

우리나라 근로장려세제의 고용창출 효과 분석*

송 헌 재** · 방 홍 기***

논문초록

본 연구는 한국조세재정연구원의 재정패널 자료를 이용하여 근로장려세제가 노동공급 측면에서 고용창출에 미치는 효과를 분석하였다. 가구 구성 유형에 따라 부부 가구와 한부모 가구를 구분하여 실증분석한 결과 근로장려세제는 소득이 높아질수록 근로장려금도 늘어나는 점증구간에 속한 가구의 노동시장 참여를 유도하여 고용창출에 유의한 효과가 있는 것으로 나타났다. 동 실증분석 결과를 이용하여 근로장려세제가 창출한 고용의 수와 1개의 일자리를 만들기 위해서 소요된 비용을 단순 추계할 수 있었는데 부부 가구의 경우 2009~2011년 동안 1개의 일자리 당 1,420만원의 비용을 투입해 매년 평균 22,500개의 고용을 창출하였고 한부모 가구의 경우에는 동일 기간 동안 1명의 고용을 추가로 창출하기 위해 300만원의 비용을 투입하여 연평균 35,800개의 고용을 창출한 효과가 있었다. 그러나 이러한 추정결과는 본 연구의 가정에 의존하여 얻은 결과이므로 고용효과에 대한 양적효과를 강조하는 것으로 해석하기 보다는 근로장려세제를 확대 개편하고자 하는 정부 계획의 유효성을 뒷받침하고 한부모 가구의 지원을 보다 강화할 필요성이 있음을 시사하는 결과로 해석하는 것이 바람직하다.

핵심 주제어: 근로장려세제, 고용창출

경제학문헌목록 주제분류: H20, J21

투고 일자: 2014. 2. 25. 심사 및 수정 일자: 2014. 4. 25. 게재 확정 일자: 2014. 7. 9.

* 본 논문은 한국은행의 재정지원을 받아 한국은행과 공동으로 작성되었다. 저자들은 한국은행 세미나에서 유익한 논평을 해주신 이정옥 박사님과 세미나 참가자분들께 감사드린다. 또한 논문의 질적 향상을 위해 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원분들과 자문위원에게도 감사의 말씀을 전한다. 본 연구내용은 저자들의 개인의견이며 한국은행의 공식견해와는 관련이 없음을 밝힌다.

** 제1저자 및 교신저자, 서울시립대학교 경제학부 조교수, e-mail: heonjaes@gmail.com

*** 한국은행 조사국 동향분석팀 과장, e-mail: eddie118@bok.or.kr

I. 서 론

우리나라에서 2008년부터 시행된 근로장려세제는 근로빈곤층에 대한 소득지원과 근로유인 제공을 목적으로 도입되었다. 근로장려세제는 특히 기초생활보장급여 대상이 아닌 차상위계층을 주요 대상으로 설계된 제도로서 일을 통한 빈곤 탈출을 유도하는 근로유인 복지제도이다. 이러한 근로연계 복지제도는 미국, 영국, 캐나다, 프랑스 등 서구 선진국에서 그 예를 찾아볼 수 있다. 우리나라의 근로장려세제는 근로장려금의 급여체계를 근로소득에 연계하여 근로소득의 구간에 따라 근로장려금이 증가하는 점증구간, 근로장려금이 일정한 평탄구간, 근로장려금이 줄어드는 점감구간을 설정하는 등 미국의 Earned Income Tax Credit(이하 EITC) 제도를 근간으로 설계되었다. 미국의 EITC는 1975년에 처음으로 도입되었고 이후 여러 차례 확대 개편되면서 현재 미국에서 재정지출 규모나 수혜자측면에서 가장 중요한 복지제도중 하나로 성장하였다. 이처럼 오랜 역사를 가졌고 재정지출 규모 또한 상당한 제도인 만큼 미국의 EITC가 노동공급에 미치는 효과에 대한 선행연구는 많이 축적되어 왔다. 우리나라의 경우 근로장려세제 도입 이전 연구자들 사이에 동 제도의 효과에 대한 활발한 논의가 있었으나 도입 이후 그 실효성을 분석한 실증연구는 많지 않은 실정이다. 아직 도입 초기단계여서 근로장려세제의 효과를 분석할 수 있는 자료가 충분하지 않은 데다 제도의 효과가 충분히 실현될 수 있을 정도의 시간이 경과하지 못하였다는 점이 실증분석이 활발하지 못했던 주요 원인으로 지적된다.

이처럼 아직까지 제도의 실효성에 대한 실증적 검증이 충분히 이루어지지 않은 상태에서 정부는 짧은 시간동안 근로장려세제를 지속적으로 확대 개편하였다. 먼저 2011년 개편에서는 기존의 수급자격을 일부 완화하고 근로장려금의 최대급여액을 인상하였으며 무자녀 가구를 포함하여 수급 가구의 자녀수에 따라 근로장려금 급여체계를 차등 적용하였다. 이에 더하여 2013년 세제개편안에는 근로장려금 지급기준을 자녀기준에서 가구원기준과 자녀기준으로 이원화함으로써 미혼 가구를 대상에 포함하고 맞벌이 가구의 총소득기준을 완화하는 등 근로장려세제 수급대상 가구의 폭을 상당히 넓히는 방안이 채택되었다.

한편, 우리나라의 근로장려세제는 처음부터 미국식 EITC 제도를 차용한 것으로 가구를 기준으로 설계되었다. 따라서 근로장려세제가 가구의 구성에 따라 가구의 노동공급 의사결정에 상이한 영향을 미칠 수 있다. 예를 들어 한부모 가구의 경우

에는 근로장려세제가 일반적인 예상대로 저소득 가구를 중심으로 노동공급을 증가시키는 효과가 있으나 부부가 함께 사는 가구의 경우 2차 소득자의 노동공급을 줄이는 요인으로도 작용할 수 있기 때문이다. 그러므로 제도 도입의 전반적인 효과를 평가하기 위해서는 다양한 관점에서 실증분석을 수행할 필요가 있다. 근로장려세제 도입 이후 제도에 대한 평가 과정이 충분히 이루어지지 않은 채 규모를 확대하게 되면 자칫 재정의 낭비로 이어질 수 있기 때문이다. 따라서 본 연구는 근로장려세제의 고용창출 효과를 실증하는 데 연구의 목적이 있다. 연구수행시점에는 2011년 개편 이후의 자료가 불충분하여 그 이전의 자료를 활용하여 근로장려세제 도입 이후 3년간 가구의 노동시장 참여효과를 분석하였다. 실증분석 결과 근로장려세제 도입으로 저소득 가구의 노동시장 참여율이 유의하게 증가한 것으로 나타났다. 이는 근로장려세제의 실효성을 뒷받침하는 결과로서 2011년 이루어진 근로장려세제 확대 개편의 정당성을 어느 정도 뒷받침하는 결과라고 평가할 수 있을 것이다.

본고는 다음과 같이 구성되었다. 먼저 제Ⅱ장에서는 EITC의 노동공급에 대한 효과와 관련한 해외 및 국내 주요 선행연구를 제시하였다. 제Ⅲ장에서는 본 연구의 분석 기간인 2009년부터 2011년까지의 근로장려세제를 간략히 설명하고 근로장려금 수급현황을 살펴보았다. 제Ⅳ장과 제Ⅴ장에서는 각각 본 논문에서 실증분석을 위해 사용한 분석 자료와 추정 방법에 대하여 설명하였다. 제Ⅵ장에서는 근로장려세제의 고용창출 효과를 실증분석하고 그 결과를 토론했으며, 마지막으로 제Ⅶ장에서 연구 결과에 대한 결론 및 연구의 한계와 향후 연구 과제를 제시하며 마무리하였다.

Ⅱ. 선행연구

1. 해외연구

근로장려세제가 노동공급에 미치는 효과를 분석한 기존연구는 미국의 사례를 중심으로 크게 노동참가율에 대한 영향(extensive margin)과 노동시간에 미치는 영향(intensive margin)에 대한 분석으로 나누어진다. EITC가 노동공급에 미치는 효과는 취업여부와 소득구간별로 다르게 나타난다. 노동시장에 참여하고 있지 않은 미취업자의 경우 EITC가 실질임금률을 상승시켜 상대적으로 비싸진 여가에 대한 소

비를 줄이게 만드는 대체효과의 작용으로 노동시장에 참여할 유인을 증대시킨다. 이들의 경우 임금률의 상승으로 여가를 더욱 소비하게 되는 소득효과가 없거나 혹은 매우 미미하게 작용하기 때문에 대체효과가 소득효과를 압도하여 노동시장 참여율을 증가시킬 것으로 예측된다. 한편 취업자의 경우에는 소득구간별로 근로장려금의 노동공급 효과가 달라진다. 소득이 높아질수록 근로장려금도 늘어나는 점증구간에 속한 근로자의 경우 노동공급을 증가시키는 대체효과와 노동공급을 감소시키는 소득효과가 동시에 나타나기 때문에 노동공급의 순효과는 대체효과와 소득효과의 상대적 크기에 따라 결정된다. 반면 소득 증가에도 불구하고 근로장려금이 동일한 평탄구간에서는 소득효과만이 나타나기 때문에 노동시간을 감소시키는 유인이 작용하고 근로장려금이 소득에 따라 감소하는 점감구간의 경우 대체효과와 소득효과 모두 노동시간을 감소시키는 방향으로 작용하게 된다.

선행연구의 결과들은 EITC의 도입·확대가 저소득 근로자들의 노동참가율을 높인다는 결과를 제시하여 이론의 예측과 일치하는 반면에 노동시간에 미치는 영향에 대해서는 다소 상이한 결과를 보이고 있다. 먼저 EITC가 노동참가율에 미치는 영향에 대한 대표적인 연구결과를 살펴보면 Keane (1995) 과 Keane and Moffitt (1998) 는 1984년부터 1996년까지의 EITC 확대가 근로자들의 노동참가율을 증가시키는 것으로 추정하였고 Dicket, Houser, and Scholz (1995) 또한 EITC로 인해 소득이 증가하는 경우 노동참여가 증대된다는 연구 결과를 제시하였다. Eissa and Liebman (1996) 과 Meyer and Rosenbaum (1999) 의 연구 역시 EITC의 확대 개편이 한부모 여성의 노동참가율을 증가시켰음을 보였다.

이와 대조적으로 노동시간에 미치는 영향을 분석한 선행연구들은 일치된 결과를 제시하지 못하고 있다. Keane (1995), Keane, and Moffitt (1998) 은 EITC가 노동시장 참가율뿐만 아니라 근로시간도 증대시키는 효과가 있다고 보고한 반면에 Hoffam and Seidman (1990), U. S. General Accounting Office (1993), Browning (1995) 은 EITC의 확장이 근로자의 노동시간을 감소시키는 결과를 제시하였다. Eissa and Liebman (1996) 은 EITC가 노동시간에 미치는 영향이 없다는 연구결과를 제시하기도 하였다. 이와 같이 EITC가 노동시간에 미치는 영향에 대한 선행연구들은 일관된 결론을 제시하지 못하고 있는데 이는 추정방법과 분석대상에 따라 결과가 달라질 수 있기 때문으로 볼 수 있다. 한편 이와 관련하여 최근 Lee (2013) 는 노동시장에 참여하기 위하여 부수적으로 발생하게 되는 고정비용(통근시간 등)

이 존재하고 시간제 근로와 전일제 근로의 임금 수준이 다르게 책정된다는 점에 주목하여 노동공급에 대한 임금탄력성이 매우 작게 추정될 수 있음을 보였다. 또한 Saez (2010) 와 Chetty, Friedman, and Saez (2012) 는 EITC 수급대상 근로자들이 동 제도의 복잡한 구조를 온전하게 이해하지 못할 개연성이 크다는 점을 들어 점감 구간에 속한 근로자의 경우 점증구간에 속한 근로자에 비하여 EITC에 충분히 반응하지 않는 경향이 있음을 보임으로써 EITC가 노동시간에 미치는 영향이 일정하지 않거나 매우 작을 수 있음을 논리적으로 설명하였다.

