

勞 動 經 濟 論 集  
第43卷 第3號, 2020.9. pp.33~61  
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

## 정규직-비정규직 간 훈련격차와 임금효과

오 호 영\*

본 연구에서는 기업주도 재직자 훈련(On-the-Job Training: OJT)에서 정규직과 비정규직 근로자 간 훈련격차와 직업훈련의 임금효과를 비교분석하였다. 이를 위하여 OECD의 주관하에 조사된 국제성인역량조사(Programme for the International Assessment of Adult Competencies: PIAAC) 원자료에 내생성을 통제하기 위하여 비모수추정법인 성향점수매칭법(Propensity Score Matching: PSM)을 적용하였다. 비정규직을 처치집단으로 정규직을 대조집단으로 하여 훈련참여 및 훈련의 임금효과를 각각 추정된 결과 비정규직은 정규직에 비해 불리한 훈련 기회에 직면하였고 훈련의 임금효과는 정규직에서는 유의하지 않았으나 비정규직에서는 훈련이 임금이에 유의한 정의 효과를 보였다. 이러한 분석결과는 비정규직의 저숙련 함정 극복을 위한 정부개입의 근거를 제공하며 비정규직에 대한 훈련기회 확대가 미취업과 정규직을 잇는 가교로써 비정규직이 기능할 가능성을 보여준다.

주제어: 직업훈련, 훈련격차, 비정규직, 국제성인역량조사, 성향점수매칭법

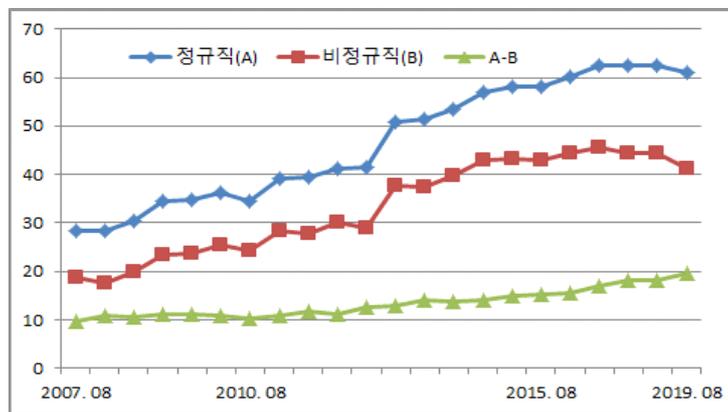
논문 접수일: 2020년 6월 24일, 논문 수정일: 2020년 9월 20일, 논문 게재확정일: 2020년 9월 25일

\* 한국직업능력개발원 선임연구원(hyoh@krivet.re.kr)

## I. 서론

최근 디지털 전환(Digital Transformation)을 특징으로 하는 기술혁신이 가속화되면서 근로자 능력개발의 중요성이 높아지고 있다(OECD, 2019a). 기술혁신은 제품과 서비스의 혁신, 공정개선, 제품 수명주기의 단축, 경쟁자의 등장 등 사업환경의 높은 불안정성과 변동성을 가져오며, 기업의 대응력은 노동유연성(flexibility)에 상당 부분 의존한다. 미국과 같은 자유방입형의 노동시장에서는 해고와 채용 등 양적 노동유연성을 바탕으로 적응할 수 있지만, 재직근로자 보호 규제가 강한 한국 노동시장에서는 근로자의 다능화(multi-skilling)가 대안이 될 수 있다. 그런데, 그간 한국 사회에서 직업훈련은 기능인력 양성, 취약계층에 대한 사회안전망 등 정규 학교 교육과 복지제도의 사각지대를 메우는 부수적이고 보완적 역할에 그친 것이 사실이다. 한국의 재직자 훈련참여 수준은 OECD 국가 중에서도 낮은 편에 속하며, 특히 비정규직의 훈련참여는 정규직에 비교하여 매우 낮은 수준에 머물러 있다(OECD, 2019b). 이중구조화되어 있는 한국 노동시장에서 비정규직은 임금, 승진, 배치 등에서는 물론 훈련기회에서도 불이익에 직면하고 있으며, [그림 1]에 따르면 근로자의 교육훈련참여율은 꾸준히 높아지고 있으나 정규직과 비정규직 간 격차는 확대되는 추세다(통계청, 각 연도).

[그림 1] 정규직과 비정규직의 교육훈련 경험자 비율(%)



자료: 통계청, 「경제활동인구조사-근로형태별 부가조사」, 각 연도에서 작성.

비정규직이 정규직으로 가기 위한 디딤돌(*stepping stone*) 혹은 도약판(*spring board*)인가, 아니면 2차 노동시장에서 탈출하기 힘든 함정(*trap*)으로 작용하는가에 관해서는 논란이 있지만(금재호, 2000; 남재량·김태기, 2000), 비정규직 일 경험을 통해 이루어지는 숙련개발은 정규직으로 가기 위한 중요한 조건이며 직업훈련의 적극적 역할에 주목할 필요가 있다. 비정규직이 직면하고 있는 불리한 훈련기회는 정규직과 비정규직 간의 숙련격차를 확대함으로써 낙인효과로 작용하고 2차 노동시장의 함정에서 벗어나지 못하는 원인이 될 수 있다. 비정규직에게 충분한 훈련기회가 제공되고 있는가는 노동시장 내 차별 해소뿐만 아니라 이중노동시장의 부작용을 완화하는 효과적 수단이라는 점에서도 의의가 있다. 즉, 이중노동시장 구조하에서도 비정규직이 일 경험, 직업훈련 등을 통해서 정규직으로 가는 디딤돌 역할을 하고 1차 노동시장으로 인력이동이 활성화되면 노동시장 분절화의 폐해는 약화될 수 있다. 부문 간 노동이동은 1차 노동시장의 대기실업을 낮추고 근로참여를 활성화하며, 비정규직의 인적자본 투자에 대한 인센티브를 강화함으로써 노동시장 전체의 효율성을 높이는 기제가 된다.

본 논문에서는 이러한 문제의식을 가지고 사업주 주도의 재직자 훈련(*On-the-Job Training: OJT*)에 있어서 정규직과 비정규직 간 훈련격차를 분석하고 이러한 훈련격차가 임금에 미치는 영향을 비교하고자 한다. 정규직과 비정규직 간의 인적자본, 직무, 업종, 기업특성 등에서의 차이를 고려한 후에 순수하게 고용상의 지위, 즉 비정규직에 대한 차별에 기인하는 훈련격차를 식별할 것이다. 아울러 정규직과 비정규직 간의 훈련격차가 임금에 미치는 효과를 비교분석함으로써 재직자훈련이 과연 직업능력개발 효과가 있는 것인지, 이중노동시장의 폐해를 부분적으로나마 완화할 수 있을 것인지 가능성을 검토한다. 본 연구의 의의는 기존의 선행연구들에서 시도하지 않았던 정규직과 비정규직 간의 훈련격차의 발생원인을 내생성(*endogeneity*) 문제를 고려하여 분석하였다는 점에 있다. 아울러 OECD 국제성인역량조사(PIAAC: Programme for the International Assessment of Adult Competencies, 이하 PIAAC) 원자료를 이용하여 개인의 인적자본을 직접적으로 측정할 직업기초능력점수를 활용하였다는 점에서도 의의를 갖는다. 기존 연구에서는 인적자본을 주로 학력이나 연령 등을 사용하여 간접적으로 측정하였음에 비해 개인별 수리력(*numeracy*) 점수를 사용함으로써 인적자본을 보다 직접적이고 효과적으로 통제할 수 있다.

## II. 이론적 배경 및 선행연구 검토

### 1. 이론적 배경

정규직과 비정규직 간의 훈련격차에 관한 이론적 근거는 이중노동시장이론(dual labour market theory)에서 찾을 수 있다(Reuda & Pontusson, 2000; Gottfries & McCormick, 1995; Atkinson, 1984). 대표적으로 Atkinson(1984)은 기업을 둘러싼 시장환경의 변동성이 높아짐에 따라 기업은 유연성을 추구하게 되었으며 핵심인력을 제외하고는 비정규직화, 외주화하여 경직성을 낮추는 것이 중요하다고 강조하였다. 이제 노동시장은 임금, 고용안정성, 배치, 승진, 훈련기회 등에서 균질적이고 연속적인 시장이 아니라 중심(core)과 주변(periphery)으로 분절(segmentation)된 이중구조적 특성을 가지며 주변부 노동시장에서 중심부 노동시장으로 진입은 어렵게 된다. 내부자-외부자 이론(insider-outsider theory)에 따르면, 내부자들은 고용주들로부터 고용안정성과 훈련기회를 보장받고 기업특수적 숙련(firm-specific skill)을 축적하는 반면, 외부자들은 고용불안정과 훈련기회의 제약으로 일반적 숙련(general skill)만을 갖게 되고 내부자로 진입할 기회를 얻지 못한다(Reuda & Pontusson, 2000). 이중노동시장이 주변부에서 중심부 노동시장으로 노동이동성을 제약하여 차별을 영속화하는 함정(trap)인가, 아니면 주변부 노동시장 경험을 쌓아 중심부 노동시장으로 진입할 기회를 찾는 디딤돌(steping stone)인가에 관한 상반된 실증연구들이 다수 존재한다.

다음으로 암묵적 계약이론(implicit contract theory)에서는 고용관계가 매 순간 청산이 이루어지는 현물시장(spot market)과는 다른 속성을 가지며 위험(risk)에 대해 고용주와 근로자의 상이한 태도로 인해 장기 고용관계를 형성한다고 주장한다. 즉, 경기변동에 따른 노동소득의 증감이라는 위험에 대하여 근로자는 위험기피적(risk-averse)인 태도를 보이지만 고용주는 위험중립적(risk-neutral)이기 때문에 장기계약을 통해 근로자는 안정적 근로소득을 기대할 수 있고 고용주는 평균이윤을 높일 수 있게 된다. 고용주는 장기계약을 통해 단기 고용관계로는 기대하기 힘든 근로자의 헌신, 노력을 이끌어낼 수 있고 무엇보다 기업특수적 숙련의 개발을 통해 근로자 생산성을 높이고 노사가 지대를 공유(rent

sharing)할 수 있다.

