

勞 動 經 濟 論 集
 第39卷 第4號, 2016. 12. pp.1~29
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

청년고용촉진장려금 효과 분석*

이 철 인**

본 연구는 청년층의 고용촉진을 위한 재정투입 사업으로 2004년에 도입된 신규고용촉진장려금 사업의 효과를 탐색-매칭 모형의 틀 내에서 이해한 후, 준실험적 프로그램 평가 방법론을 실제 행정자료에 적용하여 분석한다. ①구직기간이 3개월을 초과한 청년근로자를 대상으로 구직 후 1년간 사업주에게 최대 월 60만 원의 지원을 가능케 하는 본 제도의 구조는 기존 연구에서 다뤄지지 않았고, 또한 ② 재정지원 수준면에서 괄목할 만한 사업으로서 의의를 갖는다. 본고에서는 ③ 효과 추정에 그치지 않고 비용-편익 분석을 통해 제도의 총괄적 의의를 검토한다. 주요 분석 결과로서 대략 18일 정도 구직기간이 단축되었고, 임금수준이 3% 정도 향상되는 효과가 발생하였음을 얻었다. 보수적으로 설정된 상황 하의 비용-편익 분석의 결과 또한 표본기간 동안 본 사업의 효과성을 지지한다. 끝으로 본 결과의 해석에 관해 논의한다.

주제어: 고용, 고용창출 재정지출, 사업평가

논문 접수일: 2016년 10월 25일, 논문 수정일: 2016년 12월 5일, 논문 게재확정일: 2016년 12월 9일

* 본 연구는 2006년도 국회예산처 연구의 일환으로 시작되었고, 오랜 기간 동안 이론적 배경과 자료의 해석을 중심으로 보완해 왔다. 한국고용정보원으로부터 자료 협조를 받아 본 주제에 대한 분석이 가능하게 되었고, 자료에 관한 자세한 설명과 분석 자료의 추출을 위한 조언 및 자료관련 질문에 대한 도움을 주신 실무자님들께 감사드린다. 본 연구는 2013년도 한국연구재단의 지원(NRF-2013S1A5B8A01054955)을 받아 수행되었음 또한 밝힌다.

** 서울대 경제학부 (leeci@snu.ac.kr)

I. 서론

소위 ‘괜찮은 일자리’ 부족 문제가 2000년대 이후 우리나라를 비롯하여 전 세계의 노동시장에서 지속적으로 보고되어 왔다(Acemoglu et al. 2011; 최옥금, 2005). 한국 노동시장에서는 1997년도 외환위기 이후 유래 없이 높은 실업률을 경험한 이후 비록 실업률의 절대적 수준이 여타 선진국들에 비해 낮지만, 비정규직의 존재, 실망실업자 수, 괜찮은 일자리의 부족, 대학졸업자들의 낮은 취업률 등의 지표를 통해서 볼 때 직업의 질적 수준에 관한 실망감이 좀처럼 개선되고 있지 못하다는 지적이 금융위기 이후에 보다 강도 높게 제기되고 있다. 이러한 누적된 지적에 따라 2016년 현재 재정 측면에서 실업대비, 고용촉진 및 직업훈련 등에 16조 원 이상의 재정이 투입되고 있다. 그럼에도 취약계층들의 고용여건이 쉽사리 호전되지 못하는 것을 보면, 노동시장의 기능에 문제가 없지 않은지 고민이 필요하고, 이를 개선하기 위한 노력이 가일층 요구되는 시점으로 판단된다. 본 재정규모에 관한 감을 제공하자면, 이는 연봉 3천만 원 수준의 1년 계약 직업 52.7만개가량을 매년 창출할 정도의 큰 규모이다. 그러나 실제 매년 창출되는 일자리 수는 30만개 수준으로 소멸되는 일자리보다 많고 1년 계약 직업에 비해 고용안정성 면에서 높지만, 재정에 의해 창출 가능한 수준보다 낮다는 점에서 뭔가 노동시장의 활력이 사라진 부분을 정부 재정으로 연명하는 상황일 개연성이 있으며, 아니면 정부 재정으로 인해 기업의 일자리 창출 욕구가 약화된 것일 수도 있다 (윤희숙, 2016).¹⁾ 실제 노동시장 상황이 둘 중 어느 경우이던지 간에, 노동시장의 경제활력 제고를 위한 정책과 병행하여 별도로 취약계층에 좀 더 좁게 정의되는 재정 운용의 노력이 필요한 상황이다.

이러한 현상은 상대적으로 문제가 덜 심각했던 2000년 중반에도 근로빈곤층의 등장 및 청년실업/니트(NEET) 문제 등과 함께 정책과제로서 다뤄진 바 있다. 이 당시 참여정부 시기에서는 일부 계층, 특히 청년실업률이 중장년층에 비해 높게 유지되는 점을

1) 여전히 눈높이 문제 등이 제기되고 있으나, 2016년 청년실업률이 9.3% 이르는 등 일자리 창출 수준이 약화된 것으로 판단된다.

심각한 사안으로 보고 이들의 실업률을 줄이고자 고용보험기금을 이용한 재정지출 사업의 일환으로 ‘신규(청년)고용촉진장려금 사업’이 2004년 10월 1일부터 시작된 바 있다.²⁾ 본고에서는 위에서 제기한 우리나라 노동시장의 활력 제고와 재정 운용의 효율성 확보의 관점에서 사업효과에 대해 프로그램 평가방법론(Heckman, 1999a; 1999b)을 활용하여 접근·평가해보고자 한다.

청년실업의 특성에 관한 연구들이 국내에서도 조금씩 쌓이고 있으나(남재량, 2006, 2011; Nam and Lee, 2012), 노동시장 성과에 관한 실험적 접근은 Woodbury and Spiegelman(1987)의 시도가 처음으로 통상적인 사회과학 연구에서는 수행하기 어려워 선행연구가 거의 존재하지 않는다.³⁾ 이들의 연구는 다음과 같은 두 가지 형태의 (준)실험적 구조를 지니고 있다. 첫째, 기존의 실업보험 제도의 실업보험 수혜자들 중 일부에게 좀 더 빨리 구직에 성공하도록 일리노이 주에서 약 500달러의 지원금(employment bonus)을 11주 내에 구직에 성공한 실업자에게 제공한 실험이다. 둘째, 본 보너스를 고용주에게 지원한 실험 또한 병행하였다. 양 실험 모두에서 약 1주 또는 그 이상의 실업보험금 수혜기간(즉, insured unemployment duration)이 줄어든 효과가 발생하였고, 소폭의 차이로서 전자의 경우 다소 높은 1주 이상의 효과가 광범위한 표본에서 나타날 가능성이 있는 반면, 후자의 경우 백인 여성 집단에 한정되어 효과가 나타남을 보고하고 있다.

본 연구의 신규(청년)고용촉진장려금 사업은 사업주에게 지원하는 프로그램으로서, 미국 일리노이 주의 1회 500달러에 그치는 실험(Woodbury & Spiegelman, 1987)이 아니라 6개월간 60만 원, 이후 6개월간 30만 원(우선지원대상기업은 60만 원)씩 지원하는 소위 고용보너스(employment bonus) 기능을 수행하였다는 점에서 훨씬 대규모의 지원 사업이므로 보다 명확히 고용지원 사업 효과를 파악 가능한 유용한 실험이라 판단된다. 아마도 이처럼 보다 안정적 고용을 유도하고자 하는 정책적 관심사로 인해 지원금이

2) 본 사업의 배경에는 범세계적으로 관측되는 실업률과 연령 간의 역의 상관관계가 존재한다. 연령별 실업률을 살펴보면 15~19세 연령층에서 실업률이 가장 높으며, 60세 이상 연령층의 실업률이 가장 낮은 경향이 존재한다. 실업률 수준의 높고 낮음의 차이는 있음에도, 연령별 실업률의 추이가 경기변동에서 유사한 양상을 지님을 알 수 있다. 특히 이들 취약계층의 실업률 수준이 높을 뿐 아니라 경기에 따른 변동 폭도 크다. 본 제도의 도입 시 2007년 9월 30일까지 3년간 한시적으로 도입되었으나, 아마도 효과에 대한 인식으로 신규청년고용촉진장려금 제도는 연장되어 활용되었다.

3) 그 밖에 조세 또는 재정정책에 의한 고용효과에 관한 국내 연구들 또한 많은 경우 세율 변화 등을 이용한 시산작업에 의존하는 경우가 많다(김학수, 2014).

개인이 아니라 장기고용 여부 파악이 용이한 사업주에게 지원하게 된 것으로 보인다.

본 연구를 문헌의 흐름과 비교해보자면, ① 기존의 광범위한 실업보험 제도 또는 조세 제도의 모수를 조정하여 실업자의 반응을 살펴보는 많은 연구들(Meyer, 1990; Lancaster, 1990; Lee, 2000)과 달리 청년 집단을 목표로 하고 있으며, 또한 ② 실업보험금의 수준의 차이에 따른 효과를 분석하는 전통적 접근과 달리 특정 계층 실업자의 고용에 따른 고용비용을 절감해주는 제도로서 실업자의 구직활동에 대한 구직-탐색모형(Pissarides, 2000)에 따른 노동시장의 새로운 이해를 돕는 연구가 될 수 있으며, ③ 제도의 인센티브가 일회성의 소규모 성격(Woodbury & Spiegelman, 1987)이라기보다는 상당한 규모로 지원되었다는 점에서 기존 연구들과 차별화된다고 판단된다. 마지막으로 대부분의 통상적 연구들과 달리, ④ 효과 추정에 그치지 않고 비용-편익 분석을 통해 제도의 총괄적 의의를 검토한다는 점, 그리고 제도의 효과에 관해 다양한 민감도 검정을 거쳐서 제시된다는 점도 의미를 지닌다.