한편 상대적으로 임금수준이 낮은 여성의 경우 EITC의 영향을 받을 개연성이 크기 때문에 동 제도가 여성의 노동공급에 미치는 영향에 대한 분석도 활발하게 진행되고 있다. 주요 연구로는 Eissa and Liebman (1996), Meyer and Rosenbaum (1999) 을 들 수 있는데 이들은 CPS (Current Population Survey) 자료를 이용하여 자녀가 있는 여성과 자녀가 없어서 급여자격이 없는 여성의 노동공급을 비교함으로써 EITC의 효과를 분석하였다. 먼저 Eissa and Liebman (1996) 의 경우 1986년에 이뤄진 EITC 확대¹⁾가 여성 근로자의 노동참가율과 노동시간에 미치는 영향을 이중차분모형을 이용하여 분석한 결과 자녀가 있는 여성의 노동참여를 촉진시키는 효과가 있음을 발견하였다. 그러나 노동시간에 있어서는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. Meyer and Rosenbaum (1999) 은 1984년부터 1996년까지 한부모 여성의 고용률 증가에 있어서 EITC가 기여한 정도를 60% 수준이었다고 평가하였다. 또한 EITC가 노동시간을 증가시키는 데에도 긍정적인 역할을 한다고 밝혔다. 이들의 연구에 뒤이어 Meyer (2002) 는 1990부터 1997년까지의 기간을 대상으로 여성을 학력과 혼인 상태별 (저학력 편모, 고학력 편모, 저학력 미혼 여성, 고학력 미혼여성 등 4개 그룹으로 분류)로 구분하여 EITC 확대가 여성 노동공급에 미치는 영향을 보다 세밀하게 분석하였다. Meyer (2002) 는 EITC 제도가 확대 되면 저학력 편모의 경우 취업률이 크게 증가하는 반면 고학력 편모는 상대적으로 취업률 증가폭이 낮은 것으로 분석하였다. 미혼여성의 경우에는 학력에 관계없이 취업률이 일정하거나 약간 감소하는 모습을 보였으나 노동시간은 거의 변화가 없는 것으로 나타났다. Eissa and Hoyer (2006) 는 자녀가 있는 한부모 여성의 경우 EITC 확대에 의해 노동참가율이 월등히 증가하는 모습을 나타냈지만 자녀가 없는

1) 급여증가율을 11%에서 14%로 올렸으며 금액을 물가에 연동(indexing) 시켜 환급액을 증가시켰다.

미혼여성은 크게 영향을 받지 않았음을 보였다. 다만 노동시간의 경우 두 그룹 모두 크게 영향을 받지 않는 것으로 나타났다.

개별 근로자의 노동공급에 관한 연구와 함께 EITC가 가구 단위로 지급된다는 점에 주목하여 가구내 남편과 아내의 노동참가율을 함께 분석한 연구도 있다. Eissa and Hoynes (2004) 와 Ellwood (2000) 는 EITC가 남성의 노동참가율을 미미하게 증가시키는 반면 여성의 노동참가율은 크게 감소시키는 것으로 추정하였다. 이들 연구의 결과는 기혼여성의 경우 노동참가와 노동시간 모두 감소하는 것으로 나타났고 보고한 Rothstein (2005) 의 결과와도 일치한다. 이와 관련된 연구들은 EITC가 1차 소득자의 노동공급에는 긍정적인 영향을 미치지만 2차 소득자의 노동공급에는 부정적인 영향을 미친다고 해석하였다. 따라서 이러한 연구결과는 가구내 여성이 노동참여의사를 결정할 때 남편의 근로소득을 주어진 것으로 간주한다는 전통적인 노동공급모형을 뒷받침하는 것으로 볼 수 있다.

2. 국내연구

근로장려세제 도입 초기인 우리나라의 경우 아직까지 근로장려세제의 효과를 실증적으로 분석한 연구가 많은 편은 아니다. Lee and Chun (2005) 은 근로장려세제 도입 이전에 미국의 EITC제도(점증구간, 평탄구간, 점감구간, 점증률, 점감률, 최대급여수준 등을 미국의 수준으로 설정한 제도)를 도입하게 될 경우 저소득 근로자의 노동참가율과 노동시장에 미치는 효과를 분석하였는데 Lee, Maddala, and Trost (1980) 의 방법으로 추정한 노동공급함수를 토대로 수행한 정책 시뮬레이션 결과 저소득층 근로자의 노동참가율을 소폭 증가시키는 효과가 기대되나 노동시간에는 통계적으로 의미 있는 변화를 유발하지 않을 것으로 예측하였다.

강병구(2007) 와 조선주(2009) 는 각각 노동패널 자료와 복지패널 자료를 이용하여 노동공급함수를 추정함으로써 2008년에 도입될 예정으로 발표된 근로장려세제의 효과를 예측하였다. 강병구(2007) 는 추정된 노동공급함수를 바탕으로 시뮬레이션을 시행한 결과 근로장려세제로 인한 평탄구간 및 점감구간에서의 노동시간 감소 효과가 점증구간에서의 노동시간 증가 효과보다 커서 전반적으로 취업자의 노동시간을 감소시킬 것으로 추정하였다. 그러나 근로장려세제가 미취업자의 노동시장 참가에 미치는 효과는 클 것이라는 긍정적인 예측을 하였다. 조선주(2009) 는 가구내

여성의 지위에 따라 근로장려세제로 인한 노동공급 의사결정이 달라질 수 있음에 주목하여 여성의 노동공급에 미치는 효과를 분석하였는데 근로장려세제의 도입이 배우자가 소득이 있는 기혼여성의 노동참가율을 유의하게 감소시키는 작용을 할 것으로 예측하였다.

전영준(2007, 2008)은 일반균형모형을 이용한 정책 시뮬레이션 방법을 적용하여 근로장려세제의 노동공급 효과를 추정하였다. 먼저 전영준(2007)에서는 근로장려세제의 도입이 차상위 소득계층의 근로활동을 다소 촉진하는 효과가 있지만 최저소득계층의 근로활동에는 별다른 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 전영준(2008)은 노동시장 참가율과 노동시간에 대한 EITC의 효과를 함께 분석하였는데 근로장려세제 도입으로 인해 거의 모든 계층에 걸쳐 노동참가율은 상승하지만 최저소득계층을 제외한 대부분 소득계층의 근로시간이 줄어드는 것으로 예측하여 근로장려세제가 저소득층 근로자들의 근로의욕을 증진하는 효과는 미미한 것으로 평가하였다. 또한 근로장려금 점증율과 최대 급여보장수준을 상향조정할 경우 저소득 근로자들에게 상당한 규모의 유인을 제공할 수 있음을 보였다.

근로장려세제 실행이후 정책 시뮬레이션을 통한 분석이 아닌 패널자료를 이용한 초창기의 실증분석 연구로는 박능후(2011)와 송헌재(2012)를 들 수 있다. 우선 박능후(2011)는 한국복지패널 자료를 이용하여 사전사후검사설계모형으로 근로장려세제 도입 전후인 2008년과 2009년에 걸쳐 잠재적 수급대상자의 행태변화를 분석하였다. 박능후(2011)에서는 근로장려세제의 시행이 잠재적 수급가구의 근로소득을 증대시켰으며 근로시간 또한 증가시킨 것으로 나타났다. 그러나 수급대상자의 임금근로, 자영근로 등 근로유형을 구분하지 않고 가구원의 1년간 총 근로일수를 기준으로 분석하여 노동시장 참여 효과와 노동시간에 미치는 효과를 분리하여 추정하지 못하였다. 송헌재(2012)는 재정패널 자료를 이용하여 근로장려세제 도입이 가구의 노동공급에 미친 영향을 분석하였다. 근로장려세제 도입 전후 시점의 18세 미만 자녀가 없는 가구를 통제집단으로 설정하고 이중차분기법을 적용하여 실증분석을 시행한 결과 이론이 예측하는 바와 같이 소득구간별로 다른 결과를 관찰하였다. 즉, 근로장려세제의 도입은 점증구간에 속한 저소득가구의 노동시장 유입과 근로개월수로 측정된 근로시간의 증가를 유도한 반면 평탄구간과 점감구간에 속한 가구의 노동공급은 감소시키는 것으로 나타났다. 그러나 송헌재(2012)는 근로장려세제가 가구의 구성에 따라 가구의 노동공급 의사결정에 상이한 영향을 미칠 수 있음을 고

려하지 않고 단순히 성인가구원수를 설명변수에 포함하여 가구의 이질성을 통제하는 형태의 분석에 머물렀다는 한계가 있다.

이후 이러한 한계점을 보완하기 위하여 다양한 실증연구들이 시도되었으며 비교적 최근 연구의 대표적인 예로서 현보훈·염명배(2014) 및 유민이·임다희·조민효(2014)의 연구를 찾아볼 수 있다. 현보훈·염명배(2014)는 2009년부터 2011년까지 한국복지패널 자료를 이용하여 이중차분모형과 회귀절단모형을 적용함으로써 가구주 및 배우자의 근로유인에 미치는 영향을 분석하였는데 통제그룹의 설정에 따라서 서로 상반되는 결과를 제시하여 추정결과의 일치성을 담보하지 못한 한계를 지닌다. 그렇지만 두 가지 추정모형을 적용하여 추정모형에 따른 결과의 강건성을 검토하였다는 점과 가구내의 가구원지위에 따라 개인에 미치는 효과가 달라질 수 있음을 고려하였다는 점에서 기존연구를 보완한 연구로서 의의를 찾아볼 수 있다. 유민이·임다희·조민효(2014)는 2007년부터 2011년까지의 한국복지패널 자료를 이용하여 가구특성(모자·부자가정의 부모)과 결혼여부 및 성별(기혼남성·기혼여성)에 따른 근로장려세제의 노동공급효과를 분석하였다. 기존의 해외선행연구와 조선주(2009)에서 지적한 것처럼 결혼여부와 성별에 따라 우리나라의 가구단위 근로장려세제의 효과가 상이하게 나타날 것을 예측할 수 있기 때문에 가구원의 관점에서 효과성을 실증분석하였으며, 특히 2010년 근로장려세제의 제도변화에 따른 근로장려금 최대수혜금액의 변화를 이용하여 효과성을 측정하였다는 차별성을 지닌다. 분석결과 근로장려금은 기혼자, 특히 기혼여성의 취업을 촉진하는 작용을 하였으나 자녀가 있는 한부모 여성의 경우에는 노동공급에 아무런 효과가 없는 것으로 나타나 미국의 연구결과와 상반되는 흥미로운 결과를 제시하였다. 그러나 근로소득을 포함한 일차소득 변수를 추정식의 설명변수에 포함하였고 노동공급의 영향을 받을 수 있는 건강상태변수 또한 설명변수에 포함하여 내생성으로 인한 편의가 작용한 결과일 수 있기 때문에 분석결과를 인과적으로 해석하기에는 무리가 있는 것으로 판단된다.

본 연구는 송헌재(2012)와 동일한 자료와 유사한 방법론을 적용하였으나 현보훈·염명배(2014)와 유민이·임다희·조민효(2014)에서 주목한 것처럼 가구단위로 설계된 우리나라의 근로장려세제가 가구의 구성 및 가구내 가구원의 지위에 따라 근로유인에 상이한 효과를 줄 수 있다는 점을 명시적으로 고려함으로써 송헌재(2012)의 연구를 확장하였다. 그리고 분석 기간을 근로장려세제 도입 이후 3년까지

로 확장함으로써 제도가 안정적으로 정착되었다고 보기 어려운 정책도입 직후의 평가결과의 한계를 어느 정도 극복하고자 노력하였다. 그러나 송헌재(2012)와 동일한 패널자료를 활용하여 분석하였기 때문에 분석에 포함된 근로장려금 수급가구수가 충분히 크지 않아 표본의 대표성이 높지 않다는 한계점은 여전히 남아 있다.

Ⅲ. 근로장려세제 및 근로장려금 수급 현황

1. 근로장려세제(2009~2011)

근로장려세제는 근로소득이 적어 생활이 어려운 근로자가구에게 소득구간에 따라 산정된 근로장려금을 지급함으로써 근로유인을 제고하는 한편 실질소득을 지원하여 소득재분배를 통한 저소득 근로층의 사회적 보호를 강화하는 목적으로 2005년 참여정부시절에 도입을 결정하였다. 이후 근로자의 소득을 파악하기 위한 인프라를 구축하는 기간을 갖고 2008년부터 시행되었다.

근로장려세제의 도입이 확정된 이후 이명박 정부는 2008년 미국발 금융위기로 초래된 세계경제위기 상황에 적극적으로 대응하고자 근로장려세제의 초안을 수정하여 근로빈곤층에 대한 소득지원을 강화하였다. 즉, 2008년 세법개정을 통해 근로장려금 신청 및 지급이 최초로 실시되기 이전에 근로장려세제의 급여체계와 수급자격 기준을 일부 완화하여 적용대상 및 최대급여액을 확대하였다. 이러한 확대 개편으로 근로장려금 신청자격은 근로소득이 있는 가구 중 <표 1>에서 제시하고 있는 4가지 요건을 모두 만족하는 경우로 확정되었다.

〈표 1〉 2009~2011 근로장려세제 근로장려금 신청자격 요건

요 건	세 부 내 용
총 소 득	부부의 연간 총소득 합계액이 1,700만원 미만
부양자녀	18세미만 자녀 등을 1인 이상 부양
주 택	무주택이거나 기준시가 5천만원 이하 주택 한 채 보유
재 산	세대원 전원의 재산 합계액 1억원 미만

근로장려금 산식은 근로소득이 상승할수록 장려금액 또한 상승하는 점증구간(0~800만원 미만, 점증률 15%)과 근로소득액과 상관없이 장려금액이 일정한 평탄

구간(800만원 이상~1,200만원 미만) 그리고 근로소득이 증가함에 따라 장려금액이 감소하는 점감구간(1,200만원 이상~1,700만원 미만, 점감율 24%)으로 구분되었다.

