

# 재학 중 근로 경험이 노동시장 이행기간에 미치는 영향

김 종 욱\*

본 연구는 재학 중 근로 경험이 첫 직장으로서의 이행기간에 어떠한 영향을 미치는지 살펴본다. 추가적으로 첫 직장 임금에 대한 영향도 살펴보면서 이행기간에 대한 효과의 잠재적 경로에 대해 논의해 본다. 이행기간 연구에서 발생할 수 있는 자료의 우측절단 문제를 적절히 다루고자 Cox 비례 위험률 모형을 활용하였다. 그 결과, 재학 중의 근로 경험은 첫 직장으로서의 이행기간을 줄이는 것으로 나타났고 그 효과의 크기는 아르바이트를 포함한 시간제 일자리 근로 경험보다 전일제 일자리 근로 경험에서 더 크게 나타났다. 이러한 효과는 추가적인 가구배경에 대한 통제변수 고려 여부와 관계없이 서로 다른 두 자료에서 모두 강건성을 보였다.

## 1. 서론

청년고용 정책은 노동시장 신규진입 장벽이 서서히 높아지면서 그 사회적 중요성이 더욱 부각되고 있다. 노동시장 신규 진입자들을 대상으로 한 채용규모가 점점 줄어들면서 청년들이 겪게 되는 첫 직장으로서의 초기 이행 어려움이 전반적인 사회문제로 인식되고 있는 것이다. 전국 100인 이상 고용 기업 504개사 중 37.4%가 2020년보다 2021년 신규채용 규모를 축소하겠다고 응답(한국경영자총협회, 2021)한 것으로 보아 최근에도 청년들의 상황은 그리 나아지지 않은 것처럼 보인다.

채용 규모 축소와 더불어 청년들의 노동시장 진입을 더욱 어렵게 만들고 있는 것은 채용시장의 변화 흐름이 '경력에 대한 선호'에 있다는 점이다. 채용시장의 가장 중요한 변화가 무엇이라는 질문에 응답 기업 중 55.6%가 '경력직 채용 증가'라고 답했다. 또한 채용 시 우선시하는 덕목으로 65.1%가 '직무에 대한 이해'를 꼽았다(한국경영자총협회, 2017). 직무를 경험한 사람이 더

\* 한국노동연구원 책임연구원(jwkim@kli.re.kr).

빠르게 습득할 수 있는 '직무에 대한 이해'를 채용의 우선순위로 두면서, 자연스럽게 신입보다는 경력자를 더 선호하고 있는 것이다.

청년들은 여러 방법들을 활용해 변화하는 채용시장 흐름에 발맞추고 있다. 특히 최종학교 재학 중 다양한 경로를 이용하여 사전적인 일자리 경험을 쌓고 있다. 재학 중이기 때문에 시간적 제약이 따를 수밖에 없는 청년층이지만 노동시장 진입 이전에 최대한 시장에서 요구하는 바를 갖추기 위해 노력하고 있다. 시장에서 요구하는 '경험'이라는 자산을 사전적 근로 경험을 통해 어느 정도 얻을 수 있을뿐더러, 재학 중 근로 자체가 적어도 그러한 경험 축적에 노력을 기울였다는 신호(signal)로서 의미를 지닐 수 있기 때문이다.

본 연구는 다양하게 이루어지는 재학 중 근로 경험이 노동시장 성과에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보는 것을 목적으로 한다. 특히, 그중에서도 졸업 후 첫 직장으로서의 진입 수월성 측면에서 시간적인 성과라고 할 수 있는 이행기간(duration)에 대한 영향에 주목한다. 추가적으로 첫 직장 임금에 대한 효과를 살펴보면, 이행기간에 대한 효과의 경로를 짐작해보고자 한다. 이러한 연구는 신규 노동 공급자의 사전적 구직 노력이 실제 노동시장에서 어떠한 성과로 이어지는지 살펴본다는 의미를 지닐 수 있으며, 나아가 관련 정책 입안에 도움을 줄 수 있다. 효과를 살펴봄에 있어 자료의 우측절단(right-censoring) 문제를 고려하고 서로 다른 성격의 자료 활용 등 가능한 방법을 통해 결과의 강건성을 더하고자 한다.

재학 중 근로 경험의 노동시장 성과를 바라보는 가장 기본적인 이론적 배경(theoretical framework)은 인적자본론(human capital theory, Becker, 1962)이라 할 수 있다. 전통적인 교육의 투자 수익률 모형과는 다르게 재학 중 근로 경험 역시 추가적인 인적자본 축적의 과정으로 고려되어야 한다고 여기는 견해들이 있다(Light, 2001; Hotz et al., 2002). 재학 중 근로 경험이 노동 공급자의 생산성 증대로 이어질 수 있는 경험을 제공한다고 가정하면, 새로운 근로 경험의 추가는 졸업 후 노동시장에서 활용될 수 있는 인적자본의 추가적인 축적을 의미한다. 따라서 이러한 생산성 증가가 어떠한 형태로건 노동시장 성과로 나타날 수 있다. 반면, 재학 중 근로 경험이 학업시간을 줄이기 때문에 교육을 통한 인적자본 형성을 저해하여 그들의 교육적 성과에 부정적 영향을 미친다는 의견도 있다(Oettinger, 1999; Darolia, 2014; Tyler, 2003). 재학 중 근로 경험이 교육을 통한 기본적인 인적자본 형성을 크게 방해한다면, 이들의 노동시장 성과에도 부정적인 영향을 줄 수 있다.