청년실업의 사회-경제적 심각성을 고려하여 청년층의 고용촉진을 위한 신규고용촉진장려금 사업의 효과를 본 연구에서는 프로그램 평가 방법론(LaLond, 1986, 1995; Heckman, 1999a; 1999b)을 활용하여 접근하고자 한다.⁴⁾ 접근하기 어려운 정부 고용보험 데이터베이스로부터 무작위 추출한 표본을 이용하여, 주요 분석결과로서 대략 18일 정도 구직기간이 단축되었고, 임금수준이 3% 정도 향상되는 효과가 발생하였음을 얻었다. 또한, 보수적으로 설정된 가정 하의 비용-편익 분석의 결과 또한 본 사업의 효과성을 지지한다.

II. 제도 소개 및 이론적 배경

1. 사업 내용

신규(청년)고용촉진장려금 지원 사업은 2004년도 10월 시작한 이래 2005년도에 들어 693억 원의 예산에 대해 86.1%의 집행률을, 그리고 계획 인원에 대해 94.8%의 집행률

4) 우리나라의 연구에서 활용된 사례로서 우석진-전병힐(2009) 참조.

을 보이며 정착되었으며, 그 이후 예산제약에 당면할 정도로 사업의 활용도 면에서 성공적인 것으로 평가된다. 본 사업은 개별 사업장 요건에 있어서, 고용보험에 가입한 사업장 기준으로 지원을 하는 것을 조건으로 하여, 채용한 다음 달부터 월 단위로 장려금을 신청하면 심사를 거쳐 지급하는 제도이다. 개인 근로자의 요건으로서 고용안정센터 등에 구직등록 후 실업기간이 3개월을 초과한 미취업 청소년에 대해서 적용되며, 고용보험에 가입한 기업과 근로계약 기간이 1년 이상으로 채용한 경우로 한정된다.

지원 금액으로서 사업주에게 6개월간 60만 원, 이후 6개월간 30만 원[우선지원대상기업은 60만 원(예: 중소기업)]씩 지원하는 소위 고용보너스(employment bonus) 기능을 수행하였다.⁵⁾ 본 제도는 채용기업의 수혜요건을 규정하고 있는데, 채용 전 3월, 채용 후 6개월간 당해 사업장에서 고용조정으로 근로자를 감원하는 경우 지급하지 않음을 원칙으로 한다. 근로계약 기간이 1년 이하, 비상근 촉탁근로자, 최저임금법에 의한 최저임금 이하로 근로계약을 체결하는 경우 및 이직 전 사업주 등 관련 사업주에게 채용되는 경우에는 장려금 지원 대상에서 제외하여 일정 수준 이상의 고용안정에 기여하는 기업의 일자리 창출에 대한 지원 개념의 제도라 볼 수 있다.

지원 대상 근로자는 고용안정센터, 지방자치단체, 한국산업인력공단 및 한국장애인고용촉진공단에 구직등록 후 실업기간이 3개월을 초과한 29세 이하인 자에게 한정하고 있다. 일자리 지원인원의 선발 및 사업 추진체계는 먼저, 개인 근로자에 의한 구직신청이 이루어진 후, 둘째로, 고용보험에 가입한 기업에 의한 지원 대상자의 채용이 발생한 후, 1년 이상의 근로계약 체결에 기초한 급여지급 후 고용안정센터에 장려금을 신청하게 된다. 셋째로, 근로계약 체결의 증빙에 기초하여 고용안정센터에서 고용촉진장려금을 최종적으로 지급하게 된다.

재정사업 측면에서는 고용보험기금에서 지출하는 방식을 취하고 있는데, 고용보험기금은 취업된 근로자들의 임금 총액의 일정 비율을 징수하여 축적된 재원이므로 사실상 조세와 다르지 않다. 또한, 단순히 고용보험에 가입한 기존 근로자들에 대해서만 지출되는 것이 아니라 신규로 노동시장에 진입하는 청년 구직자/실업자를 포함하게 된다.

일단, 2005~2009년까지의 국가재정운용계획을 보자면, 2004년 10월부터 3년간인 2007년 9월까지의 한시적인 사업⁶⁾으로 국가재정운용계획 대상 사업에 해당하지 않는다. 기

5) 총합에 있어 중소기업의 경우 연 720만 원, 대기업의 경우 연 540만 원의 규모에 해당하는 상당히 큰 지원 사업이라 판단된다.

6) 이러한 한시성에도 불구하고, 추후 사업기간이 연장되는 개정이 있었다.

존의 감사. 평가 결과를 보자면, 2005년도 감사원 감사 시 청년은 고용보험법상 취약계층이 아니므로 고용안정사업에 해당되지 않아 재검토가 요망된다고 지적한 바 있다. 즉, 구직등록 후 3개월이 초과하더라도 채용이 되지 않는 자는 노동시장의 통상적인 조건하에서 취업이 어려운 계층으로 분류하여 지원하는 방식이 적절함을 지적한 것이다. 본 사업이 장기적으로 정착한 것은 아니지만, 향후 이러한 형태의 청년대책이 고려될 개연성이 높으므로 본 제도의 의도한 효과와 별도로 본 사업의 취업지원 효과를 분리하여 정확한 평가를 실시함이 요구된다.

한편, 본 표본기간 동안 청소년직장체험프로그램도 실시된 바 있다. 물론 직접적 고용사업이라 보기에는 적절하지 않으므로 분석에서 고려하지 않으나, 간접적으로 구직활동에 도움이 되었을 가능성을 배제할 수 없을 것이다. 이러한 맥락에서 본 연구의 결과 해석 시 주의를 요한다.

2. 이론적 배경

본 주제에 관해 가장 적합한 이론적 틀로서 탐색-매칭 모형(Passarides, 2000)을 들 수 있다. 신규청년고용지원사업은 고용비용에 대한 보조로서 기업의 고용에 따른 기회비용을 절감하는 계기가 된다. 이에 따라 매치되기 전 빈 일자리(vacancy)를 증가시키는(또는 노동수요곡선의 우측 이동) 변화를 초래하게 된다. 이는 직업탐색자 입장에서 볼 때, 구직확률을 증대시켜 주어 궁극적으로 구직기간이 짧아지고 이를 경제 전체적으로 집계할 경우, 고용증가로 이어지게 된다. 다음으로 임금에 대한 효과는 탐색-매칭 모형의 함의에 따라 노동수요의 증대에 따라(즉, 노동수요곡선의 우측 이동), 통상적인 우상향하는 노동공급곡선을 상정할 경우 임금의 증가가 예상된다. 물론 이러한 정성적 임금효과가 실제로 얼마나 큰 규모로 나타날지는 실증분석의 영역으로서 분석이 필요하다.

이러한 기본적 효과에 대한 인식하에 보다 세부적 효과로서 다음 네 가지 정도를 고려할 수 있다. 첫째, 청년구직자의 경우 만약 3개월 내에 구직이 확실한 자라면, 구태여 신규청년사업에 의해 혜택을 보기 위해 구직활동을 게을리 할 가능성은 거의 없을 것으로 보이지만, 구직방식에 있어서 다급한 마음에 조건을 살필 여유 없이 취업하는 방식의 구직이 줄어들 가능성은 적어도 구직기간이 3개월 전후에 속한 이들에게는 존재한다. 이에 따라 적어도 개별 청년들의 행위 변화에 의해 예상되는 구직기간의

단축은 미미할 것으로 판단된다.

그러나 3개월 이상 취업하지 못한 청년들의 경우, 신규고용촉진사업이 존재하여 기업의 고용수요가 증가할 가능성이 있다고 하더라도 ① 본 사업에 대한 인지 여부, ② 인지 시에도 본 사업에 의해 혜택을 받을지에 대한 불확실성으로 인해 개인 차원에서 행위의 변화가 명확히 발생하기 어려울 수 있다. 물론, 어떠한 관측 불가능한 사유로 인해 사업주가 본 제도의 수혜자격 여부를 알지 못해 비록 지원을 받지 못할 가능성을 배제할 수 없으나, 주어진 정보구조 하에서 제도의 효과가 파악되는 점에는 변함이 없다.

둘째, 기업의 경우 신규고용촉진사업의 존재로 인해 이들을 고용할 경우 신규청년사업에 의해 재정지원 혜택을 받을 수 있으므로 주로 장기구직자들을 위주로 고용을 늘리는 행위의 변화를 기대할 수 있다. 단, 이러한 변화가 모든 기업에 나타날 것으로 보기보다는 특정 그룹에 한정될 가능성도 높는데, 예를 들어 매우 높은 전문성을 요구하는 그룹의 경우 장기구직자라는 사실이 노동시장에서 보이지 않는 특성(예: 능력 및 태도)이 부실함을 의미할 수 있으므로 신규청년사업에 의한 고용비용 절감을 그다지 높은 혜택으로 받아들이지 않을 가능성이 높은 반면, 그다지 높은 숙련도를 요구하지 않는 통상적인 직장의 경우 가급적 노동비용의 절감 그 자체가 매우 중요할 수 있으므로 아마도 장기구직자들을 선호할 가능성이 높을 수 있다.

셋째, 현실적으로 보아 경제 내에는 소수의 대기업 취업자들을 제외하면 대다수가 고용비용의 부담에 직면해 있는 중소기업이라고 본다면, 주로 저숙련, 장기구직자 위주로 고용혜택이 집중됨으로써 구직자 중에서 단기구직자들보다 장기구직자들의 실업기간이 단축되는 효과를 초래할 가능성이 높다.