〈표 2〉 2009~2011 근로장려금 산식

총급여액 (연간 근로소득)	근로장려금
0~800만원 미만	총 급여액 × 15%
800만원 이상~1,200만원 미만	120만원 정액 지급
1,200만원 이상~1,700만원 미만	(1,700만원 - 총급여액) × 24%

2. 근로장려금 수급 현황(2009~2011)

1) 수급가구 및 지급액 증감

근로장려금이 처음 지급된 2009년에는 590,720가구에게 4,537억원이 지급되었다. 이후 2011년까지 매년 수급자가 감소하여 2010년도에는 566,080가구에게 4,369억원이, 2011년에는 522,080가구에게 4,020억원이 지급되었다. 2011년에 근로장려금 수급가구가 2009년에 비해 12% 가까이 감소한 것은 2년 동안의 물가인상과 최저생계비의 상승이 수급자격중 하나인 가구 총소득요건(부부 총소득 1,700만원 미만)에 적절히 반영되지 못한 결과로 판단된다.²⁾

〈표 3〉 근로장려금 수급가구 및 지급액 증감(2009~2011)

(단위: 억원)

	2009	2010	2011
가구	590,720	566,080	522,098
전년 대비 증감률		▽4.12%	▽7.76%
금액	4,537	4,369	4,020
전년 대비 증감률		▽3.65%	▽7.99%

자료: 국세청, 『국세통계연보』 및 보도자료.

2) 소득구간별 수급가구 및 지급액 비중

〈표 4〉에서는 2009~2011년 기간 동안의 소득구간별 근로장려금 수급가구수와 총 수급금액 분포를 정리하였다. 소득구간별 수급가구수의 분포를 살펴보면 점증구

2) 4인 가족 연간 최저생계비는 2009년 1,592만원에서 2011년도에는 1,727만원으로 상승함.

간에 위치한 가구수가 전체 수급자의 약 46% 이상으로 가장 높은 비중을 차지하고 있으며 시간이 지남에 따라 점증구간에 속한 가구의 비중이 조금씩 하락하고 점감구간에 속한 가구의 비중은 조금씩 상승하는 추세를 보인다. 소득구간에 따른 근로장려금 수급액의 경우에는 최대급여액을 지급받는 평탄구간의 비중이 44% 정도로 가장 높고 점증구간에서 수급한 근로장려금 총액은 36%, 점감구간 가구의 근로장려금 총액은 20%의 비중을 차지한 것으로 나타났다.

〈표 4〉 구간별 근로장려금 수급가구 및 지급금액 비중(2009~2011)

(단위: 억원, %)

구 분		점 증 (800만원 미만)	평 탄 (1,200만원 미만)	점 감 (1,700만원 미만)	전 체
2009	가구	285,952 (48.4)	164,581 (27.9)	140,187 (23.7)	590,720 (100)
	금액	1,660 (36.6)	1,975 (43.5)	902 (19.9)	4,537 (100)
2010	가구	267,647 (47.3)	159,107 (28.1)	139,326 (24.6)	566,080 (100)
	금액	1,568 (35.9)	1,909 (43.7)	892 (20.4)	4,369 (100)
2011	가구	243,307 (46.8)	147,032 (27.9)	131,759 (25.3)	522,098 (100)
	금액	1,412 (35.1)	1,764 (43.8)	844 (20.9)	4020 (100)

주: ()는 비중(%)을 의미.

자료: 국세청, 『국세통계연보』 각 연도, 김재진·이혜원(2012)의 〈표 II-16〉 재인용.

3) 가구구성별 수급가구 분포

근로장려금 수급가구의 가구구성별 분포를 살펴보면 18세미만 자녀요건이 적용된 2011년까지는 부부 가구가 차지하는 비율이 75% 정도 수준으로 높은 편으로 한부모 여성(single mothers) 가구가 전체 수급가구의 31%를 차지하는 미국 EITC의 경우와 다른 양상을 보이고 있다.³⁾

3) 미국의 자료는 Meyer(2007)가 2005 CPS 자료를 가지고 추정한 결과이다. Meyer(2007)는 이들 한부모 여성 가구가 수령하는 EITC 금액이 전체 EITC 금액의 41%를 차지한다고 보고하였다.

〈표 5〉 가구구성별 수급자 분포

(단위: 1,000가구, %)

	부부 가구	단독 가구 ¹⁾	합 계
2009년	455 (77.0)	135 (23.0)	591 (100)
2010년	430 (76.0)	136 (24.0)	566 (100)
2011년	385 (73.8)	137 (26.2)	522 (100)

주: ()는 비율(%)을 의미.

1) 단독가구는 이혼, 사별 등으로 배우자가 없는 가구를 말함.

자료: 국세청, 보도자료 및 『국세통계연보』 각 연도.

IV. 분석자료

본 연구에서는 근로장려세제의 근로유인 제고 효과를 실증적으로 분석하기 위해 한국조세재정연구원에서 2008년부터 구축하고 있는 재정패널 자료를 활용하였다. 4) 재정패널은 조사연도에 직전연도의 가구 경제상황 및 경제활동을 조사한다. 따라서 2008년에 조사된 재정패널 2차년도 자료는 대상가구의 2007년 정보를 포함하고 있다. 재정패널은 3차년도 조사부터, 즉 근로장려금이 처음으로 지급되기 시작한 2009년도에 가구원중 근로장려금 수혜자가 있는지 여부와 환급받은 가구원의 가구원 번호, 장려금 지급액, 사용용도, 소비지출항목, 장려금액만족도, 장려금 지급절차에 대한 만족도, 그리고 장려금 수령후 근로의욕의 변화 여부에 대하여 질문하였다. 재정패널 3차년도 조사에서 근로장려금을 수급한 가구원이 있다고 응답한 가구는 총 57가구로 3차년도 조사에 포함된 전체 가구의 1.17%에 해당한다. 통계청에서 추산한 2009년 우리나라 전체 가구는 1,692만 가구에 이르는데 국세청 발표에 따르면 같은 해 근로장려금을 수급한 가구가 59만 가구이므로 전체 가구 중에 3.49%가 근로장려금을 수령한 셈이다. 이에 비하여 재정패널 조사에 포함된 근로장려금 수급가구의 비율이 상당히 낮게 나타나는데 이는 표본 추출상의 문제일 수도 있고 재정패널 조사과정에서의 응답오류에 기인한 결과일 수도 있다. 5)

근로장려세제의 도입에 따른 고용창출 효과 분석을 위해 본 연구에서는 재정패널

4) 재정패널에 대한 자세한 설명은 재정패널 web-site인 <http://panel.kipf.re.kr>를 참조할 것.
5) 표본의 대표성을 보다 심도 있게 분석하기 위해서는 근로장려금 수급가구 전체에 대한 미시자료와 다양한 방식으로 비교를 해야 한다. 국세청의 원자료에 대한 접근이 불가능하기 때문에 더 이상의 분석은 할 수 없었으며 이는 본 연구의 중요한 한계점이다.

2차~5차년도 자료를 이용하였다. 근로장려금이 지급되기 직전 연도인 2008년의 가구 경제상황 및 가구원의 경제활동을 조사한 2차년도 자료를 이용하여 3차년도 이후 근로장려금을 지급받은 가구집단을 처리집단(treated group)으로 정의하고 가구 경제상황으로는 이들과 매우 유사하지만 18세미만 부양자녀 요건을 충족하지 못한 가구를 추출하여 통제집단(controlled group)으로 설정하였다. 이후 재정패널 자료의 근로장려금 수급여부 변수를 활용하여 두 집단에서 노동시장에 참여한 근로자수를 비교함으로써 근로장려금 정책의 노동공급 경로를 통한 고용창출 효과를 추정하였다. 재정패널 5차년도 자료는 패널가구의 2011년 경제활동에 대한 정보를 포함하고 있어 2012년 근로장려세제 확대 개편이 이루어지기 전까지의 정보를 담고 있다. 따라서 본 연구의 실증분석 결과는 근로장려세제 도입 이후 2012년 확대 개편 이전까지 3년간 시행된 제도의 평균효과로 볼 수 있다.

재정패널 자료에는 2009~2011년에 해당하는 3차~5차년도에 근로장려금을 수급한 가구가 연도별로 각각 57가구, 53가구, 34가구 포함되어 있다. 3차년도 대비 4차년도 수급가구수가 4가구 줄었는데 우리나라 전체 근로장려금 수급가구 현황과 비슷한 수준으로 감소한 것을 볼 수 있다. 그러나 5차년도에는 전년 대비 수급가구수가 35% 정도 급감하였는데 이는 국세청 통계와 다른 양상이다. 따라서 이런 현상은 재정패널 자료의 표본 대표성에 의문을 갖게 만드는 요인으로 본 연구의 실증분석 결과를 다소 보수적으로 해석할 필요가 있음을 시사한다.

〈표 6〉은 근로장려금 수급가구중 근로장려금을 수령한 가구원의 인적 특성과 함께 근로장려금 수금액, 노동시장에서의 근로개월수, 매년말 시점에서의 임금근로자 비율과 임금근로자 중에서 일용직 비율을 보여주고 있다. 근로장려금 수급가구원의 평균연령은 약 40세이고 교육 연수는 13년에 이르러 고졸이상의 평균학력을 갖고 있으며 여성의 비율은 40% 정도를 차지하였다. 근로장려금 평균 수령액은 매년 조금씩 증가하였는데 2009년의 85만원에서 2011년에는 90만원 수준으로 증가하였다. 한편 연도별 근로개월수는 8개월 정도로 일정한 모습을 보였다. 재정패널 자료는 조사연도 직전년도말 시점 기준으로 수급가구원의 경제활동 상태에 대한 정보를 담고 있다. 이를 바탕으로 근로장려금 수급자의 종사상 지위를 살펴보면 임금근로자 비율은 75% 내외 수준을 유지한 반면 임금근로자중 일용근로자라고 응답한 비율은 12%에서 28%까지 변동폭이 심하였다. 이를 국세청에서 발표한 실제 수급가구원의 근로형태별 근로장려금 지급현황과 비교해 보면 일용근로자 비율이 매년

평균 60%를 보이고 있어 재정패널 자료와 상당한 차이를 보인다. 이는 우선 국세청이 관련 통계를 작성하는 과정에서 상용근로자+일용근로자의 형태로 중복된 경우와 기타(증거서류 제출자)의 경우 모두 일용근로자로 분류하는 방식에 일부 기인하는 데다 재정패널 자료에서는 매년말 시점 기준으로 종사상 지위를 조사한 반면 근로장려금 자체는 한 해 동안의 근로소득 활동에 따라 지급되었기 때문인 것으로 여겨진다.

〈표 6〉 재정패널 근로장려금 수급가구의 인적 현황

(단위: 만원)

	2009	2010	2011
연령	41.81 (10.24)	39.92 (7.046)	40.12 (7.670)
교육 연수	12.62 (2.176)	13.11 (2.190)	12.60 (1.858)
여성 비율(%)	38.6 -	39.6 -	41.2 -
근로장려금	84.64 ¹⁾ (35.63)	86.70 (31.97)	90.44 (35.01)
임금 근로개월	8.09 (5.13)	8.64 (5.11)	7.74 (5.33)
임금근로자 비율(%) ²⁾	75.4 -	77.4 -	73.5 -
일용근로자 비율(%) ²⁾³⁾	20.9 -	12.2 -	28.0 -
표본수(N)	57	53	34

주: ()는 표준편차임.

- 1) 1명의 결측값을 제외한 56명에 대한 결과임.
- 2) 임금근로자와 일용근로자 여부는 매년 말 시점의 종사상 지위를 의미함.
- 3) 일용근로자 비율은 임금근로자 중에서의 일용직 근로자의 비율을 의미함.

자료: 재정패널 3~5차년도.

〈표 7〉은 근로장려금 수급가구의 가구구성별 현황을 보여준다. 부부로 구성된 가구의 비율이 80% 이상을 차지하고 있는데 이는 〈표 5〉에서 보여준 국세청 통계와 어느 정도 일치하는 결과이다. 한편 아래 표로부터 재정패널에 포함된 근로장려금을 받은 한부모 여성 가구와 한부모 남성 가구의 표본수가 이들을 각각 별도로 분석

할 만큼 충분치 않다는 것이 확인된다. 따라서 실증분석에서는 이들을 성별로 분리하지 않고 한부모 가구로 합하여 추정을 시도하였다.

〈표 7〉 재정패널 근로장려금 수급가구 가구구성별 분포

(단위: 가구, %)

	부부 가구	한부모(남성)	한부모(여성)	합 계
2009년	50 (87.7)	3 (5.3)	4 (7.0)	57 (100)
2010년	43 (79.6)	6 (11.1)	5 (9.3)	54 (100)
2011년	29 (87.9)	0 (0.0)	4 (12.1)	33 ¹⁾ (100)

주: ()는 비율(%)을 의미.

- 1) 재정패널 자료상으로는 부양자녀요건을 충족하지 못하였으나 근로장려금을 수급하였다고 응답한 1가구를 제외하였음.

자료: 재정패널 3~5차년도.