신호이론(signaling theory, Spence, 1978) 측면에서 보면 재학 중 근로 경험은 반드시 생산성 향상이라는 경로를 거치지 않고서라도 노동시장 성과에 긍정적 영향을 미칠 수 있다. 노동 수요자 입장에서 채용은 노동 공급자의 생산성을 당사자에 비해 관찰하기 힘든 비대칭 정보(asymmetric information)하의 상태에서 이루어진다고 볼 수 있다. 이때 노동 공급자의 성공적인 사전적 직장경험 완수는 결국 해당 직무에 대한 능력이 더 우수함을 보이는 신호로서 작용

하기 때문에 노동시장 내에서 성과로 이어질 수 있다(Nunley et al., 2016; Baert et al., 2021). 그 밖에 매칭이론(matching theory, Jovanovic, 1979)과 잡스크리닝(on-the-job screening, Stiglitz, 1975) 측면에서 재학 중 근로 경험을 설명할 수도 있지만, 이는 주로 졸업 전에 입사한 직장에 졸업 후에도 종사하는 경우에 더 적합한 설명이라고 볼 수 있다.

재학 중 근로 경험에 대한 실증연구들은 대부분 노동시장 성과, 특히 첫 직장으로서의 이행기간에 긍정적 영향을 미친다고 보고 있지만 상반된 의견 또한 존재한다.

Gault et al.(2000)은 학부 재학 중 인턴십 경험이 초기 경력에서의 성공에 긍정적인 영향을 미친다고 분석한다. 해당 연구는 미 북동부의 공립학교 동문을 대상으로 인턴 경험 집단과 인턴 비경험 집단을 인터뷰하여 얻은 자료를 바탕으로 첫 직장까지의 이행기간, 연간 소득, 일자리 만족도 등에 인턴십 경험이 긍정적인 영향을 미쳤음을 보였다. Weiss et al.(2014)은 근로 경험의 유형을 세부적으로 나누어 각각의 유형이 이행기간에 어떠한 영향을 미쳤는지 살펴보았는데, 재학 중 근로 경험의 자발성 여부와 특정 분야에 집중되었는지 여부가 첫 직장으로서의 이행기간 단축에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

반면, Klein and Weiss(2011)는 교육과정 중 시행되는 독일의 의무적인 인턴십(mandatory internship)이 유의미한 노동시장 성과로 이어지지 않음을 보였다. 성향점수매칭법(Propensity Score Matching Method)을 활용하여 가구배경(family background) 측면과 교육수준 측면에서 하위 집단에 속하는 사람들에게조차 의무적인 근로 경험이 큰 효과를 보이지 못함을 보였다. Hotz et al.(2002)도 교육투자와 취업을 동시에 고려하는 동태적인 선택모형을 적용하여 재학 중 근로 경험의 효과를 추정한 결과, 기존 연구의 효과보다 그 크기가 크게 줄어들었고, 통계적으로도 유의미한 노동시장 성과를 발견하지 못했다.

본 연구는 재학 중 근로 경험이 첫 직장 이행기간에 미치는 상반된 효과를 가능한 범위 내에서 근로 유형을 나누어 살펴본다는 측면에서 Weiss et al.(2014)과 연속선상에 있다고 볼 수 있다. 다만, 자료의 우측절단 문제를 고려한 상태에서 다수의 자료를 활용하여 결과를 비교한다는 점에서 차별성이 있다.

이어지는 제II장에서는 본 논문의 실증분석 접근법(empirical strategy)에 대해 간략히 다룬다. 제III장에서는 분석 자료와 기초통계에 대해 알아보고, 제IV장에서는 추정 결과를 요약한다. 제V장에서는 추정된 결과가 어떤 경로(mechanism)를 통해 발현될 수 있는지에 대해 논하고 연구 결론과 향후 발전 방향을 언급한다.

## II. 실증 분석 방법론

재학 중 근로 경험의 노동시장 성과에 대한 영향을 살펴볼 때 발생할 수 있는 문제는 크게 두 가지로 요약된다. 첫 번째 문제는 재학 중 근로 여부가 노동시장 성과를 결정짓는 보이지 않는 요소와 관련되어 발생하는 내생성(endogeneity) 문제이다. 기존 연구들에서는 이러한 문제를 해결하기 위해 실험적 방법론을 활용하거나 도구변수(instrument variable), 성향점수매칭법(PSM) 등을 활용하였다.

두 번째는 주로 이행기간을 노동시장 성과변수로 설정할 때 발생하는 자료의 우측절단(right-censoring) 문제를 꼽을 수 있다. 관찰 시점에 최종학교 졸업과 첫 직장으로의 진입이 완료된 관측치의 경우, 첫 직장으로의 이행기간이 두 시점 간의 차이로 정확히 정의되기 때문에 이러한 문제가 발생하지 않는다. 반면, 최종학교는 졸업하였으나 첫 직장으로의 진입이 아직 완료되지 않은 관측치의 경우, 첫 직장 진입이라는 사건이 발생하지 않았으므로 이행기간이 정확히 측정되지 않는다. 해당 관측치를 분석에서 제외하거나 혹은 조사시점과 최종학교 졸업 시점 간의 차이로 이행기간을 정의하여 분석에 활용하는 방법 등을 생각해 볼 수 있다. 전자의 경우 이행기간이 긴 관측치를 체계적으로 분석에서 제외함으로써 효과 추정에 편의(bias)를 발생시킬 수 있다. 후자의 경우 실제 관측되어야 할 첫 직장으로의 이행기간보다 과소 측정된 변수 값을 분석에 활용하게 된다는 문제가 있다. 다시 말해, 첫 직장으로의 이행기간에 관한 자료의 우측절단 문제가 발생한다. 일반적으로 우측절단된 자료를 활용한 최소자승추정량(OLS)은 일치추정량을 위한 오차항에 관한 가정이 만족되지 않기 때문에 추정치에 편의가 발생한다.

