

勞 動 經 濟 論 集  
第 43 卷 第 1 號, 2020.3. pp.1~34  
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

## 내일배움카드제 훈련이 취업성과에 미치는 영향\*

김 용 성\*\*

급속하게 변화하는 경제환경에 개개인이 얼마만큼 유연하게 적응하는가는 매우 중요하며, 그 핵심적인 수단은 교육과 훈련이다. 따라서 직업 교육·훈련이 그 목적을 충분히 달성하고 있는지를 엄밀하게 측정하는 것은 매우 중요하다. 직업 교육·훈련이 실업자의 취업확률을 높이는지 여부, 즉 훈련의 효과를 엄밀하게 측정하기 위해서는 훈련 변수가 가지는 내생성을 통제해야 한다. 본 연구는 내생성 문제에 관한 기존 연구의 접근방법을 비판적으로 검토한 후, 다양한 계량모형을 적용하여 훈련이 취업에 미치는 효과를 살펴보았다. 분석 결과, 내일배움카드제의 훈련이 취업에 미치는 긍정적 효과는 확인할 수 없었다. 다만, 부정적인 효과가 유의미할 정도로 크지는 않은 것으로 나타났다. 또한, 훈련의 한계효과는 남성에게 비해 여성에서, 저연령층에 비해 고연령층에서 부진한 모습을 보였으며, 연령에 따른 모습은 남성과 여성 간에 차이가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과에 대해서는 자료의 업데이트와 훈련과정에 대한 상세한 정보를 이용하여 보다 종합적이고 심층적으로 분석될 필요가 있다.

주제어: 직업 교육·훈련, 훈련 변수의 내생성, 훈련의 평균한계효과

논문 접수일: 2020년 1월 15일, 논문 수정일: 2020년 2월 23일 논문 게재확정일: 2020년 2월 25일

\* 본 연구는 김용성·박우람의 『실업지속의 원인분석과 직업훈련의 효과 및 개선방안에 관한 연구』(한국개발연구원, 2015)을 기반으로 작성된 것임을 밝힌다. 논문작성에 유익한 논평을 주신 두 분의 심사위원과 한국기술교육대학교 유경준 교수님, 그리고 자료 분석을 해주신 KDI 박창규 연구원, 교정 및 편집에 수고를 아끼지 않으신 류세희·유영미 선생님의 도움에 깊이 감사드린다.

\*\* 한국개발연구원 선임연구위원(yongkim@kdi.re.kr)

## I. 서론

급속한 기술의 발전은 노동시장의 재편을 가져오고 있다. 한때 유망했던 직종이 사라지고, 예상치 못한 형태의 일자리가 새롭게 등장하는 상황 속에서, 노동시장에서의 성패는 개개인이 얼마만큼 유연하게 변화에 적응하는가에 달려있다. 과거에는 물적자본(physical capital)의 축적이 중요했다면, 앞으로는 인적자본(human capital)의 업그레이드 여부에 따라 경제의 성과가 결정되며, 그 핵심적인 수단은 직업 교육과 훈련이다. 이에 따라 각국은 효과적인 교육과 훈련을 위해 정책적 역량을 집중하고 있다. 유럽연합은 2016년에 ‘Skills Agenda for Europe’을 채택하고 인적역량을 높이기 위한 10가지 안건을 추진 중이다(European Commission, 2019). 싱가포르는 2015년부터 인적역량 제고를 위한 ‘SkillsFuture Movement’를 전개하고 있으며, 25세 이상 모든 국민에게 제공하는 400 SGD의 ‘SkillsFuture Credit’로 다양한 과목과 수준의 교육·훈련을 받을 수 있도록 하고 있다.

우리나라도 2011년 수요자 중심의 직업능력개발체제로서 ‘내일배움카드제’를 도입·실시하였으며, 그 결과 훈련시장(훈련참여자와 훈련제공기관 수 등)이 양적으로 크게 성장하였다. 특히 2020년부터는 그동안 실업자와 재직자로 분리되어 있던 내일배움카드제를 하나로 통합하고, 일정 기준의 자영업자 및 특수형태근로종사자까지 포괄하며, 지원 한도와 기간을 상향 조정한 ‘국민내일배움카드제’를 실시하기에 이르렀다.

기존의 많은 연구가 ‘훈련이 취업에 도움이 되는가?’라는 질문에 대한 답을 시도하였으나, 일치된 결론에 도달하지는 못하고 있다. 직업훈련이 취업에 긍정적인 영향을 미친다는 주장(이병희, 2000; 유경준·이철인, 2008; 이상준, 2012; 강순희 외, 2015)이 있는가 하면, 직업훈련의 취업제고 효과가 부정적이거나 확인되지 않는다는 결과(조준모 외, 2010; 류기락 외, 2014; 김용성·박우람, 2015)도 보고되고 있다. 이와 같이 직업훈련의 효과를 두고 나타나는 엇갈린 견해는 한편으로는 자연스러운 것으로 볼 수 있다. 외국의 연구 결과를 보더라도 훈련대상의 표적(targeting) 방식과 훈련참여자의 자발적 동기, 훈련인원, OJT 반영 정도(on-the-job component), 교·강사의 자질 등 프로그램의 디자인과 속성에 따라 훈련의 효과가 민감하게 반응한다는 점을 지적하고 있다(Martin, 1998).

본 연구가 내일배움카드제 훈련에 관심을 두는 이유는 두 가지이다. 첫째, 내일배움카드제가 2019년에 종료되었지만, 내일배움카드제의 훈련 효과는 그 자체로서 여전히 관심의 대상이다. 그 이유는 내일배움카드제가 2020년부터 우리나라 직업 교육·훈련 체계의 중심이 된 국민내일배움카드제의 기본골격을 이루고 있기 때문이다. 보다 중요한 두 번째 이유는 기존 연구의 분석방법이 적절한지를 비판적으로 검토하고, 훈련의 효과를 좀 더 엄밀하게 측정하기 위한 방법을 모색할 필요가 있기 때문이다. 앞서 언급한 바와 같이, 훈련 효과에 대한 상반된 결과는 프로그램의 이질성에 기인할 수 있다. 하지만 실증 분석 방법상의 문제가 모호한 결과를 초래하였다면, 이 부분은 해소될 필요가 있다.

본 연구에서는 훈련의 취업성과를 살펴보기 위해 2013년 내일배움카드제 훈련에 참여한 실업자와 훈련에 참여하지 않은 실업자의 자료를 이용하였다. 내일배움카드제가 2019년까지 존속하였으므로 최근의 자료를 사용하여 훈련 효과를 살펴보는 것이 바람직하다. 그럼에도 불구하고 굳이 2013년의 자료를 분석에 활용한 이유는 본 연구의 초점인 측정 방법 상의 문제를 뚜렷이 부각시킬 수 있기 때문이다. 즉, 새로운 자료에 상이한 측정방법을 적용하여 훈련 효과가 기존 연구와 다르게 나타났다면, 그 상이한 결과가 자료의 차이에서 비롯되었는지 혹은 방법상의 차이에 기인한 것인지 분별하기 어려워진다. 하지만 기존의 연구에서 사용되었던 자료에 기존 연구에서 사용한 방법과 상이한 방법을 적용했을 때 나타나는 훈련 효과의 차이는 측정방법의 차이로 해석될 수 있다. 본 연구는 동일한 자료를 바탕으로 훈련 변수의 내생성 통제에 있어서의 기존 연구의 한계를 제시하고, 이러한 문제를 완화할 수 있는 방법을 적용했을 때 훈련 효과가 어느 정도 변화하는지를 가늠해 보았으며, 동시에 훈련의 한계효과가 성별·연령별로 어떤 모습을 보이는지 살펴보았다는 점에서 기여하는 바가 있다.

훈련이 취업에 미치는 효과를 분석하는 데 있어서의 어려움 중 하나는 훈련의 내생성으로 인하여 그 효과를 정확히 측정하기 힘들다는 점이다. 훈련의 내생성을 통제하기 위해 도구변수(Instrument Variable: IV)를 활용하기도 하는데, 이론상으로는 IV가 적절하게 선택된다면 내생성 문제를 완벽하게 통제할 수 있다. 하지만 실증분석에서 IV가 제대로 선택되었는지를 입증하는 것은 매우 어려운 일이다. 본 연구는 기존 연구의 IV 추정 결과의 취약성을 지적하고, IV 문제에서 ‘부분적’으로 자유로운 2변량 프로빗 모형을 통해 훈련 효과를 재측정하였다.

본 연구의 결과를 간략히 요약하면 다음과 같다. 다양한 계량모형을 적용하여 살펴본 결과, 훈련의 효과는 부정적이거나 또는 통계적으로 무의미한 것으로 나타나, 내일배움

카드제의 훈련이 취업에 미치는 긍정적 효과는 확인할 수 없었다. 다만, 2변량 프로빗 모형에 따르면 부정적 효과가 그리 크지는 않은 것으로 보인다. 한편, 남성에 비해 여성이, 그리고 연령이 높을수록 훈련이 취업에 미치는 효과가 작은 것으로 나타났다. 평균 한계효과의 경우 연령에 따라 일률적으로 감소하는 남성과는 달리 여성은 50대 초반을 지나면서 반등하는 모습을 보였는데, 이는 사회·제도적 요인과 훈련참여 및 훈련과정 선택의 패턴과 연관이 있을 것으로 추측된다.

논의에 앞서 본 연구가 가지는 한계와 향후 보완점에 대해 언급하고자 한다. 새로 도입된 국민내일배움카드제가 어떤 성과를 가져올 것인지는 중요한 정책적 관심사항이다. 가능한 한 내일배움카드제의 최근 자료를 재분석함으로써 유용한 정책적 시사점을 도출하는 작업이 요구되며, 그 과정에서 본 연구에서 제시한 다양한 측정방법을 적용함으로써 훈련 효과를 다각적으로 살펴볼 필요가 있다. 나아가 단순히 훈련참여, 훈련미참여의 구분이 아니라 훈련선호와 만족도, 훈련의 내용과 수준, 교·강사의 자질 등 많은 차이를 보이는 훈련의 질적 특성에 대한 정보를 수집하고 이를 바탕으로 심층적이고 종합적인 연구가 뒤따라야 할 것으로 보인다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 우리나라 직업훈련의 변천과정과 내일배움카드제에 대해 간략하게 소개하고, 제III장에서는 연구에 사용된 자료와 분석방법 및 결과를 제시하였다. 제IV장에서는 본 연구의 결과를 요약·정리하였다.

## II. 우리나라의 직업훈련제도와 기존 연구 소개

### 1. 우리나라의 직업훈련제도

우리나라 직업훈련의 제도적 기반은 1967년에 제정된 직업훈련법으로 볼 수 있다. 당시 국가는 직업훈련의 목적을 ‘기능인력 양성’에 두고 직접 직업훈련을 제공하거나, 또는 사업주(종업원 300인 이상)에게 직업훈련 의무를 부과하는 형태의 공공훈련체계를 갖추었다.

1980~90년대 시대를 거치면서 나타난 제조업과 서비스산업 간 인력수급의 불일치, 중

소기업의 인력난, 노동시장 취약계층(고령자, 여성)에 대한 관심 고조, 특정 분야에서 점차 다방면의 기술을 요구하는 노동수요의 이동 등의 변화로 직업훈련체제는 고용보험의 도입(1995년)과 함께 직업능력개발체제로 전환하였다. 직업능력개발 체제하에서 훈련부문은 제조업에서 서비스 분야에 이르기까지 전 산업을 포괄하고, 훈련 내용도 기업에 재직 중인 근로자를 대상으로 생산기능직에서 사무·관리직까지 망라함으로써, 직업능력개발 체제하에서 직업훈련 분야 공공성의 강화를 지향하였다.

