노 동 정 책 연 구 2022. 제22권 제1호 pp.33~59 한 국 노 동 연 구 원 http://doi.org/10.22914/jlp.2022.22.1.002

연 | 구 | 논 | 문

청년층의 첫 취업 시 구직 횟수와 연령이 하향취업에 미치는 영향*

정도범** 유 화 선***

오늘날 20대 청년층의 취업난은 사회적으로 가장 큰 이슈이자 시급하게 해결해야 할 과제가 되고 있다. 고용률 현황을 살펴봤을 때 연령이 증가함에 따라 취업난이 점차 해소되는 것으로 볼 수 있지만, 자신의 학력이나 능력을 충족하지 못하는 하향취업을 선택했을 가능성도 존재한다. 따라서 본 연구는 청년층의 첫 취업 시 하향취업에 영향을 미치는 요인에 대해 분석하였다.

실증분석을 위해 한국고용정보원에서 제공한 청년패널조사 데이터를 활용 하였으며, 2015년부터 2019년까지 총 1,061개 표본을 선정하였다. 분석결과, 구직 횟수는 하향취업 여부에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났고, 연령 과 하향취업 여부 간에 부(-)의 곡선형 관계가 존재하였다. 그리고 하향취업 여부 외에 정규직 여부에 대해서도 분석하였으며, 연령과 정규직 여부 간에 역U자형 관계가 나타났다. 즉, 여러 차례 취업에 실패한 청년층이 하향취업을 선택할 수 있으며, 연령이 높아짐에 따라 일단 정규직 취업보다 채용 절차가 상대적으로 간소한 비정규직이라도 취업하는 것으로 판단된다.

본 연구결과를 통해 청년층이 하향취업과 비정규직을 동일하게 인식하지 않는다는 점을 확인하였고, 이를 해결하기 위해 국가 차원에서 차별화된 정책 방향을 수립해야 할 것이다.

핵심용어: 청년층, 첫 취업, 구직 횟수, 연령, 하향취업, 비정규직

논문접수일: 2021년 7월 15일, 심사의뢰일: 2021년 7월 21일, 심사완료일: 2021년 12월 14일

^{*} 이 논문은 2021 고용패널조사 학술대회에서 발표한 내용을 보완하여 작성하였다.

^{** (}제1 저자) 한국과학기술정보연구원 경영학박사(dbchung@kisti.re.kr)

^{*** (}공동저자) 한국과학기술정보연구원 행정학박사(hsyou@kisti.re.kr)

^{**** (}교신저자) 안동대학교 부교수(bkim@anu.ac.kr)

I. 서 론

20대 청년층의 취업난은 오늘날 가장 큰 이슈이자 사회적으로 시급하게 해결 해야 할 과제가 되고 있다. 특히, 최근 많은 기업들은 공채(공개채용) 규모를 크게 줄이고 수시채용으로 변경하고 있을 뿐만 아니라 취업시장에서도 신입보다 경력을 가진 구직자를 선호함에 따라, 청년층의 취업문제는 점점 더 심각해지고 있다. 문재인 정부는 청년층의 고용안정을 위해 청년고용의무제 확대, 추가적인 고용장려금 신설, 청년구직촉진수당 도입, 공공부문의 일자리 창출 등을 적극 추진하고 있지만, 아직까지도 청년층의 고용여건은 개선되지 않고 있으며 일자리의 양적 측면과 함께 질적 측면도 악화되고 있는 실정이다. 예를들어, 전문역량을 습득하기 힘든 단기 일자리가 증가하거나 대졸학력이 필요하지 않은 서비스·판매직, 단순한 노무직 등의 일자리에 많은 대졸자들이 지원하기도 한다. 이는 단기적으로 취업난을 해결하는 데 일부 기여할 수도 있지만, 장기적으로 청년층의 경력개발에 부정적인 영향을 미치게 되어 향후 노동시장에서 지속적인 이슈를 야기할 것이다.

연령별(20~40대) 고용률 현황을 살펴보면 [그림 1]과 같이 20대의 고용률은 30~40대의 고용률에 비해 매우 낮게 나타났다. 특히, 2015년부터 2020년까지 20대의 고용률 추이를 살펴봤을 때 2020년 55.7%로 가장 낮게 나타나, 여전히 20대 청년층의 취업난이 매우 심각한 문제임을 확인할 수 있다. 그리고 30대의 고용률은 74.4~76.0%로 20대의 고용률보다 크게 증가하였고, 40대의 고용률도 77.1~79.4%로 30대의 고용률보다 조금 더 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 측면은 20대에서 40대로 연령이 높아질수록 취업난이 점차 해소되는 것으로 설명할 수 있다. 하지만 30~40대 연령층에서 괜찮은 일자리(decent job)를 선택했다기보다 일단 생활고 등을 벗어나기 위해 자신의 학력이나 능력을 충족하지 못하는 하향취업을 선택했을 가능성도 고려할 수 있을 것이다.

하향취업이란 보통 구직자가 자신의 교육수준(학력)보다 낮은 교육수준의 일 자리에 취업하는 것으로, 교육과 노동시장 간에 불일치된 상황을 의미한다.

[그림 1] 연령별(20~40대) 고용률 현황



자료: 통계청 「경제활동인구조사」.

우리나라는 '학력과잉'이란 표현이 빈번하게 사용될 만큼 높은 대학진학률이나 고학력화로 인해 하향취업 현상이 발생하기도 하고, 최근 많은 기업들의 채용 규모가 급격히 감소됨에 따라 실업(미취업)의 대안으로 하향취업을 선택하기도 한다(한성민 외, 2016). 이러한 하향취업은 결국 자신이 습득한 지식과 역량을 발휘할 기회가 주어지지 않는다는 점에서 인적자원의 저활용(underutilization) 문제를 야기하기 때문에, 개인 및 국가 차원에서도 큰 손실이 발생한다(신선 미·손유미, 2008; 황남희·정주연, 2011). 실제로, 기존의 많은 연구들은 하향취업이 근로의욕 저하, 낮은 직무만족도, 노동생산성 하락 및 이직률 증가 등과 같은 비효율적인 결과를 초래할 수 있다고 설명하였다(남성일·전재식, 2011; 이찬영, 2008; Tsang and Levin, 1985).

그러므로 본 연구는 청년층의 첫 취업 시 하향취업에 영향을 미치는 요인에 대해 분석하고자 한다. 청년층의 실업률이 점점 증가하고 있는 상황에서 단지 취업에 성공하는 것도 중요하겠지만, 첫 취업이 자신의 경력을 개발해나가는 출발점임을 고려했을 때 일자리의 질적 측면에 대해서도 살펴볼 필요가 있을 것이다. 특히, 청년층은 구직활동 과정에서 많이 실패하거나 좌절하기도 하고,

36 * 노동정책연구·2022년 제22권 제1호

구직 횟수가 증가하고 연령이 높아짐에 따라 생계유지를 고민하기도 할 것이다. 이에 따라, 청년층은 자신의 교육수준과 비교하여 비록 충분히 만족할 만한일자리가 아니더라도 상대적으로 쉽게 취업 가능한 하향취업을 선택할 수 있을 것이다. 실증분석을 위해 한국고용정보원에서 제공하는 '청년패널조사'데이터를 활용하였다.

Ⅱ. 선행연구 검토

1. 청년층과 첫 취업

청년층에게 첫 취업은 경제적인 독립이자 경력개발의 출발점이라는 점에서 매우 큰 의미를 가질 수 있다(정도범, 2021; 최윤선·이호섭, 2014). 청년층은 첫 취업을 시작으로 학교에서 노동시장으로 이행(school to work transition)하는 과정을 거치게 되며, 첫 직장에서의 경력을 통해 향후 자신에게 보다 괜찮은 일자리로 이직(직장 이동)할 때에도 큰 영향을 미치게 된다. 오늘날, 청년층의 실업 문제가 사회적 이슈로 부각됨에 따라 노동시장에 처음 참여하는 청년층의 첫 취업에 대한 관심이 보다 증가하고 있으며, 임금이나 직무만족도, 이직 등을 고려한 첫 취업의 질적 측면까지 감안했을 때 첫 취업이 매우 중요하다고 볼수 있다.