이를 좀 더 자세히 살펴보기 위하여 훈련이 기업특수적 훈련과 일반적 훈련으로 구분된다고 가정하자. 모든 기업에서 생산성을 높이는 일반적 훈련에 대한 투자는 비용 회수의 문제로 인하여 훈련비용 부담 주체는 일반적으로 근로자가 되며 임금과 생산성이 매기 일치된다. 반면, 훈련에 따른 근로자의 생산성 증가가 현 기업에서 주로 나타나는 기업특수적 훈련의 경우에는 임금수준이 생산성보다 낮지만 기회임금보다는 높으므로 기업과 근로자 모두가 만족할 수 있다. 따라서, 기업은 장기근속과 고임금이 보장된 정규직에 대해서는 기업특수적 숙련에 대한 투자를 통해 지대공유(rent-sharing)를 추구할 인센티브가 존재하지만, 한시적(fixed-term) 고용관계를 전제로 하는 비정규직에 대해서는 훈련투자의 회수가능 기간이 짧으므로 약한 투자 인센티브를 갖는다(Booth, Francesconi & Frank, 2002; Bassanini et al., 2005). 근로자의 입장에서 보면 정규직은 장기 고용관계가 보장되므로 노동시장에서의 생산성보다는 현재 재직 중인 기업에서의 생산성에 더욱 높은 관심을 가지므로 기업특수적 훈련에 적극적으로 참여할 인센티브를 갖는다. 반면, 비정규직은 현재 재직 중인 기업에서의 생산성보다는 노동시장에서 인정받는 일반적 숙련을 높이는 것이 유리하므로 기업특수적 훈련에 참여할 인센티브는 낮다. 한시적 근로라 하더라도 비정규직에서 정규직으로의 전환 가능성이 높으면 비정규직 근로자도 기업특수적 훈련에 참여할 인센티브를 가질 것이나 한국에서 정규직 전환확률은 낮은 편에 속한다(OECD, 2019b).

Moen and Rosen(2004)은 고용주가 좋은 훈련기회를 제공한다는 평판을 얻게 되면 비정규직 채용을 좀 더 편리하게 할 수 있으므로 일반적 훈련기회를 비정규직에게 제공하게 되는데, 이를 통하여 더 우수한 비정규직을 채용할 수 있다. 이처럼 비정규직에 대한 훈련기회 제공이 우수한 지원자를 모집하고 선별하는 수단으로 활용될 경우에는 비정규직에 대한 훈련격차가 발생하지 않을 수도 있다.

## 2. 선행연구 검토 및 시사점

정규직과 비정규직 간의 훈련격차에 관한 국내 실증연구는 주로 훈련의 임금효과, 훈련이 정규직 전환에 미치는 효과 등에 초점을 맞추고 있다(이상준, 2012; 유경준·강창희, 2010; 채창균, 2009). 본 논문에서 다루고 있는 정규직과 비정규직 간 훈련격차에 관한 연구는 많지 않은데, 장흥근·윤여인(2005)은 대규모 실태조사를 실시하여 종사상 지위

에 따라 훈련참여의 동기와 행태가 상이하다는 결과를 얻었다. 상용근로자는 주로 업무 능력 향상이나 경력관리를 위해 훈련을 받는데 훈련참여율은 높지만, 훈련일수는 짧으며, 고용이 불안한 임시·일용직 근로자는 취업이나 창업, 전직/직종전환, 자격증 취득을 목적으로 훈련을 주로 받고 훈련참여율은 낮은 반면 훈련일수가 두 달 정도로 길다. 강순희·안준기(2013)는 통계청의 경제활동인구 부가조사를 패널화한 자료를 이용하여 비정규직의 세부유형별 직업훈련의 임금 및 고용안정성 효과를 분석하였다. 성향점수매칭 방법을 적용하여 분석한 결과 비정규직의 훈련에 따른 임금효과는 기간제<sup>1)</sup>만이 유의한 양의 효과를 보였으며 나머지 유형의 비정규직에서는 유의한 임금효과가 존재하지 않았다. 성향점수를 도출하기 위한 로짓 분석을 통하여 훈련참여 결정요인을 분석하였는데 이에 따르면 다른 요인들을 통제하더라도 정규직의 훈련참여 기회가 비정규직에 비해 더 많음을 확인하였다. 채창균(2009)도 통계청의 경제활동인구 부가조사를 패널화한 자료를 이용하여 비정규직 훈련이 정규직 전환 효과는 없으나 임금효과는 존재함을 밝혔다. 그러나 채창균(2009), 강순희·안준기(2013)는 재직자 훈련의 종류와 관련하여 사업주훈련에 특정한 분석이 아니라는 점에서 이 글과는 차이가 있다.

Cabreres, Dolado, and Mora(2014)은 PIACC 자료에 성향점수매칭 기법을 적용하여 국제비교연구를 수행한 결과 정규직의 고용보호가 과도할수록 비정규직 훈련격차가 확대되며, 비정규직이 받는 낮은 기업특수적 훈련은 비정규직의 낮은 문해력 점수(literacy score), 수리력 점수( numeracy score)와 상관관계가 있음을 밝혔다. 이들의 연구에 따르면, 정규직에 대한 고용보호 수준이 높을수록 정규직과 비정규직 간 해고비용 격차(dismissal cost gap)가 확대되고 고용주는 비정규직을 정규직으로 전환하려는 인센티브를 상실하며 그 결과로써 비정규직에 대한 훈련투자가 위축된다. 비정규직의 낮은 훈련수준은 문해력, 수리력 등의 낮은 직업기초능력 점수와 상관관계를 가짐으로써 비정규직 일경험이 정규직으로 진입하는 디딤돌이 되기 어렵게 만든다. 비정규직의 정규직 전환율과 비정규직에 대한 훈련제공은 정적 상관관계를 갖는데, 정규직 전환율이 높다는 것은 정규직에 대한 고용보호 수준이 낮음을 대리하므로 정규직 고용보호 수준이 높을수록 비정규직에 대한 훈련제공은 낮아진다.

이상의 문헌연구를 통해 다음과 같은 연구의 의의와 시사점을 도출할 수 있다. 첫째, 정규직과 비정규직 간 훈련격차에 관해서는 이론적으로나 실증적으로 선행연구들이 대

1) 통계청(각 연도)에 따르면, 2012년 8월 현재 전체 비정규직은 5,911천 명이며 이중 기간제는 2,714천 명(45.9%)으로 비정규직의 약 절반을 차지한다.

체로 일치하지만, 실증적으로 엄밀하고 정치한 분석방법을 적용하여 훈련격차 문제를 다룬 국내 연구가 거의 없다는 점에서 선도적이다. 노동시장 이중구조에 관한 국내 연구들이 주로 기업규모별 임금격차에 주목하여 왔으나, 정규직과 비정규직 간 훈련격차, 숙련격차 문제에 주목한 연구는 많지 않았다. 임금격차 해소는 기업, 정규직 근로자, 비정규직 근로자의 이해가 첨예하게 대립하기 때문에 그간의 정치적 노력에도 불구하고 소기의 성과를 거두는 데 한계를 보였으나 훈련격차 해소는 공통의 이해가 존재하므로 상대적으로 절충점을 찾기가 쉬울 수 있다. 정규직과 비정규직 간 훈련격차는 노동시장의 이중구조화가 강할수록 확대되는 경향이 있으며, 우리나라 노동시장은 이중구조화가 강하므로 비정규직의 낮은 능력개발 기회가 이를 더욱 악화시키는 요인으로 작용할 수 있다.

둘째, 훈련격차 문제에 접근하면서 훈련에 따른 근로자 생산성의 정규직, 비정규직 간 차이를 고려해야 한다는 점이다. 비정규직의 훈련기회가 정규직에 비해 불리한 것은 사실이지만, 훈련에 따른 생산성 증대의 격차가 고려되지 않은 채 훈련격차에만 주목할 경우 경제 논리에 기반한 원인의 진단과 정책대응이 불가능해질 것이다. 인적자본이론에 따르면 훈련은 노동생산성을 증가시키고 이는 임금에 반영되는데, 비정규직에 대한 훈련 효과가 존재함에도 불구하고 기업의 훈련투자비용 회수불능에 대한 우려로 인하여 충분한 훈련기회가 주어지지 않는다면 이것은 명백한 시장실패에 해당하고 정부개입의 근거가 될 수 있다. 비정규직이 저숙련 함정에서 탈출하는 것은 근로자와 기업 모두에게 바람직하며 정부개입을 통해 비정규직에 대한 훈련기회를 확대함으로써 비정규직이 정규직으로 이행하기 위한 디딤돌이 되고 이중시장구조를 완화시킬 수 있다. 채창균(2009), 강순희·안준기(2013)의 비정규직에 대한 훈련이 유의한 임금효과를 갖는다는 실증분석의 연장선에서 공신력 있는 데이터와 엄밀한 분석방법을 적용하여 이를 재확인할 필요가 있다. 연구방법론 측면에서 본 연구는 강순희·안준기(2013)와 마찬가지로 성향점수매칭법을 적용하고 있으나, 사업주 주도의 재직자 훈련에 국한한 점, PIACC 원자료를 이용하여 인적자본을 보다 직접적으로 통제한 점, 그리고 추정결과의 강건성 검증을 위하여 관찰되지 않는 결정변수의 문제를 고려하였다는 점에서 차별성을 갖는다.