본 연구에서는 앞서 언급한 문제 중 두 번째 문제의 해결에 집중하고자 Cox의 비례 위험률 모형(Cox proportional hazard model)을 활용한다. 이 위험률 모형은 첫 직장으로의 진입에 관해 우측 절단된 관측치가 존재하더라도 일치성을 달성할 수 있는 추정이 가능하다. 또한 오차항의 분포가정이 필수적인 선형모형과는 다르게 특정한 분포가정이 추정과정에 포함되어 있지 않다는 장점도 있다. 일반적인 생존분석의 맥락과 본 연구의 예를 연결해 생각해 본다면 생존기간(survival time)은 졸업 후 첫 직장으로의 이행기간으로 정의되고, ‘첫 직장으로의 취업’은 사건(event) 발생으로 정의된다. 조사 시점까지 첫 직장 경험이 없다면 졸업시기부터 조사시기까지의 기간을 이행기간으로 정의하여 분석에 활용한다.

Cox 비례 위험률 모형에 대해 간략하게 살펴보자. 위험률 함수  $h(t)$ 는 특정 사건이  $t$ 시점까지 발생하지 않았다는 조건에서  $t$ 시점에 사건(T)이 발생할 조건부 확률로 정의된다. 본 연구의 예에서는 관측치가  $t$ 시점에 첫 직장으로 취업할 순간적인 이행확률을 의미한다. 이를 도식화하

면 아래와 같다.

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{pr(t \leq T < t + \Delta t \mid T > t)}{\Delta t}$$

본 모형은 기본 위험률( $h_0(t)$ )을 이용해서 위 위험률 함수의 형태를 구체화한다. 위험률 함수의 전반적인 형태에 대한 가정은 하지만 기본 위험률에 대한 분포가정을 하지 않기 때문에 반모수적 추정법(semi-parametric method)이라고 할 수 있다. 기본 위험률을 이용한 Cox 비례위험률 모형의 조건부 위험률 함수는 아래와 같이 표현할 수 있다.

$$h(t \mid X) = h_0(t) \exp(X' \beta)$$

모형에서 가정하는 위험률 함수는 기본 위험률( $h_0(t)$ )에 설명변수( $X'$ ) 및 계수추정치( $\beta$ )에 관한 지수함수가 곱해진 형태이다. 이때 설명변수와 계수 추정치는 단순히 기본 위험률을 증가시키거나 감소시키는 역할만을 수행한다. 이러한 형태를 가정하면서 기본 위험률의 변화와 관계없이 최우추정법(MLE)을 통한 계수추정치( $\beta$ ) 도출이 가능하다. 즉, 기본 위험률에 대한 분포 가정 없이 계수추정치를 도출할 수 있다.

실제 분석에서는 가장 기본적인 선형모형(OLS)을 활용한 결과와 비례위험률 모형을 사용한 결과를 비교한다. 선형모형을 도식화하면 다음과 같다.

$$Y_i = X_i' \beta + \delta D_i + \epsilon_i$$

$Y_i$ 는 종속변수로서 노동시장의 성과에 있어 시간적인 면을 고려할 때에는 최종학교 졸업부터 첫 직장 진입까지의 기간(duration)을 월 단위로 측정된 값을 활용한다. 성과의 금전적인 면을 고려할 때는 연봉 단위로 환산한 첫 직장에서의 실질임금의 자연로그 값을 종속변수로 사용한다. 설명변수( $X_i'$ )는 성별, 졸업 시 연령, 대출 여부, 최종학력 전공, 졸업 연도 등이 포함되며, 가구에 대한 배경을 통제하기 위한 자료를 활용할 때는 부모의 학력과 졸업 당시 실질 가구 균등화 소득이 추가된다. 관심변수( $D_i$ )는 재학 중 근로 경험 유무를 가르는 가변수(dummy variable)이며, 시간제 일자리 근로 경험 가변수와 시간제를 제외한 전일제 근로 경험 가변수를 뜻한다.

선형모형을 활용할 때, 최소자승법으로 도출되는  $\delta$ 는 재학 중 근로 경험 유무의 첫 직장 진입까지의 기간 또는 첫 직장 실질임금에 대한 한계효과(marginal effect) 그 자체를 의미한다. 한편, 비례위험률 모형을 활용했을 때 위의  $\delta$ 와 대응되는 추정치는 선형모형에서처럼 곧바로 한계효과로 해석되지 않는다. 대신 상대적 위험도(relative hazard ratio)를 통해 재학 중 근로

경험 유무의 노동시장 성과에 대한 효과의 방향을 판단한다. 재학 중 근로 경험 유무로 나누는 상대적 위험도를 아래와 같이 정의할 수 있고 위험률을 분자와 분모로 나누는 과정에서 기본위험률  $h_0(t)$ 가 제거된다.

$$\frac{h(t \mid D=1)}{h(t \mid D=0)} = \exp(\cdot)$$

첫 직장으로서의 이행기간에 관한 결과 해석 이후, 재학 중 근로 경험 유무에 따른 첫 직장의 임금에 대한 효과도 다룬다. 첫 직장 진입의 수월성에 대한 효과가 그대로 임금 효과로까지 연결될 수 있는지 여부에 대해 살펴보기 위해서이다. 또한 이행기간에 대한 효과의 경로에 대해 간접적으로 판단해본다는 의미도 지닌다.