이에 따라, 많은 선행연구들은 청년층의 첫 취업에 영향을 미치는 요인이나 첫 취업의 직무만족도 등에 대해 주로 분석하고 있다. 채창균·김태기(2009)는 가구소득이나 출신대학, 전공 등과 같이 대학재학 중 노력으로 바꾸기 어려운 요인들이 청년층의 취업에 큰 영향을 미친다고 설명하였으며, 정미나·임영식(2010)도 취업성과를 가장 잘 예측할 수 있는 요인으로 가구의 월평균 소득을 제시하였다. 또한 원지영(2011)의 경우에도 부모의 사회경제적 지위가 첫 취업시 임금수준과 밀접한 관계가 있다고 언급하며, 청년층의 첫 취업과 관련하여 가정의 사회경제적 환경이 매우 중요하다고 주장하였다. 이는 첫 취업 시 발생할 수 있는 불평등이나 사회구조적 차이 등을 해소하기 위해 국가 차원에서의

정책 마련이 필요함을 시사한다. 물론, 대학재학 중 우수한 학점을 획득하거나 (채창균·김태기, 2009), 어학연수, 취업교육 등의 소위 '스펙 쌓기'와 같은 노 력이 취업성과에 긍정적인 영향을 미친다는 연구결과들도 존재한다(심재휘・ 김경근, 2015). 이 외에도 청년층의 미취업 기간이 길어질수록 첫 취업에 부정 적인 영향을 미친다고 제시하거나(우해봉ㆍ윤인진, 2008), 많은 연구들은 개인 의 교육수준, 전공 및 역량(기술)이 직무와 적합한 정도에 따라 직무만족도가 높아진다고 설명하기도 하였다(김은석, 2015; 오성욱·이승구, 2009; Wolbers, 2003). 다양한 연구결과들을 바탕으로, 개인 또는 국가 차원에서 청년층이 학교 에서 노동시장으로 원활하게 이행하는데 참고할 수 있을 것이다.

최근에는 비정규직의 차별 문제, 비정규직의 정규직 전환 등이 주요 이슈로 강조되면서 첫 취업과 향후 이직까지 고려하여 많은 논의가 이루어지고 있다. 보통 비정규직은 고용의 안정성이 보장되지 않는 근로자로 정의할 수 있는데, Chalmers and Kalb(2001)는 비정규직 취업경험이 향후 정규직 취업에 도움이 된다고 제시하였다. 비록 비정규직이 정규직보다 임금이나 교육훈련 등의 근로 조건에서 크게 차별을 받는 것으로 알려져 있지만, Zijl et al.(2011)도 미취업 상태보다 비정규직 취업경험이 정규직 취업에 긍정적인 영향을 미친다고 언급 하였다. 반대로, 비정규직 취업경험이 정규직 취업 등 향후 이직에 큰 도움이 되지 않는다는 주장도 존재한다. 중심 - 주변부 모형(core - periphery model)에 의하면 정규직과 비정규직은 각각 중심 부문과 주변부 부문에 해당된 업무를 담당하기 때문에, 비정규직의 경우 쉽게 대체할 수 있는 낮은 수준의 직무(주변 부 부문에 해당된 업무)를 수행한다고 설명한다(이시균·윤진호, 2007; Atkinson, 1984). 부분적 몰입 이론(partial inclusion theory)에서도 비정규직은 정규직보 다 중요하지 않은 단순한 직무를 수행하여 조직 몰입이 낮게 나타나며(한권희 외, 2009; Wittmer and Martin, 2011), 이는 경력을 개발하는데 있어 부정적인 영향을 미친다고 주장하였다(이병희, 2002). 실제로, 정도범(2021)은 첫 직장에 서 정규직이었으면 현재 직장에서도 정규직일 가능성이 높다고 제시하며, 향후 이직에 미치는 영향까지 고려했을 때 첫 직장을 잘 선택하는 것이 매우 중요하 다고 언급하였다.

이처럼 첫 취업과 관련하여 많은 논의가 이루어지고 있으며, 단지 첫 취업

여부뿐만 아니라 직무만족도나 경력개발 등을 고려하여 다양한 측면에서 연구들이 수행되고 있다. 특히, 최근 '평생직장'이란 개념이 사라질 만큼 청년층은 첫 취업 후 빈번한 이직을 경험하게 될 것이며(정도범, 2019), 이직을 준비하는 과정에서 첫 취업경험이 직·간접적으로 큰 영향을 미칠 수 있다. 따라서 향후 괜찮은 일자리를 탐색하고 선택할 때 첫 취업의 중요성이 보다 강조될 것이며, 앞으로 첫 취업과 관련된 다양한 측면의 연구들이 꾸준히 수행될 필요가 있을 것이다.

2. 하향취업에 관한 연구

오늘날, 청년층의 취업난과 함께 고학력화로 인한 하향취업이 크게 증가하고 있다(이찬영, 2008; 황남희·정주연, 2011). 청년층은 한정된 일자리에 취업하기 위해 치열하게 경쟁하는 과정에서 많은 실패와 좌절을 겪게 되고, 이는 취업의 눈높이를 낮추거나 하향취업을 고민하는 계기가 될 수 있다. 또한 고학력자의 급속한 증가는 노동시장에서 요구하는 수요를 넘어서게 되어 교육과 노동시장 간의 불균형 현상을 야기하고 있다. 따라서 취업자의 교육수준이 일자리에서 요구하는 교육수준에 비해 훨씬 높은, 하향취업이라는 부작용이 발생하게된다. 하향취업은 인적자원의 저활용 문제를 초래할 뿐만 아니라, 근로의욕 저하나 이직률 증가 등 노동시장의 불안정성을 높임으로써 앞으로 청년실업과 함께 노동시장에서 해결해야 할 이슈가 되고 있다(남성일·전재식, 2011).

하향취업은 Freeman(1976)이 처음으로 언급한 것으로 알려져 있으며, 하향취업의 원인 또는 결과 등을 설명하기 위해 기존의 노동시장 이론을 바탕으로 다양한 견해가 존재한다(김준영·윤정혜, 2010; Nielsen, 2007). 먼저, 인적자본이론(human capital theory)에 의하면 기업이 근로자에게 요구하는 교육수준과근로자의 교육투자가 노동시장에서 수요와 공급에 의해 조정된다고 설명한다(이찬영, 2008). 노동시장의 수요보다 많은 고학력자가 공급될 경우 고학력자의임금은 상대적으로 낮아지게 되고, 기업에서 저학력 근로자보다 고학력 근로자위주의 채용이 이루어질 것이다. 이와 같은 상황에서 노동 공급자인 잠재적인근로자는 낮아진 임금에 반응하여 교육투자를 줄이게 되어, 노동시장에서는 고

학력자의 공급이 감소하고 하향취업과 같은 불균형 현상은 사라지게 된다. 따라서 인적자본이론은 노동시장의 수요와 공급이 합리적으로 이루어진다는 가정하에, 하향취업은 고학력자의 일시적인 초과 공급에서 발생하는 단기적인 현상으로 언급하고 있다. 직업탐색이론(job search theory)도 인적자본이론과 비슷하게, 노동시장에서의 수요자와 공급자(구직자) 간에 정보의 비대칭성과 탐색 비용으로 인해 일시적인 하향취업이 발생하기도 하지만 이직 등을 통해 해결될 수 있다고 제시하였다. 반면, 직무경쟁이론(job competition theory)은 같은 직무에 대해 구직자가 서로 경쟁하게 되고, 기업에서는 직업훈련 비용이 적게 발생하는 근로자를 채용하게 된다는 것이다(Thurow, 1975). 일반적으로 신규 구직자의 경우 그 비용을 판단할 수 있는 것이 교육수준이므로, 기업은 고학력자를 우선적으로 채용하게 된다. 즉, 동일한 직무에 대해 교육수준이나 직업훈련 경험 등과 같은 조건이 상대적으로 낮은 구직자는 하향취업을 선택할 가능성이 높으며, 하향취업이 일시적인 현상이라기보다 구조적으로 고착화될 수 있음을 제시하였다.

그리고 많은 선행연구들은 하향취업을 측정할 수 있는 다양한 방법에 대해설명하기도 하였다(김종성 외, 2012; 김준영·윤정혜, 2010; 남성일·전재식, 2011; 신선미·손유미, 2008; 황남희·정주연, 2011; Buchel, 2002; Sicherman, 1991; Verhaest and Omey, 2006). 첫째는 주관적 자기평가(subjective self-assessment) 방식이 있는데, 이는 직무를 고려했을 때 자신의 교육수준이 얼마나 적절한지 질문을 통해 하향취업을 측정하는 것이다. 직무보다 자신의 교육수준이 '높다', '적절하다', '낮다'로 응답했을 경우에 각각 하향취업, 적정취업, 상향취업으로 간주할 수 있다. 이 방식은 응답자들의 주관적 판단에 의존하고 있어, 교육수준과 관계없이 직무만족도가 낮을 때 하향취업으로 응답할 수 있다는 측면에서 하향취업이 과대 측정되는 문제점이 있다(Hartog, 2000). 둘째는 직업별 교육수준의 평균과 표준편차를 기준으로 측정하는 것이다. 직업별로 '평균 교육수준 보표준편차'를 필요한 교육수준으로 정의하고, 해당 근로자의 교육수준이 이를 초과하는 경우 하향취업으로 간주하는 것이다. 이 방식은 하향취업의 기준점이 임의적이며, 최근 고학력화 추세로 인해 근로자의 교육수준도 함께 증가함에 따라 하향취업을 측정하는 일관성이 약한 한계점이 있다.

