 순이전소득 10조당 빈곤지수 혹은 불평등지수 개선분에서 소득 정의 변화 시나리오에서의 값을 기본소득 도입 시나리오에서의 값으로 나눈 수치를 계산해보면, 빈곤율은 약 0.687, 빈곤의 심도는 약 0.359, 빈곤의 심각도는 약 0.314, 지니계수는 약 0.666이었다. 직접효과모형에서는 이 수치들의 크기 순서가 '빈곤율<지니계수<빈곤의 심도<빈곤의 심각도'였던데 비해, 행태반응모형에서는 '빈곤의 심각도<빈곤의 심도<지니계수<빈곤율'로 확연히 바뀌었다는 것이 특징적이다.

이러한 특징이 나타난 것에는 노동공급 반응이 상당한 영향을 미쳤던 것으로 판단된다. 이는 곧 소득 정의 변화 시나리오를 적용할 경우 빈곤층 내에서 순수혜액의 미지급 혹은 더 적은 지급과 노동공급 반응과의 결합 작용으로 인해 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤갭이나 빈곤층 내 불평등을 줄이는 힘이 크게 약해졌다는 것을 함의한다.

3. 소결

우리는 직접효과모형과 행태반응모형에서 모두, 소득 정의 변화 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선의 효과성이 더 낮을 것이

라는 H.2-1이 성립한 반면, 소득 정의 변화 시나리오의 빈곤 개선 효율성이 기본소득 도입 시나리오의 그것보다 더 높을 것이라는 H.2-2는 성립하지 않음을 확인하였다.

<표 5-14> H.2-1과 H.2-2의 가설검정 결과

	직접효과모형	행태반응모형
H.2-1	성립	성립
H.2-2	기각	기각

우선 소득 정의 변화 시나리오의 빈곤 개선 효과성이 낮게 나온 것은 기본적으로 소득 정의 변화 시나리오가 귀속임대료와 순자산의 고려로 인하여 기본소득 도입 시나리오보다 가구별 순이전소득 액수가 더 작아졌기 때문이다.

다음으로 가설 설정 시 예측과는 달리, 소득 정의 변화 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선 효율성이 더 낮게 나타났다. 이를 직접효과모형의 측면에서 고찰하자면, 빈곤 개선의 효율성 측면에서 볼 때, 빈곤하지 않은 가구에도 NIT 순수혜액을 지급하게 되는 위험보다 빈곤한 가구에 NIT 순수혜액을 더 적게 지급하거나 아예 지급하지 않게 될 위험이 더 크다는 것을 함의한다.

소득 정의 변화 시나리오의 빈곤 개선 효과성과 효율성을 떨어뜨린 주요한 요인은 바로 노동공급 반응인 것으로 판단된다. 행태반응모형 분석 대상 가구의 약 72.40%를 차지하는 커플가구에서, 소득 정의 변화 시나리오 적용 후 노동공급을 변화시킨 비율이 약 51.10%에 달한다는 점, 특히나 관측된 노동공급에서는 0시간 노동이 아니었으나 소득 정의 변화 시나리오 적용 후 0시간 노동으로 변화한 가구의 비율이 약 34.43%에 이른다는 점은 기본소득 도입 시나리오에 비한 소득 정의 변화 시나리오의 빈곤 개선 효과성 및 효율성을 더욱 낮추는 중요한 요인으로 작용했던 것으로 보인다.

제 3 절 보장 수준이 빈곤 개선에 미치는 영향

1. 직접효과모형

1) 모수적 차원에서의 변화 요약

최소보장소득 수준 변화 시나리오의 모수적 차원에서의 변화를 간략하게 제시하면 다음과 같다. 해당 시나리오에서 손익분기점 소득은 평균소득인 1인당 월 149만 4,857원에서 중위소득인 월 127만 5,298원으로 바뀐다. 이에 따라 최소보장소득 역시 1인당 월 59만 7,943원에서 월 51만 119원으로 변화한다. NIT 기여개인의 NIT 지급기준선 초과 소득액 총액을 계산하면 연간 약 2,376억 1,072만원이다. NIT 연간 지급액은 약 717억 8,495만원이므로, 양의 소득세 구간에서의 세율은 약 30.21%(=717.8495/2,376.1072*100%)이다.

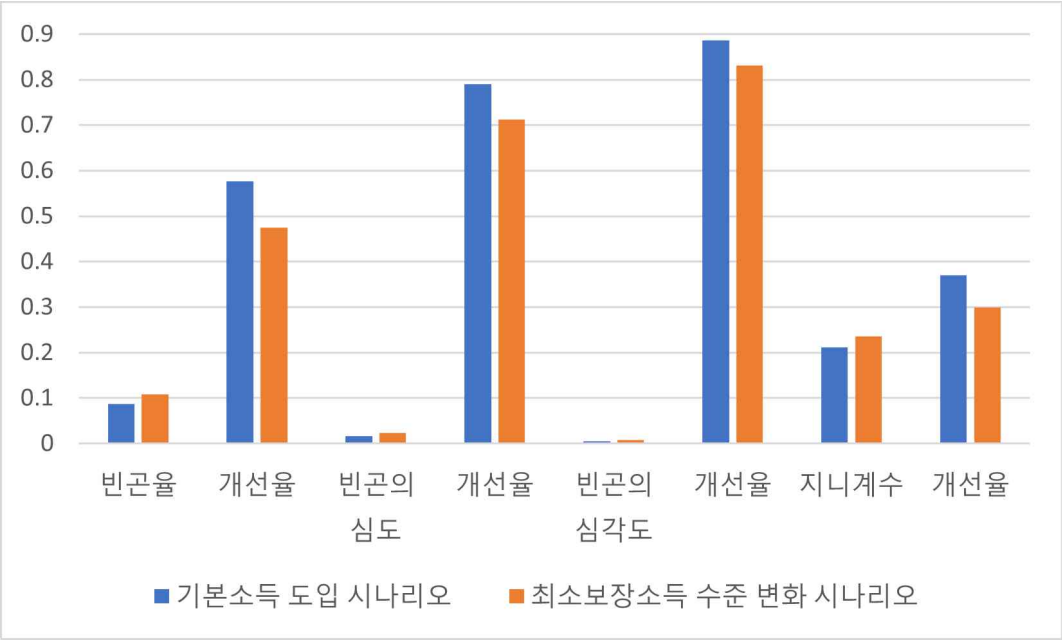
2) 정책의 효과성

<표 5-15> 최소보장소득 수준 변화 시나리오의 효과성 - 직접효과모형

	빈곤율		빈곤의 심도		빈곤의 심각도		지니계수	
	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율
최소보장 소득 수준 변화 시나리오	0.0981	47.46%	0.0569	71.21%	0.0381	83.19%	0.10049	29.91%

주: 개선율은 소수점 아래 셋째 자리에서, 빈곤지수의 개선분은 소수점 아래 다섯째 자리에서, 지니계수 개선분은 소수점 아래 여섯째 자리에서 반올림하였음.

최소보장소득 수준 변화 시나리오 적용 후 균등화 가구 처분가능소득에서, 빈곤율은 약 10.86%, 빈곤의 심도는 약 0.0230, 빈곤의 심각도는 약 0.0077이다. 이 시나리오 적용 시, 빈곤율의 개선율은 약 47.46%였다. 빈곤의 심도의 개선율은 약 71.21%였으며, 빈곤의 심각도의 개선율은 약 83.19%였다.



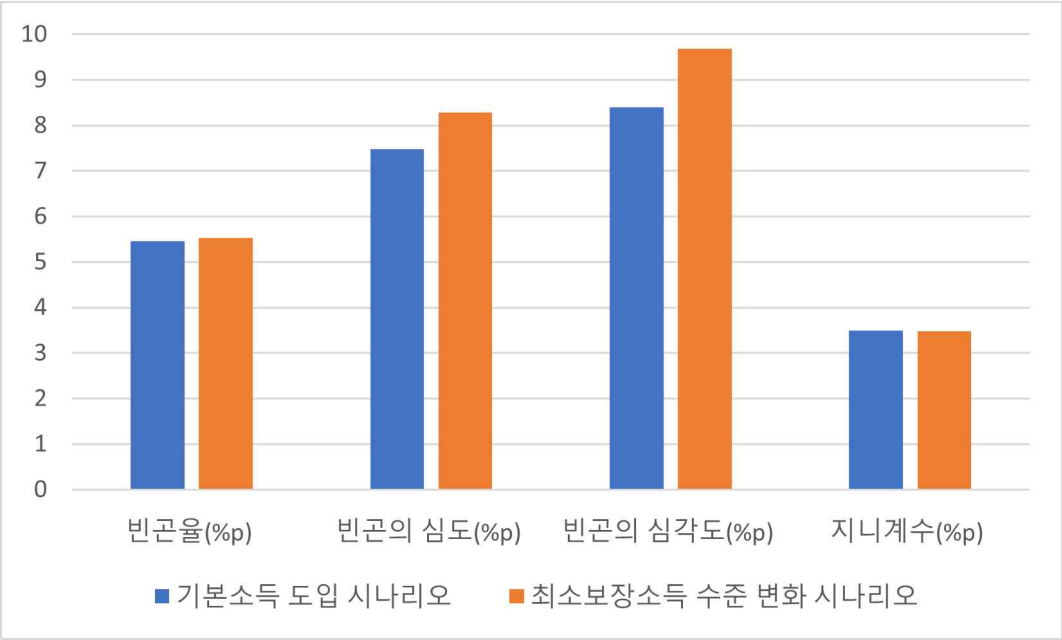
[그림 5-9] 직접효과모형의 효과성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 최소보장소득 수준 변화 시나리오

최소보장소득 수준 변화 시나리오 적용 시, 균등화 가구 처분가능소득의 지니계수는 약 0.23548이다. 따라서 해당 시나리오 하에서, 지니계수의 개선율은 약 29.91%이다.

3) 정책의 효율성

최소보장소득 수준 변화 시나리오에서 가구별 순이전소득의 총합을 전국 규모로 추산한 값은 연간 약 85조 8,832억원이었다.[54] 해당 시나리오 하에서는 순이전소득 10조당 빈곤율은 약 5.53%p, 빈곤의 심도는 약 8.29%p, 빈곤의 심각도는 약 9.69%p 감소하는 것으로 나타났다. 순이전소득 10조당 지니계수는 약 3.48%p 감소하는 것으로 분석되었다.

54) 분석 데이터에 포함된 8,459가구의 최소보장소득 수준 변화 시나리오에서의 가구별 순이전소득은 연간 약 347억 1,573만원인 것으로 계산되었다. 통계청(2021)에 따르면, 2020년 11월 1일 기준 우리나라 전체 가구수는 2,092만 6,710가구이므로, 우리나라 전체로 보면 연간 약 85조 8,832억원으로 추산된다.



[그림 5-10] 직접효과모형의 효율성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 최소보장소득 수준 변화 시나리오

4) 가설검정 결과 및 해석

최소보장소득 수준 변화 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선의 효과성이 더 낮을 것이라는 H.3-1이 실제로 성립함을 확인하였다. 그리고 최소보장소득 수준 변화 시나리오의 빈곤 개선 효율성이 기본소득 도입 시나리오의 그것보다 더 높을 것이라는 H.3-2가 실제로 성립함을 확인하였다. 하지만 지니계수의 경우에는, 근소한 차이기는 해도 기본소득 도입 시나리오가 최소보장소득 수준 변화 시나리오보다 불평등 개선의 효율성이 더 컸다.

종합하자면, 최소보장소득 수준 변화 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤과 불평등 개선의 효과성은 낮으나, 효율성은 대체로 높은 것으로 나타났다. 우선 효과성이 낮게 나온 것은 최소보장소득의 감소로 인해 순수혜가구가 받게 되는 NIT 지급액이 줄어든 데다, NIT 세율이 고정된 상황에서 최소보장소득 감소와 연동된 손익분기소득의 감소로 NIT 순수혜가구에서 NIT 순기여가구로 바뀐 가구들이 발생하기 때문이다. 또

한 NIT 세율은 40%로 일정한 가운데 양의 소득세 구간에 적용되는 세율이 40%에서 약 30.21%로 감소함으로써, 지니계수 개선율도 줄어들었다.

다음으로 빈곤 개선의 효율성에 관한 분석 결과는 우리에게 빈곤한 가구에 NIT 순수혜액을 더 적게 지급할 위험보다 빈곤하지 않은 가구에도 NIT 순수혜액을 지급할 위험이 더 크게 작용했음을 보여준다. 반면 불평등 개선의 효율성 면에서는 비록 매우 미미한 차이기는 하지만 최소보장소득 수준 변화 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 열위에 있었다. 이는 중위소득 이상 소득 구간에서 40%가 아닌 약 30.21%의 세율 적용으로 인하여, NIT 순기여가구들 내 불평등도를 더 작게 줄이는 영향과 NIT 순기여가구들과 NIT 순수혜가구들 간 불평등도를 더 작게 줄이는 영향이 동시에 작용했기 때문이다.

2. 행태반응모형

1) 노동공급 변화 추정 결과

<표 5-16>은 최소보장소득 수준 변화 시나리오 적용 후 싱글가구 여성의 노동공급 변화를 백분율로 나타낸 것이다. 대각선에 위치한 항들으 비율은 약 36.66%이다. 대각선 아래로 위치한 항들의 비율은 약 61.47%이며, 대각선 위로 위치한 항들의 비율은 약 1.86%이다. 전체적으로 보았을 때, 해당 시나리오를 적용한 후 노동공급의 분명한 감소가 관찰된다. 노동시장 참가 시 노동시간 정도(이하 intensive margin)와 관련하여 주목할 점은, 주당 35시간 초과 노동에서 주당 0시간 초과 35시간 이하 노동으로의 이행이 두드러진다는 것이다. 주당 35시간 초과 45시간 이하 노동에서 주당 0시간 초과 35시간 이하 노동으로 이행한 확률이 약 41.21%, 주당 45시간 초과 51시간 이하 노동에서 주당 0시간 초과 35시간 이하 노동으로 이행한 확률이 약 7.95%, 주당 51시간 초과 노동에서 주당 0시간 초과 35시간 이하 노동으로 이행한 확률이 약 8.30%를 차지하였다. 이러한 결과는 이 시나리오의 적용이 intensive margin 면에서는

부정적인 영향을 미쳤음을 의미한다.

<표 5-16> 최소보장소득 수준 변화 시나리오 적용 후 싱글가구 여성의 노동공급 변화

단위: %

		최소보장소득 수준 변화 시나리오 적용 후 노동공급				
		주당 0시간 노동	주당 0시간 초과 35시간 이하 노동	주당 35시간 초과 45시간 이하 노동	주당 45시간 초과 51시간 이하 노동	주당 51시간 초과 노동
관측된 노동공급	주당 0시간 노동	27.67	1.57	0.04	0.01	0.01
	주당 0시간 초과 35시간 이하 노동	0.85	7.29	0.00	0.00	0.00
	주당 35시간 초과 45시간 이하 노동	1.51	41.21	0.07	0.19	0.04
	주당 45시간 초과 51시간 이하 노동	0.34	7.95	0.12	0.01	0.00
	주당 51시간 초과 노동	1.16	8.30	0.03	0.01	1.63

주: 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음.

다음으로 extensive margin과 관련하여 주목할 점은, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주가 아니었으나 최소보장소득 수준 변화 시나리오 적용 후 해당 범주로 이행한 비율이 약 3.86%였던 반면, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주였으나 해당 시나리오 적용 후 타 범주로 이행한 비율은 약 1.64%였다는 것이다. 전자가 후자보다 약 2,22%p 높았다는 결과는, 이 시나리오의 적용이 extensive margin 면에서는 약간의 부정적인 영향을 미쳤음을 뜻한다.

<표 5-17> 최소보장소득 수준 변화 시나리오 적용 후 싱글가구 남성의 노동공급 변화

단위: %

		최소보장소득 수준 변화 시나리오 적용 후 노동공급			
		주당 0시간 노동	주당 0시간 초과 45시간 이하 노동	주당 45시간 초과 51시간 이하 노동	주당 51시간 초과 노동
관측된 노동공급	주당 0시간 노동	37.73	0.00	0.00	0.00
	주당 0시간 초과 45시간 이하 노동	2.09	40.89	0.00	0.00
	주당 45시간 초과 51시간 이하 노동	0.50	2.92	5.72	0.00
	주당 51시간 초과 노동	0.55	4.62	0.83	4.15

주: 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음.

<표 5-17>은 최소보장소득 수준 변화 시나리오 적용 후 싱글가구 남성의 노동공급 변화를 백분율로 표현한 것이다.[55] 대각선에 위치한 항들의 비율은 약 88.49%이다. 대각선 아래로 위치한 항들의 비율은 약 11.51%이며, 대각선 위로 위치한 항들의 비율은 약 0.00%이다. 전체적으로 보았을 때, 싱글가구 여성과는 달리 해당 시나리오를 적용한 후에도 이전의 노동공급을 그대로 유지하는 비율이 높았다. 그리고 이 비율은 싱글가구 여성의 경우에 비해서 51.83%p 높은 수치를 기록하였다. 하지만 전반적으로 보았을 때, 이 시나리오를 적용한 후 노동공급의 분명한 감소가 관찰된다. intensive margin과 관련하여 주목할 점은, 주당 45시간 초과 노동에서 주당 0시간 초과 45시간 이하 노동으로의 이행이 두드러진다는 것이다. 주당 45시간 초과 51시간 이하 노동에서 주당 0시간 초과 45시간 이하 노동으로 이행한 확률이 약 2.92%, 주당 51시간 초과

55) 최소보장소득 수준 변화 시나리오에서, 싱글 남성 가구 중 한 가구는 100개의 확률적 효용 값 조합 중 하나에서 '주당 노동시간 0시간 초과 45시간 이하'와 '주당 노동시간 45시간 초과 51시간 이하'의 효용 값이 정확하게 같게 나왔다. 이 경우에 시나리오 적용 후 선택된 노동시간 범주 변수에서 두 범주에 각각 0.5의 값을 부여하였다.

노동에서 주당 0시간 초과 45시간 이하 노동으로 이행한 확률이 약 4.62%를 차지하였다. 이러한 결과는 해당 시나리오의 적용이 intensive margin 면에서는 약간의 부정적인 영향을 미쳤음과 동시에 장시간 노동의 정상화에는 긍정적인 영향을 미쳤음을 보여준다.

다음으로 extensive margin과 관련하여 주목할 점은, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주가 아니었으나 최소보장소득 수준 변화 시나리오 적용 후 해당 범주로 이행한 비율이 약 3.14%였던 반면, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주였으나 해당 시나리오 적용 후 타 범주로 이행한 비율은 약 0.00%였다는 것이다. 전자가 후자보다 약 3.14%p 높았다는 것은, 이 시나리오의 적용이 extensive margin 면에서는 약간의 부정적인 영향을 미쳤음을 뜻한다.

<표 5-18>은 최소보장소득 수준 변화 시나리오 적용 후 커플가구 노동공급 변화를 백분율로 나타낸 것이다.[56] 대각선에 위치한 항들의 비율은 약 48.73%이다. 이것은 싱글가구 여성에 비해서는 다소 높고 싱글가구 남성에 비해서는 훨씬 낮은 수치이다. 해당 시나리오 적용 후 노동공급을 변화시킨 비율은 약 51.37%였다. extensive margin과 관련하여 주목할 점은, 관측된 노동공급에서는 '커플가구 여성 주당 노동시간 0시간, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간' 범주가 아니었으나 이 시나리오 적용 후 해당 범주로 이행한 비율이 약 34.73%였던 반면, 관측된 노동공급에서는 '커플가구 여성 주당 노동시간 0시간, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간' 범주였으나 해당 시나리오 적용 후 타 범주로 이행한 비율은 약 0.00%였다는 것이다. 전자가 후자보다 약 34.73%p나 높았다는 사실은, 최소보장소득 수준 변화 시나리오의 적용이 extensive margin 면에서는 상당한 부정적인 영향을 미쳤음을 뜻한다.

여성과 남성 각각으로 extensive margin을 볼 경우에도, extensive

56) 기본소득 도입 시나리오에서와 마찬가지로 최소보장소득 수준 변화 시나리오에서도, 커플가구 중 한 가구는 100개의 확률적 효용 값 조합 중 하나에서 '커플가구 여성 주당 노동시간 51시간 초과, 커플가구 남성 주당 노동시간 51시간 초과'와 '커플가구 여성 주당 노동시간 0시간, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간'의 효용 값이 정확하게 같게 나왔다. 이 경우에 시나리오 적용 후 선택된 노동시간 범주 변수에서 두 범주에 각각 0.5의 값을 부여하였다.

margin 면에서 상당한 부정적인 영향을 미친 것으로 분석되었다. 여성의 경우, 관측된 노동공급에서는 ‘주당 노동시간 0시간’ 범주가 아니었으나 최소보장소득 수준 변화 시나리오 적용 후 해당 범주로 이행한 비율이 약 43.07%였던 반면, 관측된 노동공급에서는 ‘주당 노동시간 0시간’ 범주였으나 해당 시나리오 적용 후 타 범주로 이행한 비율이 약 0.07%인 것으로 나타났다. 남성의 경우, 전자는 약 35.61%, 후자는 약 0.08%로 비록 정도의 차이가 있기는 했으나 여성의 경우와 비슷한 양상을 보였다.

<표 5-18> 최소보장소득 수준 변화 시나리오 적용 후 커플가구의 노동공급 변화

단위: %

		최소보장소득 수준 변화 시나리오 적용 후 노동공급																							
		a	b	c	d	e	f	g	h	i	j	k	l	m	n	o	p	q	r	s	t	u	v	w	x
관측된 노동공급	a	8.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	b	2.14	5.52	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	c	0.50	0.05	0.71	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	d	0.54	0.12	0.05	0.98	0.02	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	e	0.12	0.00	0.00	0.00	0.63	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	f	1.27	0.29	0.09	0.00	0.10	0.87	0.00	0.00	0.04	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	g	0.18	0.07	0.03	0.00	0.02	0.00	0.09	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	h	0.21	0.11	0.04	0.00	0.05	0.00	0.00	0.10	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	i	0.14	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.46	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	j	1.01	0.24	0.09	0.00	0.08	0.00	0.00	0.00	0.03	0.20	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	k	0.15	0.07	0.03	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	l	0.30	0.11	0.05	0.01	0.02	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.06	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	m	2.07	0.04	0.00	0.00	0.21	0.00	0.00	0.00	0.08	0.00	0.00	0.00	2.82	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	n	11.78	4.23	1.83	0.17	1.21	0.16	0.04	0.00	0.63	0.05	0.01	0.00	0.11	1.21	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	o	1.28	0.52	0.23	0.03	0.16	0.02	0.01	0.00	0.09	0.01	0.00	0.00	0.02	0.00	0.06	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	p	1.06	0.18	0.08	0.01	0.13	0.01	0.01	0.00	0.07	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.37	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	q	0.24	0.01	0.00	0.00	0.06	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.27	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	r	0.78	0.42	0.20	0.02	0.08	0.02	0.01	0.00	0.04	0.01	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	s	0.32	0.24	0.11	0.01	0.08	0.01	0.00	0.00	0.05	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	t	0.25	0.11	0.05	0.01	0.04	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00
	u	0.30	0.01	0.00	0.00	0.12	0.00	0.00	0.00	0.08	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	7.64	0.00	0.00	0.00
	v	7.23	0.52	0.11	0.01	0.13	0.01	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	15.20	0.00	0.00
	w	1.49	0.26	0.05	0.00	0.05	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.87	0.00
	x	1.38	0.59	0.21	0.01	0.11	0.01	0.00	0.00	0.09	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.26

주: 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음. a부터 x까지의 노동시간 범주의 정의는 <표 5-6>과 동일함.

2) 정책의 효과성

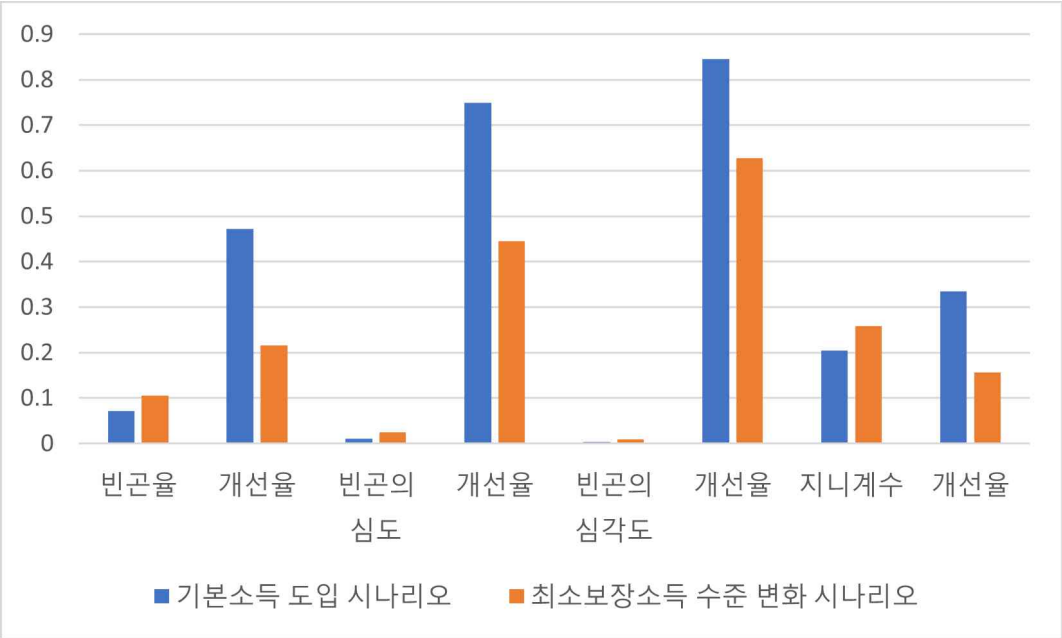
<표 5-19> 최소보장소득 수준 변화 시나리오의 효과성 - 행태반응모형

	빈곤율		빈곤의 심도		빈곤의 심각도		지니계수	
	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율
최소보장 소득 수준 변화 시나리오	0.0290	21.56%	0.0195	44.52%	0.0155	62.75%	0.04782	15.61%

주: 개선율은 소수점 아래 셋째 자리에서, 빈곤지수의 개선분은 소수점 아래 다섯째 자리에서, 지니계수 개선분은 소수점 아래 여섯째 자리에서 반올림하였음.

최소보장소득 수준 변화 시나리오 적용 후 균등화 가구 처분가능소득에서, 빈곤율은 약 10.55%, 빈곤의 심도는 약 0.0243, 빈곤의 심각도는 약 0.0092이다. 해당 시나리오 적용 시, 빈곤율의 개선율은 약 21.56%였다. 빈곤의 심도의 개선율은 약 44.52%였으며, 빈곤의 심각도의 개선율은 약 62.75%였다.

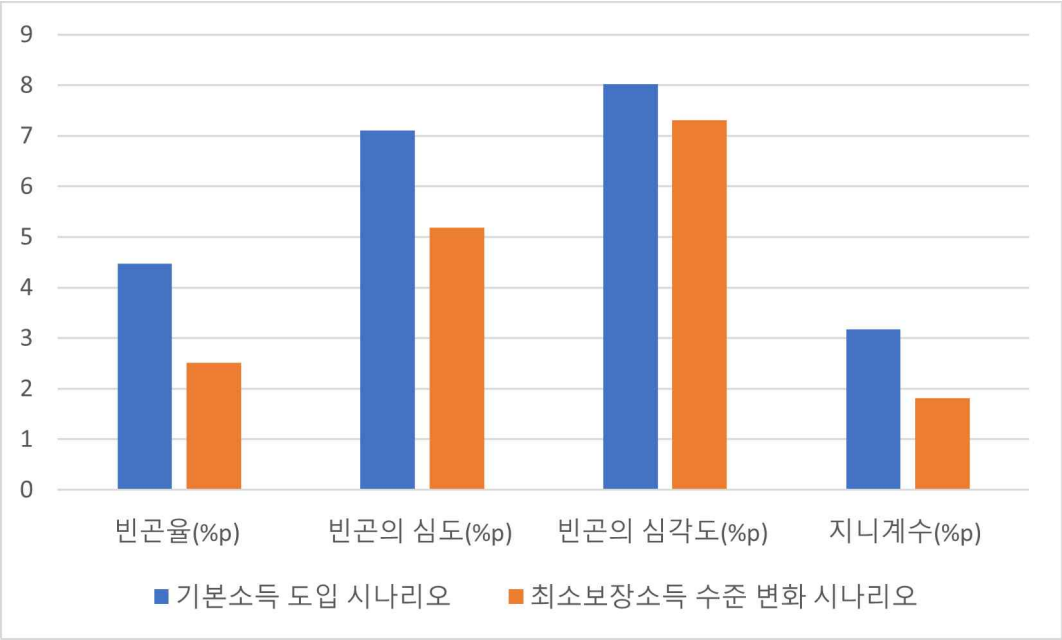
최소보장소득 수준 변화 시나리오 적용 시, 균등화 가구 처분가능소득의 지니계수는 약 0.25851이다. 따라서 이 시나리오 하에서, 지니계수의 개선율은 약 15.61%이다.



[그림 5-11] 행태반응모형의 효과성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 최소보장소득 수준 변화 시나리오

3) 정책의 효율성

최소보장소득 수준 변화 시나리오 하에서 순이전소득 10조당 빈곤율은 약 2.51%p, 빈곤의 심도는 약 5.18%p, 빈곤의 심각도는 약 7.31%p 감소하는 것으로 나타났다. 다음으로 순이전소득 10조당 지니계수는 약 1.82%p 감소하는 것으로 분석되었다.



[그림 5-12] 행태반응모형의 효율성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 최소보장소득 수준 변화 시나리오

4) 가설검정 결과 및 해석

직접효과모형에서와 마찬가지로, 최소보장소득 수준 변화 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선의 효과성이 더 낮을 것이라는 H.5가 실제로 성립함을 확인하였다. 하지만 직접효과모형에서와는 달리, 행태반응모형에서는 최소보장소득 수준 변화 시나리오의 빈곤 개선 효율성이 기본소득 도입 시나리오의 그것보다 더 높을 것이라는 H.6이 실제로 성립하지 않는 것으로 나타났다.

종합하자면, 최소보장소득 수준 변화 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤과 불평등 개선의 효과성과 효율성 모두 낮은 것으로 나타났다. 여기서 노동공급 반응이 빈곤과 불평등 개선의 효과성에 미친 영향은 직접효과모형에서 언급한 기제들의 영향에 비해서는 크지 않았던 것으로 판단된다.

다음으로 빈곤 개선의 효율성에 관한 분석 결과는 직접효과모형의 경우와 정반대로 나타났다. 이러한 결과가 나타난 것은 최소보장소득 수준

변화 시나리오를 적용할 경우 빈곤층 내에서 순수혜액의 미지급 혹은 더 적은 지급과 노동공급 반응과의 결합 작용으로 인해 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤율이나 빈곤갭, 빈곤층 내 불평등을 줄이는 힘이 크게 약해짐을 시사한다. 지니계수의 경우, 직접효과모형에서는 양 시나리오 간 효율성 차이가 미미했으나 행태반응모형에서는 그 차이가 상당히 벌어졌음을 확인할 수 있다.

3. 소결

<표 5-20> H.3-1과 H.3-2의 가설검정 결과

	직접효과모형	행태반응모형
H.3-1	성립	성립
H.3-2	성립	성립하지 않음

최소보장소득 수준 변화 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선의 효과성이 더 낮을 것이라는 H.3-1은 직접효과모형과 행태반응모형 모두에서 성립하였다. 반면 최소보장소득 수준 변화 시나리오의 빈곤 개선 효율성이 기본소득 도입 시나리오의 그것보다 더 높을 것이라는 H.3-2는 직접효과모형에서는 성립하였으나, 행태반응모형에서는 성립하지 않았다.

기본소득 도입 시나리오에 비한 최소보장소득 수준 변화 시나리오의 빈곤 개선 효율성이 직접효과모형과 행태반응모형에서 상반되게 평가된 것은 다음과 같이 해석할 수 있다. 직접효과모형의 측면에서 고찰하자면, 빈곤한 가구에 NIT 순수혜액을 더 적게 지급할 위험보다 빈곤하지 않은 가구에도 NIT 순수혜액을 지급할 위험이 더 크게 작용했음을 보여준다. 하지만 행태반응모형에서는 최소보장소득 수준 변화 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선 효율성이 더 낮다는 결과가 도출되었는데, 이러한 결과가 나온 것에는 노동공급 반응이 중요한 영향을 미쳤던 것으로 판단된다.

제 4 절 세율이 빈곤 개선에 미치는 영향

1. 직접효과모형

1) 모수적 차원에서의 변화 요약

세율 조정 시나리오의 모수적 차원에서의 변화를 간략하게 제시하면 다음과 같다. 해당 시나리오에서 손익분기점 소득은 평균소득인 1인당 월 149만 4,857원에서 평균소득의 80%인 월 119만 5,885원으로 바뀐다. 이에 따라 최소보장소득은 1인당 월 59만 7,943원에서 월 47만 8,354원으로 변화한다. NIT 세율은 40%에서 50%로 바뀐다. NIT 기여개인의 NIT 지급기준선 초과 소득액 총액을 계산하면 연간 약 2,463억 6,753만원이다. NIT 연간 지급액은 약 834억 9,236만원이므로, 양의 소득세 구간에서의 세율은 약 33.89%(=834.9236/2,463.6753*100%)이다.

2) 정책의 효과성

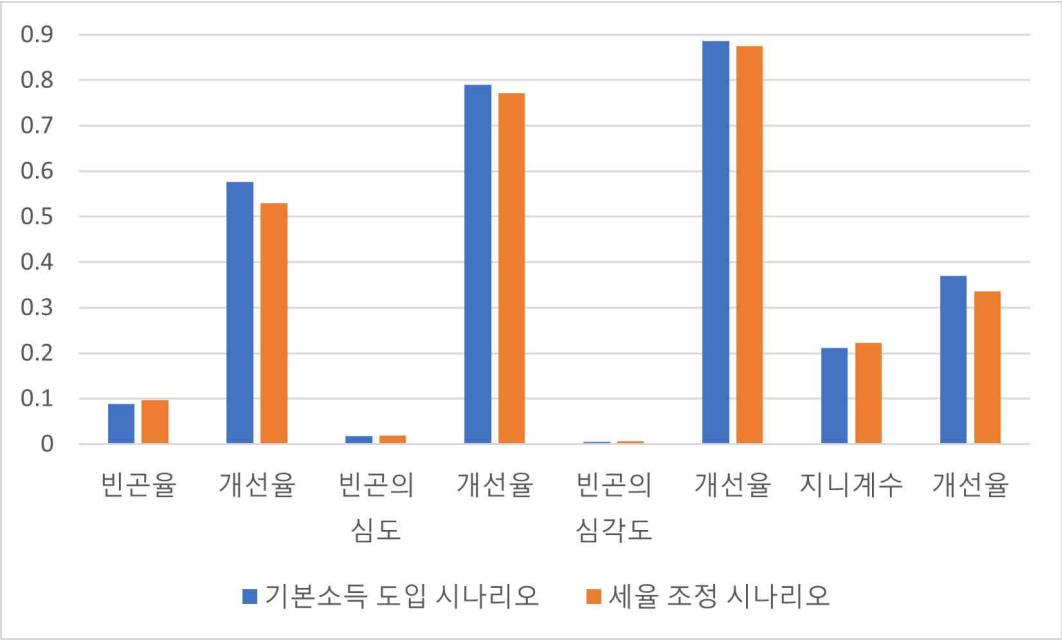
<표 5-21> 세율 조정 시나리오의 효과성 - 직접효과모형

	빈곤율		빈곤의 심도		빈곤의 심각도		지니계수	
	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율
세율 조정 시나리오	0.1096	53.02%	0.0616	77.10%	0.0401	87.55%	0.11304	33.65%

주: 개선율은 소수점 아래 셋째 자리에서, 빈곤지수의 개선분은 소수점 아래 다섯째 자리에서, 지니계수 개선분은 소수점 아래 여섯째 자리에서 반올림하였음.