### III. 분석 자료 및 기초통계

연구에 활용한 자료는 「경제활동인구조사 청년층 부가조사」(이하, 청년층 부가조사)와 「청년패널」(이하, 청년패널) 두 가지이다. 첫 번째 자료는 통계청에서 매월 시행하는 경제활동인구조사의 부가조사로, 매년 5월에 조사가 시행되는 횡단면 자료이다. 두 번째 자료는 한국고용정보원에서 2007년 당시 청년층을 대상으로 추적조사하는 패널(panel) 자료이다. 청년층 부가조사의 경우 청년층 인구 전체가 모집단이기 때문에 표본의 대표성을 확보할 수 있다는 장점이 있지만, 가구배경에 대한 정보를 담고 있지 않기 때문에 충분한 통제변수를 확보할 수 없다는 단점이 있다. 반면, 청년패널의 경우, 추적조사를 통해 최종학교 졸업 당시의 가구배경에 대한 자세한 정보를 얻을 수 있고 2019년까지 조사가 이루어졌기 때문에 비교적 많은 관측치의 정확한 이행기간을 관찰할 수 있다는 장점이 있지만, 표본의 대표성은 청년층 부가조사보다 떨어진다고 볼 수 있다. 이에 두 자료 모두를 활용하여 재학 중 근로 경험의 효과를 추정해본 후 그 결과를 비교한다.

청년층 부가조사의 경우 횡단면 자료이기 때문에 2008년부터 2021년 자료까지 연도별로 구분된 자료를 분석에 활용한다. 다만, 모든 연도의 분석 결과가 질적으로 크게 차이나지 않기 때문에, 가장 최근인 2021년 결과를 기준으로 설명한다. 청년패널을 활용한 분석에서는 추적조사되는 표본의 서로 다른 시기에 나타나는 정보를 연결하여 사용한다. 즉, 패널조사에 등장했던 모든 개인을 대상으로 시점을 고정하지 않고 첫 직장 정보와 최종학교 졸업에 관한 정보, 개인의 사회경제학적 정보, 가구 정보를 모아서 횡단면 자료로 구축한 후 분석에 활용한다. 청년층

부가조사에 비해 상대적으로 각 개인을 오랜 기간에 걸쳐 관찰할 수 있기 때문에 좀 더 다양하고 정확한 정보를 분석에 반영할 수 있으며, 자료의 우측절단에 관한 문제도 상대적으로 심각하지 않은 편이라 할 수 있다.

분석모형에 활용된 변수에 대한 설명과 기초 통계량이 각각 [표 1], [표 2], [표 3]에 정리되어 있다. 주요 종속변수는 첫 직장으로의 이행기간이며 첫 직장 취업 이력이 있는 관측치는 졸업 시점과 입사 시점 간의 차이가 이에 해당하고, 취업 이력이 없는 관측치는 졸업 시점과 조사 시점 간의 차이가 월 단위의 기간으로 부여된다.

〈표 1〉 분석에 사용한 주요 변수 설명

		변수 설명
개인정보	첫 직장으로의 이행기간	최종학교 졸업 시점부터 첫 직장 입직 시기까지의 이행기간(단위: 개월)
	첫 직장 임금	연봉 단위로 환산한 첫 직장 입사 당시 실질임금의 자연로그 값(단위: 만 원)
	재학 중 근로 여부 (각 유형별 근로 경험 = 1)	재학 중 3개월 이상 근로경험 여부를 나타내는 더미변수 시간제와 전일제 두 가지 일자리 경험을 구분하여 모형에 포함
	성별(남성 = 1)	남성이면 1, 여성이면 0인 더미변수
	최종학교 졸업 시 연령	최종학교 졸업 시 연령
	최종학교 졸업 시 연령 제곱	최종학교 졸업 시 연령의 제곱
	대졸 여부(대졸 = 1)	대졸자 1, 초대졸자 0인 더미변수
	전공 계열(각 계열 = 1)	각 전공계열을 나타내는 더미변수
	졸업 연도(각 연도 = 1)	최종학교 졸업 시점을 나타내는 더미변수
청년패널 조정 변수	ln(졸업 당시 실질 균등화소득)	$\ln(\text{최종학교 졸업 당시 실질균등화소득}) = \frac{\text{근로소득} + \text{금융소득} + \text{부동산소득} + \text{기타소득}}{\sqrt{\text{가구원 수}}}$
	아버지 최종학력 (각 학력수준 = 1)	아버지의 최종학력을 나타내는 더미변수(중졸 이하, 고졸, 초대졸, 대졸 이상)
	어머니 최종학력 (각 학력수준 = 1)	어머니의 최종학력을 나타내는 더미변수(중졸 이하, 고졸, 초대졸, 대졸 이상)

한국의 노동시장 진입 현실을 적절하게 반영하기 위해 사실상 졸업을 몇 학기 남겨놓지 않고 첫 직장에 취업하는 경우도 분석에 포함시킨다. 구체적으로 첫 직장 진입 시점이 최종학교 졸업 시점보다 1년(12개월) 빠른 경우까지 분석에 포함하며, 비례 위험률 모형을 활용한 생존분석 결과를 도출할 때는 생존분석 특성상 이행기간이 양수로 정의되어야 하기 때문에 모든 관측치의 이행기간에 12를 더한 후 분석에 활용한다. 청년층 부가조사를 활용하면 첫 직장으로의 이행기간 평균은 2021년 기준 8.8개월, 청년패널에서는 그 값이 14.5개월로 나타난다. 청년패널의 경우 관측 시점이 고정되지 않고, 2007년부터 관측이 시작된 표본이 2019년까지 첫 직장을 갖기만 하면 그 기간이 이행기간으로 설정되기 때문에, 상대적으로 고정된 시점에서만 이행기