〈표 8〉에서는 3차년도(2009년)에 근로장려금을 수급한 가구를 중심으로 차후년도의 근로장려금 수급여부를 추적하여 이후 3년 동안의 수급횟수 분포를 구해보았다. 일관성 있는 비교를 위해 3~5차년도에 모든 기간에 걸쳐서 조사에 성공한 54가구만을 대상으로 포함하였는데 근로장려금의 경우 장기적으로 계속 수급하는 가구의 비율이 높지 않으면서 근로장려금 수급가구의 변화가 큰 것을 알 수 있다.

〈표 8〉 재정패널 근로장려금 수급가구 수급횟수별 분포

(단위: 가구, %)

1회	2회	3회	합 계
31 (57.4)	13 (24.1)	10 (18.5)	54 (100.0)

주: ()는 비율(%)을 의미.

자료: 재정패널 3~5차년도.

〈표 9〉에서는 근로장려금 수급횟수별 가구의 평균소득(근로장려금을 포함한 소득)을 비교하여 보았다. 제시된 바와 같이 근로장려금 수급횟수가 낮을수록 가구소득이 높아지는 경향이 있는데 이는 근로장려금의 지급이 수급가구의 근로유인을 제고

하여 이들의 근로소득을 증가시킴으로써 해당 가구들의 경우 근로장려금 수급조건 중 총소득요건을 더 이상 충족하지 못하게 되었을 가능성을 시사한다. 그러나 표본 수가 작고 표준편차가 큰 관계로 수급횟수별 가구소득이 같다는 가설을 기각할 수 없기 때문에 평균 가구소득의 비교만으로 이러한 결론을 단정 짓기는 어렵다.

〈표 9〉 재정패널 근로장려금 수급가구 수급횟수별 평균 가구소득(2009~2011)

(단위: 만원)

1회	2회	3회	전 체
2,467	2,349	2,298	2,424
(1,640)	(1,197)	(967)	(1,494)

주: ()는 표준편차를 의미.

자료: 재정패널 3~5차년도.

V. 추정 방법

1. 추정모형 선택: 이중차분 모형을 확장한 고정효과모형 추정

본 연구에서는 근로장려금의 지급이 가구의 노동공급에 미친 영향을 분석하기 위해서 i) 근로장려제도의 영향을 받은 그룹과 그렇지 않은 그룹이 존재하고, ii) 각 그룹에 속하는 가구의 입장에서는 근로장려금 수급요건으로 인하여 어느 그룹에 속하게 되는지가 외생적으로 결정되었으며, iii) 재정패널 자료가 근로장려제도가 시행되기 이전인 2008년과 시행 이후인 2009~2011년 자료를 포함하고 있다는 점을 이용하여 이중차분(difference in differences) 추정기법을 확장한 고정효과(fixed effect) 모형을 사용하였다.

재정패널 자료와 같이 여러 시점($t = 0, 1, 2, 3$)에서 동일한 가구를 관측하는 패널 자료가 존재한다면 다음의 식 (1)과 같이 추정함수를 설정하고 고정효과 모형을 적용하여 정책효과에 대한 추정량을 구할 수 있다.

$$y_{it} = \lambda_t + \delta prog_{it} + \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\gamma} + c_i + u_{it}, \quad t = 1, \dots, T \tag{1}$$

위의 식 (1)에서 $prog_{it}$ 는 t 시점에 근로장려세제 정책 적용가구에 1의

($prog_{it} = 1$) 값을 부여하고 미적용 가구에는 0의 값을 부여하는 지시함수(indicator function) 성격의 변수이다. X_{it} 는 가구의 이질성을 추가로 통제하는 통제변수이고 λ_t 는 t 시점의 시간 고유효과를 의미한다. 즉, 모든 가구 i 에게 공통적으로 영향을 주는 거시경제 변수 등을 통제하는 연도 더미변수이다. c_i 는 가구 구성원의 근로에 대한 선호를 포함하여 관측되지 않는 가구별 고정효과를 의미한다.

가구의 노동공급 결정모형에서 최적 노동공급의 결정은 가구효용함수의 형태를 결정하는 소비와 근로에 대한 선호가 중요한 작용을 한다. 가구원의 연령, 교육수준 등 가구의 선호에 영향을 미칠 것으로 예상되는 변수들을 추정식에 포함하여 가구 선호의 이질성을 어느 정도 통제할 수 있다. 그러나 이밖에도 가구의 선호에 영향을 줄 수 있는 가구원의 건강상태, 능력, 근로에 대한 태도 등의 특수한 상황은 대개의 경우 관측되지 않거나 객관적인 관측이 어렵다. 본 연구에서는 가구의 선호에 영향을 주는 모든 관측되지 않는 변수들이 시간의 흐름에 따라 변하지 않는다고 가정하고 이를 고정효과라고 정의한다. 마지막으로 u 는 순수 오차항을 의미한다.

식 (1) 양변의 변수들에 대하여 가구 i 의 T 기간 동안의 평균을 구하면 다음과 같이 식 (2)를 얻게 된다.

$$\overline{y_i} = \delta \overline{prog_i} + \overline{X_i} \gamma + c_i + \overline{u_i}, \quad i = 1, \dots, N \quad (2)$$

식 (1)에서 식 (2)를 빼주면 아래의 식 (3)을 얻게 되는데 이 과정을 통해 비관측 고정효과 c_i 가 제거된다.

$$y_{it} - \overline{y_i} = \lambda_t + \delta (prog_{it} - \overline{prog_i}) + (X_{it} - \overline{X_i}) \gamma + (u_{it} - \overline{u_i}), \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

만일 $E(u_{it} | prog_i, X_i, c_i) = 0$ ($t = 1, \dots, T$)의 가정(strict exogeneity)이 성립한다면 고정효과를 제거한 식 (3)을 OLS 방식으로 회귀분석하여 얻게 되는 일치추정량 $\hat{\delta}$ 이 이와 같은 편의를 제거한 근로장려세제 정책의 순효과(treatment effect)를 의미하게 된다. 즉, 이러한 방법으로 추정식에서 고정효과를 제거하면 가구별로 상이하게 나타나는 근로에 대한 선호의 차이를 명시적으로 고려한 상태에서 근로장려세제 효과의 추정이 가능해지는 장점을 갖는다. 이러한 장점을 이해하기 위하여 고정

효과를 고려하지 않았을 경우를 생각해 보자. 가구의 고정효과는 근로장려세제 적용 여부와도 밀접한 상관관계를 가질 수 있다. 예를 들어, 가구의 여가에 대한 선호가 강할수록 근로장려금을 받을 가능성이 줄어들 수 있다. 그런데 추정과정에서 이를 명시적으로 고려하지 않을 경우에는 가구의 여가에 대한 선호가 강하여 경제활동 참여율이 저조한 것임에도 불구하고 근로장려세제의 효과성이 낮은 것으로 추정할 개연성이 존재한다. 마찬가지로 그 반대의 경우도 쉽게 생각해 볼 수 있다. 따라서 가구의 고정효과를 명시적으로 고려하지 않을 경우 근로장려세의 도입이 가구의 노동공급에 미치는 순효과를 추정하는 것이 어렵게 된다.

다만 위의 고정효과 모형을 적용하여 구한 추정량이 일치추정량이 되기 위해서는 $t = r (< s)$ 시점에서의 종속변수가 $t = s$ 시점에서 근로장려세제의 적용과 독립적이라는 가정이 필요하다. 본 연구의 경우 정책시행 이전 시점에서의 가구 노동시장 참가율이 정책시행 시점 근로장려세제의 적용 여부에 영향을 미치지 말아야 한다는 조건을 의미한다. 그러나 근로장려세제의 경우 직전연도 가구의 노동시장 참가 여부와 가구의 근로소득이 근로장려세제 수급에 직접적인 영향을 미치기 때문에 동 조건이 위배될 가능성이 높다. 따라서 이 문제를 최소화하기 위해서는 정책시행 이전 시점인 $t = 0$ 시점을 기준으로 처리집단과 매우 유사한 특성을 지니고 있으나 수급자격을 갖추지 못하여 근로장려금을 받을 수 없었던 적절한 통제집단을 설정하는 것이 매우 중요하다. 이에 근거하여 근로장려세제 정책의 순효과는 근로장려금 수급자격이 있는 집단과 그렇지 않은 집단의 노동시장 참가행태 차이를 비교하여 추정한다.

한편, 재정패널 2차년도 자료에서는 이전 연도 표본가구의 근로소득 취득여부와 임금소득 규모를 조사하였다. 따라서 근로장려금 도입이 미취업자의 경우에는 개인의 노동시장 참여에 영향을 미쳤는지, 또한 취업자의 경우에는 노동공급을 감소시켜 궁극적으로 노동시장에서 이탈하도록 영향을 미쳤는지 등을 실증적으로 분석할 수 있다. 그러나 동 자료에는 노동공급 시간 관련 자료가 제공되지 않기 때문에 근로장려세제가 노동공급 시간에 미친 영향은 분석할 수 없는 한계가 있다. 따라서 본 연구에서는 이에 대한 분석은 생략하였으나 재정패널 3차년도 자료부터는 노동시간 정보를 포함하여 조사하고 있어서 2012년 근로장려세제 확대 개편 이후의 정보를 제공하는 6차년도 자료를 분석에 포함할 경우 노동공급 시간에 미친 영향에 대한 분석도 가능할 것으로 판단된다. 이는 차후의 연구과제로 남겨두기로 한다.

이어지는 제Ⅵ장에서는 가구의 근로자수를 추정식 (1)의 주요 종속변수(y_{it})로 설정하고 이에 대한 기초 통계분석 결과와 이중차분 방식에 따른 실증분석 결과를 제시하였다.⁶⁾ <표 10>에서 보이는 것처럼 처리집단과 통제집단간에 부부 총소득과 가구재산 규모에서 유의한 차이가 있음을 고려하여 추정식에 부부 총비근로소득과 가구 순자산을 통제변수로 포함시켰다. 부부 총소득의 경우 근로자수와 근로소득 사이에 존재하는 내생성(endogeneity)을 고려하기 위하여 근로소득을 제외한 부부 총비근로소득만을 설명변수로 포함하였다. 이밖에도 가구 구성의 이질성을 통제하고자 18세미만 자녀수와 성인 가구원수, 여성 가구주 더미변수와 가구주의 학력과 연령을 추가로 통제하였다.

2. 통제집단 구성

본 연구의 분석기간인 2009~2011년에는 제Ⅲ장의 <표 2>에서 제시한 신청자격 요건을 모두 만족하는 경우에만 근로장려금을 신청할 수 있었다. 따라서 분석기간 동안 이러한 요건을 모두 만족시켜서 근로장려금을 한 번이라도 수령한 가구를 처리집단(treated group)으로 설정하고 근로장려금이 지급되기 이전 시점인 2008년에 수급조건을 만족하지 못해서 근로장려금을 수령하지 못한 가구를 통제집단(controlled group)으로 설정하였다. 특히 본 연구에서의 통제집단은 근로장려금 수급요건 가운데 주택요건, 소득요건 및 재산요건은 만족하였으나 부양자녀 요건을 충족하지 못한 가구들로 구성하였다. 이는 서베이 자료에서 소득과 재산 관련 변수는 측정오차가 포함될 가능성이 높지만 자녀수 및 연령과 같은 인구통계학적 변수는 그럴 확률이 낮다는 점을 감안한 것이다. 또한 가구소득의 경우 근로장려금 수급자격을 얻기 위하여 근로시간을 조정할 여지가 있으나 자녀의 출산에는 상당한 비용이 초래되기 때문에 최대급여액이 120만원에 불과한 근로장려금이 가구의 출산 선택에 미치는 영향은 미미할 것으로 판단한 결과이기도 하다. 즉, 애초에 근로장려금이 적용되지 않았을 그룹을 통제집단으로 설정하였다.⁷⁾ 또한 통제집단에 속한 가구의 경우 근로소득 유무가 근로장려금 수급에 아무런 영향을 미치지 못하기 때

6) 가구의 근로 가능 가구원은 가구주와 배우자로 한정하였다.

7) 이러한 방식으로 통제집단을 설정한 것은 Eissa and Liebman(1996), Meyer and Rosenbaum(1999), Eissa and Hoyes(2006)와 같은 접근 방법이다.

문에 2008년에 근로소득이 없었던 가구도 통제집단에 포함하였다.

〈표 10〉 처리집단과 통제집단의 근로장려금 수급요건 결정변수 통계(2008년)
(단위: 만원, %)

	처리집단(treatment group)	통제집단(control group)
부부 총소득	1,998 ¹⁾ (1171)	779 (606)
18세미만 자녀수	1.58 ²⁾ (0.73)	0 -
주택 보유 비율(%)	33.7 -	52.0 -
주택 가치	9,294 ³⁾ (14,231)	2,947 ⁴⁾ (1,584)
재산 가액	6,848 ⁵⁾ (11,440)	3,154 (2,372)
가구수(N)	98	567

주: () 안은 표준편차임.