세율 조정 시나리오 적용 후 균등화 가구 처분가능소득에서, 빈곤율은 약 9.71%, 빈곤의 심도는 약 0.0183, 빈곤의 심각도는 약 0.0057이다. 해당 시나리오 적용 시, 빈곤율의 개선율은 약 53.02%였다. 빈곤의 심도의 개선율은 약 77.10%였으며, 빈곤의 심각도의 개선율은 약 87.55%였다.

세율 조정 시나리오 적용 시, 균등화 가구 처분가능소득의 지니계수는 약 0.22293이다. 그러므로 이 시나리오 하에서, 지니계수의 개선율은 약 33.65%이다.

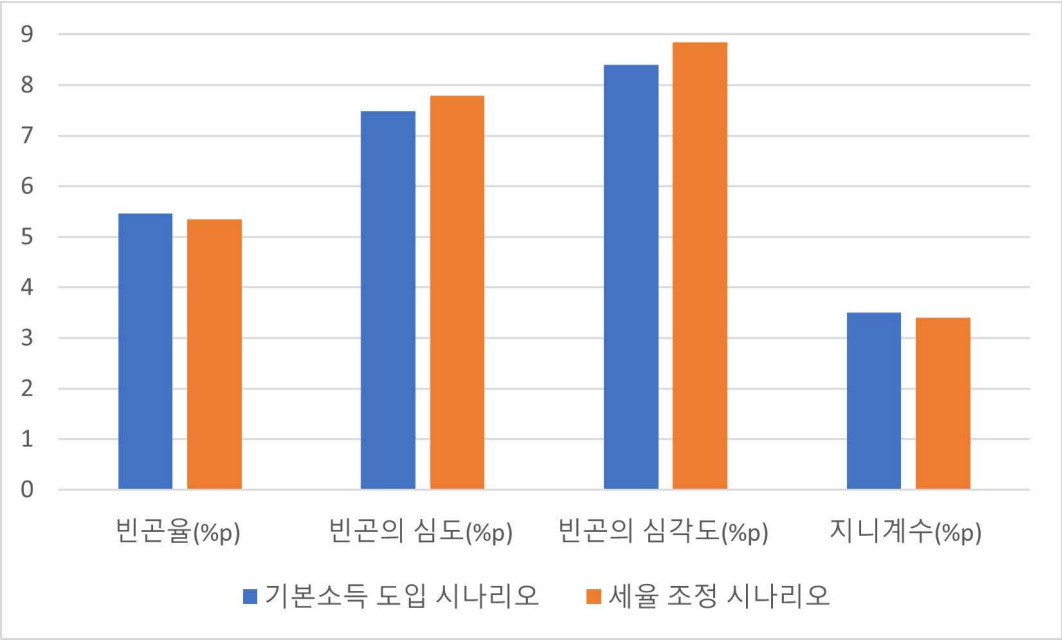


[그림 5-13] 직접효과모형의 효과성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 세율 조정 시나리오

3) 정책의 효율성

세율 조정 시나리오에서 가구별 순이전소득의 총합을 전국 규모로 추산한 값은 연간 약 99조 363억원이었다.[57] 세율 조정 시나리오 하에서는 순이전소득 10조당 빈곤율은 약 5.35%p, 빈곤의 심도는 약 7.79%p, 빈곤의 심각도는 약 8.84%p 감소하는 것으로 나타났다. 순이전소득 10조당 지니계수는 약 3.40%p 감소하는 것으로 분석되었다.

57) 분석 데이터에 포함된 8,459가구의 세율 조정 시나리오에서의 가구별 순이전소득은 연간 약 400억 3,248만원인 것으로 계산되었다. 통계청(2021)에 따르면, 2020년 11월 1일 기준 우리나라 전체 가구수는 2,092만 6,710가구이므로, 우리나라 전체로 보면 연간 약 99조 363억원으로 추산된다.



[그림 5-14] 직접효과모형의 효율성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 세율 조정 시나리오

4) 가설검정 결과 및 해석

세율 조정 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선의 효과성이 더 높을 것이라는 H.4-1이 실제로 성립하지 않음을 확인하였다. 다음으로 세율 조정 시나리오의 빈곤 개선 효율성이 기본소득 도입 시나리오의 그것보다 더 높을 것이라는 H.4-2가 부분적으로만 성립하였음을 확인하였다. 순이전소득 10조원 당 빈곤의 심도와 빈곤의 심각도 개선에서는 세율 조정 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 높은 것으로 나타났다. 하지만 순이전소득 10조원 당 빈곤율 개선에서는 기본소득 도입 시나리오가 세율 조정 시나리오보다 우위에 있는 것으로 분석되었다. 지니계수의 경우에도, 기본소득 도입 시나리오가 세율 조정 시나리오보다 순이전소득 10조원 당 개선 정도가 더 컸다.

종합하자면, 세율 조정 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤과 불평등 개선의 효과성은 더 낮았으나, 효율성은 빈곤지수에 따라 더 높기도 더 낮기도 하였으며 지니계수의 경우에는 더 낮은 것으로 나타났

다. 빈곤 개선의 효과성이 낮게 나온 것은 다음과 같이 해석 가능하다. NIT 세율만 놓고 보았을 때는, NIT 세율이 50%일 때가 40%일 때보다 손익분기점 소득과의 차액을 더 높은 비율로 보전해주는 것이 사실이다. 하지만 최소보장소득이 일정한 상태에서 NIT 세율의 증가는 손익분기점 소득 자체의 감소를 초래한다. 따라서 시장소득이 0인 개인의 경우 양 시나리오에서 받는 NIT 급여가 일치하지만, 0 초과 세율 조정 시나리오 하에서의 손익분기점 소득 미만 소득의 경우에는 기본소득 도입 시나리오에서 받는 NIT 급여가 세율 조정 시나리오에서 받는 그것보다 더 크다.[58] 이러한 이유로 세율 조정 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선의 효과성이 낮아진 것이다. 불평등 개선의 효과성이 낮게 나온 것은 NIT 세율의 40%에서 50%로의 증가가 NIT 순수혜가구 내에서의 불평등도를 감소시키는 영향보다는 양의 소득세 구간에 속하는 세율의 40%에서 약 33.89%로의 감소가 NIT 순기여가구 내에서의 불평등도를 증가시키는 영향과 NIT 순기여가구들과 NIT 순수혜가구들 간 불평등도를 증가시키는 영향이 더 크게 작용하기 때문이다.

다음으로 빈곤 개선의 효율성에 관한 분석 결과는 우리에게 최소보장소득의 수준이 일정한 상황에서 NIT 세율의 상향 조정이 빈곤율 감소에는 긍정적인 영향을 미치지 않을 수 있지만 빈곤갭 감소와 빈곤층 내 불평등도 감소에는 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 부연하자면, 이러한 변화가 빈곤한 가구에 NIT 순수혜액을 더 적게 지급함으로써 빈곤율을 줄이는 데에는 효율적이지 않을 수 있지만, 손익분기점 소득과의 격차를 더 높은 비율로 메움으로써 빈곤갭을 줄임과 동시에 빈곤층 내 불평등도를 더 많이 줄이는 데에는 효율적이라는 것을 의미한다. 아울러 빈곤하지 않은 가구에 NIT 순수혜액을 지급하게 되는 확률을 줄인다는

58) 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다. $0 \leq x < 1{,}434.7340$일 때, $(1{,}793.8280 - x) \times 0.4 \geq (1{,}434.7340 - x) \times 0.5$가 항상 성립한다(여기서 x는 개인의 연간 시장소득). 여기서 연간 약 1,793.8280만원의 40%와 연간 약 1,434.7340만원의 50%가 모두 최소보장소득의 크기인 연간 약 717만 5,312원과 일치한다는 사실을 상기해보라. 그러면 $-0.4x \geq -0.5x$만 남게 되고, x가 0 이상이라고 했으므로 수식이 성립함을 확인할 수 있다. 이는 세율이 40%, 50%일 때에만 국한되지 않으며, 다른 세율에도 일반화하여 적용될 수 있다.

점에서도 효율적이다.

반면 불평등 개선의 효율성 면에서는 세율 조정 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 열위에 있었다. 이러한 결과가 나온 것은 다음과 같이 해석할 수 있다. 평균소득의 80% 미만 구간에서 40%가 아닌 50%의 세율 적용으로 인하여 NIT 순수혜가구들 내 불평등도를 더 크게 줄이는 영향보다 평균소득의 80% 이상 구간에서 40%가 아닌 약 33.89%의 세율 적용으로 인하여 NIT 순기여가구들 내 불평등도를 더 작게 줄이는 영향과 NIT 순기여가구들과 NIT 순수혜가구들 간 불평등도를 더 작게 줄이는 영향이 더 크게 작용했기 때문이다.

2. 행태반응모형

1) 노동공급 변화 추정 결과

<표 5-22>는 세율 조정 시나리오 적용 후 싱글가구 여성의 노동공급 변화를 백분율로 나타낸 것이다. 대각선에 위치한 항들의 비율은 약 36.62%이다. 대각선 아래로 위치한 항들의 비율은 약 61.51%이며, 대각선 위로 위치한 항들의 비율은 약 1.87%이다. 전체적으로 보았을 때, 해당 시나리오를 적용한 후 노동공급의 분명한 감소가 관찰된다. intensive margin과 관련하여 주목할 점은, 최소보장소득 수준 변화 시나리오에서와 마찬가지로 주당 35시간 초과 노동에서 주당 0시간 초과 35시간 이하 노동으로의 이행이 두드러진다는 것이다. 주당 35시간 초과 45시간 이하 노동에서 주당 0시간 초과 35시간 이하 노동으로 이행한 확률이 약 41.09%, 주당 45시간 초과 51시간 이하 노동에서 주당 0시간 초과 35시간 이하 노동으로 이행한 확률이 약 7.95%, 주당 51시간 초과 노동에서 주당 0시간 초과 35시간 이하 노동으로 이행한 확률이 약 8.28%를 차지하였다. 이러한 결과는 이 시나리오의 적용이 intensive margin 면에서는 부정적인 영향을 미쳤음을 의미한다.

다음으로 extensive margin과 관련하여 주목할 점은, 관측된 노동공급

에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주가 아니었으나 이 시나리오 적용 후 해당 범주로 이행한 비율이 약 4.01%였던 반면, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주였으나 해당 시나리오 적용 후 타 범주로 이행한 비율은 약 1.66%였다는 것이다. 전자가 후자보다 약 2.35%p 높았다는 결과는, 이 시나리오의 적용이 extensive margin 면에서는 약간의 부정적인 영향을 미쳤음을 의미한다.

<표 5-22> 세율 조정 시나리오 적용 후 싱글가구 여성의 노동공급 변화

단위: %

		세율 조정 시나리오 적용 후 노동공급				
		주당 0시간 노동	주당 0시간 초과 35시간 이하 노동	주당 35시간 초과 45시간 이하 노동	주당 45시간 초과 51시간 이하 노동	주당 51시간 초과 노동
관측된 노동공급	주당 0시간 노동	27.65	1.60	0.04	0.01	0.01
	주당 0시간 초과 35시간 이하 노동	0.88	7.25	0.00	0.00	0.00
	주당 35시간 초과 45시간 이하 노동	1.63	41.09	0.08	0.19	0.02
	주당 45시간 초과 51시간 이하 노동	0.34	7.95	0.12	0.01	0.00
	주당 51시간 초과 노동	1.16	8.28	0.04	0.01	1.63

주: 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음.

<표 5-23>은 세율 조정 시나리오 적용 후 싱글가구 남성의 노동공급 변화를 백분율로 표현한 것이다. 대각선에 위치한 항들의 비율은 약 88.49%이다. 대각선 아래로 위치한 항들의 비율은 약 11.51%이며, 대각선 위로 위치한 항들의 비율은 약 0.00%이다. 전체적으로 보았을 때, 싱글가구 여성과는 달리 해당 시나리오를 적용한 후에도 이전의 노동공급을 그대로 유지하는 비율이 높았다. 그리고 이 비율은 싱글가구 여성의 경우에 비해서 51.87%p 높은 수치를 기록하였다. 하지만 전반적으로 보았을 때, 이 시나리오를 적용한 후 노동공급의 분명한 감소가 관찰된다. intensive margin과 관련하여 주목할 점은, 최소보장소득 수준 변화 시나리오에서

와 마찬가지로 주당 45시간 초과 노동에서 주당 0시간 초과 45시간 이하 노동으로의 이행이 두드러진다는 것이다. 주당 45시간 초과 51시간 이하 노동에서 주당 0시간 초과 45시간 이하 노동으로 이행한 확률이 약 2.81%, 주당 51시간 초과 노동에서 주당 0시간 초과 45시간 이하 노동으로 이행한 확률이 약 4.48%를 차지하였다. 이러한 결과는 해당 시나리오의 적용이 intensive margin 면에서는 약간의 부정적인 영향을 미쳤음과 동시에 장시간 노동의 정상화에는 긍정적인 영향을 미쳤음을 보여준다.

<표 5-23> 세율 조정 시나리오 적용 후 싱글가구 남성의 노동공급 변화

단위: %

		세율 조정 시나리오 적용 후 노동공급			
		주당 0시간 노동	주당 0시간 초과 45시간 이하 노동	주당 45시간 초과 51시간 이하 노동	주당 51시간 초과 노동
관측된 노동공급	주당 0시간 노동	37.73	0.00	0.00	0.00
	주당 0시간 초과 45시간 이하 노동	2.25	40.72	0.00	0.00
	주당 45시간 초과 51시간 이하 노동	0.50	2.81	5.83	0.00
	주당 51시간 초과 노동	0.58	4.48	0.89	4.20

주: 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음.

다음으로 extensive margin과 관련하여 주목할 점은, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주가 아니었으나 이 시나리오 적용 후 해당 범주로 이행한 비율이 약 3.34%였던 반면, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주였으나 해당 시나리오 적용 후 타 범주로 이행한 비율은 약 0.00%였다는 것이다. 전자가 후자보다 약 3.34%p 높았다는 것은, 이 시나리오의 적용이 extensive margin 면에서는 약간의 부정적인 영향을 미쳤음을 뜻한다.

<표 5-24>는 세율 조정 시나리오 적용 후 커플가구 노동공급 변화를 백분율로 나타낸 것이다.[59] 대각선에 위치한 항들의 비율은 약 48.68%이

다. 이것은 싱글가구 여성보다는 다소 높고 싱글가구 남성보다는 훨씬 낮은 수치이다. 해당 시나리오 적용 후 노동공급을 변화시킨 비율은 약 51.32%였다. extensive margin과 관련하여 주목할 점은, 관측된 노동공급에서는 '커플가구 여성 주당 노동시간 0시간, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간' 범주가 아니었으나 이 시나리오 적용 후 해당 범주로 이행한 비율이 약 34.91%였던 반면, 관측된 노동공급에서는 '커플가구 여성 주당 노동시간 0시간, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간' 범주였으나 해당 시나리오 적용 후 타 범주로 이행한 비율은 약 0.00%였다는 것이다. 전자가 후자보다 약 34.91%p나 높았다는 결과는, 이 시나리오의 적용이 extensive margin 면에서는 상당한 부정적인 영향을 미쳤음을 의미한다.

여성과 남성 각각으로 extensive margin을 볼 경우에도, extensive margin 면에서는 상당한 부정적인 영향을 미친 것으로 분석되었다. 여성의 경우, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주가 아니었으나 이 시나리오 적용 후 해당 범주로 이행한 비율이 약 43.21%였던 반면, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주였으나 해당 시나리오 적용 후 타 범주로 이행한 비율이 약 0.07%인 것으로 나타났다. 남성의 경우, 전자는 약 35.68%, 후자는 약 0.07%로 비록 정도의 차이가 있기는 했으나 여성의 경우와 비슷한 양상을 보였다.

59) 기본소득 도입 시나리오와 최소보장소득 수준 변화 시나리오에서와 마찬가지로 세율 조정 시나리오에서도, 커플가구 중 한 가구는 100개의 확률적 효용 값 조합 중 하나에서 '커플가구 여성 주당 노동시간 51시간 초과, 커플가구 남성 주당 노동시간 51시간 초과'와 '커플가구 여성 주당 노동시간 0시간, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간'의 효용 값이 정확하게 같게 나왔다. 이 경우에 시나리오 적용 후 선택된 노동시간 범주 변수에서 두 범주에 각각 0.5의 값을 부여하였다.

<표 5-24> 세율 조정 시나리오 적용 후 커플가구의 노동공급 변화

단위: %

		세율 조정 시나리오 적용 후 노동공급																							
		a	b	c	d	e	f	g	h	i	j	k	l	m	n	o	p	q	r	s	t	u	v	w	x
관측된 노동공급	a	8.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	b	2.18	5.47	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	c	0.50	0.05	0.71	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	d	0.55	0.12	0.05	0.97	0.02	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	e	0.12	0.00	0.00	0.00	0.63	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	f	1.27	0.29	0.09	0.00	0.10	0.88	0.00	0.00	0.04	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	g	0.19	0.06	0.03	0.00	0.02	0.00	0.09	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	h	0.22	0.11	0.04	0.01	0.04	0.00	0.00	0.10	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	i	0.14	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.46	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	j	1.00	0.25	0.08	0.00	0.08	0.00	0.00	0.00	0.04	0.20	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	k	0.15	0.07	0.03	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	l	0.30	0.11	0.05	0.01	0.02	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.06	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	m	2.06	0.04	0.00	0.00	0.20	0.00	0.00	0.00	0.08	0.00	0.00	0.00	2.83	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	n	11.69	4.21	1.88	0.18	1.17	0.18	0.04	0.00	0.61	0.06	0.01	0.00	0.11	1.29	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	o	1.27	0.53	0.24	0.03	0.15	0.02	0.01	0.00	0.09	0.01	0.00	0.00	0.02	0.00	0.07	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	p	1.07	0.17	0.09	0.01	0.12	0.01	0.00	0.00	0.06	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.37	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	q	0.21	0.01	0.00	0.00	0.05	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.30	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	r	0.79	0.41	0.20	0.02	0.08	0.02	0.01	0.00	0.04	0.01	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	s	0.33	0.24	0.12	0.01	0.07	0.01	0.00	0.00	0.05	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	t	0.26	0.11	0.05	0.01	0.04	0.01	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00
	u	0.31	0.01	0.00	0.00	0.10	0.00	0.00	0.00	0.07	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	7.65	0.00	0.00	0.00
	v	7.33	0.51	0.11	0.01	0.13	0.01	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	15.10	0.00	0.00
	w	1.52	0.26	0.05	0.00	0.05	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.84	0.00
	x	1.44	0.57	0.21	0.01	0.11	0.01	0.00	0.00	0.08	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.24

주: 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음. a부터 x까지의 노동시간 범주의 정의는 <표 5-6>과 동일함.

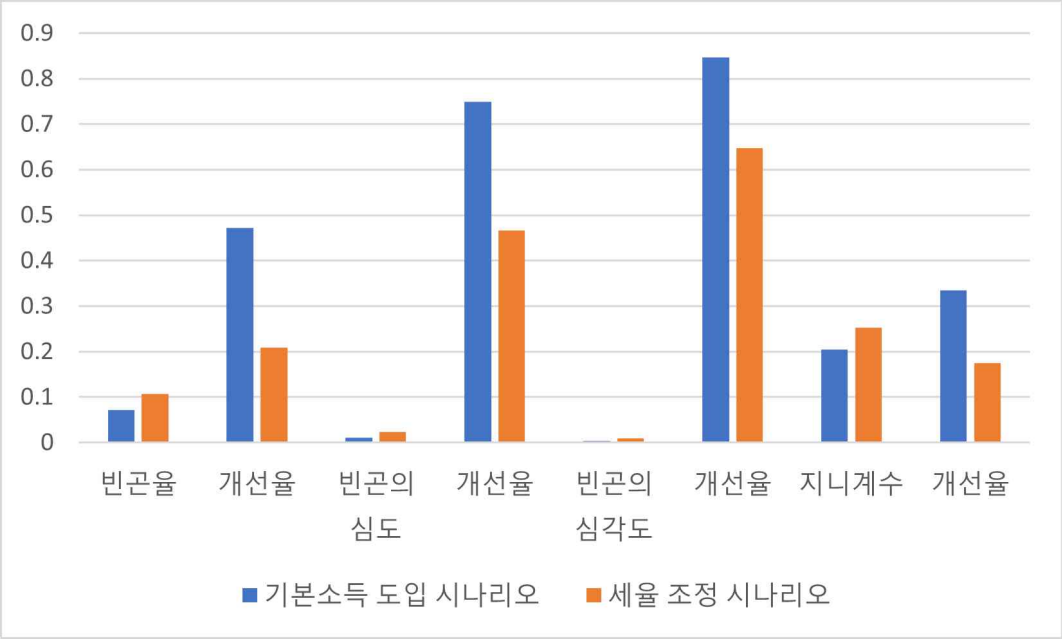
2) 정책의 효과성

<표 5-25> 세율 조정 시나리오의 효과성 - 행태반응모형

	빈곤율		빈곤의 심도		빈곤의 심각도		지니계수	
	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율
세율 조정 시나리오	0.0280	20.82%	0.0204	46.58%	0.0160	64.78%	0.05339	17.43%

주: 개선율은 소수점 아래 셋째 자리에서, 빈곤지수의 개선분은 소수점 아래 다섯째 자리에서, 지니계수 개선분은 소수점 아래 여섯째 자리에서 반올림하였음.

세율 조정 시나리오 적용 후 균등화 가구 처분가능소득에서, 빈곤율은 약 10.65%, 빈곤의 심도는 약 0.0234, 빈곤의 심각도는 약 0.0087이다. 해당 시나리오 적용 시, 빈곤율의 개선율은 약 20.82%였다. 빈곤의 심도의 개선율은 약 46.58%였으며, 빈곤의 심각도의 개선율은 약 64.78%였다.



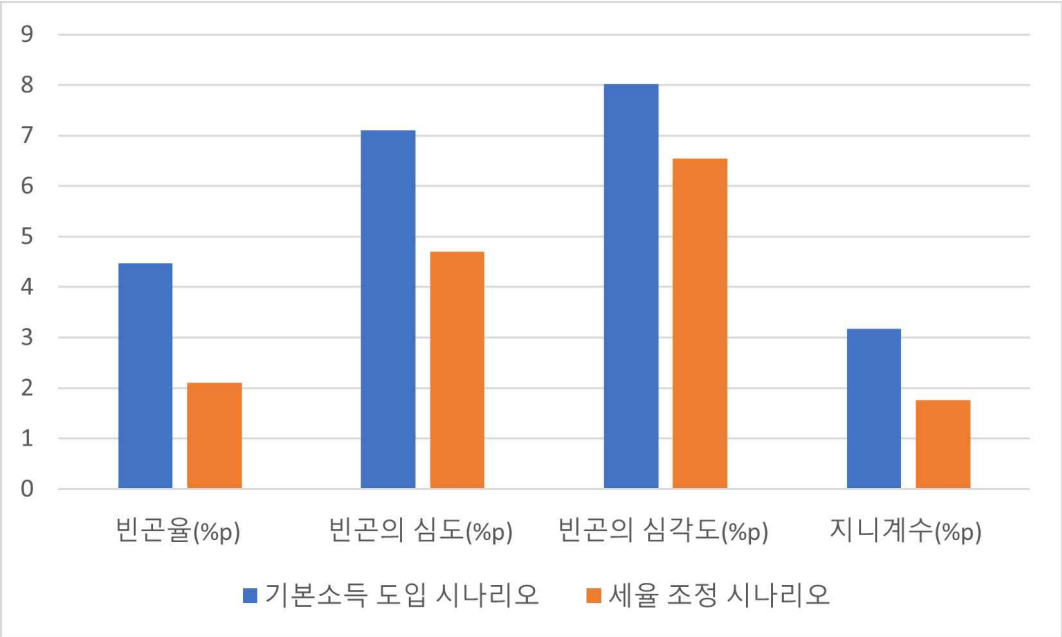
[그림 5-15] 행태반응모형의 효과성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 세율 조정 시나리오

세율 조정 시나리오 적용 시, 균등화 가구 처분가능소득의 지니계수는

약 0.25294이다. 그러므로 이 시나리오 하에서, 지니계수의 개선율은 약 17.43%이다.

3) 정책의 효율성

세율 조정 시나리오 하에서는 순이전소득 10조당 빈곤율은 약 2.10%p, 빈곤의 심도는 약 4.70%p, 빈곤의 심각도는 약 6.54%p 감소하는 것으로 나타났다. 순이전소득 10조당 지니계수는 약 1.76%p 감소하는 것으로 분석되었다.



[그림 5-16] 행태반응모형의 효율성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 세율 조정 시나리오

4) 가설검정 결과 및 해석

직접효과모형에서와 마찬가지로, 세율 조정 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선의 효과성이 더 높을 것이라는 H.7이 실제로 성립하지 않음을 확인하였다. 또한 세율 조정 시나리오의 빈곤 개선 효율성이 기본소득 도입 시나리오의 그것보다 더 높을 것이라는 H.8이 성립

하지 않음을 확인하였다.

종합하자면, 세율 조정 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 및 불평등 개선의 효과성과 효율성 모두 더 낮은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 우리에게 노동공급효과까지 고려할 경우 최소보장소득의 수준이 일정한 상황에서 NIT 세율의 상향 조정이 빈곤율과 빈곤갭, 빈곤층 내 불평등도 감소에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 직접효과모형 분석에서도 언급했듯이, NIT 세율을 상향 조정하는 중요한 이유 중 하나는 손익분기점 소득과의 격차를 더 높은 비율로 메움으로써 빈곤갭을 줄임과 동시에 빈곤층 내 불평등도를 더 많이 줄이는 데에는 효율적일 것이라는 기대 때문이었다. 아울러 빈곤하지 않은 가구에도 NIT 순수혜액을 지급하게 되는 확률을 줄인다는 면에서도 효율적이라는 기대가 있었다. 하지만 NIT 급여를 받는 개인에게 적용되는 (한계암묵)세율의 40%에서 50%로 증가가 가구의 노동공급에 미치는 부정적인 영향의 크기가 상당함으로써, 이로 인해 해당 가구의 노동소득과 처분가능소득을 많이 감소시킨 것으로 보인다. 그리하여 지니계수뿐만 아니라 빈곤율, 빈곤갭, 빈곤층 내 불평등도 등을 줄이는 데에도 결코 효과적이지도 효율적이지도 못했던 것으로 나타났다.

3. 소결

<표 5-26> H.4-1과 H.4-2의 가설검정 결과

	직접효과모형	행태반응모형
H.4-1	성립하지 않음	성립하지 않음
H.4-2	부분적으로만 성립함	성립하지 않음

세율 조정 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선의 효과성이 더 높을 것이라는 H.4-1은 직접효과모형과 행태반응모형 모두에서 성립하지 않았다. 반면 세율 조정 시나리오의 빈곤 개선 효율성이 기본소득 도입 시나리오의 그것보다 더 높을 것이라는 H.4-2는 직접효과모형에서는 부분적으로만 성립하였다. 직접효과모형 분석 결과를 보면, 빈

곤의 심도와 빈곤의 심각도 개선의 효율성에서는 세율 조정 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 높았지만, 빈곤율 개선의 효율성에서는 기본소득 도입 시나리오가 세율 조정 시나리오보다 우위에 있는 것으로 나타났다. 행태반응모형에서는 H.4-2가 성립하지 않았다.

기본소득 도입 시나리오에 비한 세율 조정 시나리오의 빈곤 개선 효율성이 직접효과모형과 행태반응모형에서 다르게 평가된 것은 다음과 같이 해석할 수 있다. 직접효과모형의 측면에서 검토하자면, 최소보장소득의 수준이 일정한 상황에서 NIT 세율의 상향 조정이 빈곤율 감소에는 긍정적인 영향을 미치지 않을 수 있지만 빈곤갭 감소와 빈곤층 내 불평등도 감소에는 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 아울러 빈곤하지 않은 가구에도 NIT 순수혜액을 지급하게 되는 확률을 줄인다는 면에서도 효율적이다. 하지만 행태반응모형에서는 세율 조정 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선 효율성이 더 낮게 나왔는데, 이러한 결과가 나온 데에는 노동공급 반응이 중요한 영향을 미친 것으로 판단된다. 이와 관련하여 적어도 NIT 수급층 내에서는 소득효과보다 대체효과가 압도한 것으로 보인다.

제 5 절 수급 단위가 빈곤 개선에 미치는 영향

1. 직접효과모형

1) 모수적/비모수적 차원에서의 변화 요약

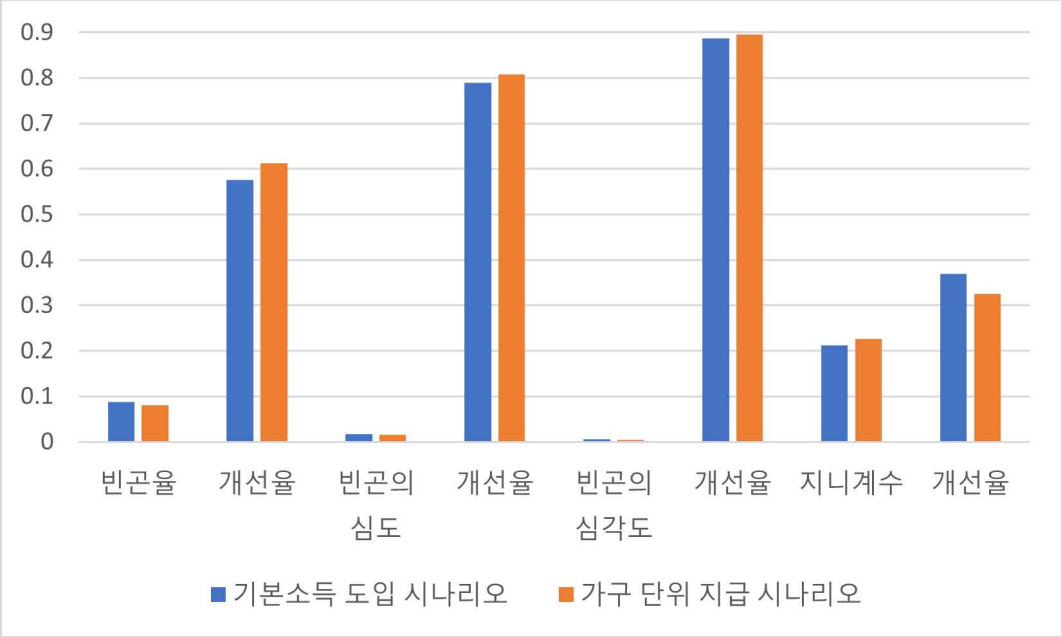
가구 단위 지급 시나리오에서는 NIT 지급 여부 및 액수 판정의 단위가 개인에서 가구로 변화한다. 가구별 월 NIT 지급기준선을 계산할 때, 성인 1명당 약 149만 4,514원씩, 아동 1명당 약 89만 6,709원씩(성인의 60%) 증가하도록 설계된다. NIT 기여가구의 NIT 지급기준선 초과 소득액 총액은 연간 약 1,165억 3,571만원이다. NIT 연간 지급액은 연간 약 367억 4,995만원이므로, 양의 소득세 구간에서의 세율은 약 31.54%(=367.4995/1,165.3571*100%)이다.

2) 정책의 효과성

<표 5-27> 가구 단위 지급 시나리오의 효과성 - 직접효과모형

	빈곤율		빈곤의 심도		빈곤의 심각도		지니계수	
	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율
가구 단위 지급 시나리오	0.1191	57.62%	0.0631	78.97%	0.0406	88.65%	0.10933	32.54%

주: 개선율은 소수점 아래 셋째 자리에서, 빈곤지수의 개선분은 소수점 아래 다섯째 자리에서, 지니계수 개선분은 소수점 아래 여섯째 자리에서 반올림하였음.



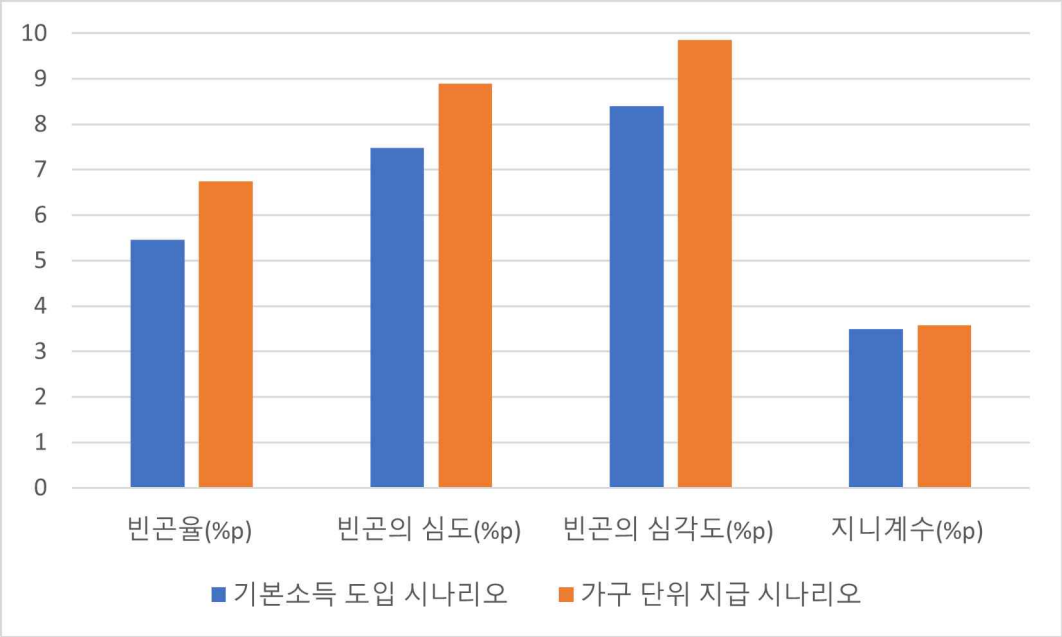
[그림 5-17] 직접효과모형의 효과성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 가구 단위 지급 시나리오

가구 단위 지급 시나리오 적용 후 균등화 가구 처분가능소득에서, 빈곤율은 약 8.76%, 빈곤의 심도는 약 0.0168, 빈곤의 심각도는 약 0.0052다. 이 시나리오 적용 시, 빈곤율의 개선율은 약 57.62%였다. 빈곤의 심도의 개선율은 약 78.97%였으며, 빈곤의 심각도의 개선율은 약 88.65%였다.