Kiker et al.(1997)의 경우 직업별 평균 교육수준보다 최빈값으로 필요한 교육수준을 정의하는 방법에 대해 제안하기도 하였다. 셋째는 직업사전에 정의된 직업별 GED(General Educational Development)를 활용하여 측정하는 것이다. GED는 직무 수행을 위해 요구하는 최소한의 지식과 기능, 교육수준 등을 규정한 척도로, 직업에서 요구하는 교육수준과 근로자의 교육수준을 비교하여 하향취업 여부를 측정할 수 있다. 이 방식도 직업에서 필요한 교육수준이 상당한시차를 두고 조정된다는 측면에서 실제 교육수준을 반영하지 못하는 한계점이 있다. 이 외에도 많은 연구자들은 하향취업을 측정하기 위해 다양한 방법을 시도하고 있다.

본 연구에서는 일반적으로 가장 많이 측정하고 있는 주관적 자기평가 방식을 활용하여 하향취업을 분석하고자 한다. 하향취업은 근로의욕과 직무만족도를 저하시킨다는 측면에서 근로자가 주관적으로 느끼는 인식이 가장 중요하다고 판단되며, 많은 선행연구들에서 하향취업이나 학력과잉을 측정할 때 주관적 자기평가 방식을 활용하고 있다(남성일·전재식, 2011; 이찬영, 2008; Baert et al., 2013; Meroni and Vera-Toscano, 2017). 또한 주관적 자기평가 방식은 쉽게 측정할 수 있을 뿐만 아니라 직업에 대한 최신 현황을 반영할 수 있으며(Meroni and Vera-Toscano, 2017), 주관적 자기평가 방식으로 측정했을 때 우리나라 청년층의 하향취업 규모가 보다 일관되게 나타난다고 제시하였다(김준영·윤정혜, 2010). 물론, 향후 하향취업의 측정과 관련된 문제점을 해결할 수 있는 방안을 지속적으로 모색해야 하며, 하향취업의 다양한 측면을 고려한 연구들이 수행되어야 할 것이다.

Ⅲ. 연구질문

본 연구는 다양한 선행연구들을 검토한 내용을 바탕으로, 청년층의 첫 취업시 하향취업에 영향을 미치는 요인에 대해 분석하고자 한다. 보통 청년층에게 첫 취업은 학교에서 노동시장으로의 성공적인 이행이란 점을 넘어, 향후 경력개발까지 고려했을 때 매우 중요한 의미를 가진다. 따라서 정도범(2021)은 첫

취업이 향후 괜찮은 일자리를 탐색하고 이직하는 과정에도 큰 영향을 미치기 때문에, 첫 직장을 잘 선택하는 것이 중요하다고 설명하였다. 특히, 고학력자의 증가는 하향취업이란 불균형 현상을 야기함에 따라, 첫 취업과 관련하여 질적 측면에 대해서도 살펴볼 필요가 있을 것이다.

최근 취업난이 점점 더 심해지면서 청년층은 구직활동 과정에서 많이 실패하거나 좌절하게 된다. 즉, 청년층은 이력서 제출과 입사시험 응시, 구직사이트 등록 등 구직 횟수가 증가할수록 자신감이 떨어지게 될 수 있다. 이에 따라, 첫취업에 성공하기 위해 취업의 눈높이를 낮추고 상대적으로 쉽게 취업 가능한 하향취업을 선택할 수 있을 것이다. 또는 일자리에 대한 구체적인 탐색 과정없이 일단 많은 직장에 이력서를 제출하여 성공할 경우에도 의도치 않게 상향취업이나 적정취업보다 하향취업하게 될 가능성이 높을 것이다. 구직 횟수가증가할수록 취업 시 성공 가능성이 높아진다고 설명하고 있지만(김균, 2009), 단지 취업의 성공보다 하향취업 여부와 같이 일자리의 질적 측면에 대해서도고려해야 할 것이다.

그리고 많은 선행연구들은 청년층의 연령이 낮을수록 하향취업자가 많다고 제시하고 있다(신선미·손유미, 2008; 이찬영, 2008). 하지만 청년층의 연령을 단지 20대만으로 한정하여 분석함으로써 연령이 보다 높아짐에 따라 발생할 수 있는 하향취업 여부를 파악하지 못한 한계가 존재한다. 우리나라뿐만 아니라 대다수의 선진국에서는 보통 청년층의 고용률에 비해 장년층의 고용률이 높게 나타나고 있다(채구묵, 2007). 이는 연령이 높아질수록 생계유지 또는 가족부양 등에 대한 책임으로 인해 취업률이 증가한다고 볼 수 있고, 괜찮은 일자리보다 하향취업을 선택했을 가능성도 높을 것으로 판단된다. 따라서 첫 취업과 관련하여, 청년층의 연령을 20대로 한정하였을 때보다 연령의 범위를 30~40대까지 넓게 설정하였을 때 연령과 하향취업 여부 간에 U자형(U-shape) 관계가 나타날수 있을 것이다.

마지막으로, 하향취업 여부와 함께 정규직 여부에 대해서도 살펴볼 필요가 있을 것이다. 일반적으로, 정규직 취업과 비교했을 때 비정규직 취업은 괜찮은 일자리보다 나쁜 일자리(bad job)에 해당되는 경우가 많은 것으로 알려져 있다 (정도범, 2021; McGovern et al., 2004). 즉, 청년층은 정규직 취업에 대해 좋은

42 * 노동정책연구·2022년 제22권 제1호

일자리로 인식하는 반면, 비정규직 취업에 대해서는 나쁜 일자리로 인식할 수 있을 것이다. 또한 중심 - 주변부 모형을 살펴봤을 때 비정규직은 중심이 아니라 주변부 부문의 업무를 담당하기 때문에, 정규직보다 낮은 수준의 직무를 수행하고 교육훈련의 기회도 상대적으로 부족하다(이시균, 2006). 따라서 구직자는 자신의 역량을 발휘할 기회가 주어지지 않거나 경력개발이 어려운 하향취업과 비정규직을 비슷하게 인식할 수 있을 것이다. 실제로, 많은 연구들은 비정규직일수록 하향취업의 가능성이 높은 것으로 설명하였다(김종성 외, 2012; 신선미·손유미, 2008). 이러한 측면을 고려하여, 하향취업과 비정규직에 영향을 미치는 요인이 동일하게 적용될 것으로 판단하였다.

본 연구에서 제시한 연구질문을 정리하면 다음과 같다.

질문 1: 구직 횟수가 하향취업 여부(정규직 여부)에 어떤 영향을 미치는가?

- 구직 횟수가 증가할수록 하향취업 여부에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.
- 구직 횟수가 증가할수록 정규직 여부에 부(-)의 영향을 미칠 것이다.

질문 2: 연령이 하향취업 여부(정규직 여부)에 어떤 영향을 미치는가?

- 연령과 하향취업 여부 간에 U자형(U-shape) 관계가 있을 것이다.
- 연령과 정규직 여부 간에 역U자형(inverted U-shape) 관계가 있을 것이다.

Ⅳ. 연구방법

1. 자료수집

본 연구는 한국고용정보원에서 공개 및 제공하고 있는 청년패널조사(Youth Panel: 이하 'YP') 데이터를 활용하였다. YP 데이터는 고용정책 수립 및 관련 연구 발전에 기여할 목적으로 청년층의 학교생활, 학교에서 직업으로 이행과정 및 노동시장 경로 등에 관한 기초 자료를 수집하고 있으며, 2007년을 기준으로 새롭게 만 15~29세 청년층을 표본으로 구성하여 지속적으로 추적 조사를 진행

하고 있다. 본 연구에서는 가장 최근 5년 동안의 데이터를 분석하기 위해 2015~2019년에 해당하는 9~13차 YP 데이터를 수집하였다.