1990년대 말 외환위기로 대량실업이 발생하면서 기존의 공공훈련체계로는 교육훈련에 대한 수요에 대처하기 힘들다는 인식하에 2000년대 초 정부는 민간훈련기관이 정부로부터 실업자훈련과정을 위탁받아 훈련을 실시하고 정부로부터 훈련비를 지급받는 물량배정방식을 도입하였다. 물량배정방식은 공공부문이 주도하던 훈련공급시스템에 민간의 참여를 유도했다는 점에서 진일보한 점이 있다. 하지만 공급자(민간훈련기관) 중심의 훈련시장이 형성되면서, 훈련 내용이나 과정이 수요(기업이나 훈련생)와 괴리되고, 정부고시 훈련비 기준단가로 인해 훈련품질이 저하되는 문제를 발생시켰다(나영선 외, 2007).

2000년대 중반부터 훈련시장의 패러다임이 공급자에서 수요자 중심으로 전환되었다. 훈련참여자가 자신이 원하는 훈련과 훈련기관을 결정하는 수요자의 선택권을 강화하고, 한편으로 민간훈련기관 간의 경쟁을 통해 훈련의 질을 높임으로써 훈련시장을 활성화하기 위한 제도가 도입되었다. 2008년 일부 지역(대구·광주)을 대상으로 ‘직업능력개발계좌제’를 시범실시하고, 2009년에 전국적인 확대를 거쳐 2011년부터 ‘내일배움카드제’가 전면적으로 실시되었으며, 이후 꾸준히 확대되어 우리나라 직업능력개발체제의 근간을 이루게 되었다(표 1).

내일배움카드제의 구체적인 절차는 다음과 같다. 정부는 훈련이 필요한 사람에게 상담을 거쳐 일정 금액(1인당 200만원. 단, 취업성공패키지 참여자는 1인당 300만원)의 가상계좌(일종의 훈련바우처)를 발급하고, 훈련참여자는 정부가 인정한 훈련제공기관에서 훈련과정을 수강한 후, 그 비용의 일부(일반실업자의 경우 50~80%, 취업성공패키지 II 참여자의 경우 70~90%) 또는 전부(취업성공패키지 I 참여자)를 가상계좌를 통해 지원받게 된다.

내일배움카드제는 훈련참여자의 선택권 존중, 다양한 훈련기회의 제공, 훈련참여 대상자의 확대 등 긍정적인 기능을 수행하였다. <표 2>를 보면 2012~18년 기간 중 매년 18만 명 정도가 계좌를 발급받았으며, 이 중 약 90%가 훈련에 참여하여 높은 참여율을 보이고 있다. 한편, 매년 약 7,000개 내외의 훈련기관이 다양한 과정을 제공한 것으로 나타난다(표 3).

〈표 1〉 내일배움카드제 도입 이후 주요 제도 변화

구분	연도	주요 내용
시범	2008. 9	- '직업능력개발계좌제' 시범실시(대구, 광주)
	2009. 3.	- 구직자 대상, 시범실시 전국으로 확대
도입	2010	- 계좌제 대상을 근로자(기간제, 단시간/일용/파견)로 확대하고 근로자능력개발카드제로 명명함. 계좌발급희망자 급증에 대응해 각 고용센터에 '계좌발급심의회' 설치
전면 적용	2011	- '내일배움카드제'로 명칭을 변경하고 전면 실시. 전직실업자와 신규실업자로 대상 확대, 훈련비의 일부를 훈련생 본인이 부담하도록 함. - 근로자 능력개발카드제를 내일배움카드제로 통합
	2012	- '중소기업 친화직종'을 실업자훈련의 적합직종에 신설
	2013	- NCS 도입, 2014년까지 약 800여 개 직종 개발
	2014	- 훈련상담 강화 - 우수과정 공급 및 훈련생 참여 활성화 - 5개 직업능력개발사업의 교육훈련과정에 대해 '통합심사'제 도입
	2015	- 직업능력심사평가원 설치(4월) - '근로자 직무능력향상지원금'을 내일배움카드(근로자지원)에 통합 - 훈련직종별 훈련비 단가를 NCS 소분류기준으로 개편 적용
	2016	- NCS를 실업자훈련과정 일부에 적용하기 시작함. - '과정평가형 자격'을 도입해 국가기술자격의 일부 종목에 도입
	2017	- 내일배움카드(구직자형)의 '계좌적합훈련과정' 내용 중 훈련기간, 시간표, 교·강사 등 세부 훈련정보를 공개하도록 함.
	2018~2019. 7	- 내일배움카드(근로자지원) 지원대상에 세 집단 추가(① 고용보험 미성립 사업장의 재직근로자, ② 사업기간 1년 이상이면서 최근 1년간 매출과세 표준이 1.5억 원 미만 사업자, ③ 사업기간 1년 이상 계속적·반복적으로 근로를 제공하면서 최근 1년간 사업소득이 1.5억 원 미만인 특수형태근로종사자)

원자료: 최영섭 외(2019), p.22; 남재욱, 「내일배움카드제와 민간훈련시장」, 2019년 직업능력정책포럼 발제자료, 2019, p.6에서 재인용.

〈표 2〉 내일배움카드제의 발급인원, 참여인원 및 미참여인원

(단위: 명)

	카드(계좌) 발급인원	훈련참여인원	훈련미참여인원
2012. 1. 1 ~ 2012. 12. 31	189,419	171,804 (90.7%)	17,615 (9.3%)
2013. 1. 1 ~ 2013. 12. 31	214,973	200,949 (93.5%)	14,204 (6.5%)
2014. 1. 1 ~ 2014. 12. 31	149,533	140,439 (93.9%)	9,094 (6.1%)
2015. 1. 1 ~ 2015. 12. 31	162,928	141,062 (86.6%)	21,866 (13.4%)
2016. 1. 1 ~ 2016. 12. 31	177,698	155,952 (87.8%)	21,746 (12.2%)
2017. 1. 1 ~ 2017. 12. 31	183,492	167,868 (91.5%)	15,624 (8.5%)
2018. 1. 1 ~ 2018. 12. 31	173,298	160,212 (92.4%)	13,086 (7.6%)

주: 2018. 12. 31. 기준임.  
 자료: 고용노동부, 『직업능력개발사업현황』, 2019.

〈표 3〉 직업능력개발훈련 참여기관 현황(2012~18년)

(단위: 개소)

	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
공공훈련기관	81	82	82	82	85	85	85
민간훈련기관	6,390	7,731	8,222	7,730	6,800	7,588	7,228
총계	6,471	7,813	8,304	7,812	6,885	7,673	7,313

자료: 고용노동부, 『직업능력개발사업현황』, 2019.

내일배움카드제의 긍정적 측면과 함께 개선이 필요한 사항도 꾸준히 제기되었다. 취업률과 괴리된 일부 훈련과정의 편중 현상, 자부담 미부과(재직자)로 인한 훈련쇼핑의 문제, 훈련 사각지대(특수형태근로종사자, 자영자) 등의 문제가 지적되었고, 정부는 취업률과 연계한 지원비율과 자부담 차등화(2014년), 일정 기준에 따른 자영업자, 특수형태근로종사자 대상 추가(2018~19년) 등의 대책을 마련해 왔다.

2019년 4월에는 국민내일배움카드제 도입과 추진을 결정하고, 2020년 1월 시행을 위해 정부는 8,788억 원(2020년 예산안 기준)을 배정하였다. 국민내일배움카드제 시행계획

안의 주요 골자는 사각지대의 축소(일정 기준 이하의 특수형태근로종사자, 자영업자 포함), 카드 유효기간 연장(1~3년 → 5년) 및 지원금액 상향(200만~300만 원 → 300만~500만 원), 재직자와 실업자 간 자부담 형평성 제고, 양질의 훈련과정 확보(부실기관 퇴출과 맞춤형 훈련 확대) 등을 담고 있다(대통령직속 일자리위원회, 2019).

## 2. 국내외 직업훈련 효과에 관한 연구

직업훈련이 노동시장에 미치는 성과(취업확률 및 임금)에 대해서는 외국을 중심으로 다양한 연구가 존재한다. 본고에서는 직업훈련이 취업에 미치는 영향을 분석한 비교적 최근의 연구를 중심으로 소개하고자 한다.

외국의 경우 다양한 기법을 통해 직업훈련의 효과를 살펴보는 연구가 활발히 진행되었다. 우선 국가 간 비교(cross-country comparison)를 통해 직업훈련의 효과를 살펴본 연구로는 Martin(1998)이 있다. 해당 연구는 16개 OECD 회원국을 대상으로 적극적 노동시장 정책의 경제적 함의를 살펴본 결과, 직업훈련은 대체로 긍정적인 효과를 가지는 것으로 나타났으며, 특히 여성을 대상으로 하거나 소규모의 표적 효율성(target-efficiency)이 높은 직업훈련사업의 경우 취업률의 상승효과가 크다는 사실을 밝히고 있다.

다수의 직업훈련사업을 분석한 연구로부터 그 효과를 파악하는 메타분석(meta-analysis)은 대체로 직업훈련의 긍정적인 효과를 보고하고 있다(Betcherman *et al.*, 2004; Kluve, 2010; Card *et al.*, 2010). 연구 결과를 종합하면 직업훈련은 프로그램의 설계와 운영에 따라 효과의 크기가 결정되며, 단기보다는 중장기적으로 효과가 있는 것으로 밝혀졌다.<sup>1)</sup>

사업평가(program evaluation) 기법을 적용하여 직업훈련 효과를 분석한 연구의 결과는 다소 엇갈리고 있다. 성향점수매칭(Propensity Score Matching: PSM)을 이용해 프랑스의 재취업 훈련프로그램(Conventions de conversion)을 분석한 연구(Cavaco *et al.*, 2013)와 루마니아의 사례를 살펴본 연구(Rodriguez-Planas and Jacob, 2010)에 따르면 직업훈련 미참여자에 비해 직업훈련 참여자의 취업확률이 높은 것으로 나타났다. 이와 유사한 방법을 통해 분석하였으나 직업훈련의 효과가 일의적이지 않으며, 일부 분야에서는 훈련

1) Betcherman *et al.*(2004)은 세계은행이 평가한 162개 훈련사업, Kluve(2010)는 19개국 137개 프로그램, Card *et al.*(2010)은 1995~2007년에 실시된 199개 프로그램에 대한 97개 연구 결과를 바탕으로 메타분석을 실시하였다.



효과가 확인되지 않았다는 연구 결과도 있다(Nivorozhkin and Nivorozhkin, 2007). 반면, 무작위실험(Random Experiment)을 통한 분석에 따르면 직업훈련이 취업에 미치는 긍정적인 영향을 확인할 수 없었다는 연구 결과(Hirshleifer *et al.*, 2016)와, 오히려 실업상태에 머물게 하는 기간을 늘림으로써 취업에 부정적이라는 연구 결과도 있다(Rosholm and Skipper, 2009).

직업훈련의 효과에 대한 다수의 국내 연구도 있다.<sup>2)</sup> 비교적 최근의 연구를 중심으로 살펴보면 외환위기 이후 실업자재취직훈련의 효과에 관한 분석(이병희, 2000)과 전직실업자훈련의 효과를 살펴본 연구(유경준·이철인, 2008), 직업훈련 이수자의 취업성과에 대한 연구(강순희 외, 2015)가 있다. 이들 연구에서는 공통적으로 직업훈련이 취업 또는 재취업 확률을 유의미하게 높이는 것으로 나타났으며, 구직기간을 단축시키는 효과를 확인하고 있다. 특히 취업 취약계층을 대상으로 할 때 그 효과가 큰 것으로 보고되었다.