넷째, 한편, 실업 후 임금 면에서 적어도 청년구직자들이 본 제도의 영향으로 보다 좋은 조건하에서 구직행위를 할 것인바 이들 계층에 있어서 임금의 증가가 발생할 가능성도 다소 있으며, 적어도 임금 감소가 발생하지 않을 것으로 예상된다.

위에서 얻은 몇 가지 중요한 이론적 결론은 다음과 같다. 첫째, 신규고용촉진사업에 의해 청년구직/실업자들의 구직기간이 단축될 가능성이 존재한다. 둘째, 이들 중에서 주로 장기구직 중인 청년실업자들의 구직기간 단축효과가 높게 나타날 가능성이 존재한다. 셋째, 실업 후 임금 면에서 적어도 청년구직자들의 임금 감소가 발생하지 않을 것으로 예상된다. 이하 논의에서는 이러한 이론적 예측들이 자료에 의해 검증되고 있는지 여부를 파악하려 한다.

Ⅲ. 성과측정 모형

1. 성과측정 모형의 기본 구조

본고에서는 재정지출사업의 효과를 다음과 같은 준실험적 방식으로 접근하고자 한다 (LaLonde, 1986; Heckman, 1999a, 1999b; 우석진·전병희, 2009). 먼저, 아래 식을 보자면 사업의 결과가 사업이 시행되지 않았을 때의 상황에서 사업 그 자체의 효과가 가미되어 나타난다.

$$I_{it} = I_{it}^* + P_{it} D_i \quad (1)$$

여기서 I_{it} 는 그룹 i 의 시점 t 에서 재정지출사업의 결과(outcome)를 지칭, I_{it}^* — 상첨자 *가 첨부된 변수 — 는 만약에 본 사업이 실시되지 않았을 경우의 가상적 결과(counter-factual outcome)를, P_{it} 는 사업의 효과(program effect)를, 그리고 D_i 는 사업이 실시된 경우 1, 그리고 그렇지 않은 경우 0을 지칭하는 지수(index)라 할 수 있다.

이 경우 사업이 실시된 그룹의 효과는 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$\begin{aligned} E(I_{it}|D_i = 1) - E(I_{it}|D_i = 0) \\ \equiv E(I_{it}^*|D_i = 1) + E(P_{it}|D_i = 1) - E(I_{it}^*|D_i = 0). \end{aligned} \quad (2)$$

여기서 다음 두 항 $E(I_{it}^*|D_i = 1) - E(I_{it}^*|D_i = 0)$ 로 인하여 정확한 프로그램 효과, $E(P_{it}|D_i = 1)$ 을 관측하기 어렵게 된다. 이는 사업의 시행과 미시행을 전제로 한 두 그룹 각각의 경제적 행위의 결과를 지칭하는데, 만약에 표본 특성 X 를 완전하게 통제함으로써 그룹 간 동일한 성격이 유지될 경우 그 결과 또한 동일할 것이라고 적절히 가정한다면 다음이 성립한다(Heckman, 1999a).

$$E(I_{it}^* | D_i = 1, X) = E(I_{it}^* | D_i = 0, X) \quad (3)$$

즉, 이 경우 식 (2)는 곧 아래와 같이 변경되는데,

$$E(I_{it} | D_i = 1) - E(I_{it} | D_i = 0) = E(P_{it} | D_i = 1) \quad (4)$$

여기서 마지막 항은 사업의 순효과를 의미하는바, 바로 이러한 조건하에서 사업의 순효과를 추정할 수 있다. 단, 여기에 수반된 가정으로서 프로그램 수혜그룹 결정이 순전히 변수 X 에 대해서만 기초하여 이루어졌음을 의미한다.

그러나 만약에 프로그램의 효과가 관측 가능한 특성 X 뿐만 아니라 보이지 않는 특성(fixed effects)으로 인하여 영향을 받는다면 일반적인 비교분석으로 진정한 프로그램 효과를 파악해낼 수 없게 된다. 이러한 관측 불가능한 요인으로부터 발생하는 ‘효과 식별의 어려움’ 문제를 극복하고자 다음과 같이 일차차분을 하게 되면 상당히 많은 문제를 해결할 가능성이 있다.

즉, $E(I_{it}^* - I_{it-1}^* | D_i = 1, X) = E(I_{it}^* - I_{it-1}^* | D_i = 0, X)$ 임을 받아들일 경우 — 즉, 두 집단 간 동일한 시간경로(time trend)가 존재 — 이를 식 (2)에 대입하면 DID (difference-in-differences) 추정치를 얻을 수 있는데,

$$E[(I_{it} - I_{it}^*) - (I_{it-1} - I_{it-1}^*) | D_i = 1] = E(P_{it} | D_i = 1) \quad (5)$$

이에는 보이지 않는 특성이 사업이 시행되는 그룹과 그렇지 않은 그룹 간에 다 같이 존재하나 그 규모에서 차이를 보이지 않는다는 가정이 내재해 있는 것이다. 본 연구에서는 위의 식 (5)를 이용한 분석이 중점적으로 이루어질 것이다. 식 (5)를 Topel(1983)과 Welch(1977)에서 논의된 실업에 관한 일반론에 적용하는 것을 본고에서는 DID기법이라고 칭하며, 향후 분석결과 보고 시 DID의 계수추정치가 신규고용촉진사업의 효과를 포착하는 것으로 이해할 수 있다.

$$\text{프로그램효과 2 } (\Delta\Delta) = \Delta A' - \Delta B' \quad (7)$$

$\Delta A'$ = 2005년도 청년실업자의 구직시 임금—2003년도 청년실업자의 구직시 임금,

$\Delta B'$ = 2005년도 중장년실업자의 구직시 임금—2003년도 중장년실업자의 구직시 임금

가. 실업기간/구직기간 효과

신규청년고용사업의 참여자인 “구직중인 미취업 청소년”들에 대해서 실업기간 단축을 사업의 효과로 보고자 한다. 즉, 구직중인 미취업 청소년을 효과집단(treatment group)으로 정의하고 이와 상응하는 통제그룹을 정의한 후 이들의 실업기간 변화를 관찰함으로써 사업효과를 측정할 수 있다.

먼저, 구직활동 중에 있는 미취업 청소년 그룹에 대해서 본 그룹의 구직행위를 서로 다른 두 시점에서 파악함으로써 프로그램의 순효과(net effect)를 한정하되, 두 시점 간에 발생하는 관측 불가능한 변화(구체적으로, 非프로그램효과)가 있을 수 있으므로 이에 대한 통제를 위해 통제그룹(control group)을 적절히 정의할 필요가 있다.

통제그룹의 역할을 수행하기 위해 동일하게 ‘구직중인 미취업자이되 비청소년그룹’을 통제그룹으로 정의할 수 있는데, 가장 이상적으로 식별이 가능한 경우, 두 시점 간에 발생하는 비프로그램효과가 효과집단(treatment group)뿐만 아니라 통제그룹에도 동일하게 작동한다는 선택적 가정이 적절해야 한다. 표본기간 동안 청년실업과 비청년실업 모두 악화된 상태이고, 2000년 이후 양 그룹 간 구직행위에 있어서 근본적 변화가 차별적으로 발생하였다고 볼 수 없으므로 본 가정(identification condition)을 수용할 수 있다고 판단된다.

본 연구가 가능하기 위해서는 효과집단(treatment group)과 통제그룹(control group)의 명확한 구분뿐만 아니라 구직행위 및 프로그램 수혜상황, 상세한 개인정보가 필수적이다. 고용보험 데이터베이스 자료를 이용할 경우, 고용안정센터 등에 구직등록한 미취업 청년의 구직행위를 잘 파악해낼 수 있으며, 시간 단위(예: 일)로 이들의 구직활동을 파악할 수 있어야 한다. 기술적으로, 근로계약 기간 1년 이상으로 채용한 경우 지원 이후 채용한 다음 달부터 월 단위로 장려금이 신청되고 있으므로 이들의 행태를 월 단위로 보고한 자료가 필요하다.

나. 임금효과

유사한 방식으로 임금에 미치는 효과 또한 Mincer(1989) 방정식 및 Ashenfelter and Card(1985)의 틀을 이용하여 파악해볼 수 있다. 이 경우 종속변수는 구직 후 새로운 직장에서의 임금수준이 된다. 통상적으로 본 효과를 포착할 만한 자료가 미비하지만, 본 연구에서는 공적 프로그램에 관한 자료에 접근이 가능하여 효과분석이 가능하다.

다. 제도의 비용-편익분석

주어진 자료와 자료 분석결과를 이용하여 지원 금액의 효과성 분석을 실시해 볼 수 있다. 즉, 사업주에게 6개월간 60만 원, 이후 6개월간 30만 원[우선지원대상기업(예: 중소기업)은 60만 원]씩 지원하는 금전적 비용뿐만 아니라 여타 기회비용, 단축된 실업기간의 가치, 임금상승 여부 등을 비교함으로써 프로그램의 효과를 가늠할 수 있다. 따라서 본고에서는 일종의 비용-편익분석을 실시함으로써 최종적으로 효과성 평가를 실시하기로 한다.

3. 표본 및 준실험적 설계

분석 자료의 구축 및 설계를 다음과 같은 방식으로 수행한다. 첫째, 표본 구축 I-1(treatment group)으로서 여기서는 2003년도 15~29세 사이의 청년실업자의 구직행태를 관찰하기 위해 고용보험 데이터베이스로부터 무작위 추출함으로써 자료를 구축한다. 둘째, 표본 구축 I-2(treatment group)로서 2005년도 15~29세 사이의 청년실업자의 구직행태를 관찰하기 위한 자료 수집 작업을 실시하되, 단, 신규고용촉진장려금 수혜자(treatment group)가 일정 숫자(예: 최소 5천명) 이상이 되도록 표본을 설계하였다. 셋째, 표본구축 II(control group II)로서 2003년도와 2005년도의 30세 이상의 중장년실업자의 구직행태를 관찰하기 위한 자료를 구축한다. 위에서와 마찬가지로 정의한 후 이에 맞추어 무작위 추출함으로써 자료를 구축한다.