〈표 2〉 경제활동인구조사 청년층 부가조사 활용 분석 변수들의 기초 통계량(2021년)

		Mean	S.D.	Min	Max	N
첫 직장으로의 이행기간		8.80	14.0	-12	99	1,781
재학 중 근로 여부 (각 유형별 근로 경험 = 1)	시간제	0.50	0.50	0	1	1,781
	전일제	0.13	0.33	0	1	1,781
성별(남성 = 1)		0.41	0.49	0	1	1,781
최종학교 졸업 시 연령(각 연도 = 1)		23.4	1.78	19	30	1,781
대졸 여부(대졸 = 1)		0.56	0.50	0	1	1,781
인문사회계열		0.41	0.49	0	1	1,781
예술		0.12	0.32	0	1	1,781
교육		0.07	0.24	0	1	1,781
자연		0.04	0.19	0	1	1,781
공학		0.26	0.44	0	1	1,781
의약		0.11	0.31	0	1	1,781

주 : 분석에 활용한 이행기간은 원래의 값에 12를 더한 값을 활용함.  
 자료 : 통계청(2021), 「경제활동인구조사 청년층 부가조사」 원자료.

〈표 3〉 청년패널 활용 분석 변수들의 기초 통계량

		Mean	S.D.	Min	Max	N
첫 직장으로의 이행기간		14.5	26.4	-12	154	4,753
ln(첫 직장 입사 당시 연봉)		7.66	0.42	4.6	9.3	4,009
재학 중 근로 여부 (각 유형별 근로 경험 = 1)	시간제	0.69	0.46	0	1	4,753
	전일제	0.04	0.19	0	1	4,753
성별(남성 = 1)		0.46	0.49	0	1	4,753
최종학교 졸업 시 연령(각 연도 = 1)		24.2	2.31	18	38	4,753
대졸 여부(대졸 = 1)		0.74	0.43	0	1	4,753
ln(졸업 당시 실질 가구 균등화소득)		7.91	0.51	-0.13	10.3	3,228

주 : 분석에 활용한 이행기간은 원래의 값에 12를 더한 값을 활용함.  
 자료 : 한국고용정보원, 「청년패널」 원자료, 각 연도.

간을 관찰하는 청년층 부가조사보다 긴 이행기간이 측정되었다고 볼 수 있다.

관심변수인 재학 중 근로 경험 변수는 시간제 일자리 근로 경험과 전일제 일자리 근로 경험으로 구분하여 변수로 구성하였다. 두 가지 유형의 일자리 경험이 구분되어 분석모형에 모두가변수의 형태로 포함된다. 시간제 근로 경험의 경우 단순 아르바이트가 포함되기 때문에 전일제 근로 경험과 구분할 필요가 있다고 판단했다. 단순 아르바이트 경험을 향후 미래의 첫 직장

에 관한 신규 노동 공급자의 사전적 탐색 혹은 경험을 중시하는 노동시장 상황에 유의미한 일종의 신호(signal)로서 해석하기에는 무리가 있기 때문이다. 또한, 아르바이트의 경우 학비 충당 등을 위한 '어쩔 수 없는 선택'이 포함되어 있을 가능성이 크기 때문에 전일제 근로 경험과 구분되어야 한다. 더불어 재직 기간이 너무 짧아서 특정한 형태의 경험 형성이라고 판단하기 힘든 경우를 제외하기 위해 재직 기간이 3개월 이상일 때만 근로 경험이 있는 것으로 식별하였다.

청년층 부가조사를 활용한 추산 결과 2021년 기준 재학 중 시간제 근로 유경험자 비중은 전체 표본의 50%였으며, 전일제(인턴, 현장실습 포함) 경험 비중은 13%를 나타냈다. 청년패널을 활용했을 때는 그 비중이 각각 69%, 4%로 다소 차이가 나타났다. 전체적으로 과반수가 넘는 청년들이 재학 중 시간제 근로 경험이 있으나, 전일제 근로 경험 비중은 상대적으로 높지 않았다.

통제변수로는 성별, 최종학교 졸업 시 연령, 대졸 여부, 최종학교 교육 계열 등이 활용되었다. 청년층 부가조사의 경우 개인에 대한 정보만 존재하기 때문에 가구배경에 대한 영향을 충분히 반영할 수 없다. 청년패널의 경우 위의 변수에 더해 부모의 교육수준과 최종학교 졸업 당시의 실질 균등화소득을 활용할 수 있다. 균등화소득은 자료에서 제공하는 최종학교 졸업 당시 가구별 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 기타 소득을 합한 가구소득을 소비자물가지수(CPI)를 통해 실질화하고, 이를 다시 가구원 수의 제곱근 값으로 나누어 계산하였다.

