

청년층 근로자의 이직을 통한 임금 사다리 효과 분석*

오 태 희** · 이 장 언***

논문 초록 본 연구는 2007년 청년 패널의 고정표본으로 선정된 3,608명을 추적함으로써 이직이 실제 임금 상승효과를 가지는가에 대해 분석하였다. 실증분석 결과 기존 직장에서 3년 이내로 근무한 청년 근로자가 자발적인 동기에서 이직을 선택하는 경우 비이직자에 비해 이직 시점의 시간당 임금이 직전 직장보다 3.3~4.0% 높아지며 이직 후에는 연간 임금상승률이 0.1~0.8%p 올라가는 ‘임금 사다리(wage-ladder) 효과’가 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 실증분석 결과는 이직이 최초 직장 선택과정에서의 불일치를 완화하는 역할을 할 뿐만 아니라 근로자가 보다 적합한 일자리와의 결합을 통해 보유한 능력을 효과적으로 사용하고 빠른 인적자본 형성에 기여할 수 있음을 시사한다.

핵심 주제어: 임금 사다리 효과, 이직, 청년 패널

경제학문헌목록 주제분류: J6, J3

투고 일자: 2022. 7. 14. 심사 및 수정 일자: 2022. 8. 22. 게재 확정 일자: 2022. 9. 1.

* 본 연구의 진행 과정에서 유익한 논평을 해주신 연세대학교 한유진 교수, 서울대학교 김대일 교수, 홍콩과학기술대 김현철 교수, 서강대학교 안태현 교수 및 2022년 한국 실증응용 미시경제학 컨퍼런스 참석자들, 한국노동연구원 오계택 선임연구위원, 한국고용정보원 이시균 센터장 및 2022년 고용패널조사 학술대회 참석자들, 전남대학교 이찬영 교수, 이상호 교수, 김수현 교수 및 2022년 BK21 세미나 참석자들, 리쓰메이칸대 이강국 교수께 감사를 표한다. 또한 본 논문의 초고에 대해 유익하고 건설적인 코멘트를 해주신 두 분의 심사위원께 감사의 말씀을 드린다. 본 연구는 인천대학교 2022년도 자체연구비 지원에 의해 수행되었음을 밝힌다. 본 논문에 남아있을 수 있는 오류는 저자의 책임임을 밝힌다.

** 제1저자, 한국은행 조사국 동향분석팀 과장, e-mail: thoh@bok.or.kr

*** 교신저자, 인천대학교 글로벌경영대학 경제학과 조교수, e-mail: jylee22@inu.ac.kr

I. 서 론

글로벌 금융위기 이후 우리나라 노동시장에서는 청년층의 구직난과 중소기업의 구인난이 동시에 발생하는 인력수급 불균형 현상이 지속되고 있다. 먼저 노동공급 측면에서 살펴보면 우리나라의 대학 진학률이 2021년 73.7%에 달하는 가운데 청년들은 이러한 고학력에 상응하는 임금수준이 높고 안정적인 직장에 대한 강한 선호를 나타내고 있다. 그러나 이에 해당하는 대기업, 공공기관 등 양질의 일자리 공급은 그 수요에 크게 미치지 못하는 상황이다. 이에 따라 청년실업률(만 15~29세)은 2008년 7.1%를 기록한 이후 지속적인 오름세를 보이면서 2020년 9.0%까지 상승하였다. 2021년 기준으로 청년실업률은 7.8%에 달하고 있으며, 이는 전체 실업률(만 15세 이상, 3.7%)을 크게 상회하는 수준이다. 반면, 노동수요 측면에서 우리나라 고용의 89.7% (2021년 기준)를 차지하는 중소기업은 만성적인 인력 부족을 겪고 있다. 구인-구직 매칭 플랫폼 회사인 '사람인'이 중소기업 576곳을 대상으로 '2021년 채용 현황' 조사 결과에 따르면 채용을 진행한 516개 기업 중 63.4%가 '계획한 인원을 채용하지 못했다'라고 밝혔다. 이러한 구직자와 일자리 간 불일치의 결과 중소기업은 만성적인 인력 부족을 겪고 있는 가운데 상당수의 청년 구직자들은 장기실업 상태에 처하게 되는 결과로 이어지고 있다. 이와 같은 고등교육기관에서 노동시장으로의 이행 연기는 고등교육을 통해 획득한 인적자본의 손실, 직무수행을 통한 인적자본 축적 기회 상실 등의 기회비용을 발생시켜 자원배분의 비효율성을 초래하고 있다(Light and McGarry, 1988; 문영만·홍장표, 2017).

이러한 상황에서 구직활동 중인 청년들이 빈번하게 듣는 조언은 '일자리에 대한 눈높이를 낮추라'라는 것이다. 그러나 눈높이를 낮추어 자신의 인적자본에 비해 처우가 열악한 첫 직장을 선택한 청년들이 본인과 유사한 수준의 인적자본을 보유하면서 이에 부합하는 일자리를 찾은 경우와 비교할 때 상대적으로 낮은 임금수준과 임금 상승을 경험한다면, 이는 이들의 평생 소득에 부정적인 영향을 미치게 된다. 그러나 이러한 청년층 내 임금 격차는 노동시장 최초진입 단계뿐만 아니라 노동시장에서 직무수행을 통한 인적자본 형성과정에서도 발생하며 실제로 임금 격차를 설명하는 데 있어 첫 직장에서의 임금수준보다 이직 등을 통한 경력개발이 중요한 역할을 하기도 한다는 점을 간과하고 있다. 특히, 현재 시행 중인 정책의 대부분은 고등교육기관에서 노동시장으로의 빠른 이행을 지원하는 데 집중하고 있으며 노동

시장 진입 이후 발생하는 다양한 임금 상승 경로 및 이에 영향 주는 요인들에 관한 연구와 지원은 상대적으로 제한적인 상황이다.

청년기는 노동시장으로의 첫 진입이 이루어지고 경력 경로를 설정해 나가는 시기라는 측면에서 개인의 생애주기 상 매우 중요한 기간이다. 고등교육 이후 생애 첫 직장을 선택하며 노동시장에 진입하는 청년층의 상당수는 동일 직장에서 은퇴할 때까지 계속 근무하기보다는 몇 차례의 이직을 경험한다. 다만, 청년층 이직이 임금에 미치는 영향에 대해서는 견해들이 서로 엇갈린다. Light and McGarry(1988) 등은 청년층의 빈번한 직장이동이 인적자본 축적을 저해하여 임금 상승에 부정적인 영향을 미친다고 주장한다. 반면 Topel and Ward(1992) 등은 청년기에 발생하는 이직은 더욱 적합한 일자리 및 경력 경로를 찾아가는 과정이므로 한정된 노동자원을 상대적으로 생산성이 높은 곳으로 재배분함으로써 경제 전반의 효율성을 높일 수 있다고 제시한다. 우리나라에서도 이직이 임금수준에 미치는 영향에 관한 연구는 다수 수행되었으나, 이직을 통한 임금 상승 경로 변화까지 고려한 종합적인 분석은 아직 미미한 실정이다(이병희, 2003; 문영만·홍장표, 2017; 황광훈, 2019; 조동훈, 2019).

이러한 문제 인식하에서 본 연구는 청년층이 생애 최초 구직과정에서 기대에 미치지 못하는 일자리와 매칭이 이루어졌다 하더라도 이직을 통해 더욱 빠르게 임금이 상승하면서 최초 노동시장 진입 초기 단계에서 발생한 상대적 임금 손실을 만회(‘임금 사다리(wage-ladder) 효과’)할 수 있는지에 대해 살펴보았다. 이를 위해 본 연구는 2007년 청년 패널의 고정표본으로 선정된 청년층 근로자 3,608명을 추적하여 이들이 노동시장에 최초진입한 이후 이직을 통해 실제로 임금 사다리 효과가 발생했는지를 분석하였다.

본 연구는 아래 세 가지를 고려하여 실증분석 모형을 설정하였다. 첫째, 종속변수로 임금수준 대신 임금 상승률을 사용하여 선형의 시간 불변 변수들이 임금수준에 미치는 영향 및 여타 근속연수 변수와의 잠재적인 상관성을 제거하였다. 대부분의 선행연구에서는 Mincer 임금 방정식을 원용하여 청년층의 직장이동, 직장경력, 사회경제학적 요인 등이 임금수준에 미치는 영향을 분석하고 있다.¹⁾ 그러나

1) 일반적으로 Mincer 임금 방정식은 로그 실질임금을 종속변수로, 근로자 생산성에 영향 주는 요인을 설명변수로 사용하여 임금 함수를 추정한다. 예를 들어, 성재민(2019), 조동훈(2019) 및 황광훈(2019)은 로그 실질임금을 종속변수로, 직장이동과 관련한 사항들을 설명변수들로

Mincer 임금 방정식은 관측되지 않는 근로자의 특성과 오차항 간 내생성을 통제하기 위해 고정효과를 주로 사용하는데 고정효과와 근속연수 간 존재하는 양(+)의 상관관계로 인해 추정에 편의가 발생할 수 있다는 한계가 있다. 둘째, 이직의 임금에 대한 수준 효과(level effect) 및 성장 효과(growth effect)를 각각 구분하여 분석하였다. 따라서 본 연구는 이직 시점에서의 임금 변화뿐만 아니라 근로자와 기업 간 매칭의 질 변화 혹은 근로자가 보유한 다양한 능력과 새롭게 담당할 직무에서 요구되는 능력간 조합 변화를 통한 직장 내 임금 상승률 변화에 대한 분석도 가능하다.²⁾ 마지막으로 경력 축적과정에서 발생하는 이직과 임금 변화 간 관계를 엄밀하게 포착하기 위해 인적자본 형성에 영향을 미칠 수 있는 업무경력 변수를 ‘누적 업무경력’, ‘근속연수’ 및 ‘잠재적 근속연수’로 세분화하여 각각 변수의 특성에 따라 인적자본 형성에 미치는 상이한 영향을 포착하였다. 아울러 업무경력뿐만 아니라 업무 공백 기간을 근로에서 이탈하게 된 원인에 따라 구분(실업, 비경제활동인구, 출산 등)하여 통제함으로써 이직이 임금에 미치는 영향을 정확하게 파악하도록 노력하였다.

본 연구의 실증분석 결과 우리나라 노동시장에서도 선진국과 같이 이직의 ‘임금 사다리 효과’가 존재하는 것으로 나타났다. 이직을 선택한 청년 근로자는 비슷한 인적자본을 보유한 비이직자에 비해 이직 시점에서 상대적으로 높은 임금 상승을 경험하고 이직 이후에 임금상승률도 더 높아지는 것으로 분석되었다. 특히, 상대적으로 열악한 상황에 있는 근로자가 더 빈번하게 이직을 선택하는데, 이는 최초 입직 단계에서 발생한 임금 격차를 완화하는데 긍정적으로 작용하는 것으로 나타났다. 다만, 이직이 임금에 미치는 영향의 정도는 이직 동기의 자발성 및 이전 직장에서의 근속기간에 좌우될 수 있다. 예를 들어, 직전 일자리에서의 근속연수가 상대적으로 짧았던 근로자가 자발적 동기로 이직할 때 이직을 통한 임금 사다리 효과가 가장 컸던 반면 반대의 경우에는 비이직자에 비해 상대적으로 낮은 임금을 받게 될 가능성도 존재하는 것으로 나타났다. 아울러 이러한 청년층 이직의 임금 사다리 효과는 여성이 남성보다 낮게 나타나는 등 남녀 간 이직에 대한 보상에 있어 성별 이질성이 뚜렷하게 존재하는 것으로 추정되었다.³⁾

설정하여 이직이 임금에 미치는 영향에 대해 분석하였다.

- 2) 이직의 편익은 근로자가 더 나은 고용주와 매칭되거나 더 높은 보수를 보장받는 직무를 부여 받음으로써 발생하는 반면 비용은 개별기업 고유의 인적자본 손실이라는 측면에서 발생하므로 이론적으로는 이직을 통해 임금수준과 임금 상승률이 각각 증가 또는 감소할 수 있다.

이러한 분석 결과는 다음과 같은 세 가지 시사점을 제시한다. 첫째, 최근 빠르게 변화하고 있는 경영환경에 대처하기 위해 기업들은 기존의 정기 공개채용에서 수시·경력직으로 채용 비중을 늘리고 있는데, 이러한 변화는 인적자본의 축적을 촉진, 한정된 노동자원을 보다 생산성이 높은 부문으로의 배분, 기업의 노동비용 절감 등을 통해 경제 전반의 효율성을 높이는 데 이바지할 수 있을 것으로 보인다. 둘째, 정책적인 측면에서는 최근 MZ 세대들의 직업에 대한 인식 변화를 고려할 때 청년층에 대한 노동시장 진입 촉진에만 집중하기보다는 청년 이직에 대한 충분한 정보 및 적절한 유인 제공 등의 정책을 보완적으로 실시함으로써 노동수급 불일치 및 소득 불평등을 완화하는 것이 가능할 것으로 보인다. 마지막으로 정부는 청년층 이직에 대한 사회적인 인식 개선을 위해 힘쓰고 기업에 대해서는 직원들의 지속적인 인적자본 축적을 돕는 다양한 훈련 기회를 제공할 수 있는 유인을 제공할 필요가 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성되었다. 제Ⅱ장에서는 이직이 임금 변화에 미치는 영향과 관련된 국내외 선행연구와 본 연구의 의의에 대해 정리하였다. 제Ⅲ장에서는 실증분석을 위해 추출된 표본 구성 및 주요 변수들을 설명하였다. 제Ⅳ장에서는 본 연구에서 이용한 분석 방법에 대해 자세히 서술하였다. 제Ⅴ장에서는 인적자본, 일자리 관련 특성 등을 통제한 상태에서 청년층 이직이 임금에 미치는 영향을 실증분석한 후, 맺음말에서 연구 결과의 함의 등을 정리하였다.