가구 단위 지급 시나리오 적용 시, 균등화 가구 처분가능소득의 지니계수는 약 0.22664이다. 그러므로 이 시나리오 하에서, 지니계수의 개선율은 약 32.54%이다.

3) 정책의 효율성

가구 단위 지급 시나리오에서 가구별 순이전소득의 총합을 전국 규모로 추산한 값은 연간 약 90조 9,157억원이었다.[60] 해당 시나리오 하에서는 순이전소득 10조당 빈곤율은 약 6.74%p, 빈곤의 심도는 약 8.89%p, 빈곤의 심각도는 약 9.85%p 감소하는 것으로 나타났다. 순이전소득 10조당 지니계수는 약 3.58%p 감소하는 것으로 분석되었다.



[그림 5-18] 직접효과모형의 효율성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 가구 단위 지급 시나리오

4) 가설검정 결과 및 해석

가구 단위 지급 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선의

60) 분석 데이터에 포함된 8,459가구의 가구 단위 지급 시나리오에서의 가구별 순이전소득은 연간 약 367억 4,995만원인 것으로 계산되었다. 통계청(2021)에 따르면, 2020년 11월 1일 기준 우리나라 전체 가구수는 2,092만 6,710가구이므로, 우리나라 전체로 보면 연간 약 90조 9,157억원으로 추산된다.

효과성이 더 낮을 것이라는 H.5-1이 실제로 성립하지 않음을 확인하였다. 반면 가구 단위 지급 시나리오의 빈곤 개선 효율성이 기본소득 도입 시나리오의 그것보다 더 높을 것이라는 H.5-2는 실제로 성립함을 확인하였다.

종합하자면, 가구 단위 지급 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선의 효과성은 더 높으나 불평등 개선의 효과성은 더 낮았으며, 빈곤 및 불평등 개선의 효율성은 더 높은 것으로 나타났다. 빈곤 개선의 효과성이 높게 나온 것은 빈곤지수의 측정 단위와 NIT 급여의 지급 단위를 가구로 일치시켰기 때문으로 풀이된다. 가구 단위 지급으로 인하여 빈곤하지 않은 가구에 속한 저소득 혹은 무소득 개인에게 NIT 급여가 직접 지급되는 일이 발생하지 않도록 하였으며, 그리하여 빈곤하지 않은 가구에 NIT 급여가 지급되는 상황이 발생할 확률을 크게 줄였다. 이는 중위소득 및 빈곤선 자체를 끌어올리는 힘을 약화하였고, 이로 인해 빈곤지수를 더 많이 감소시키게 되었다. 이는 균등화 가구 처분가능소득의 빈곤선 변화에서 확인할 수 있다. 균등화 가구 처분가능소득의 빈곤선이 현행 제도만을 반영했을 때 연간 약 1,621.30만원이었다. 그런데 기본소득 도입 시나리오를 적용했을 때에는 연간 약 1,714.28만원으로 약 92.98만원 증가한 데 비해, 가구 단위 지급 시나리오를 적용했을 때에는 연간 약 1,655.82만원으로 약 34.52만원 증가에 그친 것이다.

가구의 경제력이 높을수록 아동의 수가 많아지는 경향으로 인하여, 아동에게 적용되는 손익분기점 소득 및 NIT 급여액의 하향 조정이 빈곤 개선의 효과성에 미치는 부정적인 영향은 상대적으로 미미하게 작용했던 것으로 보인다. 불평등 개선의 효과성이 낮게 나온 것은 양의 소득세 구간에 속하는 세율이 40%에서 약 31.54%로 줄어듦으로써, NIT 순기여가구 내에서의 불평등도를 감소시키는 힘과 NIT 순기여가구들과 NIT 순수혜가구들 간 불평등도를 감소시키는 힘이 약해졌기 때문이다.

다음으로 빈곤 개선의 효율성에 관한 분석 결과는 빈곤지수의 측정 단위와 NIT 급여의 지급 단위를 가구로 일치시키는 것이 빈곤 개선의 효율성을 제고하는 데 도움이 된다는 것을 보여준다. 이러한 기제는 불평등 개선의 효율성에 관한 분석 결과에서도 동일하게 작용하였다.

게다가 가구의 경제력이 높을수록 아동의 수가 많아지는 경향이 존재하는 상황에서 아동에게 적용되는 손익분기점 소득 및 NIT 급여액의 하향 조정은 불평등 개선의 효율성을 제고하는 기제를 작동시켰다. 반면 양의 소득세 구간에 속하는 세율이 40%에서 약 31.54%로 줄어듦으로써 NIT 순기여가구 내에서의 불평등도를 감소시키는 힘과 NIT 순기여가구들과 NIT 순수혜가구들 간 불평등도를 감소시키는 힘이 약해졌고, 이는 불평등 개선의 효율성을 저해하는 요인으로 작용하였다. 불평등 개선의 효율성을 저해하는 기제들보다 불평등 개선의 효율성을 제고하는 기제들의 힘이 조금 더 강하게 작용한 것으로 보인다.

2. 행태반응모형

1) 노동공급 변화 추정 결과

<표 5-28>은 가구 단위 지급 시나리오 적용 후 싱글가구 여성의 노동공급 변화를 백분율로 나타낸 것이다. 대각선에 위치한 항들의 비율은 약 36.51%이다. 대각선 아래로 위치한 항들의 비율은 약 61.57%이며, 대각선 위로 위치한 항들의 비율은 약 1.92%이다. 전체적으로 보았을 때, 가구 단위 지급 시나리오를 적용한 후 노동공급의 분명한 감소가 관찰된다. intensive margin과 관련하여 주목할 점은, 최소보장소득 수준 변화 시나리오나 세율 조정 시나리오에서와 마찬가지로 주당 35시간 초과 노동에서 주당 0시간 초과 35시간 이하 노동으로의 이행이 두드러진다는 것이다. 주당 35시간 초과 45시간 이하 노동에서 주당 0시간 초과 35시간 이하 노동으로 이행한 확률이 약 41.04%, 주당 45시간 초과 51시간 이하 노동에서 주당 0시간 초과 35시간 이하 노동으로 이행한 확률이 약 7.95%, 주당 51시간 초과 노동에서 주당 0시간 초과 35시간 이하 노동으로 이행한 확률이 약 8.30%를 차지하였다. 이러한 결과는 가구 단위 지급 시나리오의 적용이 intensive margin 면에서는 부정적인 영향을 미쳤음을 의미한다.

<표 5-28> 가구 단위 지급 시나리오 적용 후 싱글가구 여성의 노동공급 변화

단위: %

		가구 단위 지급 시나리오 적용 후 노동공급				
		주당 0시간 노동	주당 0시간 초과 35시간 이하 노동	주당 35시간 초과 45시간 이하 노동	주당 45시간 초과 51시간 이하 노동	주당 51시간 초과 노동
관측된 노동공급	주당 0시간 노동	27.62	1.62	0.04	0.01	0.01
	주당 0시간 초과 35시간 이하 노동	0.94	7.20	0.00	0.00	0.00
	주당 35시간 초과 45시간 이하 노동	1.69	41.04	0.06	0.18	0.04
	주당 45시간 초과 51시간 이하 노동	0.34	7.95	0.12	0.00	0.00
	주당 51시간 초과 노동	1.17	8.30	0.02	0.01	1.63

주: 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음.

다음으로 extensive margin과 관련하여 주목할 점은, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주가 아니었으나 가구 단위 지급 시나리오 적용 후 해당 범주로 이행한 비율이 약 4.14%였던 반면, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주였으나 가구 단위 지급 시나리오 적용 후 타 범주로 이행한 비율은 약 1.69%였다는 것이다. 전자가 후자보다 약 2.45%p 높았다는 것은, 가구 단위 지급 시나리오의 적용이 extensive margin 면에서는 약간의 부정적인 영향을 미쳤음을 뜻한다.

<표 5-29>는 가구 단위 지급 시나리오 적용 후 싱글가구 남성의 노동공급 변화를 백분율로 표현한 것이다. 대각선에 위치한 항들의 비율은 약 88.18%이다. 대각선 아래로 위치한 항들의 비율은 약 11.82%이며, 대각선 위로 위치한 항들의 비율은 약 0.00%이다. 전체적으로 보았을 때, 싱글가구 여성과는 달리 가구 단위 지급 시나리오를 적용한 후에도 이전의 노동공급을 그대로 유지하는 비율이 높았다. 그리고 이 비율은 싱글가구 여성의 경우에 비해서 51.67%p 높은 수치를 기록하였다. 하지만 전반적으로 보았을 때, 가구 단위 지급 시나리오를 적용한 후 노동공급의 분명한 감소가 관찰된다. intensive margin과 관련하여 주목할 점은, 최

소보장소득 수준 변화 시나리오나 세율 조정 시나리오에서와 마찬가지로 주당 45시간 초과 노동에서 주당 0시간 초과 45시간 이하 노동으로의 이행이 두드러진다는 것이다. 주당 45시간 초과 51시간 이하 노동에서 주당 0시간 초과 45시간 이하 노동으로 이행한 확률이 약 3.02%, 주당 51시간 초과 노동에서 주당 0시간 초과 45시간 이하 노동으로 이행한 확률이 약 4.59%를 차지하였다. 이러한 결과는 가구 단위 지급 시나리오의 적용이 intensive margin 면에서는 약간의 부정적인 영향을 미쳤음과 동시에 장시간 노동의 정상화에는 긍정적인 영향을 미쳤음을 보여준다.

<표 5-29> 가구 단위 지급 시나리오 적용 후 싱글가구 남성의 노동공급 변화

단위: %

		가구 단위 지급 시나리오 적용 후 노동공급			
		주당 0시간 노동	주당 0시간 초과 45시간 이하 노동	주당 45시간 초과 51시간 이하 노동	주당 51시간 초과 노동
관측된 노동공급	주당 0시간 노동	37.73	0.00	0.00	0.00
	주당 0시간 초과 45시간 이하 노동	2.22	40.76	0.00	0.00
	주당 45시간 초과 51시간 이하 노동	0.51	3.02	5.60	0.00
	주당 51시간 초과 노동	0.70	4.59	0.78	4.09

주: 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음.

다음으로 extensive margin과 관련하여 주목할 점은, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주가 아니었으나 가구 단위 지급 시나리오 적용 후 해당 범주로 이행한 비율이 약 3.43%였던 반면, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주였으나 가구 단위 지급 시나리오 적용 후 타 범주로 이행한 비율은 약 0.00%였다는 것이다. 전자가 후자보다 약 3.43%p 높았다는 것은, 가구 단위 지급 시나리오의 적용이 extensive margin 면에서는 약간의 부정적인 영향을 미쳤음을 뜻한다.

<표 5-30>은 가구 단위 지급 시나리오 적용 후 커플가구 노동공급

변화를 백분율로 나타낸 것이다.[61] 대각선에 위치한 항들의 비율은 약 48.96%이다. 이것은 싱글가구 여성에 비해서는 다소 높고 싱글가구 남성에 비해서는 훨씬 낮은 수치이다. 해당 시나리오 적용 후 노동공급을 변화시킨 비율은 약 51.04%였다. extensive margin과 관련하여 주목할 점은, 관측된 노동공급에서는 '커플가구 여성 주당 노동시간 0시간, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간' 범주가 아니었으나 이 시나리오 적용 후 해당 범주로 이행한 비율이 약 34.10%였던 반면, 관측된 노동공급에서는 '커플가구 여성 주당 노동시간 0시간, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간' 범주였으나 해당 시나리오 적용 후 타 범주로 이행한 비율은 약 0.00%였다는 것이다. 전자가 후자보다 약 34.10%p나 높았다는 결과는, 가구 단위 지급 시나리오의 적용이 extensive margin 면에서는 상당한 부정적인 영향을 미쳤음을 의미한다.

여성과 남성 각각으로 extensive margin을 볼 경우에도, extensive margin 면에서는 상당한 부정적인 영향을 미친 것으로 분석되었다. 여성의 경우, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주가 아니었으나 가구 단위 지급 시나리오 적용 후 해당 범주로 이행한 비율이 약 42.87%였던 반면, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주였으나 해당 시나리오 적용 후 타 범주로 이행한 비율이 약 0.07%인 것으로 나타났다. 남성의 경우, 전자는 약 35.02%, 후자는 약 0.07%로 비록 정도의 차이가 있기는 했으나 여성의 경우와 비슷한 양상을 보였다.

---

61) 기본소득 도입 시나리오, 최소보장소득 수준 변화 시나리오, 세율 조정 시나리오에서와 마찬가지로 가구 단위 지급 시나리오에서도, 커플가구 중 한 가구는 100개의 확률적 효용 값 조합 중 하나에서 '커플가구 여성 주당 노동시간 51시간 초과, 커플가구 남성 주당 노동시간 51시간 초과'와 '커플가구 여성 주당 노동시간 0시간, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간'의 효용 값이 정확하게 같게 나왔다. 이 경우에 시나리오 적용 후 선택된 노동시간 범주 변수에서 두 범주에 각각 0.5의 값을 부여하였다.

<표 5-30> 가구 단위 지급 시나리오 적용 후 커플가구의 노동공급 변화

단위: %

		가구 단위 지급 시나리오 적용 후 노동공급																							
		a	b	c	d	e	f	g	h	i	j	k	l	m	n	o	p	q	r	s	t	u	v	w	x
관측된 노동공급	a	8.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	b	2.11	5.54	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	c	0.48	0.05	0.73	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	d	0.53	0.13	0.05	0.99	0.01	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	e	0.12	0.00	0.00	0.00	0.63	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	f	1.27	0.30	0.09	0.00	0.10	0.87	0.00	0.00	0.04	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	g	0.17	0.07	0.03	0.00	0.02	0.00	0.10	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	h	0.19	0.13	0.05	0.00	0.04	0.00	0.00	0.10	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	i	0.13	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.46	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	j	0.99	0.26	0.09	0.00	0.08	0.00	0.00	0.00	0.03	0.20	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	k	0.14	0.07	0.03	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	l	0.30	0.12	0.06	0.01	0.02	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.06	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	m	2.03	0.04	0.00	0.00	0.21	0.00	0.00	0.00	0.08	0.00	0.00	0.00	2.86	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	n	11.53	4.37	1.88	0.17	1.24	0.16	0.04	0.00	0.65	0.05	0.01	0.00	0.11	1.22	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	o	1.26	0.54	0.23	0.03	0.17	0.02	0.01	0.00	0.10	0.01	0.00	0.00	0.02	0.00	0.07	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	p	1.06	0.18	0.08	0.01	0.12	0.01	0.00	0.00	0.07	0.01	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.36	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	q	0.25	0.01	0.00	0.00	0.06	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.25	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	r	0.77	0.42	0.20	0.02	0.08	0.02	0.01	0.00	0.04	0.01	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	s	0.31	0.25	0.12	0.01	0.07	0.01	0.00	0.00	0.05	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	t	0.26	0.11	0.05	0.01	0.04	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00
	u	0.32	0.01	0.00	0.00	0.12	0.00	0.00	0.00	0.07	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	7.62	0.00	0.00	0.00
	v	7.11	0.54	0.11	0.01	0.13	0.01	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	15.30	0.00	0.00
	w	1.46	0.27	0.05	0.00	0.05	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.88	0.00
	x	1.30	0.61	0.23	0.01	0.10	0.01	0.00	0.00	0.09	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.31

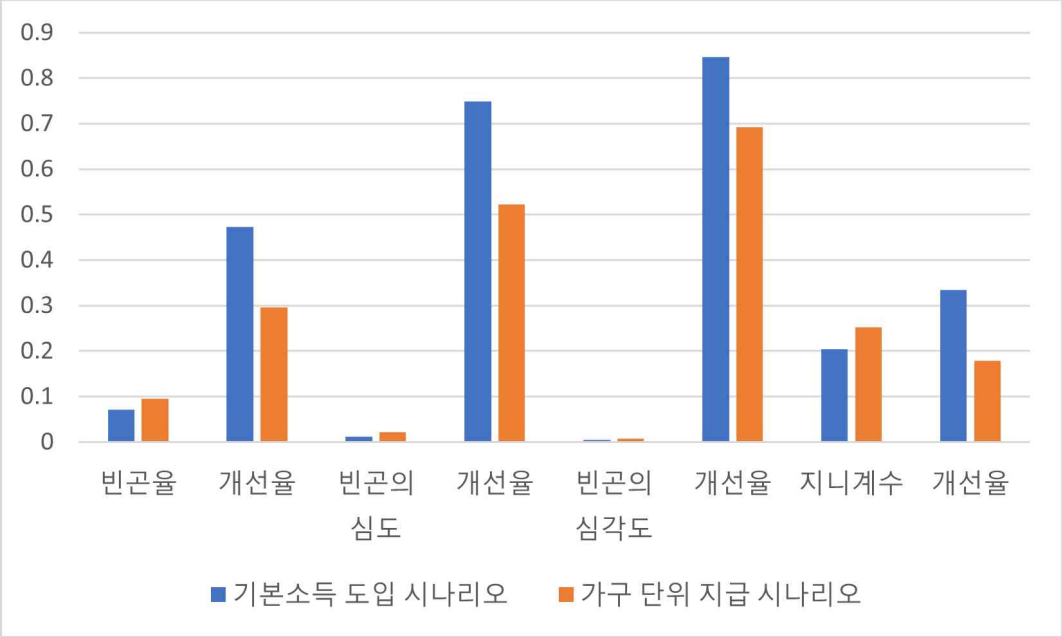
주: 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음. a부터 x까지의 노동시간 범주의 정의는 <표 5-6>과 동일함.

2) 정책의 효과성

<표 5-31> 가구 단위 지급 시나리오의 효과성 - 행태반응모형

	빈곤율		빈곤의 심도		빈곤의 심각도		지니계수	
	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율
가구 단위 지급 시나리오	0.0397	29.52%	0.0229	52.28%	0.0171	69.23%	0.05483	17.90%

주: 개선율은 소수점 아래 셋째 자리에서, 빈곤지수의 개선분은 소수점 아래 다섯째 자리에서, 지니계수 개선분은 소수점 아래 여섯째 자리에서 반올림하였음.



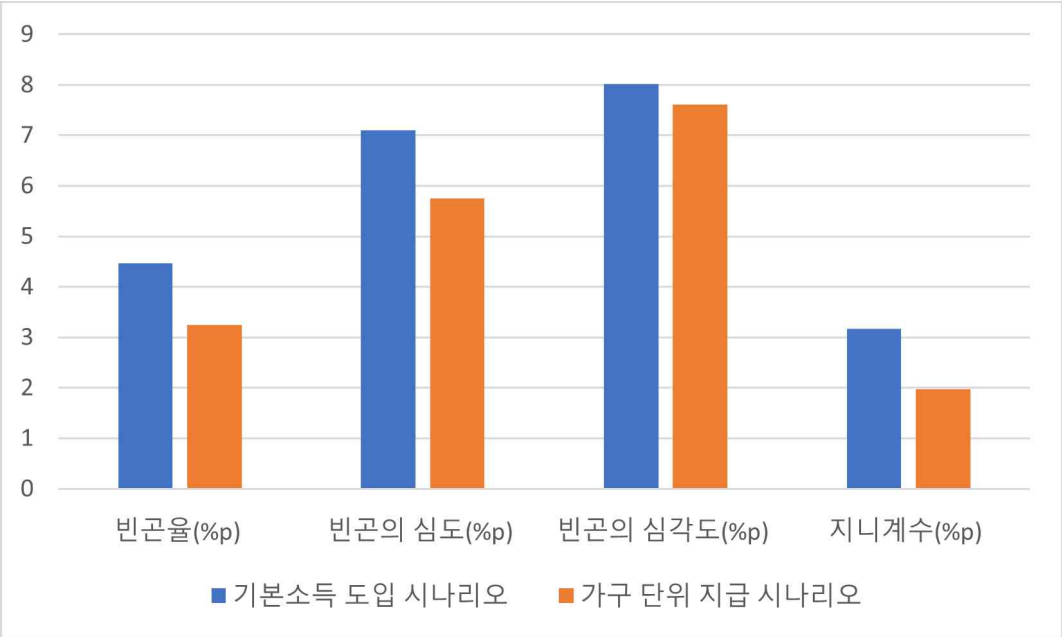
[그림 5-19] 행태반응모형의 효과성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 가구 단위 지급 시나리오

가구 단위 지급 시나리오 적용 후 균등화 가구 처분가능소득에서, 빈곤율은 약 9.48%, 빈곤의 심도는 약 0.0209, 빈곤의 심각도는 약 0.0076이다. 이 시나리오 적용 시, 빈곤율의 개선율은 약 29.52%였다. 빈곤의 심도의 개선율은 약 52.28%였으며, 빈곤의 심각도의 개선율은 약 69.23%였다.

가구 단위 지급 시나리오 적용 시, 균등화 가구 처분가능소득의 지니계수는 약 0.25150이다. 그러므로 이 시나리오 하에서, 지니계수의 개선율은 약 17.90%이다.

3) 정책의 효율성

가구 단위 지급 시나리오 하에서는 순이전소득 10조당 빈곤율은 약 3.25%p, 빈곤의 심도는 약 5.75%p, 빈곤의 심각도는 약 7.61%p 감소하는 것으로 나타났다. 순이전소득 10조당 지니계수는 약 1.97%p 감소하는 것으로 분석되었다.



[그림 5-20] 행태반응모형의 효율성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 가구 단위 지급 시나리오

4) 가설검정 결과 및 해석

직접효과모형에서와는 달리, 가구 단위 지급 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선의 효과성이 더 낮을 것이라는 H.5-1이 실제로 성립함을 확인하였다. 반면 직접효과모형에서와는 달리, 가구 단위 지급 시나리오의 빈곤 개선 효율성이 기본소득 도입 시나리오의 그것보다 더 높을 것이라는 H.5-2는 실제로 성립하지 않음을 확인하였다.

종합하자면, 가구 단위 지급 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다

빈곤 및 불평등 개선의 효과성과 효율성 모두 낮은 것으로 나타났다. 직접효과모형에서는 가구 단위 지급 시나리오의 빈곤 개선의 효과성 및 효율성이 기본소득 도입 시나리오의 그것들에 비해 더 높은 것으로 나타났으며, 우리는 이를 빈곤지수의 측정 단위와 NIT 급여의 지급 단위를 가구로 일치시켰기 때문에 발생한 것이라고 설명하였다. 하지만 노동공급 효과가 고려되자, 가구 단위 지급 시나리오의 빈곤 및 불평등 개선의 효과성과 효율성은 기본소득 도입 시나리오의 그것들에 비해 더 낮아지는 분석 결과가 도출되었다. 이러한 결과가 나온 것은 노동공급 반응이 빈곤 및 불평등 개선의 효과성과 효율성에 부정적인 영향을 미쳤기 때문이다.

3. 소결

<표 5-32> H.5-1과 H.5-2의 가설검정 결과

	직접효과모형	행태반응모형
H.5-1	성립하지 않음	성립
H.5-2	성립	성립하지 않음

가구 단위 지급 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선의 효과성이 더 낮을 것이라는 H.5-1은 직접효과모형에서는 성립하지 않았으나, 행태반응모형에서는 성립하였다. 이와는 정반대로, 가구 단위 지급 시나리오의 빈곤 개선 효율성이 기본소득 도입 시나리오의 그것보다 더 높을 것이라는 H.5-2는 직접효과모형에서는 성립하였으나, 행태반응모형에서는 성립하지 않았다.

직접효과모형과 행태반응모형에서 빈곤 개선의 효과성과 효율성 면에서 완전히 상반된 결과가 나온 것은 노동공급 반응 고려의 중요성을 시사한다.

제 6 절 종합적인 정책 변화가 빈곤 개선에 미치는 영향

1. 직접효과모형

1) 모수적/비모수적 차원에서의 변화 요약

종합 정책 변화 시나리오는 상기 4가지 정책 변화 시나리오의 요소들을 모두 반영한 시나리오이다. NIT 지급 여부 및 액수 판정의 단위가 개인에서 가구로 바뀐다(1단계 - 가구 단위 지급 시나리오의 적용). 최소보장소득이 평균소득의 40%에서 중위소득의 40%로 변화했으므로, NIT 세율을 40%에서 50%로 상향 조정하게 되면, 손익분기점 소득은 중위소득인 월 127만 5,299원에서 중위소득의 80%인 월 102만 239원으로 줄어들게 된다(2단계 - 최소보장소득 수준 변화 시나리오와 세율 조정 시나리오의 적용). 가구별 월 NIT 지급기준선을 계산할 때, 성인 1명당 약 102만 239원씩, 아동 1명당 약 61만 2,144원씩(성인의 60% 수준) 증가하도록 설계된다(3단계 - 가구 단위 지급 시나리오의 적용). 그리고 NIT 지급구간에서의 소득의 정의가 시장소득에서 귀속임대료를 고려한 소득인정액으로 변화하게 된다. 또한 소득인정액 상으로 NIT 지급대상으로 판정된 가구의 경우, 가구원수에 1,300만원을 곱한 순자산공제액을 넘어서는 순자산에 대해서 10% 세율을 부과하여 NIT 지급액에서 상쇄하며, 만약 그 상쇄액이 NIT 지급액 이상일 경우에는 NIT 지급을 하지 않는다(4단계 - 소득 정의 변화 시나리오의 적용).

종합 정책 변화 시나리오에서 NIT 기여가구의 NIT 지급기준선 초과 소득액 총액은 연간 약 1,844억 8,116만원이다. NIT 연간 지급액이 약 70억 5,762만원이므로, 양의 소득세 구간에서의 세율은 약 3.83%(=70.5762/1,844.8116*100%)이다.

종합 정책 변화 시나리오의 적용이 빈곤 개선의 효과성과 효율성에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하는 것과는 별개로, 종합 정책 변화 시나리오의 각 단계의 적용이 빈곤 개선의 효과성과 효율성에 어떠한 한계적

변화를 초래하는지를 분석하는 것도 의미 있는 작업일 수 있다. <표 5-33>은 이것을 분석하기에 앞서, 해당 시나리오의 각 단계 적용 후 가구 단위 순이전소득 변화를 제시한 것이다. 분석 결과, 2단계와 4단계가 순이전소득 감소에 결정적인 것으로 나타났다. 순이전소득 감소율 면에서, NIT의 주요 모수들을 변화시킨 2단계 적용 후가 전 단계에 비해 45.61% 감소로 가장 컸으며, 귀속임대료와 순자산을 고려하여 NIT 지급 구간에서의 소득의 정의를 변화시킨 4단계 적용 후가 전 단계에 비해 31.82% 감소로 뒤를 이었다. 가구 소비에서의 규모의 경제를 고려하기 위해 아동에게는 성인의 60% 수준으로 NIT 최대 지급액을 설정한 3단계 적용 후가 전 단계에 비해 순이전소득을 5.84% 줄였으며, NIT 수급 판정 및 수급액 계산을 가구 단위로 결정한 1단계 적용 후는 기본소득 도입 시나리오에 비해 순이전소득을 0.18% 감소시키는 데 그쳤다.

<표 5-33> 종합 정책 변화 시나리오의 각 단계 적용 후 가구 단위 순이전소득 변화

	가구 단위 순이전소득	순이전소득 감소율 (누적 감소율)	적용 시나리오	모수 및 비모수 변화
기본소득 도입 시나리오	약 105조 5,464억원	-	-	-
1단계 적용 후	약 105조 3,513억원	0.18% (0.18%)	가구 단위 지급 시나리오	NIT 수급 판정 및 수급액 계산을 가구 단위로 결정함
2단계 적용 후	약 57조 2,072억원	45.61% (45.80%)	최소보장소득 수준 변화 시나리오, 세율 조정 시나리오	- 손익분기점 소득이 평균소득인 월 149만 4,857원에서 중위소득의 80%인 월 102만 239원으로 감소함 - NIT 세율이 40%에서 50%로 증가함
3단계 적용 후	약 51조 482억원	5.84% (51.63%)	가구 단위 지급 시나리오	아동에게는 성인의 60% 수준으로 NIT 최대 지급액을 설정함
4단계 적용 후	약 17조 4,598억원	31.82% (83.46%)	소득 정의 변화 시나리오	귀속임대료와 순자산의 고려

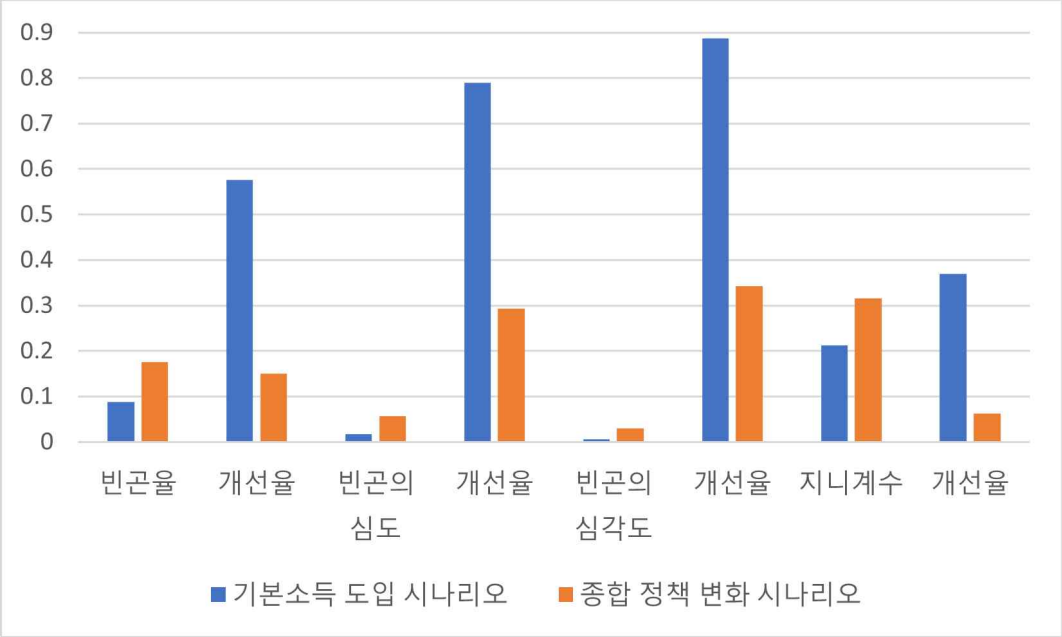
주: 순이전소득 감소율은 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음.

2) 정책의 효과성

<표 5-34> 종합 정책 변화 시나리오의 효과성 - 직접효과모형

	빈곤율		빈곤의 심도		빈곤의 심각도		지니계수	
	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율
종합 정책 변화 시나리오	0.0310	15.00%	0.0234	29.29%	0.0157	34.28%	0.02073	6.17%

주: 개선율은 소수점 아래 셋째 자리에서, 빈곤지수의 개선분은 소수점 아래 다섯째 자리에서, 지니계수 개선분은 소수점 아래 여섯째 자리에서 반올림하였음.

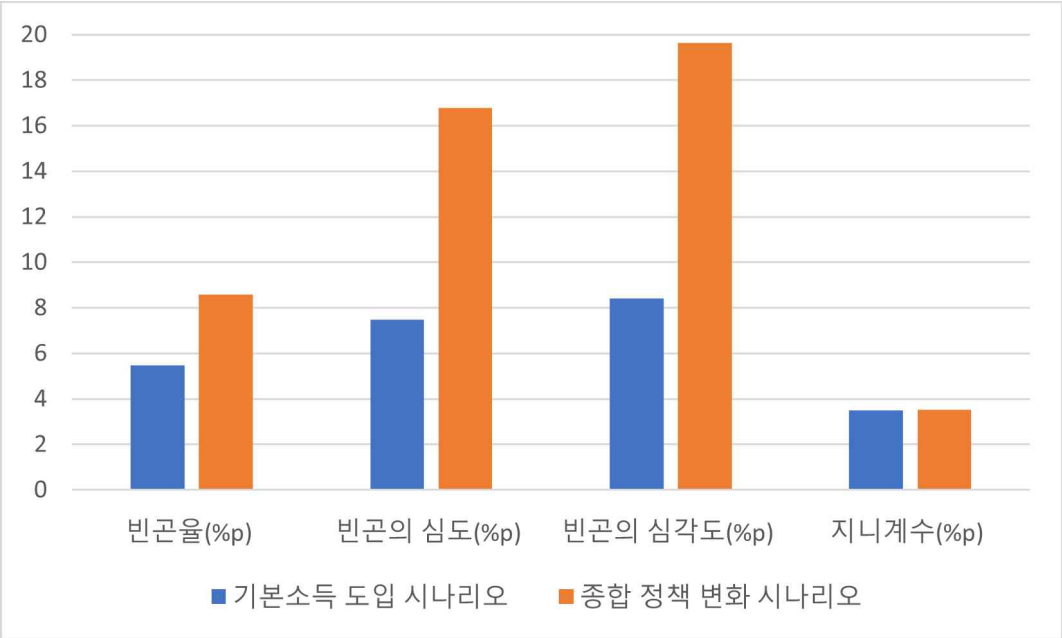


[그림 5-21] 직접효과모형의 효과성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 종합 정책 변화 시나리오

종합 정책 변화 시나리오 적용 후 균등화 가구 처분가능소득에서, 빈곤율은 약 17.57%, 빈곤의 심도는 약 0.0565, 빈곤의 심각도는 약 0.0301이다. 이 시나리오 적용 시, 빈곤율의 개선율은 약 15.00%였다. 빈곤의 심도의 개선율은 약 29.29%였으며, 빈곤의 심각도의 개선율은 약 34.28%였다.

종합 정책 변화 시나리오 적용 시, 균등화 가구 처분가능소득의 지니계수는 약 0.31524이다. 따라서 이 시나리오 하에서, 지니계수의 개선율은 약 6.17%이다.

3) 정책의 효율성



[그림 5-22] 직접효과모형의 효율성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 종합 정책 변화 시나리오

종합 정책 변화 시나리오에서 가구별 순이전소득의 총합을 전국 규모로 추산한 값은 연간 약 17조 4,598억원이었다.[62] 해당 시나리오 하에서는 순이전소득 10조당 빈곤율은 약 8.59%p, 빈곤의 심도는 약 16.78%p, 빈곤의 심각도는 약 19.63%p 감소하는 것으로 나타났다. 순이전소득 10조당 지니계수는 약 3.53%p 감소하는 것으로 분석되었다.

4) 가설검정 결과 및 해석

종합 정책 변화 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선의

62) 분석 데이터에 포함된 8,459가구의 종합 정책 변화 시나리오에서의 가구별 순이전소득은 연간 약 70억 5,762만원인 것으로 계산되었다. 통계청(2021)에 따르면, 2020년 11월 1일 기준 우리나라 전체 가구수는 2,092만 6,710가구이므로, 우리나라 전체로 보면 연간 약 17조 4,598억원으로 추산된다.

효과성이 더 낮을 것이라는 H.6-1이 실제로 성립함을 확인하였다. 아울러 종합 정책 변화 시나리오의 빈곤 개선 효율성이 기본소득 도입 시나리오의 그것보다 더 높을 것이라는 H.6-2가 실제로 성립했음을 확인하였다.