한편, 직업능력개발계좌제(이하 계좌제) 혹은 내일배움카드제에 대한 연구는 상대적으로 많지 않다. 아마도 두 제도가 비교적 최근에 도입되면서 자료의 제약으로 인해 심도 깊은 실증분석을 수행하기 어려웠기 때문으로 보인다. 제도가 시행된 후 짧은 기간을 대상으로 사업을 평가한 보고서로는 조준모 외(2010)와 류기락 외(2014)가 있는데, 두 연구는 훈련참여자와 미참여자의 비교를 통해 계좌제 또는 내일배움카드제의 취업효과를 살펴보았다. 두 보고서 모두 훈련의 취업성과에 대해 회의적인 결론을 내리고 있다. 특히 조준모 외(2010)는 계좌제 훈련참여자의 취업성과가 훈련미참여 단순 구직자에 비해 오히려 낮다는 점을 지적하고 있다. 한편, 두 보고서 모두 공통적으로 여성보다는 남성의 취업률이 높으며, 연령이 증가할수록 취업률이 하락하는 현상을 보고하고 있다.<sup>3)</sup>

이상준(2012)은 2008~10년 기간에 실업자훈련과 계좌제 훈련이 공존했다는 사실에 착안하여, 두 훈련프로그램의 수료자를 대상으로 훈련 효과를 살펴보았다. 구체적으로 최근접매칭(Nearest Neighbor Matching) 방법을 통해 비교 분석한 결과, 실업탈출에 있어서는 계좌제 훈련이 실업자훈련에 비해 높은 효과(약 40%)가 있음을 밝히고 있다. 또한, 남성의 실업탈출률이 여성에 비해 평균 약 12% 정도 높은 것으로 나타났다. 다만, 계좌

2) 직업훈련의 효과에 대한 국내의 기존 연구를 종합하여 정리한 강순희 외(2015)를 참조하기 바란다.

3) 조준모 외(2010)는 취업률의 정의에 따라 차이는 있으나, 대체로 남성이 여성에 비해 취업률이 약 5~8% 높게 나타났으며, 20세 미만을 제외하면 연령층이 높을수록 취업률이 낮아졌음을 보이고 있다. 한편, 류기락(2014)에서도 남성이 여성에 비해 취업률이 1.5배 높으며, 50대의 취업률이 30대의 67% 정도로 나타나 유사한 결과를 보고하고 있다.

제 훈련 이수자와 훈련미참여자가 아닌 서로 다른 두 훈련의 효과를 분석하였다는 점에서 엄밀한 의미에서 훈련 효과를 분석한 것으로 보기 힘든 측면이 있다.

나현미 외(2013)는 2010년 계좌제 훈련 수강생 중 전화조사 설문에 응답한 개인을 대상으로 어떤 요인이 취업성과에 영향을 미치는지를 살펴보았다. 분석 결과를 보면, 계좌제 훈련에 참여한 사람 중 연령대가 낮을수록, 여성보다는 남성이, 훈련과정에 대한 만족도가 높을수록 취업성과가 좋은 것으로 나타났다.<sup>4)</sup>

비교적 최근의 연구로서 김용성·박우람(2015)이 있다. 해당 연구는 내일배움카드제가 본격적으로 시행된 2013년의 표본을 대상으로 훈련참여의 내생성을 통제된 상태에서 훈련의 취업성과를 살펴보았다. 훈련에 참여한 집단과 훈련에 참여하지 않은 집단의 취업 확률 차이를 비교한 결과, 양자의 차이가 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 분석되었다.

### III. 분석방법과 결과

#### 1. 분석자료

직업훈련의 효과를 분석하기 위해서는 개인의 취업 여부, 직업훈련 참여 여부를 비롯하여 취업에 영향을 미치는 다양한 변수에 대한 정보가 필요하다.<sup>5)</sup> 분석에서 사용된 자료의 구성은 다음과 같다. 첫째, 실업자 정보를 파악하기 위해서 2013년 워크넷(Work-Net)의 구직신청자 자료를 사용하였다. 워크넷은 구인·구직 서비스지원을 위한 행정자료로서 구직신청자의 학력, 나이, 성별, 지역, 취약계층 여부, 취업 희망직종 등 다양한 변수를 포함하고 있다. 둘째, 개인의 직업훈련 참여 여부는 HRD-Net을 통해 확인이 가능하다. HRD-Net에는 훈련참여 여부 외에 훈련과정명, 훈련비용(정부지원금 및 자부담), 훈련 이수 여부, 훈련 날짜 등의 정보가 수록되어 있다. 셋째, 취업 여부 판별을 위해 고용보험 데이터상에 자격취득 일자가 있는 경우 취업한 것으로, 그렇지 않은 경우

4) 나현미 외(2013)는 여성 대비 남성의 취업확률 승산(odds ratio)이 1.592배로 나타나 훈련이 여성보다는 남성에게 도움이 되었음을 밝히고 있다.

5) 상세한 데이터의 내용과 분석자료의 구체적인 구축방법에 대해서는 김용성·박우람(2015)을 참조하기 바란다.

〈표 4〉 기초통계량(전체)

변수	전체 표본				
	평균	표준편차	최솟값	최댓값	
취업 여부(취업=1)	0.319	0.466	0	1	
훈련참여 여부(훈련=1)	0.109	0.312	0	1	
고용센터 유무(있음=1)	0.775	0.418	0	1	
연령	38.694	12.650	15	64	
성별(남자=1)	0.436	0.496	0	1	
학력	무학	0.011	0.105	0	1
	초졸	0.043	0.204	0	1
	중졸	0.070	0.255	0	1
	고졸	0.366	0.482	0	1
	초대졸	0.209	0.407	0	1
	대학졸	0.279	0.449	0	1
	대학원졸	0.021	0.144	0	1
경력 여부(있음=1)	0.479	0.500	0	1	
여성가장 여부(여성가장=1)	0.013	0.112	0	1	
결혼이민자 여부(결혼이민자=1)	0.006	0.075	0	1	
도시지역 여부 (도시지역=1)	0.011	0.106	0	1	
출소예정자 여부 (출소예정=1)	0.002	0.047	0	1	
군 전역간부 여부 (전역간부=1)	0.008	0.091	0	1	
해외취업 희망 여부 (해외취업 희망=1)	0.034	0.182	0	1	
관측치	2,768,711				

주: 전체 2,904,022개 중 15세 미만(55개)과 65세 이상(135,255개)은 제외.  
 자료: 워크넷, HRD-Net, 고용보험 DB 결합.

미취업으로 간주하였다. 최종적으로 워크넷과 HRD-Net, 고용보험 데이터를 구직회원번호와 구직인증일자, 고용보험 취득일자를 활용하여 결합함으로써, 취업 여부, 훈련참여 여부와 다양한 변수를 구직신청 건수별로 정리하였다.<sup>6)</sup>

분석에 앞서 자료가 가지는 성질과 한계에 유념할 필요가 있다. 우선 고용센터에 구직 등록을 하지 않은 실업자는 본 자료에서 고려하고 있지 않다. 그 이유는 구직 미등록자의 경우 워크넷에 나타나지 않기 때문이다. 둘째, 구직자 중 HRD-Net에 훈련정보가 없는 경우 원칙적으로 훈련미참여자로 간주하였으나, 실제 훈련에 참여하였을 가능성을 배제할 수 없다. 가령 계좌제 밖에서 정부의 비용지원 없이 훈련을 받을 수 있기 때문이다. 셋째, 고용보험 자격취득 정보가 없는 경우 원칙적으로 미취업으로 분류되나, 실제 고용보험 미가입 사업장에 취업했을 가능성도 있다. 현재 고용보험자료 이외에는 취업상태를 파악할 수 있는 행정자료가 없다는 점에서 고용보험 자격을 통한 취업 여부 판단은 불가피한 것으로 보인다.

<표 4>는 분석에 사용된 변수의 기초통계량을 보여주고 있다. 전체 구직건수(N=2,768,711) 중 약 31.9%가 취업으로 이어졌으며, 이 중 직업훈련에 참여한 경우는 약 10.9% 정도이다. 구직신청 시 표기된 우편번호를 기준으로 보면, 약 77.5%가 지역 내에 고용센터가 존재하는 것으로 나타났으며, 구직신청자의 평균 연령은 약 38.7세이다.

전체 표본의 약 43.6%가 남성이며, 나머지는 여성으로 구성되어 있다. 표본의 약 47.9%가 경력이 있으며, 학력은 고졸이 약 36.6%로 가장 많고, 4년제 대학졸(27.9%), 초대졸(20.9%) 순으로 나타난다.

전체 표본을 남성과 여성으로 나누어 살펴보면,<sup>7)</sup> 대부분의 개인적 특성(연령, 학력수준, 거주지역 등)은 비슷하였으나, 노동시장 관련 변수는 다소 차이를 보였다. 가령 취업률은 남성(33.3%)이 여성(30.8%)보다 약간 높으며, 남성의 52.8%가 경력이 있는 반면 여성의 경우에는 44.2%에 불과했다. 가장 큰 차이를 보이는 변수는 훈련참여율인데, 여성(14%)이 남성(7%)에 비해 2배 정도 높은 것으로 나타났다.

## 2. 분석방법

### 가. 내생성의 문제

본 연구가 제기하는 질문은 “훈련은 취업에 도움이 되는가?”이다. 대부분의 연구자들이 이 대답을 구하는 과정에서 직면하는 어려움은 ‘훈련 변수의 내생성(endogeneity)’이다.

6) 따라서 분석자료는 동일인이 상이한 시점에 구직신청을 하였을 경우 각각의 관측치로 포착한다.

7) 남성과 여성 표본의 기초통계량은 <부표 1>과 <부표 2>에 제시하였다.

취업 여부( $y$ )가 종속변수이고 훈련참여 여부( $x$ )가 설명변수인 회귀모형에서  $x$ 와 오차항( $\epsilon$ ) 사이에 상관관계가 없다면(즉,  $\text{corr}(x, \epsilon) = 0$ ), 훈련의 효과는 편의(bias) 없이 측정될 수 있다. 하지만 현실적으로는  $\text{corr}(x, \epsilon) \neq 0$ 이 성립할 가능성이 크다(내생성). 예를 들어 취업 여부를 결정하는 요인 중 관측이 불가능하여 오차항에 포함된 개인의 성실성, 배움의 자세 등은 훈련참여 여부와도 무관치 않을 가능성이 크다. 이때 훈련 변수의 내생성을 고려하지 않은 회귀분석 결과는 편의를 갖게 되어 훈련의 효과를 제대로 측정하지 못하게 된다.

선행연구는 내생성의 문제를 극복하고자 다양한 방법을 적용하였다. 기존 연구에서 내생성의 문제를 해결하기 위해 사용된 대표적인 방법은 성향점수 매칭법(Propensity Score Matching: PSM)이다(류기락 외, 2014). PSM의 내생성 문제에 대한 접근방식은 내생성이 관찰 가능한 변수에 의해서만 발생한다는 가정에 기초하고 있다. 하지만 관찰 불가능한 변수에 의해 내생성이 발생할 가능성이 매우 크다는 점에서 볼 때, PSM은 내생성 문제에 대한 근본적인 해결책으로서 한계가 있다.

패널데이터를 활용한 고정효과(Fixed Effect: FE) 모형을 통해 시간에 따라 변하지 않는 개인의 관찰되지 않는 특성을 통제함으로써, 내생성의 문제를 해결하는 방법이 있다(유경준·강창희, 2010).<sup>8)</sup> FE 방법은 많은 장점에도 불구하고 패널 형태의 자료가 매우 제한적이라 모형을 적용할 수 있는 경우가 많지 않다는 단점과 시간 가변적(time variant) 개인의 특성은 통제할 수 없다는 약점이 존재한다.

최근 도구변수(IV)를 사용한 2단계 추정법을 통해 훈련 변수의 내생성 문제를 해결하고자 하는 시도가 있다(김용성·박우람, 2015). 선형모형에서 훈련( $x$ )이 취업확률에 미치는 효과를  $\beta$ 라 할 때,  $x$ 에 대한 IV로서  $z$ 를 사용한 추정치는  $\text{plim } \beta_{IV} = \beta + \text{cov}(z, \epsilon) / \text{cov}(z, x)$ 가 되는데, 만약  $z$ 가  $x$ 와 상관성을 가지며( $\text{cov}(z, x) \neq 0$ , ‘적합조건’), 취업확률과는 상관관계를 가지지 않는다면( $\text{cov}(z, \epsilon) = 0$ , ‘배제조건’),  $\text{plim } \beta_{IV} = \beta$ 가 되어 일치성(consistency)이 확보된다. 따라서 제대로 선택된 IV는 내생성의 문제를 해결할 수 있는 유력한 수단이 된다.