Ⅱ. 문헌 고찰

청년층의 인적자본 형성과정에서 나타나는 중요한 특징 중 하나는 고등교육을 마치고 노동시장으로의 최초진입을 통해 초기경력을 형성하는 과정에서 점차 직무적성을 찾아가고 노동시장에 정착하게 된다는 점이다. 다만, 이러한 직장이동 과정에서 청년은 산업 및 직종 변동, 종사상 지위 변화, 실업 등을 경험하게 되는데, 이러한 이직이 임금에 미치는 영향에 대해서는 상반된 견해들이 존재한다. 우선 상당수

3) 이는 스웨덴 데이터틀을 활용한 Albrecht et al. (2018)의 연구결과와 부합하지만, Goldin (2014)이 언급하였듯이 동 격차가 남녀 간 임금차별을 나타내는지 아니면 작업환경, 직장 분위기, 업무시간의 유연성 등 비금전적 일자리 특성에 따른 남녀 간 선호의 이질성이 반영된 자발적 선택의 결과인지에 대한 추가연구가 필요하다.

의 선행연구는 노동시장 진입 초기 발생하는 이직은 인적자원을 보다 효율적으로 이용할 수 있는 부문을 찾기 위한 직장탐색의 과정이므로 일자리 불일치를 개선함으로써 노동시장 전반의 효율이 제고된다고 주장한다(Burdett, 1978; Jovanovic, 1979; Bartel and Borjas, 1981; Topel and Ward, 1992; 이병희, 2003; Dustmann and Meghir, 2005; Yamaguchi, 2010; Burdett et al., 2011; 조동훈, 2019; Lise et al., 2020). 반면 일부 연구자들은 빈번한 이직시 기업 고유의 인적자본이 손실되거나 업무숙련도 향상에 따른 인적자본 형성을 저해하는 데다 대부분의 이직이 실제로 효과적인 매칭으로 이어지지 않는 등 자원배분의 비효율성을 초래한다고 주장하기도 한다(Light and McGarry, 1988; 반정호 외, 2005; 문영만·홍장표 2017; 황광훈 2019).

실제 이직이 임금에 미치는 영향에 관한 주요 해외 연구 결과를 살펴보면 사용한 데이터 및 분석 방법에 따라 상반된 결과가 도출되는 경향이 있다. 예를 들어, Topel and Ward (1992)는 미국의 Longitudinal Employee-Employer Data (LEED)를 이용하여 이직이 청년층의 빠른 임금 상승을 설명하는 주요 요인임을 도출하였다. 구체적으로는 청년은 노동시장 진입 이후 최초 10년 동안 평균 7개의 직장을 경험하는데 이는 전체 근로생애를 통해 경험하는 이직의 약 2/3에 달하며 동 기간 중 발생한 임금 상승의 약 1/3이 이직에 따른 결과인 것을 보였다. 반면 Light and McGarry (1988)는 미국의 청년 패널 자료인 National Longitudinal Survey of Youth (NLSY79)를 통해 백인 남성은 노동시장 진입 후 첫 8년간 평균 약 4.9회의 이직(표준편차 4.1)을 경험하는데 전체 청년 중 12.2%가 첫 직장에서 계속 근무하고, 32.0%는 1~3회의 이직을 경험하고, 13.7%는 10회 이상의 이직을 경험하는 등 이직 횟수에 있어 청년 간 상당한 차이가 있음을 보였다. 특히, 빈번한 이직을 경험한 근로자보다 이직 횟수가 적은 근로자의 임금이 상대적으로 높다는 것을 보여 이직이 비효율을 초래할 수 있다고 주장하였다.

국내 선행연구에서도 이직이 임금에 미치는 영향은 연구자에 따라 서로 엇갈리는 결론을 제시하고 있다. 일부는 청년의 빈번한 이직이 업무경력 증가에 따른 인적자본 축적을 저해하고 더 나은 고용주와의 매칭으로 이어지기보다 저임금 일자리로의 지속적인 이동을 초래한다고 주장한다(반정호 외, 2005; 문영만·홍장표, 2017; 황광훈, 2019). 반면 일련의 연구에서는 이직은 직장에서의 요구되는 기술과 노동자의 인적자본 간 불일치를 개선하여 임금에 긍정적인 영향을 미치고 노동생산성 개선에

기여한다는 결과를 제시하였다(이병희, 2003; 김혜원·최민식, 2008; 조동훈, 2019). 다만 국내 실증분석 연구의 대부분이 이직 전후 임금수준 차이를 중심으로 이직이 임금에 미치는 영향을 추정하고 있는데 반해 본 연구는 이직의 임금에 대한 수준 효과와 성장 효과를 동시에 고려하여 이직의 임금 효과를 종합적으로 분석하였다.⁴⁾ 구체적으로는 Manning and Swaffield(2008) 및 Del Bono and Vuri(2011)의 선행 연구를 바탕으로 2007년부터 2019년까지의 청년 패널을 이용하여 다음과 같은 분석모형을 설정하였다. 첫째, 임금 상승률을 종속변수로 사용하여 시간 불변 변수들이 임금에 미치는 영향 및 여타 근속연수 변수와의 잠재적 상관관계를 통제하였다.⁵⁾ 둘째, 이직의 임금에 대한 수준 효과 및 성장 효과를 동시에 포착할 수 있도록 설명변수를 설정하였다.⁶⁾ 마지막으로 노동시장에서의 인적자본 축적을 반영하는 업무경력 변수를 보다 세분화하여 설정함으로써 각각의 변수 특성에 따라 인적자본 형성에 미치는 상이한 영향을 포착하였다.

-
- 4) 시간 흐름에 따라 임금이 변하는 원인을 설명하는 대표적 이론으로는 직장 내 훈련(on-the-job training) 이론과 직업탐색-매칭(searching and matching) 이론이 있다. 우선 직장 내 훈련 이론은 근로자가 업무에 따른 학습을 통해 인적자본을 구성하는 다양한 기술을 계속 늘려가며 근속연수와 생산성 간 일반적으로 우상향 관계가 있음을 설명한다(Mortensen, 1988). 반면 직업탐색-매칭 이론은 이직을 통해 노동자와 담당 직무 및 고용주체 간 적합도를 높이는 과정에서 임금이 상승한다고 설명한다(Burdett, 1978; Jovanovic, 1979; Burdett et al., 2011). 따라서 이론적으로는 이직 이후 임금의 수준 및 상승률이 모두 상승 또는 하락하는 것이 가능하며 그 방향성은 각 요인의 상대적 크기에 의해 결정된다.
- 5) 로그 실질임금을 종속변수로 사용할 경우 고정효과를 사용하더라도 고정효과와 근속연수 간 존재하는 양(+)의 상관관계로 인해 추정의 편의가 발생할 수 있다. Acemoglu and Pischke(1998)은 기업은 근로자의 생산성에 대한 불확실성으로 인해 이직자에 대해 정보가 완전한 경우보다 낮은 임금을 제시하는 경향이 있으며 이는 상대적으로 높은 능력을 보유한 근로자가 이직을 선택하기 보다 현재 직장에 머무르는 것을 선호하도록 만들기 때문에 고정효과와 근속연수 간 양(+)의 상관관계가 발생할 수 있어 이에 대한 적절한 통제가 이루어지지 않으면 추정된 계수가 일치성을 만족하지 않을 수 있음을 보였다.
- 6) 본 연구의 실증분석 모형은 직장이동으로 인한 이직 시점에서의 임금 변화뿐만 아니라 근로자와 기업 간 매칭의 질 변화 및 근로자의 다양한 능력의 조합과 새로운 직무에서 요구되는 능력 간 조합 변화를 통한 직장 내 임금 상승률의 변화 여부에 대해서도 분석하는 것이 가능하다.

Ⅲ. 연구 방법

1. 자료

본 연구의 목적은 글로벌 금융위기 이후 청년층의 최초 노동시장 진입 이후 발생하는 임금 변화를 추적하고 이직이 임금에 미친 영향을 분석하는 데 있다. 이를 위해 본 연구는 한국고용정보원의 1차(2007년)부터 13차(2019년)까지의 청년 패널(Youth Panel)을 이용하였다.⁷⁾ 청년 패널은 종단면조사로서 최초 조사시점인 2007년에 설정된 만 15세부터 만 29세의 청년층 10,206명을 매년 추적하여 조사한다. 따라서 동 자료를 이용할 경우 동일 표본에 대해 최초 노동시장 진입부터 현재까지의 근로 경력, 임금 변동 등 노동시장에서의 동태적 선택에 대한 다양하고 지속적인 관찰이 가능하다. 또한 조사 대상을 청년층으로 한정하여 전 연령층을 대상으로 하는 여타 패널보다 표본의 동질성이 높고, 청년층의 노동시장 초입 단계에서의 선택을 분석하는데 필요한 충분한 수의 표본 확보가 가능하다는 장점도 있다. 아울러 최초 조사에서는 임금, 직종, 산업, 업체 규모 등 일자리 관련 다양한 정보뿐만 아니라 혼인상태, 군 복무 여부, 부모 배경 등 다양한 인구·사회학적 정보를 함께 수집하여 관측되지 않는 개별요인 등을 통제하는 데 활용할 수 있다. 대상 기간 중 응답자만으로 구성된 원자료는 근로자 10,206명 및 관측치 98,050개로 구성된 불균형 패널이다.

분석을 위한 표본 설정은 다음과 같은 절차로 진행하였다. 우선 청년층의 최초 일자리 진입 이후 노동시장에서의 경험 및 선택의 결과 발생하는 동태적 변화를 분석하는 데 적합하지 않은 관측치는 분석 대상에서 제외하였다. 구체적으로는 설문 조사를 3회 이상 응답하지 않거나 노동시장으로의 최초진입이 관측되지 않는 근로자를 제외하였다.⁸⁾ 예를 들어, 일부 청년의 경우 일시적인 취업후 학업, 출산 등으

7) 14차 조사(2020년)의 경우 코로나19라는 감염병으로 인한 충격이 일부 산업 및 소득계층에 집중됨에 따라 특정 산업 및 업종을 중심으로 고용이 크게 위축되었다. 이로 인한 분석의 왜곡을 제거하기 위해 본 연구는 분석 기간을 2007~2019년으로 제한하였음을 밝힌다.

8) 본 연구는 응답자 가운데 ① 최초 조사에서 소득 활동을 한 경우, ② 최초 조사에서 학력이 고졸 이하이면서 나이가 남성은 29세, 여성은 27세 이상이면 동 응답자의 최초 노동시장 진입이 관측되지 않는 것으로 간주하여 표본에서 제외하였다. 노동시장 진입에 대한 정의는 III.2절에 자세하게 설명하였다.

로 상당 기간 비경제활동인구로 편입되는 사례가 관측된다. 이러한 일시적 변화로 인한 왜곡을 최소화하기 위해 노동시장 최초진입 이전의 관측치 및 분석 대상 기간 중 노동시장에 진입하지 않은 근로자는 표본에서 제외하였다. 또한 최종학력이 고졸 이하일 경우 노동시장 진입 이후 대학 진학, 군 복무 등으로 인한 근로 경력단절 가능성이 있어 동일 직장 내 임금 변화 또는 이직을 통한 임금 변화를 명확하게 식별하기 위해 분석 대상에서 제외하였다. 아울러 분석 기간 중 종사자 지위를 1회 이상 자영업자라고 응답한 표본의 경우 직장간 이동을 통한 임금 변화 분석이라는 연구 목적과 부합하지 않고 임금근로자와 자영업자 간 소득 비교가 어렵다는 사실을 고려하여 분석 대상에서 제외하였다. 마지막으로 본 연구는 청년층의 노동시장 진입 이후 최초 10년 동안 발생한 이직자와 비이직자 간 임금 상승률 차이를 실증 분석하는 데 그 목적이 있으므로 잠재적 근속연수가 10년을 초과하는 관측치를 제외하였다.⁹⁾ 그 결과 <Table 1>과 같이 본 연구를 위한 최종 표본으로 남녀 근로자 3,608명(남성 1,707명, 여성 1,901명)의 25,509개(남성 11,219, 여성 14,290) 관측치로 구성된 불균형 패널이 이용되었다.