- 1) 처리집단 중에 부부 총소득에 결측치가 없는 93가구에 대한 평균임.
- 2) 처리집단 중에 18세미만 자녀수 조건을 만족한 것으로 보고된 97가구에 대한 평균임.
- 3) 처리집단 중에 주택을 보유하고 있는 32가구에 대한 평균임.
- 4) 통제집단 중에 주택을 보유하고 있는 295가구에 대한 평균임.
- 5) 처리집단 중에 총재산에 결측치가 없는 90가구에 대한 평균임.

자료: 재정패널 2차년도.

실증분석 과정에는 통제집단과 처리집단간의 일관성 있는 비교를 위하여 재정패널 3~5차년도 조사에 모두 성공한 가구들로만 구성된 균형패널(balanced panel) 자료를 이용하였다. 〈표 10〉은 이렇게 구성된 처리집단과 통제집단의 근로장려금 수급요건을 결정하는 주요 변수들의 2008년도 기초통계를 비교하였다. 근로장려금을 수급한 처리집단의 평균 부부 총소득이 1,998만원 수준으로 나타나 부부 총소득 요건(1,700만원 미만)을 만족하지 못한 가구의 비율이 높았음을 알 수 있다. 반면 통제집단은 부부 총소득 요건을 만족하는 가구로 구성되어 있기 때문에 두 집단 사이에 약 1,200만원의 차이를 보였다. 이러한 결과는 국제청에서 파악하는 총소득과 가구에서 보고하는 총소득에서 상당한 차이가 발생할 수 있으며 재정패널 소득정보에 측정오차가 포함되었을 개연성이 높은 결과로 해석할 수 있다. 18세미만 자녀수

의 경우에는 처리집단에서 1가구를 제외하고 부양자녀에 대한 연령 조건을 만족하였다. 주택보유비율은 통제집단이 20%p 정도 높게 나타났으나 주택의 가치 그리고 총재산 가액에서는 처리집단 가운데 수급요건을 위배한 경우가 포함되었기 때문에 평균적으로는 처리집단에서 높은 경향이 있었다. <표 10>의 결과를 종합하여 볼 때 통제집단과 처리집단 사이에 상당한 이질성이 관찰되었기 때문에 실증분석 과정에서는 이를 감안하여 부부 총소득의 차이와 재산 가액의 차이를 추가적으로 통제하였다.

3. 가구유형별 처리집단과 통제집단 분포

근로장려금이 노동공급에 미치는 효과는 가구 구성 및 가구원의 취업여부와 소득 구간별로 다르게 나타난다. 근로소득이 전혀 없는 미취업자의 경우 임금을 상승에 따른 대체효과로 인해 노동시장에 참가할 유인이 증가한다. 반면 취업자의 경우에는 근로장려금 지급률에 따라 소득구간별로 근로장려금의 노동공급 효과가 달라진다. 점증구간에서는 노동공급을 증가시키는 대체효과와 노동공급을 감소시키는 소득효과가 동시에 나타나기 때문에 노동공급의 순효과는 두 효과의 상대적 크기에 따라 결정된다. 평탄구간에서는 소득효과만 나타나고 노동시간을 감소시키는 유인이 작용한다. 점감구간의 경우에는 두 효과 모두 노동시간을 감소시키는 방향으로 작용하게 된다. 한편 부부 가구의 경우 한부모 가구와 달리 근로장려금의 지급이 개별 가구원에 미치는 영향은 배우자의 근로의사 결정에 또한 영향을 받을 수 있다. 이 경우 가구주는 독립적으로 근로에 대한 의사결정을 하는 주소득자의 역할을 하고 가구주의 배우자는 가구주의 근로소득을 주어진 것으로 간주하고 노동공급에 대한 결정을 내리는 부소득자의 역할을 하는 것으로 간주할 수 있다. 그러므로 본 연구에서는 재정패널 2차년도 자료를 기준으로 가구 근로소득에 따라 “점증구간 그룹”과 “평탄구간 및 점감구간 그룹”으로 나누고 부부 가구와 한부모 가구를 구분하여 그룹별로 실증분석을 시행하였다.

<표 11>은 근로장려금 수급여부에 따라 가구 유형별 근로소득을 기준으로 실증분석에 포함된 가구를 점증구간, 평탄구간, 점감구간으로 구분한 결과이다.⁸⁾ 한부모

8) 이는 실제로 수급한 근로장려금을 기준으로 한 것과는 다르다. 국세청에서 인식한 임금근로 소득을 기준으로 구분하여 볼 수도 있으나 이 경우 근로장려금을 수급하지 않은 통제집단의

가구의 경우 소득구간별로 근로장려금을 수급한 가구수가 충분치 않아 근로장려세 제의 효과가 매우 소수의 가구에 의해 식별되었음을 알 수 있다. 따라서 이들 그룹에 대한 추정결과를 해석에 주의가 필요하다.

〈표 11〉 재정패널 가구유형별 근로장려금 수급여부 및 근로소득구간별 분포(2008)
(단위: 가구, %)

	부부 가구		한부모 가구		합 계
	수급 가구	미수급 가구	수급 가구	미수급 가구	
점증구간	26 (5.4)	232 (48.1)	9 (1.9)	215 (44.6)	482 (100)
평탄구간	11 (20.4)	15 (27.8)	2 (3.7)	26 (48.1)	54 (100)
점감구간	46 (35.7)	42 (32.5)	4 (3.1)	37 (28.7)	129 (100)
합 계	83 (12.5)	289 (43.5)	15 (2.2)	278 (41.8)	665 (100)

주: ()는 소득구간별 항목에서 차지하는 비율(%)을 의미.
자료: 재정패널 2차년도.

Ⅵ. 실증분석 결과

1. 기초통계분석

〈표 12〉와 〈표 13〉에서는 각각 부부 가구와 한부모 가구에 대하여 분석기간 동안 한 번이라도 근로장려금을 수령한 가구와 한 번도 수령하지 않은 가구의 가구 근로자수와 가구 근로소득의 기초통계를 소득구간별로 살펴보았다.

먼저 부부 가구의 경우를 살펴보면 점증구간에 속한 부부 가구의 경우 근로장려금 수급가구에서 노동시장 참여 근로자수가 상당히 증가한 반면 통제집단으로 정의된 근로장려금 미수급가구에서는 이러한 변화를 발견할 수 없었다. 평탄구간 및 점감구간에 속한 부부 가구에서는 이론에서 예측한 것처럼 근로장려금 수급가구의 근로자수가 약간 감소하는 현상을 관찰할 수 있다. 가구 근로소득의 경우에는 점증구

가구 근로소득을 알 수 없게 되므로 일관성 있는 비교를 위하여 가구에서 보고한 근로소득을 기준으로 소득구간을 구분하였다.

간에 속한 부부 가구의 근로소득이 근로장려금 수급 이후 9배 가까이 늘어난 반면 미수급가구에서는 2배 정도 증가한 것으로 나타났다. 한편 평탄구간 및 점감구간에 속한 수급가구의 근로소득은 약간 감소한 반면 미수급가구에서는 증가추세가 관찰되었다.

〈표 12〉 부부 가구 소득구간별 근로장려금 수급여부에 따른 기초통계

(단위: 명, 만원)

	점증구간				평탄구간 및 점감구간			
	2008년		2009~2011년		2008년		2009~2011년	
	수급	미수급	수급	미수급	수급	미수급	수급	미수급
근로자수	0.346 (0.485)	0.237 (0.436)	0.987 (0.529)	0.280 (0.647)	1.228 (0.423)	1.070 (0.258)	1.162 (0.552)	1.093 (0.557)
근로소득	153.6 (248.3)	96.9 (204.9)	1,357 (1,093)	223.7 (569.9)	2,007 (1,188)	1,433 (397.6)	1,934 (1,482)	1,724 (1,497)
표본수(N)	26	232	75	571	57	57	167	161

주: () 안은 표준편차임.

자료: 재정패널 2~5차년도.

〈표 13〉 한부모 가구 소득구간별 근로장려금 수급여부에 따른 기초통계

(단위: 명, 만원)

	점증구간				평탄구간 및 점감구간			
	2008년		2009~2011년		2008년		2009~2011년	
	수급	미수급	수급	미수급	수급	미수급	수급	미수급
근로자수	0.143 (0.378)	0.222 (0.417)	0.615 (0.496)	0.207 (0.405)	1.000 (0.000)	1.000 (0.000)	1.000 (0.000)	0.817 (0.388)
근로소득	60.0 (158.7)	85.7 (191.4)	1,357 (1,093)	119.2 (344.1)	1,388 (256.4)	1,136 (209.6)	1,410 (724.7)	1,008 (671.9)
표본수(N)	7	207	26	644	6	52	22	153

주: () 안은 표준편차임.

자료: 재정패널 2~5차년도.

한부모 가구의 경우에는 근로장려세제 도입 전후의 차이가 보다 두드러지게 나타난다. 점증구간에 속해 있는 한부모 가구에서 근로장려금 수급가구의 노동시장 참가율과 이로 인한 근로소득 증가의 정도가 상당히 큰 것으로 관찰되는 반면 미수급

가구는 그 차이가 미미하였다. 따라서 근로장려세제의 도입이 한부모 가구 가구주의 노동시장 유입을 촉진한 것으로 볼 수 있다. 그러나 평탄구간 및 점감구간에 속한 한부모 가구의 경우에는 근로장려금 수급가구와 미수급가구 사이에 근로장려금 도입 전후에 따른 뚜렷한 차이가 보이지 않았다. 따라서 동 소득구간에 속한 한부모 가구의 경우에는 근로장려세제의 영향이 미미하였다는 판단이 가능하다. 다만 이 경우 표본수가 작기 때문에 이 현상을 일반화하여 해석하기에는 무리가 있다.

2. 고정효과모형 추정결과

위의 <표 12>와 <표 13>에서 관찰된 추세는 근로장려세제의 적용 이외에 가구의 노동시장 참여 의사결정에 영향을 미칠 수 있는 다른 변수들을 통제하지 못한 결과 이므로 여기서는 이를 통제하기 위한 목적으로 추정된 고정효과 모형의 결과를 제시하였다.

먼저 <표 14>는 노동공급에 영향을 미칠만한 다른 변수들의 효과를 통제한 상태에서 소득구간별로 근로장려금이 부부로 구성된 가구의 노동시장 참여 가구원수에 미친 영향을 고정효과 모형을 이용하여 추정한 결과를 보여준다. 이 표로부터 근로장려금의 지급이 근로장려세제 도입 이전에 점증구간에 속해있던 가구의 경우 노동시장 참가율을 유의하게 증가시킨 반면 평탄구간 및 점감구간에 속해있던 가구에게는 노동시장을 이탈하도록 하는 작용을 하였음을 알 수 있다. 그러나 점증구간에서 노동시장에 참여하도록 유도한 효과(0.237명)가 평탄구간 및 점감구간에서 노동시장을 이탈하게 작용한 효과(0.177명)보다 크기 때문에 전반적으로는 근로장려세제의 도입이 부부 가구의 근로유인에 긍정적인 작용을 한 것으로 나타났다. 즉, 추정 결과는 근로장려세제가 노동공급 경로를 통하여 고용창출 효과를 나타냈음을 뒷받침하고 있다.

그러나 앞서 지적한 것처럼 만일 이전 시점의 가구 노동시장 참가율이 이후 시점의 근로장려금 수급여부에 직접적인 영향을 미친다면 점증구간의 경우 근로장려금 수급가구 더미변수의 추정에 하향편의가 발생할 가능성이 높고 평탄구간 및 점감구간에 속한 가구의 경우 상향편의가 포함되었을 가능성이 있다.⁹⁾ 따라서 두 발생가

9) 점증구간에 속한 가구의 경우 다음 기의 근로장려금 수급을 위해 이번 기에 노동시장참여율을

능한 편익의 상대적 크기에 따라 근로장려세제의 고용창출 효과는 동 분석의 추정치보다 더 클 수도 있고 아니면 더 작거나 아예 없을 가능성도 있다. 그러나 Saez (2010) 와 Chetty, Friedman and Saez (2012) 가 지적한 것처럼 근로장려금 수급 대상 근로자들이 근로장려세제의 복잡한 구조를 온전하게 알지 못한다면 점증구간에 속한 가구에서 더 민감하게 반응할 가능성이 높기 때문에 점증구간의 하향편의가 더 클 것으로 예상되어 본 연구에서 제시한 효과는 본래 효과의 하한(lower bound) 일 가능성도 있다.

〈표 14〉 소득구간별 근로장려금이 부부 가구의 노동시장 참여에 미친 영향 결과

	점증구간	평탄구간 및 점감구간
근로장려금 수급가구 더미	0.237*** (0.0834)	-0.177*** (0.0656)
부부 총비근로소득 (백만원)	-0.00266 (0.00358)	0.00240 (0.00967)
가구 순자산 (천만원)	-0.000625 (0.00165)	-0.00805 (0.00676)
18세미만 자녀수	0.155 (0.131)	-0.0251 (0.0731)
성인 가구원수	-0.0492 (0.0506)	-0.0866 (0.0723)
여성 가구주 더미	-0.0549 (0.167)	0.536* (0.295)
가구주 연령	-0.0315 (0.0391)	0.179 (0.225)
가구주 교육년수	-0.0102 (0.0119)	0.0386 (0.0367)
가구수	222	88
표본수	853	338

- 주: 1. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.
 2. ()는 표준오차임.
 3. 추정식에는 년도 더미변수를 포함하였으나 보고에서는 생략하였음.