이처럼 무작위 추출을 통해 자료의 대표성을 확보하는 데 그치지 않고, 이후에도 남아 있을 수 있는 집단 간 특성에 있어서 상이한 점을 명시적으로 고려하기 위해 개별 집단 참여자의 개인특성(demographic characteristics)을 통제변수로 이용한다. 고용보험 데이터베이스의 접근이 재정사업의 개인정보보호 등의 이유로 일반 연구자에게 허용되

어 있지 않아 일련의 연구자-실무진의 회의를 거쳐 추정하려는 목표에 대한 설명과 이해단계를 거쳐 자료를 구축하였다. 몇 가지 표본 구축에서의 제약은 다음과 같다.⁷⁾

첫째, 종속변수의 특성이다. 공식 자료에서는 구직등록 탈출여부(즉, 구직으로 인해 실업의 종료 또는 구직등록을 하지 않음으로써 자료 축적이 종료되는 경우 포함)가 보고된다. 구직등록일수 또는 구직횟수의 감소라는 사건은 사전적으로 볼 때 구직에 따른 실업의 종료 또는 구직등록을 하지 않음으로써 자료 축적이 종료되는 경우로 양분되어 양자의 구분이 100% 명확히 구분되지 않을 수 있다. 이러한 속성상 매 시점 구직 성공 및 실패로 구분되는 동태적 상황을 상정한 기간모형(duration model)으로 접근하는데 한계가 존재하므로 일정한 조건하에서 제도의 효과를 명확히 할 필요가 있다. 따라서 본 연구에서는 구직에 성공함으로써 소득이 확보된 자로 국한하여 분석함으로써 본 사업의 효과를 분석하고자 한다.⁸⁾

둘째, 개인의 인구통계학적 특성(나이, 성별, 교육 정도), 신체적 근로능력(장애여부), 시점별 경제활동상태(실업으로 구직 중, 구직으로 실업종료 등), 구직 후 임금, 신규고용촉진사업 프로그램 참가여부, 기타 프로그램 지원현황(예: 청소년 직장체험 경험 등) 재정지출사업 정보가 완비된 자들로 제한한다. 즉, 다음의 기본 정보를 변수화하는 데 문제가 없는 표본에 국한한다: 연령, 성별 구분 더미, 프로그램 수혜여부 더미, 건강상태 더미, 신체장애 여부 더미, 소득수준(연도별), 구직등록 시작시점, 구직등록 종료시점, 실업 후 임금수준 등이 된다.

셋째, 본 사업의 효과에 국한하여 식별하기 위해 청소년 직장체험 프로그램 참가자는 분석에서 제외하였다.

넷째, 2005년도에 30세를 넘어서는 자로서 신규청년고용촉진사업 수혜를 받은 자는 통제그룹 또는 효과집단 어디에 포함시키기 적절하지 않으므로 표본에서 제외하였다.

<표 1>은 분석에 활용된 변수를 정의한다.

-
- 7) 그룹 간 가급적 연령대를 좁게 설정하여 연령에 따른 그룹 간 차이를 사실상 사라지게 함으로써 사업효과를 보다 정확히 추정할 수 있는 장점이 존재하고 이를 회귀단절모형 접근을 이용하여 추정할 수 있다. 다만, 현실적으로 연령 30세 근방으로 한정하게 됨으로써 표본수가 급격히 줄어들어 통계적 유의성을 확보하기 어려운 점도 있으며, 분석결과가 30세 조건부 효과로 제한되는 점도 있어 본 연구에서는 이중차분의 접근과 동시에 민감도 분석에서 회귀단절모형을 이용한 접근을 부가하기로 한다.
- 8) 고용촉진 프로그램의 도입으로 전자가 장려되고 후자의 경우가 줄어들 것으로 예측되므로, 구직등록일수 또는 횟수의 감소를 고용촉진사업의 효과로 보는 것에도 의의가 있으나, 결과의 해석이 불명확하여 본문에서처럼 조건부 효과를 분석하는 것이 타당하다고 판단된다.

〈표 1〉 변수 정의

변수	변수 정의 내용
age	연령
edu	교육연수(고졸=12)
gender	성별(남성=1)
disable	장애여부(장애=1)
nregi	구직등록 횟수
duration	구직기간: 고용보험 실업등록 후 탈퇴까지 기간
pnew	신규고용촉진사업 해당자더미(수혜자=1)
lninc	로그 소득
DPROG	프로그램이 시행된 2005년을 지칭하는 연도더미(2005년=1)
DYOUNG	청년실업자더미(청년실업자=1)
DID	이중차분(difference-in-differences) 기법에 의해 프로그램효과를 포착하는 더미변수로서 DID=DPROG*DYOUNG으로 구축됨.
Dgroup1	그룹1여부: 2003년도 청년그룹 더미
Dgroup2	그룹2여부: 2005년도 청년그룹 더미
Dgroup3	그룹3여부: 2003년도 중장년그룹 더미
Dgroup4	그룹4여부: 2005년도 중장년그룹 더미

〈표 2〉는 표본의 기초통계량을 제시한다.

〈표 2〉 표본 기초통계량

	mean	sd	min	max
age	28.646	9.265	16.000	60.000
edu	13.580	2.162	0.000	18.000
gender	0.526	0.499	0.000	1.000
disable	0.011	0.106	0.000	1.000
nregi	1.343	0.643	1.000	10.000
duration	103.326	76.813	0.000	448.000
pnew	0.035	0.184	0.000	1.000
lninc	13.835	0.381	1.609	18.015
Dgroup1=1	0.451	0.498	0.000	1.000
Dgroup2=1	0.328	0.470	0.000	1.000
Dgroup3=1	0.163	0.369	0.000	1.000
Dgroup4=1	0.058	0.234	0.000	1.000
N	45,226			

주: (1) gender=성별더미(남성=1); (2) disable=장애여부더미(장애=1); (3) edu=교육연수(고졸=12); (4) age=나이(연수); (5) pnew=신규고용촉진사업 해당자더미(수혜자=1); (6) lninc=로그 소득; (7)DPROG=프로그램이 시행된 2005년 연도더미(2005년=1); (8) DYOUNG=청년실업자더미(청년실업자=1); (9) 이중차분 DID=difference-in-difference 기법에 의한 프로그램효과를 포착하는 더미변수; (10) constant=상수항; (11) N=분석에 사용된 표본수; (12) R2=모형의 결정계수, R-제곱값

〈표 3〉 그룹별 평균: 1=2003청년; 2=2005년청년; 3=2003년장년; 4=2005년장년

	그룹번호	Mean	Std.Err
age	1	24.34975	0.01861
	2	24.72188	0.02108
	3	43.00326	0.111371
	4	43.96879	0.1829
edu	1	14.09942	0.010846
	2	14.03905	0.012667
	3	11.90084	0.035127
	4	11.64694	0.055263
gender	1	0.459785	0.003489
	2	0.470854	0.004098
	3	0.753704	0.005024
	4	0.711839	0.008838
disable	1	0.005784	0.000531
	2	0.004987	0.000578
	3	0.033438	0.002096
	4	0.030072	0.003333
nregi	1	1.428711	0.005047
	2	1.198868	0.00389
	3	1.41294	0.007898
	4	1.293871	0.01125
duration	1	117.5454	0.620828
	2	82.52436	0.44281
	3	109.6349	0.87751
	4	92.72136	1.228943
pnew	1	0	--
	2	0.107285	0.002541
	3	0	--
	4	0	--
inc	1	1062460	3565.523
	2	1127835	4446.539
	3	1115543	14209.45
	4	1079022	9400.008
lninc	1	13.81743	0.002549
	2	13.87795	0.002851
	3	13.80574	0.005534
	4	13.81455	0.007404

주. 각 그룹별로 계산한 조건부 평균치를 보고함; 해당사항이 없는 경우 "--" 로 표시함.

평균적으로 103일 정도의 구직기간을 보인 후 취업에 성공하고 있으며 1.3번 정도의 구직등록 횟수를 보이고 있다. <표 3>에서는 2003년도 청년, 2005년도 청년, 2003년도 장년, 2005년도 장년 네 그룹의(각각 그룹 1, 2, 3, 4) 평균치를 보고하고 있다. 변수 $pnew$ 에서 보듯이, 2005년도 청년그룹인 그룹 2에서만 수혜자가 나타나고 있고, 구직기간에 있어서 2005년도 청년인 그룹 2에서 확연히 줄어든 효과가 나타나고 있으며, 이는 구직등록횟수인 $nregi$ 변수에서도 나타나고 있다. 동시에 임금 면에서도 그룹 2의 효과가 상대적으로 양호하게 나타나고 있어 제도의 효과를 암시하고 있다.