<Table 1> Sample selection

Exclusion criteria	# of individuals	# of observations
▪ Raw data	10,206	98,050
▪ Non-respondents (more than 3 times)	6,507 (△3,699)	81,465 (△16,585)
▪ Working at the time of initial survey	5,042 (△1,465)	62,743 (△18,722)
▪ High school graduate or lower	4,242 (△800)	52,868 (△9,875)
Age ≥ 29 (men), ≥ 27 (women)	4,143 (△99)	51,604 (△1,264)
▪ Failure to satisfy the initial labor force transition condition	3,995 (△148)	31,292 (△20,312)
▪ Ever starting own business	3,608 (△387)	27,841 (△3,451)
▪ Potential work experience > 10 years (final sample)	3,608 (-)	25,509 (△2,332)
- Male	1,707	11,219
- Female	1,901	14,290

Note: The numbers in parentheses show a decrease in individuals and observations after applying for each sample selection criterion.

9) 본 연구의 주 목적이 노동시장 진입 초기 단계에서의 임금과 이직 간 관계를 연구하는 데 있는 데다 이직 확률이 근속연수가 늘어나면서 빠르게 감소하고 잠재적 근속연수와 관측치 간 존재하는 반비례 관계를 고려하여 표본을 잠재적 근속연수 10년 이내로 제한하였다. 잠재적 근속연수에 대한 정의는 III.2절에 자세히 설명되어 있다.

〈Table 2〉 Summary statistics

	All	Male	Female
▪ Final sample	3,608	1,707	1,901
▪ Observations	25,509	11,219	14,290
▪ Average age	28.0 (3.51)	29.1 (3.39)	27.0 (3.33)
▪ Age of initial entry into the labor force	26.5	27.6	25.7
▪ Educational attainment			
- Associate's degree	24.3%	21.4%	26.9%
- Bachelor's degree or higher	75.7%	78.6%	73.1%
▪ Major			
- Humanities	11.7%	7.3%	16.8%
- Social science	25.9%	26.1%	27.4%
- Science & Technology	9.8%	8.0%	12.2%
- Engineering	27.9%	44.4%	13.3%
- Medicine, Pharmacy & Education	14.3%	6.5%	23.1%
- Arts & Sports	10.0%	7.2%	13.5%
- Others	0.4%	0.5%	0.4%
▪ Work experience (years)	2.86 (2.28)	2.93 (2.35)	2.80 (2.21)
▪ Tenure (years)	1.90 (2.06)	2.03 (2.14)	1.79 (1.98)
▪ Hourly wage (10,000 won)	1.31 (0.51)	1.48 (0.55)	1.18 (0.43)
▪ Wage growth (%)	6.7 (0.20)	7.0 (0.20)	6.5 (0.02)
▪ Percentage of regular employees (%)	89.3	91.4	87.5
▪ Firm size (# of employees)			
- ≤ 10	16.3%	12.3%	19.7%
- 10~99	30.5%	28.0%	32.6%
- 100~299	11.9%	13.0%	10.9%
- 300~999	11.7%	13.0%	10.6%
- ≥ 1000	29.6%	33.7%	26.1%

Note: Standard deviation is indicated in parentheses.

2. 주요 변수

본 연구는 청년층이 노동시장에 진입한 이후 이직을 선택하면서 나타나는 실질임금 변화를 분석하였다. 이를 위해 노동시장 최초진입 시점, 시간당 임금, 근무경력(업무경력, 근속연수 및 잠재적 근속연수), 이직(자발성 여부), 산업·직종 분류, 실업·비경제활동인구 편입 기간 및 종사상 지위(상용직 여부)와 관련된 다양한 변수들이 사용되었다. 이에 대한 주요 기초통계는 <Table 2>와 <별첨>에 요약되어 있다.

노동시장 최초진입 청년층의 노동시장 최초진입 시점(s) 설정을 위해 다음과 같은 두 가지 조건을 부과하였다. 첫째, 개인별 첫 응답이 기록된 조사 차수를 t 기로 설정하고 t 기부터 $t+3$ 기까지 근로 여부에 관한 정보를 바탕으로 4개의 연속적인 조사 차수 중 최소 2회 이상 근로하거나 실업 상태에 있었던 경우 $s=t$ 로 설정하였다. 둘째, 위 조건이 주어진 4개 조사 차수 내에서 충족되지 않는 경우 해당 개인은 t 기에 노동시장에 진입하지 않은 것으로 간주하고 평가 시계(window)를 1기 조정하여 2회 차수 이상 근로 또는 실업 상태에 있었는지를 재차 확인하였다. 동 조건이 충족될 때까지 평가 시계를 매번 1기씩 상향 조정하여 최초진입 시점을 설정하였다.¹⁰⁾ 그 결과 분석 기간 중 청년층의 평균 노동시장 최초진입 연령은 26.5세(남성 27.6세, 여성 25.7세)로 조사되었다.

시간당 임금 시간당 임금은 세전 임금, 주당 정규 근로시간, 주당 정규 근로일수 및 급여 주기를 이용하여 산출하였다. 만약 응답자가 시간당 임금을 보고했을 경우 추가조정 없이 그대로 사용하였으며, 그 이외의 경우에는 해당 근로자의 정규 근로시간 및 임금을 모두 고려해 응답한 급여를 시간당 임금으로 변환하였다.¹¹⁾ 이

10) Yamaguchi(2010)도 유사한 방법을 사용하여 노동시장 최초진입 시점을 설정하였다. 그는 청년층의 노동시장 최초진입 시점을 최근 3년(12분기) 중 처음으로 6분기 이상 근무하였을 경우 동 근로자가 해당 평가 시계의 시작 시점에서 노동시장으로 최초진입한 것으로 간주하였다. 만약 이러한 기준이 해당 기간 중 충족되지 않는 경우 평가 시계를 1분기씩 상향 조정하여 재평가하였다.

11) 응답자가 자신의 급여 형태를 ① 연봉이라고 응답했을 경우 ‘급여/1주 정규 근로시간 × 52’, ② 월급이라고 응답했을 경우 ‘급여/1주 정규 근로시간 × 4.3’, ③ 주급이라고 응답했을 경우

후 2015년 소비자물가지수를 이용하여 시간당 실질임금(W_{it})을 산출하였다. 그 결과 분석 기간 중 청년층의 시간당 평균 실질임금은 13,150원(남성 14,795원, 여성 11,756원)이었다.

근무경력 본 연구는 서로 다른 측면의 인적자본을 반영하는 세 가지 근무경력 변수를 고려하였다. 첫째는 업무경력(work experience, exp_{it})으로 현재 조사 시점에서 피고용자로 근무하는 경우 다음 조사 시점에서 경력이 1씩 증가하도록 설정하였다. 둘째는 근속연수(tenure, $ten_{k,it}$)로 특정 기업 k 에서의 근무한 누적 근무경력을 나타낸다.¹²⁾ 마지막은 잠재적 근속연수(potential years of labor market experience, pot_{it})로 최초 노동시장 진입 이후 물리적 시간의 흐름을 나타낸다. 본 연구에서 잠재적 근속연수는 최초 노동시장 진입 시점부터 1의 값을 가지며 이후 근로 여부와 무관하게 시간의 흐름에 따라 매년 1씩 증가하는 형태로 산출하였다. 만약 근로자가 최초 노동시장 진입 이후 계속 근로하였을 경우 잠재적 근속연수는 ‘업무경력+1’과 동일하다. 그러나 근로자가 실업 및 비경제활동인구로의 편입을 경험하였을 경우 잠재적 근속연수는 ‘업무경력+1’보다 높게 나타난다.¹³⁾ 그러므로 노동시장에서의 개인의 선택이 반영된 업무경력 혹은 근속연수에 따른 임금과는 달리 잠재적 근속연수를 이용할 경우 노동시장 최초진입 시점이 주어지면 근로 여부와 무관하게 시간의 흐름에 따른 실질임금 변화를 측정할 수 있다는 장점이 있다. 전체 표본의 평균 잠재적 근속연수, 업무경력 및 근속연수는 각각 7.1년, 2.9년 및 1.9년으로 조사되었다.

이직 본 연구는 응답자가 직전 조사 시와 같은 사업체에 일하고 있지 않다고

‘급여/1주 정규 근로시간’, ④ 일급일 경우 ‘급여 × 주간 정규 근로일수/주간 정규 근로시간’으로 시간당 임금을 계산하였다.

12) Del Bono and Vuri (2011), Kambourov and Manovskii (2009), Sullivan (2010) 등도 이와 유사하게 특정 기업, 산업 및 직종에서 축적한 근무 경력은 동일한 기업, 산업 및 직종 내에서만 임금에 영향을 미칠 수 있도록 설정한 모형을 통해 실증분석을 실시하였다.

13) 예를 들어 한 근로자가 1차 조사시점부터 노동시장 최초진입 조건을 만족하여 1~3차 조사에서 기업 A에서 일한 후 4차 조사에서 실업 상태로 있다가 5~6차 조사 중에는 기업 B에서 근무한 경우, 동 근로자의 업무경력 및 잠재적 근속연수는 각각 5년 및 6년으로, 기업 A 및 B에서의 근속연수는 각각 3년 및 2년으로 계산하였다.

응답했을 경우 이직한 것으로 보았다. 이는 실업을 동반하지 않는 일자리 변동뿐만 아니라 실업 및 비경제활동인구에서 새로운 일자리로의 진입도 이직으로 간주하였음을 의미한다. 또한 이직 동기별로 임금에 미치는 영향이 상이함을 통제하기 위해 ‘자발적 이직’과 ‘비자발적 이직’을 구분하여 관련 변수를 분석모형에 포함하였다. 이는 해고 및 고용계약종료 등으로 불가피하게 이직하게 된 근로자들은 자발적 동기에 따른 이직에 비해 직전 직장보다 상대적으로 열악한 일자리와의 매칭이 더 빈번하게 발생하거나 이직자의 생산성에 대한 부정적 신호로 인식되어 새로운 일자리에서의 임금에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 있으므로 이를 적절하게 통제할 필요성이 있기 때문이다(Kletzer and Fairlie, 2003). 본 연구는 청년 패널이 2차 조사부터 직장을 그만둔 주된 이유를 15개의 항목으로 구분 집계하는 점을 이용하여 근로자가 이직 사유로 ‘폐업이나 해고, 사업(일) 종료로 인해서’ 혹은 ‘계약기간이 만료되어서’를 답변했을 경우 비자발적 이직으로 분류하였다.

한편 노동시장 진입 초기 단계에서는 평균적으로 잠재적 근속연수가 늘어나면서 임금이 함께 증가하는 모습을 보이는데 이러한 임금 변화는 직장변동 수반 여부에 따라 직장 내 임금 변동과 직장간 임금 변동으로 구분할 수 있다. 먼저 직장 내 임금 변동은 동일 사업체 내에서 근속연수가 늘어나면서 다양한 원인으로 발생하는 임금의 변화를 포착하며 가장 최근 관측된 임금과 직전 임금과의 변화를 통해 측정할 수 있다. 직장간 임금 변동의 경우 기존과는 다른 사업체로 직장을 옮기면서 발생하는 임금 변화를 나타낸다. 또한 직장이동은 실직을 경험하지 않는 이동과 일정 기간의 실직을 경유하는 직장이동으로 세분화할 수 있다. 본 연구에서는 현재 근무 중인 직장과 가장 최근 근무했던 직장이 상이할 경우 발생한 임금 변화를 통해 직장간 임금 변동을 측정하였다.

산업 및 직종 분류 산업 및 직종에 따른 분류는 일자리의 특성을 범주화해 나타낼 수 있도록 해주며 이는 근로자 간 임금 차이를 설명하는 주요 변수 중 하나이다. 청년 패널은 2017년 한국표준산업분류 10차 개정 체계를 이용해 228개 소분류(3-digit)까지 세분화된 산업분류 코드를 제공하고 있다. 직종의 경우 2018년 한국고용직업분류 개정 체계를 이용해 429개 세분류(4-digit)까지 세분화된 직종 분류 코드를 나타내고 있다. 본 연구는 조사 기간 중 근무한 일자리의 특성을 반영하고 산업 및 직종별로 적정 관측치를 확보하기 위해 소분류 산업 및 세분류 직종 정보를

이용하여 중분류(2-digit) 수준으로 구분된 산업더미 및 직종더미 벡터를 각각 생성하였다.