김용성·박우람(2015)의 연구는 훈련참여( $x$ )의 IV로서 ‘지역 내 고용센터의 유무( $z$ )’를 사용하고 있는데,  $z$ 가 지리적 성격의 변수이므로 취업확률에 영향을 미치는 개인의 관찰되지 않은 특성( $\epsilon$ )과는 상관성이 거의 없어 배제조건( $\text{cov}(z, \epsilon) = 0$ )을 충족하며, 단순 구직

8) 유경준·강창희(2010)는 훈련의 취업률 제고효과가 아닌 임금효과를 살펴본 연구로서 훈련참여가 임금에 긍정적인 영향을 미침을 밝히고 있다.

자들과는 달리 내일배움카드제 훈련참여자의 경우 훈련계좌의 발급조건으로 반드시 고용센터의 상담을 요구하고 있어 주변지역의 고용센터 유무는 훈련계좌의 발급 및 훈련참여와 일정 정도 관련이 있어 적합조건( $cov(z, x) = \eta > 0$ )이 충족될 수 있다고 주장한다.<sup>9)</sup>

적합조건 및 배제조건과 함께 IV를 이용한 추정에서 세심한 주의를 기울여야 하는 점은 ‘약한(Weak) IV’로 인해 발생할 수 있는 추정상의 문제이다(Bound *et al.*, 1995). 배제조건의 경우 오차항( $\epsilon$ )이 관찰 불가능하므로  $cov(z, \epsilon) = 0$ 인지 여부를 직접 검증할 수 있는 방법은 없다. 따라서  $cov(z, \epsilon) = 0$ 이 성립하지 않을 가능성은 항상 존재한다. 가령 고용센터가 주로 취업에 유리한 지역에 위치하고 있거나, 훈련과 관련된 서비스 이외에 취업에 도움이 되는 각종 서비스를 제공하고 있다면,  $cov(z, \epsilon)$ 가 0이 아닌 값( $\delta > 0$ )을 가지면서  $plim \beta_{IV} - \beta = \delta/\eta > 0$ 이 된다. 반대로 고용센터의 방문상담이 일반근직자보다 취약계층에 집중하여 실시되었다면  $cov(z, \epsilon) < 0$ 이 되어  $plim \beta_{IV} - \beta = \delta/\eta < 0$ 이 된다.

결국, 배제조건이 성립하지 않을 때  $\beta_{IV}$ 는 과대 또는 과소 추정되며, 이때 불일치성의 정도인  $|\delta/\eta|$ 는  $|\eta|$ 와  $|\delta|$ 의 상대적인 크기에 의해 결정된다. 예를 들어  $z$ 가  $x$ 의 ‘약한 IV’(즉, 상대적으로 작은  $|\eta|$  값)일 경우 IV 추정치의 불일치성이 커지는 심각한 문제가 발생할 수 있다.<sup>10)</sup>

김용성·박우람(2015)의 연구에서 사용한 도구변수가 ‘약한 IV’일 가능성이 있다. ‘약한 IV’로 인한 추정계수의 문제점에 대해 Wooldridge(2010)는 통상의 추정계수에 비해 IV 추정계수가 과도한 표준오차(standard error)를 가지는지 점검할 것을 제안하고 있다.<sup>11)</sup> <표 5>는 김용성·박우람(2015)으로부터 발췌한 최소자승추정(Ordinary Least Square: OLS)과 IV 추정 결과를 보여주고 있다. 두 추정방법의 결과에서 주목하여야 할 점은, (1)의 OLS 추정치(-0.103)와 (3)의 IV 추정치(-0.110)의 크기는 매우 비슷하지만, IV 추정계수의 표준오차(0.214)가 OLS 추정계수의 표준오차(0.003)에 비해 약 70배나 크다는 것이다. 이러한 사실은 도구변수인 ‘지역 내 고용센터 유무’가 ‘약한 IV’였을 가능성을 시사한다.<sup>12)</sup>

9) 지역 내 고용센터 유무의 도구변수 조건에 대한 보다 상세한 논의는 김용성·박우람(2015)을 참조하기 바란다.

10) 적합조건( $cov(z, x) \neq 0$ )을 만족한다고 해서 ‘약한 IV’의 문제로부터 자유로운 것은 아니다. 도구변수와 내생 독립변수 사이의 상관성이 낮으면 ‘약한 IV’가 될 수 있다.

11) “.if  $x_k$  is only weakly related to the IVs [ $z$ ], then the explained sum of squares from regression (5.42) [regression  $x_k$  on  $z$ ] can be quite small, causing a large asymptotic variance for  $\hat{\beta}_k$  [IV-estimated coefficient of  $x_k$ ]....”(Wooldridge, 2010, p.109).

12) 표준오차의 관점에서 도구변수의 적절성에 대한 지적을 해주신 익명의 심사위원께 깊은 감사를

<표 5> 직업훈련이 취업 여부에 미치는 효과 추정: OLS와 IV의 비교

변수	OLS(전체 표본)		IV(전체 표본)	
	(1)	(2)	(3)	
	취업 여부	훈련 여부	취업 여부	
훈련 여부(참여=1)	-0.103*** (0.003)		-0.110 (0.214)	
고용센터 유무(있음=1)		0.021*** (0.003)		
연령	-0.008*** (0.001)	0.006*** (0.000)	-0.008*** (0.001)	
.....				
상수항	0.477*** (0.016)	0.027*** (0.011)	0.478*** (0.018)	
관측 수	2,904,022	2,904,022	2,904,022	
R-squared	0.014	0.052	0.014	

주: 1) ( ) 안의 숫자는 강건 표준오차(robust standard error).

2) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

3) OLS는 김용성·박우람(2015)의 <표 6-1>에서, IV는 <표 6-4>에서 결과를 일부 발췌.

자료: 김용성·박우람(2015).

### 나. 분석모형

본고에서는 훈련참여 여부( $y_2$ )가 취업( $y_1$ )에 어떠한 효과를 미치는지 알아보기 위해 아래와 같은 모형을 상정하였다.

$$y_1 = 1[x_1\beta_1 + \alpha y_2 + \epsilon_1 > 0] \tag{1}$$

$$y_2 = 1[x_2\beta_2 + \epsilon_2 > 0] \tag{2}$$

여기서  $1[\cdot]$ 은 1 또는 0의 값을 가지는 지표함수로서  $y_1=1$ 와  $y_2=1$ 은 각각 취업 성공과 훈련참여를 나타낸다.  $x = (x_1, x_2)$ 와  $\epsilon = (\epsilon_1, \epsilon_2)$ 는  $y_1, y_2$ 의 결정에 관여하는 외생변수와 오차이며,  $\beta = (\beta_1, \beta_2)$ 는 식으로부터 추정되는 모수이며, 특히  $\alpha$ 는 훈련참여가 취업확률에 미치는 효과를 포착한다. 오차항  $\epsilon$ 는  $x$ 와 확률적으로 독립이며,  $E(\epsilon_i) = 0$ ,  $Var(\epsilon_i) = 1$ ,  $\rho = corr(\epsilon_1, \epsilon_2)$ 인 2변량 정규분포(bivariate normal)를 따른다고 가정하자.

드린다.

식 (1)과 (2)의 모형설정은 크게 다음의 세 가지 측면에서 기존 연구와 차별성이 있다. 첫째, 2단계 추정을 통해 내생성을 통제하는 IV 방법과는 달리, 본 연구는  $\rho \neq 0$ 인  $\epsilon_1$ 과  $\epsilon_2$ 의 2변량 정규분포의 가정하에 최우도 추정(Maximum Likelihood Estimation: MLE)을 하게 된다. 일견 단순히 기존 연구와 상이한 추정방법을 적용한 것으로 볼 수 있으나, 2변량 프로빗은 식 (1)과 (2)의  $\alpha$ ,  $\beta$ 와 함께  $y_2$ 의 내생성을 유발하는  $\rho$ 를 동시에 추정하므로 단계별 IV화를 하는 과정에서 발생하는 ‘약한 IV’의 문제로부터 비교적 자유롭다는 장점이 있다.<sup>13)</sup> 물론 이와 같은 추정 방법상의 장점을 가능케 하는 ‘오차항의 2변량 정규분포’라는 가정이 얼마나 타당한지는 검증되어야 할 부분이다. 다만, 본 연구의 분석자료가 매우 방대하다는 점에서 이러한 가정이 크게 틀릴 가능성은 높지 않을 것으로 짐작된다.

둘째, 2단계 IV 추정은 제한적인 대상에 대해 국지적 평균 처치효과(Local Average Treatment Effect: LATE)를 측정하는 반면, 본 연구의 2변량 프로빗은 평균적 처치효과(Average Treatment Effect: ATE)를 측정한다는 차이가 있다. 두 효과의 차이는 준거집단의 설정에 있는데, LATE의 경우 IV를 기준으로 훈련참여가 변화하는 집단을 대상으로 살펴보는 반면, ATE는 전체 표본을 대상으로 한다. 구체적으로 훈련참여( $y_2$ )에 대한 IV(예: 지역 내 고용센터 유무)를  $z$ 라고 할 때, IV를 사용한 훈련이 취업확률( $y_1$ )에 미치는 효과인 LATE는 다음과 같이 나타난다(Lee, 2005, p.141).

$$\hat{\tau}_{LATE} = [E(y_1|z=1) - E(y_1|z=0)] / [E(y_2=1|z=1) - E(y_2=1|z=0)] \quad (3)$$

식 (3)의 LATE는  $z$ 의 변화로 훈련 여부가 달라지는 표본으로부터 얻어지는 취업률의 평균적 차이로 계산된다. 즉,  $E(y_2=1|z=1)$ 의 표본은 ‘항상 훈련에 참여하는 사람(always takers)’과 ‘고용센터가 지역에 존재하면 훈련에 참여하는 사람(순응자, compliers)’으로 구성되며,  $E(y_2=1|z=0)$ 의 경우는 지역에 고용센터가 부재하더라도 훈련에 참여하는 사람, 즉 ‘항상 훈련에 참여하는 사람(always takers)’이다. 따라서 양자의 차이는 순응자가 된다. 실제 김용성·박우람(2015)의 분석에서는  $E(y_2=1|z=1) = 0.11$ 와  $E(y_2=1|z=0) = 0.09$ 로 나타나 훈련참여 여부에 큰 차이가 없어, 상당히 제한적인 순응자 집단을 대상으로 훈련성과를 측정하였을 가능성이 있다.

13) 일반적으로 MLE 추정 결과가 가지는 일치성(consistency)과 효율성(efficiency)도 부차적인 장점이라 여겨진다.



셋째, 본 연구는 이산모형(Binary Model)이라는 점에서 선형확률모형(Linear Probability Model: LPM)을 분석한 김용성·박우람(2015)과 차이가 있다. 종속변수(취업 여부, 훈련 여부)가 0과 1의 값을 가지는 속성에 비추어 비선형확률모형(Non Linear Probability Model: NLPM)이 적절하다. 하지만 많은 경우에 LPM이 NLPM을 상당 수준 근사(approximation)할 수 있고,<sup>14)</sup> LPM이 가지는 추정방법의 용이성, 추정 결과 해석의 직관성 등의 장점을 고려할 때, 분석모형이 선형이나 또는 비선형이나 하는 것은 부차적인 문제로 볼 수 있다. 모형의 형태에 있어 선형과 비선형의 중요한 차이점은  $y_2$ 의 값이 0에서 1로 변할 때  $y_1$ 의 변화, 즉 평균한계효과( $AME = E[y_1|x_1, y_2 = 1] - E[y_1|x_1, y_2 = 0]$ )로서, LPM의 경우  $\alpha$ , NLPM(프로빗)은  $\phi(x_1\beta_1 + \alpha) - \phi(x_1\beta_1)$ 가 된다는 점이다.<sup>15)</sup> 다시 말해 LPM의 한계효과는 개인의 특성변수( $x_1$ )에 의존하지 않는 상수로서 훈련이 취업확률에 미치는 한계효과가 개인적 속성(예를 들어 성별, 연령별)에 따라 다르게 나타날 가능성을 반영하지 못하는 단점이 있다.