종합하자면, 종합 정책 변화 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤과 불평등 개선의 효과성은 낮으나 효율성은 높은 것으로 나타났다. 빈곤과 불평등 개선의 효과성이 낮게 나온 것은 기본적으로 종합 정책 변화 시나리오가 NIT 지급대상을 가급적 빈곤층으로 표적화하기 위하여 소득의 정의, 최소보장소득의 수준, NIT 세율, 지급 단위 등 복수의 요소들을 동시에 적용하였기 때문이다. 이로 인하여 빈곤하지 않은 가구에 NIT 급여가 지급될 확률을 낮출 수 있었지만, 기본소득 도입 시나리오보다 가구별 순이전소득 액수가 작아지게 되었다. 가구 단위로 환산한 순수혜액 면에서 종합 정책 변화 시나리오는 기본소득 도입 시나리오의 약 16.54% 수준에 그쳤다.

다음으로 빈곤 개선의 효율성에 관한 분석 결과는 우리에게 종합 정책 변화 시나리오가 NIT 지급대상을 가급적 빈곤층으로 표적화하기 위하여 동시에 도입했던 요소들, 곧 NIT 지급구간에서의 소득을 시장소득이 아니라 소득인정액으로 정의하는 것, 최소보장소득의 수준을 낮추는 것, NIT 세율을 높이는 것, 개인에서 가구로 지급 단위를 변화시키는 것이 실제로 표적화에는 성공적임을 보여준다. 그리고 불평등 개선의 효율성 면에서 양 시나리오가 유사하다는 분석 결과는 불평등 개선의 효율성을 제고하는 기제들의 힘과 저해하는 기제들의 힘이 비슷한 크기로 작용했음을 시사한다. 즉 중위소득의 80% 미만 구간에서 40%가 아닌 50%의 세율 적용으로 인하여 빈곤층 내 불평등도를 더 크게 줄이는 영향, 아동에게 적용되는 손익분기점 소득 및 NIT 급여액의 하향 조정이 아동의 수가 많은 상대적으로 경제력이 높은 가구가 받을 NIT 급여액을 줄이거나 기여할 양의 소득세 납부액을 늘리게 하는 영향의 크기가 양의 소득세 구간에서 40%가 아닌 약 3.83%의 세율 적용으로 인하여 NIT 순기여가구들 내 불평등도를 더 작게 줄이는 영향, NIT 순기여가구들과 NIT 순수혜가구들 간 불평등도를 더 작게 줄이는 영향의 크기와 거의 같았다는 것이다.

2. 행태반응모형

1) 노동공급 변화 추정 결과

<표 5-35>는 종합 정책 변화 시나리오 적용 후 싱글가구 여성의 노동공급 변화를 백분율로 나타낸 것이다. 대각선에 위치한 항들의 비율은 약 37.17%이다. 대각선 아래로 위치한 항들의 비율은 약 61.17%이며, 대각선 위로 위치한 항들의 비율은 약 1.66%이다. 전체적으로 보았을 때, 해당 시나리오를 적용한 후 노동공급의 분명한 감소가 관찰된다. intensive margin과 관련하여 주목할 점은, 최소보장소득 수준 변화 시나리오나 세율 조정 시나리오, 가구 단위 지급 시나리오에서와 마찬가지로 주당 35시간 초과 노동에서 주당 0시간 초과 35시간 이하 노동으로의 이행이 두드러진다는 것이다. 주당 35시간 초과 45시간 이하 노동에서 주당 0시간 초과 35시간 이하 노동으로 이행한 확률이 약 41.69%, 주당 45시간 초과 51시간 이하 노동에서 주당 0시간 초과 35시간 이하 노동으로 이행한 확률이 약 8.00%, 주당 51시간 초과 노동에서 주당 0시간 초과 35시간 이하 노동으로 이행한 확률이 약 8.37%를 차지하였다. 이러한 결과는 이 시나리오의 적용이 intensive margin 면에서는 부정적인 영향을 미쳤음을 의미한다.

<표 5-35> 종합 정책 변화 시나리오 적용 후 싱글가구 여성의 노동공급 변화

단위: %

		종합 정책 변화 시나리오 적용 후 노동공급				
		주당 0시간 노동	주당 0시간 초과 35시간 이하 노동	주당 35시간 초과 45시간 이하 노동	주당 45시간 초과 51시간 이하 노동	주당 51시간 초과 노동
관측된 노동공급	주당 0시간 노동	27.92	1.34	0.03	0.01	0.01
	주당 0시간 초과 35시간 이하 노동	0.58	7.56	0.00	0.00	0.00
	주당 35시간 초과 45시간 이하 노동	1.00	41.69	0.05	0.19	0.08
	주당 45시간 초과 51시간 이하 노동	0.28	8.00	0.12	0.00	0.00
	주당 51시간 초과 노동	1.11	8.37	0.01	0.01	1.63

주: 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음.

다음으로 extensive margin과 관련하여 주목할 점은, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주가 아니었으나 종합 정책 변화 시나리오 적용 후 해당 범주로 이행한 비율이 약 2.97%였던 반면, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주였으나 해당 시나리오 적용 후 타 범주로 이행한 비율은 약 1.39%였다는 것이다. 전자가 후자보다 약 1.58%p 높았다는 것은, 이 시나리오의 적용이 extensive margin 면에서는 약간의 부정적인 영향을 미쳤음을 뜻한다.

<표 5-36>은 종합 정책 변화 시나리오 적용 후 싱글가구 남성의 노동공급 변화를 백분율로 표현한 것이다. 대각선에 위치한 항들의 비율은 약 80.04%이다. 대각선 아래로 위치한 항들의 비율은 약 18.69%이며, 대각선 위로 위치한 항들의 비율은 약 1.27%이다. 전체적으로 보았을 때, 싱글가구 여성과는 달리 해당 시나리오를 적용한 후에도 이전의 노동공급을 그대로 유지하는 비율이 높았다. 그리고 이 비율은 싱글가구 여성의 경우에 비해서 42.87%p 높은 수치를 기록하였다. 하지만 전반적으로 보았을 때, 이 시나리오를 적용한 후 노동공급의 분명한 감소가 관찰된다. intensive margin과 관련하여 주목할 점은, 최소보장소득 수준 변화 시나리오나 세

율 조정 시나리오, 가구 단위 지급 시나리오에서와 마찬가지로 주당 45시간 초과 노동에서 주당 0시간 초과 45시간 이하 노동으로의 이행이 두드러진다는 것이다. 주당 45시간 초과 51시간 이하 노동에서 주당 0시간 초과 45시간 이하 노동으로 이행한 확률이 약 7.56%, 주당 51시간 초과 노동에서 주당 0시간 초과 45시간 이하 노동으로 이행한 확률이 약 4.74%를 차지하였다. 이러한 결과는 해당 시나리오의 적용이 intensive margin 면에서는 약간의 부정적인 영향을 미쳤음과 동시에 장시간 노동의 정상화에는 긍정적인 영향을 미쳤음을 보여준다.

<표 5-36> 종합 정책 변화 시나리오 적용 후 싱글가구 남성의 노동공급 변화

단위: %

		종합 정책 변화 시나리오 적용 후 노동공급			
		주당 0시간 노동	주당 0시간 초과 45시간 이하 노동	주당 45시간 초과 51시간 이하 노동	주당 51시간 초과 노동
관측된 노동공급	주당 0시간 노동	36.63	1.04	0.05	0.00
	주당 0시간 초과 45시간 이하 노동	0.54	42.27	0.17	0.00
	주당 45시간 초과 51시간 이하 노동	1.22	7.56	0.35	0.01
	주당 51시간 초과 노동	3.84	4.74	0.78	0.79

주: 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음.

다음으로 extensive margin과 관련하여 주목할 점은, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주가 아니었으나 종합 정책 변화 시나리오 적용 후 해당 범주로 이행한 비율이 약 5.60%였던 반면, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주였으나 해당 시나리오 적용 후 타 범주로 이행한 비율은 약 1.10%였다는 것이다. 전자가 후자보다 약 4.50%p 높았다는 것은, 이 시나리오의 적용이 extensive margin 면에서는 약간의 부정적인 영향을 미쳤음을 뜻한다.

<표 5-37>은 종합 정책 변화 시나리오 적용 후 커플가구 노동공급

변화를 백분율로 나타낸 것이다. 대각선에 위치한 항들의 비율은 약 49.46%이다. 이것은 싱글가구 여성보다는 다소 높고 싱글가구 남성보다는 훨씬 낮은 수치이다. 해당 시나리오 적용 후 노동공급을 변화시킨 비율은 약 50.54%였다. extensive margin과 관련하여 주목할 점은, 관측된 노동공급에서는 '커플가구 여성 주당 노동시간 0시간, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간' 범주가 아니었으나 이 시나리오 적용 후 해당 범주로 이행한 비율이 약 33.23%였던 반면, 관측된 노동공급에서는 '커플가구 여성 주당 노동시간 0시간, 커플가구 남성 주당 노동시간 0시간' 범주였으나 해당 시나리오 적용 후 타 범주로 이행한 비율은 약 0.00%였다는 것이다. 전자가 후자보다 약 33.23%p나 높았다는 결과는, 이 시나리오의 적용이 extensive margin 면에서는 상당한 부정적인 영향을 미쳤음을 의미한다.

여성과 남성 각각으로 extensive margin을 볼 경우에도, extensive margin 면에서는 상당한 부정적인 영향을 미친 것으로 분석되었다. 여성의 경우, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주가 아니었으나 종합 정책 변화 시나리오 적용 후 해당 범주로 이행한 비율이 약 41.63%였던 반면, 관측된 노동공급에서는 '주당 노동시간 0시간' 범주였으나 해당 시나리오 적용 후 타 범주로 이행한 비율이 약 0.05%인 것으로 나타났다. 남성의 경우, 전자는 약 35.03%, 후자는 약 0.08%로 비록 정도의 차이가 있기는 했으나 여성의 경우와 비슷한 양상을 보였다.

<표 5-37> 종합 정책 변화 시나리오 적용 후 커플가구의 노동공급 변화

단위: %

		종합 정책 변화 시나리오 적용 후 노동공급																							
		a	b	c	d	e	f	g	h	i	j	k	l	m	n	o	p	q	r	s	t	u	v	w	x
관측된 노동공급	a	8.33	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	b	2.12	5.55	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	c	0.48	0.05	0.73	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	d	0.40	0.18	0.07	1.06	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	e	0.09	0.00	0.00	0.00	0.66	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	f	1.22	0.32	0.10	0.00	0.10	0.89	0.00	0.00	0.04	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	g	0.16	0.07	0.03	0.00	0.02	0.00	0.10	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	h	0.13	0.14	0.05	0.00	0.06	0.00	0.00	0.12	0.03	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	i	0.12	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.48	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	j	0.98	0.26	0.09	0.00	0.09	0.00	0.00	0.00	0.04	0.19	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	k	0.14	0.08	0.03	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	l	0.24	0.13	0.06	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.08	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	m	2.01	0.05	0.01	0.00	0.24	0.00	0.00	0.00	0.09	0.00	0.00	0.00	2.84	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	n	12.37	3.89	1.55	0.12	1.42	0.12	0.02	0.00	0.73	0.04	0.00	0.00	0.12	1.02	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	o	1.33	0.50	0.19	0.02	0.19	0.02	0.01	0.00	0.10	0.01	0.00	0.00	0.02	0.00	0.06	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	p	0.88	0.23	0.11	0.01	0.17	0.01	0.01	0.00	0.09	0.01	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.39	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	q	0.26	0.01	0.00	0.00	0.06	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.24	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	r	0.77	0.41	0.18	0.01	0.11	0.02	0.00	0.00	0.06	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	s	0.19	0.28	0.13	0.02	0.10	0.02	0.00	0.00	0.07	0.01	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	t	0.20	0.11	0.04	0.00	0.06	0.00	0.00	0.00	0.04	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.06	0.00	0.00	0.00	0.00
	u	0.22	0.01	0.00	0.00	0.19	0.00	0.00	0.00	0.11	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	7.62	0.00	0.00	0.00
	v	6.80	0.59	0.10	0.01	0.14	0.01	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	15.54	0.00	0.00
	w	1.26	0.31	0.07	0.02	0.05	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	2.02	0.00
	x	0.87	0.73	0.29	0.01	0.16	0.01	0.00	0.00	0.13	0.01	0.00	0.00	0.04	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.44

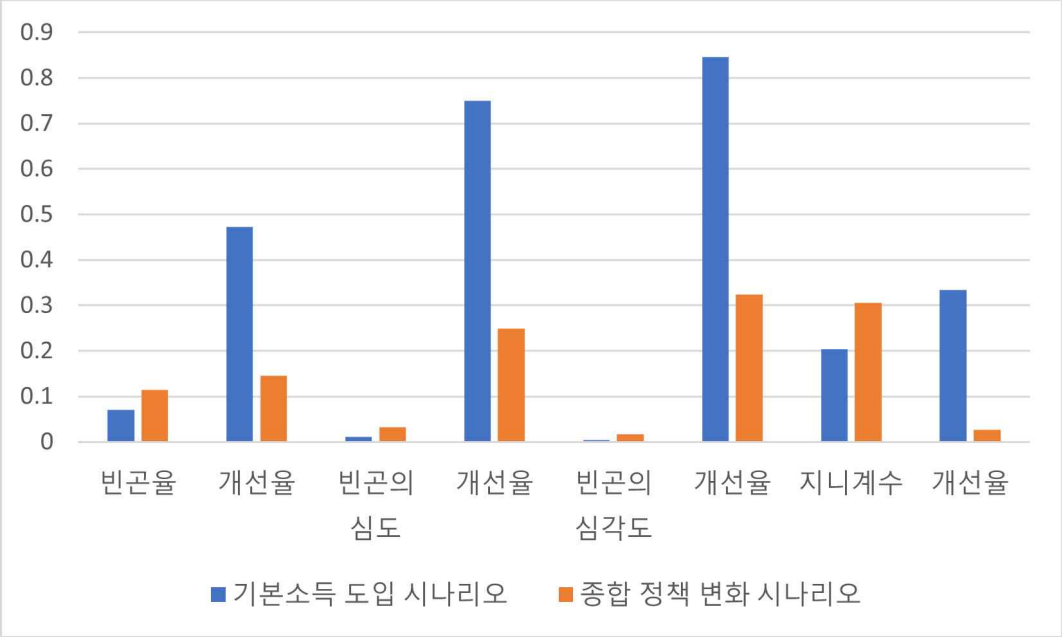
주: 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음. a부터 x까지의 노동시간 범주의 정의는 <표 5-6>과 동일함.

2) 정책의 효과성

<표 5-38> 종합 정책 변화 시나리오의 효과성 - 행태반응모형

	빈곤율		빈곤의 심도		빈곤의 심각도		지니계수	
	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율	개선분	개선율
종합 정책 변화 시나리오	0.0196	14.57%	0.0109	24.89%	0.0080	32.39%	0.00082	2.68%

주: 개선율은 소수점 아래 셋째 자리에서, 빈곤지수의 개선분은 소수점 아래 다섯째 자리에서, 지니계수 개선분은 소수점 아래 여섯째 자리에서 반올림하였음.



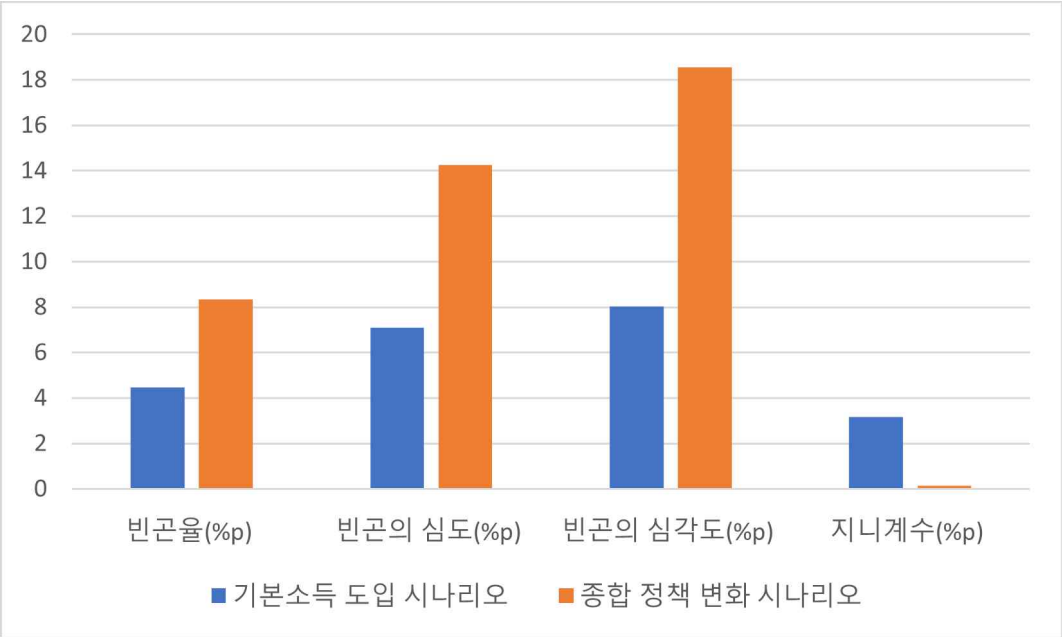
[그림 5-23] 행태반응모형의 효과성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 종합 정책 변화 시나리오

종합 정책 변화 시나리오 적용 후 균등화 가구 처분가능소득에서, 빈곤율은 약 11.49%, 빈곤의 심도는 약 0.0329, 빈곤의 심각도는 약 0.0167이다. 이 시나리오 적용 시, 빈곤율의 개선율은 약 14.57%였다. 빈곤의 심도의 개선율은 약 24.89%였으며, 빈곤의 심각도의 개선율은 약 32.39%였다.

종합 정책 변화 시나리오 적용 시, 균등화 가구 처분가능소득의 지니계수는 약 0.30551이다. 따라서 이 시나리오 하에서, 지니계수의 개선율은 약 2.68%이다.

3) 정책의 효율성

종합 정책 변화 시나리오 하에서는 순이전소득 10조당 빈곤율은 약 8.35%p, 빈곤의 심도는 약 14.25%p, 빈곤의 심각도는 약 18.55%p 감소하는 것으로 나타났다. 순이전소득 10조당 지니계수는 약 0.15%p 감소하는 것으로 분석되었다.



[그림 5-24] 행태반응모형의 효율성 비교: 기본소득 도입 시나리오 대 종합 정책 변화 시나리오

4) 가설검정 결과 및 해석

직접효과모형에서와 마찬가지로, 종합 정책 변화 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선의 효과성이 더 낮을 것이라는 H.6-1이 실제로 성립함을 확인하였다. 아울러 직접효과모형에서와 마찬가지로, 종합 정책 변화 시나리오의 빈곤 개선 효율성이 기본소득 도입 시나리오의 그것보다 더 높을 것이라는 H.6-2가 실제로 성립했음을 확인하였다.

종합하자면, 종합 정책 변화 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다

빈곤과 불평등 개선의 효과성은 낮았으며, 빈곤 개선의 효율성은 높으나 불평등 개선의 효율성은 낮은 것으로 나타났다.

직접효과모형에서는 불평등 개선의 효율성 면에서 양 시나리오가 비슷했으나 행태반응모형에서는 불평등 개선의 효율성 면에서 기본소득 도입 시나리오가 종합 정책 변화 시나리오보다 확실한 우위를 보였다는 분석 결과는 노동공급 반응의 작용 때문으로 판단된다. 불평등 개선 면에서는 효과성뿐만 아니라 효율성에서도 기본소득의 하나의 이상형인 기본소득 도입 시나리오가 NIT의 하나의 이상형인 종합 정책 변화 시나리오보다 뛰어나다고 나온 행태반응모형에서의 분석 결과는 불평등 개선에는 NIT보다 기본소득이 더 나을 수 있다는 우리의 직관에 부합하는 결과라 할 수 있다.

3. 소결

<표 5-39> H.6-1과 H.6-2의 가설검정 결과

	직접효과모형	행태반응모형
H.6-1	성립	성립
H.6-2	성립	성립

종합 정책 변화 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선의 효과성이 더 낮을 것이라는 H.6-1은 직접효과모형과 행태반응모형에서 모두 성립하였다. 그리고 직접효과모형과 행태반응모형 모두에서, 종합 정책 변화 시나리오의 빈곤 개선 효율성이 기본소득 도입 시나리오의 그것보다 더 높을 것이라는 H.6-2가 성립하였다.

종합 정책 변화 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선의 효과성은 낮으나 효율성은 높게 나온 것은 기본적으로 종합 정책 변화 시나리오가 NIT 지급대상을 가급적 빈곤층으로 표적화하기 위하여 소득의 정의, 최소보장소득의 수준, NIT 세율, 지급 단위 등 복수의 요소들을 동시에 적용하였기 때문이다. 곧 NIT 지급구간에서의 소득을 시장소득이 아니라 소득인정액으로 정의하는 것, 최소보장소득의 수준을 낮추

는 것, NIT 세율을 높이는 것, 개인에서 가구로 지급 단위를 변화시키는 것이 실제로 표적화에는 성공적이었으나, 이로 인하여 가구별 순이전소득 액수가 크게 줄어듦으로써 빈곤 개선의 효과성은 감소하였다. 노동공급 반응이 빈곤 개선의 효과성과 효율성에 미친 영향은 상대적으로 미미했던 것으로 보인다.

직접효과모형에 한하여, 종합 정책 변화 시나리오의 각 단계 적용 후 빈곤과 불평등 개선의 효과성(<표 5-40>)과 효율성(<표 5-41>)이 어떻게 달라지는지를 분석함으로써, 각 단계의 변화를 살펴보고자 하였다.

<표 5-40> 종합 정책 변화 시나리오의 각 단계 적용 후 빈곤과 불평등 개선의 효과성 비교 - 직접효과모형

		기본소득 도입 시나리오	현행 제도	1단계 적용 후	2단계 적용 후	3단계 적용 후	4단계 적용 후
빈곤율	빈곤율	8.76%	20.67%	8.76%	10.48%	11.28%	17.57%
	개선분	11.91%p	-	11.91%p	10.19%p	9.39%p	3.10%p
	개선율	57.62%	-	57.62%	49.30%	45.43%	15.00%
빈곤의 심도	빈곤의 심도	0.0168	0.0799	0.0168	0.0208	0.0218	0.0565
	개선분	0.0631	-	0.0631	0.0591	0.0581	0.0234
	개선율	78.97%	-	78.97%	73.97%	72.72%	29.29%
빈곤의 심각도	빈곤의 심각도	0.0052	0.0458	0.0052	0.0070	0.0073	0.0301
	개선분	0.0406	-	0.0406	0.0388	0.0385	0.0157
	개선율	88.65%	-	88.65%	84.72%	84.06%	34.28%
지니 계수	지니 계수	0.21171	0.33597	0.21167	0.26843	0.27710	0.31524
	개선분	0.12426	-	0.12430	0.06754	0.05887	0.02073
	개선율	36.99%	-	37.00%	20.10%	17.52%	6.17%

주: 빈곤율과 각 지수의 개선율은 소수점 아래 셋째 자리에서, 빈곤의 심도 및 심각도는 소수점 아래 다섯 자리에서, 지니계수는 소수점 아래 여섯 자리에서 반올림하였음.

<표 5-40>은 종합 정책 변화 시나리오의 각 단계 적용 후 빈곤과 불평등 개선의 효과성이 어떻게 변화하는지를 보여준다. 가구 단위 지급은 기본소득 도입 시나리오와 비교해보았을 때, 세 가지 빈곤지수 개선율에서는 같았으며 지니계수 개선율은 약간 높았다. 순이전소득 감소율 면에

서는 2단계 적용 후가 4단계 적용 후에 비해 컸으나(<표 5-33> 참조), 빈곤지수의 값을 증가시킴과 동시에 빈곤 개선의 효과성을 감소시키는 측면에서는 4단계 적용 후가 2단계 적용 후보다 더 큼을 확인해볼 수 있다. 이러한 결과는 빈곤 개선의 효과성을 고려할 경우, NIT 제도 변화의 우선순위가 가구 단위로 지급하는 것, 가구 소비에서의 규모의 경제를 고려하는 것, NIT 제도의 주요 모수를 변화시키는 것, NIT 지급구간에서 소득의 정의를 변화시키는 것 순이어야 함을 시사한다.

<표 5-41> 종합 정책 변화 시나리오의 각 단계 적용 후 빈곤과 불평등 개선의 효율성 비교 - 직접효과모형

		현행 제도	기본소득 도입 시나리오	1단계 적용 후	2단계 적용 후	3단계 적용 후	4단계 적용 후
순이전소득 10조당 빈곤 및 불평등지수 감소 (%p)	빈곤율	0.45	5.46	5.47	8.62	8.90	8.59
	빈곤의 심도	2.62	7.48	7.50	12.93	14.25	16.78
	빈곤의 심각도	3.73	8.40	8.41	14.81	16.47	19.63
	지니계수	0.50	3.50	3.51	3.51	3.43	3.53

주: 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음.

<표 5-41>은 종합 정책 변화 시나리오의 각 단계 적용 후 빈곤과 불평등 개선의 효율성이 어떻게 달라지는지를 제시한다. 기본소득 도입 시나리오와 비교할 때, 가구 단위 지급은 빈곤 및 불평등 개선의 효율성이 약간 높은 것으로 나타났다. 2단계 적용 후가 4단계 적용 후보다 순이전소득 감소율이 높았는데(<표 5-33> 참조), 빈곤과 불평등 개선의 효율성을 증가시키는 데에도 2단계 적용 후가 4단계 적용 후보다 전반적으로 더 큰 것을 확인할 수 있다. 4단계 적용 후, 빈곤율 개선의 효율성이 다소 떨어진 것도 특징적이다. 가구 소비에서의 규모의 경제를 고려하는 3단계 적용 후에 빈곤지수 개선의 효율성은 증가하였지만, 지니계수 개선

의 효율성은 다소 감소하였다는 점도 주목할 만하다.

이러한 결과는 빈곤 개선의 효율성을 전체적으로 고려한다면, NIT 제도 변화의 우선순위가 NIT 제도의 주요 모수를 변화시키는 것, NIT 지급구간에서의 소득의 정의를 변화시키는 것, 가구 소비에서의 규모의 경제를 고려하는 것, 가구 단위로 지급하는 것 순이어야 함을 함의한다. 아울러 효율성을 고려한 NIT 제도 변화의 우선순위가 상기 효과성 측면을 고려할 때와 크게 다르다는 사실은, NIT 제도의 설계 면에서 빈곤 개선의 효과성과 효율성 사이의 상충관계가 엄연히 존재함을 보여준다.

제 6 장 결론 및 논의

제 1 절 연구요약

1. 연구의 목적과 방법

본 연구는 기본소득과 NIT 제도가 빈곤 개선에 미치는 효과를 실증적으로 비교 평가하는 것을 목적으로 하였다. 특히 NIT 제도에서 빈곤 완화라고 하는 주요 목표 달성을 위해 소득의 범위(소득인정액 개념 도입), 보장의 대상(최소보장소득과 NIT 세율의 수준), 보장방법(가구 단위 지급과 가구 소비에서의 규모의 경제 고려) 등을 달리할 때 그러한 변화들이 실제 빈곤 개선에 효과적이거나 효율적인지를 비교 분석하고자 하였다. 이러한 목적을 달성하기 위하여 재정패널조사 13차년도 자료를 활용하였으며, 각각의 시나리오별, 모형별 빈곤율, 빈곤의 심도, 빈곤의 심각도, 지니계수를 비교 분석하였다.

현행 제도 및 여섯 가지 시나리오에서 균등화 가구 처분가능소득으로 측정된 빈곤지수를 비교 측정함으로써, 기본소득 도입 시나리오에 비한 현행 제도 및 다섯 시나리오의 빈곤 개선 효과성과 효율성에 관한 여섯 가지 연구문제에 대한 답을 구하였다. 현행 제도의 빈곤 개선 효과를 분석하는 과정에서는 균등화 가구 처분가능소득과 균등화 가구 시장소득의 빈곤지수 비교를 수행하였다. 여섯 시나리오는 기본소득 도입 시나리오 하나와 NIT의 정책 변화 시나리오 다섯으로 구성되었다. 첫 번째 시나리오는 40% 정률소득세 모형을 반영하는 기본소득 도입 시나리오, 두 번째 시나리오는 NIT를 지급하는 저소득구간에서 소득인정액 개념으로 소득 정의를 변화시키는 경우를 반영하는 소득 정의 변화 시나리오, 세 번째 시나리오는 NIT 급여의 최소보장소득의 수준을 '평균소득의 40%'에서 '중위소득의 40%'로 하향 조정하는 경우를 반영하는 최소보장소득 수준 변화 시나리오, 네 번째 시나리오는 NIT 세율을 40%에서 50%로 상향 조정하는 경우를 반영하는 세율 조정 시나리오, 다섯 번째 시나리

오는 NIT 급여를 가구 소비에서의 규모의 경제를 고려하면서 가구 단위로 지급하는 경우를 반영하는 가구 단위 지급 시나리오, 여섯 번째 시나리오는 상기 4가지 정책 변화를 모두 적용한 상태를 반영하는 종합 정책 변화 시나리오로 구성하였다.

이를 바탕으로, 기본소득 도입 시나리오 하나와 다섯 가지의 NIT 정책 변화 시나리오에 대해 각각 직접효과만을 고려한 직접효과모형과 노동공급 반응도 감안한 행태반응모형의 분석 결과를 제시하였다. 직접효과모형은 기본소득 혹은 NIT 지급을 위한 과세액과 기본소득 혹은 NIT 지급액이 일치하는 재정중립적 시나리오에 입각하여 분석되었으며, 행태반응모형은 이산선택모형 접근법과 가법적 확률효용모형을 활용하여 분석되었다. 직접효과모형과 행태반응모형 분석 결과를 토대로, 기본소득 도입 시나리오와 현행 제도 및 다섯 시나리오 간 빈곤 개선의 효과성 및 효율성 비교와 가설검정을 수행하였다.

2. 실증분석 결과 요약

<표 6-1>은 직접효과모형으로 분석한 여섯 시나리오의 빈곤 개선 효과성과 효율성을 종합적으로 비교한 것이다.[63] 우선 빈곤 개선의 효과성 면에서 기본소득 도입 시나리오와 가구 단위 지급 시나리오가 가장 우수한 것으로 나타났다. 세율 조정 시나리오와 최소보장소득 수준 변화 시나리오가 그 뒤를 이었으며, 소득 정의 변화 시나리오, 종합 정책 변화 시나리오의 효과성은 떨어지는 것으로 분석되었다. 다음으로 빈곤 개선 효율성은 종합 정책 변화 시나리오, 가구 단위 지급 시나리오, 최소보장소득 수준 변화 시나리오 순으로 높은 것으로 나타났다. 기본소득 도입 시나리오는 빈곤율 개선 효율성 면에서는 4위, 빈곤의 심도 및 심각도 개선 효율성 면에서는 5위를 기록하여, 빈곤 개선 효율성은 낮게 평가되

63) 혹자는 빈곤선의 크기에 따라 여섯 시나리오의 빈곤 개선 효과성과 효율성이 다르게 평가될 것인지에 대해 궁금해할 수 있다. 이를 확인하기 위하여, [부록 7]에서는 빈곤선을 중위소득의 50% 혹은 40%로 설정하였을 때의 직접효과모형과 행태반응모형의 분석 결과를 제시하였다.

었다. 소득 정의 변화 시나리오의 빈곤 개선 효율성이 가장 낮은 것으로 분석되었다.

<표 6-1> 빈곤 개선의 효과성 및 효율성 비교 종합 - 직접효과모형

구분			BI	NIT				
				RI	MGI	TR	PBH	CPC
빈곤율	효과성	빈곤율(%)	8.76	16.49	10.86	9.71	8.76	17.57
		개선율(%)	57.62	20.22	47.46	53.02	57.62	15.00
		순위	1	5	4	3	1	6
	효율성	개선 정도(%p)	5.46	3.71	5.53	5.35	6.74	8.59
		순위	4	6	3	5	2	1
빈곤의 심도	효과성	빈곤의 심도	0.0168	0.0537	0.0230	0.0183	0.0168	0.0565
		개선율	78.97	32.79	71.21	77.10	78.97	29.29
		순위	1	5	4	3	1	6
	효율성	개선 정도	7.48	6.01	8.29	7.79	8.89	16.78
		순위	5	6	3	4	2	1
빈곤의 심각도	효과성	빈곤의 심각도	0.0052	0.0287	0.0077	0.0057	0.0052	0.0301
		개선율	88.65	37.34	83.19	87.55	88.65	34.28
		순위	1	5	4	3	1	6
	효율성	개선 정도	8.40	6.85	9.69	8.84	9.85	19.63
		순위	5	6	3	4	2	1
가구별 순이전소득 총합(조원)			105.55	54.54	85.88	99.04	90.92	17.46

주: BI는 기본소득 도입 시나리오, RI는 소득 정의 변화 시나리오, MGI는 최소보장소득 수준 변화 시나리오, TR은 세율 조정 시나리오, PBH는 가구 단위 지급 시나리오, CPC는 종합 정책 변화 시나리오를 뜻함. 효율성에서 개선 정도는 순이전소득 10조원당 각 빈곤지수의 개선 정도를 의미함. 빈곤의 심도와 빈곤의 심각도는 소수점 아래 다섯째 자리에서, 빈곤율과 각 지수의 개선율, 개선 정도, 가구별 순이전소득은 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음.

직접효과모형 분석 결과로 평가해보았을 때, 가구 단위 지급 시나리오는 빈곤 개선의 효과성에서는 공동 1위, 효율성에서는 2위를 차지하여, 가장 선호되는 시나리오라 할 수 있다. 기본소득 도입 시나리오의 경우, 빈

곤 개선의 효과성 면에서는 선호될 수 있으나, 효율성 면에서는 선호되기 어려운 것으로 나타났다. 반대로 종합 정책 변화 시나리오는 빈곤 개선의 효율성 면에서는 선호되나, 효과성 면에서는 선호되기 힘들다. 최소보장소득 수준 변화 시나리오와 세율 조정 시나리오는 빈곤 개선의 효과성과 효율성 면에서 중간 정도에 위치하였다. 소득 정의 변화 시나리오는 빈곤 개선의 효과성과 효율성 모두에서 지지받기 어려운 것으로 나타났다.

<표 6-2>는 행태반응모형으로 분석한 여섯 시나리오의 빈곤 개선 효과성 및 효율성을 종합적으로 비교한 것이다. 우선 빈곤 개선의 효과성 면에서 기본소득 도입 시나리오가 가장 우수한 것으로 나타났다. 가구 단위 지급 시나리오가 뒤를 이었으며, 세율 조정 시나리오나 최소보장소득 수준 변화 시나리오가 3위 혹은 4위에 위치하였다. 소득 정의 변화 시나리오와 종합 정책 변화 시나리오의 효과성은 떨어지는 것으로 분석되었다. 다음으로 빈곤 개선 효율성은 종합 정책 변화 시나리오, 기본소득 도입 시나리오, 가구 단위 지급 시나리오 순으로 높은 것으로 나타났다. 세율 조정 시나리오의 빈곤 개선 효율성은 전반적으로 낮았다. 소득 정의 변화 시나리오의 경우, 빈곤율 개선 효율성 면에서는 4위를 기록하여 중간이었으나, 빈곤의 심도 및 심각도 개선 효율성 면에서는 최하위를 차지하였다.