YP 데이터의 경우 매년 10,206개 표본에 대해 추적 조사를 진행하고 있는데, 본 연구는 5년간의 표본 중에서 각 조사연도 당시 첫 취업한 청년층만을 추출하였다. 즉, 조사연도의 전년도까지 한번이라도 '취업자'로 응답한 표본은 분석에서 제외하였으며, 현재 직장에서 근무를 시작한 시기도 조사연도와 동일한경우에만 분석에 포함하였다. 또한 변수를 구성하는 과정에서 '응답거절'이나'모름'등과 같이 응답이 누락된 경우에도 분석에서 제외하였다. 이에 따라, 본연구는 2015년부터 2019년까지 총 1,061개 표본을 선정하여 실증분석을 수행하였다.

2. 변수측정

본 연구의 변수는 YP 설문지를 통해 구성하였으며, 종속변수로는 크게 '하향 취업 여부'와 '정규직 여부'를 활용하였다. 먼저, '하향취업 여부'는 "현 직장 (일자리)의 업무 내용과 수준이 자신이 교육수준과 비교하여 어떻습니까?"란 문항에 대해 '수준이 이주 낮다'와 '수준이 낮다'로 응답한 경우 하향취업으로, '수준이 적절하다'와 '수준이 높다', '수준이 아주 높다'로 응답한 경우 비하향 취업으로 간주하였다. 즉, 하향취업이면 1, 비하향취업이면 0으로 측정하였다. 이처럼 본 연구는 '하향취업 여부'와 관련하여 응답자들의 주관적 판단을 활용 하였는데, 선행연구들은 주관적 자기평가 방식으로 측정했을 때 가장 일관된 분석결과가 나타난다고 설명하고 있기 때문이다(김준영·윤정혜, 2010). 평균 과 표준편차를 기준으로 측정하거나 GED를 활용할 수도 있으나, 오늘날 고학 력화 추세를 반영하기 어렵다는 한계가 존재하였다. 또한 본 연구에서는 첫 취 업과 관련된 하향취업 여부를 분석함으로써, 직무에 만족하지 못해 하향취업이 과대 측정되는 주관적 자기평가 방식의 문제점을 일부 해소할 수 있을 뿐만 아 니라 근로자가 하향취업에 대해 주관적으로 느끼는 인식이 가장 중요하다고 판 단하였다. 그리고 '정규직 여부'는 "현재 고용형태는 무엇입니까?"란 문항에 대 해 정규직으로 응답한 경우 1, 비정규직으로 응답한 경우 0으로 측정하였다.

44 * 노동정책연구·2022년 제22권 제1호

다음으로, 독립변수로는 '구직 횟수'와 '연령의 제곱항'을 활용하였다. '구직 횟수'는 "현 직장을 얻기까지 총 구직한 횟수는 얼마입니까?"란 문항에 대해 응답한 값으로 측정하였다. 참고로, 구직한 횟수는 이력서 제출이나 입사시험 응시, 구직사이트 등록 등과 같이 구체적으로 일자리를 구한 경우에 한해 계산 하였다. '연령의 제곱항'을 측정하기 위해서는 먼저 연령을 '조사연도-출생연도+1'의 값으로 계산하였으며, 연령을 표준화한 다음 제곱한 값으로 측정하였다. 보통 특정 변수와 특정 변수의 제곱항을 함께 포함하여 분석할 경우 매우 높은 상관관계가 나타나 추정 계수의 표준오차가 커지는 등 분석결과의 유의성을 저하시킬 수 있다(민인식·최필선, 2009). 이에 따라, 본 연구는 연령을 표준화한 후 '연령의 제곱항'을 측정함으로써 변수들 간에 발생할 수 있는 다중공선성(multicollinearity)을 완화하였다.

마지막으로, 통제변수로는 개인 측면에서 '성별', '연령', '최종 학력'을 활용하였으며, 기업 측면에서 '기업 규모', '기업 유형', '기업 형태', '출퇴근시간', '임금수준'을 활용하였다. 또한 '연도' 및 '산업 분류'에 대해서도 더미로 구성하여 분석에 포함하였는데, '산업 분류'의 경우에는 더미를 구성하는 과정에서 빈도가 낮게 나타나는 산업에 대해 기타로 처리하였다.

<표 1>은 통제변수를 포함한 변수의 구체적인 측정방법을 제시하였다.

〈표 1〉 변수의 측정방법

변수		측정방법			
종속변수	하향취업 여부	현 직장(일자리)의 업무 내용과 수준을 자신의 교육수준과 비교했을 때 (1) 수준이 아주 낮다, (2) 수준이 낮다→1 (3) 수준이 적절 하다, (4) 수준이 높다, (5) 수준이 아주 높다→0			
	정규직 여부	현 직장의 고용형태와 관련하여, 정규직이면 1, 비정규직이면 0			
	성별	1 : 남자, 0 : 여자			
통제변수 (개인 측면)	연령	조사연도 - 출생연도 + 1			
		1 : 고졸 미만, 2 : 고졸, 3 : 전문대졸, 4 : 대졸, 5 : 석사학위 이상			

〈표 1〉의 계속

변수		측정방법				
	기업 규모 (더미)	1 : 1~4명, 2 : 5~9명, 3 : 10~29명, 4 : 30~49명, 5 : 50~99명, 6 : 100~299명, 7 : 300~499명, 8 : 500~999명, 9 : 1,000명 이상				
통제변수 (기업 측면)	기업 유형 (더미)	1 : 민간회사, 2 : 외국인회사, 3 : 공공기관 및 공기업, 4 : 법인단체, 5 : 정부부처				
(/18 7 년)	기업 형태	1:단독사업체 또는 본사, 0:지점, 공장 등				
	출퇴근시간	현 직장까지의 출퇴근시간(왕복 기준, 분 단위로 측정)				
	임금수준	현 직장에서의 월평균 임금(만 원 단위로 측정)				
	연도 (더미)	조사연도(2015년, 2016년, 2017년, 2018년, 2019년)				
통제변수 (기타 측면)	산업 분류	1: 제조업, 2: 도매 및 소매업, 3: 교육 서비스업, 4: 전 문, 과학 및 기술 서비스업, 5: 정보통신업, 6: 보건업 및				
	(더미)	사회복지 서비스업, 7:기타				
		(※ 빈도가 낮은 산업의 경우 기타로 설정)				
독립변수	구직 횟수	현 직장을 얻기까지 구직한 총 횟수				
그 답인다	(연령) ²	'연령'을 표준화한 후 제곱한 값으로 측정				

<표 2>는 변수의 기술적 통계를 제시하였다. 참고로, <표 2>에서 '하향취업 여부'와 '정규직 여부'의 평균은 각각 0.111, 0.730으로 큰 차이가 존재하였다. 실제로, 총 1,061명 중에서 하향취업으로 응답한 청년층은 118명(11.1%)으로 나타났고, 비정규직으로 응답한 청년층은 287명(27.0%)으로 나타났다.

〈표 2〉 변수의 기술적 통계

	표본 수(명)	평균	표준편차	최소값	최대값
하향취업 여부	1,061	0.111	0.315	0	1
정규직 여부	1,061	0.730	0.444	0	1
성별	1,061	0.611	0.488	0	1
연령	1,061	27.545	3.100	22	42
최종 학력:고졸 미만	1,061	0.002	0.043	0	1
최종 학력:고졸	1,061	0.136	0.343	0	1
최종 학력:전문대졸	1,061	0.114	0.318	0	1
최종 학력:대졸	1,061	0.684	0.465	0	1
최종 학력:석사학위 이상	1,061	0.064	0.245	0	1