### III. 실증분석 전략

#### 1. 분석자료

본 논문에서 분석에 사용한 PIAAC 원자료(OECD, 2019c)는 OECD에서 주관한 성인 대상 국제조사로서 2011년 하반기와 2012년 상반기에 24개국의 16~65세 성인 15만 7천 명이 참여하여 조사가 이루어졌으며, 한국은 6,667명이 참여했다(OECD, 2013a). PIAAC은 성인의 스킬을 측정하고 국제비교할 수 있다는 점에서 강점을 가지며, 문해력(literacy), 수리력( numeracy), 컴퓨터 기반 환경에서의 문제해결력(problem-solving) 등을 실제 역량에 대한 평가(Direct Assessment)를 통해 엄밀하게 측정한다.<sup>2)</sup>(OECD, 2013b) 본 연구에서는 한국 자료를 활용하며 조사기준 시점 현재 취업자 중 임금근로자를 분석 대상으로 하며 결측치를 제외하고 총 3,133명이다. 핵심변수는 “지난 12개월간 업무 수행에 관한 체계화된 교육훈련(OJT) 혹은 상사나 동료가 진행하는 교육훈련에 참여한 적이 있습니까?(B\_Q12C)”에 “01 예, 02 아니오”로 측정된 사업주훈련 참여여부 변수와 임금근로자 중에서 “귀하는 어떤 종류의 고용 계약을 맺고 계십니까? 다음 응답 중 하나를 선택하십시오(D\_Q09)”의 질문에 대하여 “01 무기계약(정년까지)”으로 응답한 경우는 정규직으로, 나머지 “02 유기 계약(정해진 기간까지), 03 파견 근로, 04 현장 실습생 또는 견습생, 05 공식적 계약 없음, 06 기타”는 비정규직으로 구분하였다. 이것은 통계청의 비정규직 개념 구분과는 상이한 것이며 예컨대 시간제 근로자의 경우 통계청의 정의에서는 비정규직이지만 PIACC에서는 정규직일 수도 비정규직일 수도 있다. 사실 정규직과 비정규직의 구분은 한국의 독특한 사회문화적 배경을 가진 것으로 OECD에서는 한국과 동일한 의미의 정규직 개념 구분이 없으며 무기직(permanent work), 임시직(temporary work) 혹은 전일제(full-time work), 시간제(part-time work) 등으로 고용형태를 구분하는 것이 일반적이다.<sup>3)</sup>

2) 본 연구에서는 수리력을 일반적 인적자본의 대리변수로 사용하는데, 문해력, 수리력, 문제해결력 점수 간의 상관관계가 높고, 수리력의 개인 간 차이가 좀 더 뚜렷하며 문제해결력의 경우 결측치가 많다는 점이 고려되었다.

3) 한국의 비정규직은 2002년 7월 노사정위원회가 합의한 비정규직 근로자의 정의 및 범주에 따

〈표 1〉 요약통계

	정규직(N=1,567)		비정규직(N=1,566)		전체(N=3,133)	
	Mean	Std.Dev.	Mean	Std.Dev.	Mean	Std.Dev.
OJT 이수 더미(1=이수, 0=미이수)	0.5271	0.4994	0.3046	0.4604	0.4159	0.4930
훈련횟수(회)	1.2399	1.5663	0.6398	1.2282	0.9400	1.4389
시간당 임금(보너스 포함, 원)	18,155	17,371	13,266	17,836	15,711	17,771
월임금(보너스 포함, 원)	2,731,683	1,552,409	1,768,337	1,426,458	2,250,164	1,566,464
월간 근로시간(시간)	180.82	58.17	174.32	77.36	177.57	68.50
성 더미(여자=1, 남자=0)	0.3861	0.4870	0.5249	0.4995	0.4555	0.4981
연령(만)	39.62	10.10	40.01	12.76	39.81	11.51
학력 더미(고졸 이하=1, 기타=0)	0.4039	0.4710	0.6366	0.4970	0.6203	0.4873
" (전문대졸=1, 기타=0)	0.2285	0.4200	0.1718	0.3773	0.2001	0.4002
" (4년제졸 이상=1, 기타=0)	0.3676	0.4823	0.1916	0.3937	0.2796	0.4489
근속연수(년)	8.5801	8.5950	4.0881	5.5679	6.3348	7.5811
관리감독업무 더미(1=예, 0=아니오)	0.4097	0.4919	0.2178	0.4128	0.3138	0.4641
직종 더미(전문직=1, 기타=0)	0.3759	0.4845	0.2331	0.4229	0.3045	0.4603
" (준전문사무직=1, 기타=0)	0.3472	0.4762	0.4055	0.4911	0.3763	0.4845
" (준전문생산직=1, 기타=0)	0.2151	0.4110	0.1679	0.3739	0.1915	0.3936
" (단순노무직=1, 기타=0)	0.0568	0.2315	0.1903	0.3927	0.1235	0.3291
기업규모 더미(1-10=1, 기타=0)	0.2157	0.4114	0.4706	0.4993	0.3431	0.4748
" (11-50=1, 기타=0)	0.2712	0.4447	0.2912	0.4545	0.2812	0.4497
" (51-250=1, 기타=0)	0.2259	0.4183	0.1443	0.3515	0.1851	0.3885
" (251-1000=1, 기타=0)	0.1487	0.3559	0.0543	0.2266	0.1015	0.3020
" (1001+=1, 기타=0)	0.1366	0.3435	0.0351	0.1841	0.0859	0.2802
직원수 증가 더미(1=증가, 기타=0)	0.2514	0.4340	0.1686	0.3745	0.2100	0.4074
직원수 감소 더미(1=감소, 기타=0)	0.1717	0.3772	0.1686	0.3745	0.1701	0.3758
직원수 정체 더미(1=정체, 기타=0)	0.5731	0.4948	0.6488	0.4775	0.6109	0.4876
수리력점수(점)	275.30	37.28	259.34	44.27	267.32	41.69
문해력점수(점)	281.73	34.12	267.84	41.09	274.79	38.39
문제해결력점수(점)	286.86	32.98	282.13	33.64	284.72	33.35
총점 평균(점)	279.09	34.20	264.52	41.82	271.81	38.88

< 표 1>에서 요약통계를 살펴보면 OJT 이수 경험에 있어서 정규직은 52.71%임에 비해 비정규직은 30.46%로서 격차가 22.25%p로 비정규직의 훈련이수 비율이 낮다. 정규직

라 통계청에서 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사를 통해 비정규직 규모와 근로형태에 대한 실태 등을 조사하고 있다. 비정규직은 크게 한시적 근로자, 시간제 근로자, 비전형 근로자 등으로 구분하고 다시 세분화하고 있다(통계청, 각 연도).

과 비정규직은 임금뿐만 아니라 커다란 훈련격차가 존재함을 의미하며 이중노동시장의 특징을 보여준다. 즉, 비정규직은 여성, 저학력에서 많고, 수리력/문해력/문제해결력 점수가 낮으며, 근속연수가 짧으며, 관리감독 업무에서 배제되어 있고, 기업규모가 적을수록 많은 경향을 보인다. 이것이 정규직과 비정규직 간의 훈련격차를 분석함에 있어서 의미하는 것은 정규직, 비정규직이라는 처치(treatment)가 임의적(random)이지 않다는 점, 결과변수인 OJT 이수율과 처치에 동시에 영향을 미치는 공변량(covariate)이 존재할 가능성을 고려한 분석이 필요하다는 점이다.

## 2. 분석방법론

정규직과 비정규직 간의 훈련격차 분석을 위한 회귀모형은 훈련참여 여부라는 종속변수와 비정규직 여부를 포함한 설명변수들로 구성되는데, 설명변수 중 비정규직 여부(irreg)가 오차항( $\epsilon$ )과 상관관계를 갖는 내생성 문제(endogeneity problem)가 존재할 가능성이 높다. 그 이유는 훈련비용을 기업이 지불하는 재직자 훈련에서 훈련생은 무작위로 선발되는 것이 아니라 훈련비용의 회수가 가능한 생산성이 높은 근로자일 수 있고 이는 비정규직 여부와도 밀접한 상관관계를 가질 수 있다. 즉, 정규직에 대해서는 엄격한 선발절차가 적용되는 반면 비정규직에 대해서는 상대적으로 느슨한 선발절차를 적용하므로 비정규직 여부는 학습능력, 성실성, 태도 등 관측이 불가능하여 오차항에 포함된 요인에서 체계적 차이를 보일 수 있다. 비정규직 여부 변수의 내생성을 고려하지 않고 회귀모형을 추정할 경우 추정치는 편의(bias)를 갖게 되어 일치추정량을 구할 수 없게 된다. 예컨대, 학습능력이 높을수록 정규직일 확률이 높고 동시에 훈련생으로 선발될 확률도 높다면 학습능력을 제외하고 훈련참여 확률을 추정할 경우 비정규직 더미변수(비정규직=1, 정규직=0)의 추정계수는 작아지는 편의가 발생한다.

회귀모형에서 내생성 문제를 극복하는 방법으로는 성향점수 매칭법(Propensity Score Method: PSM), 패널데이터를 이용한 고정효과(Fixed Effect) 모형, 도구변수(IV)를 이용한 2단계 추정법 등이 대표적으로 활용된다. 패널데이터를 이용한 고정효과 모형은 많은 장점에도 불구하고 본 논문에서 사용하는 횡단면 자료에는 적용할 수 없는 한계가 있으며, 시간 불변인 독립변수(time invariant variables)의 경우 추정이 불가능하다는 약점이 있다(유경준·강창희, 2010). 도구변수를 이용한 추정법은 비정규직 여부에는 상관성을 갖지만, 훈련참여 여부에는 상관성을 갖지 않는 적절한 도구변수를 발굴하는 것이 중요한

데, 이를 충족하는 변수를 찾기란 쉽지 않다.<sup>4)</sup>

본 논문에서 채택한 성향점수매칭법은 실험이 불가능한 사회과학에서 처치 전후의 효과를 측정하는데 널리 사용되는 방법으로서 비정규직과 모든 면에서 유사한 특성(covariates)을 가진 정규직을 추출하여 훈련참여 결정요인을 비교하는 방법이다. 이렇게 함으로써 여타의 요인을 효과적으로 통제된 후에 순수하게 정규직-비정규직 간 훈련격차를 추정할 수 있게 된다. 정규직과 비정규직은 성, 연령, 학력, 직업기초능력, 근속, 직종, 산업 등 여러 측면에서 차이가 있고 처치집단(treated group)인 비정규직 개인별로 최대한 유사한 정규직 대조집단(comparison group)을 구성하여 처치효과를 추정하게 된다. 동일한 개인이 한번은 정규직으로 취업하고 또 한번은 비정규직으로 취업하는 실험이 가능하다면 종사상 지위의 차이에 따른 훈련참여의 차이를 정확히 추정하는 것이 가능하지만, 현실 세계에서는 불가능하므로 관찰된 데이터에서 가상의 대응치를 찾는으로써 실험과 유사한 조건을 만드는 것이다. 가급적 많은 속성을 포함하여 처치집단과 유사한 개인을 매칭할수록 가상의 대응치가 실제 대응치와 유사해지는데, 문제는 설명변수가 늘어날수록 동일한 속성을 지닌 개인을 찾기 힘들어지는 ‘다차원성의 저주(curse of dimensionality)’가 발생한다는 점이다. Rosenbaum and Rubin(1983)은 공변량( $X_i$ )의 특징을 갖는 개체의 처치받을( $T_i=1$ ) 확률인  $\Pr(T_i = 1|X_i)$ , 즉 성향점수(propensity score)를 계산하여 매칭에 활용할 수 있음을 증명하였다. 성향점수는 분석표본에서 처치 여부(비정규직 여부)에 관한 프로빗, 로짓 혹은 선형 확률모형을 추정한 후 속성  $X_i$ (공변량)를 대입하여 처치확률의 예측치를 계산한다. 매칭 알고리즘(matching algorithms)은 최근거리법(Nearest Neighbour), 캘리퍼법(Caliper & Radius), 구간법(Stratification & Interval), 커널법(Kernel & Local Linear), 가중치법(Weighting) 등 다양한 방법론이 개발되어 있는데, 본 논문에서는 일반적으로 쓰이는 최근거리법(Nearest Neighbour)을 적용한다.