행태반응모형 분석 결과는 직접효과모형의 그것과는 전반적으로 다른 양상을 보였다. 기본소득 도입 시나리오는 빈곤 개선의 효과성에서는 1위, 효율성에서는 2위를 차지하여, 가장 선호되는 시나리오라 할 수 있다. 가구 단위 지급 시나리오는 빈곤 개선의 효과성에서는 2위, 효율성에서는 3위에 위치하여, NIT 정책 변화 시나리오 중에서는 가장 우수한 것으로 평가된다. 최소보장소득 수준 변화 시나리오는 대체로 중위에 자리하였다. 직접효과모형에서와 마찬가지로, 종합 정책 변화 시나리오는 빈곤 개선의 효율성 면에서는 가장 우수하였으나, 효과성 면에서는 하위에 위치하였다. 소득 정의 변화 시나리오는 빈곤 개선의 효과성과 효율성 모두에서 지지받기 어려운 것으로 나타났다.

<표 6-2> 빈곤 개선의 효과성 및 효율성 비교 종합 - 행태반응모형

구분			BI	NIT				
				RI	MGI	TR	PBH	CPC
빈곤율	효과성	빈곤율(%)	7.10	11.20	10.55	10.65	9.48	11.49
		개선율(%)	47.21	16.73	21.56	20.82	29.52	14.57
		순위	1	5	3	4	2	6
	효율성	개선 정도(%p)	4.47	3.07	2.51	2.10	3.25	8.35
		순위	2	4	5	6	3	1
빈곤의 심도	효과성	빈곤의 심도	0.0110	0.0377	0.0243	0.0234	0.0209	0.0329
		개선율	74.89	13.93	44.52	46.58	52.28	24.89
		순위	1	6	4	3	2	5
	효율성	개선 정도	7.10	2.55	5.18	4.70	5.75	14.25
		순위	2	6	4	5	3	1
빈곤의 심각도	효과성	빈곤의 심각도	0.0038	0.0213	0.0092	0.0087	0.0076	0.0167
		개선율	84.62	13.77	62.75	64.78	69.23	32.39
		순위	1	6	4	3	2	5
	효율성	개선 정도	8.02	2.52	7.31	6.54	7.61	18.55
		순위	2	6	4	5	3	1
가구별 순이전소득 총합(조원)			105.55	54.54	85.88	99.04	90.92	17.46

주: 여섯 시나리오의 영어 약자 표기와 효율성에서 개선 정도의 의미는 <표 6-1>에서와 동일함. 빈곤의 심도와 빈곤의 심각도는 소수점 아래 다섯째 자리에서, 빈곤율과 각 지수의 개선율, 개선 정도, 가구별 순이전소득은 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림 하였음.

기본소득 도입 시나리오가 빈곤 개선의 효과성과 효율성 면에서 높게 평가된 것에 대해서는 크게 두 가지 해석이 가능하리라 본다. 첫 번째는, 이러한 결과가 경제적 효율성 면에서 정률소득세 모형이 소득구간별로 적용세율을 달리하는 NIT 제도보다 우수하다는 것을 실증적으로 보여준 Kesselman and Garfinkel(1978)을 지지하는 것으로 해석하는 것이다. 첫 번째보다는 좀 더 신중한 입장의 두 번째 해석도 가능하다. Horstschräer, Clauss and Schnabel(2008)은 누진소득세 모형에 대응되

는 NIT 개혁안이 역진소득세 모형에 대응되는 NIT 개혁안보다 빈곤 개선 효과가 더 큼을 실증적으로 보여준 바 있다. 이를 고려할 때, 본 연구의 분석 결과가 비록 역진소득세 모형에 대응되는 NIT 제도에 비한 정률소득세 모형의 우수성을 드러내기는 했으나 누진소득세 모형에 비한 정률소득세 모형의 우수성을 보여준 것은 아니라고 해석하는 것이다.

끝으로 행태반응모형 분석에서 다른 시나리오보다 우수하다고 평가된 기본소득 도입 시나리오와 가구 단위 지급 시나리오를, 노동공급효과나 거시경제효과를 고려하여 기본소득 혹은 NIT의 분배효과를 분석한 대표적인 선행연구와 비교하였다. 비교의 대상이 된 선행연구는 재정중립적 시나리오에 입각하면서 제도의 주요 모수에 대한 정보를 명확하게 제시한 연구로 국한하였다. 최종적으로 RURO 모형을 활용하여 노동공급효과를 고려한 Colombino and Islam(2018), 일반균형모형으로 분석한 Chang, Han and Kim(2021)을 선정하여, 서로 다른 방법론을 이용한 연구들과 비교하고자 하였다.

<표 6-3>은 행태반응모형을 활용한 기본소득 도입 시나리오와 가구 단위 지급 시나리오의 분석 결과를 선행연구의 그것과 비교한 것이다. Colombino and Islam(2018)의 첫 번째 모형은 최소보장소득이 월 186유로, NIT 세율이 24%, 손익분기점 소득이 월 767유로, 양의 소득세 구간의 세율이 29%인 가구 단위로 지급되는 NIT 모형이다. 두 번째 모형은 최소보장소득이 월 287유로, NIT 세율이 33%, 손익분기점 소득이 월 870유로, 양의 소득세 구간의 세율이 35.7%인 가구 단위로 지급되는 NIT 모형이다. 세 번째 모형은 최소보장소득이 월 469유로, NIT 세율이 61%, 손익분기점 소득이 월 769유로, 양의 소득세 구간의 세율이 39%인 가구 단위로 지급되는 NIT 모형이다. 지급 단위에서의 차이를 잠시 무시한다면, NIT 세율과 양의 소득세 구간의 세율을 비교해볼 때, 첫 번째 모형과 두 번째 모형은 누진소득세 모형에 대응되고, 세 번째 모형은 역진소득세 모형에 대응됨을 알 수 있다.

<표 6-3> 기본소득 도입 시나리오, 가구 단위 지급 시나리오와 선행연구의 분석 결과 비교

	BI	PBH	Colombino and Islam(2018)			Chang, Han and Kim(2021)	
최소보장소득 수준	평균소득의 40%	평균소득의 40% (아동에게는 차등 적용)	월 186 유로	월 287 유로	월 469 유로	중위소득의 20%	평균소득의 20%
손익분기점 미만 소득구간에 적용되는 세율(NIT 세율)	40%	40%	24%	33%	61%	20%	20%
손익분기점 소득 수준	평균 소득	평균소득(아동에게는 차등 적용)	월 767 유로	월 870 유로	월 769 유로	중위 소득	평균 소득
손익분기점 초과 소득구간(양의 소득세 구간)에 적용되는 세율	40%	31.54%	29%	35.7%	39%	7.4%	20%
빈곤율 개선 효과	47.21% (6.35%p)	29.52% (3.97%p)	4.5%p	-1.6%p	2.6%p	-	-
빈곤의 심도 개선 효과	74.89% (0.0328)	52.28% (0.0229)	0.0103	0.0259	0.0453	-	-
빈곤의 심각도 개선 효과	84.62% (0.0209)	69.23% (0.0171)	-			-	-
지니계수 개선 효과	33.41%	17.90%	-			10.69%	19.94%
지급 대상	개인	가구	가구			가구	
비모수적 차원에서의 특징	-	- 아동에게는 성인의 60% 수준으로 NIT 최대 지급액을 설정함	-			-	
분석방법	이산선택모형, 가법적 확률효용모형을 이용한 비교 정태분석		RURO 모형을 활용한 비교 정태분석			표준적인 이질적 주체 일반균형모형	
분석 대상국	한국		이탈리아			미국	
기타 사항	-		- 사회적으로 최적의 세 가지 NIT 개혁안			- Frisch 노동공급 탄력성을 0.5로 설정함	

주: BI는 기본소득 도입 시나리오, PBH는 가구 단위 지급 시나리오를 뜻함.

Colombino and Islam(2018)에 제시된 세 모형의 분석 결과를 살펴보면, 빈곤율 개선 효과 면에서는 첫 번째 모형과 세 번째 모형 순이었으며, 두 번째 모형은 빈곤율을 오히려 증가시키는 것으로 나타났다. 빈곤의 심도 개선 효과 면에서는 세 번째 모형, 두 번째 모형, 첫 번째 모형 순으로 빈곤의 심도를 많이 개선하는 것으로 분석되었는데, 이는 NIT 세율 순과 일치한다. NIT 세율과 양의 소득세 구간의 세율 면에서 보면, 가구 단위 지급 시나리오는 세 가지 모형 중에서 두 번째 모형과 가장 비슷하다. 다음으로 NIT 세율과 양의 소득세 구간의 세율 간 차이 면에서 보자면, 기본소득 도입 시나리오는 두 번째 모형과 가장 유사하다. 두 번째 모형은 빈곤율을 1.6%p만큼 증가시키는 반면, 가구 단위 지급 시나리오는 빈곤율을 3.97%p만큼, 기본소득 도입 시나리오는 빈곤율을 6.35%p만큼 개선하는 것으로 나타났다. 두 번째 모형은 빈곤의 심도를 0.0259만큼, 가구 단위 지급 시나리오는 빈곤의 심도를 0.0229만큼, 기본소득 도입 시나리오는 빈곤의 심도를 0.0328만큼 개선하였다. 분석 대상국 및 시기의 차이, 소득구간별로 적용되는 세율의 차이를 고려할 때, 빈곤의 심도 개선 효과에 관한 두 번째 모형에서의 분석 결과와 두 시나리오에서의 분석 결과 사이의 실질적인 차이는 거의 없다고 평가할 수 있다. 하지만 두 번째 모형과 양 시나리오를 비교해볼 때, 본 연구에서의 빈곤율 개선 효과 추정치는 Colombino and Islam(2018)의 그것보다 높다고 볼 수 있다.

Chang, Han and Kim(2021)의 첫 번째 모형은 최소보장소득의 수준이 중위소득의 20%, NIT 세율이 20%, 손익분기점 소득이 중위소득, 양의 소득세 구간에서의 세율이 7.4%, 가구 단위로 지급되는 NIT 모형이다. 두 번째 모형은 최소보장소득의 수준이 평균소득의 20%, NIT 세율과 양의 소득세 구간의 세율이 20%, 손익분기점 소득이 평균소득, 가구 단위로 지급되는 NIT 모형이다. 지니계수 개선율은 첫 번째 모형에서 10.69%, 두 번째 모형에서 19.94%인 것으로 나타났다. 두 번째 모형과 첫 번째 모형을 비교해보면, NIT 세율이 20%로 일정한 상황에서 손익분기점 소득을 평균소득에서 중위소득으로 변화시키면 지니계수 개선율

이 절반 정도로 감소하는 것으로 분석되었다. 지급 단위에서의 차이가 나기는 하지만, 두 번째 모형은 기본소득 도입 시나리오의 세율 40%의 정확히 절반인데, 19.94%의 지니계수 개선율은 기본소득 도입 시나리오에서의 33.41%의 절반을 넘는 59.68% 수준인 것으로 나타났다. 가구 단위 지급 시나리오를 보면 최소보장소득 수준과 NIT 세율이 기본적으로 두 번째 모형의 그것들보다 높음에도 불구하고 지니계수 개선율이 17.90%로, 19.94%인 두 번째 모형보다 오히려 낮았다. Chang, Han and Kim(2021)의 주된 연구 관심이 NIT 제도의 분배효과에 있기보다는 노동, 자본, 산출, 사회후생에 미치는 효과임을 고려하더라도, 본 연구에서의 지니계수 개선율 추정치는 Chang, Han and Kim(2021)의 그것보다 낮다고 평가할 수 있다.

제 2 절 연구의 함의

1. 이론적 함의

본 연구는 다음과 같은 점에서 기본소득과 NIT의 빈곤 개선 효과 연구 분야에서 이론적으로 기여했다고 평가할 수 있다. 첫째, 기본소득과 NIT의 제도적 및 정책목표적 차이에 명시적으로 주목하면서, 특히 빈곤 완화를 지향하는 NIT의 제도적 요소들을 모수적, 비모수적 차원에서 식별하고 이들이 실제로 빈곤 개선에 효과적이거나 효율적인지를 분석하였다. 기본소득은 빈곤 완화라는 정책 목표로 인해 정책을 특징짓는 주요 모수들이 크게 제약되지 않지만, NIT는 주요 정책 목표 및 정책을 특징짓는 주요 모수 자체가 빈곤 완화와 크게 관련된다. 본 연구는 빈곤 완화를 지향하는 NIT의 제도적 요소들로 NIT 지급구간에서의 소득을 시장소득이 아니라 소득인정액 개념으로 정의하는 것, 최소보장소득의 액수를 빈곤선 이하로 설정하는 것, NIT 세율을 상향 조정하는 것, 급여 대상과 수급 판정 단위를 개인이 아니라 가구로 삼으면서 가구 소비에서의 규모의 경제를 고려하는 것을 식별하였다. 각각의 요소들은 빈곤 완

화의 효과성이나 효율성을 제고하기 위한 조치로 이해될 수 있지만, NIT 제도의 주요 모수 설정 면에서 빈곤 개선의 효과성과 효율성 간 상충관계가 존재하는 것 또한 사실이다. 예컨대 NIT 세율이 불변인 상태에서 최소보장소득을 높이거나, 손익분기점 소득이 불변인 상태에서 NIT 세율을 높이거나, 최소보장소득이 불변인 상태에서 손익분기점 소득을 높이게 되면 빈곤 개선의 효과성은 높아질 수 있으나 빈곤 개선 정책의 대상 효율성은 떨어질 수 있다. 따라서 실제로 네 가지 요소들 각각이, 그리고 네 가지 요소들의 종합이 실제 빈곤 개선에 효과적이거나 효율적인지를 실증 분석한 본 연구의 작업은 기본소득과 NIT 제도의 비교 맥락뿐만 아니라 NIT 제도의 구체적인 내적 설계에서도 중요하다고 평가할 수 있다.

둘째, 기본소득과 NIT의 빈곤 개선 효과를 직접효과뿐만 아니라 노동공급효과도 반영하여 분석함으로써 분석의 지평을 넓혔다. 직접효과모형에서는 기본소득 혹은 NIT 지급을 위한 과세액과 기본소득 혹은 NIT 지급액이 일치하는 재정중립적 시나리오에 입각함으로써, 순 이전액의 크기가 서로 다른 시나리오 간 객관적이고 과학적인 비교가 가능하도록 하였다. 행태반응모형에서는 이산선택모형 접근법과 가법적 확률효용모형을 활용하였으며, 기존의 많은 선행연구와는 달리 실제 노동시간 분포에 관한 정보를 이용하여 가구별, 성별로 서로 다른 노동시간 범주를 설정하여 분석함으로써 현실성을 높이고자 하였다. 또한 선행연구들에서 실증적으로 지지받지 못한 전통적 가족모형에 입각한 개인효용극대화 모형 대신 공동효용-공동예산 모형에 입각한 가구효용극대화 모형을 활용하여 분석함으로써 분석의 정확성을 높이고자 하였다. 아울러 이경희, 민인식(2018: 표 8)이 제시한 절차를 준용하고 Creedy and Kalb(2005)의 논의를 참고하여 미시 모의실험 절차를 구체적으로 설정함으로써, 노동공급효과 분석의 결과를 빈곤 개선 효과 분석에 어떻게 구체적으로 연결시켰는지를 명확히 제시하지 않거나(Sommer, 2016), 노동공급효과와 빈곤 개선 효과를 별개로 분석하여 제시하는 데 그쳤던(이승주, 2019a) 기존 연구의 한계를 극복하고자 하였다.

셋째, 기본소득과 NIT가 순수하게 제도 설계적인 측면만이 고려될 경우 경제학적으로 동등하게 설계될 수 있다는 점, 그리고 정책목표 면에서의 두 제도의 차이가 명시적으로 고려될 경우 경제학적 동등성은 필연적으로 깨지게 된다는 점을 동시에 주목함으로써, 기본소득과 NIT의 제도 특성 및 정책효과 비교에 관한 논의에 기여하였다. 아울러 개인소득세 재원 기본소득을 소득구간별 적용세율에 따라 정률소득세 모형, 누진소득세 모형, 역진소득세 모형으로, 지급액에 따라 완전기본소득과 부분기본소득으로 유형화하고, NIT를 최소보장소득의 크기에 따라 빈곤선과 손익분기점 소득이 일치하는 형태의 빈곤갭 유형, 빈곤선이 최소보장소득과 손익분기점 소득 사이에 위치하는 형태의 빈곤갭 유형, 빈곤선과 최소보장소득이 일치하는 형태의 사회배당 유형으로 유형화한 것을 바탕으로, 각 유형에서 세전소득과 순소득의 관계, 직접효과를 통한 빈곤지수 개선에 관한 그림을 제시하고 논의함으로써, 기본소득과 NIT의 제도 특성을 이해하는 데 유용한 틀을 제공하였다.

넷째, 노동공급효과에 관한 본 연구의 분석 결과는 가구의 다양한 인구학적, 사회경제적 특성을 고려할 경우 최소보장소득, NIT 세율과 양의 소득세 구간에서의 세율을 비롯한 소득구간별 세율, 가구별 순이전소득 총합만으로는 각 시나리오별 노동공급효과를 제대로 예측할 수 없음을 보여주었다는 점에서도 이론적으로 기여하였다. 우선 기본소득 도입 시나리오의 가구별 순이전소득 총합은 약 105조 5,464억원으로 NIT의 다섯 가지 정책 변화 시나리오에 비해 가구별 순이전소득 총합이 더 컸으나, 노동공급 감소 정도는 가장 작은 것으로 분석되었다. 통상적인 대체효과와 소득효과만을 놓고 예상해보면 가구별 순이전소득 총합이 커질수록 노동공급에 미치는 부정적인 영향은 클 것으로 보인다. 하지만 실증분석 결과는 기본소득 도입 시나리오의 노동공급 감소 정도가 가장 작은 것으로 나타났다. 다음으로 기본소득 도입 시나리오와 최소보장소득 수준 변화 시나리오를 비교해보면, 후자는 전자와 최소보장소득 면에서는 작지만 NIT 세율은 40%로 같고 양의 소득세 구간에서의 세율은 더 작으므로 통상적인 대체효과와 소득효과만을 놓고 예측해보면 전자가 후자보다 노동

공급 감소폭이 더 클 것으로 보인다. 하지만 실증분석 결과는 이와 정반대로 나타났다. 끝으로 기본소득 도입 시나리오와 가구 단위 지급 시나리오를 비교해보면, 후자는 전자와 최소보장소득 면에서는 같거나 작지만,[64] NIT 세율은 40%로 같고 양의 소득세 구간에서의 세율은 더 작으므로 통상적인 대체효과와 소득효과만을 두고 예상해보면 전자가 후자보다 노동공급 감소폭이 더 클 것으로 보인다. 하지만 실증분석 결과는 이와 정반대로 나타났다.

이러한 분석 결과는 가구의 다양한 인구학적, 사회경제적 특성을 고려할 경우 대체효과와 소득효과가 각각 세율과 최소보장소득 수준에 따라 선형적으로 변화한다고 보기 어렵다는 것, 가구별 순이전소득 총합보다는 최소보장소득의 수준과 소득구간별 세율의 특정한 조합과 제도의 비모수적 특성이 더 중요할 수 있다는 것, 과세와 급여의 단위를 가구에서 개인으로 변화하는 것이 가구의 노동공급에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다는 것, 소득구간별로 세율을 달리하거나 비모수적 특성을 추가하는 등의 복잡한 제도보다는 소득구간별 세율을 단일하게 설정하면서 별도의 비모수적 특성을 추가하지 않는 단순한 제도가 가구의 노동공급에 유리할 수 있다는 것 등을 시사한다.

다섯째, 본 연구는 재분배의 역설(paradox of redistribution)을 둘러싼 논의에도 이론적 함의를 제공한다. 지금까지 재분배의 역설(Korpi and Palme, 1998)에 관한 지지와 반대는 보편적 복지에 대한 정치적 지지와 선호에 따른 장기동태적인 역사적 확장에 관한 실증분석을 중심으로 이루어져 왔다(Kenworthy, 2011; Brady and Bostic, 2015; Jacques and Noël, 2018). 그런데 NIT라는 단일 제도를 구성하는 다양한 모수적, 비모수적 요소들이 변화하였을 때 빈곤 개선의 효과성과 효율성이 어떻게 달라지는지를 보여준 본 연구는 단일 제도 내에서의 정태적 차원에서도 재분배의 역설이 성립할 수 있음을 보여주었다.

곧 40% 정률소득세 모형을 반영하는 기본소득 도입 시나리오와 수급

64) 가구 내 아동이 없는 경우에는 가구 단위 지급 시나리오와 기본소득 도입 시나리오의 최소보장소득은 같지만, 가구 내 아동이 있는 경우에는 가구 단위 지급 시나리오의 최소보장소득이 기본소득 도입 시나리오의 그것보다 더 작다.

대상을 빈곤층으로 표적화하기 위한 요소들을 동시에 적용한 종합 정책 변화 시나리오를 비교해보면, 종합 정책 변화 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 표적화에 성공함으로써 빈곤 개선의 효율성은 더 높지만 순이전소득 자체를 줄임으로써 빈곤 개선의 효과성은 더 낮은 것으로 나타났다. 여기서 더 나아가, 소득 정의 변화 시나리오, 최소보장소득 수준 변화 시나리오, 세율 조정 시나리오, 가구 단위 지급 시나리오와 기본소득 도입 시나리오의 비교 결과는 빈곤 개선의 효율성을 높이고자 하는 제도적 요소의 개별적 도입이 빈곤 개선의 효과성을 낮출 뿐만 아니라 저소득층을 중심으로 한 노동공급 감소로 인하여 빈곤 개선의 효율성마저 저해할 수 있음을 시사한다. 단일 제도를 구성하는 다양한 요소들의 변화에 따른 표적화와 재분배의 효과성 및 효율성에 관한 본 연구의 분석은 재분배의 역설에 관한 기존 논의와 차원을 달리하면서도 상호보완적인 이론적 및 정책적 함의를 제공하며, 향후 재분배의 역설을 둘러싼 토론에서 저소득층 표적화 요소의 노동공급 효과 분석 및 평가가 중요할 수 있음을 시사한다.

2. 정책적 함의

행태반응모형 분석 결과를 중심으로 본 연구의 정책적 함의를 도출해보면, 다음의 여섯 가지를 제시할 수 있다. 첫째, 기본소득 제도가 현행 제도보다 빈곤 개선의 효과성과 효율성 면에서 우수하다는 것이다. 기본소득 도입 시나리오가 현행 제도보다 빈곤 개선의 효과성과 효율성이 더 높은 것으로 나타났다. 현행 제도가 빈곤 감소뿐만 아니라 노동능력 증진, 노동유인 제고, 성평등 증진 등 다양한 정책 목표들을 가진, 그리고 성, 연령, 소득, 자산 등 다양한 변수들을 급여 여부 및 급여액 판정의 기준으로 삼는 다양한 정책들의 조합인 데 비해, 정률소득세 모형은 소득이라는 단일 변수를 이용하여 평균소득을 기준으로 평균소득과의 소득 차에 비례하여 순수혜액을 지급하거나 순기여액을 납부하도록 설계되어 있다는 점에서 이러한 결과는 어찌 보면 자연스러운 것이다. 물론 본 연구의 결과는 빈

곤 개선의 효과성 및 효율성 면에서 기본소득 제도가 현행 제도보다 우수하다는 것을 보여주었을 뿐이다. 따라서 기본소득 제도가 현행 제도보다 다른 영역에서도 우수할 것이라고 확대해석해서는 곤란하다.

둘째, 최소보장소득을 감소시키는 것은 빈곤 개선의 효과성과 효율성 면에서 권장되기 어렵다. 기본소득 도입 시나리오와 최소보장소득 수준 변화 시나리오를 비교 분석한 결과는 최소보장소득을 평균소득에서 중위소득 수준으로 감소시키면 빈곤 개선의 효과성과 효율성이 떨어짐을 보여주었다. 최소보장소득의 감소로 인해 순수혜가구가 받게 되는 NIT 급여액이 줄어들 뿐만 아니라, NIT 세율이 고정된 상황에서 최소보장소득 감소와 연동된 손익분기소득의 감소로 NIT 순수혜가구에서 NIT 순기여가구로 바뀐 가구들이 발생함이 확인되었다. 아울러 싱글가구 여성과 커플가구를 중심으로 한 노동공급 감소는 기본소득 도입 시나리오에 비한 최소보장소득 수준 변화 시나리오의 빈곤 개선 효과성 및 효율성을 더욱 낮추는 중요한 요인으로 작용하였다.

셋째, NIT 세율을 높이는 것은 빈곤 개선의 효과성과 효율성 면에서 바람직하지 않을 수 있다. 기본소득 도입 시나리오와 세율 조정 시나리오를 비교 분석한 결과는 NIT 세율을 40%에서 50%로 상향하면 빈곤 개선의 효과성과 효율성이 감소함을 보여주었다. 최소보장소득이 일정한 상태에서 NIT 세율의 증가는 손익분기점 소득 자체의 감소를 초래하였다. 또한 대체효과가 소득효과를 압도하는 형태의 노동공급 반응이 빈곤 개선의 효과성과 효율성을 떨어뜨리는 데 주요한 영향을 미쳤다.

넷째, 가구 단위 지급은 빈곤 개선의 효과성과 효율성 면에서 권장되기 어렵다. 기본소득 도입 시나리오와 가구 단위 지급 시나리오를 비교 분석한 결과는 NIT 급여를 가구 소비에서의 규모의 경제를 고려하면서 가구 단위로 지급하면 빈곤 개선의 효과성과 효율성이 떨어짐을 보여주었다. 그리고 기본소득 도입 시나리오에 비한 가구 단위 지급 시나리오의 빈곤 개선 효과성 및 효율성을 낮추는 데 노동공급 반응이 중요하게 작용하였다.

다섯째, NIT 지급구간에서 소득의 정의를 시장소득에서 소득인정액으로 변화시키는 것은 빈곤 개선의 효과성과 효율성 면에서 바람직하지 않을

수 있다. 기본소득 도입 시나리오와 소득 정의 변화 시나리오를 비교 분석한 결과는 귀속임대료나 순자산 고려 시 빈곤 개선의 효과성과 효율성이 감소함을 보여주었다. 귀속임대료와 순자산의 고려는 가구별 순이전소득 액수를 작게 할 뿐만 아니라, 커플가구를 중심으로 노동공급을 감소시킴으로써 빈곤 개선의 효과성과 효율성 모두를 저해하는 것으로 나타났다.

여섯째, NIT 지급대상을 가급적 빈곤층으로 표적화하기 위하여 상기 4가지 요소들을 동시에 도입하는 것은 빈곤 개선의 효율성 면에서는 바람직할 수 있으나 효과성 면에서는 바람직하지 않을 수 있다. 기본소득 도입 시나리오와 종합 정책 변화 시나리오를 비교 분석한 결과는 상기 4가지 정책 변화 시나리오의 요소들을 모두 반영할 경우 빈곤 개선의 효율성은 증가하나 효과성은 감소함을 보여주었다.

일곱째, 기본소득이나 NIT가 빈곤을 줄이는 데에는 상당히 효과적일 수 있지만, 최소보장소득이 예컨대 평균소득의 50%와 같이 매우 높은 수준으로 설정되지 않는 이상 기본소득 혹은 NIT만으로 빈곤을 완전히 근절할 수는 없다는 것이다. 빈곤선을 중위소득의 60%에서 50% 혹은 40%로 하향 조정할 경우, 비록 빈곤율, 빈곤의 심도, 빈곤의 심각도 값이 줄어들기는 하지만 완전히 0이 되지는 않았다([부록 7] 참조). 이는 매우 높은 수준의 최소보장소득을 보장하지 않는 한, 기본소득이나 NIT와 같은 단일 제도의 도입만으로는 빈곤 없는 세상을 만드는 것은 불가능하며, 노동시장, 교육, 사회서비스 등의 다양한 영역에서 기본소득 혹은 NIT에 상호보완적인 정책 개혁들이 함께 추진되어야 함을 시사한다.

제 3 절 연구의 한계 및 후속연구 제언

본 연구의 한계와 후속연구 제언은 다음과 같이 제시될 수 있다. 첫째, 빈곤 완화를 지향하는 NIT의 제도적 요소들이 실제로 빈곤 개선에 효과적이거나 효율적인지 분석하는 데 있어서 본 연구는 노동공급효과를 고려하였으나, 노동수요효과, 거시경제효과 등까지 고려한 일반균형 분석을 수행하지는 못하였다. 향후 연구는 일반균형 분석까지 확장한 기본소득

혹은 NIT의 빈곤 개선 효과를 분석할 필요가 있다. 이때 한종석, 김선빈, 장용성(2021)과 같이 미시 분석을 생략한 채 외생적인 모수 설정에 기반한 거시 분석을 수행하는 방식이 아니라, Kumar et al.(2020)과 같이 미시 모의실험 결과와 거시 모의실험 결과를 결합한 방식을 발전시키는 것이 유용하리라 본다.

둘째, 본 연구는 공동효용-공동예산 모형에 입각한 가구효용극대화 모형을 활용하여 정태적인 노동공급효과를 분석함으로써 분석의 정확성을 높이고자 하였는데, 따라서 본 연구의 분석 결과의 예측 정확도는 실제 가구의 노동공급 행태가 가구효용극대화 모형에서 가정하는 바에 얼마나 부합하느냐에 달려 있다. 실제 가구의 노동공급 행태가 가구 내 합리적 개인들의 효용극대화 전략만으로 설명 가능하다고 보기 어려운 측면이 존재하므로, 본 연구의 분석 결과는 조심스럽게 해석될 필요가 있을 것이다. 이와 관련하여, 향후에는 공동효용-공동예산 모형에 입각한 가구효용극대화 모형이 실제 가구의 노동공급 행태를 얼마나 잘 설명하는지를 검증하는 연구가 수행될 필요가 있으리라 본다. 비록 자료 구득 용이성과 분석기법의 어려움으로 실증분석에 적용되기 어렵기는 하지만, 향후에는 협상모형에 입각하여 기본소득 혹은 NIT의 빈곤 개선 효과를 분석하는 연구가 수행될 필요가 있다. 아울러 정태적인 분석에 머무르는 것이 아니라 동태적인 분석까지 나아갈 필요가 있을 것이다.

셋째, 본 연구는 공동효용-공동예산 모형에 입각한 가구효용극대화 모형을 활용하여 노동공급효과를 분석하였는데, 그리하여 행태반응모형의 대상 가구가 가구주와 그 배우자가 모두 만 18~64세인 가구로 제한되는 결과를 낳았다. 기본소득 혹은 NIT의 대상 가구가 광범위하다는 점을 고려해볼 때, 향후 행태반응모형의 분석대상 범위를 전체 가구로 확장할 수 있는 방법론이 개발될 필요가 있다.

넷째, 본 연구는 현행 제도와 기본소득 혹은 NIT 제도의 빈곤 개선 효과를 일대일로 비교하는 방식만을 채택했을 뿐, [부록 1]에 제시된 기본소득 도입 시나리오 하에서의 직접효과모형의 경우를 제외하고는, 기본소득 혹은 NIT 제도의 도입으로 인해 초래되는 현행 제도와의 관계를

고려하지 못하였다. 하지만 기본소득 혹은 NIT 제도 도입 시 현행 제도와의 관계를 어떻게 설정하느냐의 문제는 기본소득 혹은 NIT 제도에 대한 사람들의 선호, 태도에 영향을 미칠 뿐만 아니라 정책의 효과성과 효율성에도 영향을 미치는 중요한 이슈이다. 따라서 향후 연구는 현행 제도와의 관계를 고려하여 기본소득 혹은 NIT의 빈곤 개선 효과를 분석할 필요가 있다.

다섯째, 본 연구는 다양한 노동시간 범주 선택에 따라 가구의 노동소득과 처분가능소득이 달라진다는 점에 착안하여 조건부 로짓 모형 분석을 수행하였다. 하지만 다양한 노동시간 범주 선택에 따라 근로소득세, 종합소득세, 사회보험료 납부액이 달라지는데, 본 연구는 대안별 처분가능소득 계산 시 이 점까지 고려하지는 못하였다. 따라서 향후 연구는 다양한 노동시간 범주 선택에 따른 근로소득세, 종합소득세, 사회보험료 납부액의 변화까지 반영하여, 대안별 처분가능소득을 좀 더 정교하게 계산하여 분석할 필요가 있다.

여섯째, 노동시간 범주를 구체적으로 어떻게 설정하느냐가 분석 결과에 미치는 영향에 관한 민감도 분석 혹은 강건성 검사를 수행하지는 못하였다. 조건부 로짓 모형 분석 시 노동시간 범주를 달리 설정하여 분석하는 것에 드는 상당한 시간과 노력을 고려할 때, 향후 데이터에 기반하여 적합한 노동시간 범주를 설정할 수 있는 방법론이 개발될 필요가 있다.

일곱째, 본 연구는 빈곤 완화를 지향하는 NIT의 제도적 요소들이 실제로 빈곤 개선에 효과적이거나 효율적인지 분석할 때 기본소득 도입 시나리오와 현행 제도 및 다섯 시나리오와의 일대일 비교를 수행하는 전략을 취하였는데, 따라서 사회적으로 최적의 기본소득 혹은 NIT 제도를 찾는 작업과는 거리가 있었다. 비록 본 연구의 기본소득 도입 시나리오가 다른 시나리오들에 비해 빈곤 개선의 효과성과 효율성 면에서 전반적으로 우수한 것으로 분석되었지만, 기본소득 도입 시나리오는 소득 구간에 의존하지 않고 40%라는 단일세율을 적용한다는 점에서는 일종의 제약모형(restrictive model)이라 할 수 있다. 그러므로 최소보장소득의 크기와 소득 구간별 세율을 자유롭게 설정할 수 있는 무제약모형

(unrestrictive model) 중에서 기본소득 도입 시나리오보다 사회적으로 더 최적인 모형이 되도록 하는 모수 값을 찾는 것이 가능하리라 본다. 해외에서는 Ugo Colombino 등을 중심으로 최적의 조세-급여 규칙(Optimal Tax-Transfer Rules)을 찾기 위한 일련의 연구들이 수행된 바 있는데(Colombino, Locatelli, Narazani and O'Donoghue, 2010; Islam and Colombino, 2018; Colombino and Islam, 2022a; 2022b), 국내에서도 향후 이러한 연구가 수행될 필요가 있다.

참 고 문 헌

국내 문헌

강남훈 (2011). 한국에서 기본소득 정책과 기초생활보장 정책의 재분배효과 비교. **마르크스주의 연구**, 8(3), 76-98.

강남훈 (2013). 생태기본소득의 가구별소득 재분배 효과. **사회이론**, 43, 239-265.

강남훈 (2017). 권리로서의 기본소득: 쟁점과 이해. **화우공익재단 제3회 공익세미나 "기본소득의 도입가능성 및 한계에 대한 쟁점토론" 자료집**. 9-33.

강남훈 (2019). **기본소득의 경제학**. 고양: 박종철출판사.

강창희, 박상곤 역 (2017). 『Stata를 활용한 미시계량경제학』. Cameron, A. C. and Trivedi, P. K. 저. ㈜지필미디어.

구인회, 박현선, 정익중 (2006). 빈곤이 아동의 학업성취에 미치는 영향. **아동과 권리**, 10, 269-295.