4. 분석모형

다음 세 가지 분석 모형(empirical specifications 1, 2, 3)을 고려하기로 한다.

$$Duration_i = X_i\beta + \gamma_1 DPROG_i + \gamma_2 DYOUNG_i + \gamma_3 DID_i + \epsilon_i \quad (8)$$

$$Nregistration_i = X_i\beta' + \gamma_1' DPROG_i + \gamma_2' DYOUNG_i + \gamma_3' DID_i + \epsilon_i' \quad (9)$$

$$\log(w_i) = X_i\beta'' + \gamma_1'' DPROG_i + \gamma_2'' DYOUNG_i + \gamma_3'' DID_i + \epsilon_i'' \quad (10)$$

여기서 $Duration$ 은 구직(등록)기간(일수), $Nregistration$ 은 등록횟수(추후 $nregi$ 로 축약해서 지칭함), $\log(w)$ 는 구직 후 임금을 나타내고 있으며(추후 \lninc 로 축약해서 지칭함); 설명변수 중에서 X 는 개인의 특성벡터, $DPROG$ =프로그램이 시행된 2005년을 의미하는 연도더미(2005년=1)로서 연도별 노동수요의 차이를 포착하는 변수로 볼 수 있고, $DYOUNG$ =청년실업자더미(청년실업자=1)를 의미하는데 청장년간의 노동수급 면에서의 차이를 통제하는 항으로 볼 수 있으며, 이중차분(difference-in-difference) 기법에 의한 프로그램효과를 포착하는 더미변수로서 두 변수를 곱한 형태로서 $DID=DPROG*DYOUNG$ 의 교차항(interaction term)이고, 관측 불가능한 확률적 요인 ϵ_i 또한 각각의 종속변수에 영향을 주는 요인으로 모형이 설정되어있다. 하첨자 i 는 개인 i 를, 그리고 β , γ 및 프라임이 붙은 모수들은 개별 회귀모형의 계수를 나타내고 있다. 식 (8)과 (10)은 통상적 회귀분석을 이용하고⁹⁾ 식 (9)는 포아송분포를 가정한 최우추정법으로 추정하기로 한다.

아래 <표 4>부터 <표 10>까지는 위에서 제시한 가설들을 여러 가지 요인들을 통제 한 채 추정하고 있는데, 정의는 다음과 같다:

IV. 분석 결과

1. 전체 표본 결과

<표 4>부터 <표 6>까지는 변수의 값에서 이상이 없는 모든 표본을 사용한 결과로서 구직기간 등에서 조건을 부여하지 않고 분석을 실시하고 있다.<표 4>는 구직기간에 대한 효과를, <표 5>는 구직등록횟수에 대한 효과를, <표 6>은 구직 후 임금에 대한 효과를 각각 보여주고 있다.

첫째, <표 4>의 [모형 1]에서는 개인특성을 통제하지 않은 채 순수히 이중차분 DID 효과를 식별하기 위한 기본적 변수만을 이용하여 구직기간의 결정요인을 살펴보았다. 예상대로 관심사인 DID 계수를 통해 살펴본 제도의 효과는 신규고용촉진장려금으로 인해 그렇지 않은 개인들에 비해 18일 이상 통계적으로 유의하게 구직등록기간이 줄어든 것으로 나타났다. 이는 <표 3>의 duration 평균치를 참고해볼 때, 프로그램의 실시 이전 2003년에는 청년근로자들의 구직기간이 장년층에 비해 길었으나 (즉, 118일 대비 110일) 이후 상황이 반전되어 구직기간이 오히려 줄어든 것으로도 지지된다(즉, 83일 대비 93일). [모형 2]에서는 연령변수를 제곱형태까지 포함하여 살펴보고 있으며, [모형 3]은 교육수준을 통제하고 있고, [모형 4]는 성별을 그리고 [모형 5]는 장애여부를 통제

9) 통상적으로 제도의 시작이 있고 동시에 종료점이 명확하게 정의된 경우 기간모형(duration model)을 이용하여 수혜기간의 종료시점(예: 실업보험금의 6개월 지급으로 지원종료)에 접근할수록 어떠한 효과가 발생할지 추정하고 이를 이론에 의거하여 해석하는 방식의 추론을 한다. 그러나 본 청년실업자에 대한 고용촉진장려금은 명확히 종료시점을 정해놓지 않고 요건이 맞으면 재차 고용안정센터 등에 구직등록을 허용하고 취업 시 지원이 이루어지는 형태의 제도로 출범하였다. 또한 구직성공과 실패로 매 시점별 경제상황이 양분되는 것이 아니라 다양한 형태로 구직행위로부터 이탈도 가능함에 따라 기간모형을 적용하는데 어려움이 있었고 대안인 모형을 명확히 정의되지 않음에 따라, 통상적 회귀분석을 일차적으로 이용하였고 부가적으로 이러한 문제를 부분적으로나마 보완하고자 등록횟수변수에다가 포아송분포를 적용하여 분석한다.

〈표 4〉 구직기간효과: 전체표본

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	duration	duration	duration	duration	duration
DPROG	-16.87** (1.708)	-17.30** (1.709)	-17.41** (1.710)	-17.43** (1.710)	-17.33** (1.709)
DYOUNG	7.957** (1.022)	19.00** (1.770)	19.47** (1.787)	19.54** (1.794)	19.74** (1.793)
DID	-18.21** (1.891)	-18.11** (1.891)	-17.99** (1.892)	-17.97** (1.892)	-18.04** (1.891)
age		1.512** (0.325)	1.659** (0.332)	1.699** (0.344)	1.657** (0.344)
age2		-0.0128** (0.00396)	-0.0152** (0.00409)	-0.0157** (0.00420)	-0.0152** (0.00420)
edu			-0.479* (0.193)	-0.473* (0.193)	-0.373+ (0.194)
gender				-0.339 (0.764)	-0.531 (0.764)
disable					23.58** (3.354)
const.	109.6** (0.876)	69.45** (6.746)	73.57** (6.921)	72.86** (7.104)	71.95** (7.101)
N	45265	45265	45226	45226	45226
adj. R-sq	0.042	0.043	0.043	0.043	0.044

주: 괄호 안의 숫자는 표준 오차. + p<0.10 * p<0.05 ** p<0.01; 변수정의를 위해 <표 1> 각주 참조; 구직 기간은 구직등록일수를 의미함.

하였으나, 이러한 추가적 통제에도 불구하고 일정하게 18일 정도 청년그룹에서 유의하게 구직기간이 단축된 것으로 분석된다.

둘째, 모형의 일반적 통제변수들의 추정치를 이용하여 볼 때, 전반적 상식과 부합하는 것으로 나타났다. 장애여부의 경우 24일 정도 구직기간이 긴 것으로 나타나([모형 5]의 disable의 계수 참조), 취약계층의 고용 어려움을 보여준다. [모형 4]에서 보듯이, 성별에 따라 유의한 차이는 보이지 않는다. 교육연수가 높은 개인들 또한 소폭 구직기간이 줄어드는 것으로 보이나 유의성이 높지는 않다 ([모형 3]의 edu의 계수 참조). 연령 또한 통제할 경우, 구직등록기간이 연령에 따라 서서히 상승하다고 59세 근방에서 피크에 이른 후 다시 감소하는 일종의 역 U자 형태로 나타났다(age와 age2의 계수 참조). 이는 청년실업자들이 구직 그 자체에는 어려움이 장년/노령구직자들에 비해 덜하나, 눈높이에 맞는 직장에 이르지 못한다는 통상적인 해석과 부합한다. 전반적으로 자료가 현실을 반영하고 있는 것으로 볼 수 있다.

<표 5> 구직등록횟수효과: 전체 표본

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	nregi	nregi	nregi	nregi	nregi
DPROG	-0.0874** (0.0197)	-0.0903** (0.0198)	-0.0917** (0.0198)	-0.0923** (0.0198)	-0.0916** (0.0198)
DYOUNG	0.0114 (0.0114)	0.0588** (0.0202)	0.0658** (0.0204)	0.0682** (0.0205)	0.0696** (0.0205)
DID	-0.0884** (0.0219)	-0.0861** (0.0219)	-0.0848** (0.0219)	-0.0844** (0.0219)	-0.0848** (0.0219)
age		-0.000236 (0.00372)	0.00176 (0.00379)	0.00310 (0.00393)	0.00279 (0.00393)
age2		0.0000383 (0.0000451)	0.00000596 (0.0000466)	-0.00000812 (0.0000478)	-0.00000468 (0.0000479)
edu			-0.00607** (0.00219)	-0.00588** (0.00220)	-0.00516* (0.00220)
gender				-0.0114 (0.00878)	-0.0128 (0.00879)
disable					0.155** (0.0353)
const.	0.346** (0.00980)	0.281** (0.0774)	0.330** (0.0795)	0.306** (0.0816)	0.300** (0.0816)
N	45265	45265	45226	45226	45226
adj. R-sq					

주: nregi=구직등록횟수를 지칭(number of registration); 괄호 안의 숫자는 표준오차: + p<0.10 * p<0.05 ** p<0.01; 변수정의의 위해 <표 1> 각주 참조; 포아송분포의 특성상, $E[y|x] = e^{x\beta}$ 가 성립하고 제도의 효과를 살펴보기 위해서는 편미분값을 파악해야 하므로, $\partial E[y|x]/\partial x = e^{x\beta}\beta$ 를 이용하여 계산하면 제도의 효과는 -0.11~0.12 정도로 추정되었고, delta method를 이용한 표준오차는 0.029로 분석됨.