높일 가능성 ($Cov(u_{it-1}, prog) > 0$) 이 있다면 고정효과모형 식 (3)에서 $Cov((u_{it} - \bar{u}_i), (prog_{it} - \overline{prog}_i)) < 0$ 의 관계가 성립하여 $\hat{\delta}$ 에 하향편의가 발생할 개연성이 있다. 점감구간 (일부 평탄구간 포함)의 경우 근로장려금 수급자격을 유지하거나 획득하기 위해 노동공급을 줄일 유인이 있다면 $Cov(u_{it-1}, prog) < 0$ 의 관계가 있으므로 점증구간에서와 같은 논리로 $\hat{\delta}$ 에 하향편의가 발생할 수 있다.

〈표 15〉 소득구간별 근로장려금이 한부모 가구의 노동시장 참여에 미친 영향 결과

	점증구간	평탄구간 및 점감구간
근로장려금 수급가구 더미	0.294** (0.118)	0.0242 (0.111)
부부 총비근로소득 (백만원)	-0.000835 (0.00671)	-0.0273 (0.0193)
가구 순자산 (천만원)	-0.000255 (0.00288)	-0.0235*** (0.00848)
18세미만 자녀수	0.0729 (0.200)	0.0540 (0.117)
성인 가구원수	-0.0907* (0.0494)	-0.0190 (0.0491)
여성 가구주 더미	- -	0.0193 (0.300)
가구주 연령	-0.0262* (0.0135)	-0.0184*** (0.00573)
가구주 교육년수	0.0108 (0.0113)	-0.0174 (0.0149)
가구수	225	61
표본수	864	229

주: 1. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.
2. ()는 표준오차임.
3. 추정식에는 년도 더미변수를 포함하였으나 보고에서는 생략하였음.

다음으로 소득구간별로 근로장려금이 한부모 가구의 노동시장 참여에 미친 영향을 고정효과 모형을 이용하여 추정한 결과를 〈표 15〉에서 제시하였다. 한부모 가구의 경우에는 가구주의 노동시장 참여 여부를 추정한 것이므로 동 모형의 추정은 선형 확률(linear probability) 모형의 추정을 의미한다. 동 모형의 추정결과는 〈표 13〉의 기초통계 결과를 뒷받침하는 것으로 나타났다. 즉, 근로장려제도의 도입은 점증구간에 속한 한부모 가구의 노동시장 참여를 유의하게 증가시켰으며 평탄구간 및 점감구간에 속한 한부모 가구의 경우 동 제도의 도입이 노동시장 참여결정에 영향을 미치지 않은 것으로 나타났다. 특히, 평탄구간 및 점감구간에 속한 한부모 가구의 경우에는 가구주가 근로장려제도의 도입 이전에 이미 노동시장에 참여하고 있었던 상황에서 노동시장에서 이탈하게 되면 근로장려금을 전혀 받을 수 없기 때문에

동 제도의 도입이 이들의 노동시장 이탈 여부에 영향을 주지 못할 것으로 예상되었다.¹⁰⁾

한편 소득구간에 상관없이 가구주의 연령이 상승할수록 노동시장에 참여할 확률이 줄어드는 추정결과는 전반적으로 저소득층에 속하는 한부모의 연령이 노동시장 참여에 부정적인 영향을 미치고 있음을 시사한다. 즉, 나이가 들수록 노동시장 참여의 기회가 줄어들거나 혹은 참여를 포기하는 경향이 있는 것으로 추정되어 이들에 대한 별도의 정책 마련이 필요함을 시사하는 것으로 볼 수 있다.

3. 고용창출 효과 추정

앞의 <표 15>와 <표 16>의 추정결과를 이용하면 근로장려세제의 도입이 가져온 고용창출 효과에 대한 단순한 추정치를 구할 수 있는데 이 과정을 간략하게 설명하면 다음과 같다.

먼저 부부 가구의 경우 근로장려금을 수급한 부부 가구의 평균 장려금액(86만원)과 <표 15>의 결과로부터 근로장려세제 도입으로 인한 고용창출 순증효과($0.237\text{명} - 0.177\text{명} = 0.06\text{명}$)를 이용하면 1명의 고용을 추가로 창출하기 위해 투입된 비용에 대한 대략적인 추계가 가능하다. 86만원을 0.06으로 나눔으로써 1개의 고용창출에 필요한 비용을 계산하면 약 1,430만원의 비용이 소요된 것으로 풀이된다. 2009~2011년 3년간 평균 4,300억원의 근로장려금이 지급되었고 근로장려금 수급가구중 75% 정도가 부부 가구에 해당하였으므로 이 정보를 이용하면 근로장려세제의 도입이 부부 가구를 대상으로 연평균 22,500개¹¹⁾의 신규 고용을 창출하였다는 해석이 가능하다.

부부 가구의 경우에서처럼 <표 15>의 추정 결과를 이용하여 근로장려세제의 도입

10) 추정식에 포함된 가구 순자산은 가구의 현재 비근로소득 이외의 잠재적인 비근로소득의 대리 변수로서 이론적으로는 순자산의 증가가 개인의 노동시장 이탈에 영향을 줄 것이 예측되며 효과의 크기는 노동공급 선호를 반영하는 효용함수의 형태에 의존하게 된다. 부부 가구의 경우 소득구간에 상관없이 가구 순자산이 노동시장 참여여부에 유의한 영향을 미치지 못하였으나 한부모 가구에서는 점증구간에 속한 가구에서는 유의한 영향을 미치지 못한 반면 평탄구간 및 점감구간에서는 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 평탄구간 및 점감구간에 속한 한부모 가구의 노동공급 선호에 가구 순자산이 미치는 효과가 상대적으로 더 큰 결과로 해석할 수 있다.

11) $4,300\text{억원} \times 75\% \div 1,430\text{만원} = 22,552$.

으로 동 제도 도입 이전에 점증구간에 속해있던 한부모 가구에 대한 고용창출 효과를 추계할 수 있다. 즉, 근로장려금을 수급한 한부모 가구의 평균 장려금액(90만원)과 점증구간에서 근로장려세제 도입으로 인한 고용창출 효과(0.294명)를 이용하면 1명의 고용을 추가로 창출하기 위해 투입된 비용을 대략 300만원으로 추계할 수 있으며, 2009~2011년 3년간 근로장려금 수급가구 중 25% 정도가 한부모 가구에 해당하였으므로 근로장려세제의 도입이 한부모 가구를 대상으로 연평균 35,833개¹²⁾의 고용을 창출하였다는 해석이 가능하다.

따라서 <표 14>와 <표 15>의 추정 결과로부터 근로장려세제의 도입이 2009~2011년중 연간 4,500억원을 투입하여 58,300개의 일자리를 창출하였고 이를 누적하면 제도 시행 3년 동안 총 174,900개¹³⁾의 고용을 창출한 것으로 평가할 수 있다. 그러나 이러한 추정치를 단정적으로 해석하는 것은 곤란하다. 본 연구에서 제시하는 고용창출 효과 추정치는 추정에 사용된 자료와 추정방법 및 통제집단의 선정에 의존하기 때문이다. 서론에서도 언급한 것처럼 추정자료인 재정패널에는 근로장려금 수급가구의 수가 제한적이기 때문에 표본의 대표성에 대한 한계가 존재한다. 그리고 본 연구의 실증분석에 적용된 추정식의 종속변수는 노동시장에 참여한 가구원 수이기 때문에 부부 가구의 경우 0, 1, 2의 값을 갖고, 한부모 가구의 경우 0, 1의 값을 갖는 이산변수임에도 불구하고 추정방법으로는 연속변수에 적합한 선형의 고정효과모형(linear fixed effect model)을 적용하였다.¹⁴⁾ 또한 추정을 위해 구성된 통제집단은 연구자들의 자의성이 개입되어 있다. 이에 더하여 추정식에 포함된 고정효과가 가구의 노동공급에 대한 선호를 결정하는 관측되지 않는 효과를 포함하고

12) $4,300\text{억원} \times 25\% \div 300\text{만원} = 35,833$.

13) 제도 시행 3년 동안 총 174,900개의 고용을 창출한 것으로 해석하기 위해서는 연간 58,000개의 일자리가 생겼다가 없어지고 다시 새로운 일자리가 생겼다고 가정해야 한다. 만일 동일한 사람이 58,000개의 일자리를 첫 해에 얻었다가 계속 그 일자리를 유지하게 되면 당연히 새롭게 생성되는 일자리는 없게 되므로 174,000개의 일자리는 창출 가능한 최대일자리 수로 해석해야 한다. 이러한 내용을 지적하여 주신 익명의 심사 위원에게 감사의 말씀을 전한다.

14) 종속변수가 이산변수임을 고려하여 <부록>에 포아송 고정효과모형(poisson fixed effect model)을 적용하여 추정한 결과와 추정결과로부터 추계한 고용창출 효과에 대한 설명을 간략하게 제시하였다. 포아송 고정효과모형을 적용한 결과 근로장려세제의 일자리 창출 개수 추정치가 상당히 줄어드는 것으로 나타났는데 이는 추정모형의 가정에 기인한 결과일 수 있으나 근본적으로는 본문에 제시된 고용창출효과에 대한 해석을 제한적(보수적)으로 할 필요가 있음을 시사하는 결과로 이해하는 것이 타당할 것으로 여겨진다.

있는 것으로 간주하였는데 앞서 설명한 것처럼 근로장려세제의 도입이 노동공급에 대한 선호 자체를 변경하는 작용을 하게 되면 추정에 편의가 발생할 가능성이 있다. 본문에서 제시한 고용창출 효과는 이와 같은 한계점을 포함하고 있는 수치이므로 고용의 양적 효과의 크기를 주장하는 것으로 해석하기 보다는 근로장려세제가 한부모 가구의 고용을 창출하는데 훨씬 효과적으로 작용했음을 보여주는 결과로 해석하는 것이 보다 바람직할 것이다.

이와 같은 한계점에도 불구하고 이러한 추정 결과는 근로장려세제의 고용창출 효과를 입증하는 것으로 2011년 이후 근로장려세제를 확대 개편하고자 하는 정부 계획의 유효성을 어느 정도 뒷받침하는 것으로 해석된다. 그렇지만 이 결과를 있는 그대로 받아들인다고 하더라도 근로장려세제 도입에 따른 고용창출 효과의 효율성을 담보하지는 않는다. 이에 대해서는 동일 재원을 다른 사업에 투자하여 창출할 수 있었던 일자리의 수와 비교할 수 있을 때 판단할 수 있을 것이다. 또한 본 연구의 추정 결과는 노동시장에 참여하지 않았던 사람들의 고용 효과와 더불어 영세자영업을 영위하다가 종사상 지위를 바껴서 임금노동시장에 진입한 경우의 고용 효과를 모두 아우르는 것이기 때문에 재정투입의 효율성을 판단하기 위해서는 저소득층의 종사상 지위변경 효과까지 함께 고려해야하는 보다 복잡한 과정이 수반되어야 할 것이다.

4. 거시 고용 데이터와 비교

한편 재정패널 자료를 이용한 미시적 분석결과의 의미를 거시경제적인 측면에서 살펴보기 위하여 거시 고용 데이터와의 비교를 시도하였다. 이러한 비교를 위해서는 근로장려세제의 효과가 저소득 가구에 집중되어 있다는 점을 감안하여 소득 또는 임금수준별 취업자수의 추이를 들여다보는 것이 바람직하나 고용통계중 취업자수는 동 기준으로 편제가 되지 않는다는 문제가 있다. 이에 따라 차선택으로 현재 제공되고 있는 직업별 취업자수와 해당 분류별 평균임금 수준을 이용하여 저소득 취업자수의 추이를 대략적으로 살펴보았다.

〈표 16〉에서 보다시피 직업별 분류에 따르면 동 기간중 저임금 직업군에 해당하는 장치, 기계조작 및 조립 종사자와 단순노무 종사자의 취업자수가 여타 중·저임금 직업군에 비하여 상대적으로 큰 폭 증가한 것으로 관측되었다. 직업별 분류가

소득 또는 임금수준별 분류를 정확히 대변한다고 보기는 어려우나 이와 같은 관측은 동 연구의 미시적인 추정결과와 방향성을 같이 하는 것으로 생각된다. 다만 앞서 거시 고용 데이터는 다양한 요인이 종합적으로 작용한 결과이기 때문에 여기서 제시된 취업자수 추이가 정확히 동 연구의 미시적 분석결과와 연결된다고 단정 짓기에는 다소 무리가 있다. 그러나 향후 근로장려세제 시행의 역사가 길어짐에 따라 집계되는 시계열 자료가 충분해지고 동 제도 수혜가구 등의 표본이 더 확충되면서 이에 대한 분석이 보다 엄밀해질 수 있을 것으로 생각된다.