국회예산정책처 (2020). **2020 조세수첩**. 서울: 국회예산정책처.

국회예산정책처 (2021). **2021 조세수첩**. 서울: 국회예산정책처.

권은선, 구인회 (2010). 빈곤이 아동의 건강에 미치는 영향. **한국사회복지학**, 62(4), 129-148.

금민 (2020a). 기본소득 재정원리. **기본소득한국네트워크 월례 쟁점토론회 (8) "기본소득의 재정원리와 시민소득세" 발표문 초고**. 기본소득한국네트워크.

금민 (2020b). **모두의 몫을 모두에게: 지금 바로 기본소득**. 서울: 동아시아.

기본소득한국네트워크 (2021). **기본소득이 있는 복지국가: 리얼리스트들의 기본소득 로드맵**. 고양: 박종철출판사.

김교성 (2009). 기본소득 도입을 위한 탐색적 연구. **사회복지정책**, 36(2), 33-57.

김낙회, 변양호, 이석준, 임종룡, 최상목 (2021). **경제정책 어젠다 2022**. KI신서 9667. 파주: 21세기북스.

김원철 (2021). 강남훈 "기본소득은 불평등과 양극화 해소 수단". CPBC News. [7월 14일자]

김자영 (2014). 노인빈곤이 정신건강에 미치는 영향. **한국노년학**, 34(4), 717-735.

김정욱, 원승연 (2022). 기본소득의 경제학: 기본소득과 노동공급의 관계에 대한

문헌 연구를 중심으로. 한국사회정책, 29(3), 73-96.
김현숙 (2009). 우리나라 가구의 노동공급 의사결정에 관한 연구: 소득세를 고려한 조건부 로짓모형(conditional logit model). 재정학연구, 2(2), 1-37.
남상호 (2012). 가구균등화척도가 상대빈곤율에 미치는 영향. 보건・복지 Issue & Focus, 142.
남상호 (2015). 우리나라 가계 소득 및 자산 분포의 특징. 보건・복지 Issue & Focus, 277.
남상호 (2021). 기본소득의 경제적 효과 분석. 한국재정학회 추계학술대회 발표논문.
남재량 (2007). 근로소득세의 노동공급 효과 연구. 서울: 한국노동연구원.
대한민국헌법. 헌법 제10호. 1987. 10. 29. 전부개정. 1988. 2. 25. 시행. [2021년 12월 29일 최종검색]
문외솔, 송승주 (2016). 노동공급 탄력성 추정. 노동경제논집, 39(2), 35-51.
박기성 (2020). [IDEA2050_035] 안심소득제는 범복지제도. 서울: LAB2050.
박기성, 변양규 (2017). 안심소득제의 효과. 노동경제논집, 40(3), 57-77.
박기성, 조경엽 (2021). 안심소득제의 비용과 경제적 효과. 정책연구 2021-03. 서울: 한국경제연구원.
박명호 (2019). 2018년도 주택분 종합부동산세 개편안의 소득재분배 효과에 대한 분석. 예산정책연구, 8(1), 101-121.
백승호 (2010). 기본소득 모델들의 소득재분배 효과 비교분석. 사회복지연구, 41(3), 185-212.
백승호 (2020). 더 나은 기본소득 논쟁을 할 권리: 사회정책 분야의 논쟁 분석. 경제와사회, 128, 12-57.
변금선 (2013). 청소년기 빈곤이 청년기 노동시장 성취에 미치는 영향에 대한 연구. 사회복지정책, 40(4), 345-373.
보건복지부 (2018). 2019년 기준 중위소득 및 생계·의료급여 선정기준과 최저보장수준. 보건복지부 고시 제2018-144호.
보건복지부 (2019). 2019 아동수당 사업 안내. 세종: 보건복지부.
보건복지부 (2020). 통계로 본 2019년 기초연금. 세종: 보건복지부.
보건복지부 (2022). 아동복지법. [시행 2022. 7. 1.] [법률 제17784호, 2020. 12. 29., 일부개정] (2022년 7월 13일 접속). Retrieved from https://www.law.go.kr/lsSc.do?section=&menuId=1&subMenuId=15&tab

MenuId=81&eventGubun=060101&query=%EC%95%84%EB%8F%99%EB%B3%B5%EC%A7%80%EB%B2%95#undefined

브레흐만, 뤼트허르 (2017). **리얼리스트를 위한 유토피아 플랜: 우리가 바라는 세상을 현실에서 만드는 법**. 안기순 역. 파주: 김영사.

사회보장기본법. 법률 제18215호. 2021. 6. 8. 일부개정, 2021. 12. 9. 시행. [2021년 12월 29일 최종검색]

서영지 (2021). 이재명 "기본소득 100만원 목표…토지세·탄소세로 재원 마련". 《한겨레》. [7월 22일자]

스탠딩, 가이 (2018). **기본소득: 일과 삶의 새로운 패러다임**. 안효상 역. 파주: 창비.

안효상 (2018). [기본소득 아이디어의 역사] 줄리엣 라이스-윌리엄스의 새로운 사회계약. **월간 시대**, 55, 97-109.

양, 앤드루 (2019). **보통 사람들의 전쟁: 기계와의 일자리 전쟁에 직면한 우리의 선택**. 장용원 역. 서울: 흐름출판.

양재진 (2018). 기본소득은 미래 사회보장의 대안인가?. **한국사회정책**, 25(1), 45-70.

양재진 (2020). 기본소득이 복지국가의 발전 요인으로 되기 어려운 이유. **경제와 사회**, 128, 58-77.

여유진, 김미곤, 김태완, 양시현, 최현수 (2005). **빈곤과 불평등의 동향 및 요인 분해**. 연구보고서 2005-11. 서울: 한국보건사회연구원.

오욱찬 (2011). 장애인-비장애인의 취업확률 및 임금 격차 분석. **사회보장연구**, 27(1), 1-25.

우석진, 김도형 (2022). **경제분석을 위한 STATA**. 제4판. ㈜지필미디어.

유경민 (2021). 유승민, 이재명에 '공정소득 vs 기본소득' 끝장토론 제안. 《시사저널》. [7월 26일자]

유영성, 유종성, 박기백, 금민, 유승경, 이승윤, 곽노완, 정원호, 마주영, 김재신 (2021). **모두의 기본소득, 재원을 마련하다**. 경기연구원 엮음. 서울: 다할미디어.

이건민 (2018a). 기본소득은 어떻게 노동자 소유 기업을 활성화시킬 수 있는가?: 경제민주주의를 향한 투 트랙 전략. **월간 시대**, 61, 62-75.

이건민 (2018b). [대전환의 밑그림 - 녹색전환연구소 5주년 기념 기획연재] ③ 삶 전환의 열쇳말, 기본소득. 《프레시안》. [9월 20일자]

이건민 (2018c). 안심소득제 (연구) 비판. **월간 시대**, 56, 75-96.

이건민 (2019). 통합소득 백분위자료를 통해 분석한 기본소득의 소득재분배 효과. **Alternative Working Paper**, 17. 서울: 정치경제연구소 대안.

이건민 (2020a). 기본소득 쟁점. In **유영성 외, 모두의 경제적 자유를 위한 기본소득** (pp. 100-129). 서울: 다할미디어.

이건민 (2020b). UBI-FIT 모델의 (불)가능성, 누진 모델 등의 여러 모델. **제9차 기본소득한국네트워크 쟁점토론회 발표문**. 기본소득한국네트워크.

이건민 (2021a). 건강·삶의 만족도는 향상됐지만, 기대했던 고용효과 제한적. 《한겨레》. [3월 10일자]

이건민 (2021b). 최근 기본소득 논쟁의 몇 가지 교훈. **계간 기본소득**, 8, 135-160.

이건민 (2021c). UBI-FIT 모형의 정당성과 장단점, 다른 제도들과의 배치와 관련한 여러 이슈들. **계간 기본소득**, 9. 30-40.

이건민 (2022a). 기본소득과 음의 소득세는 어떻게 다른가. **계간 기본소득**, 11, 44-51.

이건민 (2022b). 기본소득과 음의 소득세 비교에 대한 비판적 평가: 두 가지 사례에 대한 응답. **계간 기본소득**, 11, 107-117.

이건민 (2022c). "서울시민 소득안정성 제고를 위한 정책 토론회" 내용 소개 및 평가. **계간 기본소득**, 13, 134-143.

이경희, 민인식 (2018). 아동수당이 기혼여성 노동공급에 미치는 영향: 마이크로 시뮬레이션 활용. **조사연구**, 19(2), 25-49.

이승주 (2019a). **모의실험(Simulation)을 통한 기본소득 도입의 효과분석: 소득재분배와 노동공급 효과를 중심으로**. 연세대학교 사회복지학 박사학위논문.

이승주 (2019b). 청년기본소득 도입의 효과 분석: 소득재분배 및 빈곤완화를 중심으로. **정부학연구**, 25(1), 89-131.

이승주 (2020). 기본소득의 노동공급효과 분석: 한부모 여성을 중심으로. **한국행정연구**, 29(4), 199-232.

이원재 (2019). 기본소득과 사회혁신: 자유안정성의 관점에서. **IDI 도시연구**, 15. 31-58.

이원재, 윤형중, 이상민, 이승주 (2019). **국민기본소득제: 2021년부터 재정적으로 실현 가능한 모델 제안**. 솔루션 2050-04. 서울: LAB2050.

이원진 (2021). 기본소득과 부의 소득세의 분배 효과. In: 강신욱, 이원진, 노대명, 이지혜, 백승호, 서정희, 양재진, 오건호, 최한수, 홍경준, 금민, **기본소득 도입의 조건과 과제**, 연구보고서 2021-31, 세종: 한국보건사회연구원, 301-341.

임미나 (2021). 오세훈표 안심소득 실험…내년부터 저소득 800가구 받는다. 《연합뉴스》. [11월 11일자]

장인성, 이지은, 신선옥, 정현상, 권익성 (2021). **제23차(2020)년도 한국 가구와 개인의 경제활동: 한국노동패널 기초분석보고서**. 세종: 한국노동연구원.

전승훈, 신영임 (2009). **가계의 소비구조, 소비불평등, 한계소비성향의 변화와 정책시사점**. 서울: 국회예산정책처.

전용복 (2020). **나라가 빚을 져야 국민이 산다: 포스트 코로나 사회를 위한 경제학**. 과천: 진인진.

정재헌 (2021). 기본소득의 경제성장 효과 시뮬레이션: 유량·저량 동태모형에 의한 예측. **경제발전연구**, 27(4), 1-37.

정재헌, 강남훈, 이건민 (2020). **기본소득의 거시경제 효과 분석**. 수원: 경기연구원. [미발간 연구보고서]

조경엽, 김영덕 (2017). 기본소득제가 소득재분배와 고용에 미치는 영향. **국제경제연구**, 23(3), 59-97.

탁지영 (2021). 심상정 “시민최저소득 100만원 보장··소액 기본소득, 불평등 해소 못해”. 《경향신문》. [12월 16일자]

토리, 말콤 (2020). **왜 우리에겐 기본소득이 필요할까: 삶을 일보다 중요하게 만드는 무조건적 소득의 가치와 실현가능성과 시행에 대하여**. 이영래 역. 안효상 감수. 서울: 생각이음.

통계청 (2021). [보도자료] 2020 인구주택총조사 표본 집계 결과 가구·주택 특성 항목: 1인가구, 주거실태, 빈집. 대전: 통계청.

한국경제연구원 (2021). [보도자료] 안심소득제, 보편지급형 기본소득제나 현행 복지제도보다 탁월. 서울: 한국경제연구원. [8월 6일]

한국복지패널 웹사이트 (2022). ‘조사설계’-‘표본추출’. (2022년 3월 28일 접속). Retrieved from https://www.koweps.re.kr:442/probe/sample.do

한국조세재정연구원 (2021a). **13차년도 재정패널 조사 기초분석보고서**. 세종: 한국조세재정연구원.

한국조세재정연구원 (2021b). **13차년도 재정패널조사 설문지: 가구원용, 의식조**

사. 세종: 한국조세재정연구원.
한국조세재정연구원 (2021c). **재정패널조사 사용자 안내서: 1~13차년도**. 세종: 한국조세재정연구원.
한종석, 김선빈, 장용성 (2021). 기본소득 도입의 경제적 효과 분석. **한국경제의 분석**, 27(1), 163-217.
한종석, 우진희, 홍재화 (2018). **소득재분배 정책의 거시경제적 효과: 이질적 경제주체 모형분석**. 연구보고서 18-10. 세종: 한국조세재정연구원.

국외 문헌

Aaberge, R. and Atkinson, A. B. (2013). The median as watershed. *Discussion Papers*, No. 749, Oslo: Statistics Norway, Research Department.
Aaberge, R., Colombino, U. and Strøm, S. (1999). Labor Supply in Italy: An Empirical Analysis of Joint Household Decisions, with Taxes and Quantity Constraints. *Journal of Applied Econometrics, 14*(4), 403-422.
Aaberge, R. and Colombino, U. (2014). Labour Supply Models. In C. O'Donoghue (Ed.), *Handbook of Microsimulation Modelling* (pp. 167-221). Contributions to Economic Analysis, Vol. 293, Bingley: Emerald Group Publishing Limited.
Aaberge, R. and Colombino, U. (2015). Labour Supply Models. *Discussion Paper*, No. 807. Oslo: Statistics Norway, Research Department.
Aaberge, R. and Colombino, U. (2018). Structural Labour Supply Models and Microsimulation. *International Journal of Microsimulation, 11*(1), 162-197.
Aaberge, R., Dagsvik, J. K. and Strøm, S. (1995). Labor Supply Responses and Welfare Effects of Tax Reforms. *The Scandinavian Journal of Economics, 97*(4), 635-659.
Aber, J. L., Bennett, N. G., Conley, D. C. and Li, J. (1997). The Effects of Poverty on Child Health and Development. *Annual Review of Public Health, 18*(1), 463-483.
Akee, R., Copeland, W. E., Keeler, G., Angold, A. and Costello, E. J. (2010). Parents' Incomes and Children's Outcomes: A Quasi Experiment

Using Transfer Payments from Casino Profits. *American Economic Journal: Applied Economics, 2*(1), 86-115.

Angyridis, C. and Thompson, B. S. (2016). Negative Income Taxes, Inequality and Poverty. *Canadian Journal of Economics, 49*(3), 1016-1034.

Araar, A. and Duclos, J.-Y. (2007). DASP: Distributive Analysis Stata Package. PEP, World Bank, UNDP and Université Laval.

Araar, A. and Duclos, J.-Y. (2022) User Manual for Stata Package *DASP: Version 3.0*. PEP, World Bank, UNDP and Université Laval.

Ashenfelter, O. and Plant, M. W. (1990). Nonparametric Estimates of the Labor-Supply Effects of Negative Income Tax Programs. *Journal of Labor Economics, 8*(1, Part 2), 396-415.

Becker, G. S. (1965). A Theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal, 75*(299), 493-517.

Berndt, Ernst R. (1991). *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary. Reading*. Mass.; Don Mills, Ont.: Addison-Wesley Publishing Company.

BIEN (2016). The Report from the General Assembly, by Toru Yamamori, Oct 11, News, https://basicincome.org/news/2016/10/bien-report-general-assembly

Blundell, R., Duncan, A., MacCrae, J. and Meghir, C. (1999). Household Labour Supply, Childcare Costs and Tax Credits. *Institute for Fiscal Studies Conference Paper*.

Brady, D. and Bostic, A. (2015). Paradoxes of Social Policy: Welfare Transfers, Relative Poverty, and Redistribution Preferences. *American Sociological Review, 80*(2), 268-298.

Browne, J. and Immervoll, H. (2017). Mechanics of Replacing Benefit Systems with a Basic Income: Comparative Results from a Microsimulation Approach. *Journal of Economic Inequality, 15*, 325-344.

Buchanan, J. M. (1997). Can Democracy Promote the General Welfare?. *Social Philosophy and Policy, 14*(2), 165-179.

Bullard, R. D. (1990). *Dumping in Dixie: Race, Class, and Environmental Quality*. Boulder, CO: Westview.

Burtless, G. (1986). The Work Response to a Guaranteed Income: A Survey of Experimental Evidence. In A. H. Munnell (Ed.), *Lessons from the Income Maintenance Experiments* (pp. 22-59). Boston: Federal Reserve Bank of Boston.

Cameron, A. C. and Trivedi, P. K. (2005). *Microeconomics: Methods and Applications*. 1st Ed.. Cambridge: Cambridge University Press.

Cameron, A. C. and Trivedi, P. K. (2010). *Microeconometrics Using Stata*. Revised Ed.. College Station, TX: Stata Press.

Chang, Y., Han, J.-S. and Kim, S.-B. (2021). Negative Income Tax and Universal Basic Income in the Eyes of Aiyagari. *Working Paper*. Institute of Economic Research, Seoul National University. [21 July 2021]

Cheal, D. (1996). *New Poverty: Families in Postmodern Society*. Westport CT: Greenwood Press.

Christensen, L. R., Jorgenson, D. W. and Lau, L. J. (1975). Transcendental Logarithmic Utility Functions. *The American Economic Review, 65*(3), 367-383.

Colombino, U. (2015). Five Crossroads on the Way to Basic Income. An Italian Tour. *Italian Economic Journal, 1*(3), 353-389.

Colombino, U. (2019). Is Unconditional Basic Income a Viable Alternative to Other Social Welfare Measures?. *IZA World of Labor*. [March 2019]

Colombino, U. and Islam, N. (2018). Basic Income and Flat Tax: The Italian Scenario. *CESifo Forum, 19*(3), 20-29.

Colombino, U. and Islam, N. (2021). Combining Microsimulation and Optimization to Identify Optimal Universalistic Tax-Transfer Rule. *LISER Working Paper*, No. 2021-06. Luxembourg Institute of Socio-Economic Research. [September 2021]

Colombino, U. and Islam, N. (2022a). Combining Microsimulation and Numerical Maximization to Identify Optimal Tax-Transfer Rules. *International Journal of Microsimulation, 15*(2), 4-43.

Colombino, U. and Islam, N. (2022b). The "Robot Economy" and Optimal Tax-Transfer Reforms. No. 15198. Institute of Labor Economics (IZA). [26 March 2022]

Colombino, U., Locatelli, M., Narazani, E. and O'Donoghue, C. (2010). Alternative Basic Income Mechanisms: An Evaluation Exercise With a Microeconometric Model. *Basic Income Studies, 5*(1), Article 3.

Colombino, U. and Narazani, E. (2013). Designing a Universal Income Support Mechanism for Italy: An Exploratory Tour. *Basic Income Studies, 8*(1), 1-17.

Creedy, J. and Duncan, A. (2002). Behavioural Microsimulation with Labour Supply Responses. *Journal of Economic Surveys, 16*(1), 1-39.

Creedy, J. and Duncan, A. (2005). Aggregating Labour Supply and Feedback Effects in Microsimulation. *Australian Journal of Labour Economics, 8*(3), 277-290.

Creedy, J. and Kalb, G. (2005). Discrete Hours of Labour Supply Modelling: Specification, Estimation and Simulation. *Journal of Economic Surveys, 19*(5), 697-734.

Creedy, J., Kalb, G. and Scutella, R. (2003). Evaluating the Income Redistribution Effects of Tax Reforms in Discrete Hours Models. *Melbourne Institute Working Paper*, No. 21/03. Melbourne Institute of Applied Economic and Social Research. [August 2003]

Dagsvik, J. K. (1994). Discrete and Continuous Choice, Max-Stable Processes, and Independence from Irrelevant Attributes. *Econometrica, 62*(5), 1179-1205.

Dagsvik, J. K. and Strøm, S. (1992). Labor Supply with Non-Convex Budget Sets, Hours Restriction and Non-Pecuniary Job-Attributes. *Discussion Paper*, No. 76. Oslo: Central Bureau of Statistics. [September 1992]

Dagsvik, J. K. and Strøm, S. (2004). Sectoral Labour Supply, Choice Restrictions and Functional Form. *Discussion Papers*, No. 388. Oslo: Statistics Norway, Research Department.

Dagsvik, J. K. and Strøm, S. (2006). Sectoral Labour Supply, Choice Restrictions and Functional Form. *Journal of Applied Econometrics,*

21(6), 803-826.

Danziger, S., Haveman, R. and Plotnick, R. (1981). How Income Transfer Programs Affect Work, Savings, and the Income Distribution: A Critical Review". *Journal of Economic Literature, 19*(3), 975-1028.

Davala, S., Jhabvala, R., Kapoor, S. M. and Standing, G. (2015). *Basic Income: A Transformative Policy for India*. London: Bloomsbury.

Davala, S. (2019). Pilots, Evidence and Politics: The Basic Income Debate in India. In M. Torry (Ed.), *The Palgrave International Handbook of Basic Income* (pp. 373-387). Cham: Palgrave Macmillan.

De Wispelaere, J., Halmetoja, A. and Pulkka, V.-V. (2019). The Finnish Basic Income Experiment: A Primer. In M. Torry (Ed.), *The Palgrave International Handbook of Basic Income* (pp. 389-406). Cham: Palgrave Macmillan.

Diamond, P. A. (1968). Negative Taxes and the Poverty Problem - A Review Article. *National Tax Journal, 21*(3), 288-303.

Duncan, A. and Weeks, M. (1997). Behavioural Tax Microsimulation with Finite Hours Choices. *European Economic Review, 41*, 619-626.

Duncan, A. and Weeks, M. (1998). Simulating Transitions Using Discrete Choice Models. *Proceedings of the American Statistical Association, 106*, 151-156.

Engle, P. L. and Black, M. M. (2008). The Effect of Poverty on Child Development and Educational Outcomes. *Annals of the New York Academy of Sciences, 1136*, 243-256.

EUROSTAT (2022). At-Risk-Of-Poverty Rate by Poverty Threshold, Age and Sex - EU-SILC and ECHP Surveys. (Accessed on 30 March 2022). Retrieved from https://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=ilc_li02&lang=en

Foster, J., Greer, J. and Thorbecke, E. (1984). A Class of Decomposable Poverty Measures. *Econometrica, 52*(3), 761-766.

Foster, J. E., Greer, J. and Thorbecke, E. (2010). The Foster-Greer-Thorbecke (FGT) Poverty Measures: Twenty-Five Years Later. IIEP-WP-2010-14. Institute for International Economic Policy,

George Washington University. [April 2010]

Friedman, M. (1962). The Alleviation of Poverty. In M. Friedman, *Capitalism and Freedom*. Chicago: University of Chicago Press.

Friedman, M. and Friedman, R. (1980). *Free to Choose: A Personal Statement*. Harmondsworth: Penguin.

Green, C. and Lampman, R. J. (1967). Schemes for Transferring Income to the Poor. *Industrial Relations, 6*(2), 121-137.

Greene, W. H. (2012). *Econometric Analysis: International Edition*. Seventh Edition. Pearson.

Haarmann, C., Haarmann, D., Jauch, H., Shindondola-Mote, H., Nattrass, N., van Niekerk, I. and Samson, M. (2009). *Making the Difference! The BIG in Namibia*. Windhoek: Desk for Social Development (DfSD) of the Evangelical Lutheran Church in the Republic of Namibia (ELCRN). http://www.bignam.org/Publications/BIG_Assessement_report_08b.pdf

Haig, R. M. (1921). The Concept of Income: Economic and Legal Aspects. In R. M. Haig (Ed.), *The Federal Income Tax*. New York: Columbia University Press.

Heckman, J. J. (1976). The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models. *Annals of Economic and Social Measurement, 5*(4), 475-492.

Heckman, J. J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica, 47*(1), 153-161.

Henderson, B. F. (1971). The Relief of Poverty: Negative Income Taxes and Other Measures. *Economic Record, 47*(1), 106-114.

Holzer, H. J., Schanzenbach, D. W., Duncan, G. J. and Ludwig, J. (2008). The Economic Costs of Childhood Poverty in the United States. *Journal of Children and Poverty, 14*(1), 41-61.

Horstschräer, J., Clauss, M. and Schnabel, R. (2008). Distributional and Behavioral Effects of Basic Income - A Linked Micro-Macro Model for Germany. Unpublished manuscript.

Horstschräer, J., Clauss, M. and Schnabel, R. (2010). An Unconditional Basic

Income in the Family Context: Labor Supply and Distributional Effects. *ZEW Discussion Papers*, No. 10-091.

Hum, D. and Simpson, W. (1993). Economic Response to a Guaranteed Annual Income: Experience from Canada and the United States. *Journal of Labor Economics, 11*(1(Part 2)), 263-296.

Islam, N. and Colombino, U. (2018). The Case for NIT+FT in Europe. An Empirical Optimal Taxation Exercise. *Economic Modelling, 75*, 38-69.

Jacques, O. and Noël, A. (2018). The Case for Welfare State Universalism, or the Lasting Relevance of the Paradox of Redistribution. *Journal of European Social Policy, 28*(1), 70-85.

Jones, D. and Marinescu, I. (2022). The Labor Market Impacts of Universal and Permanent Cash Transfers: Evidence from the Alaska Permanent Fund. *American Economic Journal: Economic Policy, 14*(2), 315-340.

Kela (2016). From Idea to Experiment. Report on Universal Basic Income Experiment in Finland. *Working Papers, 106*. Kela. [September 2016]

Kela (2020). Results of Finland's Basic Income Experiment: Small Employment Effects, Better Perceived Economic Security and Mental Wellbeing. Kela. [6 May 2020]

Kenworthy, L. (2011). *Progress for the Poor*. New York: Oxford University Press.

Kesselman, J. R. and Garfinkel, I. (1978). Professor Friedman, Meet Lady Rhys-Williams: NIT vs. CIT. *Journal of Public Economics, 10*, 179-216.

Klein, W. A. (1966). Some Basic Problems of Negative Income Taxation. *Wisconsin Law Review, 3*, 776-800.

Korpi, W. and Palme, J. (1998). The Paradox of Redistribution and Strategies of Equality: Welfare State Institutions, Inequality, and Poverty in the Western Countries. *American Sociological Review, 63*(5), 661-687.

Kumar, A., Roy, G., McGregor, P. and Connolly, K. (2020). *Modelling the Economic Impact of a Citizen's Basic Income in Scotland*. Research Report. Fraser of Allander Institute, University of Strathclyde.

Levine, R. A., Watts, H., Hollister, R., Williams, W., O'Connor, A. and

Widerquist, K. (2005). A Retrospective on the Negative Income Tax Experiments: Looking Back at the Most Innovate Field Studies in Social Policy. In K. Widerquist, M. A. Lewis and S. Pressman (Eds.), *The Ethics and Economics of the Basic Income Guarantee* (pp. 95-106). Ashgate Publishing.

LIS (2022a). 'Data Access'-'Key Figures'-'Programs'. (Accessed on 30 March 2022). Retrieved from https://www.lisdatacenter.org/data-access/key-figures/programs

LIS (2022b). Methodological Notes. (Accessed on 29 March 2022). Retrieved from https://www.lisdatacenter.org/data-access/key-figures/methods

Lopez-Daneri, M. (2016). NIT Picking: The Macroeconomic Effects of a Negative Income Tax. *Journal of Economic Dynamics & Control, 68*, 1-16.

Luduvice, A. V. D. (2021). The Macroeconomic Effects of Universal Basic Income Programs. *Working Paper*, No. 21-21, Federal Reserve Bank of Cleveland. https://doi.org/10.26509/frbc-wp-202121

Lundberg, S. (1988). Labor Supply of Husbands and Wives: A Simultaneous Equations Approach. *The Review of Economics and Statistics, 70*(2), 224-235.

Maddala, G. S. (1983). *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge University Press.

Mani, A., Mullainathan, S., Shafir, E. and Zhao, J. (2013). Poverty Impedes Cognitive Function. *Science, 341*, 976-980.

Manser, M. and Brown, M. (1979). Bargaining Analyses of Household Decisions. In C. B. Lloyd, E. S. Andrews and C. L. Gilroy (Eds.), *Women in the Labor Market* (pp. 3-26). Columbia University Press.

Manser, M. and Brown, M. (1980). Marriage and Household Decision-Making: A Bargaining Analysis. *International Economic Review, 21*(1), 31-44.

Marinescu, I. (2018). No Strings Attached: The Behavioral Effects of U.S. Unconditional Cash Transfer Programs. *NBER Working Paper*, No. 24337.

Martinelli, L. (2020). A Basic Income Trilemma: Affordability, Adequacy, and the Advantages of Radically Simplified Welfare. *Journal of Social Policy, 49*(3), 461-482.

Maynard, R. A. (1997). *Kids Having Kids: Economic Costs and Social Consequences of Teen Pregnancy*. Washington, DC: Urban Institute.

McElroy, M. B. and Horney, M. J. (1981). Nash Bargained Decisions: Towards a Generalisation of the Theory of Demand. *International Economic Review, 22*(2), 333-349.

McElroy, M. B. and Horney, M. J. (1990). Nash Bargained Decisions: Reply. *International Economic Review, 31*(1), 237-242.

McFadden, D. (1973). Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior. In P. Zarembka (ed.), *Frontiers in Econometrics* (pp. 105-142). New York: Academic Press.

McFadden, D. (1974). The Measurement of Urban Travel Demand. *Journal of Public Economics, 3*(4), 303-328.

McFarland, K. (2018). UBI's Impact on Work Culture: Not a Question for the Experimenters. *Basic Income News*.

Miller, A., Yamamori, T. and Zelleke, A. (2019). The Gender Effects of a Basic Income. In M. Torry (Ed.), *The Palgrave International Handbook of Basic Income* (pp. 133-153). Cham: Palgrave Macmillan.

Miller, A. (2017). *A Basic Income Handbook*. Edinburgh: Luath Press.

Moffitt, R. A. (1981). The Negative Income Tax: Would It Discourage Work?. *Monthly Labor Review, 104*, 23-27.

Moffitt, R. A. (1985). A Problem with the Negative Income Tax. *Economics Letters, 17*, 261-265.

Moffitt, R. A. (1992). Incentive Effects of the U.S. Welfare System: A Review. *Journal of Economic Literature, 30*(1), 1-61.

Moffitt, R. A. (2002). Welfare Programs and Labor Supply. *NBER Working Paper*, No. 9168.

Moffitt, R. A. (2003). The Negative Income Tax and the Evolution of U.S. Welfare Policy. *Journal of Economic Perspectives, 17*(3), 119-140.

Mood, C. and Jonsson, J. O. (2015). The Social Consequences of Poverty: An

Empirical Test on Longitudinal Data. *Social Indicators Research, 127*, 633-652.

Murray, C. (2016). *In Our Hands: A Plan to Replace the Welfare State*. Washington, DC: The AEI Press.

Nikiforos, M., Stenbaum, M. and Zezza, G. (2017). Modeling the Macroeconomic Effects of a Universal Basic Income. New York: Roosevelt Institute.

Oates, W. E. (1988). On the Nature and Measurement of Fiscal Illusion: A Survey. In G. Brennan, B. S. Grewal and P. D. Groenewegen (Eds.), *Taxation and Fiscal Federalism: Essays in Honour of Russell Mathews* (pp. 65-82). Sydney: Australian national University Press. Reprinted in W. E. Oates, *Studies in Fiscal Federalism* (pp. 431-448). Worcester: Edward Elgar, 1991.

OECD (2016). Income Inequality Remains High in the Face of Weak Recovery. Income Inequality Update (November). Paris: OECD.

OECD (2022a). Labour Force Participation Rate. (Accessed on 23 June 2022). Retrieved from https://data.oecd.org/emp/labour-force-participation-rate.htm#indicator-chart

OECD (2022b). Poverty Rate. (Accessed on 30 March 2022). Retrieved from https://data.oecd.org/inequality/poverty-rate.htm

OECD (2022c). What Are Equivalence Scales?. (Accessed on 29 March 2022). Retrieved from https://www.oecd.org/economy/growth/OECD-Note-EquivalenceScales.pdf

Pareliussen, J. K., Hwang, H. and Viitamki, H. (2018). Basic Income or a Single Tapering Rule? Incentives, Inclusiveness and Affordability Compared for the Case of Finland. *OECD Economics Department Working Papers*, No. 1464. Paris: OECD Publishing.

Pérez, R. G. and Fernández, A. F. (2019). Implementing a Negative Income Tax. Net Cost, Poverty and Inequality Effects. *Hacienda Pública Española, 228*(1), 83-108.

Peterman, W. B. (2012). Reconciling Micro and Macro Estimates of the Frisch Labor Elasticity: A Sensitivity Analysis. *Finance and Economics Discussion Series*, No. 2012-75. Washington, D.C.: Federal Reserve Board.

Petersen, H.-G. (1997). Pros and Cons of a Negative Income Tax. In Herbert Giersch, ed., *Reforming the Welfare State*, Berlin: Springer, 53-82.

Pierson, P. (1994). *Dismantling the Welfare State? Reagan, Thatcher and the Politics of Retrenchment*. Cambridge: Cambridge University Press.

Pudney, S. (1989). *Modelling Individual Choice: The Econometrics of Corners, Kinks, and Holes*. Blackwell Pub.

Putnam, R. D. (2000). *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*. New York: Simon & Schuster.

Ravallion, M. (1994). *Poverty Comparisons*. Harwood Academic Press. Chur: Switzerland.

Reimers, C. W. (1983). Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men. *Review of Economics & Statistics, 65*(4), 570-579.

Rigolini, J., Lustig, N., Gentilini, U., Monsalve, E. and Quan, S. (2020). Comparative Effects of Universal Basic Income: Emerging Issues and Estimates. In U. Gentilini, M. Grosh, J. Rigolini and R. Yemtsov (Eds.), *Exploring Universal Basic Income: A Guide to Navigating Concepts, Evidence, and Practices* (pp. 123-152). Washington, DC: World Bank Group.

Robins, P. K. (1985). A Comparison of the Labor Supply Findings from the Four Negative Income Tax Experiments. *Journal of Human Resources, 20*(4), 567-582.

Rogers, M. L. and Pridemore, W. A. (2013). The Effect of Poverty and Social Protection on National Homicide Rates: Direct and Moderating Effects. *Social Science Research, 42*(3), 584-595.

Rhys-Williams, L. J. (1943). *Something to Look Forward to: A Suggestion for a New Social Contract*. Macdonald.

Rhys-Williams, L. J. (1965). *A New Look at Britain's Economic Policy*. Vol. 247. Penguin Books.

Sampson, R. J., Radenbush, S. W. and Earls, F. (1997). Neighborhoods and Violent Crime: A Multilevel Study of Collective Efficacy. *Science, 277*, 918-924.

Schilbach, F., Schofield, H. and Mullinathan, S. (2016). The Psychological Lives of the Poor. *American Economic Review: Papers & Proceedings, 106*(5), 435-440.

Shah, A. K., Zhao, J., Mullainathan, S. and Shafir, E. (2018). Money in the Mental Lives of the Poor. *Social Cognition, 36*(1), 4-19.

Simmons, P. and Weiserbs, D. (1979). Translog Flexible Functional Forms and Associated Demand Systems. *The American Economic Review, 69*(5), 892-901.

Simons, H. C. (1938). *Personal Income Taxation and Federal Tax Reform: The Definition of Income as a Problem of Fiscal Policy*. Chicago: The University of Chicago Press.