이제 식 (1)과 (2)의 추정방법에 대해 알아보자. 일반적으로 회귀변수가 내생성(endogeneity)을 가질 때 추정모수의 편의성(bias)과 불일치성(inconsistent)은 선형과 비선형 모형 모두에서 문제가 된다(Yatchew and Griliches, 1985).<sup>16)</sup> 한 가지 방법은 1단계에서 축약식 (2)를 선형 또는 비선형 모형으로 IV화한 후, 구조식 (1)을 프로빗(Probit)으로 추정하는 것이다. 이러한 방식은 적용방법이 매우 용이하고  $y_2$ 가 적절하게 근사될 수 있다고 하더라도,  $y_2$ 가 이산 내생변수(binary endogenous variable)일 경우 구조식에서 추정된 모수가 편의를 가지는 것으로 알려져 있다(Burnett, 1997; Arendt and Holm, 2006).

본고에서는 식 (1)과 (2)의 내생성( $\rho \neq 0$ )을 고려한 직업훈련의 취업효과를 살펴보기 위해  $\epsilon_1$ 과  $\epsilon_2$ 가 2변량 정규분포(bivariate normal distribution)를 따른다는 가정하에( $y_1, y_2$ ) 결합 확률밀도함수  $f(y_1, y_2|x) = f(y_1|y_2, x) \times f(y_2|x)$ 를 계산하고 이를 이용해 우도함수(likelihood function)를 구한 후 이를 최대화하는  $\alpha$ 와  $\beta$ 를 추정하였다(Wooldridge, 2010). 구체적으로

14) 예를 들어, 본 연구의 <표 6>을 보면 (1)열의 OLS와 비선형인 (3)열의 프로빗의 평균한계효과(AME)가 매우 비슷한 것을 알 수 있다.  
 15) 선형모형의 추정계수는 한계효과로 해석될 수 있다는 장점이 있는 반면 프로빗 모형의 추정계수는 한계효과로 해석되지 않는다. 이러한 점에서 선형모형의 계수와 비선형모형의 계수 간 직접적 비교는 큰 의미가 없다.  
 16) 선형모형은 적절히 선택된 IV의 2단계(two-step) 추정법을 통해 내생성을 비교적 용이하게 통제할 수 있으며(김용성·박우람, 2015; Rivers and Vuong, 1988; Newey, 1987), 추정모수의 해석이 직관적이라는 장점에도 불구하고 앞서 언급한 ‘약한 IV’의 문제, LATE와 관련된 훈련 효과의 비강건성, 불변(constant) 한계효과 문제 등 단점이 존재한다.

$\epsilon_1$ 과  $\epsilon_2$ 가 결합 정규분포(joint normal distribution)이므로  $\epsilon_1 = \rho\epsilon_2 + \nu$ 로 표시할 수 있으며,  $\nu|\epsilon_2, x \sim N(0, 1 - \rho^2)$ 가 된다. 따라서  $\epsilon_2$ 와  $x$ 가 주어질 때,  $y_1 = 1$ 일 경우는  $\nu > -(x_1\beta_1 + \alpha_2 y_2 + \rho\epsilon_2)$ 이며, 아래와 같이 표현된다.

$$P(y_1 = 1 | \epsilon_2, x) = \Phi[w], \quad (4)$$

$$\text{여기서 } w = (x_1\beta_1 + \alpha_2 y_2 + \rho\epsilon_2) / (1 - \rho^2)^{1/2}.$$

한편,  $y_2 = 1$ 일 경우는  $\epsilon_2 > -x_2\beta_2$ 이므로,  $P(y_1 = 1 | y_2 = 1, x) = f_{11}$ 은 식 (4)를  $\epsilon_2 > -x_2\beta_2$ 일 경우에 대해 평균한 값이 된다.  $P(y_1 = 1 | y_2 = 0, x) = f_{10}$ 에도 유사한 방법을 적용하면 아래와 같이 구해진다.

$$f_{11} = E[\Phi(w) | y_2 = 1, x] = \frac{1}{\Phi(x_2\beta_2)} \int_{-x_2\beta_2}^{\infty} \Phi[w] \phi(\epsilon_2) d\epsilon_2 \quad (5-1)$$

$$f_{10} = \frac{1}{1 - \Phi(x_2\beta_2)} \int_{-\infty}^{-x_2\beta_2} \Phi[w] \phi(\epsilon_2) d\epsilon_2, \quad (5-2)$$

$$f_{01} = 1 - f_{11}, \quad (5-3)$$

$$f_{00} = 1 - f_{10} \quad (5-4)$$

따라서  $f(y_2 | x) = p_2 = \Phi(x_2\beta_2)^{y_2} \times [1 - \Phi(x_2\beta_2)]^{1-y_2}$ 를  $y_1$ 과  $y_2$ 의 값에 따라 위의 네 가지 경우와 결합하면  $f(y_1, y_2 | x) = f_{rs} \times f(y_2 | x)$ 를 구할 수 있으며, (로그)우도함수( $\ln f$ )와 최우도추정법(MLE)은 아래와 같다.<sup>17)</sup>

$$\max_{\alpha, \beta} L = \sum_i^N \ln f(y_1, y_2 | x), \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \text{여기서 } \ln f(y_1, y_2 | x) &= y_1 y_2 \ln [f_{11} f_2] + (1 - y_1) y_2 \ln [f_{01} f_2] + \\ & y_1 (1 - y_2) \ln [f_{10} f_2] + (1 - y_1) (1 - y_2) \ln [f_{00} f_2] \end{aligned}$$

### 3. 분석 결과

본 분석에서는 개인의 취업 여부( $y_1 \in \{0, 1\}$ )를 결정하는 요인으로서 훈련참여 여부

17) 표기의 단순화를 위해 하첨자  $i$ 는 생략하였다.

( $y_2 \in \{0,1\}$ )와 연령, 성, 학력, 경력 여부 등 다양한 개인의 특성을 고려하였다. 연령, 성 등 외생적으로 결정되는 변수와는 달리 훈련참여 여부( $y_2$ )는 내생성의 가능성이 있다는 점을 고려하였다.

훈련 효과에 대한 논의에 앞서 통제변수의 분석 결과를 간략히 소개하면 다음과 같다 (부표 3~5 참조). 대체로 훈련참여 여부는 취업확률을 감소시키며, 남성이 여성보다 취업확률이 더 높은 것으로 나타났다. 연령과 취업확률 간에는 음의 상관관계를 보여 나이가 들수록 취업확률이 낮아지는 것을 확인할 수 있었다. 한편, 학력의 경우 무학을 기준으로 2, 3년제 전문대 졸업까지는 학력이 높아질수록 취업확률도 증가하였으나, 전문대 졸업 이상에서는 오히려 취업확률이 감소하는 모습을 보이고 있다. 다만, 남성의 경우는 대학원 졸업자의 취업확률이 4년제 대학 졸업자보다 높은 것으로 나타났다. 그 밖에 결혼이민자와 출소예정자는 취업확률에 불리한 요인으로 작용하고, 여성의 경우 가장 여부는 취업확률을 높이는 것으로 나타났다.

<표 6>은 다양한 방법을 적용하여 추정한 훈련의 효과를 보여주고 있다. 표에서 (1)과 (2)는 OLS와 2SLS의 결과이며, 모형 (3)과 (4)는 각각 프로빗(Probit) 또는 2변량 프로빗(Bivariate Probit)을 적용하여 추정한 결과이다. OLS와 프로빗은 훈련참여( $y_2$ )를 외생변수로 취급한 모형이며, 2SLS와 2변량 프로빗은 내생성을 고려한 결과이다.

<표 6>에서  $\alpha$ 는 식 (1)의 훈련참여 변수( $y_2$ )의 모수로서 취업확률에 미치는 훈련의 효과이며,  $\rho$ 는 식 (1)과 (2)의  $\epsilon_1$ 과  $\epsilon_2$ 의 상관관계를 나타내며,  $N$ 은 관측 수이다. 추정된 모수  $\hat{\beta}$ 와  $\hat{\alpha}$ 를 이용하여 개인  $i$ 가 훈련에 참여했을 때와 참여하지 않았을 때의 취업확률 차이인 한계효과( $d_i = \Phi_i(x_{1i}\hat{\beta}_1 + \hat{\alpha}) - \Phi_i(x_{0i}\hat{\beta}_1)$ )를 구할 수 있다. 이를 이용하여 집단  $g$  ( $i = 1, 2, \dots, N_g$ )에 속한 개인들의 한계효과의 평균값(Average Marginal Effect: AME)을 구하면  $AME_g = \sum_{i \in g} d_i / N_g$ 가 된다. <표 6>은 전체 표본 그리고 여성과 남성 표본으로 각각 제한했을 때의 AME를 보여주고 있다.

<표 6>의 결과에서 다음의 몇 가지 점에 주목할 필요가 있다. 첫째, 직업훈련 변수의 내생성 여부에 상관없이 대부분의 계량모형에서 추정계수가 유의미한 음의 부호를 가지거나 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다. 적절하게 설정된 LPM과 NLPM의 모형에서는 추정된 모수의 부호가 대체로 일치하는 모습을 보인다는 사실에 비추어 볼 때, 추정값이 음의 값을 가지거나 통계적 의미성이 없는 값으로 나타난 결과는 내일배움카드제 훈련의 효과가 적어도 긍정적이지 않았음을 시사한다. 우선 전체 표본에 대한 OLS와

〈표 6〉 직업훈련이 취업확률에 미치는 영향

		선형확률모형 (Linear Probability Model: LPM)		비선형확률모형 (Nonlinear Probability Model: NLPM)	
		(1) OLS (No Endogenous)	(2) 2SLS (Endogenous)	(3) 프로빗 (No Endogenous)	(4) 2변량 프로빗 (Endogenous)
전체	$\alpha$	-0.103*** (0.001)	-0.162 (0.214)	-0.309*** (0.008)	-0.935*** (0.045)
	AME	-		-0.109*** (0.003)	-0.040*** (0.001)
	$\rho$	-		0.350*** (0.025)	
	N	2,768,711			
여성	$\alpha$	-0.097*** (0.001)	-0.159 (0.166)	-0.297*** (0.003)	-0.775*** (0.072)
	AME	-		-0.103*** (0.001)	-0.042*** (0.004)
	$\rho$	-		0.272*** (0.042)	
	N	1,560,605			
남성	$\alpha$	-0.111*** (0.002)	-0.162 (0.409)	-0.323*** (0.005)	-1.164*** (0.061)
	AME	-		-0.116*** (0.002)	-0.030*** (0.000)
	$\rho$	-		0.447*** (0.034)	
	N	1,208,106			

주: 1) 강건표준 오차(Robust standard error)임.

2) \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1.

자료: 워크넷, HRD-Net, 고용보험 DB 결합.

프로빗 모형의 분석 결과를 보면 두 모형 모두에서 훈련참여는 취업확률을 약 10%포인트 정도 낮추는 것으로 나타났다. 한편, 내생성을 고려한 2SLS와 2변량 프로빗을 보면, 전자의 경우 훈련참여의 추정계수가 통계적 유의성을 가지지 못하는 것으로 나타났으며, 후자는 통계적으로 유의하나 훈련이 취업확률을 감소시키는 효과가 약 4%포인트에 불과하여, 내생성을 통제하지 않은 모형의 절반에도 미치지 못하는 수준이다. 이는 내생성을 고려하지 않을 경우 훈련의 부정적 효과를 과도하게 측정할 수 있음을 보여준다. 본 연구에서 내생성을 통제한 분석 결과 내일배움카드제의 훈련이 취업에 긍정적인 영향을 미

쳤다는 증거를 찾을 수 없었다.

둘째, 훈련의 효과는 모형의 형태보다 내생성 여부에 민감하게 반응하는 것으로 관찰되었다. OLS의 추정계수(-0.103)와 프로빗의 AME(-0.109)가 거의 비슷한 값으로 나타나고 있다는 사실에서 알 수 있듯이,<sup>18)</sup> 실증분석에 있어 선형 또는 비선형 중 어떤 형태를 채택하는지는 중요하지 않은 것으로 보인다. 하지만 내생성의 고려 여부에 따라 유의미한 음의 부호를 가지던 훈련의 효과가 통계적 유의성을 상실하거나, 또는 한계효과가 절반으로 줄어드는 등 민감한 변화를 보이고 있다. 또한, 내생성을 통제한 2SLS에서는 추정계수가 매우 큰 표준오차를 보여 ‘약한 IV’의 가능성을 시사하며, 훈련 효과가 상당히 제한적인 집단에 대해 측정된 ‘취약한 LATE’일 가능성을 배제하기 힘들다.<sup>19)</sup> 반면, 2변량 프로빗 모형은 IV의 문제로부터 비교적 자유롭고, 상관계수( $\rho = \text{corr}(\epsilon_1, \epsilon_2)$ )가 유의미한 양의 값을 가질 뿐만 아니라, AME의 표준오차가 대체로 작게 나타나고 있다는 점에서 계량모형의 측면에서 좀 더 바람직한 형태로 보인다.