46 ※ 노동정책연구·2022년 제22권 제1호

〈표 2〉의 계속

	표본 수	평균	표준편차	최소값	최대값
기업 규모: 1~4명	1,061	0.094	0.292	0	1
기업 규모: 5~9명	1,061	0.034	0.292	0	1
기업 규모: 10~29명	1,061	0.111	0.313	0	1
기업 규모: 30~49명	1,061	0.149	0.330	0	1
기업 규모: 50~99명	1,061	0.073	0.287	0	1
기업 규모: 100~299명	1,061	0.090	0.287	0	1
기업 규모: 300~499명	1,061	0.107	0.222	0	1
기업 규모: 500~999명	1,061	0.032	0.222	0	1
기업 규모: 1000명 이상	1,061	0.070	0.431	0	1
기업 유형 : 민간회사	1,061	0.753	0.431	0	1
기업 유형: 외국인회사	1,061	0.018	0.133	0	1
기업 유형 : 공공기관 및	1,001	0.016	0.133	U	1
공기업	1,061	0.060	0.238	0	1
기업 유형: 법인단체	1,061	0.078	0.269	0	1
기업 유형: 정부부처	1,061	0.090	0.287	0	1
기업 형태	1,061	0.719	0.450	0	1
출퇴근시간	1,061	58.033	42.798	0	240
임금수준	1,061	205.951	78.975	12	791.667
연도 : 2015년	1,061	0.303	0.460	0	1
연도 : 2016년	1,061	0.271	0.445	0	1
연도 : 2017년	1,061	0.160	0.367	0	1
연도 : 2018년	1,061	0.145	0.352	0	1
연도 : 2019년	1,061	0.121	0.326	0	1
산업 분류 : 제조업	1,061	0.198	0.399	0	1
산업 분류: 도매 및 소매업	1,061	0.107	0.310	0	1
산업 분류 : 교육 서비스업	1,061	0.095	0.294	0	1
산업 분류:전문, 과학 및	1.061	0.002	0.201	0	1
기술 서비스업	1,061	0.093	0.291	0	1
산업 분류:정보통신업	1,061	0.087	0.282	0	1
산업 분류: 보건업 및 사회	1,061	0.084	0.277	0	1
복지 서비스업	1,001	0.007	0.277	U	1
산업 분류:기타	1,061	0.336	0.472	0	1
구직 횟수	1,061	4.600	8.537	1	100
_(연령) ²	1,061	0.915	0.379	0.009	19.463

주: '최종 학력', '기업 규모', '기업 유형', '연도', '산업 분류' 더미의 경우에는 각각 '고졸 미만', '1~4명', '민간회사', '2015년', '제조업'을 준거 집단(reference group) 으로 설정.

3. 분석방법

본 연구에서 수집한 YP 데이터의 경우 매년 추적 조사가 진행된 패널(panel) 데이터지만, 본 연구는 각 조사연도의 YP 데이터 중에서 첫 취업한 청년층만을 추출하여 취합하였다. 이에 따라, 본 연구는 합동(pooled) 데이터를 활용하였기 때문에, 패널 데이터 분석이 아니라 Pooled OLS 분석을 수행해야 할 것이다. 하지만 본 연구의 종속변수인 '하향취업 여부'와 '정규직 여부'가 모두 0과 1로 측정된 이항변수(binary variable)이므로, 선형(linear) 회귀분석에서 요구하는 정규분포 등 기본적인 가정을 충족하지 않는다(이창한 외, 2014). 따라서 종속 변수가 이항변수로서 정규분포 가정을 충족하지 못하고 이항분포를 따를 경우 에는 OLS 모형이 아닌, 로짓 모형(logit) 모형이나 프로빗(probit) 모형을 통해 추정해야 할 것이다.

그리고 본 연구의 표본이 첫 취업한 청년층만을 대상으로 선정하여 표본선택 편의(sample selection bias)가 발생할 수 있다. 즉, 구직자의 경우 하향취업보 다 미취업을 선택할 수도 있기 때문에, 취업자만을 대상으로 분석한 결과는 과 대 또는 과소 추정될 가능성이 존재한다. 이러한 표본선택편의 문제를 해소하 기 위해 1단계에서 구직자(2,432명)를 포함하여 취업 여부에 대한 선택방정식 (selection equation)을 분석하고 2단계에서 1단계의 추정 결과를 반영하는 회귀 방정식(regression equation)을 분석하는 헤크만 선택 모형(Heckman Selection Model)을 통해 추정할 수 있다(민인식·최필선, 2019; Heckman, 1979). 헤크만 선택 모형을 추정하기 위해서는 선택방정식(취업 여부)에는 영향을 미치지만 회귀방정식(하향취업 여부, 정규직 여부)에는 영향을 미치지 않는 도구변수가 요구된다. YP 데이터에서 이러한 조건을 충족하는 도구변수를 찾는 것이 쉽지 않아, 대안적으로 1점(매우 어렵다)부터 5점(매우 여유가 있다)까지 5점 척도로 측정된 '현재 경제상태'를 도구변수로 활용하였다.

본 연구는 이항변수인 종속변수(하향취업 여부 및 정규직 여부)에 대한 회귀 방정식을 분석하기 위해 헤크만 프로빗 모형(Heckman Probit Model)을 통해 추정하였다. 헤크만 프로빗 모형의 경우 취업 여부인 y_1 에 대한 선택방정식과 종속변수인 y_2 에 대한 회귀방정식으로 구성되며, 이를 수식으로 표현하면 각각 식 (1), (2)과 같다.

48 * 노동정책연구·2022년 제22권 제1호

$$y_{1}^{*} = x_{1}^{'}\beta_{1} + \epsilon_{1} , \quad y_{1} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{1}^{*} > 0 \\ 0 & \text{if } y_{1}^{*} \leq 0 \end{cases}$$
 (1)

$$y_{2}^{*} = x_{2}^{'}\beta_{2} + \epsilon_{2} , \quad y_{2} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{2}^{*} > 0 \\ 0 & \text{if } y_{2}^{*} \leq 0 \end{cases}$$
 (2)

헤크만 프로빗 모형에서 오차 ϵ_1 와 ϵ_2 간에 서로 상관성이 존재하며, y_2 는 $y_1^*>0$ 인 경우에만 관측되고, $y_1^*\leq 0$ 일 때에는 y_2 가 어떤 유의한 값도 취하지 않는다(장석근 외, 2018). 만약 오차항 간의 상관관계인 ρ 가 0이면 y_1 및 y_2 에 대한 2개 방정식의 결과가 순차적으로 결정되지만 상호 독립적인 모형이라는 것을 의미한다(민인식·최필선, 2019). 따라서 본 연구는 2개 방정식에서 오차항 간의 상관관계를 검증하기 위해 $\operatorname{rho}(\rho)$ 값에 대한 LR test 결과를 살펴보았으며, $\rho=0$ 이라는 귀무가설을 기각하여 헤크만 프로빗 모형의 적절성을 확인할 수 있었다.

실증분석을 위한 통계 패키지는 STATA 14.2를 활용하였다.

V. 부석결과

먼저, <표 3>은 변수들 간의 상관관계를 분석한 결과를 제시하였다. <표 3>에서 변수들 간의 상관관계는 모두 0.4 미만으로 매우 낮게 나타났다. 그리고

〈표 3〉 상관관계 분석

	1	2	3	4	5	6	7	8
1. 하향취업 여부	1							
2. 정규직 여부	-0.20***	1						
3. 성별	-0.06†	0.09**	1					
4. 연령	0.03	-0.08*	-0.35***	1				
5. 기업 형태	-0.01	0.05	-0.06*	0.03	1			
6. 출퇴근시간	-0.05	0.06*	-0.05	-0.05†	0.07*	1		
7. 임금수준	-0.18***	0.38***	0.21***	0.10***	-0.01	0.11***	1	
8. 구직 횟수	0.10**	0.04	0.05	0.01	-0.03	0.13***	0.11***	1

주:1) '최종 학력', '기업 규모', '기업 유형', '연도', '산업 분류' 더미 및 '연령의 제 곱항'의 경우 분석에는 포함하였으나 표시하지 않음.

^{2) †} p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001.

변수들의 분산팽창계수(Variance Inflation Factor: 이하 'VIF') 값이 10 미만일 경우 다중공선성을 크게 고려하지 않아도 되는데, 모든 변수들의 VIF 값이 10 보다 매우 낮게 나타났다. 따라서 본 연구는 모든 변수들을 활용하여 분석을 수행하였다.

연구질문에 대해 검증하기 위해 먼저 <표 4>에서 첫 취업한 청년층을 대상으로 종속변수인 '하향취업 여부'에 대해 헤크만 프로빗 모형을 수행한 결과를 제시하였다. 모델 1은 통제변수만을 분석하였으며, 모델 2는 통제변수와 '구직 횟수'를 포함하여 분석하였다. 또한 모델 3에서는 통제변수와 '(연령)²'을 포함하여 분석하였다며, 모델 4에서는 모든 변수들을 포함하여 분석하였다. Wald chi2 값을 살펴봤을 때 분석모형은 통계적으로 적절하다고 볼 수 있다.