Sommer, M. (2016). *A Feasible Basic Income Scheme for Germany: Effects on Labor Supply, Poverty, and Income Inequality*. International Publishing Switzerland: Springer.

Steiner, V. and Wrohlich, K. (2008). Introducing Family Tax Splitting in Germany: How Would It Affect the Income Distribution, Work Incentives, and Household Welfare?. *FinanzArchiv/Public Finance Analysis, 64*(1), 115-142.

Taussig, M. K. (1967). Negative Income Tax Rates and the Elimination of Poverty: Comment. *National Tax Journal, 20*(3), 328-337.

Temple, J. (1999). The New Growth Evidence. *Journal of Economic Literature, 37*, 112-156.

Tobin, J. (1966). The Case for an Income Guarantee. *The Public Interest, 4*, 31-41.

Tobin, J. (1968). A Model Negative Income Tax Statute. *The Yale Law Journal, 78*, 269-337.

Tobin, J., Pechman, J. A. and Mieszkowski, P. M. (1967). Is a Negative Income Tax Practical?. *The Yale Law Journal, 77*(1), 1-27.

Tummers, M. P. and Woittiez, I. (1991). A Simultaneous Wage and Labor

Supply Model with Hours Restrictions. *Journal of Human Resources, 26*(3), 393-423.

Van Parijs, P. (1995). *Real Freedom for All: What (If Anything) Can Justify Capitalism?*. New York: Oxford University Press.

Van Parijs, P. and Vanderborght, Y. (2017). *Basic income: A Radical Proposal for a Free Society and a Sane Economy*. Cambridge: Harvard University Press.

Van Soest, A. (1995). Structural Models of Family Labor Supply: A Discrete Choice Approach. *Journal of Human Resources, 30*(1), 63-88.

Van Soest, A., Woittiez, I. and Kapteyn, A. (1990). Labor Supply, Income Taxes, and Hours Restrictions in the Netherlands. *Journal of Human Resources, 25*(3), 517-558.

Vosler, N. (1996). *New Approaches to Family Practice: Confronting Economic Stress*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications, Inc..

Voydanoff, P. (1990). Economic Distress and Family Relations: A Review of the Eighties. *Journal of Marriage and the Family, 52*, 1099-1115.

White, L. and Rogers, S. J. (2000). Economic Circumstances and Family Outcomes: A Review of the 1990s. *Journal of Marriage and the Family, 62*, 1035-1051.

Widerquist, K. (2005). A Failure to Communicate: What (If Anything) Can We Learn from the Negative Income Tax Experiments?. *The Journal of Socio-Economics, 34*(1), 49-81.

Yi, G. (2018). The Effects of Basic Income on Labour Supply. *Korean Social Security Studies, 34*(1), 193-218.

Yi, G. (2022). Seven Propositions on the Income Redistribution Effects of the UBI-FIT Model. *Korean Social Security Studies, 38*(3), 211-238.

Yoshikawa, H., Aber, J. L. and Beardslee, W. R. (2012). The Effects of Poverty on the Mental, Emotional, and Behavioral Health of Children and Youth: Implications for Prevention. *American Psychologist, 67*(4), 272-284.

Yunker, J. A. (2013). The Basic Income Guarantee: A General Equilibrium Evaluation. *Basic Income Studies, 8*(2), 203-233.

온라인 데이터베이스

e-나라지표 (2021). 기준 중위소득 추이. (2021년 12월 24일 접속). Retrieved from https://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=2762&param=003

통계청 (2022). 가구소득-가구소득 종류-비경상소득. 대전: 통계청. (2022년 6월 9일 접속). Retrieved from http://kostat.go.kr/incomeNcpi/income/income_cp/2/5/index.static

통계청 국가통계포털 (2022). 주민세 징수현황 총괄. (2022년 6월 13일 접속). Retrieved from https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=110&tblId=DT_11007_A759&vw_cd=MT_ZTITLE&list_id=110_11007_002_200_70&seqNo=&lang_mode=ko&language=kor&obj_var_id=&itm_id=&conn_path=MT_ZTITLE

한국부동산원 부동산통계정보시스템(R-ONE) (2022a). 매매가격 대비 전세가격(평균가격, 종합주택유형). R-ONE 부동산통계뷰어. (2022년 3월 7일 접속). Retrieved from https://www.reb.or.kr/r-one/statistics/statisticsViewer.do?menuId=HOUSE_22110

한국부동산원 부동산통계정보시스템(R-ONE) (2022b). 지역별 전월세 전환율. R-ONE 부동산통계뷰어. (2022년 3월 7일 접속). Retrieved from https://www.reb.or.kr/r-one/statistics/statisticsViewer.do?menuId=RENT_31100

OECD (2023a). Poverty Gap (Indicator). doi: 10.1787/349eb41b-en (Accessed on 19 May 2023). Retrieved from https://data.oecd.org/inequality/poverty-gap.htm

OECD (2023b). Poverty Rate (Indicator). doi: 10.1787/0fe1315d-en (Accessed on 19 May 2023). Retrieved from https://data.oecd.org/inequality/poverty-rate.htm#indicator-chart

OECD Statistics (2023). Income Distribution Database: By Country - POVERTY. (Accessed on 7 July 2023). Retrieved from https://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=66598

부 록

[부록 1] 생계급여, 아동수당, 기초연금과의 관계를 고려한 기본소득 도입 시나리오의 빈곤 개선 효과 분석 결과(직접효과모형)

기본소득 도입 시나리오의 직접효과모형에 국한하여, 생계급여, 아동수당, 기초연금과의 관계를 고려한 빈곤 개선 효과 분석을 수행하였다. 이원재 외(2019)에서는 기본소득 지급액이 생계급여, 아동수당, 기초연금 지급액 각각을 초과할 경우 기본소득이 이들 정책을 완전히 대체하는 방식을 제안한 반면, 기본소득한국네트워크(2021)에서는 기본소득 지급액이 상향됨에 따라 생계급여, 기초연금 등을 '1원 대 1원' 방식이 아니라 일정 비율만을 대체하면서 슬라이딩 방식으로 감액하는 방안을 제시한 바 있다. 본 연구는 기본소득 도입 시나리오 적용 시 세 가지 제도와의 관계를 고려한 빈곤 개선 효과를 보수적으로 추정하기 위하여, 이원재 외(2019)에서와 같이 세 제도를 완전히 대체하는 경우를 가정하여 분석하였다. 기본소득 도입 시나리오에서 기본소득 지급액수는 1인당 월 59만 7,943원으로(5.1.1 참조), 2019년 1인 가구 생계급여 선정기준 월 51만 2,102원(보건복지부, 2018), 만 7세 미만 아동 1인당 아동수당 지급액 월 10만원(보건복지부, 2019: 3-4), 1인당 기초연금 최대지급액 월 30만원(보건복지부, 2020: 3) 각각보다 크다. 따라서 이원재 외(2019)를 따를 경우, 기본소득 도입 시나리오 적용 시 상기 세 제도의 완전 대체가 가능하다.

생계급여, 아동수당, 기초연금과의 관계를 고려한 빈곤 개선 효과 분석을 수행하기 위해서, 우선 현행 제도에 기본소득 도입 시나리오를 추가로 적용하였을 때의 가구 처분가능소득을 구하였다. 다음으로 이 값에서 가구별 생계급여, 아동수당, 기초연금 수급액을 합한 것을 공제함으로써, 세 제도와의 관계를 고려했을 때의 가구 처분가능소득을 구하였다.

가구별 생계급여, 아동수당, 기초연금 수급액의 계산과정을 구체적으로 설명하면 다음과 같다. 첫째, 가구별 생계급여의 경우, 국민기초생활보장급여 연간수급 총액에서 주거급여 연간수급 총액을 뺀 값으로 계산하였

다. 재정패널조사에서는 생계급여 연간수급 총액만을 따로 조사하는 대신, 국민기초생활보장급여 연간수급 총액을 묻고 있다. 따라서 생계급여는 받았으나 주거급여는 받지 않았던 가구의 경우에는 국민기초생활보장급여 연간수급 총액 값을 그대로 활용하였으며, 생계급여와 주거급여 모두 수급하는 가구의 경우에는 국민기초생활보장급여 연간수급 총액에서 주거급여에 해당하는 값(가구별 자가가구 집수리 연간 수급액+가구별 월세가구 임대료 연간 수급액)을 공제한 값을 활용하였다.

둘째, 가구별 아동수당의 경우, 아동수당 연간수급 총액을 묻는 문항의 응답을 활용하여 가구별 아동수당 수급액을 합산하였다. 무응답 사례가 하나 있었는데, 이 경우 지원금 대상 가구원 번호, 수급개월 수, 생년월을 묻는 문항들의 응답 정보를 활용하여 해당 가구의 아동수당 수급액을 계산하였다.

셋째, 가구별 기초연금의 경우, 가구유형별 급여수준의 차이, 2019년 중간에 가구별 급여수준이 변화한 것을 감안하여 가구별 기초연금 수급액을 계산하였다. 기초연금은 2019년 1월부터 3월까지 단독가구와 1인 수급 부부가구의 경우에는 월 25만원, 2인 수급 부부가구의 경우에는 1인당 월 20만원 지급되었다(보건복지부, 2020: 3). 2019년 4월부터 12월까지는 단독가구와 1인 수급 부부가구의 경우에는 월 25만 3,750원, 2인 수급 부부가구의 경우에는 1인당 월 20만 3,000원을 지급하는 것으로 변화하였다(보건복지부, 2020: 3). 다만 소득 하위 20% 이하 가구에 한정하여, 단독가구와 1인 수급 부부가구의 경우에는 월 30만원, 2인 수급 부부가구의 경우에는 1인당 월 24만원을 지급하도록 결정되었다(보건복지부, 2020: 3).

기초연금 제도에 대한 2019년의 정보를 바탕으로, 가구별 기초연금을 다음과 같이 구체적으로 계산하였다. 우선 기술통계를 살펴보면, 직접효과모형의 분석대상인 8,459가구 중에서 가구별 기초연금 수급자 수가 0명인 가구가 6,683가구(약 79.00%), 1명인 가구가 1,163가구(약 13.75%), 2명인 가구가 606가구(약 7.16%), 3명인 가구가 7가구(약 0.08%)인 것으로 나타났다. 소득 하위 20% 가구 여부는 생계급여, 아동수당의 대체까지 고려한 가구별 균등화 처분가능소득을 기준으로 판정하였는데, 연간

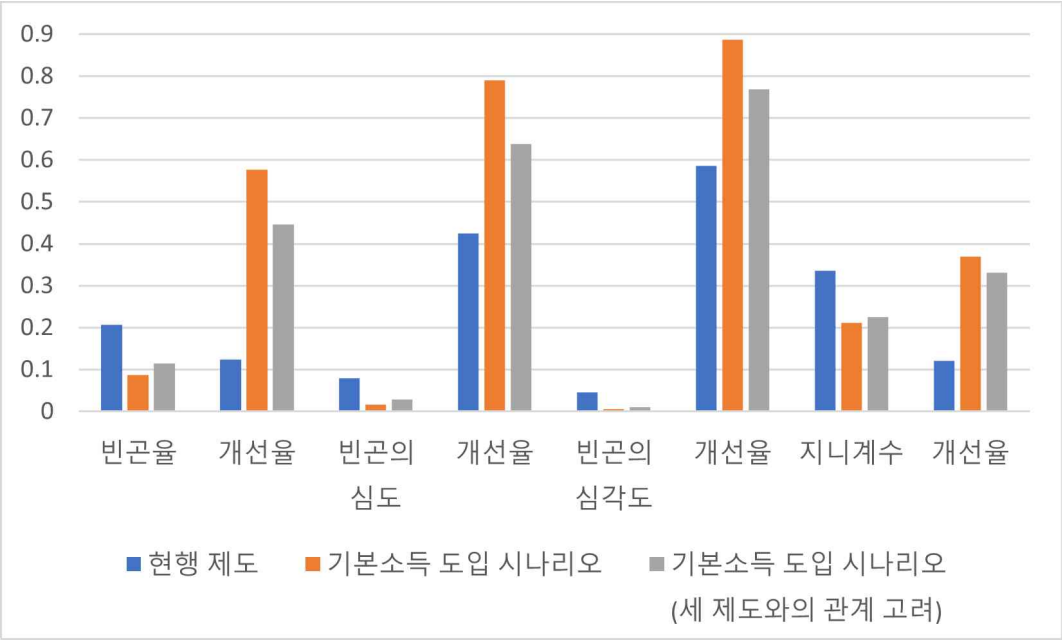
1,851만 3,670원이 경곗값인 것으로 분석되었다.

가구별 기초연금 수급자 수가 1명인 가구의 경우, 소득 하위 20% 이하 가구는 연 345만원(=월 25만원*3개월+월 30만원*9개월), 소득 하위 20% 초과 가구는 연 303만 3,750원(=월 25만원*3개월+월 253,750원*9개월)을 받는 것으로 계산하였다. 가구별 기초연금 수급자 수가 2명인 가구의 경우, 소득 하위 20% 이하 가구는 연 552만원(=월 20만원*2명*3개월+월 24만원*2명*9개월), 소득 하위 20% 초과 가구는 연 485만 4천원(=월 20만원*2명*3개월+월 203,000원*2명*9개월)을 수급하는 것으로 계산하였다. 가구별 기초연금 수급자 수가 3명인 가구의 경우, 부부가구 2인 수급과 단독가구 1인 수급의 결합으로 간주하여, 소득 하위 20% 이하 가구는 연 897만원(=월 20만원*2명*3개월+월 24만원*2명*9개월+월 25만원*1명*3개월+월 30만원*1명*9개월), 소득 하위 20% 초과 가구는 연 788만 7,750원(=월 20만원*2명*3개월+월 203,000원*2명*9개월+월 25만원*1명*3개월+월 253,750원*1명*9개월)을 받는 것으로 계산하였다.

생계급여, 아동수당, 기초연금과의 관계를 고려한 기본소득 도입 시나리오의 빈곤 개선 효과성 분석 결과는 [부그림 1]에, 효율성 분석 결과는 [부그림 2]에 제시하였다.

세 제도와의 관계를 고려한 기본소득 도입 시나리오의 빈곤 및 불평등 개선 효과는 현행 제도를 반영한 균등화 가구 처분가능소득의 빈곤 및 불평등지수들과 세 제도와의 관계를 고려한 기본소득 도입 시나리오를 반영한 균등화 가구 처분가능소득의 빈곤 및 불평등지수들을 비교함으로써 분석된다. 해당 시나리오 적용 후 균등화 가구 처분가능소득에서, 빈곤율은 약 11.46%, 빈곤의 심도는 약 0.0289, 빈곤의 심각도는 약 0.0106이다. 이 시나리오 적용 시, 빈곤율의 개선율은 약 44.56%였다. 빈곤의 심도의 개선율은 약 63.83%였으며, 빈곤의 심각도의 개선율은 약 76.86%였다. 지니계수의 개선율은 약 33.07%였다. 현행 제도보다는 빈곤 및 불평등지수 개선율이 높으나 기본소득 도입 시나리오보다는 빈곤 및 불평등지수 개선율이 낮은 것이 [부그림 1]에서 확인된다. 현행 제도보다 빈곤율의 개선율은 약 32.11%p, 빈곤의 심도의 개선율은 약 0.2135, 빈곤

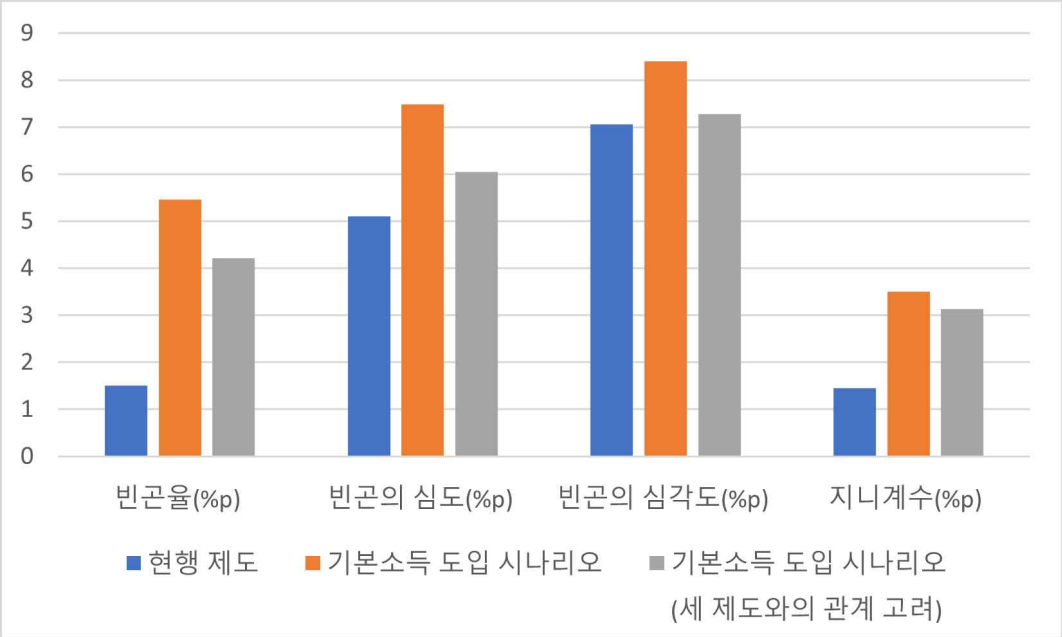
의 심각도의 개선율은 약 0.1823, 지니계수의 개선율은 약 21.05%p 높았다. 기본소득 도입 시나리오의 경우와 비교해보면, 세 제도와의 관계 고려로 인해 빈곤율의 개선율은 약 22.67%, 빈곤의 심도의 개선율은 약 19.17%, 빈곤의 심각도의 개선율은 약 13.30%, 지니계수의 개선율은 약 10.60% 줄어들었음을 확인해볼 수 있다.



[부그림 1] 직접효과모형의 빈곤 개선 효과성 비교: 현행 제도 대 기본소득 도입 시나리오 대 세 제도와의 관계를 고려한 기본소득 도입 시나리오

기본소득 도입 시나리오에서 가구별 순이전소득의 총합을 전국 규모로 추산한 값은 연간 약 105조 5,464억원이었다(각주 48 참조). 세 제도와의 관계를 고려한 기본소득 도입 시나리오에서 순이전소득 10조당 빈곤율은 약 4.22%p, 빈곤의 심도는 약 6.05%p, 빈곤의 심각도는 약 7.28%p, 지니계수는 약 3.13%p 감소하는 것으로 분석되었다. [부그림 2]는 세 제도와의 관계를 고려한 기본소득 도입 시나리오가 현행 제도보다는 빈곤 및 불평등 개선의 효율성이 높지만 기본소득 도입 시나리오보다는 빈곤 및 불평등 개선의 효율성이 낮음을 보여준다. 현행 제도에 비해 순이전소득 10조당 빈곤율을 약 2.72%p, 빈곤의 심도를 약 0.94%p, 빈곤의 심각도를 약

0.22%p, 지니계수를 약 1.68%p 더 개선하는 것으로 나타났다. 기본소득 도입 시나리오의 경우와 비교해보면, 세 제도와의 관계 고려로 인해 순이전소득 10조당 빈곤율을 약 1.24%p, 빈곤의 심도를 약 1.43%p, 빈곤의 심각도를 약 1.12%p, 지니계수를 약 0.37%p 덜 개선하는 것으로 분석되었다.



[부그림 2] 직접효과모형의 빈곤 개선 효율성 비교: 현행 제도 대 기본소득 도입 시나리오 대 세 제도와의 관계를 고려한 기본소득 도입 시나리오

[부록 2] 작년 한 해 연말정산한 소득에 대한 결정세액에 응답하기를 거절하거나 모른다고 응답한 경우, 연말정산 소득 결정세액 값을 대체(imputation)한 방법

재정패널조사 13차년도 가구원용 데이터의 총 관측치 수 14,753 중에서 작년 한 해 연말정산한 소득에 대한 결정세액을 묻는 문항에 응답한 사람의 수가 6,144명이었는데, 이 중 1,510명(약 24.58%)은 응답하기를 거절하거나 모른다고 답하였다. 하지만 우리는 작년 한 해 근로소득에 대한 정보를 갖고 있으므로 이를 활용하여 무응답에 대한 대체(imputation) 방법을 고려하였다. 여기서는 구체적으로 가구원용 데이터에서 연말정산 소득에 대한 결정세액을 종속변수로, 연간 근로소득의 7제곱항까지를 설명변수로 한 회귀식을 추정한 후, 이를 바탕으로 연말정산 소득에 대한 결정세액 값을 대체하는 방법을 택하였다.[65] 연간 근로소득의 n제곱항까지를 설명변수로 고려하였는데, 연간 근로소득의 7제곱항까지 설명변수로 고려하였을 때가 관측치 수가 4,626으로 그대로이면서 adjusted R-squared 값이 가장 큰 것으로 나타났다. 따라서 무응답자에 대한 대체를 위한 회귀식으로는 연말정산 소득에 대한 결정세액을 종속변수로 연간 근로소득의 7제곱항까지를 설명변수로 한 회귀식을 선택하였다.

$$\begin{aligned}\widehat{p13ca301} = & -46.98605 + 0.0589499 * p13bb002 - 0.0000189 * p13bb002^2 \\ & + 3.78 * (1/10)^9 * p13bb002^3 - 1.96 * (1/10)^{13} * p13bb002^4 \\ & + 4.04 * (1/10)^{18} * p13bb002^5 - 3.56 * (1/10)^{23} * p13bb002^6 \\ & + 1.12 * (1/10)^{28} * p13bb002^7\end{aligned}$$

여기서 $p13ca301$은 연말정산 소득에 대한 결정세액 변수이고, $p13bb002$는 연간 세전 근로소득 금액 변수이다.

65) 연간 근로소득을 묻는 문항에 응답한 사람의 수는 8,858명이었는데, 이 중 36명(약 0.41%)은 응답하기를 거절하거나 모른다고 답하였다. 무응답의 경우를 제외하면, 연말정산 소득 결정세액과 연간 근로소득 모두에 응답한 사람의 수는 4,626명이었다.

<부표 1> 연말정산 소득 결정세액 무응답에 대한 대체를 위한 추정 회귀식

	변수	계수	표준오차	t	$P > \|t\|$
종속변수	연말정산 소득 결정세액	-	-	-	-
독립변수	연간 근로소득	0.06	0.02	3.92	0.000
	연간 근로소득의 제곱항	-0.00	3.48e-06	-5.43	0.000
	연간 근로소득의 세제곱항	3.78e-09	3.26e-10	11.59	0.000
	연간 근로소득의 네제곱항	-1.96e-13	1.33e-14	-14.69	0.000
	연간 근로소득의 다섯제곱항	4.04e-18	2.53e-19	16.00	0.000
	연간 근로소득의 여섯제곱항	-3.56e-23	2.15e-24	-16.55	0.000
	연간 근로소득의 일곱제곱항	1.12e-28	6.65e-30	16.79	0.000
	상수항	-46.99	20.81	-2.26	0.024
기타	Number of obs = 4,626				
	F(7, 4618) = 879.84				
	Prob > F = 0.0000				
	R-squared = 0.5715				
	Adj R-squared = 0.5708				
	Root MSE = 237.8				

[부록 3] 작년 한 해 종합소득에 대한 결정세액에 응답하기를 거절하거나 모른다고 응답한 경우, 종합소득 결정세액 값을 대체한 방법

재정패널조사 13차년도 가구원용 데이터의 총 관측치 수 14,753 중에서 작년 한 해 종합소득에 대한 결정세액을 묻는 문항에 응답한 사람의 수가 2,071명이었는데, 이 중 692명(약 33.41%)은 응답하기를 거절하거나 모른다고 답하였다. 하지만 우리는 작년 한 해 사업순소득, 부동산 임대소득, 이자 및 배당소득, 기타소득, 양도소득에 대한 정보를 갖고 있으므로 이를 활용하여 무응답에 대한 대체 방법을 고려하였다. 여기서는 구체적으로 가구원용 데이터에서 종합소득에 대한 결정세액을 종속변수로, 연간 소득(사업순소득, 부동산 임대소득, 이자 및 배당소득, 기타소득, 양도소득의 합)의 7제곱항까지를 설명변수로 한 회귀식을 추정한 후, 이를 바탕으로 종합소득에 대한 결정세액 값을 대체하는 방법을 택하였다.[66] 연간 소득의 n제곱항까지를 설명변수로 고려하였는데, 연간 소득의 7제곱항까지 설명변수로 고려하였을 때가 관측치 수가 1,308로 그대로이면서 adjusted R-squared 값이 가장 큰 것으로 나타났다. 따라서 무응답자에 대한 대체를 위한 회귀식으로는 연말정산 소득에 대한 결정세액을 종속변수로 연간 소득(사업순소득, 부동산 임대소득, 이자 및 배당소득, 기타소득, 양도소득의 합)의 7제곱항까지를 설명변수로 한 회귀식을 선택하였다.

$$\begin{aligned}\widehat{p13da301} = & -34.41417 + 0.1470358*p13suca - 0.0000778*p13suca^2 \\ & + 1.69*(1/10)^8*p13suca^3 - 1.48*(1/10)^{12}*p13suca^4 \\ & + 6.09*(1/10)^{17}*p13suca^5 - 1.19*(1/10)^{21}*p13suca^6 \\ & + 8.88*(1/10)^{27}*p13suca^7\end{aligned}$$

여기서 $p13da301$은 종합소득에 대한 결정세액 변수이고, $p13suca$는 연간 소득(사업순소득, 부동산 임대소득, 이자 및 배당소득, 기타소득, 양도소

66) 연간 사업순소득을 묻는 문항과 연간 부동산 임대소득 합을 묻는 문항에 대해 응답하기를 거절하거나 모른다고 답한 사람의 수는 총 6명이었다. 이를 제외하고, 연간 소득이 0보다 큰 사람의 수는 5,098명이었다. 무응답의 경우를 제외하면, 종합소득 결정세액과 연간 소득 모두에 응답한 사람의 수는 1,308명이었다.

득의 합) 금액 변수이다.

<부표 2> 종합소득 결정세액 무응답에 대한 대체를 위한 추정 회귀식

	변수	계수	표준오차	t	$P > \|t\|$
종속변수	종합소득 결정세액	-	-	-	-
독립변수	연간 소득	0.15	0.15	0.96	0.335
	연간 소득의 제곱항	-0.00	0.00	-1.27	0.206
	연간 소득의 세제곱항	1.69e-08	1.11e-08	1.53	0.126
	연간 소득의 네제곱항	-1.48e-12	9.83e-13	-1.51	0.133
	연간 소득의 다섯제곱항	6.09e-17	4.44e-17	1.37	0.170
	연간 소득의 여섯제곱항	-1.19e-21	9.66e-22	-1.23	0.219
	연간 소득의 일곱제곱항	8.88e-27	7.99e-27	1.11	0.266
	상수항	-34.41	131.16	-0.26	0.793
기타	Number of obs = 1,308				
	F(7, 1300) = 15.01				
	Prob > F = 0.0000				
	R-squared = 0.0748				
	Adj R-squared = 0.0698				
	Root MSE = 727.03				

[부록 4] 주택가격의 작년 초 공시가격에 응답하기를 거절하거나 모른다고 응답한 경우, 주택가격의 작년 초 공시가격을 대체한 방법

재정패널조사 13차년도 가구용 데이터의 총 관측치 수 8,792 중에서 주택가격의 작년 초 공시가격을 묻는 문항에 응답한 가구의 수가 5,125였는데, 이 중 530가구(약 10.34%)는 응답하기를 거절하거나 모른다고 답하였다. 하지만 우리는 주택가격의 작년 말 기준 시가에 대한 정보를 갖고 있으므로 이를 활용하여 무응답에 대한 대체 방법을 고려하였다. 여기서는 구체적으로 가구용 데이터에서 주택가격의 작년 초 공시가격을 종속변수로, 주택가격의 작년 말 기준 시가의 6제곱항까지를 설명변수로 한 회귀식을 추정한 후, 이를 바탕으로 주택가격의 작년 초 공시가격을 대체하는 방법을 택하였다. 여기서 설명변수는 작년 말 기준 변수이고 종속변수는 작년 초 기준 변수라서 설명변수가 종속변수보다 시기적으로 뒤진다는 한계가 존재하는 것이 사실이다. 하지만 본 회귀분석의 목적이 인과관계의 추정에 있기보다는 예측(prediction)에 있다는 점, 대부분 주택가격의 작년 초와 작년 말의 기준 시가 차이가 그리 크지 않으리라 가정할 수 있다는 점을 고려하여 이러한 회귀분석이 정당화될 수 있다고 보았다. 주택가격의 작년 말 기준 시가의 n제곱항까지를 설명변수로 고려하였는데, 주택가격의 작년 말 기준 시가의 6제곱항까지 설명변수로 고려하였을 때가 관측치 수가 4,595로 그대로이면서 adjusted R-squared 값이 가장 큰 것으로 나타났다. 따라서 무응답자에 대한 대체를 위한 회귀식으로는 주택가격의 작년 초 공시가격을 종속변수로 주택가격의 작년 말 기준 시가의 6제곱항까지를 설명변수로 한 회귀식을 선택하였다.

$$\begin{aligned}\widehat{h13ba204} = & -914.1181 + 0.7896596 * h13ba003 - 6.72 * (1/10)^{6} * h13ba003^{2} \\ & + 7.61 * (1/10)^{11} * h13ba003^{3} - 3.84 * (1/10)^{16} * h13ba003^{4} \\ & + 9.01 * (1/10)^{22} * h13ba003^{5} - 7.88 * (1/10)^{28} * h13ba003^{6}\end{aligned}$$

여기서 $h13ba204$는 주택가격의 작년 초 공시가격 변수이고, $h13ba003$은 주택가격의 작년 말 기준 시가 변수이다.

<부표 3> 주택가격의 작년 초 공시가격 무응답에 대한 대체를 위한 추정 회귀식

	변수	계수	표준오차	t	$P > \|t\|$
종속변수	주택가격의 작년 초 공시가격	-	-	-	-
독립변수	주택가격의 작년 말 기준 시가	0.79	0.04	18.59	0.000
	주택가격의 작년 말 기준 시가의 제곱항	-6.72e-06	1.16e-06	-5.79	0.000
	주택가격의 작년 말 기준 시가의 세제곱항	7.61e-11	1.26e-11	6.06	0.000
	주택가격의 작년 말 기준 시가의 네제곱항	-3.84e-16	6.08e-17	-6.32	0.000
	주택가격의 작년 말 기준 시가의 다섯제곱항	9.01e-22	1.32e-22	6.84	0.000
	주택가격의 작년 말 기준 시가의 여섯제곱항	-7.88e-28	1.03e-28	-7.62	0.000
	상수항	-914.12	452.78	-2.02	0.044
기타	Number of obs = 4,595				
	F(6, 4588) = 5323.44				
	Prob > F = 0.0000				
	R-squared = 0.8744				
	Adj R-squared = 0.8742				
	Root MSE = 8811.3				

[부록 5] 거주주택의 재산세 연간 고지금액에 응답하기를 거절하거나 모른다고 응답한 경우, 거주주택의 재산세 연간 고지금액 값을 대체한 방법

재정패널조사 13차년도 가구용 데이터의 총 관측치 수 8,792 중에서 거주주택의 재산세 연간 고지금액을 묻는 문항에 응답한 가구의 수가 5,125였는데, 이 중 26가구(약 0.51%)는 응답하기를 거절하거나 모른다고 답하였다. 하지만 우리는 자가주택의 작년 초 공시가격에 대한 정보를 갖고 있으므로 이를 활용하여 무응답에 대한 대체 방법을 고려하였다. 여기서는 구체적으로 거주주택의 재산세 연간 고지금액을 종속변수로, 자가주택의 작년 초 공시가격의 6제곱항까지를 설명변수로 한 회귀식을 추정한 후, 이를 바탕으로 거주주택의 재산세 연간 고지금액 값을 대체하는 방법을 택하였다. 주택가격의 작년 초 공시가격을 묻는 문항에 응답하기를 거절하거나 모른다고 답한 가구의 수는 530이었다. 거주주택의 재산세 연간 고지금액과 주택가격의 작년 초 공시가격 모두에 응답하기를 거절하거나 모른다고 답한 가구의 수는 9로, 둘 중 하나 이상에 응답하기를 거절하거나 모른다고 답한 가구의 총 수는 547(=26+530-9)가구였다. 자가주택의 작년 초 공시가격의 n제곱항까지를 설명변수로 고려하였는데, 자가주택의 작년 초 공시가격의 6제곱항까지 설명변수로 고려하였을 때가 관측치 수가 4,578로 그대로이면서 adjusted R-squared 값이 가장 큰 것으로 나타났다. 따라서 무응답자에 대한 대체를 위한 회귀식으로는 거주주택의 재산세 연간 고지금액을 종속변수로 자가주택의 작년 초 공시가격의 6제곱항까지를 설명변수로 한 회귀식을 선택하였다.

$$\begin{aligned}\widehat{h13ba570} = & -5.77377 + 0.0037376 * h13ba204 - 1.28 * (1/10)^{7} * h13ba204^{2} \\ & + 2.61 * (1/10)^{12} * h13ba204^{3} - 2.02 * (1/10)^{17} * h13ba204^{4} \\ & + 6.63 * (1/10)^{23} * h13ba204^{5} - 7.66 * (1/10)^{29} * h13ba204^{6}\end{aligned}$$

여기서 $h13ba570$은 거주주택의 재산세 연간 고지금액 변수이고, $h13ba204$는 자가주택의 작년 초 공시가격 변수이다.

<부표 4> 거주주택의 재산세 연간 고지금액 무응답에 대한 대체를 위한 추정 회귀식

	변수	계수	표준오차	t	$P > \|t\|$
종속변수	거주주택의 재산세 연간 고지금액	-	-	-	-
독립변수	자가주택의 작년 초 공시가격	0.00	0.00	11.95	0.000
	자가주택의 작년 초 공시가격의 제곱항	-1.28e-07	1.32e-08	-9.74	0.000
	자가주택의 작년 초 공시가격의 3제곱항	2.61e-12	2.14e-13	12.21	0.000
	자가주택의 작년 초 공시가격의 4제곱항	-2.02e-17	1.52e-18	-13.34	0.000
	자가주택의 작년 초 공시가격의 5제곱항	6.63e-23	4.72e-24	14.06	0.000
	자가주택의 작년 초 공시가격의 6제곱항	-7.66e-29	5.24e-30	-14.64	0.000
	상수항	-5.77	2.11	-2.74	0.006
기타	Number of obs = 4.578				
	F(6, 4571) = 1389.98				
	Prob > F = 0.0000				
	R-squared = 0.6460				
	Adj R-squared = 0.6455				
	Root MSE = 45.669				

[부록 6] Heckman(1976; 1979)의 2단계 표본선택모형을 활용한 기대임금률 추정 결과

<부표 5>와 <부표 6>은 여성과 남성의 노동시장 참가 및 임금률에 관한 추정결과들을 각각 보여준다. 역의 밀 비율의 계수는 여성과 남성 모두 0.1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

우선 노동시장 참가 식의 추정결과를 살펴보자. 이론적 예측과 같이 여성과 남성 모두 교육연수의 계수는 양수이며, 0.1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 여성의 추정계수는 약 0.055, 남성의 추정계수는 약 0.125로, 후자가 전자의 약 2.29배를 기록하였다. 이러한 결과는 여성과 남성 모두 교육연수가 증가할수록 노동시장에 참가할 확률이 높아지지만, 여성보다 남성이 교육연수 한 단위 증가당 노동시장 참가 확률 증가 정도가 평균적으로 더 높았음을 의미한다. 파트너의 연소득 변수의 계수는 여성과 남성 모두 음수로 소득이 증가할수록 노동시장에 참여할 확률이 줄어든다는 소득효과의 이론적 방향과 일치했으나, 통계적으로 유의하지는 않았다.