셋째, 내생성을 고려한 2변량 프로빗 모형에 따르면 훈련 효과가 남성(-0.030)보다는 여성(-0.042)에게서 더욱 부정적인 것으로 나타난다. 훈련의 효과를 분석한 기존 연구들에서도 남성에 비해 여성의 취업성과가 부진하다는 결과를 보고하고 있으나, 그 원인에 대한 설명은 다소 부족하다(이상준, 2012; 조준모 외, 2010; 류기락 외, 2014; 나현미 외, 2013).<sup>20)</sup> 아마도 성별 훈련 효과의 차이가 다양한 요인의 복합적 결과물로서 분석이 용이치 않고, 심층적 연구에 필요한 정보의 양과 질이 충분치 않았기 때문이라 여겨진다. 이러한 측면에서 본 연구도 예외가 아니라는 점을 밝히면서, 제한적인 자료분석을 통해 성별 훈련 효과의 차이와 연관이 있을 것으로 보이는 몇 가지 가능성을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 사회·제도적인 측면에서 노동시장에 존재하는 차별은 여성의 훈련 효과를 남성과 다르게 만든다. 동일한 훈련이라도 여성에 대한 임금차별이나 고용기회의 제한은 훈련의 취업효과를 떨어뜨릴 수 있기 때문이다. 둘째, 내일배움카드제의 경우 남성에 비해 여성의 참여가 압도적으로 높은데, 이는 여성표본의 대상표적 효율성(target efficiency)을 떨어뜨려 훈련 효과를 낮출 수 있다. 내일배움카드제는 실업자와 함께 특히 비경제활동 여성의 훈련참여 기회를 확대한 것으로 알려져 있으며(이상준, 2012; 류기락

18) 선형모형과 비선형모형의 추정계수 크기를 직접적으로 비교하는 것보다, 훈련의 한계효과를 비교하는 것이 보다 바람직하다. 선형모형의 경우 한계효과는 추정계수가 되며, 비선형은 AME로 계산된다.

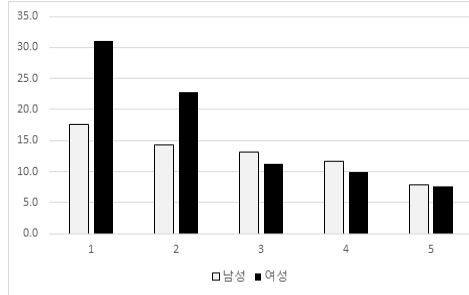
19) 상세한 논의는 본고의 제Ⅲ장 제2절 분석방법 부분을 참조하기 바란다.

20) 다만, 강순희 외(2015)는 여성이 남성보다 취업효과가 크다는 결과를 보고하고 있다.

[그림 1] 상위 5개 훈련과정 참여율

〈표 7〉 훈련과정별 취업률과 참여율의 순위 상관관계

(단위: %)



	여성	남성
Spearman's $\rho$	-0.1948	-0.1496
Kendall's $\tau$	-0.1342	-0.0909

주: 1) 참여율=훈련과정별 참여자 / 전체 훈련참여자.

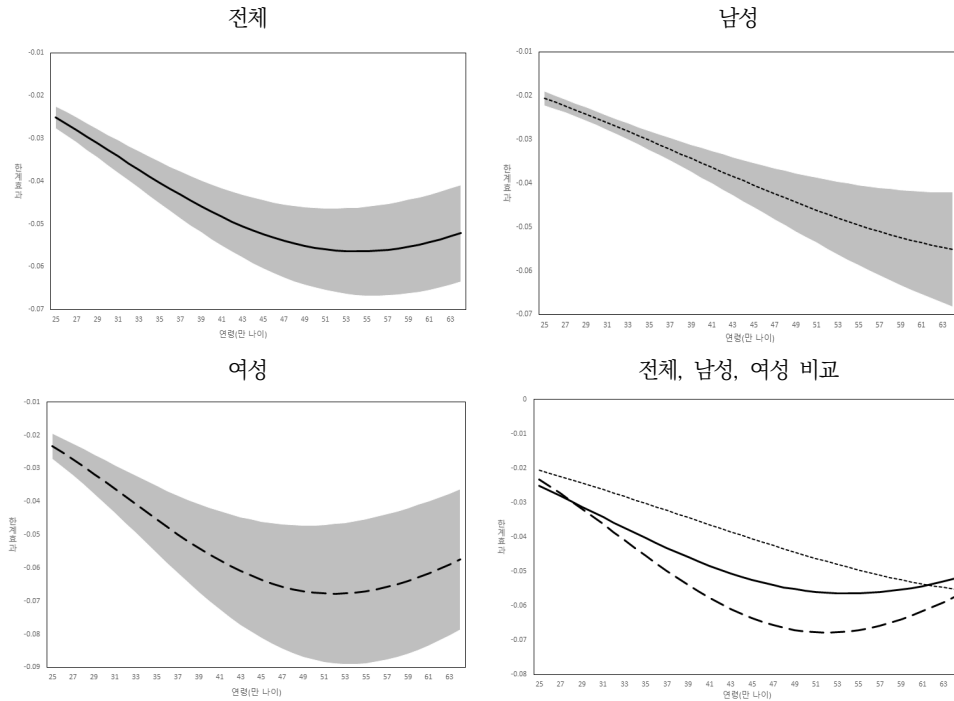
주: 1) 취업률=훈련과정별 취업자 / 훈련과정별 참여자.

외, 2014), 이는 본 연구의 표본에서도 내일배움카드제의 약 71.9%가 여성이라는 점에서 확인된다. 취업의사가 상대적으로 낮은 비경제활동 여성의 다수가 표본에 포함되면서 훈련과 취업의 연결고리를 약화시키는 방향으로 작용했을 것이라 충분히 예상된다. 셋째, 훈련참여율의 측면에서 여성은 남성에 비해 특정 과정에 집중되는 현상을 보인다(그림 1). 예를 들어 22개의 훈련과정 중 남성과 여성의 참여율이 가장 높은 상위 2개 과정을 보면, 남성의 경우 전체의 약 31.9%가 이들 과정에 분포하였으나, 여성은 과반수가 넘는 53.8%가 이들 과정에 집중되어 있다.<sup>21)</sup> 한편, 22개 훈련과정의 참여율과 취업률의 순위 상관 계수(rank correlation)를 보면 남성에 비해 여성의 경우 두 순위 간 역순관계가 큰 것을 알 수 있다(표 7). 이러한 사실은 남성에 비해 낮은 여성의 훈련 효과가 부분적으로 여성의 훈련과정 참여율 및 취업률 패턴과 관련되어 있을 가능성을 시사한다.

넷째, 취업확률에 대한 훈련의 AME를 자세히 보면 연령에 따른 패턴에 있어 여성과 남성의 차이가 발견된다. [그림 2]는 모형 (4)를 바탕으로 계산한 AME가 대체로 연령이 증가할수록 하락하는 모습을 보여준다. 이는 다수의 연구에서 밝혀진 바와 같이(이상준, 2012; 류기락 외, 2014; 나현미 외, 2013), 나이가 들수록 훈련이 취업확률을 높이는 효과가 작아진다는 것을 의미한다. 하지만 남성의 경우에는 AME가 연령의 증가와 함께 일관되게 감소하는 반면, 여성의 경우에는 50대 초반까지 감소하다가 그 이후 반등하는 모습을 보인다.

21) 상위 2개 훈련과정은 남성, 여성 모두 '경영, 회계, 사무 관련직(KECO=2)', '음식서비스 관련직(KECO=13)'이다.

[그림 2] 취업확률에 대한 훈련의 평균한계효과(Average Marginal Effect: AME)



주: 음영 부분은 95% 신뢰구간을 나타냄.

본고의 분석 결과를 바탕으로 몇 가지 개연성을 생각해 볼 수 있다. 첫째, 사회·제도적으로 일·가정 양립이 어려운 상황에서 가사 및 양육의 부담으로 30-40대 여성이 노동 시장에서 퇴장하였다가, 부담으로부터 어느 정도 자유로운 50대에 접어들면서 노동시장에 재진입할 경우 훈련의 효과가 그림과 같은 모습을 가질 것으로 예상할 수 있다. 둘째, 감소 후 반등하는 여성 훈련참여자의 AME는 연령별 훈련참여 패턴의 차이와 관련되어 있는 것으로 추측된다. <표 8-1>과 <표 8-2>는 30대와 50대 여성의 참여율이 높았던 상위 5개의 훈련과정을 보여주고 있다. 두 연령대 간 훈련시간에 차이가 없어 비슷한 수준의 과정이라 여겨지는 ‘음식서비스 관련직’의 경우를 보면, 50대 여성의 참여율과 취업률이 30대에 비해 높은 것으로 나타난다. 즉, 유사한 훈련과정에도 불구하고 연령대별 취업률의 차이가 발생하는 원인의 하나는 취업의지의 차이로 해석될 여지가 있다. 한편, ‘보건 및 의료 관련직’의 경우에도 50대 여성의 참여율이 30대 여성에 비해 높게 나타난다. 다만, 50대 여성이 참여한 ‘보건 및 의료 관련직’의 훈련시간은 약 640시간으로 30대

여성이 받은 훈련시간(약 1,269시간)의 절반에 불과하여, 50대 여성은 주로 요양보호사와 같은 보통 수준의 기술을 요구하는 과정에 참여한 반면, 30대 여성은 간호사와 같은 상대적으로 전문적 지식을 요구하는 훈련에 참여한 것으로 보인다. 한편, 2008년의 노인장기요양보험제도 도입 이후 늘어난 요양보호사에 대한 수요가 50대 여성을 중심으로 충족되었다는 사실은 ‘보건 및 의료 관련직’에서의 50대 여성의 높은 취업률과 무관하지 않았을 것으로 추측된다.

〈표 8-1〉 훈련과정별 참여율, 취업률 및 훈련시간: 여성 30~39세

KECO	훈련 분야	참여율(%)	취업률(%)	훈련시간
2	경영, 회계, 사무 관련직	32.12	23.57	85.97
13	음식서비스 관련직	22.44	15.85	69.69
12	미용, 숙박, 여행, 오락 및 스포츠 관련직	12.89	13.85	150.49
8	문화, 예술, 디자인, 방송 관련직	7.71	19.19	92.39
6	보건 및 의료 관련직	5.89	29.05	1269.82

주: 1) 30~39세의 훈련여성 수는 67,554명, 30~39세의 취업여성 수는 12,867명.

2) 참여율=(30~39세 여성의 각 분야 참여자/30~39세의 훈련여성 수).

3) 취업률=(30~39세 여성의 각 분야별 취업자 수/30~39세 각 분야별 훈련참여 여성 수).

〈표 8-2〉 훈련과정별 참여율, 취업률 및 훈련시간: 여성 50~59세

KECO	훈련 분야	참여율(%)	취업률(%)	훈련시간
13	음식서비스 관련직	46.54	20.03	69.16
2	경영, 회계, 사무 관련직	17.59	21.43	75.93
6	보건 및 의료 관련직	8.48	31.70	639.22
18	섬유 및 의복 관련직	6.99	13.39	163.56
12	미용, 숙박, 여행, 오락 및 스포츠 관련직	6.02	15.31	181.03

주: 1) 50~59세의 훈련여성 수는 21,893명, 50~59세의 취업여성 수는 4,308명.

2) 참여율=(50~59세 여성의 각 분야 참여자/50~59세의 훈련여성 수).