평균처치효과(Average Treatment Effect: ATT)는  $E(Y_1 - Y_0|T=1)$ 로 정의되며, 이때  $Y_1$ 은 해당 개체가 처치받았을 때( $T=1$ )의 결과값,  $Y_0$ 는 처치받지 않았을 때( $T=0$ )의 결과값을 각각 의미한다. 실험이 불가능한 조건하에서 ATT를 추정하려면  $X_i$ (공변량)가 주어져 있다고 할 때 대조집단의 잠재적 결과가 처치 여부에 대한 할당과는 독립인 조건부 독립성 가정(Conditional Independence Assumption: CIA),  $Y_0 \perp\!\!\!\perp T | X$ , 이 충족되어야 한

4) 김용성(2020)은 훈련의 취업효과를 추정하면서 도구변수로서 ‘지역 내 고용센터의 유무’를 사용하였는데, ‘지역 내 고용센터의 유무’가 취업확률에 영향을 미치는 개인의 관찰되지 않은 특성과는 상관성이 없으면서 훈련계좌의 발급 및 훈련참여와 상관성이 있는 도구변수라고 주장하였다.

다. 또한, 성향점수 중에서 처치받은 개체와 동일한 공변량을 가진 대조군의 개체가 존재해야 할 조건(common support or overlap condition),  $\Pr(T=1|X) < 1$ 도 충족되어야 한다(Rubin, 1974). 조건부 독립성 가정이 성립하려면 성향점수를 기준으로 매칭된 데이터에서 처리집단과 대조집단의 공변량이 매칭 균형성(balancing)을 확보해야 한다. 조건부 독립성 가정(CIA)은 매우 강한 가정으로 처리집단과 비교집단 간의 공변량의 균형성이 확보되어야 내생성에 따른 편의를 제거하고 처치효과의 일치추정량을 구할 수 있기 때문이다. 성향점수 매칭에 의해 균형성이 확보되었는가는 표준화된 격차(standardized difference), t검정을 통해 매칭 전후의 처리집단과 비교집단 간의 공변량 평균 차이를 검정하는 방법을 적용한다. 관찰된 공변량이 선택 편의를 모두 설명하는 경우에는 매칭균형성만으로 추정치의 강건성을 확인할 수 있지만, 미관찰 공변량이 처치할당과 결과에 동시에 영향을 미치는 숨겨진 편의(hidden bias)가 존재하는 경우에는 추가적인 검정이 필요하다. Rosenbaum(2002)은 숨겨진 편의의 영향을 측정할 수 있는 Rosenbaum bound를 제안하였는데, 민감도 파라미터  $\Gamma$ 는 추정치가 숨겨진 편의로부터 얼마나 자유로운가를 판별하는 기준을 제공한다. 예컨대, 확률적인 실험에서 처치가 임의로 이루어진다면 숨겨진 편의가 없으므로  $\Gamma = 1$ 이고,  $\Gamma = 2$ 일 경우에는 동일한 공변량을 갖는 두 개인이 처치를 받을 오즈가 2로 숨겨진 편의가 크게 작용함을 의미한다.<sup>5)</sup> 즉, 민감도 파라미터  $\Gamma$ 가 1과 가까울수록 처치가 임의적이고 숨겨진 편의가 존재하지 않음을 의미하며 추정치는 강건성을 확보한다. 반면,  $\Gamma$ 가 1과 멀어질수록 숨겨진 편의가 존재하여 추정치는 강건성을 잃게 된다. 그러나, 숨겨진 편의가 존재하는가, 존재한다면 구체적으로 무엇인가에 관해서는 답해줄 수 없으므로 Rosenbaum bound는 단지 추정치의 강건성을 검정하는 의미를 갖는다.

5) 개체  $j, k$ 가 있고 처치가 관측된 공변량의 함수로서 처치받을 확률이  $\pi_j, \pi_k$ 인 경우 민감도 파라미터는  $\frac{1}{\Gamma} \leq \frac{\pi_j/(1-\pi_j)}{\pi_k/(1-\pi_k)} \leq \Gamma$ 의 관계식을 갖는다. 동일한 공변량을 갖는 두 개체  $j, k$ 가 상이한 처치 확률을 보이는 경우 숨겨진 편의가 존재한다(Rosenbaum, 2002).

## IV. 실증분석 결과

### 1. 훈련격차 분석

#### 가. 추정결과

<표 2>에는 로짓모형을 적용하여 정규직과 비정규직 간 훈련격차를 추정한 결과가 제시되어 있으며, 매칭 전 추정모델은 (1) - (4)이고 매칭 후 추정모델은 (5)이다. 매칭 전 추정모델은 변수투입에 따라 구분되며 추정계수는 해석상의 편의상 오즈비(odds ratio)로 제시하였다. 핵심적인 연구 관심은 정규직과 비정규직 간의 훈련기회 격차이므로 비정규직 더미의 오즈비를 살펴보면, 가장 단순한 추정모델 (1)에서 정규직 대비 비정규직의 오즈비는 0.393배에 그쳐 커다란 훈련격차를 보였다. 추정모델 (2)에서는 성, 연령, 학력, 근속연수, 관리감독 업무 등의 변수를 추가하였는데 정규직 대비 비정규직의 오즈비는 0.566배로 높아졌으며 가장 많은 변수를 투입한 추정모델 (4)에서 비정규직의 오즈비는 0.719배로 나타났다. 이는 정규직과 비정규직 간에는 상당한 집단 간 차이가 존재하며, 이러한 차이를 감안하더라도 정규직보다 비정규직은 불리한 훈련기회에 직면함을 의미한다. 추정모델 (5)는 성향점수매칭을 통해 비정규직과 유사한 속성을 갖고 있는 정규직 매칭 샘플만을 포함하여 추정한 로짓 모형 추정결과로서 추정모델 (4)에 비하여 비정규직의 오즈비가 약간 낮은 0.617배를 나타냈다.<sup>6)</sup> 이것은 비정규직을 처치집단으로 정규직을 대조집단으로 구성하여 계산한 훈련참여에 대한 평균처치효과(ATT)를 의미하며, 결론적으로 내생성을 통제하더라도 정규직에 비교하여 비정규직은 훈련기회에 있어서 상당한 정도로 불리한 처지에 놓여 있다.

6) 내생성을 고려하기 전보다 고려한 후의 추정계수가 작다는 것은 비정규직의 훈련참여에 정적 영향을 미치는 동시에 비정규직이 될 확률에도 정적 영향을 미치는 관찰되지 않은 특성이 존재함을 의미한다. 숨겨진 편의의 영향을 측정할 수 있는 Rosenbaum bound를 검정한 결과 숨겨진 편의의 영향이 완전히 통제되지 않은 점도 이러한 결과해석을 뒷받침하며 추정계수의 강건성이 확인되지 않았으므로 조심스러운 결과해석이 요청된다. 결과적으로 추정모델 (4)의 오즈비를 상한으로 추정모델 (5)의 오즈비를 하한으로 보수적으로 접근하더라도 위의 해석은 여전히 유효하다. 한편, 비정규직 더미와 기업규모 더미의 교호항(interaction term)을 포함하여 추정하였으나, 계수가 유의하지 않아 결과보고에는 포함하지 않았음을 밝힌다.