〈표 4〉 헤크만 프로빗 모형(종속변수: 하향취업 여부)

모델 1	모델 2	모델 3	모델 4
-3.989	-3.877	-5.084	-4.882
(476.656)	(363.176)	(691.589)	(508.066)
-0.002	-0.028	-0.038	-0.059
(0.114)	(0.119)	(0.114)	(0.118)
-0.041*	-0.041*	-0.005	-0.008
(0.021)	(0.023)	(0.029)	(0.031)
-0.086	-0.055	-0.092	-0.063
(0.136)	(0.139)	(0.132)	(0.136)
-0.001	-0.001	-0.001	-0.001
(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
-0.003***	-0.004***	-0.003***	-0.004***
(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
	0.016**		0.015**
	(0.005)		(0.005)
		-0.059†	-0.054*
		(0.031)	(0.032)
1,061	1,061	1,061	1,061
-2139.413	-2134.446	-2137.614	-2133.017
53.20**	58.03**	56.99**	60.58**
0.626	0.583	0.700	0.654
	-3.989 (476.656) -0.002 (0.114) -0.041† (0.021) -0.086 (0.136) -0.001 (0.001) -0.003*** (0.001) 1,061 -2139.413 53.20**	-3.989	-3.989 -3.877 -5.084 (476.656) (363.176) (691.589) -0.002 -0.028 -0.038 (0.114) (0.119) (0.114) -0.041† -0.041† -0.005 (0.021) (0.023) (0.029) -0.086 -0.055 -0.092 (0.136) (0.139) (0.132) -0.001 (0.001) (0.001) (0.001) (0.001) (0.001) -0.003*** -0.004*** -0.003*** (0.001) (0.001) (0.001) 0.016*** (0.005) -0.059† (0.031) 1,061 1,061 -2139.413 -2134.446 -2137.614 53.20** 58.03** 56.99**

주:1) 변수의 계수(coefficient) 값을 제시하였으며, 괄호 안은 표준오차(standard error) 값임.

²⁾ 헤크만 선택 모형 중 선택방정식 결과는 생략하였으며, '최종 학략', '기업 규모', '기업 유형', '연도', '산업 분류' 더미의 경우 분석에는 포함하였으나 표시하지 않음.

^{3) †} p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001.

분석결과, 구직 횟수는 하향취업 여부에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타 났다(모델 2ːp<0.01, 모델 4ːp<0.01). 이는 구직 횟수가 한 단위 증가할수록 하향취업의 가능성이 약 $1.015(e^{0.015})$ 배, 즉 1.5% 높아진다고 설명할 수 있다. 김균(2009)은 구직 횟수가 증가할수록 취업에서 성공할 가능성이 높아진다고 제시하고 있지만, 이는 여러 차례 구직에 도전하였다가 취업에 성공하지 못한 청년층이 취업의 눈높이를 낮추고 하향취업을 선택했을 수도 있음을 의미한다. 또한 연령의 제곱항은 하향취업 여부에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다 (모델 3: p<0.1, 모델 4: p<0.1). 연령과 하향취업 여부 간에 역U자형 관계가 존재한다고 볼 수도 있지만, 모델 1과 2에서 연령이 하향취업에 부(-)의 영향을 미치는 것을 확인할 수 있었다(모델 1:p<0.1, 모델 2:p<0.1). 따라서 연령이 높아질수록 하향취업 여부에 전체적으로 부(-)의 영향을 미치는 곡선형 (curvilinear) 관계가 존재한다고 설명할 수 있다. 이는 연령이 상대적으로 낮은 청년층에서 하향취업자가 많다고 제시한 신선미·손유미(2008)나 이찬영(2008) 등의 연구결과들과도 일치하였다. 본 연구는 첫 취업자를 대상으로 22세부터 42세까지 연령의 범위를 보다 확대하여 분석하였으며, 주로 20대 청년층에 초 점을 맞춰 분석한 선행연구들과 일치된 결과를 제시하였다는 측면에서 의미가 있다.

< 조 5>는 종속변수인 '정규직 여부'에 대해 헤크만 프로빗 모형을 수행한 결과를 제시하였다. 이를 통해 비정규직은 정규직보다 상대적으로 나쁜 일자리가 많을 수 있기 때문에, 하향취업과 비정규직에 영향을 미치는 요인이 동일하게 적용될 것이라는 연구질문을 검증하고자 하였다. <표 4>에서 분석한 결과와 마찬가지로, 모델 1은 통제변수만을 분석하였고, 모델 2는 통제변수와 '구직 횟수'를 포함하여 분석하였다. 또한 모델 3에서는 통제변수와 '(연령)²'을 포함하여 분석하였다. 모델 4에서는 모든 변수들을 포함하여 분석하였다. Wald chi2 값을 살펴봤을 때 분석모형은 통계적으로 적절하다고 볼 수 있다.

정규직 여부에 대해 분석한 결과를 살펴봤을 경우 하향취업 여부를 분석한 결과와는 일부 차이가 존재하였다. 하향취업 여부와 달리, 구직 횟수는 정규직 여부에 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 즉, 구직 횟수가 증가한다고 해서 정규직이나 비정규직일 가능성이 높아지지 않았으며, 이는 하향취업이 반드시

〈표 5〉 헤크만 프로빗 모형(종속변수: 정규직 여부)

	모델 1	모델 2	모델 3	모델 4
(시스)	0.744	0.742	-0.265	-0.255
(상수)	(1.102)	(1.101)	(1.238)	(1.238)
서버	0.019	0.016	-0.016	-0.017
성별	(0.112)	(0.112)	(0.112)	(0.112)
서러	-0.009	-0.009	0.025	0.025
연령	(0.027)	(0.027)	(0.031)	(0.031)
기업 형태	0.127	0.129	0.128	0.129
기업 생대	(0.131)	(0.131)	(0.132)	(0.132)
	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001
골되는시신	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
임금수준	0.007***	0.007***	0.007***	0.007***
HOTE	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
 구직 횟수		0.002		0.001
十年 教士		(0.006)		(0.006)
(of =1) ²			-0.058*	-0.058†
(연령) ²			(0.033)	(0.033)
N	1,061	1,061	1,061	1,061
Log likelihood	-2283.359	-2283.290	-2281.698	-2281.677
Wald chi2	163.24***	162.57***	169.29***	168.82***
rho	-0.284	-0.292	-0.241	-0.246

- 주:1) 변수의 계수(coefficient) 값을 제시하였으며, 괄호 안은 표준오차(standard error) 값임.
 - 2) 헤크만 선택 모형 중 선택방정식 결과는 생략하였으며, '최종 학력', '기업 규모', '기업 유형', '연도', '산업 분류' 더미의 경우 분석에는 포함하였으나 표시하지 않음.
 - 3) † p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001.

비정규직 취업이라고 볼 수 없음을 의미한다. 보통 비정규직 취업이 나쁜 일자리가 많은 것으로 알려져 있지만(Kalleberg et al., 2000; McGovern et al., 2004), 비정규직 취업의 경우에도 정규직 취업보다 괜찮은 일자리가 존재할 수 있을 것이다. 또한 청년층의 입장에서 정규직 취업도 직업이나 업무 특성 등에따라 하향취업으로 인식할 수 있기 때문에, 구직 횟수와 정규직 여부 간에 어떤 유의한 관계도 존재하지 않은 것으로 판단된다.

반면, 연령의 제곱항은 정규직 여부에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나 (모델 3:p<0.1, 모델 4:p<0.1), 연령과 정규직 여부 간에 역U자형 관계가 존재하였다. 다시 말해, 첫 취업 당시 청년층의 연령이 낮을 경우 비정규직 취업의

가능성이 높지만 연령이 높아질수록 정규직 취업의 가능성이 높아지게 되고, 일정한 연령을 넘어가면 다시 비정규직 취업의 가능성이 높아지게 될 것이다. 청년층은 연령이 높아짐에 따라 다양한 경험이나 스펙 등을 통해 정규직으로 취업하기 위해 노력하지만, 연령이 계속 높아짐에도 불구하고 취업에 성공하지 못하게 된다면 생계유지 등을 위해 정규직 취업보다 상대적으로 취업하기 쉬운 비정규직으로 취업하게 된다고 볼 수 있다. 본 연구에서 연령의 제곱항과 하향 취업 여부, 연령의 제곱항과 정규직 여부 간에 모두 유의한 관계가 존재하는 것으로 나타나, 향후 이와 관련하여 추가적인 연구들이 지속적으로 수행되어야 할 것이다.

Ⅵ. 결론 및 시사점

본 연구는 청년층의 첫 취업 시 하향취업에 영향을 미치는 요인에 대해 분석하였다. 청년층에게 첫 취업은 단지 학교에서 노동시장으로 이행뿐만 아니라향후 경력개발까지 고려했을 때 매우 큰 의미를 가지므로, 청년층의 취업난, 잦은 이직 등과 관련하여 첫 취업의 질적 측면에 대해 살펴보는 것은 중요하다. 특히, 자신의 역량을 발휘하거나 경력을 개발하기 어려운 하향취업과 비정규직이슈는 노동시장에서 지속적인 논쟁을 야기할 것이다. 따라서 본 연구는 이와관련하여 연구질문을 도출하였으며, 분석결과를 바탕으로 결론 및 시사점을 제시하면 다음과 같다.