3) 취업률=(50~59세 여성의 각 분야별 취업자 수/50~59세 각 분야별 훈련참여 여성 수).



## IV. 결 론

급속한 기술의 진보, 부문 간 융복합, 4차 산업혁명의 진행은 일자리의 변화와 개인의 적응을 요구하고 있으며, 그 과정에서 교육과 훈련의 중요성이 그 어느 때보다 높아지고 있다. 세계 각국은 미래를 대비한 지식과 기술을 갖추기 위해 교육과 훈련의 기회를 확대하고 있으며, 우리나라도 전 국민의 직업능력개발을 위해 2020년부터 실업자와 재직자 중심으로 운영되던 내일배움카드제를 국민내일배움카드제로 확대하여 시행하게 되었다.

본 연구는 훈련이 취업확률을 높이는 효과가 있는지 여부를 살펴보기 위해 구직자 중 내일배움카드제를 통해 훈련에 참여한 실업자와 훈련에 참여하지 않은 실업자의 취업성과를 비교하였다. 비록 내일배움카드제가 현재 국민내일배움카드제로 확대·전환되어 더 이상 시행되고 있지 않지만, 내일배움카드제가 국민내일배움카드제의 근간이 되고 있다는 점에서 내일배움카드제는 여전히 중요한 분석의 대상이 된다.

본 연구의 주된 관심은 훈련이 취업에 미치는 효과를 좀 더 엄밀히 측정하는 방법을 모색하는 데 있다. 이를 위해 훈련 변수의 내생성 처리에 관한 기존의 연구방법을 비판적으로 검토하고, 개선 방향을 제시하고자 하였다. 특히 동일한 자료를 대상으로 기존 연구에서 사용한 방법과 상이한 방법을 적용한 결과를 비교 분석함으로써 측정방법에 따른 훈련 효과의 차이를 살펴보았다.

연구 결과를 요약하면, 내일배움카드제의 훈련이 취업에 미치는 긍정적 효과는 확인할 수 없었다. 실증분석 결과에 따르면, 훈련의 효과는 부정적이거나 또는 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 다만 실제 추정된 모수를 사용하여 훈련에 참여했을 때의 취업확률과 참여하지 않았을 때의 취업확률의 차이인 평균한계효과를 계산해 본 결과, 부정적인 효과가 유의미할 정도로 크지는 않은 것으로 나타났다. 훈련이 취업확률에 미치는 효과는 남성에 비해 여성의 경우가 부진하며, 저연령층에서 고연령층으로 갈수록 낮아지는 모습을 보였다. 특히 여성과 남성의 연령에 따른 한계효과의 모습이 차이를 보였으며, 이는 사회·제도적인 요인과 훈련참여 및 훈련과정의 특성과 연관이 있을 것으로 추측된다.

본 연구의 결과는 추후 심층적인 연구에 의해 보완될 필요가 있다. 국민내일배움카드제의 대상이 확대되고 지원의 한도와 기간이 변경되는 등 제도적 변화가 가져올 영향을

가능해 보는 것은 매우 중요하다. 이를 위해서 내일배움카드제의 최근 자료를 입수하여 재분석함으로써 유용한 시사점을 도출하는 작업이 선행되어야 할 것이다. 또한, 단순히 훈련참여, 훈련미참여의 거친 구분이 아니라 훈련 선호와 만족도, 훈련의 내용과 수준, 교·강사의 자질 등에서 많은 차이를 보이는 훈련의 질적 특성에 대한 정보를 수집하고, 이러한 훈련과정의 속성이 취업에 어떤 영향을 주는지를 종합적으로 살펴보는 연구가 뒤따라야 할 것이다.

## 참고문헌

- 강순희·어수봉·최기성. 「미취업자의 직업훈련 참가 결정요인과 고용성과 분석」. 『HRD 연구』 17권 2호 (2015. 5): 267-298.
- 고용노동부. 『직업능력개발사업현황』. 2019.
- 김용성·박우람. 『실업지속의 원인분석과 직업훈련의 효과 및 개선방안에 관한 연구』. 한국개발연구원, 2015.
- 나영선·정원호·이상준·이종훈. 『실업자 직업훈련 체계개선방안 연구』. 한국직업능력개발원, 2007.
- 나현미·심지현·정란. 「직업능력개발계좌제 훈련 참가자의 취업 영향 요인 분석」. *Andragogy Today: Interdisciplinary Journal of Adult & Continuing Education* 16권 1호 (2013. 2): 85-104.
- 남재욱. 「내일배움카드제와 민간훈련시장」. 2019년 직업능력정책포럼 발제자료, 2019.
- 대통령직속 일자리위원회. 「국민내일배움카드 시행계획」. 『제13차 일자리위원회 의결안건 3』 (2019. 11)
- 류기락·나영선·이수경·김미란·정재호. 『직업능력개발훈련 이수자 실태조사』. 한국직업능력개발원, 2014.
- 유경준·강창희. 「직업훈련의 임금효과 분석: 경제활동인구조사를 중심으로」. 『한국개발연구』 32권 2호 (2010): 29-53.
- 유경준·이철인. 「실업자 직업훈련의 효과 추정」. 『노동경제논집』 31권 1호 (2008. 4): 59-103.

- 이병희. 「실업자재취직훈련의 재취업 성과에 관한 준실험적 평가」. 『노동경제논집』 23권 2호 (2000. 12): 107-126.
- 이상준. 「직업능력개발 계좌제의 정책 효과와 실업자훈련의 잠금 효과」. 『경제학연구』 60집 1호 (2012. 3): 33-67.
- 조준모·박상일·나영선·안준기·이재성. 『직업능력개발계좌제 시범사업 평가 및 개선방안 연구』. 뉴거버넌스연구센터, 2010.
- 최영섭·김미란·정재호·남재욱·이영민. 『내일배움카드 통합 방안 연구』. 한국직업능력 개발원, 2019.
- Arendt, Jacob N., and Anders Holm. “Probit Models with Binary Endogenous Regressors.” *Centre for Applied Microeconometrics*, Department of Economics University of Copenhagen, Working Paper 2006-06, (June, 2006).
- Betcherman, Gordon, Karina Olivas, and Amit Dar. “Impacts of Active Labor Market Programs: New Evidence from Evaluation with Particular Attention to Developing and Transition Countries.” *Social Protection Discussion Paper Series* No. 0402, World Bank, (January 2004).
- Bound, John, Jager David A., and Regina M. Baker. “Problems with Instrumental Variables Estimation when the Correlation between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable is Weak.” *Journal of American Statistical Association* 90 (June 1995): 443-450
- Burnett, Nancy J. “Gender Economics Courses in Liberal Arts Colleges.” *Journal of Economic Education* 28(4) (Autumn 1997): 369-376.
- Card, David, Jochen Kluve, and Weber, Andrea. “Active Labour Market Policy Evaluations: A Meta-Analysis.” *The Economic Journal* 120, (November 2010): F452-F477.
- Cavaco, S., Fougère, D., and Pouget, J. “Estimating the Effect of a Retraining Program on the Re-Employment Rate of Displaced Workers.” *Empirical Economics* 44(1) (February 2013): 261-287.
- European Commission. *Skills Agenda for Europe*, 2019.
- Hirshleifer, Sarojini., McKenzie, D., Almeida, R., and Ridao-Cano, C. “The Impact of Vocational Training for the Unemployed: Experimental Evidence from Turkey.”

- The Economic Journal* 126(597) (November 2016): 2115-2146.
- Kluve, Jochen. "The Effectiveness of European active labor market programs." *Labour Economics* 17(4) (December 2010): 904-918.
- Lee, Myoung-Jae. *Micro-Econometrics for Policy, Program, and Treatment Effects*. Oxford University Press, 2005.
- Martin, John P. *What Works Among Active Labour Market Policies: Evidence From OECD Countries' Experience*. OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers No. 35, OECD, 1998.
- Newey, Whitney K. "Efficient Estimator of Limited Dependent Variable Models with Endogenous Explanatory Variables." *Journal of Econometrics* 36 (November 1987): 231-250.
- Nivorozhkin, A., and Nivorozhkin, E. "Do Government Sponsored Vocational Training Programs Help the Unemployed Find Jobs? Evidence from Russia." *Applied Economics Letters* 14(1) (February 2007): 5-10.
- Rivers, Douglas, and Quang H. Vuong. "Limited Information Estimators and Exogeneity Tests for Simultaneous Probit Models." *Journal of Econometrics* 39 (November 1988): 347-366.
- Rodriguez-Planas, Nuria, and Benus, Jacob. "Evaluating active labor market programs in Romania." *Empirical Economics* 38 (2010): .65-84.
- Rosholm, Michael., and Skipper, Lars. "Is Labour Market Training a Curse for the Unemployed? Evidence from a Social Experiment." *Journal of Applied Econometrics* 24 (February 2009): 338-365.
- Yatchew, Adonis, and Zvi, Griliches. "Specification Error in Probit Models." *Review of Economics and Statistics* 67 (1) (February 1985): 134-139.
- Wooldridge, Jeffrey M. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 2d ed., The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England, 2010.

## 부 록

〈부표 1〉 기초통계량(남성)

변수	전체 표본				
	평균	표준편차	최솟값	최댓값	
취업 여부(취업=1)	0.333	0.471	0	1	
훈련참여 여부(훈련=1)	0.070	0.256	0	1	
고용센터 유무(있음=1)	0.770	0.421	0	1	
연령	40.191	13.282	15	64	
학력	무학	0.010	0.099	0	1
	초졸	0.041	0.198	0	1
	중졸	0.076	0.264	0	1
	고졸	0.367	0.482	0	1
	초대졸	0.184	0.387	0	1
	대학졸	0.300	0.458	0	1
	대학원졸	0.023	0.151	0	1
경력 여부(있음=1)	0.528	0.499	0	1	
여성가장 여부(여성가장=1)	0.000	0.008	0	1	
결혼이민자 여부 (결혼이민자=1)	0.001	0.039	0	1	
도시지역 여부 (도시지역=1)	0.014	0.118	0	1	
출소예정자 여부 (출소예정=1)	0.005	0.067	0	1	
군 전역간부 여부 (전역간부=1)	0.019	0.136	0	1	
해외취업 희망 여부 (해외취업 희망=1)	0.048	0.213	0	1	
관측치	1,208,106				

자료: 워크넷, HRD-Net, 고용보험 DB 결합.

〈부표 2〉 기초통계량(여성)

변수		전체 표본			
		평균	표준편차	최솟값	최댓값
취업 여부(취업=1)		0.308	0.462	0	1
훈련참여 여부(훈련=1)		0.140	0.347	0	1
고용센터 유무(있음=1)		0.779	0.415	0	1
연령		37.536	12.011	15	64
학력	무학	0.012	0.110	0	1
	초졸	0.045	0.208	0	1
	중졸	0.066	0.248	0	1
	고졸	0.365	0.481	0	1
	초대졸	0.229	0.420	0	1
	대학졸	0.264	0.441	0	1
	대학원졸	0.020	0.139	0	1
경력 여부(있음=1)		0.442	0.497	0	1
여성가장 여부(여성가장=1)		0.023	0.148	0	1
결혼이민자 여부 (결혼이민자=1)		0.009	0.094	0	1
도시지역 여부 (도시지역=1)		0.009	0.095	0	1
출소예정자 여부 (출소예정=1)		0.000	0.019	0	1
군 전역간부 여부 (전역간부=1)		0.000	0.021	0	1
해외취업 희망 여부 (해외취업 희망=1)		0.024	0.152	0	1
관측치		1,560,605			

자료: 워크넷, HRD-Net, 고용보험 DB 결합.