〈표 2〉 훈련참여 여부에 관한 로짓모형 추정결과

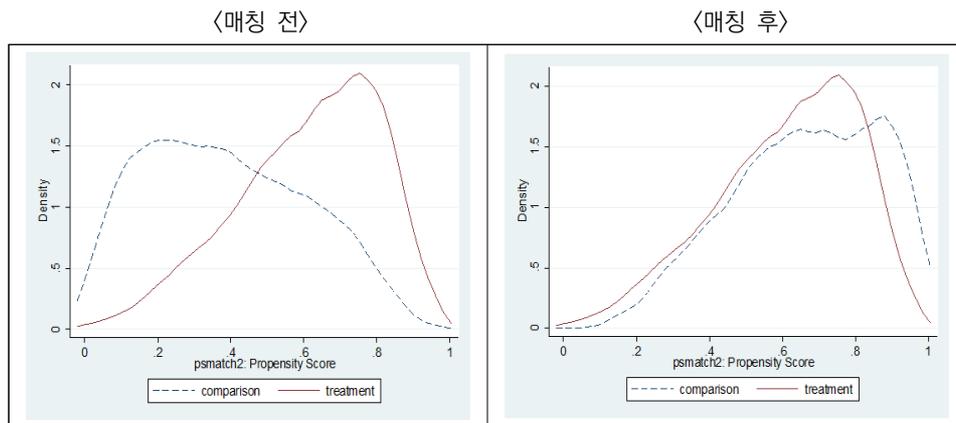
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
비정규직 더미(1=비정규직, 0=정규직)	0.393***	0.566***	0.714***	0.719***	0.617***
성 더미(여자=1, 남자=0)		1.036	1.013	1.011	0.979
연령(만)		0.975***	0.981***	0.983***	0.989***
학력 더미(전문대졸=1, 기타=0)		2.057***	1.637***	1.548***	1.492***
“ (4년제졸 이상=1, 기타=0)		2.255***	1.475***	1.359***	1.304**
근속연수(년)		1.046***	1.027***	1.028***	1.040***
관리감독업무 더미(1=예, 0=아니오)		1.237**	1.279***	1.240**	1.248**
직종 더미(전문직=1, 기타=0)			1.904***	1.800***	1.672***
“ (준전문사무직=1, 기타=0)			2.013***	1.930***	2.148***
“ (준전문생산직=1, 기타=0)			1.861***	1.818***	1.903***
기업규모 더미(11-50=1, 기타=0)			2.178***	2.104***	2.354***
“ (51-250=1, 기타=0)			3.453***	3.239***	3.657***
“ (251-1000=1, 기타=0)			3.627***	3.301***	3.197***
“ (1001+=1, 기타=0)			6.212***	5.588***	8.575***
직원수 증가 더미(1=증가, 기타=0)				1.267*	1.030
직원수 감소 더미(1=감소, 기타=0)				0.896	0.695***
수리력점수(점)				1.002**	1.002
산업더미	X	X	O	O	O
Constant	1.115**	1.175	0.198**	0.123***	0.0324***
Loglikelihood	-2046.49	-1932.73	-1822.48	-1814.72	-1745.65
LRchi2	161.22	388.72	609.22	624.74	556.57
Pseudo R2	0.0379	0.0914	0.1432	0.1469	0.1375
표본수	3,133	3,133	3,133	3,133	3,132

주 : 1) \*p<.05, \*\*p<.01, \*\*\*p<.001에서 각각 유의함을 의미.

### 나. 민감도 분석(sensitivity analysis)

추정결과의 강건성 검정을 위해서는 조건부 독립성 가정(CIA), 성향점수 중에서 처치 받은 개체와 동일한 공변량을 가진 대조군의 개체가 존재해야 할 조건(common support or overlap condition) 등이 모두 충족되어야 한다. 우선 성향점수 중에서 처치받은 개체와 동일한 공변량을 가진 대조군의 개체가 존재해야 할 조건(common support or overlap condition)은 매칭 후에 모두 충족된 것으로 나타났다. 다음으로 매칭균형성을 검정한 결과를 <표 3>에 제시하고 있는데, 매칭 전후에 처치집단과 대조집단 간에 공변량에서 평균 차이가 존재하는지 분석하기 위하여 표준화 차이(standardized difference), t-검정을 각각 실시하였다. 이에 앞서 처치집단(비정규직)과 가장 유사한 대조집단(정규직)을 추출하기 위하여 성향점수를 추정을 위한 로짓 분석을 실시하였고,<sup>7)</sup> 매칭 알고리즘(matching algorithms)은 최근거리법(Nearest Neighbour)을 적용하였다. [그림 2]에서 매칭 전후의 성향점수 분포를 살펴보면 매칭 전에는 정규직과 비정규직의 성향점수 분포가 매우 상이한 모습을 보이거나, 매칭 후에는 상당히 유사한 형태로 분포가 변화되었음을 확인할 수 있다.

[그림 2] 매칭 전후의 성향점수 분포



7) 성향점수매칭을 위한 로짓 분석결과는 <부표 1> 참조할 수 있으며, Leuven and Sianesi(2018)의 'psmatch2' 패키지를 이용하여 STATA 14.0로 분석하였다.

〈표 3〉 매칭 균형성 검정 결과

	매칭 전후	처치집단	대조집단	표준화 차이	t-test (t-value)
성 더미(여자=1, 남자=0)	U	.52490	.38609	28.1	7.88
	M	.52490	.55109	-5.3	-1.47
연령(만)	U	40.007	39.622	3.4	0.94
	M	40.007	41.037	-9	-2.42
학력더미(전문대졸=1, 기타=0)	U	.17178	.22846	-14.2	-3.97
	M	.17178	.16411	1.9	0.57
" (4년제졸 이상=1, 기타=0)	U	.19157	.36758	-40.0	-11.19
	M	.19157	.19349	-0.4	-0.14
수리력점수(점)	U	259.34	275.30	-39.0	-10.91
	M	259.34	257.94	3.4	0.93
근속년수(년)	U	4.0881	8.5801	-62	-17.36
	M	4.0881	4.2554	-2.3	-0.89
관리감독업무 더미(1=예, 0=아니오)	U	.21775	.4097	-42.3	-11.83
	M	.21775	.23755	-4.4	-1.32
직종 더미(전문직=1, 기타=0)	U	.23308	.37588	-31.4	-8.79
	M	.23308	.23691	-0.8	-0.25
" (준전문사무직=1, 기타=0)	U	.40549	.34716	12.1	3.37
	M	.40549	.39272	2.6	0.73
" (준전문생산직=1, 기타=0)	U	.16794	.21506	-12	-3.36
	M	.16794	.1788	-2.8	-0.80
기업규모 더미(11-50=1, 기타=0)	U	.29119	.27122	4.4	1.24
	M	.29119	.2682	5.1	1.43
" (51-250=1, 기타=0)	U	.14432	.22591	-21.1	-5.91
	M	.14432	.15517	-2.8	-0.85
" (251-1000=1, 기타=0)	U	.05428	.14869	-31.6	-8.86
	M	.05428	.05109	1.1	0.40
" (1001+=1, 기타=0)	U	.03512	.13657	-36.8	-10.30
	M	.03512	.03321	0.7	0.30
직원수 증가 더미(1=증가, 기타=0)	U	.16858	.25144	-20.4	-5.72
	M	.16858	.17497	-1.6	-0.47
직원수 감소 더미(1=감소, 기타=0)	U	.64879	.57307	15.6	4.36
	M	.64879	.63282	3.3	0.93

〈표 4〉 민감도 분석결과(Wilcoxon's signed-rank test)

Gamma	최솟값	최댓값
1	0.000762	0.00076
1.1	6.50E-06	0.02353
1.11	3.80E-06	0.03050
1.12	2.20E-06	0.03900
1.13	1.30E-06	0.04924
1.14	7.50E-07	0.06139
1.2	2.40E-08	0.18181
1.25	1.10E-09	0.34319
1.3	4.70E-11	0.53226
1.4	5.50E-14	0.84064
1.5	0	0.96793

<표 3>에서 비정규직과 정규직 간 평균 차이에 관한 t-검정 결과를 보면 매칭 전에는 대부분의 공변량에서 유의한 평균 차이가 존재하였으나, 매칭 후에는 유의한 평균 차이가 사라진 것으로 나타났다. 표준화 차이(standardized difference)<sup>8)</sup>는 Rosenbaum & Rubin(1983)에서 제안된 매칭 균형을 판단하는 지표로서 절댓값이 10을 넘지 않으면 균형을 갖춘 것으로 평가하며, <표 3>에서 검토한 공변량들은 이 기준을 충족하였다. 또한 <표 3>에서 평균 차이에 관한 t-검정 결과 역시 1% 유의수준에서 유의한 차이를 보이는 공변량은 존재하지 않아 매칭 균형을 충족하였다. 처치집단과 대조집단간의 성향점수의 선형지수 평균값의 표준화 차이 절댓값을 의미하는 Rubin's B, 성향점수지수(propensity score index)의 대조집단 분산대비 처치집단 분산의 비율을 의미하는 Rubin's R도 매칭 균형을 판단하는 지표로 사용된다. Rubin(2001)은 Rubin's B가 25보다 작고, R이 0.5~2 사이에 위치할 때 매칭 균형을 충분히 갖춘 것으로 기준을 제시하였는데, 계산결과 Rubin's B는 16.1, Rubin's R은 1.15로서 두 기준을 모두 충족하였다. 다음으로 미관찰 공변량이 처치할당과 결과에 동시에 영향을 미치는 숨겨진 편향(hidden bias)가

8) 표준화 차이는 연속변수의 경우에는  $d = \frac{(\bar{x}_{treatment} - \bar{x}_{control})}{\sqrt{\frac{s_{treatment}^2 + s_{control}^2}{2}}}$ , 이산변수의 경우에는

$$d = \frac{(\hat{p}_{treatment} - \hat{p}_{control})}{\sqrt{\frac{(\hat{p}_{treatment}(1 - \hat{p}_{treatment}) + \hat{p}_{control}(1 - \hat{p}_{control}))}{2}}}$$

로 각각 측정된다(Austin, 2011).

능성을 확인하기 위하여 Rosenbaum bound 검정을 실시하였다. <표 4>는 윌콕슨 부호순 위검정(Wilcoxon's signed-rank test)을 사용하여 p값의 최댓값, 최솟값을 제공해주는 STATA 통계패키지의 rbound 모듈을 적용하여 분석한 결과인데,  $\Gamma = 1.14$ 부터 유의수준의 최댓값  $p=0.05$ 를 초과하여 숨겨진 편이에 민감하게 반응하는 것으로 나타났다<sup>9)</sup>.

## 2. 훈련의 임금효과 분석

### 가. 추정결과

훈련의 임금효과 추정을 위하여 훈련이수 더미를 포함하는 임금함수를 추정하였으며, <표 5>에는 정규직과 비정규직으로 구분하여 추정한 임금함수 추정결과가 제시되어 있다. 종속변수는 시간당 임금에 로그를 취한 값이며, 설명변수는 임금함수에 포함되는 표준적인 변수들로 구성되었다. 이중구조화된 노동시장에서 정규직과 비정규직의 임금함수는 상이할 것이므로 별도의 임금함수를 추정하였으며 포함된 설명변수 조합에 따라 정규직 5개, 비정규직 5개의 임금함수를 각각 추정하였다. 정규직의 매칭 전 추정모델은 (1) - (4)이고 매칭 후 추정모델은 (5)이며, 비정규직의 매칭 전 추정모델은 (6) - (9)이고 매칭 후 추정모델은 (10)이다. 추정모델 (5), (10)의 경우 훈련참여와 임금으로 측정된 생산성 간에는 내생성이 존재할 수 있으므로 정규직과 비정규직 각각에 대하여 처치집단(훈련 이수)과 가장 유사한 대조집단(훈련 미이수)을 추출하기 위하여 성향점수 추정을 위한 로짓 분석을 실시하였고<sup>10)</sup>, 매칭 알고리즘(matching algorithms)은 최근거리법(Nearest Neighbour)을 적용하였다.