기타변수 본 연구에서는 분석 대상을 자영업 경험이 없는 청년층으로 한정하였기 때문에 근로자의 종사상 지위는 상용직, 임시직 및 일용직으로 구분된다. 종사상 지위별 충분한 관측치 확보 및 일자리의 안정성 측면에서의 차이 등을 고려해 본 연구는 종사상 지위를 상용직 및 비상용직(임시직 및 일용직)으로 구분하였다. 또한 직장 내 훈련(on-the-job training) 이론의 연구 결과(Mortensen, 1988)를 고려하여 노동시장 진입 후 일시적인 경력단절 발생 원인을 실업 및 비경제활동인구로 편입으로 각각 구분하여 업무 공백 발생 사유에 따라 임금에 미치는 영향이 상이할 수 있도록 허용하였다.¹⁴⁾

IV. 실증분석 모형

1. 청년층 이직의 임금 사다리 효과 추정

본 절에서는 청년층의 인적자본 및 일자리 관련 특성을 통제한 상태에서 이직이 실질임금에 미치는 영향을 분석하기 위해 선택한 실증분석 모형에 대해 설명하였다. 특히 이직 사유가 자발적인지, 이직이 산업 및 직종 변동을 수반하였는지, 이직 전 일자리에의 근속연수가 이직 후 임금 상승률에 미치는 영향에 대해서도 살펴볼 수 있도록 모형을 설정하였다. 본 연구의 실증분석 모형은 Manning and Swaffield(2008) 및 Del Bono and Vuri(2011)의 선행연구 결과를 바탕으로 최초 노동시장 진입 이후 최대 10년간 임금 상승률 변화를 분석하기 위해 다음과 같은 축약모형을 설정하였다.

$$\begin{aligned} \Delta w_{it,m} = & \psi_0 + \psi_1 D_{it}^{J2J} + \psi_2 D_{it}^{Invol} + \psi_3 D_{it}^{Ind} + \psi_4 D_{it}^{Occup} + \psi_5 I_{it}^{J2J} \\ & + \Phi(exp_{it}, ten_{k,it}, gap_{it}^{Unemp}, gap_{it}^{Non-parti}) + X_{it}\beta + X_{im}\delta \end{aligned}$$

14) 직장 내 훈련이론은 근로자가 업무에 따른 학습을 통해 인적자본을 구성하는 다양한 기술을 계속 늘려간 결과 시간의 흐름에 따라 임금 변화가 발생한다고 설명한다.

$$\begin{aligned}
& + Z_i\theta + \tau_t + \epsilon_{it}, \\
\text{where } \Phi_{it} &= \gamma_1 \exp_{it} + \gamma_2 \exp_{it}^2 + \gamma_3 \text{ten}_{k,it} + \gamma_4 \text{gap}_{it}^{Unemp} \\
& + \gamma_5 \text{gap}_{it}^{Non-parti}
\end{aligned} \tag{1}$$

여기서 $\Delta w_{it,m}$ 는 개인 i 의 t 년도와 m 년도($t > m$)일 때 받았던 실질 로그임금($w_{it} = \log W_{it}$)의 차분으로 주어진 기간 중 발생한 시간당 임금 상승률을 나타내며, m 년도는 t 년 이전 기간 중 가장 최근 일자리를 가졌던 시점을 나타낸다. 따라서 $\Delta w_{it,m}$ 은 근로자가 이직 없이 같은 일자리에서 근무했을 경우에는 직장 내 임금 변화율을, 이직했을 경우에는 이직에 따른 직장간 임금 변화율을 나타낸다.

D_{it}^{JJ} , D_{it}^{Invol} , D_{it}^{Ind} 및 D_{it}^{Occup} 는 각각 이직 여부, 非자발적 이직 여부, 이직의 산업 및 직종 변동 수반 여부 등을 나타내는 더미변수들로 해당 조건을 충족했을 경우 1의 값을 가지며, 해당 변화가 발생했던 시기의 임금에 미치는 일회적 영향을 포착한다. I_{it}^{JJ} 는 최초 이직 발생 시점부터 1의 값을 가지는 지시함수로 근로자가 노동시장 진입 이후 한 번도 이직을 경험하지 않은 시점까지는 0의 값을 가지며 최초 이직을 경험한 이후로는 항상 1의 값을 가진다. 그러므로 D_{it}^{JJ} 는 이직이 임금에 미치는 수준 효과(level effect)를 반영하는 반면, I_{it}^{JJ} 는 이직의 임금 상승효과(growth effect)를 포착하는 변수로 해석될 수 있다.¹⁵⁾

Φ_{it} 는 업무 경험 등을 통한 인적자본 축적을 나타내는 변수들의 벡터로 누적 업무경력(\exp_{it}), 시점 t 에서 근무 중인 직장 k 에서의 근속연수($\text{ten}_{k,it}$), 실업(gap_{it}^{Unemp}) 및 비경제활동인구로의 편입($\text{gap}_{it}^{Non-parti}$)으로 인한 업무 공백 기간을 측정하는 변수들로 구성되어 있다.¹⁶⁾ 특히 \exp_{it} 는 업무경력을 통한 인적자본 축적에 존재할 수 있는 비선형성(한계생산성 체감 혹은 체증)을 반영하기 위해 업무

15) I_{it}^{JJ} 는 직장이동이 단순히 이직 시점에서 임금수준의 변화를 가져올 뿐만 아니라 이직 이후 직장내에서 직전 직장과의 비교할 때 직장 내 임금 상승률에 긍정 혹은 부정적인 변화가 있는지를 나타낸다. 따라서 동 변수는 수준 효과가 아닌 성장 효과를 의미하게 된다.

16) gap_{it}^{Unemp} ($\text{gap}_{it}^{Non-parti}$)은 분석 대상 기간 중 실업(비경제활동인구로의 편입)으로 인해 업무로부터 단절되어 있었던 누적 기간을 나타내는 변수로 일시적 경력단절이 임금에 미치는 영향을 통제한다.

경력(의)의 제곱(\exp_{it}^2)을 포함하였다. X_{it} 는 근로자 i 의 t 년도 임금에 영향을 미치는 개인 및 직장의 속성들로 직장의 특성(산업더미 벡터), 직종더미 벡터, 사업체 규모, 사업체 위치(서울 및 광역시 소재 여부), 상용직 여부, 직장 내 훈련 기회 제공 여부(D_{it}^{OJT}), 직장 내 훈련 이수 횟수(Num_{it}^{OJT}), 자녀 관련 변수(최근 1년 내 자녀출생 여부(D_{it}^{Born})), 자녀 유무($Child_{it}$), 다자녀 여부($Child_{it}^N$), 결혼 유무 등의 변수들이 포함되어 있다. X_{im} 는 m 년도에 일했던 직장의 특성 변수들만을 포함한다. Z_i 는 근로자 i 의 임금에 영향을 미치는 요소 중 시간 불변인 변수들로 구성된 벡터로 분석 대상 기간 중 최종학력, 전공(인문, 사회, 자연, 공학, 예체능, 의학·약학·교육 등) 및 최초 노동시장 진입 연령을 포함한다. 마지막으로 τ_i 는 연간 더미이다.

본 연구에서 사용된 실증분석 모형은 로그변환 실질임금의 1차 차분 형태인 실질 임금 상승률을 종속변수로 사용하여 최소자승법을 통해 관련 계수들을 추정하였다. 일차 차분 모형의 장점은 고정효과 모형을 사용하지 않고 단순 최소자승법을 사용하더라도 관측되지 않는 근로자의 특성이 시간 불변일 경우 동 특성이 시간당 임금 상승률에 영향을 미치는 내생성을 통제하고 여타 설명변수들에 대한 일치추정량 도출하는 것이 가능하다는 점이다.¹⁷⁾ 본 연구에서는 대학전공, 최종학력, 노동시장 최초진입 연령, 계속근무 일자리의 고유 특성 등 시간 불변 변수들이 임금수준 뿐만 아니라 임금의 증가율에도 영향을 미친다고 가정하여 1차 차분 형태의 모형을 사용하였음에도 불구하고 동 시간 불변 변수들을 설명변수로 포함하였다.¹⁸⁾ 또한

17) 이직이 임금에 미치는 영향에 대한 횡단면 분석에서 발생할 수 있는 오류 중 하나는 내생성 문제이다. 현재 일자리에 계속 머무르는 근로자들과 비교할 때 이직을 선택하는 근로자들은 관찰할 수 없는 특성에 있어 차이가 존재할 수 있으며, 이러한 특성들이 임금과 일정한 관계를 갖는 경우 선택 편이가 발생할 수 있다. 즉, 임금수준이 상대적으로 높은 근로자들은 현재에서 계속 머무르려는 경향, 임금이 낮은 근로자들은 빈번하게 이직을 선택하려는 경향이 존재할 수 있으며 이 경우 임금에 대한 이직 및 여타 변수들을 포함한 회귀분석을 통해 추정된 계수에는 편이가 발생할 수 있다. 그러므로 본고는 임금수준이 아닌 로그 임금의 일차 차분인 임금 상승률을 종속변수로 사용함으로써 내생성 문제를 통제하고자 하였다.

18) 만약 임금 상승률이 아닌 임금수준을 종속변수로 사용하는 일반적인 임금 방정식을 사용하는 동시에 시간 불변 변수들이 임금 상승률에 미치는 상이한 영향을 포착하기 위해서는 시간 불변 변수와 근무경력(혹은 잠재적 근무연수) 간 교차항 변수를 모형 내에 포함시킴으로써 동일한 결과를 얻을 수 있다. 하지만 이 경우 모형 설정의 복잡성이 증가하는 가운데 노동시장 최초진입 시점에서 관측되는 성별 임금 격차에 대한 추가적인 설명이 필요한 점 등을 고려하여

이분산과 임의의 자기상관이 허용되는 견고한 방법(cluster)을 통한 표준오차를 사용하여 추정계수의 통계적 유의성을 평가하였다.

이직 전후의 직종, 산업, 종사상 지위 등의 여타 조건들이 동일하면 이직이 임금 수준에 미치는 영향을 포착하는 변수들은 D_{it}^{JJ} 및 D_{it}^{Invol} 이며 임금수준과 임금 상승률에 모두 영향을 미치는 변수들은 I_{it}^{JJ} 및 $ten_{k,it}$ 이다. 이중 D_{it}^{JJ} 및 D_{it}^{Invol} 는 이직 및 이직의 자발성 여부가 새로운 직장에서 처음 받는 임금의 변화에 미치는 영향을 나타낸다.¹⁹⁾ I_{it}^{JJ} 는 이직 후 직장에서 받는 첫 임금뿐만 아니라 직장이동이 평균적으로 더 나은 매칭으로 이어져 이직한 직장에서 임금 상승률이 더 커지는지를 나타낸다. $ten_{k,it}$ 는 기업 고유 인적자본 축적이 임금 상승률에 미치는 영향을 포착하는 변수로 이직 발생 시 기존에 축적한 기업 고유 인적자본을 새 직장에서는 사용할 수 없어 새로운 직장에서 다시 축적해야 하므로 이직 시 수반되는 비용으로 작용한다. 따라서 이직 비용의 크기는 직전 직장에서의 근속연수와 양(+)의 상관관계를 가진다.

2. 임금 사다리 효과의 남녀 간 차이 추정

본절에서는 청년층 임금 결정에 영향을 미치는 여타 변수들이 통제되었을 때 이직에 대한 보상에 있어 성별 이질성이 존재하는지를 추가 분석하였다. 이를 위해 이직을 통한 보상에 있어 남녀 간 차이를 유발하는 변수들을 추가 통제한 식 (2)에 대해 실증분석하였다.

$$\begin{aligned}\Delta w_{it,m} = & \psi_0 + \psi_1 D_{it}^{JJ} + \psi_2 D_{it}^{Invol} + \psi_3 D_{it}^{Ind} + \psi_4 D_{it}^{Occup} + \psi_5 I_{it}^{JJ} \\ & + \psi_6 D_i^F + \psi_7 D_{it}^{JJ} \times D_i^F + \psi_8 D_{it}^{Invol} \times D_i^F + \psi_9 D_{it}^{Ind} \times D_i^F \\ & + \psi_{10} D_{it}^{Occup} \times D_i^F + \psi_{11} ten_{k,it} \times D_i^F\end{aligned}$$

본 연구에서는 임금 상승률을 설명변수로 사용하여 실증분석을 실시하였다.

19) von Wachter and Bender (2006)는 부정적인 임금 충격을 받은 근로자가 그렇지 않은 근로자에 비해 이직을 선택하는 경향, 이직의 자발성 등 이직자의 자기 선택으로 인해 단순 OLS를 통한 이직의 임금 효과 추정 시 추정 결과가 불편성을 만족시키지 못할 위험에 대해 지적하였다. 이를 통제하기 위해 본 연구는 D_{it}^{Invol} 를 모형에 포함하였다.

$$\begin{aligned}
& + \Phi(\exp_{it}, \text{ten}_{k,it}, \text{gap}_{it}^{Unemp}, \text{gap}_{it}^{Non-parti}) \\
& + X_{it}\beta + X_{im}\delta + Z_i\theta + \tau_t + \epsilon_{it}, \\
\text{where } \Phi_{it} & = \gamma_1 \exp_{it} + \gamma_2 \exp_{it}^2 + \gamma_3 \text{ten}_{k,it} + \gamma_4 \text{gap}_{it}^{Unemp} \\
& + \gamma_5 \text{gap}_{it}^{Non-parti}.
\end{aligned} \tag{2}$$

D_i^F 는 개인 i 의 성별이 여성일 경우 1의 값을 가지는 더미변수이므로 ψ_6 는 여성의 직장 내 임금 상승률에 존재하는 할증(premium) 혹은 할인(discount)의 정도를 나타낸다. ψ_7 은 이직과 여성 더미변수 간 교차항($D_{it}^{JJ} \times D_{it}^F$)이 임금에 미치는 영향을 측정하는 계수로 남성 이직자와 비교하여 여성 이직자가 평균적으로 겪게 되는 임금 상승률 격차를 나타낸다. ψ_8 , ψ_9 및 ψ_{10} 은 각각 여성의 비자발적 이직, 산업 및 직종 변동을 수반하는 이직 시 남성과의 상대적인 격차를 포착한다.²⁰⁾ 마지막으로 X_{it} 벡터에 포함된 자녀 관련 변수들(D_{it}^{Born} , $Child_{it}$ 및 $Child_{it}^N$)이 임금 상승률에 미치는 영향에 있어 성별 격차가 존재하는지를 추가 분석하기 위해 동 변수들과 여성 더미변수 간 교차항($D_{it}^{Born} \times D_i^F$, $Child_{it} \times D_i^F$ 및 $Child_{it}^N \times D_i^F$)을 모형에 추가하였다.