여성과 남성 모두 만 18세 미만 아동의 수 변수의 계수는 양수이며, 여성은 5% 유의수준에서, 남성은 0.1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 아동의 수가 많을수록 생계유지를 위해 더 많은 소득이 필요할 것이므로 이러한 결과는 이론적 예측에 부합하는 것인데, 여성보다는 남성에게 더 큰 영향을 준다고 볼 수 있다. 6세 이하 아동 더미변수의 계수는 여성의 경우 음수이며 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하지 않은 반면, 남성의 경우 양수이며 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 여성의 경우 영유아를 보살펴야 하는 돌봄 제약이 상대적으로 크게 작용하는 반면, 남성의 경우 영유아가 존재함으로써 생계유지를 위한 노동시장 참가를 증가시키는 기제가 상대적으로 크게 작용하는 것으로 해석될 수 있다.

<부표 5> 여성의 추정된 임금률 및 노동시장 참가율

여성: 노동시장 참가 식 (Probit)				
계수	추정치	표준오차	z 값	
상수항	-0.25	0.14	-1.76	
교육연수	0.05	0.01	5.07	***
파트너의 연소득(만원)	-3.30e-06	5.72e-06	-0.58	
만 18세 미만 아동의 수	0.07	0.03	2.16	**
6세 이하 아동 더미변수	-0.17	0.09	-1.96	
가구주	0.03	0.09	0.33	
미혼	1.09	0.18	6.18	***
사별 혹은 이혼	0.55	0.16	3.45	**
표본의 크기	2,897			
여성: 로그 세전임금률 식 (OLS)				
계수	추정치	표준오차	z 값	
상수항	-0.10	0.44	-0.23	
연령	0.03	0.02	1.51	
연령 제곱	-0.00	0.00	-1.40	
교육연수	0.01	0.00	1.24	
사업체 종사자수 30~99인 더미변수	0.30	0.05	5.78	***
사업체 종사자수 100~299인 더미변수	0.35	0.08	4.52	***
사업체 종사자수 300인 이상 더미변수	0.49	0.08	5.84	***
표본의 크기	2,019			
역의 밀 비율 (λ)	-1.30	0.30	-4.31	***
LR test: $H_0 : cov(\epsilon_1, \epsilon_2)$	$\chi^2(6) = 73.65, p-value = 0.0000$			

주: * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001. p-value를 제외한 값들은 소수점 아래 셋째 자리에서, p-value는 소수점 아래 다섯 자리에서 반올림하였음.

<부표 6> 남성의 추정된 임금률 및 노동시장 참가율

남성: 노동시장 참가 식 (Probit)				
계수	추정치	표준오차	z 값	
상수항	-1.29	0.18	-7.24	***
교육연수	0.13	0.01	12.80	***
파트너의 연소득(만원)	-1.76e-06	9.49e-06	-0.19	
만 18세 미만 아동의 수	0.11	0.03	4.16	***
6세 이하 아동 더미변수	0.21	0.07	2.93	**
가구주	0.09	0.12	0.74	
미혼	1.66	0.15	10.95	***
사별 혹은 이혼	1.17	0.17	7.09	***
표본의 크기	3,955			
남성: 로그 세전임금률 식 (OLS)				
계수	추정치	표준오차	z 값	
상수항	-1.92	0.21	-9.25	***
연령	0.10	0.01	11.11	***
연령 제곱	-0.00	0.00	-10.42	***
교육연수	0.01	0.00	4.95	***
사업체 종사자수 30~99인 더미변수	0.21	0.02	8.93	***
사업체 종사자수 100~299인 더미변수	0.36	0.03	12.18	***
사업체 종사자수 300인 이상 더미변수	0.55	0.03	20.67	***
표본의 크기	2,907			
역의 밀 비율 (λ)	-0.41	0.18	-7.24	***
LR test: $H_0 : cov(\epsilon_1, \epsilon_2)$	$\chi^2(6) = 698.73, p-value = 0.0000$			

주: * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001. p-value를 제외한 값들은 소수점 아래 셋째 자리에서, p-value는 소수점 아래 다섯 자리에서 반올림하였음.

다음으로 로그 세전임금률 식의 추정결과를 살펴보자. 이론적 예측과 일치하게, 연령의 계수는 양수, 연령 제곱의 계수는 음수로 나타났다. 이는 연령이 증가할수록 임금률은 증가하나 증가율 자체는 점점 감소하다가 특정 연령을 넘어서고 난 후에는 임금률이 오히려 감소할 수 있음을

뜻한다. 남성의 경우 양 계수가 모두 0.1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였지만, 여성의 경우 통계적으로 유의하지 않았다. 남성의 연령 계수는 약 0.101으로, 1세 증가 시 임금률이 약 10.1% 증가함을 의미한다. 반면 남성의 연령 제곱 계수는 약 -0.001로, 연령 제곱이 한 단위 증가 시 임금률은 약 0.1% 감소함을 뜻한다. 선형항의 계수를 β_1, 이차항의 계수를 β_2라 할 때, $-\frac{\widehat{\beta_1}}{2\beta_2}$ 값은 여성의 경우 약 48.90, 남성의 경우 약 49.16인 것으로 나타났다. 곧 여성과 남성 모두 49세에서 임금률이 최고를 기록함을 알 수 있다. 교육연수의 계수 역시 양수로 이론적 예측에 부합하였다. 다만 남성의 경우 0.1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였지만, 여성의 경우 통계적으로 유의하지 않았다. 사업체 종사자 수 관련 3가지 더미변수들의 계수는 모두 양수이며, 여성과 남성 모두 0.1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 사업체 종사자 수 300인 이상 더미변수, 사업체 종사자 수 100~299인 더미변수, 사업체 종사자 수 30~99인 더미변수 순으로 계수가 큰 것 역시 사업체의 규모가 클수록 평균적으로 임금 수준이 높아질 것이라는 이론적 예측에 부합하는 결과이다.

[부록 7] 빈곤선을 중위소득의 50% 혹은 40%로 설정할 때, 여섯 시나리오의 효과성 및 효율성 분석 결과: 빈곤선이 중위소득의 60%일 때 분석 결과와의 비교

<부표 7> 빈곤 개선의 효과성 및 효율성 비교 종합 - 직접효과모형: 빈곤선을 중위소득의 50%로 설정할 때

구분			BI	NIT				
				RI	MGI	TR	PBH	CPC
빈곤율	효과성	빈곤율(%)	4.16	10.77	5.91	4.59	3.92	11.72
		개선율(%)	73.14	30.47	61.85	70.37	74.69	24.34
		순위	2	5	4	3	1	6
	효율성	개선 정도(%p)	6.93	5.59	7.20	7.11	8.21	13.94
		순위	5	6	3	4	2	1
빈곤의 심도	효과성	빈곤의 심도	0.0074	0.0372	0.0112	0.0080	0.0067	0.0391
		개선율	87.73	38.31	81.43	86.73	88.89	35.16
		순위	2	5	4	3	1	6
	효율성	개선 정도	8.31	7.02	9.48	8.76	9.78	20.14
		순위	5	6	3	4	2	1
빈곤의 심각도	효과성	빈곤의 심각도	0.0023	0.0214	0.0036	0.0025	0.0022	0.0223
		개선율	93.43	38.86	89.71	92.86	93.71	36.29
		순위	2	5	4	3	1	6
	효율성	개선 정도	8.85	7.13	10.45	9.38	10.31	20.78
		순위	5	6	2	4	3	1
가구별 순이전소득 총합(조원)			105.55	54.54	85.88	99.04	90.92	17.46

주: 여섯 시나리오의 영어 약자 표기와 효율성에서 개선 정도의 의미는 <표 6-1>에서와 동일함. 빈곤의 심도와 빈곤의 심각도는 소수점 아래 다섯째 자리에서, 빈곤율과 각 지수의 개선율, 개선 정도, 가구별 순이전소득은 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음.

[부록 7]은 빈곤선을 중위소득의 50% 혹은 40%로 설정 시 여섯 시나리오의 효과성 및 효율성 분석 결과를 빈곤선이 중위소득의 60%일 때의 분석

결과와 비교한다. 이를 통해, 빈곤선의 수준이 빈곤 개선의 효과성 및 효율성에 관한 여섯 시나리오의 평가에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴본다.

<부표 7>은 빈곤선을 중위소득의 50%로 설정할 때, 직접효과모형으로 평가한 여섯 시나리오의 효과성 및 효율성 분석 결과를 제시한 것이다. 당연하게도 중위소득의 60%에서 50%로 빈곤선을 하향 조정함에 따라, 각 빈곤지수의 값은 줄어드는 반면 각 빈곤지수의 개선율과 개선 정도는 증가함을 확인해볼 수 있다(이하 <표 6-1> 참조). 아래에서는 빈곤선이 중위소득의 60%일 때와 달라지는 부분을 중심으로 주요 분석 결과를 보고한다. 앞서 중위소득의 60%로 빈곤선 설정 시 기본소득 도입 시나리오와 가구 단위 지급 시나리오의 빈곤 개선 효과성이 같았음을 확인한 바 있다. 그런데 빈곤선을 중위소득의 50%로 설정할 경우, 가구 단위 지급 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선 효과성이 더 높은 것으로 나타났다.

빈곤선이 중위소득의 60%일 때에는 빈곤 개선 효율성 면에서 가구 단위 지급 시나리오가 2위, 최소보장소득 수준 변화 시나리오는 3위를 기록하였다. 빈곤선을 중위소득의 50%로 설정하게 되면, 빈곤의 심각도의 개선 효율성 면에서 최소보장소득 수준 변화 시나리오가 2위, 가구 단위 지급 시나리오가 3위를 차지하게 되는 변화가 관찰되었다. 빈곤선이 중위소득의 60%일 때에는 빈곤율 개선 효율성 면에서 기본소득 도입 시나리오가 4위, 세율 조정 시나리오가 5위를 차지하였으나, 빈곤선이 중위소득의 50%로 변화함에 따라 양 시나리오의 순위가 뒤바뀌어 세율 조정 시나리오가 4위, 기본소득 도입 시나리오가 5위를 차지하였다.

<부표 8>은 빈곤선을 중위소득의 40%로 설정할 때, 직접효과모형으로 평가한 여섯 시나리오의 효과성 및 효율성 분석 결과를 나타낸 것이다. 당연하게도 중위소득의 60% 혹은 50%일 때에 비해, 각 빈곤지수의 값은 줄어드는 반면 각 빈곤지수의 개선율과 개선 정도는 증가함을 확인해볼 수 있다(<표 6-1>과 <부표 7> 참조). 아래에서는 빈곤선이 중위소득의 60%일 때와 달라지는 부분을 중심으로 주요 분석 결과를 보고한다(이하 <표 6-1> 참조). 앞서 중위소득의 60%로 빈곤선 설정 시 기본소

득 도입 시나리오와 가구 단위 지급 시나리오의 빈곤 개선 효과성이 동일하였다. 그런데 빈곤선을 중위소득의 40%로 설정할 경우, 가구 단위 지급 시나리오가 기본소득 도입 시나리오보다 빈곤 개선 효과성이 더 높은 것으로 나타났다. 또한 기본소득 도입 시나리오와 세율 조정 시나리오의 빈곤의 심각도 개선 효과성이 같은 것으로 평가되었다.

<부표 8> 빈곤 개선의 효과성 및 효율성 비교 종합 - 직접효과모형: 빈곤선을 중위소득의 40%로 설정할 때

구분			BI	NIT				
				RI	MGI	TR	PBH	CPC
빈곤율	효과성	빈곤율(%)	1.48	6.54	2.27	1.65	1.43	6.80
		개선율(%)	86.09	38.53	78.67	84.49	86.56	36.09
		순위	2	5	4	3	1	6
	효율성	개선 정도(%p)	8.16	7.06	9.16	8.53	9.52	20.67
		순위	5	6	3	4	2	1
빈곤의 심도	효과성	빈곤의 심도	0.0027	0.0253	0.0043	0.0028	0.0024	0.0263
		개선율	93.71	41.03	89.98	93.47	94.41	38.69
		순위	2	5	4	3	1	6
	효율성	개선 정도	8.88	7.52	10.48	9.44	10.38	22.16
		순위	5	6	2	4	3	1
빈곤의 심각도	효과성	빈곤의 심각도	0.0010	0.0159	0.0015	0.0010	0.0009	0.0165
		개선율	96.09	37.89	94.14	96.09	96.48	35.55
		순위	2	5	4	2	1	6
	효율성	개선 정도	9.10	6.95	10.96	9.70	10.61	20.36
		순위	5	6	2	4	3	1
가구별 순이전소득 총합(조원)			105.55	54.54	85.88	99.04	90.92	17.46

주: 여섯 시나리오의 영어 약자 표기와 효율성에서 개선 정도의 의미는 <표 6-1>에서와 동일함. 빈곤의 심도와 빈곤의 심각도는 소수점 아래 다섯째 자리에서, 빈곤율과 각 지수의 개선율, 개선 정도, 가구별 순이전소득은 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음.

빈곤선이 중위소득의 60%일 때에는 빈곤 개선 효율성 면에서 가구 단위 지급 시나리오가 2위, 최소보장소득 수준 변화 시나리오는 3위였다. 빈곤선을 중위소득의 40%로 설정하게 되면, 빈곤의 심도 및 심각도의 개선 효율성 면에서 둘 간 순위가 뒤바뀌어 최소보장소득 수준 변화 시나리오가 2위, 가구 단위 지급 시나리오가 3위를 차지하였다. 빈곤선이 중위소득의 60%인 경우 빈곤율 개선 효율성 면에서 기본소득 도입 시나리오가 4위, 세율 조정 시나리오가 5위였으나, 빈곤선이 중위소득의 40%로 변화함에 따라 양 시나리오의 순위가 뒤바뀌어 세율 조정 시나리오가 4위, 기본소득 도입 시나리오가 5위를 기록하였다.

직접효과모형 분석 결과를 살펴보았을 때, 빈곤선을 변화시킨다고 해서 각 시나리오의 빈곤 개선 효과성 및 효율성에 대한 평가가 극적으로 달라지지는 않은 것으로 나타났다. 예컨대 빈곤 개선의 효과성과 효율성을 모두 고려하였을 때, 가구 단위 지급 시나리오가 가장 선호되는 시나리오라는 점은 변하지 않았다. 다만 빈곤선을 낮춤에 따라 가구 단위 지급 시나리오의 빈곤 개선의 효과성은 기본소득 도입 시나리오의 그것에 비해 더 높게 평가되는 경향을 보였다. 그리고 빈곤선이 낮아짐에 따라 빈곤 개선의 효과성 면에서 기본소득 도입 시나리오와 세율 조정 시나리오의 격차가 줄어드는 것이 관찰되었으며, 심지어 빈곤선이 중위소득의 40%일 경우 빈곤의 심각도 개선 효과성 면에서 양 시나리오는 동등한 것으로 평가되었다. 아울러 빈곤선을 낮춤에 따라 가구 단위 지급 시나리오에 비한 최소보장소득 수준 변화 시나리오의, 기본소득 도입 시나리오에 비한 세율 조정 시나리오의 빈곤 개선 효율성이 더 높게 평가되는 경향이 발견되었다. 이러한 결과는 빈곤선을 낮게 설정할수록 특히나 모수적 차원에서 저소득층 표적화 요소를 도입한 시나리오가 그렇지 않은 시나리오에 비해 빈곤 개선의 효과성과 효율성 면에서 더 높게 평가되는 경향이 있음을 보여준다.

<부표 9> 빈곤 개선의 효과성 및 효율성 비교 종합 - 행태반응모형: 빈곤선을 중위소득의 50%로 설정할 때

구분			BI	NIT				
				RI	MGI	TR	PBH	CPC
빈곤율	효과성	빈곤율(%)	2.47	6.77	5.54	5.61	4.76	6.86
		개선율(%)	71.93	23.07	37.05	36.25	45.91	22.05
		순위	1	5	3	4	2	6
	효율성	개선 정도(%p)	6.81	4.23	4.31	3.66	5.05	12.63
		순위	2	5	4	6	3	1
빈곤의 심도	효과성	빈곤의 심도	0.0051	0.0274	0.0130	0.0123	0.0106	0.0212
		개선율	83.81	13.02	58.73	60.95	66.35	32.70
		순위	1	6	4	3	2	5
	효율성	개선 정도	7.94	2.39	6.84	6.15	7.30	18.73
		순위	2	6	4	5	3	1
빈곤의 심각도	효과성	빈곤의 심각도	0.0021	0.0164	0.0051	0.0047	0.0041	0.0122
		개선율	89.12	15.03	73.58	75.65	78.76	36.79
		순위	1	6	4	3	2	5
	효율성	개선 정도	8.44	2.76	8.57	7.64	8.66	21.07
		순위	4	6	3	5	2	1
가구별 순이전소득 총합(조원)			105.55	54.54	85.88	99.04	90.92	17.46

주: 여섯 시나리오의 영어 약자 표기와 효율성에서 개선 정도의 의미는 <표 6-1>에서와 동일함. 빈곤의 심도와 빈곤의 심각도는 소수점 아래 다섯째 자리에서, 빈곤율과 각 지수의 개선율, 개선 정도, 가구별 순이전소득은 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음.

<부표 9>는 빈곤선을 중위소득의 50%로 설정할 때, 행태반응모형으로 평가한 여섯 시나리오의 효과성 및 효율성 분석 결과를 나타낸 것이다. 당연하게도 중위소득의 60%에서 50%로 빈곤선을 낮춤에 따라, 각 빈곤지수의 값은 줄어드는 반면 각 빈곤지수의 개선율과 개선 정도는 증가함을 확인해볼 수 있다(이하 <표 6-2> 참조). 아래에서는 빈곤선이 중위소득의 60%일 때와 달라지는 부분을 중심으로 주요 분석 결과를 보

고한다. 빈곤 개선의 효과성과 빈곤의 심도 개선의 효율성 순위에서는 변화가 없었다. 빈곤선이 중위소득의 60%일 때에는 빈곤율 개선 효율성 면에서 소득 정의 변화 시나리오가 4위, 최소보장소득 수준 변화 시나리오가 5위였으나, 빈곤선이 중위소득의 50%로 변화함에 따라 두 시나리오의 순위가 뒤바뀌어 최소보장소득 수준 변화 시나리오가 4위, 소득 정의 변화 시나리오가 5위를 차지하였다.

빈곤선이 중위소득의 60%일 때에는 빈곤의 심각도 개선의 효율성 면에서 기본소득 도입 시나리오가 2위, 가구 단위 지급 시나리오가 3위, 최소보장소득 수준 변화 시나리오가 4위를 기록하였다. 그런데 빈곤선을 중위소득의 50%로 설정하면, 빈곤의 심각도 개선의 효율성 면에서 가구 단위 지급 시나리오가 2위, 최소보장소득 수준 변화 시나리오가 3위, 기본소득 도입 시나리오가 4위를 차지하는 것으로 바뀌었다.

<부표 10>은 빈곤선을 중위소득의 40%로 설정할 때, 행태반응모형으로 평가한 여섯 시나리오의 효과성 및 효율성 분석 결과를 제시한 것이다. 당연하게도 중위소득의 60% 혹은 50%일 때에 비해, 각 빈곤지수의 값은 줄어드는 반면 각 빈곤지수의 개선율과 개선 정도는 증가함이 확인된다(<표 6-2>와 <부표 9> 참조). 아래에서는 빈곤선이 중위소득의 60%일 때와 달라지는 부분을 중심으로 주요 분석 결과를 보고한다(이하 <표 6-2> 참조). 빈곤의 심도 및 심각도 개선의 효과성 순위에서는 변화가 관찰되지 않았다. 빈곤선이 중위소득의 60%일 때에는 빈곤율 개선의 효과성 면에서 최소보장소득 수준 변화 시나리오가 3위, 세율 조정 시나리오가 4위, 소득 정의 변화 시나리오가 5위, 종합 정책 변화 시나리오가 6위였다. 그런데 빈곤선을 중위소득의 40%로 설정하게 되면, 빈곤율 개선의 효과성 면에서 세율 조정 시나리오가 3위, 최소보장소득 수준 변화 시나리오가 4위, 종합 정책 변화 시나리오가 5위, 소득 정의 변화 시나리오가 6위를 차지하는 것으로 변화하였다.

<부표 10> 빈곤 개선의 효과성 및 효율성 비교 종합 - 행태반응모형: 빈곤선을 중위소득의 40%로 설정할 때

구분			BI	NIT				
				RI	MGI	TR	PBH	CPC
빈곤율	효과성	빈곤율(%)	1.12	4.43	2.49	2.36	2.03	3.41
		개선율(%)	77.91	12.62	50.89	53.45	59.96	32.74
		순위	1	6	4	3	2	5
	효율성	개선 정도(%p)	7.38	2.31	5.93	5.40	6.59	18.75
		순위	2	6	4	5	3	1
빈곤의 심도	효과성	빈곤의 심도	0.0027	0.0200	0.0064	0.0059	0.0050	0.0140
		개선율	87.89	10.31	71.30	73.54	77.58	37.22
		순위	1	6	4	3	2	5
	효율성	개선 정도	8.33	1.89	8.30	7.43	8.53	21.32
		순위	3	6	4	5	2	1
빈곤의 심각도	효과성	빈곤의 심각도	0.0012	0.0123	0.0026	0.0024	0.0021	0.0093
		개선율	92.05	18.54	82.78	84.11	86.09	38.41
		순위	1	6	4	3	2	5
	효율성	개선 정도	8.72	3.40	9.64	8.49	9.47	22.00
		순위	4	6	2	5	3	1
가구별 순이전소득 총합(조원)			105.55	54.54	85.88	99.04	90.92	17.46

주: 여섯 시나리오의 영어 약자 표기와 효율성에서 개선 정도의 의미는 <표 6-1>에서와 동일함. 빈곤의 심도와 빈곤의 심각도는 소수점 아래 다섯째 자리에서, 빈곤율과 각 지수의 개선율, 개선 정도, 가구별 순이전소득은 소수점 아래 셋째 자리에서 반올림하였음.

빈곤선이 중위소득의 60%일 때에는 빈곤율 개선 효율성 면에서 소득 정의 변화 시나리오가 4위, 최소보장소득 수준 변화 시나리오가 5위, 세율 조정 시나리오가 6위였으나, 빈곤선이 중위소득의 40%로 변화함에 따라 세 시나리오의 순위가 바뀌어 최소보장소득 수준 변화 시나리오가 4위, 세율 조정 시나리오가 5위, 소득 정의 변화 시나리오가 6위가 되었다. 빈곤선이 중위소득의 60%일 때에는 빈곤의 심도 개선의 효율성 면

에서 기본소득 도입 시나리오가 2위, 가구 단위 지급 시나리오가 3위였으나, 빈곤선이 중위소득의 40%로 변하자 양 시나리오의 순위가 뒤바뀌어 가구 단위 지급 시나리오가 2위, 기본소득 도입 시나리오가 3위를 차지하였다. 빈곤선이 중위소득의 60%일 때에는 빈곤의 심각도 개선의 효율성 면에서 기본소득 도입 시나리오가 2위, 최소보장소득 수준 변화 시나리오가 4위였으나, 빈곤선이 중위소득의 40%로 변화함에 따라 두 시나리오의 순위가 뒤바뀌어 최소보장소득 수준 변화 시나리오가 2위, 기본소득 도입 시나리오가 4위를 기록하였다.

행태반응모형 분석 결과를 살펴보았을 때, 직접효과모형에서와 마찬가지로 빈곤선을 변화시킨다고 해서 각 시나리오의 효과성 및 효율성에 대한 평가가 극적으로 달라지지는 않은 것으로 나타났다. 예컨대 빈곤 개선의 효과성과 효율성을 모두 고려하였을 때, 기본소득 도입 시나리오가 가장 선호되는 시나리오라는 점은 변하지 않았다. 효과성보다는 효율성 면에서 순위 변화가 많이 관찰되었다. 효과성 순위 변화가 유일하게 나타난 곳은 빈곤선을 중위소득의 60%로 설정할 때와 40%로 설정할 때의 빈곤율 개선에서였다. 빈곤선을 달리함에 따라 NIT 시나리오들 내에서 빈곤율 개선의 효과성 순위 변화가 보였다. 빈곤선을 낮출수록 세율 조정 시나리오와 종합 정책 시나리오의 순위는 올라가 효과성이 더 높게 평가되는 반면, 최소보장소득 수준 변화 시나리오와 소득 정의 변화 시나리오의 순위는 내려가 효과성이 더 낮게 평가되는 경향이 나타났다.

다음으로 효율성 순위 변화를 살펴보면, 빈곤선이 낮아짐에 따라 빈곤율 개선의 효율성 면에서 최소보장소득 수준 변화 시나리오와 세율 조정 시나리오는 더 높게 평가되는 반면, 소득 정의 변화 시나리오는 더 낮게 평가되는 경향을 보였다. 빈곤선을 낮춤에 따라 빈곤의 심도 개선의 효율성 면에서 가구 단위 지급 시나리오는 더 높게 평가되는 반면, 기본소득 도입 시나리오는 더 낮게 평가되는 경향이 관찰되었다. 빈곤선이 낮아짐에 따라 빈곤의 심각도 개선의 효율성 면에서 가구 단위 지급 시나리오와 최소보장소득 수준 변화 시나리오는 더 높게 평가되는 반면, 기본소득 도입 시나리오는 더 낮게 평가되는 경향이 나타났다.

이러한 결과는 빈곤선을 낮게 설정할수록, 수급대상자 규모와 최소보장소득의 수준이 엇비슷하긴 하지만 최소보장소득 수준 시나리오보다는 상대적으로 조금 더 작은 세율 조정 시나리오가 효과성 면에서 더 높게 평가된다는 점을 보여준다. 곧 빈곤선을 낮춤에 따라, 모수의 크기가 비슷한 시나리오 중에서 저소득층 표적화가 좀 더 강한 시나리오가 그렇지 않은 시나리오보다 효과성이 높다고 평가될 가능성이 있음을 시사한다. 아울러 빈곤선을 낮게 설정할수록, 소득 정의를 변화시키는 시나리오보다 모수를 변화시키는 시나리오가 상대적으로 효율성이 높다고 평가되는 경향, 그리고 개인 단위로 지급하는 시나리오보다 가구 단위로 지급하는 시나리오가 상대적으로 효율성이 높다고 평가되는 경향이 있음을 보여준다. 즉 빈곤선을 낮춤에 따라, 소득 정의를 변화하는 비모수적 요소의 도입보다는 모수를 변화시키거나 가구 단위 지급이라는 비모수적 요소를 도입하는 것이 효율성 평가에 긍정적으로 작용할 수 있음을 시사한다.

Abstract

A Comparative Study of the Poverty Reduction Effects of Basic Income and Negative Income Tax

- Focusing on the Effectiveness and Efficiency Analysis of Factors for Achieving Poverty Alleviation Goals -

Yi Gunmin

Department of Social Welfare

The Graduate School

Seoul National University

The purpose of this study was to empirically compare and evaluate the effects of basic income and Negative Income Tax (NIT) systems on poverty reduction. In particular, with respect to the main goal of poverty alleviation in the NIT system, the study aimed to analyze and compare whether changes in the definition of income, the scope of coverage, and the method of guarantee are effective or efficient in actual poverty reduction. To achieve this goal, data from the 13th year of the National Survey of Tax and Benefit was used, and poverty rates, depth of poverty, severity of poverty, and Gini coefficient were analyzed and compared for each scenario and model.

In this study, I addressed six research questions about the effectiveness and efficiency of poverty reduction in current tax and transfer system and

other five different scenarios compared to a basic income scenario (hereafter BI scenario), by measuring the poverty index based on the equivalized household disposable income. In analyzing the poverty reduction effects of the current system, I compared the poverty index based on the equivalized household disposable income and the equivalized household market income. The six scenarios included the BI scenario reflecting the 40% Universal Basic Income-Flat Income Tax (UBI-FIT) model, and NIT's five policy change scenarios. The first scenario was the BI scenario. The second scenario reflected the case where the income definition is changed by introducing the concept of recognized income in the low-income bracket receiving NIT. The third scenario reflected the case where the level of minimum guaranteed income for NIT payments is reduced from '40% of average income' to '40% of median income'. The fourth scenario reflected the case where the NIT tax rate is adjusted upward from 40% to 50%. The fifth scenario reflected the case where NIT payments are made at the household level, taking into account the economies of scale in household consumption. The sixth scenario was composed of a comprehensive application of the four policy changes mentioned above.

Based on these, I presented the results of analyzing the direct effect model that considers only the direct effects of taxation and transfers and the behavioral response model that takes into account the labor supply response for the BI scenario and NIT's five policy change scenarios. The direct effect model was analyzed based on a revenue-neutral scenario where the amount of taxation or transfers for basic income or NIT payment is equal, while the behavioral response model was analyzed using a discrete choice model approach and an additive random utility model. Based on the analysis results of the direct effect model and the behavioral response model, I compared the effectiveness and efficiency of poverty reduction among the BI scenario and the other five scenarios and conducted hypothesis testing.

Presenting the results of the analysis with a focus on comparing the BI scenario with the current system and other scenarios, they can be summarized as follows. Firstly, in both the direct effect model and the

behavioral response model, the BI scenario showed superior effectiveness and efficiency in reducing poverty compared to the current system. While this is partially due to the fact that the BI scenario has a higher amount of net transfer income per household than the current system, it is more important that the design of UBI-FIT model is such that net benefit amounts are paid or net contribution amounts are paid in proportion to the difference in income from the average income based on a single variable, income. The impact of labor supply response on the effectiveness and efficiency of poverty and inequality reduction was not significantly greater than the impact of the above-mentioned mechanisms.

Secondly, in both the direct effect model and the behavioral response model, the BI scenario was found to be superior in terms of effectiveness and efficiency in reducing poverty compared to the recognized income scenario. The low poverty reduction effectiveness of the recognized income scenario can be attributed to the fact that, compared to the BI scenario, the absolute amount of net transfer income per household decreased due to the consideration of imputed rent and net wealth.

Thirdly, the hypothesis that the poverty reduction effectiveness of the reduced minimum guaranteed income scenario would be lower than that of the BI scenario was confirmed in both the direct effect model and the behavioral response model. On the other hand, the hypothesis that the poverty reduction efficiency of the reduced minimum guaranteed income scenario would be higher than that of BI scenario was confirmed in the direct effect model but not in the behavioral response model. The labor supply response plays an important role in lowering the poverty reduction effectiveness and efficiency of the reduced minimum guaranteed income scenario relative to the BI scenario.

Fourthly, the hypothesis that the increased NIT tax rate scenario (hereafter, increased tax rate scenario) would be more effective in reducing poverty than the BI scenario is rejected in both the direct effect and behavioral response models. On the other hand, the hypothesis that the poverty reduction efficiency of the increased tax rate scenario would be

higher than that of the BI scenario is partially accepted and partially rejected in the direct effect model. and rejected in the behavioral response model. In terms of the NIT tax rate alone, it is true that a 50% NIT tax rate covers a higher percentage of the gap between break-even income than a 40% NIT tax rate. However, with a constant minimum guaranteed income, an increase in the NIT tax rate results in a decrease in the break-even income itself. Therefore, for an individual with zero market income, the NIT benefit paid under both scenarios is the same, but for income below the break-even income under the increased tax rate scenario that is greater than zero, the NIT payout under the BI scenario is greater than the payout under the increased tax rate scenario. This partially explains why the increased tax rate scenario is less effective in reducing poverty than the BI scenario.

Fifthly, the hypothesis that the scenario for NIT payment by household (hereafter, scenario for payment by household) would be less effective in reducing poverty than the BI scenario was rejected in the direct effect model, but was accepted in the behavioral response model. In terms of the direct effect model, the results show that matching the unit of measurement of the poverty index and the unit of payment of the NIT benefit to the household helps to improve the effectiveness and efficiency of poverty reduction. The household-level payment ensures that NITs are not paid directly to low- or no-income individuals in non-poor households, thereby significantly reducing the probability of a situation where NITs are paid to non-poor households. This weakened the power of median income and the poverty line itself to push up the poverty index, leading to a larger reduction in poverty.

Conversely, the hypothesis that the poverty reduction efficiency of the scenario for payment by household would be higher than that of the BI scenario is accepted in the direct effect model but was rejected in the behavioral response model. The completely opposite results in terms of the effectiveness and efficiency of poverty reduction in the direct effect model and the behavioral response model suggest the importance of considering the labor supply response.

Sixthly, in both the direct effect model and the behavioral response model, the BI scenario was more effective in reducing poverty than the comprehensive policy change scenario, but inferior in terms of poverty reduction efficiency. The lower poverty reduction effectiveness of the comprehensive policy change scenario is basically due to the fact that the comprehensive policy change scenario simultaneously applied multiple factors such as income definition, minimum guaranteed income level, NIT tax rate, and payment unit to target NIT payments to the poor as much as possible. This reduced the probability that non-poor households would receive NIT benefits, but it also resulted in a smaller amount of net transfer income per household compared to the BI scenario.

With explicit attention to the institutional and policy objective differences between basic income and NITs, this study identifies institutional elements of NITs that are specifically geared toward poverty alleviation, both parametrically and non-parametrically, and analyzes whether they are effective or efficient in reducing poverty in practice. This study, which empirically analyzes whether each of the four elements and the aggregate of the four elements is effective or efficient in reducing poverty in practice, is important not only in the comparative context of basic income and NIT schemes, but also in the specific internal design of NIT schemes. It also broadens the horizon of the analysis by analyzing the poverty reduction effects of basic income and NITs as total effects that take into account not only the direct effects of taxation and benefits but also the behavioral response effects of labor supply. By using a household utility maximization model based on the joint utility and joint budget model, I aimed to improve the accuracy of the analysis, and by setting up a detailed micro-simulation procedure, I aimed to overcome the limitations of existing studies that did not clearly show how the results of the labor supply effect analysis were specifically linked to the poverty reduction effect analysis or only analyzed and presented the labor supply effect and poverty reduction effect separately.

Another theoretical contribution of this study is to clarify the criteria for comparing the institutional characteristics and policy effects of basic income

and NITs by noting that basic income and NITs can be designed to be economically equivalent if only purely institutional design aspects are considered, and that economic equivalence is inevitably broken when differences in policy goals are explicitly considered. Another theoretical contribution is that I show that the minimum guaranteed income, tax rates by income bracket, and aggregate net transfer income by household are not sufficient to predict the labor supply effects of each scenario given the various demographic and socioeconomic characteristics of households. The theoretical implications of the paradox of redistribution are also presented. Based on these findings, I draw policy implications for the specific design of a basic income or NIT program and suggest directions for further research.

keywords : basic income, negative income tax, poverty reduction effect, labor supply effect, direct effect model, behavioral response model

Student Number : 2014-30984