9)  $\Gamma = 1.14$ 는 1과 가까운 비교적 작은 값으로 공변량이 동일하더라도 숨겨진 편이가 존재하여 훈련받을 확률이 1.14배만 높더라도 결과값이 상이해짐을 의미하므로 추정결과의 강건성은 약한 것으로 평가된다.

10) 성향점수매칭을 위한 로짓 분석 결과는 <부표 2> 참조할 수 있으며, Leuven and Sianesi(2018)의 'psmatch2' 패키지를 이용하여 STATA 14.0로 분석하였다.

〈표 5〉 정규직과 비정규직의 임금함수 추정결과

	정규직					비정규직				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
훈련 여부(이수=1, 미이수=0)	0.252***	0.159***	0.0290	0.0291	0.0178	0.256***	0.170***	0.116***	0.1113***	0.121***
성 디미(여자=1, 남자=0)		-0.247***	-0.181***	-0.182***	-0.0973***		-0.239***	-0.182***	-0.185***	-0.157***
연령(만)		0.0155***	0.00499***	0.00504***	0.00824***		0.00609***	0.00294*	0.00303*	0.00160
학력 디미(전문대졸=1, 기타=0)		0.295***	0.167***	0.166***	0.151***		0.265***	0.144***	0.143***	0.0522
" (4년제졸 이상=1, 기타=0)		0.416***	0.221***	0.220***	0.275***		0.473***	0.280***	0.280***	0.298***
수리력점수(점)		0.00245***	0.00151***	0.00147***	0.000837*		0.00122**	0.000713	0.000709	-0.000562
근속연수(년)			0.0184***	0.0186***	0.0169***			0.0186***	0.0185***	0.0186***
관리감독업무 디미(1=예, 0=아니오)			0.157***	0.157***	0.154***			0.188***	0.183***	0.230***
직종 디미(전문직=1, 기타=0)			0.409***	0.409***	0.387***			0.302***	0.300***	0.532***
" (준전문사무직=1, 기타=0)			0.261***	0.260***	0.354***			-0.0169	-0.0175	0.100
" (준전문생산직=1, 기타=0)			0.249***	0.247***	0.324***			-0.0407	-0.0420	-0.00333
기업규모 디미(11-50=1, 기타=0)			0.0748*	0.0723*	0.0119			-0.00101	-0.00436	-0.0407
" (51-250=1, 기타=0)			0.133***	0.126***	0.0514			0.0326	0.0264	-0.0534
" (251-1000=1, 기타=0)			0.129**	0.120**	0.0523			0.0296	0.0190	0.0172
" (1001=1, 기타=0)			0.331***	0.319***	0.272***			0.270***	0.257**	0.0990
직원수 증가 디미(1=증가, 기타=0)				0.0677	0.0782*				0.0211	0.130**
직원수 감소 디미(1=감소, 기타=0)				0.0410	0.0483				-0.0288	0.0745
산업 디미	X	X	O	O	O	X	X	O	O	O
Constant	9.416***	8.051***	8.582***	8.552***	9.030***	9.064***	8.521***	8.632***	8.657***	8.413***
R-squared	0.034	0.221	0.337	0.338	0.309	0.023	0.119	0.186	0.186	0.286

주 : 1) \*p<0.05, \*\*p<0.01, \*\*\*p<0.001에서 각각 유의함을 의미.

핵심적인 관심은 훈련의 임금효과인데, 정규직의 경우에는 임금함수에 충분한 설명변수가 포함된 모형 (3), (4)에서는 훈련의 임금효과가 통계적으로 유의하지 않았던 반면에 비정규직의 경우에는 충분한 수의 설명변수를 포함하더라도 모든 추정모형에서 훈련효과가 유의한 정의 효과를 보였다. 또한, 매칭 후의 데이터를 이용하여 분석한 결과에서도 정규직은 유의한 훈련효과가 확인되지 않았으나, 비정규직은 임금에 12.1% 유의한 정의 효과가 존재하였다.<sup>11)</sup> 정규직의 임금효과가 유의하지 않은 점은 선행연구와 차이가 있는 것으로 정규직은 훈련참여자에 대한 선별이 느슨한 반면 비정규직은 좀 더 엄격한 선별이 이루어지기 때문으로 추측해 볼 수 있다<sup>12)</sup>. 즉, 정규직에 대한 훈련은 근로자 경력에 따라 관행적으로 이루어지는 측면이 있으나 비정규직에 대한 훈련은 일반적으로 잘 이루어지지 않으나 훈련이 이루어질 경우에는 훈련 필요성이 높은 경우에 국한된다는 점이 있다. 또 다른 이유로는 데이터상의 문제로서 PIACC에서는 응답 시점 기준으로 12개월 이내의 사업주훈련만을 조사하므로 경직성이 높은 정규직 임금체계상 훈련효과가 반영되기에는 관찰 기간이 짧다는 점이다. 채창균(2009), 강순희·안준기(2013)의 경우 관찰 기간이 최장 4년인 패널 자료를 사용함으로써 ‘훈련→숙련형성→생산성 증가→임금상승’의 연쇄효과가 확인될 수 있었다. 비정규직은 임금체계의 경직성이 약하고 장기근속을 통한 지대공유나 이연급여가 불가능하므로 훈련의 임금효과가 빠르게 나타날 것이다. 비정규직의 훈련에 따른 임금효과가 존재한다는 사실은 비정규직에 대한 훈련기회의 확대를 통한 분절화된 이중노동시장의 폐해를 완화시킬 가능성을 시사한다. 즉, 비정규직이 2차 노동시장에서 벗어나지 못하는 함정으로 작용하는 것이 아니라 적절한 훈련기회

11) 내생성을 고려하기 전보다 고려한 후의 추정계수가 크다는 것은 비정규직의 훈련참여에 부적 영향을 미치는 동시에 생산성에 부적 영향을 미치는 관찰되지 않은 특성이 존재함을 의미한다. 숨겨진 편의의 영향을 측정할 수 있는 Rosenbaum bound를 검정한 결과 숨겨진 편의의 영향이 완전히 통제되지 않은 점도 이러한 결과해석을 뒷받침하며 추정계수의 강건성이 확인되지 않았으므로 조심스러운 결과해석이 필요하다. 결과적으로 추정모형 (9)의 계수를 하한으로 추정모형 (10)의 계수를 상한으로 보수적으로 접근하더라도 위의 해석은 여전히 유효하며, 채창균(2009), 강순희·안준기(2013)의 결과와 동일한 맥락이다.

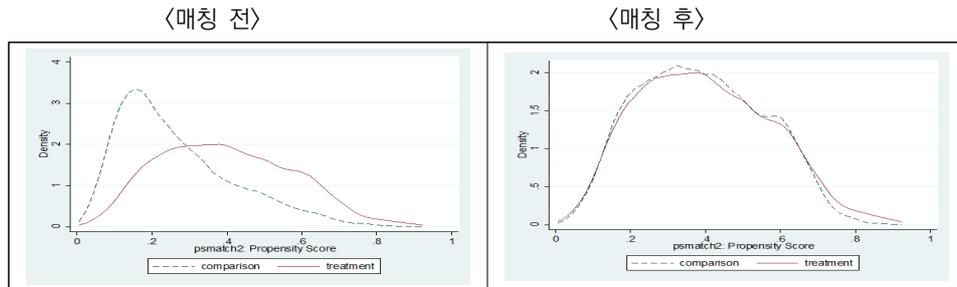
12) 이러한 해석은 다음과 같은 사실로부터 뒷받침된다. 임금함수 추정결과 수리력 점수는 정규직 추정모형에서 유의한 정의 효과를 보였지만, 비정규직 추정모형에서는 설명변수 투입이 늘어날수록 통계적 유의성을 상실하였다. 수리력점수는 특정직무가 아닌 보편적 직무역량을 대리한다는 점에서 채용에 있어서 비정규직의 선별이 정규직에 비해 느슨함을 뒷받침한다. 반면에 훈련참여에 대한 성향점수 로짓모형 추정결과를 보면 비정규직은 훈련참여자 선별에 있어서 수리력 점수가 유의한 정의 효과를 갖지만, 정규직은 유의하지 않았다. 이는 정규직은 채용에서는 엄격한 선별을 하지만 훈련참여자 선별은 느슨하고, 반면 비정규직은 채용에서는 느슨한 선별을 하지만 훈련참여자 선별은 엄격함을 시사하는 것이다.

제공을 통해 숙련형성과 인적자본을 증진함으로써 1차 노동시장으로 가기 위한 디딤돌이 될 수 있다는 것이다. 다만, 비정규직에 대한 훈련이 생산성 제고 효과를 갖더라도 훈련비용 부담의 문제, 기업과 비정규직의 훈련에 대한 인센티브, 훈련 인력에 대한 밀렵 외부성(poaching externality) 등이 해결되지 않으면 시장실패는 불가피하고 정부개입을 통해 비정규직의 저숙련 함정 탈출을 지원할 필요가 있다.

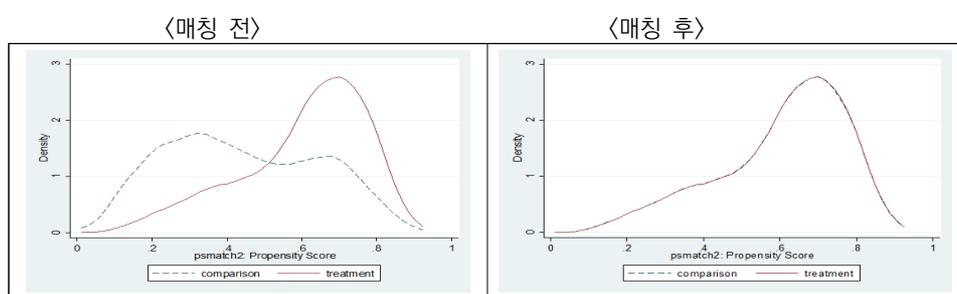
나. 민감도 분석(sensitivity analysis)

추정결과의 강건성 검정은 조건부 독립성 가정(CIA), 성향점수 중에서 처치받은 개체와 동일한 공변량을 가진 대조군의 개체가 존재해야 할 조건(common support or overlap condition) 등이 충족되어야 한다. 우선 성향점수 중에서 처치받은 개체와 동일한 공변량을 가진 대조군의 개체가 존재해야 할 조건(common support or overlap condition)은 매칭 후에 모두 충족된 것으로 나타났다. 다음으로 매칭균형성을 살펴보기 위하여 매칭전 후의 성향점수 분포를 [그림 3], [그림 4]에 도시하였는데 매칭이후 성향점수 분포가 매우 유사해졌음을 확인할 수 있다.