## IV. 분석 결과

재학 중 근로 경험의 효과 추정 결과에 대해 알아본다. 먼저 첫 직장으로서의 이행기간에 대한 효과에 대해 논의하고 이후 간략하게 첫 직장 임금에 대한 효과를 살펴본다. 상대적으로 대표성이 있는 청년층 부가조사를 활용한 분석 결과를 살펴본 후, 가구배경 통제가 가능한 청년패널을 활용한 결과와 비교해본다. 청년층 부가조사를 활용한 실제 분석은 2008년부터 2021년을 연도별로 나누어 수행했으며, 거의 모든 연도에서 관심변수에 관한 추정치가 질적으로 크게 다르지 않은 모습을 보였기 때문에 가장 최근인 2021년도 자료를 활용한 추정치 기준으로 결과를 해석한다.

〈표 4〉에 청년층 부가조사를 활용하여 추정된 첫 직장으로서의 이행기간에 대한 재학 중 근로 경험의 효과가 정리되어 있다. 종속변수는 월 단위로 측정된 첫 직장으로서의 이행기간이다. 첫 번째 열은 관심변수만을 포함한 단순 OLS 분석이고 두 번째 열의 결과는 통제변수들의 영향을 모형에 반영한 결과이다. 세 번째 열은 자료의 우측절단 문제를 적절히 다룰 수 있는 Cox 비례 위험률 모형을 활용한 계수추정치를 나타낸다.

〈표 4〉 유형별 재학 중 근로 경험이 첫 직장으로서의 이행기간에 미치는 영향(청년층 부가조사, 2021년 표본)

경제활동인구조사 청년층 부가조사	종속변수 : 첫 직장으로서의 이행기간(duration)		
	(1) OLS	(2) OLS with control	(3) Cox proportional hazard
재학 중 전일제 근로 경험 (3개월 이상)	-4.99** (0.86)	-4.92** (0.85)	0.42** (0.08)
재학 중 시간제 근로 경험 (3개월 이상)	-2.31* (0.73)	-2.58** (0.73)	0.20** (0.05)
성별(남성 = 1)		4.63** (0.96)	-0.31** (0.06)
졸업 시 연령		-6.39 (3.58)	0.41 (0.34)
졸업 시 연령 제곱		0.11 (0.07)	-0.01 (0.01)
대출더미(대출 = 1)		5.31** (0.88)	-0.40** (0.07)
전공, 졸업 연도 통제 여부 (각 계열, 연도 = 1)	×	○	○
관측치 수	1,781	1,781	1,781

주 : 괄호 안은 Robust Standard Error; \*\* p<0.01, \* p<0.05  
 자료 : 통계청, 「경제활동인구조사 청년층 부가조사」 원자료, 각 연도.

모든 모형 설정에서 재학 중 근로 경험은 첫 직장으로서의 이행기간을 줄이는 것으로 나타났다. 구체적으로 통제변수를 활용한 OLS 분석 결과에서는 재학 중 전일제 근로 경험이 첫 직장으로서의 이행기간을 평균적으로 4.92개월 만큼 줄이는 것으로 나타났다. 추정치는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미하다. 추정된 효과의 크기는 분석 표본의 첫 직장으로서의 이행기간 평균(8.8개월) 대비 55.9%에 해당한다. 시간제 근로 경험의 효과는 전일제 일자리 효과의 크기보다는 작게 측정되었다. 시간제 일자리를 경험한 사람이 그렇지 않은 사람에 비해 평균적으로 첫 직장으로서의 이행기간이 2.58개월 짧아지는 것으로 추정되었다.

비례 위험률 모형을 통한 생존분석에서도 재학 중 근로 경험은 첫 직장으로서의 이행기간을 줄이는 효과가 있는 것으로 나타났으며, 그 효과는 전일제 근로 경험이 시간제 근로 경험에 비해 더 큰 것으로 추정되었다. 상대적 위험률 기준으로 졸업 전 전일제 일자리 근로 경험은 첫 직장으로서 진입할 확률을 52.3% 높여 이행기간을 줄이는 효과가 있는 것으로 나타났다. 시간제 일자리 근로 경험의 경우 동일한 효과가 22.1%로 상대적으로 효과의 크기가 작았다.

위와 같은 결과는 청년패널을 활용한 자료에서도 동일하게 나타났다. [표 5]에 청년패널 자료

를 이용하여 추가적인 통제변수인 가구배경(부모 학력, 졸업 시 가구 균등화소득)을 고려한 분석 결과가 정리되어 있다. 각 열에 표시된 결과는 [표 4]와 동일한 모형의 결과이다. 위의 분석과 마찬가지로 재학 중 근로 경험은 첫 직장으로서의 이행기간을 줄였으며, 그 효과의 크기가 경험 일자리의 유형이 전일제일 때 더 크게 나타났다. 또한 비례 위험률 모형에서도 재학 중 근로 경험이 첫 직장으로서의 진입 확률을 높여 이행기간을 줄이는 효과가 있었다.

〈표 5〉 유형별 재학 중 근로 경험이 첫 직장으로서의 이행기간에 미치는 영향(청년패널)

청년패널	종속변수 : 첫 직장으로서의 이행기간 (duration)		
	(1) OLS	(2) OLS with control	(3) Cox proportional hazard
재학 중 전일제 근로 경험 (3개월 이상)	-5.49* (1.57)	-7.59** (2.07)	0.40** (0.14)
재학 중 시간제 근로 경험 (3개월 이상)	-2.81** (0.87)	-3.86** (0.10)	0.20** (0.04)
성별(남성 = 1)		4.26** (1.21)	-0.14** (0.05)
졸업 시 연령		-14.3** (3.10)	0.48** (0.13)
졸업 시 연령 제곱		0.27** (0.06)	-0.01** (0.00)
대졸 더미(대졸 = 1)		7.64** (1.32)	-0.30** (0.05)
ln(졸업 시 실질 균등화소득)		-3.71** (1.09)	0.26** (0.04)
전공, 졸업년도, 부모 학력 통제 여부(각 계열, 연도 = 1)	×	○	○
관측치 수	4,753	3,228	3,228

주 : 괄호 안은 Robust Standard Error; \*\* p<0.01, \* p<0.05  
 자료 : 한국고용정보원, 「청년패널」 원자료, 각 연도.