3. 강건성 검증

본 연구는 다섯 가지 측면에서 강건성을 검증하였다. 첫째, 기본모형은 일차 차분 형태인 임금 상승률을 종속변수로 사용하기 때문에 단순회귀분석 방법을 사용하더라도 일치성 조건을 만족하는 회귀계수의 도출이 가능하다. 그러나 만약 관측되지 않는 근로자들의 이질성이 이차함수의 형태로 임금에 영향을 미치는 경우에는 추정치에 편의가 발생할 수 있음을 고려하여 식 (1)을 고정효과로 추정해보았다. 둘째, 이직자의 자기 선택으로 인한 편의 발생 가능성이 존재할 수 있다는 점을 검증해보았다. 예를 들어, 이직 선택 근로자는 이직 발생 이전부터 본인의 업무 실적에 대한 부정적 평가, 인사상 조치 등으로 동일한 조건의 다른 근로자에 비해 상대

20) ψ_{11} 은 $\text{ten}_{k,it} \times D_i^F$ 의 계수로 이직을 경험한 여성 근로자가 직장 내 임금 상승률이 남성보다 더 높은지를 나타낸다.

적으로 낮은 임금을 받을 수 있다. 이 경우 이직은 상대적으로 부정적인 임금 충격에 노출된 근로자들 중심의 자기 선택 결과로 나타난 것일 수 있으며, 이와 같은 이직자의 자기 선택이 적절하게 통제되지 않으면 추정에 편의가 발생할 수 있다. 이를 반영하여 식 (1)에 다음 기($t+1$)에 이직하였을 경우 1의 값을 가지는 더미 변수 D_{it+1}^{PJ} 를 추가해 계수를 추정하고 이를 기본모형의 추정계수와 비교하였다. 셋째, 특정 직장에서의 근무경력뿐만 아니라 특정 산업 및 직종에서 축적한 근무경력은 제한된 부문에서만 유효한 고유 인적자본일 수 있음을 고려해 특정 산업 및 직종에서 계속 근무를 통해 축적한 근속연수 변수(exp_Occ_{it} 및 exp_Ind_{it})를 추가적으로 통제한 회귀계수 추정치를 도출하고 이를 기본모형의 결과와 비교하였다.²¹⁾ 이에 더해 이직의 자발성 여부에 대한 통제의 적절성 ① D_{it}^{Invol} 및 I_{it}^{PJ} 제외, ② D_{it}^{Invol} 제외) 및 실제 누적 근속연수가 아닌 잠재적 근속연수를 설명변수로 사용했을 경우 추정계수가 변하는 정도를 점검하여 이직 동기의 자발성 여부 및 추정 결과가 특정 변수 사용 여부에 과도하게 민감하게 반응하는지를 점검하였다.

V. 실증분석 결과

1. 데이터 분석

실증분석에 앞서 이직 및 임금 변화 관련 기초통계량을 살펴보면 다음과 같다. 우선 <Table 3>의 첫 번째 패널(열 1-3)은 잠재적 근속연수에 따른 청년층의 노동 공급 선택을 나타낸다. 전체 청년층의 경제활동참가율은 노동시장 첫 진입 이후 잠재적 근속연수가 3년이 될 때까지 증가해 91.2%를 기록한 이후 점차 하락하면서 10년 차에는 80.4%를 나타냈다. 이러한 표면적 경제활동참가율 변화의 이면에는 노동시장 진입 선택에서의 성별 차이가 내포되어 있다. 성별 근속연수에 따른 경제활동참가율은 남성은 잠재적 근속연수 증가함에 따라 경제활동참가율도 동반 상승하면서 10년 차에는 95.1%가 취업 혹은 실업 상태에 있는 반면 여성은 3년 차까지는 점진적으로 상승하여 89.9%를 기록한 이후 빠르게 하락하면서 10년 차에는 약

21) Neal(1995), Parent(2000) 등은 산업 특유 근속연수가, Kambourov and Manovskii(2009), Sullivan(2010) 등은 직종 특유 근속연수가 임금 결정에 있어 주요 요인이라고 제시하였다.

30.7%가 비경제활동인구인 것으로 나타났다. 즉, 전체 청년층의 잠재적 근속연수에 따른 경제활동참가율 변동은 여성의 노동 공급 선택에 주로 영향받는 것으로 해석된다.

〈Table 3〉 Labor force participation rate, employment rate and turnover rate by potential work experience

Work experience (years)	Labor force participation rate (%)			Employment rate (%)			Turnover rate (%)		
	All	Male	Female	All	Male	Female	All	Male	Female
1	85.7	87.4	84.2	66.6	64.8	68.3	-	-	-
2	85.5	86.2	84.9	81.0	80.2	81.6	9.8	8.8	10.8
3	91.2	92.7	89.9	85.6	84.6	86.5	13.7	12.1	15.0
4	90.9	94.2	88.3	89.0	88.1	89.7	17.0	16.2	17.7
5	89.4	93.6	86.3	91.8	92.2	91.4	15.7	15.5	15.9
6	88.1	94.4	83.7	93.6	93.9	93.3	14.6	12.5	16.1
7	86.2	94.7	80.5	94.0	94.8	93.4	13.2	13.3	13.1
8	84.3	95.5	76.3	94.8	95.6	94.1	12.9	12.0	13.4
9	82.3	95.3	72.9	96.0	97.1	94.9	10.6	7.8	12.6
10	80.4	95.1	69.3	95.7	95.7	95.8	10.9	10.6	11.1

Notes: Labor force participation rate = the number of person in the labor force / the number of observations; Employment rate = the number of employed people / the number of people in the labor force; Turnover rate = the number of movers / the the number of observations.

노동시장에서의 선택에 있어 남녀 간 차이는 남녀 간 취업률 비교를 통해 더 두드러지게 나타난다. 〈Table 3〉의 두 번째 패널(열 4-6)은 남성과 여성의 경제활동참가율과 달리 남녀 모두 경제활동인구(취업자+실업자) 중 취업자의 비중은 잠재적 근속연수가 증가함에 따라 전반적으로 상승하는 모습을 나타냈다. 이는 여성의 경우 근속연수가 4년이 되는 시점부터 결혼, 출산, 육아 등으로 비경제활동인구로 편입되는 인구가 늘어나지만, 노동시장 참여자 중 근로 중인 인구 비중은 유사한데 기인한다.²²⁾ 이러한 여성의 상대적으로 높은 노동시장 이탈은 업무를 통한 학습과

22) 전체 여성 표본 중 약 22.2%가 노동시장 최초진입 이후 10년 이내에 한 명 이상의 자녀를 출산하였다.

인적자본 축적을 저해해 성별 임금 격차를 증가시키는 요인으로 작용하게 된다(Mortensen, 1988; Hirsch and Schnabel, 2012; Eryar and Tekg c, 2014).

〈Table 3〉의 마지막 패널(열 7-9)은 잠재적 근속연수 증가에 따른 청년층의 이직률 변화를 나타낸다. 우리나라 청년층 이직자의 비중은 노동시장 진입 초기에 잠재적 근속연수 증가와 함께 빠르게 늘어나다가 5년 차부터 점차 하락한다. 이는 평균 이직률이 나이 및 직장경력에 따라 감소한다는 대부분의 선행연구 결과와 일치하며, 청년층은 여타 연령층에 비해 이직의 기회비용은 상대적으로 낮은 반면 편익의 수혜 기간이 길어 적극적인 일자리 탐색에 대한 유인이 상대적으로 크기 때문이다(Parsons, 1975; Mincer, 1988). 성별 이직률을 살펴보면 잠재적 근속연수 증가에 따른 이직률은 남녀가 유사한 반면 전체 여성 중 이직자 비중은 남성보다 평균 1.9%p 높아 여성이 상대적으로 더 빈번하게 이직을 선택하는 것으로 보인다.

〈Table 4〉는 이직을 경험한 청년층의 이직 직전 종사상 지위와 이직 직후 종사상 지위를 전이행렬로 나타냈다. 청년층이 상용직에서 임시·일용직으로 전환한 비율은 약 12%에 그친 반면 임시·일용직의 상용직 전환 비중은 약 60%에 달해 상대적으로 많은 청년이 이직을 통해 종사상 지위가 개선되는 것으로 나타났다. 특히 이러한 변화는 여성 이직자보다 남성 이직자에게 더 두드러지게 관측된다. 여성의 경우 상용직에서 임시·일용직으로 이직하는 비율이 13.3%이고 임시·일용직에서 상용직으로 전환된 비율이 58.9%인 반면 남성은 10.5%가 상용직에서 임시·일용직으로, 62.6%가 임시·일용직에서 상용직으로 전환되었다. 이러한 남녀 간 차이는 여성이 남성보다 노동시장에서 상대적으로 열악한 위치에 있음으로써 발생할 수 있지만 남녀 간 선호의 이질성 등 자기 선택의 결과일 수도 있다(성효용·김민경, 2003; Del Bono and Vuri, 2011).²³⁾

23) Del Bono and Vuri(2011)는 여성은 가정생활과의 양립이 가능한 직장을 선호하므로 이직 선택 시 남성보다 임금, 종사상 지위 등에 대한 중요성을 상대적으로 낮게 평가하는 경향이 있음을 지적하였다. 이들의 연구에서는 여성 근로자의 경우 40.5%가 근무조건, 작업환경, 직장 내 인간관계, 가사부담, 건강 등의 이유로 상용직에서 임시·일용직으로 전환된 반면 남성은 동 비율이 21.7%인 것으로 나타났다.

〈Table 4〉 Transition matrix by employment status

		$t+1$					
		All		Male		Female	
		Irregular	Regular	Irregular	Regular	Irregular	Regular
t	Irregular	39.8%	60.2%	37.4%	62.6%	41.1%	58.9%
	Regular	12.2%	87.8%	10.5%	89.5%	13.3%	86.7%

〈Table 5〉의 첫 번째 열은 잠재적 근속연수에 따른 시간당 실질임금 수준을 보여 준다.²⁴⁾ 실질임금은 남녀 모두 노동시장 진입 후 최초 10년간 빠르게 상승하는 것으로 나타났다. 청년층의 최초 직장에서의 평균 임금수준은 1.11만원이며 10년 후에는 약 42.6% 상승한 1.59만원을 기록하였다. 성별 첫 평균 임금은 남성 1.23만원, 여성 1.01만원이며, 10년 후에는 남성은 약 45.8% 상승한 1.79만원, 여성은 약 36.6% 상승한 1.38만원을 나타냈다. 그 결과 첫 직장에서 약 82.4%이던 성별 임금 격차(여성의 시간당 임금/남성의 시간당 임금)는 10년간 빠르게 확대되면서 77.1%까지 하락하였다.

〈Table 5〉 Real wages by potential work experience

Work experience (years)	All (10,000 won)	Male (A, 10,000 won)	Female (B, 10,000 won)	B/A
1	1.11	1.23	1.01	82.4%
2	1.18	1.31	1.07	82.0%
3	1.22	1.35	1.10	81.4%
4	1.28	1.43	1.15	80.2%
5	1.32	1.48	1.18	79.7%
6	1.39	1.57	1.24	79.1%
7	1.43	1.63	1.28	78.6%
8	1.48	1.68	1.30	77.1%
9	1.54	1.76	1.33	75.1%
10	1.59	1.79	1.38	77.1%

〈Table 6〉은 근로자의 이직 여부에 따른 실질임금 상승률을 제시하고 있다. 최초

24) 본 연구에서는 일부 극단적인 임금 관측치가 전체 임금수준 및 상승률에 대한 과도한 영향을 통제하기 위해 상하 0.5%의 임금 관련 데이터를 분석 대상에서 제외하였다.

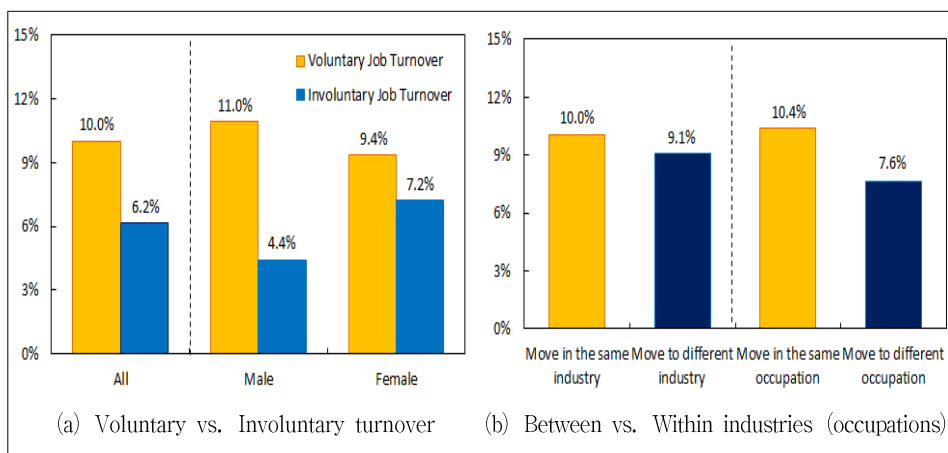
노동시장 진입 이후 10년간 청년층의 평균 시간당 임금 상승률은 6.7%로, 직장변동을 수반한 경우의 임금 상승률(9.6%)이 동일 직장 계속 근무 시 임금 상승률(6.1%)을 크게 상회한다. 이는 평균적으로 이직이 청년층의 임금에 긍정적으로 기여하고 있음을 보여 준 주요국의 선행연구 결과와 일치한다(Napari, 2009; Albrecht et al., 2018). 성별에 따른 임금 상승률을 살펴보면 남성은 여성보다 상대적으로 빠른 임금 상승을 경험하고 있으며, 이는 직장 내 및 직장간 임금 변동에서 모두 관측되었다. 특히 직장 내 임금 상승률(남성 6.3%, 여성 5.8%)에 비해 직장간 임금 상승률(남성 10.4%, 여성 9.2%)에 있어 남녀 간 격차가 더 크게 발생하였다.