[그림 3] 비정규직 매칭 전후의 성향점수 분포



[그림 4] 정규직 매칭 전후의 성향점수 분포



〈표 6〉 매칭 균형성 검정 결과

Variable	Matching	비정규직				정규직			
		Treated	Control	표준화 차이	t검정 (t값)	Treated	Control	표준화 차이	t검정 (t값)
성 더미(여자=1, 남자=0)	U	.5304	.5225	1.6	0.29	.3632	.41161	-9.9	-1.97
	M	.53333	.53347	0	-0.00	.3632	.36318	0	0.00
연령(만)	U	38.017	40.879	-23	-4.11	38.59	40.772	-21.7	-4.29
	M	37.998	37.662	2.7	0.42	38.59	38.722	-1.3	-0.27
학력 더미(전문대졸=1, 기타=0)	U	.22851	.14692	21	3.96	.26755	.18489	19.8	3.91
	M	.22796	.23555	-2	-0.27	.26755	.27953	-2.9	-0.55
" (4년제졸 이상=1,기타=0)	U	.28512	.1506	33	6.30	.43341	.2942	29.2	5.76
	M	.27312	.26366	2.3	0.33	.43341	.41783	3.3	0.64
수리력점수(점)	U	271.35	254.08	40.7	7.22	281.52	268.36	35.8	7.09
	M	270.42	272.59	-5.1	-0.84	281.52	281.05	1.3	0.27
근속연수(년)	U	4.4004	3.9513	8	1.47	9.8063	7.2132	30.7	6.03
	M	4.2151	4.2388	-0.4	-0.07	9.8063	9.8394	-0.4	-0.07
관리감독업무 더미(1=예, 0=아니오)	U	.30608	.17906	29.9	5.66	.43705	.37922	11.8	2.33
	M	.29462	.27179	5.4	0.77	.43705	.44969	-2.6	-0.52
직종 더미(전문직=1, 기타=0)	U	.31027	.19927	25.7	4.81	.4431	.30094	29.7	5.86
	M	.29892	.30407	-1.2	-0.17	.4431	.44849	-1.1	-0.22
" (준전문사무직=1,기타=0)	U	.42558	.39669	5.9	1.07	.34262	.35223	-2	-0.40
	M	.43011	.42109	1.8	0.28	.34262	.34529	-0.6	-0.11
" (준전문생산직=1,기타=0)	U	.14885	.17631	-7.4	-1.34	.18402	.24966	-16	-3.17
	M	.15269	.16993	-4.7	-0.71	.18402	.17504	2.2	0.48
기업규모 더미(11-50=1, 기타=0)	U	.31656	.28007	8	1.46	.25545	.2888	-7.5	-1.48
	M	.32473	.33111	-1.4	-0.21	.25545	.26641	-2.5	-0.51
" (51-250=1,기타=0)	U	.22851	.10744	32.8	6.35	.25303	.19568	13.8	2.71
	M	.22366	.22927	-1.5	-0.20	.25303	.27859	-6.1	-1.18
" (251-1000=1, 기타=0)	U	.07966	.04316	15.2	2.94	.18039	.11336	19	3.74
	M	.07957	.06237	7.2	1.02	.18039	.17067	2.8	0.52
" (1001+=1, 기타=0)	U	.06709	.02112	22.5	4.58	.19492	.07152	36.9	7.21
	M	.05591	.05866	-1.3	-0.18	.19492	.17831	5	0.87
직원수 증가 더미(1=증가, 기타=0)	U	.25367	.13131	31.4	6.02	.29782	.19973	22.8	4.49
	M	.23656	.22308	3.5	0.49	.29782	.28977	1.9	0.36
직원수 감소 더미(1=감소, 기타=0)	U	.57652	.68044	-21.6	-3.98	.52542	.62618	-20.5	-4.04
	M	.58925	.59988	-2.2	-0.33	.52542	.53227	-1.4	-0.28

〈표 6〉에서 비정규직과 정규직 각각에 대하여 훈련참여자와 비참여자 간 평균차이에 관한 표준화 차이(standardized difference), t-검정 결과를 보면 매칭 후에는 유의한 평균 차이가 사라져 균형성이 확인되었다. Rubin's B와 Rubin's R 모두 매칭 후에는 기준을 충족하였으나, Rosenbaum bound 검정을 실시한 결과  $\Gamma = 1$ 부터 숨겨진 편의에 민감하게 반응하여 추정결과의 강건성은 약한 것으로 평가되었다.

## IV. 결 론

디지털 대전환으로 근로자 능력개발의 중요성이 높아지고 있으나 우리나라의 근로자 직업훈련 참여는 OECD 국가 중에서 낮은 편이며, 비정규직의 훈련기회는 더욱 열악하다. 본 연구에서는 정규직과 비정규직 간 훈련격차를 분석하고 직업훈련의 임금효과를 비교분석함으로써 비정규직 직업훈련에 대한 정책적 시사점을 도출하고자 하였다. 정규직과 비정규직 간 직업훈련 격차에 관한 기존 연구들이 많지 않은 가운데 비정규직 직업훈련 연구들은 주로 임금효과, 고용효과, 정규직 전환효과 등에 초점을 맞추어 왔다. 하지만, 본 연구에서는 비모수추정법인 성향점수매칭법(PSM)을 이용하여 정규직과 비정규직 간의 공변량 차이를 통제된 상태에서 훈련참여 및 훈련의 임금효과에 대한 평균처치효과(ATT)를 엄밀하게 추정하였다. 또한, OECD에서 주관하여 조사한 PIACC 원자료를 이용하여 개인별 수리력 점수를 인적자본의 대리 지표로 활용함으로써 연령, 학력 등을 사용한 기존 연구들에 비해 더욱 엄밀하게 측정된 인적자본 변수를 활용한 점도 의의를 갖는다.

비정규직을 처치집단으로 정규직을 대조집단으로 하여 훈련참여에 대한 평균처치효과(ATT)를 분석한 결과 정규직 대비 비정규직의 훈련기회가 불리하였으며, 직업훈련의 임금효과를 추정한 결과 정규직은 유의한 훈련의 임금효과가 확인되지 않은 반면 비정규직은 유의한 정의 임금효과가 나타났다. 채창균(2009), 강순화·안준기(2013)와 마찬가지로 비정규직 훈련의 임금효과가 확인된 점은 비정규직에 대한 훈련기회 확대를 통하여 분절화된 이중노동시장의 폐해를 완화시킬 가능성을 시사한다. 즉, 비정규직이 2차 노동시장에서 벗어나지 못하는 함정으로 작용하는 것이 아니라 적절한 훈련기회의 제공을 통하여 숙련형성과 인적자본을 증진하는 기회가 됨으로써 1차 노동시장으로 가기 위한 디딤돌이 될 수 있다는 것이다. 분절화된 노동시장에서는 생산성 증가가 곧바로 1차 노동시장으로의 노동이동(labor mobility)을 장하지는 않지만, 장기적으로 시장경쟁은 생산성에 기반한 노동력의 재배치 압력으로 작용하리라는 점에서 긍정적이다. 비정규직에 대한 훈련이 생산성 제고 효과를 갖더라도 훈련비용 부담의 문제, 기업의 훈련투자와 비정규직의 훈련참여에 대한 인센티브 문제, 훈련받은 인력에 대한 밀렵 외부성(poaching externality)

등이 해결되지 않으면 저숙련 균형이라는 시장실패가 불가피하므로 비정규직 훈련기회 확대를 위한 적절한 정부개입이 요청된다. 정규직 고용보호가 강할수록 노동시장 이중구조는 강화되는 경향이 있고 기업은 비정규직에 대한 훈련투자를 기피함으로써 비정규직의 저숙련 함정은 악화되고 노동시장 이중구조가 고착화될 위험이 있다. 비정규직이 미취업과 정규직을 잇는 가교로써 경력과 숙련을 쌓는 디딤돌이 되도록 하기 위해서는 근로조건 상의 차별철폐와 더불어 비정규직에 대한 훈련격차 해소를 보다 적극적으로 추진할 필요가 있다.

본 연구에서는 선행연구와 달리 정규직의 임금효과가 확인되지 않았는데 이에 대해서는 몇 가지 추정이 가능하다. 우선 정규직의 경우 훈련참여자에 대한 선별이 느슨한 반면 비정규직의 경우에는 좀 더 엄격한 선별이 이루어지기 때문으로 추측해 볼 수 있다. 즉, 정규직에 대한 훈련은 근로자 경력에 따라 관행적으로 이루어지는 측면이 있으나 비정규직에 대한 훈련은 일반적으로 잘 이루어지지 않으나 훈련이 이루어질 경우에는 훈련 필요성이 높은 경우에 국한되리라는 점이다. 또한, 데이터상의 한계점으로 PIACC 데이터가 조사 시점 기준 12개월 이내의 기업주 훈련만을 조사하여 훈련의 임금인상 효과가 반영되기까지 관찰 기간이 짧은 영향도 있다. 이와 더불어 본 연구에서는 근로자의 선택에 의한 훈련은 제외하고 고용주가 제공하는 훈련에 있어서 비정규직에 대한 차별을 다루고 있어 선행연구와는 분석대상 훈련의 범주가 상이한 점도 일부 작용하였을 것이다. 비정규직 훈련의 임금효과가 정규직보다 높게 나타난 점은 비정규직 훈련기회 확대에 대한 정책적 근거를 제공해준다는 점에서 의의가 있다. 숨겨진 편익의 영향을 측정할 수 있는 Rosenbaum bound 검정결과 강건성이 약하였으나, 내생성 통제 전후의 추정편익을 비교하여 보수적으로 평가하더라도 본 논문의 실증분석 결과는 그대로 유지된다.