셋째, 본 결과를 <표 5>에서는 구직등록횟수(종속변수=nregi)를 기준으로 파악하고 있다. 즉, 수혜를 지속하기 위해서는 3개월 단위로 구직등록을 해야 하는데, 등록횟수는 측정에 있어서 오류(measurement error)가 발생할 가능성이 매우 낮은 변수이므로 이를 이용한 분석을 통해 추정의 정확도가 제고될 수 있다. 분석에 적용한 포아송분포의 특성상, 종속변수의 조건부 평균값에는 $E[y|x] = e^{x\beta}$ 관계가 성립하고 제도의 효과를 살펴보기 위해서는 DID 변수에 대한 편미분값을 파악해야 하므로, $\partial E[y|x]/\partial x = e^{x\beta}\beta$ 를 이용하여 계산하였다. 분석결과 변수의 추가에 그다지 영향을 받지 않고, 약 0.11

〈표 6〉 임금효과: 전체 표본

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		lninc	lninc	lninc	lninc
DPROG	0.00837	0.0142+	0.0192*	0.0281**	0.0271**
	(0.00863)	(0.00843)	(0.00832)	(0.00813)	(0.00811)
DYOUNG	0.0113*	0.102**	0.0619**	0.0264**	0.0245**
	(0.00517)	(0.00873)	(0.00870)	(0.00853)	(0.00851)
DID	0.0521**	0.0361**	0.0340**	0.0269**	0.0275**
	(0.00956)	(0.00933)	(0.00921)	(0.00900)	(0.00898)
age		0.0717**	0.0611**	0.0408**	0.0412**
		(0.00160)	(0.00161)	(0.00163)	(0.00163)
age2		-0.000930**	-0.000760**	-0.000546**	-0.000550**
		(0.0000195)	(0.0000199)	(0.0000200)	(0.0000199)
edu			0.0321**	0.0295**	0.0286**
			(0.000939)	(0.000919)	(0.000919)
gender				0.171**	0.173**
				(0.00363)	(0.00363)
disable					-0.226**
					(0.0159)
const.	13.81**	12.53**	12.27**	12.63**	12.64**
	(0.00443)	(0.0333)	(0.0337)	(0.0338)	(0.0337)
N	45265	45265	45226	45226	45226
adj. R-sq	0.006	0.055	0.079	0.122	0.126

주: lninc=log(income); 괄호안의 숫자는 표준 오차: + p<0.10 * p<0.05 ** p<0.01; 변수정의를 위해 <표 1> 각주 참조

~0.12 정도의 크기만큼 등록 횟수가 줄어들어 확인되었다. 델타방법론(delta method)을 이용하여 표준오차를 구한 결과 약 0.029의 값을 보여 통계적 유의성 또한 매우 높게 (p-값 <0.01) 나타났다. 구직등록의 단위가 3개월이므로 일수로 약 90일에 해당하기 때문에 구직기간에서 분석된 결과의 대략 1/90 정도의 추정치가 기대되고 있는데 실제 이보다는 작은 값으로 분석되었다.¹⁰⁾ 아마도 포아송분포의 특성상 작은 값에 높은 가

10) <표 3>에서 대략 18일 정도의 구직기간 감소가 분석되었으므로 이의 1/90의 크기는 0.2 정도로 예측되는데 실제 횟수의 감소폭은 0.11~0.12 정도로 이보다는 작은 값으로 분석되었다. 실제 구직과정과 제도의 수혜횟수 간에 정확한 일대일 대응이 이루어지지 않는 점도 이유라 보인다.

중치가 부여된 데에 기인하는 분포에 대한 가정이 통상적 회귀분석에서 도입한 가정과 차이가 있는 점이 작용한 것으로 생각되며 또한 횡수분포와 기간분포 간에 구조적 차이 등도 작용한 것으로 보인다.

넷째, 지금까지 논의가 구직기간에 집중되고 있었으나, <표 6>에서는 구직 후 임금 수준에 신규고용사업의 효과가 어떠한가를 추정하고 있다. <표 4>와 <표 5>에서와 유사한 방식으로 결과를 살펴보면, 구직 후 임금이 신규고용촉진사업에 의해 2.7% 정도 (또는 다른 모형에서는 그 이상) 상승하는 것으로 나타나고 있는데, 이는 이론에서 제시한 결과와 부합하는 결과로 판단된다. 즉, 다급하게 본인의 적성과 관계없이 구직행위가 이루어지다가 기업의 채용 가능성이 증가한다는 사실을 인지하는 경우 좀 더 신중한 탐색이 이루어질 수 있고 그 결과 임금수준이 상승할 수 있다. 동시에 기업 또한 노동비용의 감소에 따라 다소간의 임금 양보가 현실적으로 발생할 수 있는데 이러한 견해는 표준적 직업탐색-매칭모형에 의해 뒷받침된다.

다섯째, 전체 모형의 설명력이 높지 않은 경우도 있는데, 이는 그만큼 다양한 요인이 구직행위에 영향을 미치고 있음을 나타낸다. 그러나 여전히 중요한 변수인 프로그램 효과는 높은 유의성을 보이고 있다.

2. 비용-편익분석

이와 같이 실업기간의 단축 및 임금의 상승 결과가 나타나고 있어 긍정적이지만 본 제도의 시행에 따른 비용에 대해서도 살펴보아야 한다. 좀 더 정확히 비용-편익분석의 큰 틀에서 살펴보자면, 사실상 모든 편익을 망라해야 하며 동시에 모든 기회비용이 포함된 구조이어야 의미 있는 분석이 됨은 자명하다.¹¹⁾ 통상적으로 본 사업에 의해 생산적 활동이 전개된 부분을 편익으로 보며, 비용부분은 사업에 소요된 재정 그리고 본 사업의 도입에 의해 희생된 가치들을 포함하는 것이 의미 있으므로 아래에서 개별 시나리오별로 분석해 보기로 한다. 개별 근로자가 취업한 기업의 특성에 따라 지원금이 차별화되지만, 사실상 대부분의 근로자가 중소기업에 취업한다는 가정하에 비용-편익을 파악하기로 한다. 첫째, 총비용은 좁게 정의할 때 전체 청년실업자 중 수혜자 비율인 0.1073을 활용하여 최대 720만 원(즉, 60만 원*12개월)이 지급되는 금전적 비용만을 고

11) 가장 이상적으로는 엄밀한 구조모형 하에서 평가하는 것이 취선이나 본 연구의 틀을 고려하면 비용-편익분석이 현실적으로 가장 엄밀한 방법론이 된다.

〈표 7〉 일인당 비용-편익 분석 (단위: 일인당 1개월 임금)

	비용	편익	순편익
[1] 기본 경우+	$0.1073*(720/112.8)$	$18/30 + 0.027*(1/0.05)$	+0.455
[2] 할인율 = 0.075	$0.1073*(720/112.8)$	$18/30 + 0.027*(1/0.075)$	+0.275
[3] 할인율 = 0.100	$0.1073*(720/112.8)$	$18/30 + 0.027*(1/0.100)$	+0.185
[4] 장년근로자 구축 가설 1++	$0.1073*(720/112.8) +$ $(111.6-107.9)/111.6$	$18/30 + 0.027*(1/0.100)$	+0.152
[5] 장년근로자 구축 가설 2+++	$0.1073*(720/112.8) +$ $(111.6*1.052-107.9)/$ $111.6*1.052$	$18/30 + 0.027*(1/0.100)$	+0.062

주: (i) 모든 경우 일인당*1개월 임금단위로 계산함. (ii) +: 기본 경우 비용은 10.73%의 신규고용장려금 수혜자 비율로 표본 임금 112.8만원의 6.4개월분의 임금에 해당하는 금액(720만원)이 재정으로 투입되었음을 감안하고, 편익으로서 18/30 개월분의 임금창출과 임금지출의 2.7%만큼이 항구적으로 늘어나 유지됨을 가정하였음; (iii) 좀더 높게 추산된 연간 할인율 = 0.075와 할인율 = 0.100에서는 편익이 줄어드나 여전히 순편익이 양이 됨을 보여줌; (iv) [4]장년근로자 구축 가설 1에서는 본 제도로 인해 장년근로자들의 임금이 111.6만원에서 107.3만원으로 임금이 하락하였음을 장년층에 대한 대체효과로 보고 계산함; (v) [5]장년근로자 구축 가설 2에서는 본 제도로 인해 장년근로자들의 임금이 111.6만원에서 107.3만원으로 임금이 하락하였으나 실제로 당시 경제성장률 5%에서 2003-2005년간 $111.6*(1.05)^2$ 으로 상승할 수 있었음을 감안하여 다시 계산한 결과임. 순편익이 감소하나 소폭의 양수인 0.062개월치의 임금 상승분이 나타나므로 순효과가 존재한다고 보는 것이 적절할 것으로 판단됨.

려한다. 즉, $(0.1073)*720만원*표본수가$ 된다. 보다 광의의 기회비용은 추후 논의하기로 한다. 둘째, 총 편익은 18일분의 임금*표본수 + 임금증가분*(1/할인율)*표본수가 된다. 이를 일인당 1개월 임금단위의 비용-편익으로 정규화하여 분석하면 모든 금액 단위를 표본의 평균임금 112.8만 원으로 나누어 정규화하여 표현한다. 이를 종합하면 <표 7>과 같이 정리된다.

기본 경우 [1]에는 일인당 순편익이 0.455개월치 임금만큼 순증가함을 보여준다. 좀더 보수적으로 접근하여 할인율=0.075에서도 0.275개월치 임금의 순증가가 발생하고(표 7의 [2]행 참조), [3]할인율=0.1에서도 그러함을 보여주고 있다(표 7의 [3]행 참조). 이처럼 높은 순편익이 나타남은 통상적 재정사업에서 기대하기 어려운 결과로서 사업의 효과성이 낮지 않을 개연성을 암시하고 있다. 이에 대해서 고려할 사항으로, 표에서 제시한 비용-편익은 청년층에만 혜택과 비용이 국한되고 있음을 가정한 것이다. 물론 간접적으로 장년층으로 고용기회의 축소 또는 노동수요 하락에 따른 임금손실의 형태로 기회비

용이 발생할 수도 있으므로 이 또한 고려하여야 보다 정확한 판단이 될 것이다.