다음으로 〈표 6〉의 결과를 통해 첫 직장 입사 시 임금에 대한 재학 중 근로 경험의 효과에 대해 살펴본다. 이를 살펴봄에 있어 발생할 수 있는 내생성의 문제를 해결할 수 있는 특별한 미시계량경제학적 방법론을 활용하고 있지는 않지만, 대략적인 효과의 방향을 알아볼 수 있도록 최대한 충분히 통제변수를 활용하여 살펴보고자 하는 효과의 편의를 줄이기 위해 노력하였다.

종속변수는 첫 직장 입사 연도에 수령한 실질 임금을 연봉 단위로 환산한 후 자연로그를 취한 값이다. 앞선 표들의 첫 번째, 두 번째 열의 결과에서 활용한 단순 OLS 모형과 통제변수를 포함한 분석 결과가 <표 6>에 정리되어 있다.

재학 중 근로 경험은 첫 직장 입사 시 실질 연봉에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았다. 통제변수를 활용한 모형 기준으로 10% 유의수준에서만 유의미한 통계치가 추정되었으나 의미 있는 효과로 보기 힘들었다. 이상의 결과들을 요약하면, 재학 중 근로 경험이 첫 직장으로의 진입 수월성에 긍정적 영향을 미쳤으나, 이 성과가 첫 직장의 임금까지는 영향을 미치지 못했다고 평가할 수 있다.

<표 6> 유형별 재학 중 근로 경험이 첫 직장 입사 시 임금에 미치는 영향(청년패널)

청년패널	종속변수 : ln(첫 직장 실질 임금)	
	(1) OLS	(2) OLS with control
재학 중 전일제 근로 경험 (3개월 이상)	-0.02 (0.01)	-0.03 (0.01)
재학 중 시간제 근로 경험 (3개월 이상)	-0.05 (0.03)	-0.04 (0.03)
성별(남성 = 1)		0.02 (0.05)
졸업 시 연령		0.00 (0.00)
졸업 시 연령 제곱		0.09 (0.07)
대출더미(대출 = 1)		0.07** (0.02)
ln(졸업 시 실질 균등화소득)		0.13** (0.02)
전공, 졸업 연도 통제 여부 (각 계열, 연도 = 1)	×	○
관측치 수	4,009	2,728

주 : 괄호 안은 Robust Standard Error; \*\* p<0.01, \* p<0.05  
 자료 : 한국고용정보원, 「청년패널」 원자료, 각 연도.

## V. 논의 및 결론

본 연구는 재학 중 근로 경험이 첫 직장으로서의 이행기간을 줄이고 있음을 보였다. 여러 가지 통제변수의 활용, 자료의 우측절단 문제의 고려, 서로 다른 성격의 자료 활용 등, 모든 측면과 관계없이 연속적인 결과가 도출되면서 결과의 강건성을 보였다.

이러한 효과가 어떠한 경로(mechanism)로 나타날 수 있을지 논의해본다. 첫 번째는 재학 중 근로 경험이 사전적 경험 형성의 의미를 지녀, 신규 노동시장 진입자의 첫 직장 탐색 비용(search cost)을 줄이는 결과로 이어졌을 가능성을 생각해 볼 수 있다. 탐색 비용이 줄어들게 되면 상대적으로 더 빠르고 수월하게 첫 직장에 진입할 수 있기 때문에 이러한 모습이 이행기간 단축이라는 결과로 이어질 수 있다.

특히, 전일제 근로 경험의 이행기간 단축효과가 더 크게 나타났다는 측면에서 이 같은 가능성을 더 잘 설명할 수 있다. 단순 아르바이트가 포함된 시간제 일자리 근로 경험보다 전일제 일자리 근로 경험이 사전적 직장 탐색이라는 의미에 더 부합하기 때문이다. 노동 공급자 개인의 입장에서 사전적인 전일제 일자리 경험이 긍정적이었다고 생각하면, 해당 분야와 비슷한 첫 직장을 잠재적 첫 직장으로 자연스럽게 고려할 수 있다. 만약 해당 경험이 부정적이었다고 하더라도 그 분야를 잠재적 첫 직장의 고려 대상에서 제외할 수 있기 때문에 두 가지 모두의 경우에서 상대적인 의미로서 적어도 시간적 측면의 첫 직장 탐색비용은 줄어든다고 볼 수 있다. 따라서 탐색비용의 축소가 졸업 전 직장 경험의 첫 직장 이행기간 단축의 효과에 잠재적 경로가 될 수 있다.

두 번째로 고려할 수 있는 경로는 추가적인 직장경험으로 인한 인적자본의 축적이다. 재학 중 근로 경험은 선행연구들에서 지적하듯이 어떠한 형태로건 노동시장 진입의 선제적 경험이라는 차원에서 인적자본의 축적으로 이어질 수 있다. 이에 따라 상대적으로 높은 생산성을 지니게 될 가능성이 있는 노동 공급자들이 노동시장 진입의 수월성을 확보하게 될 수 있고 이는 이행기간의 단축으로 이어질 수 있다.