〈Table 6〉 Real wage growth

	All	Male (A)	Female (B)	A-B
All	6.7%	7.0%	6.5%	0.6%
▪ Within job	6.1%	6.3%	5.8%	0.5%
▪ Between job	9.6%	10.4%	9.2%	1.2%

한편 직장 내 및 직장간 임금 상승률 차이 외에도 이직 동기, 이직의 산업 및 직종 변동 수반 여부 등에 따라서도 상당한 이질성이 관측되었다. 〈Figure 1〉은 이직 유형에 따른 임금 상승률 차이를 제시하고 있다. 패널 (a)는 이직 동기에 따른 평균 임금 상승률을 나타내는데, 자발적 이직 시 평균 임금 상승률은 10.0%로 non자발적 이직 시 임금 상승률(6.2%)을 큰 폭 상회한다. 이는 자발적 이직에 따른 보다 높은 질의 일자리와의 매칭 혹은 근로자와 일자리 간 높은 적합도를 반영하는 것으로 해석될 수 있는 반면, non자발적 이직의 경우 갑작스러운 일자리 상실에 따른 준비 부족 등으로 직전 직장보다 상대적으로 열악한 일자리와의 매칭 혹은 이직자의 생산성에 대한 부정적 신호로 인식되면서 발생했을 수 있다(Kletzer and Fairlie, 2003). 이러한 경향은 여성보다 남성 이직자에게서 더 두드러지게 나타난다. 남성 이직자의 자발적 이직 시 평균 임금 상승률은 11.0%로 여성 이직자의 임금 상승률 9.4%를 큰 폭 상회하지만 non자발적 이직 시 임금 상승률은 여성의 경우 7.2%로 남성(4.4%)보다 약 2.8%p 높은 것으로 나타났다.

〈Figure 1〉 Wage growth by type of job mobility



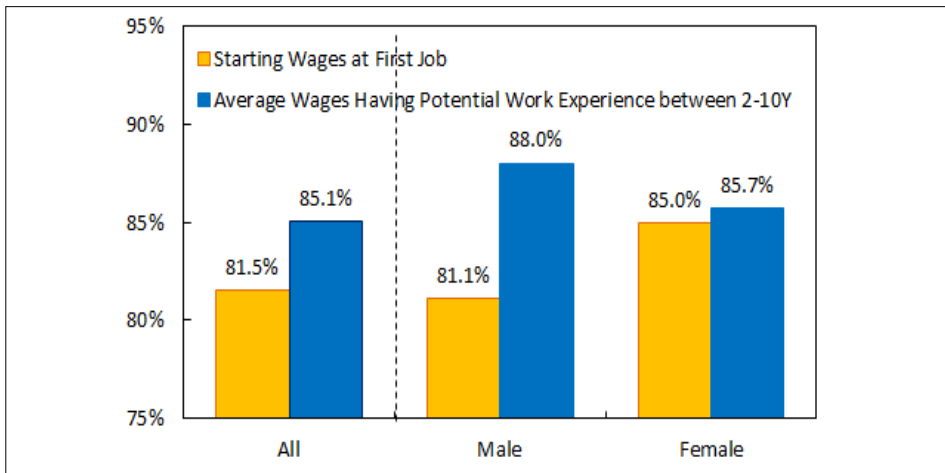
패널 (b)는 이직 시 산업 및 직종 변동 수반 여부에 따른 임금 상승률 차이를 보여준다. Lazear (2009)에 따르면 특정 산업 및 직종에서 축적된 기술들은 동 기술들을 비슷한 수준의 조합으로 요구하는 부문에서 더 유효하기 때문에 이러한 기술들은 산업 및 직종 고유의 인적자본이라 할 수 있음을 보였다.²⁵⁾ 이는 이직 시 직종 및 산업변동이 수반될 경우 일부 인적자본의 손실이 발생해 임금 상승률이 둔화될 가능성이 있음을 시사한다. 패널 (b)의 첫 두 개의 막대그래프는 이직 시 산업변동 발생 여부에 따른 임금 상승률을 나타내고 있다. 이직이 동일 산업 내에서 고용주를 바꾸는 형태로 진행되면 평균 임금 상승률은 10.0%인 반면 산업 변화가 수반되면 임금 상승률은 이보다 0.9%p 낮은 9.1%인 것으로 나타났다. 나머지 두 개의 막대그래프는 이직 시 직종 변동 발생 여부에 따른 임금 상승률을 나타내며 동일 직종 내 이직 시(10.4%) 임금 상승률이 직종 변동 수반 시(7.6%)보다 2.8%p 높은 것으로 나타났다.

마지막으로 〈Figure 2〉는 이직 무경험자의 시간당 평균 실질임금 대비 유경험자의 상대적 임금수준을 통해 이직 경험 여부에 따른 최초임금과 이후 10년간 임금수

25) 인적자본 및 직장 선택 이론에 따르면 근로자의 일반적인 인적자본은 다양한 기술들의 조합으로 구성되어 있으며 특정 일자리에서 요구되는 업무는 이러한 기술에 대해 서로 다른 가중치를 적용하여 구성되므로 이러한 보유중인 기술과 요구되는 기술의 적합도가 높은 일자리에서 상대적으로 높은 생산성을 보일 수 있다(Kambourov and Manovskii, 2009; Lise and Postel-Vinay, 2020; Violante, 2002).

준의 상대적 변화를 나타낸다. 노란색 막대그래프는 노동시장 이행 후 10년 내 이직을 경험해보지 않은 근로자의 첫 직장에서의 시간당 임금 대비 이직 경험 근로자의 첫 직장 임금의 상대적 비율을 나타내며, 파란색 막대그래프는 잠재적 근속연수가 2~10년 차인 근로자의 평균 임금을 사용한 비율을 나타낸다. 향후 10년 내 이직 경험자의 첫 직장에서의 임금은 이직 무경험자 임금의 81.5% 수준이지만, 이후 이직이 임금 격차를 축소하는 방향으로 작용하면서 잠재적 근속연수 2~10년 차 이직자의 평균 임금은 이직 무경험자의 임금 대비 85.1% 수준까지 상승하였다. 이는 상대적으로 임금이 낮은 근로자가 이직을 선택할 유인이 더 크며 이직을 통해 더 높은 임금을 보장하는 일자리로 이동함으로써 최초 노동시장 진입 당시 임금 격차를 점진적으로 줄여나가고 있음(catch-up)을 보여준다. 이는 임찬영(2017)이 제시한 대기업 근로자의 경우 높은 임금 및 고용 보호 수준으로 인해 이직에 따른 기회비용이 높아 이직 유인이 상대적으로 작다는 결과와 부합한다고 볼 수 있으며 이직이 최초 노동시장 진입 단계에서 발생한 임금 격차를 완화하는데 긍정적으로 기여한다고 해석할 수 있다. 이러한 청년층 이직의 임금 사다리 효과는 남녀 모두에서 나타나며 여성 근로자보다 남성 근로자들에게 있어 더 두드러지게 나타나고 있음을 확인할 수 있다.

〈Figure 2〉 The relative wage rate and wage growth by job mobility status



Note: The average wage of job movers is divided by that of stayers.

(Table 7) Estimation results: Wage-ladder through job turnover

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
D_{it}^{RJ}	0.031*** (0.009)	0.033** (0.011)	0.031*** (0.009)	0.032*** (0.009)	0.030*** (0.009)	0.027** (0.009)	0.031*** (0.009)
D_{it+1}^{RJ}			-0.001 (0.006)				
D_{it}^{Invol}	-0.034* (0.017)	-0.054* (0.022)	-0.034* (0.017)	-0.034* (0.017)			-0.034 (0.017)
D_{it}^{Ind}	-0.015 (0.011)	-0.015 (0.014)	-0.015 (0.011)	-0.015 (0.012)	-0.014 (0.011)	-0.015 (0.011)	-0.014 (0.011)
D_{it}^{occup}	-0.003 (0.008)	-0.004 (0.010)	-0.003 (0.008)	-0.002 (0.010)	-0.003 (0.008)	-0.003 (0.008)	-0.003 (0.008)
I_{it}^{RJ}	0.012** (0.004)	0.003 (0.012)	0.012** (0.004)	0.012** (0.005)		0.012** (0.004)	0.011* (0.004)
\exp_{it}	-0.013*** (0.004)	-0.001 (0.020)	-0.013*** (0.004)	-0.013*** (0.004)	-0.010** (0.003)	-0.013*** (0.004)	
\exp_{it}^2	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	0.001 (0.000)	
\exp_Occ_{it}				0.000 (0.001)			
\exp_Ind_{it}				-0.000 (0.002)			
pot_{it}							-0.011** (0.004)
pot_{it}^2							0.000 (0.000)
$ten_{k,it}$	0.004* (0.001)	0.004 (0.003)	0.004* (0.002)	0.004* (0.002)	0.001 (0.001)	0.004* (0.001)	0.003* (0.001)
gap_{it}^{Unemp}	0.003 (0.002)	0.018 (0.024)	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)	0.003 (0.002)	0.011*** (0.002)
$gap_{it}^{Non-parti}$	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.020)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.005* (0.002)
D_{it}^{OJT}	0.027* (0.012)	0.024 (0.014)	0.027* (0.012)	0.027* (0.012)	0.027* (0.012)	0.027* (0.012)	0.027* (0.012)
Num_{it}^{OJT}	-0.002 (0.003)	0.009 (0.009)	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)
D_{it}^{Born}	0.001 (0.007)	-0.004 (0.008)	0.001 (0.007)	0.001 (0.008)	0.001 (0.007)	0.001 (0.007)	0.001 (0.007)
$Child_{it}$	0.000 (0.007)	-0.001 (0.009)	0.000 (0.007)	0.000 (0.007)	0.000 (0.007)	0.000 (0.007)	0.001 (0.007)
$Child_{it}^N$	-0.002 (0.010)	-0.006 (0.015)	-0.002 (0.010)	-0.002 (0.010)	-0.002 (0.010)	-0.002 (0.010)	-0.001 (0.010)
Fixed Effects	×	○	×	×	×	×	×
Observations	14,324	14,324	14,324	14,324	14,324	14,324	14,324
R-squared	0.058	0.058	0.058	0.058	0.057	0.057	0.058

Notes: 1) Robust standard errors are reported in parenthesis.

2) All specifications control X_{it} , X_{is} , Z_i , and τ_i .

3) ***, **, * indicate statistical significance at the 0.1%, 1%, 5% levels, respectively.

2. 청년층 이직의 임금 사다리 효과

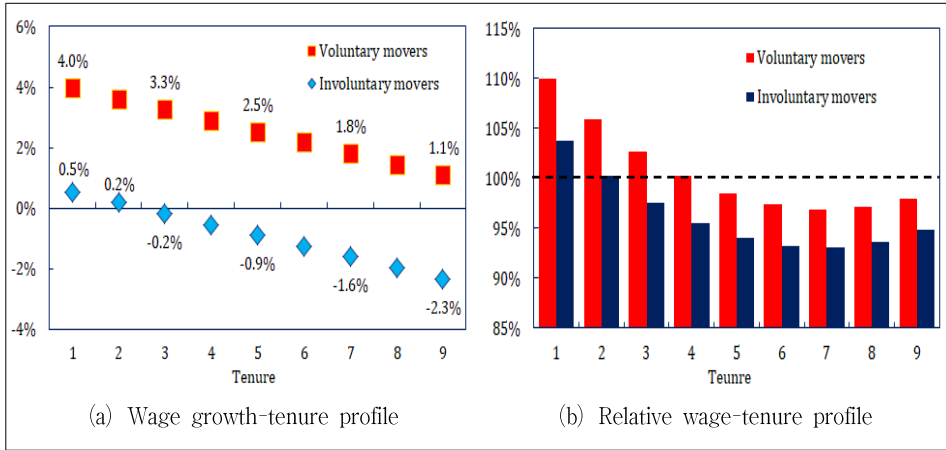
앞 절에서는 기초 데이터 분석을 통해 이직의 임금 사다리 효과를 살펴보았다. 이에 더해 <Table 7>은 청년층의 최초 노동시장 진입 후 10년간 이직이 임금 상승률에 미친 영향에 대한 실증분석 결과를 제시하고 있다. 열 1은 식 (1)을 최소자승법으로 추정한 결과이다. 이직 관련 주요변수들(D_{it}^{RJ} , D_{it}^{Invol} , I_{it}^{RJ} 및 $ten_{k,it}$)에 대한 계수 추정치가 모두 5% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이러한 결과를 통해 인구·사회학적 특성 및 직장 속성을 통제한 상태에서 이직이 청년층 임금에 미치는 영향에 대한 다음과 같은 시사점을 도출하였다.