제 [4]행에서는 이러한 기회비용을 동일한 규모의 장년층에 미치는 임금의 손실로 보고 자료의 평균에서 해석해보기로 한다. 즉, 여기서 적용하는 [4]장년근로자 구축 가설 1이란 본 사업이 없었다면 장년층의 임금이 기존의 수준에서 하락하지 않았을 것이라는 점을 감안하여 설정한 시나리오를 의미한다. 이때 순편익이 0.152로 줄어드나 여전히 상당한 크기의 양수를 시현하고 있다. 그 다음 본 장년층에 대한 대체효과를 좀 더 보수적으로 다음과 같이 계산하였다. 즉, [5]장년근로자 구축 가설 2에서는 본 제도로 인해 장년근로자들의 임금이 111.6만 원에서 107.3만 원으로 임금이 하락하였으나 실제로 당시 경제성장률 약 5%에서 2003~2005의 2년간 초기임금 111.6만 원이 $111.6 \times (1.05)^2$ 으로 상승할 수 있었음을 감안하여 다시 계산한 결과이다. 예상대로 순편익이 보다 감소하나 소폭의 양수인 0.062개월치(약 이틀)의 임금상승분이 나타나므로 순효과가 존재한다고 보는 것이 적절할 것으로 판단된다.¹²⁾

3. 민감도 분석 I: 회귀단절모형적 접근

본 절에서는 회귀단절모형의 접근 아이디어를 이용하여 모든 청년층과 장년층 표본을 이용하지 않고 30세 근방의 표본인 28, 29세의 청년층 그리고 30, 31세의 장년층에만 국한하여 분석함으로써 제도의 효과를 보다 정확하게 식별하는 시도를 하고자 한다. 즉, 사실상 거의 유사한 속성을 지닌 개인들이지만 제도의 효과는 전자에만 국한되는 점을 이용한 식별이라 할 수 있다. <표 8>에서 보듯이, 전체 표본을 이용한 결과의 양상을 그대로 시현하고 있으며, 추정치의 크기를 볼 때 열 (1), (2), (3) 모두에서 효과 면에서 보다 강하게 나타나고 있음을 확인할 수 있다. 구직기간도 21.4일이 줄어들고 임금 면에서도 8.3%의 상승을 보일 정도로 큰 규모를 보이고 있다. 아마도 본 추정치가 그룹 간 연령 차이 및 관측 불가능한 선호 차이 등에 따라 발생하는 요인들을 보다 잘 통제하기 때문에 나타난 것으로 보는 것이 적절하다고 판단된다.

12) 이외에도 본 비용-편익에 미치는 요인들로서 청년실업자의 생산활동참가에 따라 포기된 여가의 가치(즉, 유보임금) 등이 논의될 수 있으나 본 모형에서 살펴보는 탐색-매칭모형의 맥락에서 보자면 구직활동에도 근로에 상응하는 시간 및 금전적 비용이 투입되므로 이를 중복적으로 비용으로 처리하지 않았다. 익명의 심사자께서 지적하였듯이, 구직기간을 여가에 가까운 시간으로 볼수록 기회비용으로서 여가의 가치를 포함시키는 것이 적절하다.

〈표 8〉 민감도 분석 1: 회귀단절모형 접근 결과

	(1)	(2)	(3)
	duration	nregi	lninc
gender	0.691 (1.992)	0.0136 (0.0238)	0.180** (0.00986)
disable	19.12* (9.235)	0.0609 (0.104)	-0.365** (0.0457)
edu	-0.574 (0.525)	-0.0153* (0.00622)	0.0388** (0.00260)
age	-48.03 (68.38)	-0.371 (0.807)	0.218 (0.339)
age2	0.729 (1.184)	0.00597 (0.0140)	-0.00342 (0.00586)
DPROG	-14.13** (5.252)	-0.0710 (0.0630)	0.00357 (0.0260)
DYOUNG	5.051 (5.504)	0.00520 (0.0647)	-0.00633 (0.0272)
DID	-21.38** (5.621)	-0.0984 (0.0675)	0.0829** (0.0278)
const.	897.7 (984.6)	6.254 (11.62)	9.817* (4.874)
N	6576	6576	6576
adj. R-sq	0.049		0.104

주: 본 분석은 청년층을 28, 29세로 장년층을 30, 31세로 한정하고 분석함으로써 두 집단 간 선호 및 관측 불가능한 시장 상황 차이를 가급적 최대한도로 통제할 결과를 보여줌; 괄호안의 숫자는 표준 오차: + p<0.10 * p<0.05 ** p<0.01; 변수정의를 위해 <표 1> 각주 참조.

4. 민감도 분석 II: 단기구직자 표본을 이용한 분석결과

지금까지의 주요결과는 실업기간과 무관하게 모든 표본을 사용하여 얻은 결과이다. 그러나 본 신규고용촉진사업이 실업기간이 3개월 이상인 구직 청년실업자에 대한 지원이므로 실업기간이 3개월 미만인 자들에 대한 효과는 노동수요상 대체관계가 발생할 수도 있어 구직기간이 길어지거나 전체 표본을 이용한 결과에 비해 적어도 상대적으로 미미한 효과가 나타날 수밖에 없을 것이다. 또한 본 제도의 접근 가능성으로 인해 3개

<표 9> 민감도 분석 2: 단기구직자 표본 결과

	(1)	(2)	(3)
	duration	nregi	lninc
gender	-0.0455 (0.421)	-0.000827 (0.0130)	0.169** (0.00474)
disable	5.710** (2.028)	0.0353 (0.0615)	-0.215** (0.0229)
edu	0.206+ (0.107)	-0.000595 (0.00330)	0.0295** (0.00121)
age	1.561** (0.190)	-0.00408 (0.00585)	0.0446** (0.00214)
age2	-0.0183** (0.00233)	0.0000468 (0.0000716)	-0.000587** (0.0000262)
DPROG	-6.856** (0.930)	-0.000971 (0.0287)	0.0199+ (0.0105)
DYOUNG	0.746 (0.976)	0.00754 (0.0301)	0.0286** (0.0110)
DID	3.958** (1.031)	-0.0245 (0.0318)	0.0282* (0.0116)
const.	30.93** (3.914)	0.120 (0.120)	12.57** (0.0441)
N	26830	26830	26830
adj. R-sq	0.008		0.123

주: 괄호안의 숫자는 표준 오차: + p<0.10 * p<0.05 ** p<0.01; 변수정의를 위해 <표 1> 각주 참조.

월 미만 구직자의 도덕적 해이가 발생하여 구직기간이 늘어날 수도 있다 (예: 소위 ‘Ashenfelter dip’). 이러한 효과가 따라서 본 효과가 자료를 통해 입증된다면, 본 연구의 실험적 구조에 대한 연구 내부적 검증(즉, internal consistency)이 될 수 있다고 생각된다. <표 9>에서는 구직등록일수로 90일 이하의 단기구직자들만을 사용한 결과를 보고하고 있다.

첫째, <표 9>의 [모형 1]에서는 전반적 효과가 예상대로 미미한 규모로 나타나고 있다. 4일 정도 구직기간을 오히려 늘리는 점을 보여주고 있어 Ashenfelter dip의 설명이 적용될 수 있다. 구직등록횟수 면에서 그다지 유의한 결과를 보이지 않고 있으나, 적어도 크기에 있어서 훨씬 작은 효과를 보여주고 있다. 반면, 임금에서는 소폭 상승을 전과 마찬가지로 보여주고 있어 예상과 다소 다른 양상이라 생각된다. 둘째, 여타 개인변수들에서도 유사한 양상을 가지고 보다 줄어든 추정계수를 보여주고 있다. 전반적으로 구직기간 면에서 전체 표본을 사용한 결과보다 작게 효과가 분석되고 있다.

5. 민감도 분석 III: 장기구직자 표본을 이용한 분석결과

지금까지의 주요결과는 실업기간과 무관하게 모든 표본 및 실업기간이 3개월 미만인 청년실업자들에 대하여 얻은 결과이다. 그러나 본 신규고용촉진사업이 실업기간이 3개월 이상인 구직 청년실업자에 대한 지원이므로 3개월 이상의 실업기간을 시현하고 있는 그룹에 대해 효과를 나누어 추정해보는 것이 보다 적절할 수 있다. <표 10>에서는 구직등록일수로 볼 때 90일 이상의 “장기구직자”들만을 사용한 결과이다.

첫째, <표 1>의 [모형 1]에서는 전반적 효과가 예상대로 단기구직자들에 비해 큰 규모로 나타나고 있다. 11일 정도 구직기간을 단축시키는 점을 보여주고 있다. 구직등록 횟수 그리고 임금 상승 면에서 그다지 유의한 결과를 보이지 않고 있으나, 이는 표본의 수가 줄어들어 따른 표준오차의 증가와도 관련이 있으므로 자세한 해석에 관해 논의하지 않기로 한다. 둘째, 여타 개인변수들에서도 유사한 양상을 가지고 단기구직자 표본에 비해 보다 큰 추정계수를 보여주고 있다.

<표 10> 민감도 분석 3: 장기구직자 표본 결과

	(1)	(2)	(3)
	duration	nregi	lninc
gender	-0.940 (1.253)	-0.0212+ (0.0120)	0.179** (0.00562)
disable	14.50** (4.931)	0.0983* (0.0435)	-0.229** (0.0221)
edu	-1.220** (0.316)	-0.00834** (0.00296)	0.0272** (0.00141)
age	1.510** (0.559)	0.00754 (0.00532)	0.0363** (0.00251)
age2	-0.0163* (0.00684)	-0.0000764 (0.0000646)	-0.000494** (0.0000307)
DPROG	-36.00** (2.851)	-0.179** (0.0273)	0.0394** (0.0128)
DYOUNG	6.628* (3.018)	-0.0409 (0.0283)	0.0294* (0.0135)
DID	-11.47** (3.166)	0.0155 (0.0305)	0.0182 (0.0142)
const.	162.7** (11.63)	0.642** (0.111)	12.73** (0.0522)
N	18396	18396	18396
adj. R-sq	0.071		0.129

주: 괄호안의 숫자는 표준 오차: + p<0.10, * p<0.05, ** p<0.01; 변수정의를 위해 <표 1> 각주 참조.