먼저 하향취업 여부와 관련하여, 청년층의 구직 횟수가 증가함에 따라 하향취업의 가능성이 높아지는 것으로 나타났다. 청년층이 이력서 제출, 입사시험 응시 등과 같이 구직을 위한 여러 차례의 노력에도 불구하고 취업에 성공하지 못한다면 상대적으로 자신의 교육수준보다 낮은 하향취업도 고려할 수 있을 것이다. 이는 많은 구직활동 과정에서 지속적인 실패로 인해 자신감을 잃게 되고 장기 미취업으로 인해 불안감을 크게 느낄 수도 있기 때문이다. 또는 최근 이력서를 100군데 이상 제출했지만 모두 탈락했다는 뉴스와 같이, 무분별하게 다양한 직장에 이력서를 제출했을 경우에도 원하는 직장보다 하향취업을 통해 취업

에 성공할 가능성이 높을 것이다. 이러한 인적자원의 저활용 문제는 개인이나 국가 차원에서도 매우 큰 손실이기 때문에, 대책 마련이 시급하다. 청년층의 경우 무분별한 이력서 제출보다 일자리에 대한 구체적인 탐색 과정을 통해 자신이 원하는 일자리에 취업하는 것이 중요하며, 이를 위해 대학 또는 국가 차원의취업정보센터, 고용지원센터에서 맞춤형취업정보 제공, 산학연 고용 연계 등을 통해 하향취업과 같은 일자리 미스매치를 해결할 수 있는 정책 방안을 마련해야 한다. 그리고 고학력이 아니라도 교육수준별로 적합한 다수의 일자리를창출함으로써 학력과잉이 발생하지 않도록 해야 하며, 국가 차원에서 경력개발을 지속적으로 지원할 수 있는 다양한 교육훈련 프로그램을 제공하는 것도 필요하다고 판단된다. 또한 연령이 높아질수록 하향취업 여부에 부(-)의 영향을미치는 곡선형 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이는 20대 연령층을 대상으로 분석한 선행연구들과 동일한 결과로 볼 수 있으며, 본 연구에서 최근 YP 데이터를 활용하여 20대부터 40대까지 연령의 범위를 보다 넓게 설정하여 재검증하였다는데 그 의의가 있다.

다음으로 정규직 여부와 관련하여, 청년층의 구직 횟수와 정규직 취업 간에 통계적으로 유의한 결과가 관찰되지 않았다. 본 연구에서는 상대적으로 낮은 수준의 직무를 수행하는 하향취업이나 비정규직을 청년층이 비슷하게 인식할 것으로 가정했지만, 하향취업 여부와 비교했을 때 분석결과에 차이가 있었다. 이는 정규직 취업이 고용의 안정성이나 지속성이 보장된다고 해서 반드시 상향취업이거나 적정취업이 아닐 수도 있음을 의미한다. 정도범(2018)은 비정규직이라 하더라도 최종 학력이나 기술 수준이 높은 집단에서는 전문역량을 확보할수 있다고 제시하며, 비정규직 취업과 하향취업을 동일하게 볼 수 없음을 지적하였다. 따라서 구직 횟수와 정규직 여부 간에 큰 관련이 없다고 볼 수 있다. 반면 하향취업 여부와는 달리, 연령과 정규직 여부 간에 역U자형 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 즉, 청년층은 일정한 연령까지 정규직 취업의 가능성이 높아지만 그 연령을 넘어가게 되면 다시 비정규직 취업의 가능성이 높아지는 것이다. 이는 장기간 취업하지 못한 청년층이 생계유지 또는 가족부양 등으로인한 어려움을 해소하기 위해 일단 비정규직이라도 취업할 수 있음을 의미할 것이다. 비정규직 취업의 경우 정규직 취업보다 채용 공고를 상시적으로 게시

하고 채용 절차도 상대적으로 간소하여 빨리 취업할 수 있기 때문이다. 이를 통해 20대 연령층의 고용률에 비해 30~40대 연령층의 고용률이 높게 나타나는 원인 중의 하나로 하향취업보다 비정규직 취업을 제시할 수 있으며, 향후 이와 관련된 연구를 지속적으로 수행하여 검증할 필요가 있다.

참고로, 본 연구를 통해 청년층이 하향취업과 비정규직을 동일하게 인식하지 않는다는 점을 확인하였으며, 향후 연구를 수행할 때 이를 고려해야 한다. 즉, 하향취업이 비정규직이 아니라, 정규직 여부와 관계없이 일자리의 질적 측면을 파악할 필요가 있다. 이를 위해 '정규직+상향(적정)취업', '정규직+하향취업', '비정규직+상향(적정)취업', '비정규직+하향취업' 등으로 구분하여 비교·분석하는 것도 가능하다고 판단된다. 그리고 하향취업과 비정규직 이슈를 해결하기위한 정책방향도 다르게 수립해야 할 것이며, 다른 무엇보다 청년층이 첫 취업후 자신의 경력이나 전문성 등을 지속적으로 개발할 수 있는 환경을 조성하기위해 국가와 기업 차원의 지원이 요구된다.

본 연구의 한계점을 언급하면 다음과 같다. 먼저 본 연구는 YP 데이터라는 패널 데이터를 활용하였지만, 패널 데이터가 아닌 합동(pooled) 데이터로 처리 하여 분석을 수행하였다. 따라서 첫 취업 이후의 노동시장 경로 등과 같은 패널 데이터의 특성을 살리지 못했다. 청년층의 하향취업 여부뿐만 아니라 하향취업 이후의 경력개발이 어떻게 되었는지를 파악하는 것도 노동시장의 불안정성을 해결하는데 매우 중요하므로, 향후 연구에서는 일자리와 관련된 장기적 영향을 분석한 한요셉(2017) 등의 연구를 참고하여 패널 데이터를 분석할 필요가 있다. 그리고 본 연구에서 하향취업 측정 시 주관적 자기평가 방식을 활용하였는데, 향후 객관적 측정방법을 고려하여 분석결과의 신뢰성을 제고해야 할 것이다. 물론, 많은 선행연구들을 통해 주관적 자기평가 방식을 주로 활용하고 있음을 확인하였지만, 다양한 측정방법을 병행하여 분석하는 방안도 모색할 필요가 있 다. 또한 일자리와 관련하여 질적 측면을 파악하기 위해 교육수준, 정규직 여부 외에도 복지 혜택이나 직장 환경 등의 많은 요인들이 존재할 것이다. 이를 위해 일자리의 질적 측면에 관한 많은 선행연구들을 조사·분석해야 할 것이다. 마 지막으로, 연령이나 최종 학력 등을 보다 세분화하거나 독립변수를 추가하는 등 다양한 연구 모형 및 질문을 제시함으로써 보다 의미 있는 분석결과를 도출 해야 한다. 이를 통해 청년층의 일자리 이슈를 해결하기 위한 실질적인 방안을 마련하는데 기여할 수 있을 것이다.

그럼에도 불구하고, 본 연구는 최근 공개된 YP 데이터를 활용하여 청년층의 첫 취업 시 하향취업 여부 및 정규직 여부에 영향을 미치는 요인을 분석했다는 점에서 큰 의의가 있다. 본 연구의 결과는 청년층이 괜찮은 일자리를 탐색하고 취업에 성공할 수 있는 방안을 마련하는데 기여할 수 있을 것이다. 그리고 오늘 날 청년층이 하향취업과 비정규직을 동일하게 인식하지 않는다는 측면을 고려하여 국가 차원에서 차별화된 정책 방향을 수립하는데 활용될 수 있기를 기대한다.