본 연구는 성향점수매칭법을 이용하여 내생성을 통제하고자 하였으며, 훈련격차분석, 임금효과 분석 모두에서 매칭 균형성은 확인되었으나 미관찰 공변량이 처치할당과 결과에 동시에 영향을 미치는 숨겨진 편익(hidden bias)로 인한 추정결과의 강건성은 확보하지 못하였다는 점에서 한계를 가지며 후속연구를 통해 보완될 필요가 있다. 아울러 훈련 참여 여부만으로 훈련의 임금효과를 추정하는데 일정한 한계가 있을 것이므로 훈련참여 시간, 훈련참여 횟수, 훈련비용 등을 고려한 추가적인 연구가 필요하다.

## 참고문헌

- 강순희·안준기. 「비정규직 유형별 교육훈련의 임금 및 고용안정성 효과」. 『노동경제논집』 36권 1호 (2013. 4): 63-91.
- 금재호. 「비정규직 함정(Trap)은 존재하는가?」. 『노동동향분석』 13권 4호 (2000. 12): 37-53.
- 김용성. 「내일배움카드제 훈련이 취업성과에 미치는 영향」. 『노동경제논집』 43권 1호 (2020. 3): 1-34.
- 남재량·김태기. 「비정규직, 가교(bridge)인가 함정(trap)인가」. 『노동경제논집』 23권 2호 (2000. 12): 81-106.
- 유경준·강창희. 「직업훈련의 임금효과 분석: 경제활동인구조사를 중심으로」. 『한국개발연구』 32권 2호 (2010. 6): 29-53.
- 이상준. 「비정규직 직업훈련효과 추정과 민감도 분석」. 『응용통계연구』 25권 1호 (2012. 2): 163-181
- 장흥근·윤여인. 『직업훈련시장의 구조와 특성(Ⅲ): 직업훈련의 전달과 소비』. 서울: 한국직업능력개발원, 2005.
- 채창균. 「비정규직의 직업훈련 참여 실태와 성과」. 『비정규직 문제 종합연구』, pp. 221-250. 서울: 한국개발연구원, 2009.
- 통계청. 「경제활동인구조사-근로형태별 부가조사」. 국가통계포털(<https://kosis.kr/>), (2020. 5. 25. 접속).
- Atkinson, J. “Manpower strategies for flexible organizations.” *Personnel Management* 16 (August 1984): 28-31.
- Austin, Peter C. “An Iitroduction to propensity score methods for reducing the effects of confounding in observational studies.” *Multivariate Behavioral Research* 46 (3) (May 2011): 399–424.
- Bassanini, Andrea et al. “Workplace training in Europe.” *IZA Discussion Paper Series* 1640. Bonn: IZA, 2005.

- Booth, A. L., Francesconi, Macro, and Frank, Jeff. "Temporary jobs: Stepping stones or dead ends?" *The Economic Journal* 112 (480) (June 2002): F189–F213.
- Cabrales, Antonio, Dolado, Juan J., and Mora, Ricardo. "Dual labour markets and (Lack of) on-the-job training: PIAAC Evidence from Spain and other EU Countries." *IZA Discussion Paper Series* 8649. Bonn: IZA, 2014.
- Gottfries, Nils, and McCormick, Barry. "Discrimination and open unemployment in a segmented labour market." *European Economic Review* 39 (1) (January 1995): 1-15.
- Leuven, E., and Sianesi, B. "psmatch2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing." *Statistical Software Components S432001*, Boston College Department of Economics, revised 01 Feb 2018.
- Moen, Espen R., and Rosen, Asa. "Does poaching distort training?" *Review of Economic Studies* 71 (4) (October 2004): 1143-1162.
- OECD. *OECD Skills Outlook 2013: First Results from the Survey of Adult Skills*. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264204256-en>. Paris: OECD Publishing, 2013a.
- \_\_\_\_\_. *The Survey of Adult Skills: Reader's Companion*. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264204027-en>. Paris: OECD Publishing, 2013b.
- \_\_\_\_\_. *Going Digital: Shaping Policies, Improving Lives – Summary*. <https://doi.org/10.1787/9789264312012-en>. Paris: OECD Publishing, 2019a.
- \_\_\_\_\_. *OECD Employment Outlook 2019: The Future of Work*. <https://doi.org/10.1787/9ee00155-en>. Paris: OECD Publishing, 2019b.
- \_\_\_\_\_. *The Programme for the International Assessment of Adult Competencies(PIAAC)*. <https://www.oecd.org/skills/piaac/data/>. Paris: OECD Publishing, 2019c.
- Reuda, David, and Pontusson, Jonas. "Wage inequality and varieties of capitalism." *World Politics* 52 (3) (April 2000): 350-383.
- Rosenbaum, Paul R.. "Covariance adjustment in randomized experiments and observational studies." *Statistical Science* 17 (3) (August 2002): 286-327.
- Rosenbaum, Paul R., and Rubin, Donald B.. "The central role of the propensity score in observational studies for causal effects." *Biometrika* 70 (1) (April 1983): 41-55.

Rubin, Donald B. “Estimating causal effects of treatments in randomised and non-randomised studies.” *Journal of Educational Psychology* 66 (5) (October 1974): 688-701.

\_\_\_\_\_. “Using propensity scores to help design observational studies: Application to the tobacco litigation.” *Health Services & Outcomes Research Methodology* 2 (December 2001): 169–188.

## 부 록

〈부표 1〉 성향점수추정을 위한 로짓모형(종속변수:비정규직 더미, N=3,133)

공변량	OddsRatio	Std.Err.	z
성 더미(여자=1, 남자=0)	1.0541	0.0977	0.57
연령(만)	1.0063	0.0042	1.49
학력 더미(전문대졸=1, 기타=0)	0.6640	0.0765	-3.56
" (4년제졸 이상=1, 기타=0)	0.5676	0.0684	-4.70
수리력점수	0.9972	0.0012	-2.28
근속연수(년)	0.9233	0.0068	-10.91
관리감독업무 더미(1=예, 0=아니오)	0.6744	0.0654	-4.06
직종 더미(전문직=1, 기타=0)	0.4166	0.0708	-5.15
" (준전문사무직=1, 기타=0)	0.4634	0.0706	-5.05
" (준전문생산직=1, 기타=0)	0.3689	0.0596	-6.17
기업규모 더미(11-50=1, 기타=0)	0.5933	0.0609	-5.08
" (51-250=1, 기타=0)	0.4419	0.0530	-6.81
" (251-1000=1, 기타=0)	0.2937	0.0467	-7.71
" (1001+=1, 기타=0)	0.2607	0.0490	-7.15
직원수 증가 더미(1=증가, 기타=0)	0.8722	0.1158	-1.03
직원수 감소 더미(1=감소, 기타=0)	0.9117	0.1002	-0.84
Loglikelihood		-1,788.66	
PseudoR2		0.1764	

〈부표 2〉 성향점수추정을 위한 로짓모형(종속변수:훈련참여 더미)

	비정규직(N=1,566)			정규직(N=1,567)		
	Odds Ratio	z	P>z	Odds Ratio	z	P>z
성 더미(여자=1, 남자=0)	1.1154	0.8	0.423	0.9271	0.1224	-0.57
연령(만)	0.9908	-1.67	0.095	0.9709	0.0070	-4.11
학력 더미(전문대졸=1, 기타=0)	1.5377	2.61	0.009	1.4780	0.2399	2.41
" (4년제졸 이상=1, 기타=0)	1.5071	2.33	0.02	1.2502	0.2096	1.33
수리력점수	1.0034	1.97	0.049	1.0014	0.0019	0.73
근속연수(년)	1.0193	1.61	0.107	1.0366	0.0087	4.31
관리감독업무 더미(1=예, 0=아니오)	1.6755	3.44	0.001	1.0156	0.1282	0.12
직종 더미(전문직=1, 기타=0)	1.3273	1.22	0.221	2.6770	0.7730	3.41
" (준전문사무직=1, 기타=0)	1.5674	2.29	0.022	2.6592	0.7433	3.5
" (준전문생산직=1, 기타=0)	1.6669	2.25	0.025	2.1908	0.6252	2.75
기업규모 더미(11-50=1, 기타=0)	1.9880	4.81	0	2.2663	0.3748	4.95
" (51-250=1, 기타=0)	3.5469	7.18	0	3.1723	0.5615	6.52
" (251-1000=1, 기타=0)	2.6569	3.8	0	3.7043	0.7529	6.44
" (1001+=1, 기타=0)	5.1703	5.18	0	5.7287	1.3038	7.67
직원수 증가 더미(1=증가, 기타=0)	1.6340	2.53	0.011	1.0062	0.1776	0.04
직원수 감소 더미(1=감소, 기타=0)	1.0278	0.17	0.864	0.7800	0.1182	-1.64
Loglikelihood		-854.1			-948.5	
PseudoR2		0.1128			0.1248	

---

abstract

---

## On-the-job Training Gap between regular and non-regular Workers and Wage Effects

Ho-Young Oh

The purpose of this study is to analyze the disparity in on-the-job training between regular and non-regular workers and to compare the wage effects of on-the-job training. Using the Korean micro data from the Programme for the International Assessment of Adult Competencies(PIAAC) published by OECD, Propensity Score Method(PSM) is applied to overcome the endogeneity problem. The average treatment effect(ATT) on the training participation is analyzed, using non-regular workers as treatment group and regular workers as comparison group. Odds ratios of non-regular employees' training participation compared to regular employees shows 0.67 times after constructing matching sample and this means that non-regular workers are facing a disadvantageous training opportunity compared to regular workers. In order to estimate the wage effect of on-the-job training, the average treatment effect(ATT) of on-the-job training on average wages for regular workers and non-regular workers is estimated respectively. I find insignificant wage effect from on-the-job training among regular workers and significant positive effect on non-regular worker's wage from on-the-job training.

Keywords: on-the-job training, training gap, non-regular workers, PIACC, propensity score matching