첫째, 근로자의 자발적 이직이 새 직장에서의 받는 첫 임금을 상승시키는 정도는 직전 직장에서의 근속연수와 반비례하는 것으로 나타났다. <Figure 3(a)>의 적색 네모 표식은 자발적 이직 시 새 직장에서의 시간당 임금 상승률과 직전 직장에서의 근속연수 간 관계를 보여준다. 직전 직장에서 1년 근무 후 이직할 경우 이직 시점에서 시간당 실질임금이 평균적으로 4.0% 상승하는 것으로 추정되었다. 이러한 이직의 임금 상승효과는 직전 직장에서의 근속연수가 늘어남에 따라 줄어들어 직전 직장에서 10년 근속 후 이직할 경우 이직 후 처음으로 받게 되는 시간당 실질임금 상승률은 평균적으로 0.7%에 그치는 것으로 나타났다.²⁶⁾ 이러한 결과는 동일 직장에서 장기 근속할수록 개별기업 고유의 인적자본 손실로 인해 이직의 기회비용이 증가한다는 Jovanovic (1979)의 연구 결과와 부합한다.

둘째, non자발적 이직의 경우 직전 직장에서의 근속연수가 2년 이내일 경우 이직 시점에서의 시간당 임금이 소폭 상승하는 것으로 나타났으나, 2년을 초과하여 근무한 직장에서 non자발적으로 이직할 경우 근로자의 새 직장에서의 첫 임금은 직전 직장 근속연수가 늘어나면서 하락 폭이 커지는 것으로 추정되었다. <Figure 3(a)>의 청색 마름모 표식은 non자발적 이직 시 경험하는 새 직장에서의 시간당 임금 상승률

26) 자발적 이직시 경험하는 새 직장에서의 시간당 임금 상승률과 직전 직장에서의 근속연수 간 관계는 모형을 통해 추정된 D_{it}^{RJ} , I_{it}^{RJ} , $ten_{k,it}$ 의 계수를 사용해 도출하였다. 예를 들어 직전 직장에서 3년 근무 후 자발적으로 이직하는 경우 임금 상승률은 $337\%(0.0314(D_{it}^{RJ}=1) + 0.0120(I_{it}^{RJ}=1) - 0.0036(ten_{k,it}=3))$ 이다. 이처럼 이직 시점에서의 임금 상승률은 기존직장에서 근속연수와 반비례하는데 그 정도는 근속연수가 임금 상승률에 미치는 영향을 포착하는 $ten_{k,it}$ 계수의 추정치에 의해 좌우된다.

〈Figure 3〉 Wage growth-tenure profile and relative wage-tenure profile



Note: Relative wage implies the average wage of movers divided by the average wage of stayers.

과 직전 직장에서의 근속연수 간의 관계를 나타낸다. 직전 직장에서 근속연수가 2년 이내일 때는 non-voluntary로 이직하더라도 이직 후 첫 임금이 0.2~0.5% 상승하는 것으로 나타났다.²⁷⁾ 그러나 근속연수가 3년인 경우 새 직장에서의 첫 임금이 직전 직장 대비 약 0.2% 낮으며, 직전 직장에서의 근속연수가 늘어남에 따라 임금이 빠르게 하락해 근속연수가 10년일 경우 이직 시점에서 시간당 임금이 2.7% 하락하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 해고, 사업종료 등 non-voluntary 이직에 따른 미미한 임금 상승 혹은 임금 하락은 이직 준비 부족으로 상대적으로 열악한 일자리와 매칭될 확률이 높은 데다 non-voluntary로 이직했다는 사실 자체가 고용주가 해당 근로자의 생산성을 부정적으로 인식(stigma effect) 하는 방향으로 작용할 가능성이 크다는 점을 통해 설명될 수 있다(Ruhm, 1991; Kletzer and Fairlie, 2003).

셋째, 이직과 직장 내 임금 상승률 변화에 대해 살펴보면 이직 시 직전 직장에서의 근속연수가 4년 미만일 경우에는 평균적으로 새 직장에서 더 빠른 직장 내 임금 상승을 경험하는 반면 근속연수가 4년 이상일 경우에는 새 직장에서의 임금 상승률이 직전 직장 대비 낮은 것으로 나타났다. 추정된 I_{it}^{2J} 및 $ten_{k,it}$ 의 계수를 통해 직전 직장에서의 근속연수별 이직 후 직장 내 임금 상승률 변화를 확인한 결과 직전

27) 본 연구는 non-voluntary 이직 시 경험하는 새로운 일자리에서의 첫 임금과 voluntary 이직 시 경험하게 되는 임금 변동률 간의 격차를 D_{it}^{fvol} 의 계수 추정치($\psi_2 = -0.034$)를 통해 포착하였다.

일자리에서의 근속연수가 1년인 경우 직전 직장에 비해 이직 후 일자리에에서의 직장 내 임금 상승률이 0.8%p 높은 것으로 나타났으며, 이러한 이직으로 인한 편익은 직전 직장에서의 근속연수가 늘어남에 따라 점차 하락하면서 2년 및 3년 차가 되면 각각 0.5%p와 0.1%p로 축소되었다. 또한, 근속연수가 4년 이상일 경우에는 이직 후 직장 내 임금 상승률이 기존의 직장보다 하락해 근속연수가 4~10년인 경우 직장 내 임금 상승률이 직전 직장 대비 0.2~2.4%p 하락하는 것으로 나타났다.²⁸⁾

넷째, 이직이 직장 내 및 직장간 임금 상승을 통해 임금수준에 미치는 영향을 종합적으로 고려할 때 이직은 동일 기업 계속 근무자(非이직자) 보다 상대적으로 높은 수준의 시간당 임금을 받을 수 있게 해주는 임금 사다리로서의 역할을 수행할 수 있지만 이직이 임금 상승으로 이어지는지는 이직 동기의 자발성 및 직전 직장에서의 근속연수에 좌우된다. 〈Figure 3(b)〉는 최초 노동시장 진입 후 10년간 실업 혹은 비경제활동인구로의 편입 없이 근무한 근로자를 기준으로 해당 기간 중 한차례 이직(자발적 및 非자발적)에 따른 직장 내 및 직장간 임금 상승률의 변화로 받게 되는 10년 후 시간당 임금을 非이직자와 비교한 상대적 수준의 형태로 나타났다. 적색 및 곤색 막대그래프는 각각 非이직자와 비교한 자발적 이직자 및 非자발적 이직자의 노동시장 진입 후 10년 차에서의 상대적 시간당 임금을 나타낸다. 자발적 이직자의 경우 직전 직장에서의 근속연수가 5년 미만일 경우에는 이직이 10년 차에 더 높은 수준의 임금을 받을 수 있도록 해주는 임금 사다리로서의 역할을 수행하지만, 동일 직장에서의 5년 이상 근무한 근로자가 이직 시에는 非이직자보다 임금수준이 상대적으로 낮아지는 것으로 나타났다. 한편 非자발적 이직자는 이직이 직전 직장에서의 근속연수가 2년 이하인 경우에 한해서는 임금 사다리로서의 역할을 수행하는 반면 이보다 더 오랜 기간 동일 직장에서의 근무한 경우에는 非이직자에 비해 약 95% 내외 수준의 시간당 임금을 받게 되는 것으로 나타났다.

마지막으로 산업 및 직종 변동을 수반하는 이직이 시간당 임금 상승률에 미치는 영향을 살펴보면 추정된 D_{it}^{Ind} 와 D_{it}^{Occup} 계수의 부호가 모두 마이너스인 것으로 나

28) 동 결과는 I_{it}^{2J} 및 $ten_{k,it}$ 변수의 계수 추정치 0.0120 및 0.0036를 사용해 도출하였다. 예를 들어, 기업 A에서 2년(5년) 근무한 근로자가 기업 B로 이직 시 평균적으로 이직이 직장내 임금 상승률을 1.2%p 증가시키는 반면 동시에 기업 교유의 인적자본 손실로 인해 직장 내 임금 상승률을 0.72%p(1.8%p) 감소시킨다. 그러므로 해당 근로자는 이직을 통해 0.48%p(-0.60%p)의 직장 내 임금 상승률 증가(감소)를 경험하게 된다.

타나 직종·산업변동이 임금에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타나는 데 이러한 결과는 Addison and Portugal (1989)의 선행연구에서도 확인된다. 이는 산업·직종 변동을 수반하는 이직 시 시간당 임금 상승 폭이 그렇지 않은 경우에 비해 제한적임을 보여주는 〈Figure 1(b)〉와 부합하지만 해당 계수들은 10% 수준에서도 통계적으로 유의하지 않다. 이는 산업 및 직종 변동 수반 이직 시 발생하는 임금 변동의 대부분이 非자발적 이직 여부 및 산업·직종별 임금 상승률을 포착하는 더미변수를 통해 이미 설명된 결과 발생한 것으로 볼 수 있다.²⁹⁾ 즉, 산업 및 직종 변동의 발생 그 자체가 임금 상승률에 부정적인 영향을 주기보다는 이직의 非자발성 혹은 특정 산업·직종별 근로자의 인적자본에 대한 보상 차이가 임금 상승률 격차를 초래한다고 할 수 있다.

아울러 이직 여부와 관련된 변수 이외의 모형에 포함된 여타 변수들이 청년층의 임금에 미치는 영향에 대해 살펴보면 다음과 같은 결론들을 도출할 수 있다. 첫째, \exp_{it} 및 \exp_{it}^2 의 계수가 각각 양(+) 및 음(-)의 부호를 가지는 것으로 나타나 인적자본 형성의 한계생산성이 체감(임금수준과 노동시장 근무경력 간 오목성의 우상향 관계가 존재)한다는 Mortensen (1988)의 연구 결과와 부합한다. 둘째, 동일 기간의 업무 공백을 경험하더라도 업무 공백의 원인에 따라 임금에 미치는 영향이 상이할 수 있다. 추정 결과 실업(gap_{it}^{Unemp})으로 인한 업무 공백에 대한 계수는 양(+)의 부호를, 비경제활동인구로의 편입($gap_{it}^{Non-parti}$)으로 인한 업무 공백에 대한 계수는 음(-)의 부호를 가지지만 10% 수준에서 통계적으로 유의하지 않았다.³⁰⁾ 셋째, 직장 내 훈련 기회 제공(D_{it}^{OJT})은 유의한 임금 상승효과를 가지는 것으로 나타났으나 직장 내 훈련 이수 누적 횟수를 나타내는 변수(Num_{it}^{OJT})에 대한 계수 추정치는 통계적으로 유의하지 않아 OJT 이수가 임금에 대한 성장 효과를 가지지 않는 것으

29) 산업(직종) 변동을 수반하지 않는 이직중 1.7% (1.9%) 만이 非자발적 이직의 결과인 반면 산업 및 직종 변동을 수반하는 이직의 경우 11.3% (7.9%)가 非자발적 이직의 결과 발생한 것으로 확인된다.

30) 인적자본 이론에 따르면 실업으로 인한 업무 공백은 더 나은 직장을 찾기 위한 탐색의 결과 고용주와의 더 나은 매칭으로 이어져 직전 직장보다 더 높은 보상으로 이어질 가능성이 있지만, 비경제활동인구로의 편입으로 인한 업무 공백은 일반적인 인적자본의 형성을 위한 추가적 교육훈련의 목적을 제외하고는 인적자본의 손실로 이어져 생산성에 부정적 영향을 미칠 수 있다.

로 해석된다. 마지막으로 자녀가 임금에 미치는 영향(D_{it}^{Born} , $Child_{it}$ 및 $Child_{it}^N$)을 살펴보면 추정계수 모두 10% 수준에서 통계적으로 유의하지 않아 동 변수들이 전체 청년층의 평균적인 임금 상승률을 설명하는 데 기여하지 못하는 것으로 나타났다.³¹⁾

3. 성별에 따른 청년층 이직의 임금 사다리 효과

〈Table 8〉은 이직의 임금 사다리 효과에 성별 이질성이 존재하는지에 대한 추정 결과를 나타낸다. 열 1은 기본모형의 추정 결과이며, 열 2는 여성 더미(D_i^F) 및 이직 관련 변수들과 D_i^F 간 교차항을 추가 통제하였다. 열 3-4는 남성과 여성의 표본만을 각각 사용해 기본모형에 대한 추정치를 도출하였다. 추정 결과 남녀 간 임금 상승률 및 이직에 대한 보상에 있어 상당한 차이가 존재하는 것을 확인할 수 있으며, 이는 Albrecht et al. (2018)의 선행연구에서도 확인된 바 있다. 또한 여성 더미를 사용해 전체 표본을 모두 사용하여 성별에 따른 이질성을 도출한 추정치와 남녀 표본을 각각 사용하여 도출한 추정치와 비교한 결과 전체 표본을 사용하더라도 유사한 결론을 도출할 수 있음을 확인하였다. 다만, Goldin (2014)이 지적한 대로 추정된 직장 내 및 직장간 임금 변동률의 차이 전체가 남녀 간 임금차별을 나타내기보다 작업환경, 직장 분위기, 업무시간의 유연성 등 비금전적인 일자리 특성에 대한 남녀 선호의 이질성이 반영된 자발적인 선택의 결과를 일부 혹은 상당수 내포하고 있을 가능성이 있으므로 이에 대한 추가연구가 필요해 보인다.