〈표 15〉 직업별¹⁾ 취업자수 추이(2008~2011)
(단위: 만명, 만원)

연도	관리자	전문가 및 관련 종사자	사무 종사자	기능원 및 관련 기능종사자	판매 종사자	농림어업 종사자	장치/ 기계조작 및 조립 종사자	단순노무 종사자	서비스 종사자
2008	54.9	438.2	348.6	233.2	300.8	156.9	259.2	300.5	265.5
2011	51.5	468.6	399.2	225.0	289.5	141.9	276.4	325.7	246.8
증감	-3.4	30.3	50.6	-8.2	-11.3	-15.0	17.2	25.2	-18.7
월평균 임금 ²⁾	463.2	287.2	256.3	217.5	229.6	191.4	206.0	144.6	164.2

주: 1) 6차 표준직업분류 기준.
2) 2009~11년 평균.
자료: 통계청 「경제활동인구조사」, 고용노동부 「고용형태별 근로실태조사」.

Ⅶ. 결 론

우리나라의 근로장려세제는 저소득 가구의 근로유인을 제고하고 실질소득을 지원할 목적으로 도입되었다. 본 연구에서는 한국조세재정연구원의 재정패널 자료를 활용하여 가구 구성에 따라 부부 가구와 한부모 가구를 대상으로 소득구간별로 근로장려세제 도입의 효과를 분석하였다. 그 결과 소득이 높아질수록 근로장려금이 늘어나는 점증구간에 속한 가구의 경우 가구 구성과 관계없이 노동시장 참가율을 높이고 근로소득을 증가시키는 것으로 나타났다. 반면 소득 증가에도 불구하고 근로장려금이 일정한 평탄구간 및 오히려 근로장려금이 감소하는 점감구간에 속한 가구의 경우 부부 가구는 노동공급을 줄이는 결과를 가져왔고 한부모 가구의 경우에

는 이러한 효과가 관찰되지 않았다.

추정 결과를 이용하여 근로장려세제가 창출한 고용의 수와 1개의 일자리를 만들기 위해서 소요한 비용을 단순히 추계할 수 있었는데 이 결과를 있는 그대로 해석하면 부부 가구의 경우 2009~2011년중 1개의 일자리 당 1,420만원의 비용을 투입해 연평균 22,500개의 고용을 창출하였고 한부모 가구의 경우에는 1명의 고용을 추가로 창출하기 위해 300만원의 비용을 투입하여 연평균 최대 35,800개의 고용을 창출한 효과가 있었던 것으로 나타났다.

이러한 실증분석 결과를 실제로 근로장려세제가 창출한 일자리 개수로 해석하기에는 상당한 무리가 있지만 저소득층 근로의욕의 제고와 가처분소득의 증가를 목적으로 도입된 근로장려세제의 실효성을 뒷받침하는 결과로 해석하기에는 무리가 없을 것으로 생각된다. 즉, 이 결과는 2012년부터 수급요건을 완화하여 적용 대상을 넓힌 것과 지나치게 빠른 감이 없지는 않지만 2014년 이후 동 제도를 더욱 확대 개편하고자 하는 정부 계획의 유효성을 지지하는 결과로 볼 수 있다. 또한 고용창출의 효과 면에서는 한부모 가구의 지원을 보다 강화할 필요성이 있음을 시사한다.

본 연구는 실증분석의 추정치를 이용하여 근로장려세제의 도입으로 인한 노동공급 측면에서의 고용창출 효과의 추정을 시도하였다는 점에서 연구의 차별성을 갖는다. 그러나 본 연구의 분석에는 다음과 같은 여러 가지의 한계점이 존재한다. 그 중에서 크게 네 가지 문제를 지적한다면 첫째, 재정패널 자료가 근로장려금의 효과를 평가하기 위한 목적으로 만들어진 자료가 아니기 때문에 분석을 위해 사용된 근로장려금 수급가구의 표본수가 충분히 크지 않아 표본의 대표성에 대한 신뢰도의 문제가 있다. 특히 한부모 가구에 대한 분석의 경우 근로장려금을 받은 가구수가 작은 관계로 추정의 정확성을 담보할 수 없는 문제점이 있다. 둘째, 이중차분 분석을 위해 통제집단을 구성하는 데에 있어서 연구자의 자의적인 판단에 더하여 측정오차로 인한 자료의 부정확성이 반영되어 분석 결과에 편의를 가져올 가능성을 배제할 수 없다. 셋째, 근로장려세제의 도입이 시간이 흐름에 따라 재정패널 자료에 포착되지 않는 가구의 노동공급 선호체계에 영향을 주어 가구의 고유 특성이 바뀌게 된다면 고정효과만으로는 이를 통제할 수 없게 되므로 추정계수에 편의를 가져올 수 있다. 마지막으로 이용 가능한 자료의 한계로 인하여 근로장려세제로 인한 노동시장 참여 효과만을 분석하였고 노동공급 시간에 대한 영향은 분석하지 못하였다.

이러한 방법론의 한계에 더하여 보다 본질적인 문제를 제기하면 본 연구에서는 근로장려세제의 도입이 가구내 가구원의 노동공급 의사결정에 어떻게 영향을 미쳤는지에 대한 분석을 수행하지 못하였다. 과연 우리나라 저소득층 부부 가구의 노동공급 의사결정 과정이 가구주 혹은 남편이 먼저 이에 대한 결정을 하고 배우자 혹은 아내는 가구주 혹은 남편의 결정을 주어진 것으로 보고 본인의 노동의사 결정을 하는지, 아니면 남편과 아내가 동시에 노동공급과 연관된 본인의 효용극대화를 목적으로 배우자간의 의사결정능력(bargaining power)에 따라 가구의 노동공급이 최종적으로 결정되는지 여부에 대한 고민은 분석과정에 포함되지 않았다.

위에서 제시한 한계점들을 극복하기 위해서는 가장 먼저 근로장려세제의 영향을 직접적으로 받거나 잠재적으로 받게 되는 보다 많은 표본을 선정하여 충분한 자료를 확보하고 이에 맞도록 연구 설계를 새롭게 하여 보다 정교한 실증분석을 수행할 필요가 있다. 이는 관련 연구에서 지속적으로 지적되어온 문제인 만큼 관계당국인 국세청의 협조를 통해 근로장려금 수급가구중 가구 유형별로 일부 표본을 재정패널 자료에 추가하여 앞으로 이들을 추적 조사하고 근로장려금의 수급과 관련된 보다 다양한 정보를 수집하는 것도 하나의 대안이 될 수 있다. 예를 들어 근로장려금 수급을 위한 저소득층 구직 업종 및 해당 기업과 직업 성격 등에 대한 정보, 구직의 어려움 등에 관한 질문을 추가하는 것도 고려할 수 있다. 이와 함께 국세청에서 파악하고 있는 근로장려금 수급가구의 소득 및 고용관련 정보를 공유할 수 있다면 추정에 적용된 변수들의 측정오차도 줄이고 더욱 풍부한 분석이 가능할 것이다. 근로장려세제에 막대한 재원이 투입되는 만큼 효과성에 대한 과학적인 평가가 수반될 필요가 있다. 따라서 연구자들의 지적과 요청에 귀 기울여 실증분석에 충분한 표본 확보를 위한 정책담당자들의 협조와 노력이 필요하다.

한편 근로장려세제가 노동공급 시간에 미친 영향은 앞서도 설명한 것처럼 제2차 근로장려세제 확대 개편 이후의 정보를 포함한 6차년도 자료가 공개되면 동 확대 개편 전후 자료를 이용하여 분석할 수 있을 것으로 기대하며 이는 차후 연구과제로 남겨두기로 한다. 마지막으로 근로장려세제가 가구내 노동공급 의사결정과정에 어떻게 영향을 미쳤는지 명시적으로 고려할 수 있는 이론 모형의 확장 및 추정을 생각해볼 수 있다. 이를 위해 가구의 노동공급을 결정하는 이론 모형을 제시하고 이로부터 남편과 아내의 노동공급함수를 유도하여 구조모형 추정(structural estimation)을 시도해 볼 수 있을 것이다. 추정방법으로는 가구 표본에 가구주와 배

우자 모두 노동시장에 참여하지 않은 가구들이 상당수 포함되어 있으므로 이변량 프로빗 모형(Bivariate Probit Model) 혹은 이변량 토빗 모형(Bivariate Tobit model)을 적용하여 추정하는 것이 적합한 것으로 판단되는데 이 또한 향후의 중요한 연구 과제로 제안하며 글을 맺는다.

■ 참 고 문 헌

1. 강병구, “근로장려세제의 노동공급효과 분석,” 『노동정책연구』, 제7권 제4호, 한국노동연구원, 2007, pp. 87-109.
(Translated in English) Kang, Byung-Goo, “The Effects of Earned Income Tax Credit on Labor Supply in Korea,” *Quarterly Journal of Labor Policy*, Vol. 7, No. 4, 2007, pp. 87-109.
2. 국세청, 『국세통계연보』, 각 연도.
(Translated in English) National Tax Service, *Statistical Yearbook of National Tax*, All Relevant Years.
3. 국세청 보도자료, “올해는 근로장려금 추석 전(前)조기 지급,” 2012. 9.
(Translated in English) National Tax Service Press Release, “Earned Income Tax Credit to be Granted before Chuseok,” Sep. 2012.
4. 김재진 · 이혜원, 『근로장려세제와 사회보험료 지원사업 연계방안』, 연구보고서 12-04, 한국조세재정연구원, 2012.
(Translated in English) Kim, Jae-Jin and Haywon Lee, *Strategy for Establishing a Link between Earned Income Tax Credit and Social Insurance Subsidy Program*, Research Paper 12-01, Korea Institute of Public Finance, 2012.
5. 박능후, “근로장려세제 시행초기 효과 실증 분석,” 『사회복지정책』, 제38권 제2호, 한국사회복지정책학회, 2011, pp. 165-191.
(Translated in English) Park, Neung-Hoo, “Analysis of EITC Effect in Korea,” *Social Welfare Policy*, Vol. 38, No. 2, 2011, pp. 165-191.
6. 송헌재, “근로장려세제 도입이 가구 노동공급에 미친 영향,” 『재정학연구』, 제5권 제4호, 한국재정학회, 2012, pp. 137-62.
(Translated in English) Song, Heonjae, “The Effect of EITC on the Household Labor Supply in Korea,” *Korean Journal of Public Finance*, Vol. 5, No. 4, 2012, pp. 137-162.
7. 유민이 · 임다희 · 조민호, “근로장려세제의 노동공급효과분석: 가구특성과 성별에 따른 분석,” 『정책분석평가학회보』, 제24권 제1호, 한국정책분석평가학회, 2014, pp. 21-50.

- (Translated in English) Yoo, M. Y., D. H. Lim and M. H. Cho, "Analysis of EITC on Labor Supply Effect by Household Composition and House-head Sex," *Korean Journal of Policy Analysis and Evaluation*, Vol. 24, No. 1, 2014, pp.21-50.
8. 전영준, "비자발적 실업위험 존재시 근로촉진 복지정책의 경제적 효과분석: 한국의 공적부조제도 개편 효과를 중심으로," 『공공경제』, 제12권 제1호, 한국재정학회, 2007, pp.1-38.
(Translated in English) Chun, Young-Jun, "Economic Effects of Work-Oriented Welfare Policies In the Presence of Uncertainty on Job Opportunity: The Case of Revision of Korean Public Aid Programs for Low-Income Households," *Korean Journal of Public Economics*, Vol. 12, No. 1, 2007, pp.1-38.
 9. _____, "근로장려세제의 근로의욕 증진효과: 일반균형모형을 이용한 접근," 『재정학연구』, 제1권 제4호, 한국재정학회, 2008, pp.1-43.
(Translated in English) Chun, Young-Jun, "The Impact of the EITC on the Labor Supply in Korea: A Computable General Equilibrium Approach," *Korean Journal of Public Finance*, Vol. 1, No. 4, 2008, pp.1-43.
 10. 조선주, "근로장려세제(EITC)가 여성의 노동공급에 미치는 효과 연구," 『노동정책연구』, 제9권 제3호, 한국노동연구원, 2009, pp.29-54.
(Translated in English) Cho, Sun-Joo, "Earned Income Tax Credit and Female Labor Supply," *Quarterly Journal of Labor Policy*, Vol. 9, No. 3, 2009, pp.29-54.
 11. 현보훈·염명배, "근로장려세제의 근로유인 효과 분석," 『2014 경제학공동학술대회 발표논문』, 한국재정학회, 2014.
(Translated in English) Hyun, Bo-Hoon and Myung-bae Yeom, "The Analysis of EITC Effect on Labor Incentive," Working Paper, *2014 Joint Economics Conference*, 2014.
 12. Browning, Edgar K. "Effects of the Earned Income Tax Credit on Income and Welfare," *National Tax Journal*, Vol. 48, No.1, 1995, pp.23-43.
 13. Chetty, Raj, John N. Friedman, and Emmanuel Saez, "Using Differences in Knowledge Across Neighborhoods to Uncover the Impacts of the EITC on Earnings," Technical Report, National Bureau of Economic Research, 2012.
 14. Dickert, Stacy, Scott Houser and John Karl Scholz, "The Earned Income Tax Credit and Transfer Programs: A Study of Labor Market and Program Participation," Tax Policy and the Economy, James M. Poterba (ed.), National Bureau of Economic Research and the MIT Press, Vol. 9, 1995, pp.1-50,
 15. Eissa, Nada and Hilary W. Hoynes, "Taxes and the Labor Market Participation of Married Couples: The Earned Income Tax Credit," *Journal of Public Economics*, Vol. 88, 2004, pp.1931-1958.
 16. _____, "Behavioral Responses to Taxes: Lessons from the EITC and Labor Supply," *Tax Policy and Economy*, Vol. 20, No. 3, 2006. pp.73-110.
 17. Eissa, Nada and Jeffrey B. Liebman, "Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111, No. 2, 1996, pp.605-637.
 18. Ellwood, D. T., "The Impact of the Earned Income Tax Credit and Social Policy Reforms on Work, Marriage, and Living Arrangements," *National Tax Journal*, Vol. 53, No. 4, 2000, pp.1063-1105.