6. 기타 논의

본 연구에서의 분석 결과가 탐색-매칭이론의 틀 내에서 설명됨을 확인하였고, 또한 여러 가지 민감도 분석을 통해서 재확인되고 있음을 보았다. 그럼에도 남아 있는 몇 가지 논의할 사항에 대해 적기로 한다.

첫째, 이상의 결과로부터 신규고용촉진사업의 효과가 18일 정도의 구직등록기간 단축 및 3% 정도의 구직 후 임금상승으로 요약되지만, 2005년 현재 여러 가지 청년실업자들을 위한 지원프로그램들이 시행되고 있는 현실을 고려하면 본 효과를 신규청년고용촉진사업으로만 한정하여 해석하는 데 다소간의 주의를 요한다. 본 연구에서는 여타 사업 수혜자를 제외함으로써 이러한 문제를 최소화하려 하였으나, 여타 사업들이 초래한 시장상황의 변화에 대한 효과는 완전히 통제하기 어렵다.

둘째, 본 연구에서는 청년근로자와 중장년근로자 간의 대체성이 자료에 영향을 미쳤음을 부분적으로 감안하고 비용-편익분석을 실시하였으나, 이를 명시적으로 모형을 통해 고려한 것은 아니다. 이론적으로 두 노동력 간 생산에서의 대체성(substitutes in production)이 존재하지만, 동시에 기업의 노동비용 자체를 줄여주는 규모효과(scale effects)도 존재하므로 대체효과와 규모효과를 합한 순효과에 대해 이론적으로 확정적이지 않다면 실증분석을 통해 효과를 한정할 수 있다. 국내 연구로서 김대일(2009)의 연구에 따르면 양 그룹 간 대체탄력성이 매우 낮은 것으로 나타나고 있어 본 제도의 고용촉진에 관한 의의 자체를 부정하기는 어려울 것 같다. 그 외 외국 연구로서 Hamermesh(1982)의 연구를 통해 살펴보자면, 최저임금의 수준을 청소년(teenagers) 근로자에게 중장년 근로자보다 15% 낮게 허락하는 'youth subminimum 제도'를 시행한 결과, 100명의 청소년 근로자가 추가적으로 고용될 경우 11~33명의 중장년 근로자가 고용 기회를 잃게 된다고 보고하고 있다. 본 신규청년고용촉진사업의 경우 최저임금에 직면한 근로자만을 대상으로 하지 않아 중장년근로자들과의 대체성이 보다 약화될 것이라는 예상을 할 수 있어, 대체효과가 있다고 하더라도 그리 클 것 같지는 않으나, 단기간의 고용계약을 원하는 기업의 경우에는 단기적 혜택을 누리기에 본 제도가 유리한 측면이 있어서 대체효과가 크게 나타날 수도 있다고 본다. 이러한 모든 가능성을 고려하여 본 연구에서는 임금증가의 줄어듦을 중심으로 <표 7>의 제 [4], [5]행을 중심으로 대체성에 따른 비용을 반영한 것이다.

V. 요약 및 결론

본 연구에서는 신규고용촉진사업에 대해 한국고용정보원에서 제공하는 미시자료를 이용하여 준실험적 방법론을 적용, 다음과 같은 결과를 얻었다. 분석 결과는 통계적 유의성에 의하여 지지되고 있으며 경제이론과 부합하는 결과로 판단된다.

첫째, 신규고용촉진사업에 의해 청년구직/실업자들의 구직기간이 통제그룹인 중장년 실업자들에 비해 18일 정도 그리고 상응하는 등록신청횟수가 모두 단축된 것으로 추정되었다. 둘째, 본 효과를 3개월을 기준으로 나누어 볼 경우, 실업기간 3개월 미만자보다는 3개월 이상의 청년실업자들에서 구직기간 단축효과가 높게 나타났다. 이로부터 본 제도의 효과가 주로 장기구직 중인 청년실업자들에게 구직기간 단축효과가 집중되고 있음을 알 수 있다. 셋째, 실업 후 임금의 상승이 통제집단인 중장년실업자들에 비해 3% 정도 임금상승이 있었던 것으로 분석된다. 넷째, 몇 가지 시나리오 하에서 비용-편익분석을 실시한 결과 상당한 효과성을 확인할 수 있었다. 이상의 결과들은 대부분 탐색-매칭모형의 함의와 부합하는 결과라 생각된다.

끝으로 본 연구의 결과 해석 시 주의할 점을 상기하면서 글을 맺고자 한다. 즉, 신규고용촉진사업의 효과가 전반적으로 청년층 고용환경을 개선함으로써 18일 정도의 구직등록기간 단축 및 3% 정도의 구직 후 임금상승으로 요약되지만, 동시에 이 당시 청소년직장체험 프로그램 등 청년실업자들을 위한 지원 프로그램들이 시행됨에 따른 노동시장 환경변화가 있었음을 고려하면 본 효과를 신규청년고용촉진사업으로만 한정하는데 주의를 요할 수 있다.

참고문헌

- 김대일. 「청장년근로자 대체성 추정」. 미출간 원고, 2009.
- 김학수. 『서비스 산업의 성장 및 일자리 창출을 위한 조세정책 방향』. 세종: 한국조세재정연구원, 2014.
- 남재량. 「청년실업의 동태적 특성과 정책 시사점」. 『노동리뷰』 통권 16호 (2006. 4): 22-33.
- 남재량. 『청년층 노동시장 진입 및 정착방안 연구』. 서울: 한국노동연구원, 2011.
- 노대명 외. 『한국 근로빈곤층의 소득·고용실태 연구』. 서울: 한국보건사회연구원, 2005.
- 윤희숙. 「일자리사업 심층평가의 시사점」. 『KDI Focus』 통권 73호 (2016. 9): 1-7
- 우석진·전병힐. 「종합부동산세가 전세가격에 미치는 효과 : 준자연적 실험으로부터의 증거」. 『재정학연구』 2권 2호 (2009, 6): 87-119.
- 최옥금. 「근로빈곤층의 ‘괜찮은 일자리(Decent Job)’ 이동에 관한 연구: 임금일자리를 중심으로」. 『노동정책연구』 5권 1호 (2005, 3): 1-42.
- Acemoglu, Daron and David H, Autor. “Skills, Tasks and Technologies: Implications for Employment and Earnings.” *Handbook of Labor Economics*. Vol. 4B, Elsevier, 2011.
- Ashenfelter, Orley and David, Card. “Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs.” *Review of Economics and Statistics* 67(4) (November 1985): 648-660.
- Hamermesh, Daniel. “Minimum Wages and the Demand for Labor.” *Economic Inquiry* 20(3) (July 1982): 365-380.
- Heckman, James J. “Program Evaluation.” *Handbook of Labor Economics*. Vol. 3, Elsevier, 1999a.
- Heckman, James J., Robert J. LaLonde and Jeffrey Smith. “The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs.” *Handbook of Labor Economics*. Vol. 3, Elsevier, 1999b.
- LaLonde, Robert J. “Evaluating the Econometric Evaluations of Training Programs with Experimental Data.” *American Economic Review* 76(4) (September

1986): 604-620.

- LaLonde, Robert J. "The Promise of Public Sector-sponsored Training Programs." *Journal of Economic Perspectives* 9(2) (Spring 1995): 149-168.
- Lancaster, Tony. *The Econometric Analysis of Transition Data*. Cambridge University Press, 1990.
- Lee, C. I. "The Impact of Taxing Unemployment Insurance Benefits on Unemployment Duration and Post-Unemployment Earnings." *International Tax and Public Finance* 7(4) (August 2000) : 521-546.
- Meyer, Bruce D. "Unemployment Insurance and Unemployment Spells." *Econometrica* 58(4) (July 1990): 757-782.
- Mincer, Jacob. "Job Training: Costs, Returns, and Wage Profiles." Working Paper No. 3208, Cambridge, Mass.: NBER, 1989.
- Nam, J. R. and C. I. Lee. "Youth Unemployment over the Business Cycle : An Analysis of Job-finding and Job-separation Hazards." *Journal of Econometrics and Theory* 23(4) (December 2012): 312-338.
- Pissarides, C. A. *Equilibrium Unemployment Theor.* The MIT University Press, 2000.
- Topel, Robert H. "On Layoffs and Unemployment Insurance." *American Economic Review* 73(4) (September 1983): 541-559.
- Welch, Finis. "What Have We Learned from Empirical Studies of Unemployment Insurance?" *Industrial and Labor Relations Review* 30(4) (July 1977): 451-461.
- Woodbury, Stephen A, and Spiegelman, Robert G. "Bonuses to Workers and Employers to Reduce Unemployment: Randomized Trials in Illinois." *American Economic Review* 77(4) (September 1987): 513-530.

abstract

Effects of Youth Unemployment Bonus

Chul-In Lee

This study examines the effects of the “youth unemployment bonus” program implemented in 2004. We view this program through the lens of search-matching models and apply a quasi-experimental approach to an administrative unemployment insurance database of Korea. This episode is particularly useful because the program aims at long-term unemployed youths and the size of public assistance is large enough to subsidize employers for a year with a monthly subsidy of about \$600. The main effects are found to be as follows: (i) the search period gets shortened by 18 days, (ii) the subsequent wage has increased by about three percents, and (iii) a conservative benefit-cost analysis reveals the validity of this program. We interpret these results in the context of general equilibrium models.

Keywords: employment, public assistance, program evaluation