다만, 추가적인 인적자본 형성으로 이행기간의 단축을 설명하려면, 임금효과에 관한 분석에 있어서도 긍정적인 영향이 측정되었어야 한다. 졸업 전에 추가적인 인적자본 형성을 통한 상대적인 생산성의 우위가 발생했다면, 시간적 의미의 노동시장 성과인 이행기간에서는 물론, 임금 측면의 성과에 있어서도 양의 영향이 나타나야 한다. 그러나 임금효과에 대한 분석에서는 통계적으로 유의미한 영향이 확인되지 않았다. 이 결과는 졸업 전 직장 경험의 효과 해석에 관한 잠재적 경로 중 탐색 비용의 하락이 추가적인 인적자본의 형성보다는 더 적합하다는 점을 시사

해 준다.

본 연구는 첫 직장으로서의 이행기간에 대한 재학 중 근로 경험 여부의 효과와 추가적으로 첫 직장 임금에 대한 영향을 살펴보면서 추정된 효과의 잠재적 경로에 관해 논의해 보았다. 분석에 있어서 이행기간 연구에서 발생할 수 있는 내생성 문제와 자료의 우측절단 문제 중 후자에 좀 더 집중해본다는 의미에서 Cox 비례 위험률 모형을 활용하였다. 그 결과, 재학 중 근로 경험은 첫 직장으로서의 이행기간을 줄이는 것으로 나타났고, 그 효과는 아르바이트를 포함한 시간제 일자리 근로 경험보다 전일제 일자리 근로 경험에서 더 크게 나타났다. 이러한 효과는 비례 위험률 모형의 활용, 서로 다른 성격의 두 가지 자료 활용, 추가적인 가구배경에 대한 통제변수 고려 여부와 관계없이 강건성을 보였으며, 효과의 크기 및 통계적 유의미성이 크게 달라지지 않았다.

향후 연구 방향은 내생성 문제와 자료의 우측절단 문제를 동시에 고려하는 방법론의 활용에 있다. 비모수적 추정을 통해 위의 두 가지 문제 아래 이행기간 모형에서 처치효과(treatment effect)를 추정하는 방법론(Abbring, and Van den Berg, 2003)을 적용해 볼 수 있다. 이러한 방법론 적용을 통해 보다 엄밀한 사전적 직장 경험의 효과를 측정해낼 수 있다면, 급변하는 채용 시장의 트렌드하에 놓인 신규 노동시장 진입자들에 관한 정책 입안에 유의미한 도움이 될 수 있으리라 기대해 본다. 

## [참고문헌]

한국경영자총협회(2017), 「신규인력 채용 동태 및 전망 조사」.

한국경영자총협회(2021), 「신규채용 및 언택트 채용 활용실태 조사」.

Abbring, J. H., and G. J. Van den Berg(2003), “The Nonparametric Identification of Treatment Effects in Duration Models,” *Econometrica*, 71(5), pp.1491~1517.

Baert, S., B. Neyt, T. Siedler, I. Tobback, and D. Verhaest(2021), “Student Internships and Employment Opportunities after Graduation: A Field Experiment,” *Economics of Education Review*, 83, 102141.

Becker, G. S.(1962), “Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis,” *Journal of Political Economy*, 70(5, Part 2), pp.9~49.

Darolia, R.(2014), “Working (and Studying) Day and Night: Heterogeneous Effects of Working on the Academic Performance of Full-time and Part-time Students,” *Economics of Education Review*, 38, pp.38~50.

- Gault, J., J. Redington, and T. Schlager(2000), "Undergraduate Business Internships and Career Success: are They Related?," *Journal of Marketing Education*, 22(1), pp.45~53.
- Hotz, V. J., L. C. Xu, M. Tienda, and A. Ahituv(2002), "Are There Returns to the Wages of Young Men from Working While in School?," *Review of Economics and Statistics*, 84(2), pp.221~236.
- Jovanovic, B.(1979), "Job Matching and the Theory of Turnover," *Journal of Political Economy*, 87(5, Part 1), pp.972~990.
- Klein, M., and F. Weiss(2011), "Is Forcing Them Worth the Effort? Benefits of Mandatory Internships for Graduates from Diverse Family Backgrounds at Labour Market Entry," *Studies in Higher Education*, 36(8), pp.969~987.
- Light, A.(2001), "In-school Work Experience and the Returns to Schooling," *Journal of Labor Economics*, 19(1), pp.65~93.
- Nunley, J. M., A. Pugh, N. Romero, and R. A. Seals Jr.(2016), "College Major, Internship Experience, and Employment Opportunities: Estimates from a Résumé Audit," *Labour Economics*, 38, pp.37~46.
- Oettinger, G. S.(1999), "Does High School Employment Affect High School Academic Performance?," *ILR Review*, 53(1), pp.136~151.
- Spence, M.(1978), "Job Market Signaling," *In Uncertainty in Economics*, Academic Press, pp.281~306.
- Stiglitz, J. E.(1975), "The Theory of Screening, Education, and the Distribution of Income," *The American Economic Review*, 65(3), pp.283~300.
- Tyler, J. H.(2003), "Using State Child Labor Laws to Identify the Effect of School-year Work on High School Achievement," *Journal of Labor Economics*, 21(2), pp.381~408.
- Weiss, F., M. Klein, and T. Grauenhorst(2014), "The Effects of Work Experience During Higher Education on Labour Market Entry: Learning by doing or an Entry Ticket?," *Work, Employment and Society*, 28(5), pp.788~807.