참고문헌

- 김균(2009). 「구직 강도의 선행요인과 구직 명료성의 관계에 관한 연구:고용지 원센터 이용 구직자를 대상으로」. 『노동정책연구』 9(3):113~141.
- 김은석(2015). 「대학 전공 선택 기준에 따른 대졸청년층의 직장만족도 차이 분석」. 『진로교육연구』 28(3): 85~101.
- 김종성·이병훈·신재열(2012). 『청년층 구직활동과 하향취업』. 『노동정책연구』 12(2):51~73.
- 김준영·윤정혜(2010). 『하향취업의 지속성: 청년층의 하향취업 경험이 비하향취업으로의 이행에 미치는 효과 분석』. 『산업노동연구』 16(1): 173~199.
- 남성일·전재식(2011). 「하향취업이 직장이동 성향에 미치는 효과」. 『노동정책연구』11(3): 25~51.
- 민인식·최필선(2009). 『STATA 기초통계와 회귀분석』. 한국STATA학회. (2019). 『STATA 고급통계분석』. 지필미디어.
- 신선미·손유미(2008). 「대졸 청년층 하향취업의 결정요인」. 『직업능력개발연구』11(1): 1~21.
- 심재휘·김경근(2015). 「대졸 청년층의 초기 노동시장 성과 영향요인 분석: 대학 재학기간을 중심으로」. 『한국교육학연구』 21(1): 113~138.

- 오성욱·이승구(2009). 「대학생의 직업가치 유형이 직무적합도 및 첫 직장만족 도에 미치는 영향」. 『진로교육연구』 22(2): 1~19.
- 우해봉·윤인진(2008). 『경쟁리스크 생존모형을 통한 청년층의 첫 일자리 획득 분석』. 『한국청소년연구』 19 (2): 225~250.
- 원지영(2011). 「학력과 구직경로가 청년들의 첫 일자리 임금수준과 전공일치에 미치는 영향」. 『청소년학연구』 18(12): 1~27.
- 이병희(2002). 「노동시장 이행 초기 경험의 지속성에 관한 연구」. 『노동정책연구』 2(1): 1~18.
- 이시균(2006). 「비정규노동의 나쁜 일자리에 관한 실증연구」. 『노동정책연구』 6(2): 29~76.
- 이시균·윤진호(2007). 『비정규직은 정규직으로 전환할 수 있는가?』. 『경제발 전연구』13(2):81~107.
- 이찬영(2008). 「청년층 임금근로자의 하향취업 행태」. 『직업능력개발연구』11 (3): 49~69.
- 이창한·이완희·황성현·이강훈·김상원(2014). 『STATA를 활용한 사회과학 자료분석』. 피앤씨미디어.
- 장석근·봉강호·박재민(2018). 「국가기술자격제도의 혁신이 기업의 고용결정에 미치는 영향에 관한 연구: 과정평가형 자격을 중심으로」. 『한국산학기술학회 논문지』 19(11): 278~286.
- 정도범(2018). 「정규직/비정규직 근로자 여부와 직장만족도의 관계: 청년층의 집단별 차이에 관한 비교」. 『노동정책연구』 18(4): 105~130.
- ____(2019). 「대졸 청년층의 이직의도에 영향을 미치는 주요 요인: 정규직 여부에 따른 비교 및 분석」. 『노동정책연구』19(3): 93~127.
- ____(2021). 「대졸자의 정규직 취업에서 첫 직장 선택의 중요성」. 『노동정책 연구』 21(1): 165~195.
- 정미나·임영식(2010). 「대졸 청년층의 노동시장 진입관련 변인에 대한 경로분석」. 『진로교육연구』 23 (2): 135~152.
- 채구묵(2007). 「신규대졸자의 취업 및 임금수준 결정요인 분석」. 『한국사회복 지학』 59(4): 35~61.

- 채창균·김태기(2009). 『대졸 청년층의 취업성과 결정 요인 분석』. 『직업교육연구』 28(2): 89~107.
- 최윤선·이호섭(2014). 「대학 졸업 취업자의 첫 일자리 유지 영향 요인 분석」. 『예술인문사회 융합 멀티미디어 논문지』 4(2): 331~346.
- 한권희·이영환·복홍석(2009). 「비정규직의 정규직화의 조직효과성에 대한 연구」. 『한국행정연구』 18(3): 53~75.
- 한성민·문상호·이숙종(2016). 「청년취업 결정요인에서 본 청년 취업대책 개선책 연구」. 『정책분석평가학회보』 26(2): 187~212.
- 한요셉(2017). 『청년기 일자리 특성의 장기효과와 청년고용대책에 대한 시사점』. 한국개발연구원. 정책연구시리즈 2017-07.
- 황남희·정주연(2011). 「대졸청년층의 하향취업: 연령집단 및 하향취업 측정방법에 따른 비교」. 『정책분석평가학회보』21(2): 271~292.
- Atkinson, J.(1984). "Manpower Strategies for Flexible Organisations". *Personnel Management* 16 (8): 28~31.
- Baert, S., B. Cockx and D. Verhaest(2013). "Overeducation at the Start of the Career: Stepping Stone or Trap?". *Labour Economics* 25: 123~140.
- Buchel, F.(2002). "The Effects of Overeducation on Productivity in Germanythe Firms' Viewpoint". *Economics of Education Review* 21 (3): 263~275.
- Chalmers, J. and G. Kalb(2001). "Moving from Unemployment to Permanent Employment: Could a Casual Job Accelerate the Transition?". *Australian Economic Review* 34 (4): 415~436.
- Freeman, R. B.(1976). The Overeducated American. Academic Press.
- Hartog, J.(2000). "Over-education and Earnings: Where Are We, Where Should We Go?". *Economics of Education Review* 19 (2): 131~147.
- Heckman, J.(1979). "Sample Selection Bias as a Specification Error". *Econometrica* 47 (1): 153~161.
- Kalleberg, A. L., B. F. Reskin and K. Hudson(2000). "Bad Jobs in America: Standard and Nonstandard Employment Relations and Job Quality in the

- United States". American Sociological Review 65 (2): 256~278.
- Kiker, B. F., M. C. Santos and M. M. de Oliveira(1997). "Overeducation and Undereducation: Evidence for Portugal". *Economics of Education Review* 16 (2): 111~125.
- McGovern, P., D. Smeaton and S. Hill(2004). "Bad Jobs in Britain: Nonstandard Employment and Job Quality". *Work and Occupations* 31 (2): 225~249.
- Meroni, E. C. and E. Vera-Toscano(2017). "The Persistence of Overeducation Among Recent Graduates". *Labour Economics* 48: 120~143.
- Nielsen, C. P.(2007). *Immigrant Overeducation : Evidence from Denmark*. World Bank Policy Research Working Paper, No.4234.
- Sicherman, N.(1991). ""Overeducation" in the Labor Market". *Journal of Labor Economics* 9 (2): 101~122.
- Thurow, L. C.(1975). Generating Inequality: Mechanisms of Distribution in the U.S. Economy. Basic Books.
- Tsang, M. C. and H. M. Levin(1985). "The Economics of Overeducation". *Economics of Education Review* 4 (2): 93~104.
- Verhaest, D. and E. Omey(2006). "The Impact of Overeducation and Its Measurement". *Social Indicators Research* 77 (3): 419~448.
- Wittmer, J. L. S. and J. E. Martin(2011). "Effects of Scheduling Perceptions on Attitudes and Mobility in Different Part-time Employee Types". *Journal of Vocational Behavior* 78 (1): 149~158.
- Wolbers, M. H. J.(2003). "Job Mismatches and Their Labour-market Effects Among School-leavers in Europe". *European Sociological Review* 19 (3): 249~266.
- Zijl, M., G. J. van den Berg and A. Heyma(2011). "Stepping Stones for the Unemployed: The Effect of Temporary Jobs on the Duration Until (Regular) Work". *Journal of Population Economics* 24 (1): 107~139.

The Effects of Number of Job Search and Age on Downward Employment at the Time of First Job Among Youths

Chung, Do-Bum · You, Hwasun · Kim, Byungil

Today, unemployment among youths in their twenties is becoming the biggest social issue and a task that needs to be solved urgently. When looking at the current employment rate, it can be seen that the employment problem is gradually resolved as the age increases, but there is a possibility that they have chosen a downward job that does not meet their academic background or ability. Therefore, this study analyzed the factors affecting downward employment at the time of first job among youths.

For the empirical analysis, the Youth Panel data provided by Korea Employment Information Service was used, and a total of 1,061 samples were selected from 2015 to 2019. As a result of the analysis, it was found that the number of job search had a positive effect on downward employment, and there was a negative curvilinear relationship between age and downward employment. In addition, we analyzed whether they were regular workers, and an inverted U-shaped relationship was found between age and regular worker. In other words, youths who have failed to find a job several times can choose downward employment, and as the age increases, it is judged that even non-regular employment, whose hiring process is relatively simpler than regular employment, is found to be employed.

Through the results of this study, it was confirmed that youths do not perceive downward employment and non-regular worker in the same way, and a differentiated policy direction should be established to solve these problems.

Keywords: youth, first job, number of job search, age, downward employment, non-regular worker