<부표 3> 직업훈련이 취업 여부에 미치는 효과 추정(전체)

변수명	LPM-OLS	LPM - 2SLS		Probit	Bivariate probit	
	취업확률	훈련참여 (1stage)	취업확률 (2 stage)	취업확률	훈련참여	취업확률
훈련참여 여부 (참여=1)	-0.103*** (0.001)		-0.162 (0.214)	-0.309*** (0.003)		-0.935*** (0.045)
고용센터 유무 (있음=1)		0.022*** (0.004)			0.125*** (0.021)	
연령	-0.012*** (0.000)	0.006*** (0.001)	-0.012*** (0.001)	-0.035*** (0.000)	0.038*** (0.002)	-0.030*** (0.001)
연령2	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	0.000*** (0.000)
성별 (남자=1)	0.020*** (0.001)	-0.055*** (0.002)	0.017 (0.012)	0.057*** (0.002)	-0.330*** (0.011)	0.018*** (0.006)
학력(초졸=1) (기준: 무학)	-0.006** (0.003)	0.005 (0.004)	-0.006 (0.004)	-0.018** (0.009)	-0.100** (0.039)	-0.016 (0.013)
학력 (중졸=1)	-0.001 (0.003)	0.029*** (0.005)	0.001 (0.008)	-0.004 (0.008)	0.204*** (0.041)	0.017 (0.013)
학력 (고졸=1)	0.026*** (0.003)	0.059*** (0.005)	0.030** (0.013)	0.076*** (0.008)	0.406*** (0.039)	0.117*** (0.013)
학력 (2~3년제 대졸=1)	0.045*** (0.003)	0.060*** (0.005)	0.049*** (0.013)	0.129*** (0.008)	0.411*** (0.039)	0.169*** (0.015)
학력 (4년제 대졸=1)	0.023*** (0.003)	0.040*** (0.005)	0.025*** (0.009)	0.068*** (0.008)	0.302*** (0.040)	0.097*** (0.015)
학력 (대학원졸=1)	0.015*** (0.003)	0.035*** (0.005)	0.017* (0.009)	0.044*** (0.009)	0.266*** (0.041)	0.070*** (0.019)
경력 여부 (경력=1)	0.029*** (0.001)	-0.107*** (0.002)	0.023 (0.023)	0.084*** (0.002)	-0.636*** (0.008)	0.009 (0.007)
여성가장 여부 (여성가장=1)	0.047*** (0.003)	0.056*** (0.004)	0.050*** (0.013)	0.133*** (0.007)	0.250*** (0.017)	0.167*** (0.011)
결혼이민자 여부 (결혼이민자=1)	-0.035*** (0.004)	0.024** (0.010)	-0.034*** (0.008)	-0.102*** (0.011)	0.089** (0.039)	-0.083*** (0.020)
도서지역 여부 (도서지역=1)	0.020*** (0.003)	-0.010*** (0.003)	0.020*** (0.006)	0.056*** (0.007)	-0.052*** (0.019)	0.049*** (0.014)
출소예정자 여부 (출소예정자=1)	-0.104*** (0.005)	-0.014** (0.006)	-0.104*** (0.008)	-0.319*** (0.018)	-0.022 (0.033)	-0.320*** (0.027)
군 전역간부 여부 (군 전역간부=1)	0.047*** (0.003)	0.004 (0.003)	0.047*** (0.004)	0.128*** (0.008)	0.035 (0.021)	0.128*** (0.012)
해외취업 희망 여부 (해외취업 희망=1)	0.028*** (0.002)	0.016 (0.006)	0.029** (0.012)	0.076*** (0.004)	0.094*** (0.035)	0.086** (0.034)
상수항	0.563*** (0.004)	0.027** (0.013)	0.565*** (0.013)	0.203*** (0.011)	-1.896*** (0.067)	0.217*** (0.023)
관측 수	2,768,711					
R-squared	0.014	0.013		-	-	
Corr( $\epsilon_1, \epsilon_2$ )	-	-		-	0.350*** (0.025)	

주: 1) 강건표준 오차(Robust standard error)임.

2) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

자료: 워크넷, HRD-Net, 고용보험 DB 결합.

〈부표 4〉 직업훈련이 취업 여부에 미치는 효과 추정(남성)

변수명	LPM-OLS	LPM - 2SLS		Probit	Bivariate probit	
	취업확률	훈련참여 (1stage)	취업확률 (2 stage)	취업확률	훈련참여	취업확률
훈련참여 여부 (참여=1)	-0.111*** (0.002)		-0.162 (0.409)	-0.323*** (0.005)		-1.164*** (0.061)
고용센터 유무 (있음=1)		0.012*** (0.003)			0.097*** (0.020)	
연령	-0.010*** (0.000)	0.001*** (0.000)	-0.010*** (0.001)	-0.026*** (0.001)	0.013*** (0.003)	-0.024*** (0.002)
연령2	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
학력(초졸=1) (기준: 무학)	-0.016*** (0.004)	0.002 (0.003)	-0.016** (0.006)	-0.051*** (0.014)	-0.148*** (0.043)	-0.051*** (0.019)
학력 (중졸=1)	0.012*** (0.004)	0.017*** (0.003)	0.013 (0.009)	0.037*** (0.013)	0.174*** (0.041)	0.054*** (0.019)
학력 (고졸=1)	0.060*** (0.004)	0.039*** (0.003)	0.062*** (0.016)	0.180*** (0.013)	0.411*** (0.040)	0.215*** (0.018)
학력 (2~3년제 대졸=1)	0.097*** (0.004)	0.044*** (0.003)	0.099*** (0.018)	0.279*** (0.013)	0.447*** (0.039)	0.317*** (0.020)
학력 (4년제 대졸=1)	0.057*** (0.004)	0.037*** (0.003)	0.059*** (0.015)	0.173*** (0.013)	0.399*** (0.041)	0.207*** (0.020)
학력 (대학원졸=1)	0.056*** (0.005)	0.043*** (0.004)	0.059*** (0.018)	0.169*** (0.015)	0.455*** (0.045)	0.210*** (0.024)
경력 여부 (경력=1)	0.023*** (0.001)	-0.076*** (0.002)	0.019 (0.031)	0.064*** (0.003)	-0.603*** (0.008)	-0.011 (0.008)
여성가장 여부 (여성가장=1)	0.036 (0.057)	-0.030 (0.036)	0.034 (0.064)	0.095 (0.146)	-0.211 (0.288)	0.065 (0.165)
결혼이민자 여부 (결혼이민자=1)	0.002 (0.011)	-0.016** (0.008)	0.002 (0.017)	0.007 (0.030)	-0.135 (0.083)	-0.008 (0.043)
도서지역 여부 (도서지역=1)	0.032*** (0.004)	-0.002 (0.003)	0.032*** (0.007)	0.087*** (0.010)	-0.011 (0.024)	0.083*** (0.018)
출소예정자 여부 (출소예정자=1)	-0.096*** (0.006)	-0.002 (0.005)	-0.096*** (0.008)	-0.294*** (0.019)	0.008 (0.034)	-0.284*** (0.028)
군 전역간부 여부 (군 전역간부=1)	0.041*** (0.003)	0.003 (0.003)	0.041*** (0.005)	0.111*** (0.009)	0.022 (0.021)	0.109*** (0.012)
해외취업 희망 여부 (해외취업 희망=1)	0.035*** (0.002)	0.014*** (0.003)	0.035*** (0.011)	0.094*** (0.006)	0.107*** (0.021)	0.105*** (0.026)
상수항	0.504*** (0.006)	0.047*** (0.009)	0.507*** (0.025)	0.018 (0.018)	-1.863*** (0.066)	0.051* (0.028)
관측 수	1,208,106					
R-squared	0.015	0.014		-	-	
Corr( $\epsilon_1, \epsilon_2$ )	-	-		-	0.447*** (0.034)	

주: 1) 강건표준 오차(Robust standard error)임.

2) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

자료: 워크넷, HRD-Net, 고용보험 DB 결합.



<부표 5> 직업훈련이 취업 여부에 미치는 효과 추정(여성)

변수명	LPM-OLS	LPM - 2SLS		Probit	Bivariate probit	
	취업확률	훈련참여 (1stage)	취업확률 (2 stage)	취업확률	훈련참여	취업확률
훈련참여 여부 (참여=1)	-0.097*** (0.001)		-0.159 (0.166)	-0.297*** (0.003)		-0.775*** (0.072)
고용센터 유무 (있음=1)		0.029*** (0.005)			0.142*** (0.024)	
연령	-0.016*** (0.000)	0.010*** (0.001)	-0.015*** (0.002)	-0.045*** (0.001)	0.054*** (0.003)	-0.039*** (0.002)
연령2	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	0.000*** (0.000)
학력(초졸=1) (기준: 무학)	0.000 (0.004)	0.011* (0.006)	0.001 (0.005)	0.001 (0.011)	-0.049 (0.048)	0.007 (0.016)
학력 (중졸=1)	-0.001 (0.004)	0.032*** (0.006)	0.001 (0.007)	-0.005 (0.011)	0.219*** (0.049)	0.012 (0.016)
학력 (고졸=1)	0.011*** (0.003)	0.060*** (0.006)	0.015 (0.011)	0.031*** (0.010)	0.376*** (0.047)	0.062*** (0.016)
학력 (2~3년제 대졸=1)	0.019*** (0.003)	0.056*** (0.007)	0.022** (0.010)	0.052*** (0.010)	0.360*** (0.047)	0.081*** (0.018)
학력 (4년제 대졸=1)	0.007** (0.003)	0.025*** (0.007)	0.009 (0.007)	0.021** (0.010)	0.218*** (0.048)	0.035** (0.018)
학력 (대학원졸=1)	-0.006 (0.004)	0.008 (0.007)	-0.005 (0.008)	-0.017 (0.013)	0.105** (0.051)	-0.011 (0.024)
경력 여부 (경력=1)	0.036*** (0.001)	-0.130*** (0.003)	0.028 (0.022)	0.105*** (0.002)	-0.656*** (0.009)	0.037*** (0.012)
여성가장 여부 (여성가장=1)	0.049*** (0.003)	0.057*** (0.004)	0.052*** (0.011)	0.139*** (0.007)	0.253*** (0.018)	0.166*** (0.012)
결혼이민자 여부 (결혼이민자=1)	-0.039*** (0.004)	0.016 (0.010)	-0.038*** (0.007)	-0.116*** (0.012)	0.070* (0.040)	-0.106*** (0.020)
도서지역 여부 (도서지역=1)	0.003 (0.004)	-0.019*** (0.005)	0.002 (0.007)	0.009 (0.011)	-0.087*** (0.025)	0.000 (0.019)
출소예정자 여부 (출소예정자=1)	-0.155*** (0.015)	0.000 (0.023)	-0.155*** (0.021)	-0.539*** (0.065)	0.033 (0.091)	-0.529*** (0.091)
군 전역간부 여부 (군 전역간부=1)	0.043** (0.018)	-0.023 (0.019)	0.042* (0.025)	0.120** (0.050)	-0.099 (0.103)	0.107 (0.068)
해외취업 희망 여부 (해외취업 희망=1)	0.011*** (0.002)	0.018 (0.011)	0.012 (0.015)	0.032*** (0.007)	0.081 (0.051)	0.041 (0.043)
상수항	0.633*** (0.005)	-0.021 (0.018)	0.633*** (0.010)	0.413*** (0.014)	-2.093*** (0.082)	0.401*** (0.030)
관측 수	1,560,605					
R-squared	0.014	0.012		-	-	
Corr( $\epsilon_1, \epsilon_2$ )	-	-		-	0.272***	

주: 1) 강건표준 오차(Robust standard error)임.

2) \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

자료: 워크넷, HRD-Net, 고용보험 DB 결합.

## The Effect of Vocational Training on Employment Outcome in Korea's Training Credit Program

Yong-seong Kim

As the economic environment rapidly changes, the ability to flexibly adapt has become a vital skill which is primarily attained through education and training. Subsequently, it is essential that the effects of vocational education and training are closely examined to see if they are fulfilling their goals; specifically, whether they bolster the chances of gaining employment. To that end, the endogenous aspects of training variables must be controlled. This study critically assesses the approaches of current literature in regards to tackling the endogeneity issue, and investigates the effects of vocational training through various econometric models. The results failed to reveal any positive effects of Korea's vocational training on employment. However, the negative effects were also not large enough to be significant. Additionally, the marginal effects were weaker for women and older age groups—which show a disparity between men and women—than for men and younger age groups, respectively. A more comprehensive and in-depth analysis will be needed of these results using recent data and detailed information about the training process.

Keywords: vocational education and training, endogeneity of training, average marginal effect of training