19. Hoffman, Saul D. and Laurence S. Seidman, "The Earned Income Tax Credit: Antipoverty Effectiveness and Labor Market Effects," W. E. Upjohn Institute for Employment Research, 1990.
20. Hausman, J. A., B. H. Hall, and Z. Griliches, "Econometric Model for Count Data with an Application to the Patents-R&D Relationship," *Econometrica*, Vol. 52, No. 4, 1984, pp. 909-938.
21. Keane, Michael P., "A New Idea for Welfare Reform," *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Vol. 19, No. 2, 1995, pp. 2-28.
22. Keane, Michael and Robert Moffitt, "A Structural Model of Multiple Welfare Program Participation and Labor Supply," *International Economic Review*, Vol. 39, No. 3, 1998, pp. 553-589.
23. Lee, L-F., G. S. Maddala and R. P. Trost, "Asymptotic Covariance Matrices of Two-stage Probit and Two-stage Tobit Methods for Simultaneous Equations Models with Selectivity," *Econometrica*, Vol. 48, No. 2, 1980, pp. 491-503.
24. Lee, Myunghoon and Young Jun Chun, "The Effects of EITC on Labor Supply of Low Income Workers in Korea," Presented at 61th Congress of the International Institute of Public Finance, Jeju Island, Korea, August 2005.
25. Lee, Youngwook, "Labor Supply Effects of the Earned Income Tax Credit under Labor Supply Restrictions," Working Paper, August 2013.
26. Meyer, Bruce D., "Labor Supply at the Extensive and Intensive Margins: The EITC, Welfare, and Hours Worked," *American Economic Review*, Vol. 92, No. 2, 2002, pp. 373-379.
27. _____, "The U.S. Earned Income Tax Credit, its Effects, and Possible Reforms," Working Papers 0720, Harris School of Public Policy Studies, University of Chicago, 2007.
28. Meyer, Bruce D. and Dan T. Rosenbaum, "Welfare, the Earned Income Tax Credit, and the Labor Supply of Single Mothers," NBER Working Paper, No. 7363, 1999.
29. Rothstein, Jesse, "The Mid-1990s EITC Expansion: Aggregate Labor Supply Effects and Economic Incidence," Princeton University, Working paper No. 883, 2005.
30. Saez, Emmanuel, "Do Taxpayers Bunch at Kink Points?" *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 2, No. 3, 2010, pp. 180-212.
31. U.S. General Accounting Office, "Earned Income Tax Credit: Design and Administration Could be Improved," GAO/GGD-93-145, 1993.
32. Wooldridge, Jeffrey, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press, 2002.

〈부록〉 포아송 고정효과모형을 적용한 고용창출 효과 추정

1. 포아송 고정효과 추정모형(Fixed Effect Poisson Estimation)

횡단면 분석에서 포아송 회귀모형은 회귀식의 종속변수 y 가 정수를 갖는 경우 조건부 기대치 $E(y|\mathbf{X})$ 를 직접 추정하는 모형으로 널리 알려져 있다.¹⁵⁾ 포아송 회귀 모형은 설명변수 \mathbf{X} 가 주어져 있을 때 종속변수 y 가 포하송 분포를 따른다고 가정한다. 포아송 가정아래 $y|\mathbf{X}$ 의 확률밀도함수(density function)는 다음과 같다.

$$f(y|\mathbf{X}) = \exp[-\mu(\mathbf{X})][\mu(\mathbf{X})]^y/y!, \quad y = 0, 1, \dots \quad (\text{A1})$$

위 식에서 $\mu(\mathbf{X})$ 는 조건부 기대치 $E(y|\mathbf{X})$ 를 의미하고 조건부 기대치가 $m(\mathbf{X}, \beta)$ 의 형태를 갖는다고 가정하는 모수적 추정에서는 $m(\mathbf{X}, \beta) = \exp(\mathbf{X}\beta)$ 를 적용하는 것이 일반적이다. 포아송 회귀모형의 추정계수 β 는 Maximum Likelihood Estimation 추정방법을 적용하여 추정할 수 있으며 β_j 는 X_j 변수에 관한 준탄력성(semi-elasticity)이 된다. 따라서 추정계수는 설명변수가 ΔX_j 만큼 변화할 때 $E(y|\mathbf{X})$ 의 % 변화로 해석된다.

만일 패널자료를 이용할 수 있다면 포아송 고정효과 추정모형을 적용할 수 있다. Hausman, Hall, and Griliches(1984) (HHG)는 고정효과 c_i 와 설명변수 \mathbf{X}_i 사이에 임의의 상관관계를 허용할 경우 포아송 고정효과 추정모형을 어떻게 적용할 수 있는지 보였다. 포아송 고정효과 추정모형의 핵심 가정은 다음과 같다.

$$E(y|\mathbf{X}_{i1}, \dots, \mathbf{X}_{iT}, c_i) = c_i m(\mathbf{X}, \beta_0), \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (\text{A2})$$

즉, 고정효과 c_i 가 조건부 기대치의 곱의 형태로 존재한다고 가정한다. HHG는 n_i 를 패널자료의 주어진 기간에 걸쳐 i 단위(가구 또는 개인)의 이산변수의 합으로 정의하면($n_i = \sum_{t=1}^T y$), 다항로짓 추정방법을 적용하여 고정효과를 제거할 수 있음을 보였다. 이 때 Loglikelihood의 특성상 $n_i = \sum_{t=1}^T y \neq 0$ 인 i 만이 추정에 활용된

15) 포하송 회귀모형에 대한 자세한 설명은 Wooldridge(2002) 19장을 참조할 것.

다. 이렇게 추정된 $\hat{\beta}$ 을 포아송 고정효과 추정량이라고 부른다.

2. 포아송 고정효과 추정결과

포아송 고정효과 모형을 적용하여 본문의 <표 14>와 <표 15>를 추정한 결과는 각각 아래의 <부표 1>과 <부표 2>와 같다. 포아송 고정효과모형 추정에서는 분석기간 동안 노동시장 참여 가구원수가 0인 가구는 추정과정에서 제외되기 때문에 본문의 선형 고정효과모형에 비하여 표본수의 감소로 인한 효율성 상실을 경험한다. 그리고 추정계수는 근로장려세제 도입으로 인한 노동시장 참여 가구원수의 증가율로 해석해야 한다.

<부표 1> 소득구간별 근로장려금이 부부 가구의 노동시장 참여에 미친 영향
포아송 고정효과 추정결과

	점증구간	평탄구간 및 점감구간
근로장려금 수급가구 더미	0.247 (0.165)	-0.157** (0.0623)
가구수	101	88
표본수	391	338

주: 1. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.
2. ()는 표준오차이며 가구단위로 Clustering 하였음.
3. 추정식에는 <표 14>에 포함된 모든 설명변수와 년도 더미변수를 포함하였으나 보고에서는 생략하였음.

<부표 2> 소득구간별 근로장려금이 한부모 가구의 노동시장 참여에 미친 영향
포아송 고정효과 추정결과

	점증구간	평탄구간 및 점감구간
근로장려금 수급가구 더미	0.481* (0.257)	0.0294 (0.0569)
가구수	84	59
표본수	322	224

주: 1. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.
2. ()는 표준오차이며 가구단위로 Clustering 하였음.
3. 추정식에는 <표 15>에 포함된 모든 설명변수와 년도 더미변수를 포함하였으나 보고에서는 생략하였음.

3. 고용창출 효과 추정

먼저 부부 가구의 경우를 살펴보자. <부표 1>의 구간별 추정계수와 노동시장 참여 평균 가구원수를 이용하여 근로장려세제 도입으로 인한 고용창출 순증효과를 구할 수 있다.¹⁶⁾ 추정에 포함된 가구중에서 점증구간에 포함된 가구의 노동시장 참여 평균 가구원수는 0.753명, 평탄 및 점간구간의 경우 1.158명으로 나타난다. 이 숫자를 적용하면 근로장려세제 도입으로 인한 고용창출 순증효과는 $0.753\text{명} \times 24.7\% - 1.158\text{명} \times 15.7\% = 0.0042\text{명}$ 으로 계산된다. 본문의 방법을 그대로 적용하면 1명의 신규 고용인원을 창출하기 위하여 약 2억원 (=84만원/0.0042명)의 비용이 소요되므로 근로장려세제의 도입이 부부 가구를 대상으로 연평균 약 1,600개¹⁷⁾의 신규 고용을 창출하였다는 해석이 가능하다.

한편 <부표 2>의 추정 결과를 이용하여 한부모 가구에 대한 고용창출 효과를 추계하면 다음과 같다. 점증구간에서 근로장려세제 도입으로 인한 고용창출 효과($0.6\text{명} \times 48.1\% = 0.289\text{명}$)를 이용하면 1명의 고용을 추가로 창출하기 위해 투입된 비용을 대략 310만원 (=90만원/0.289명)으로 추계할 수 있으며, 2009~2011년 3년간 근로장려금 수급가구 중 25% 정도가 한부모 가구에 해당하였으므로 근로장려세제의 도입이 한부모 가구를 대상으로 연평균 34,677개¹⁸⁾의 고용을 창출하였다는 해석이 가능하다.

한부모 가구의 경우 포아송 고정효과모형을 적용한 경우와 선형의 고정효과모형을 적용한 경우 추산된 고용창출효과에 별다른 차이가 관찰되지 않는 반면에 부부 가구의 경우에는 추정방법에 따라 효과의 크기가 매우 다르게 나타난 것을 볼 수 있다. 다만 한부모 가구의 경우 추정방법에 따른 표본수의 차이도 미미한 것으로 나타났다기 때문에 부부 가구의 경우 이러한 결과가 추정에 적용된 표본의 차이 때문인지, 아니면 추정에 적용된 고정효과 형태(곱의 형태와 합의 형태)에 대한 가정의 차이 때문인지 판단하기 어렵다. 본 연구에서는 이 결과를 근로장려세제의 양적 효과보다 질적 효과를 강조하는 것으로 보수적인 관점에서 해석할 것을 제안하였다.

16) 여기에서는 <표 14>와의 비교를 위해 통계적 유의성 기준을 적용하지 않았다. 포아송 고정효과모형의 추정에 활용된 표본수의 감소로 인한 효율성의 상실을 감안한 결과이다.

17) $4,300\text{억원} \times 75\% \div 2\text{억원} = 1,612$.

18) $4,300\text{억원} \times 25\% \div 310\text{만원} = 34,677$.

The Effect of EITC on Job Creation in Korea*

Heonjae Song** · Hong Kee Bahng***

Abstract

This paper studies the job creation effect of earned income tax credit in Korea via the labor supply channel using the NaSTaB (National Survey of Tax and Benefit) Panel Data. The analyses are separately carried out for single parents and married couples. All show that the tax credit program had a significant positive effect on the household's labor supply. Using the estimation results we were able to estimate the number of jobs created by EITC and the cost of creating a single job match. During 2009~2011, for married couples the EITC is estimated to have created 22,500 new job matches using ₩14.2 million for each job match while for single parent households it is estimated to have created 35,800 new job matches using ₩3 million for each match. However, since the number of sample households receiving EITC in the available panel dataset is quite small and the estimated number of jobs depends on the assumptions adopted by the study, further research efforts to overcome the shortcomings of our analysis are strongly called for.

Key Words: EITC, labor supply

JEL Classification: H20, J21

Received: Feb. 25, 2014. Revised: April 25, 2014. Accepted: July 9, 2014.

* This research is supported by the Bank of Korea.

** First and Corresponding Author, Assistant Professor, Department of Economics, University of Seoul, 163 Seoulsiripdae-ro, Dongdaemun-gu, Seoul 130-743, Korea, Phone: +82-2-6490-2068, e-mail: heonjaes@gmail.com

*** Economist, The Bank of Korea, 39 Namdaemun-ro, Jung-gu, Seoul, 100-794, Korea, Phone: +82-2-759-4262, e-mail: eddie118@bok.or.kr