31) 이직은 임금뿐만 아니라 근로시간의 변화를 가져올 수 있다. 이직이 근로시간에 미치는 영향을 분석하기 위해 식 (1)과 동일하지만 종속변수를 주간 근로시간(정규 및 초과 근무시간의 합계)의 변화로 설정한 모형을 사용하고 이직의 동기가 보다 유연한 근로환경을 추구(이직 사유로 육아·가사, 건강 및 근무조건·작업환경 불만을 선택한 경우)하는지 여부를 나타내는 더미 변수(D_{it}^{Flex}) 및 관련 지시함수(I_{it}^{Flex})를 설명변수로 추가하였다. 추정결과 임금 상승률을 종속변수인 모형의 경우 통계적으로 유의했던 D_{it}^{2J} , D_{it}^{Invol} , I_{it}^{2J} 및 $ten_{k,it}$ 변수의 계수 추정치들이 더는 유의하지 않았으며 새롭게 추가한 I_{it}^{Flex} 의 계수 추정치 또한 유의하지 않았다. 반면, D_{it}^{Flex} 의 계수 추정치는 -1.15로서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 즉, 유연한 근로환경을 선호하는 이직자의 경우 새 직장에서의 주간 근로시간이 평균 1.15시간 감소하는 반면 그 외에는 이직이 근로시간에 미치는 영향이 제한적이라고 할 수 있다. 이러한 추가적인 분석 결과는 요구 시 제공할 수 있다.

(Table 8) Estimation results: Wage-ladder effect of job turnover by gender

	(1) Baseline	(2) Gender gap	(3) Male	(4) Female
D_{it}^{PJ}	0.031*** (0.009)	0.049*** (0.013)	0.044** (0.014)	0.023* (0.011)
$D_{it}^{PJ} \times D_i^F$		-0.029* (0.014)		
D_{it}^{Invol}	-0.034* (0.017)	-0.073* (0.029)	-0.077* (0.030)	-0.010 (0.023)
$D_{it}^{Invol} \times D_i^F$		0.063 (0.036)		
D_i^F		-0.008* (0.004)		
D_{it}^{Ind}	-0.015 (0.011)	-0.030 (0.017)	-0.024 (0.018)	-0.009 (0.014)
$D_{it}^{Ind} \times D_i^F$		0.025 (0.021)		
D_{it}^{occup}	-0.003 (0.008)	0.003 (0.011)	0.001 (0.011)	-0.010 (0.013)
$D_{it}^{occup} \times D_i^F$		-0.013 (0.017)		
D_{it}^{Born}	0.001 (0.007)	0.014 (0.008)	0.011 (0.009)	-0.018 (0.012)
$D_{it}^{Born} \times D_i^F$		-0.033* (0.014)		
$Child_{it}$	0.000 (0.007)	-0.003 (0.008)	-0.003 (0.009)	0.004 (0.011)
$Child_{it} \times D_i^F$		0.008 (0.012)		
$Child_{it}^N$	-0.002 (0.010)	0.009 (0.011)	0.013 (0.011)	-0.013 (0.020)
$Child_{it}^N \times D_i^F$		-0.026 (0.022)		
Observations	14,324	14,324	6,572	7,752
R-squared	0.058	0.059	0.082	0.076

Notes: 1) Robust standard errors are reported in parenthesis.

2) All specifications control X_{it} , X_{is} , Z_i , and τ_i .

3) ***, **, * indicate statistical significance at the 0.1%, 1%, 5% levels, respectively.

열 2의 추정 결과를 중심으로 이직의 임금 사다리 효과의 남녀 간 차이와 관련한 주요 결과들을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 노동생산성과 밀접한 관계를 갖는 변수들을 통제 후 추정된 남성 대비 여성의 직장 내 임금 상승률 차이는 연간 0.8%p

로, 남성에 비해 여성의 임금 상승률이 유의하게 낮은 것으로 나타났다. 둘째, 근속연수가 동일한 남녀가 자발적으로 이직한 경우에도 기존직장에서 받던 시간당 임금 수준 대비 이직 후 직장에서 받는 첫 임금이 여성은 남성보다 유의하게 2.9%p 낮은 것으로 나타났다. 셋째, 남성은 非자발적으로 이직(D_{it}^{Invol}) 할 경우 임금이 7.3%p 하락하지만 여성은 1.0%p에 그쳐 이직 동기가 임금에 미치는 영향이 상대적으로 제한적인 것으로 나타났다.³²⁾ 이러한 남녀 간 非자발적 이직에 대한 보상 차이는 금재호(2013)의 선행연구 결과와 부합한다. 넷째, $D_{it}^{Born} \times D_i^f$ 의 계수 추정치가 음(-)의 값을 가지며 통계적으로 유의하지만, D_{it}^{Born} 의 계수 추정치는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나 최근 1년 내 출산 시 여성은 임금에 유의하게 부정적 영향을 받는 반면, 남성에게 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않다는 결과가 도출되었다. 마지막으로 산업 및 직종 변동을 수반하는 이직이 시간당 임금에 미치는 영향을 나타내는 변수의 계수들이 남녀 모두 10% 수준에서도 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

4. 강건성 분석 결과

〈Table 7〉의 열 2~7은 강건성 검증 결과이다. 검증 결과 모형의 추정법 변경, 일부 변수의 추가 및 제외, 대안 변수 사용을 통한 회귀분석을 실시하더라도 주요 변수에 대한 추정치 및 통계적 유의성에 미치는 영향이 대체로 미미하여 본 연구의 분석 결과가 강건한 것으로 나타났다. 예를 들어 기본모형을 포함한 6개의 식별모형 모두에서 D_{it}^{JJ} 의 계수는 0.027~0.033의 값을 가지며 0.1~1.0% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타난다. 또한 非자발적 이직은 자발적 이직자보다 임금을 약 3.4~5.4%p 낮추는 것으로 나타났다.

각 검증 방법별로 살펴보면 먼저 열 2는 기본모형인 식 (1)을 고정효과 방법을 사용해 추정한 결과를 제시하고 있다. 이를 통해 고정효과 추정치들이 기본모형과 매우 유사하다는 것을 확인할 수 있다. 또한 고정효과에 대한 F-검정 결과 개인별

32) $D_{it}^{Invol} \times D_i^f$ 의 계수가 양(+)의 부호를 가지고 10% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 그러므로 여타 변수들에 차이가 없을 경우 여성이 非자발적 이직을 하게 되면 임금이 $-1.0\%p = -7.3\%p(D_{it}^{Invol} = 1) + 6.3\%p(D_{it}^{Invol} \times D_{if} = 1)$ 하락에 그치는 것으로 확인된다.

로 이질적인 임금 상승 경로를 가지지 않는다(즉, 고정효과가 존재하지 않는다)는 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타나 고정효과의 존재가 통계적으로 유의하지 않음을 확인할 수 있다($F(3081, 10994) = 0.58$). 즉, 관측 가능 변수들로 인해 발생하는 차이가 개인별 상이한 임금 상승률의 대부분을 설명하며 이는 여타 관측이 불가능하거나 모형에서 고려하지 않은 개인별 특성으로 인한 지속적인 임금 상승률 격차가 발생하지 않는다는 것을 의미한다. 열 3은 미래 이직 여부를 나타내는 더미 변수(D_{it+1}^{J2J})를 기본모형에 추가하였을 경우 추정치를 나타내고 있다.³³⁾ 추정 결과 D_{it+1}^{J2J} 의 계수가 통계적으로 유의하지 않으며 동 변수 추가로 인한 여타 변수들에 대한 추정치의 크기 및 통계적 유의성 정도에 미치는 영향도 제한적이다.³⁴⁾ 열 4는 특정 산업 및 직종에서의 근속연수변수(\exp_Occ_{it} 및 \exp_Ind_{it})를 기본모형에 추가하여 도출한 추정치를 나타내고 있다. 추정결과 \exp_Occ_{it} 및 \exp_Ind_{it} 의 계수 추정치의 절대값이 상대적으로 작으며 통계적으로 유의하지 않을 뿐만 아니라 동 변수들의 추가가 여타 변수들에 대한 추정치에 미치는 영향이 제한적인 것으로 나타났다. 열 5-6는 기본모형에서 이직의 非자발성(D_{it}^{Invol}) 및 이직의 임금 상승 효과(I_{it}^{J2J}) 변수를 모두 제외한 경우와 D_{it}^{Invol} 변수만을 제외한 경우의 추정 결과를 나타낸다. 이러한 식별모형 변경에 따른 추정 결과의 차이를 통해 중요변수가 누락될 경우 나타날 수 있는 추정치의 편의 발생 여부를 확인할 수 있다. 마지막 열은 실제 업무경력 대신 잠재적 근속연수를 설명변수로 사용해 추정한 결과를 나타낸다. 이를 기본모형과 비교해 보면 이직이 임금수준 및 상승률에 미치는 영향을

33) 〈Table 7〉의 열 3은 이직자의 자기선택으로 인한 편의 발생 가능성에 대해 기본모형의 틀을 유지한 상태에서 특정 변수를 추가하여 강건성을 검증한 결과이다. 그러나 임금의 변화와 이직 선택 간 내생성 검증은 이러한 간접적인 방법 이외에 보다 직접적으로 종전 직장에서의 임금 변화 정도가 이직 결정에 미치는 영향을 살펴봄으로서도 가능하다. 즉, 시점 t 에서의 이직 선택 여부를 $t-1$ 기의 임금상승률이 설명할 수 있는지를 추가 검증해보았다. 그 결과 $t-1$ 기의 임금상승률에 대한 계수 추정치가 매우 작고 통계적으로 유의하지도 않아 이직의 자기선택으로 인한 편의 발생 가능성은 낮은 것으로 보인다. 이러한 추가적인 분석 결과는 요구 시 제공할 수 있다.

34) 예를 들어 한 근로자가 직전 직장에서 낮은 업무성과를 나타냄에 따라 해고당하게 되었고 이후 다른 직장에서 근무하게 된 경우를 가정해보자. 해당 근로자의 낮은 성과로 인해 직전 직장에서 상대적으로 낮은 임금 상승률을 보여왔다. 이 경우 만약 이직의 자발성 여부가 적절하게 통제되지 않을 경우 D_{it}^{J2J} 변수와 오차항간 내생성 문제($E(D_{it}^{J2J}, \varepsilon_{it}) \neq 0$)가 발생해 추정치에 편의가 발생할 수 있다.

포착하는 주요 변수들에 대한 계수 추정치들이 전반적으로 큰 차이를 보이지 않는 것을 확인할 수 있다.

VI. 결 론

최근 우리나라 노동시장에서는 청년층의 구직난과 기업의 구인난이 동시에 발생하는 인력수급 불균형이 커지고 있으며 이러한 불일치 및 노동시장으로의 이행 연기는 임금 격차 확대로 이어질 수 있기 때문에 대부분의 정책이 초기 단계에서 발생하는 불일치를 줄이는 데 집중되어 왔다. 그러나 청년간 임금 격차의 상당 부분은 직무를 통한 인적자본 축적과정에서 발생하기 때문에 노동시장 진입 초기 단계에서의 이직은 보다 적합한 경력 경로를 찾아가는 과정이며 빠른 인적자본의 축적을 통해 임금 격차 완화에 기여할 수 있을 여지가 있다.

이러한 점에서 본 연구는 2007년 청년 패널의 고정표본으로 선정된 청년층 근로자 3,608명을 추적하여 이들이 노동시장에 최초진입한 이후 이직을 통해 실제로 임금 상승효과가 발생했는지를 분석하였다. 실증분석 결과 우리나라 노동시장에서도 선진국과 마찬가지로 이직의 '임금 사다리 효과'가 존재하는 것으로 나타났다. 이직을 선택한 청년은 비슷한 인적자본을 보유한 非이직자에 비해 이직 시점에서 상대적으로 높은 임금 상승을 경험하고 이직 이후에도 임금상승률이 더 높아지는 것으로 분석되었다. 특히, 상대적으로 열악한 상황에 있는 근로자가 더 빈번하게 이직을 선택하는데, 이는 최초 입직 단계에서 발생한 임금 격차를 완화하는데 긍정적으로 작용하는 것으로 나타났다.

이러한 분석 결과는 다음과 같은 세 가지 시사점을 제공한다. 첫째, 최근 기업들의 수시·경력직 채용 비중 확대는 인적자본 축적을 촉진하고 한정된 노동자원을 보다 생산성이 높은 부문으로 배분되도록 도움으로써 경제 전반의 효율성을 높이는 데 이바지할 수 있을 것으로 보인다. 둘째, 정책적인 측면에서는 노동수급 불일치 해소 및 소득 불평등 완화를 위해 청년층에 대한 노동시장 진입 촉진 정책과 더불어 청년층 이직에 대한 충분한 정보 및 적절한 유인 제공 등의 정책을 보완적으로 실시할 필요가 있다. 셋째로 정부는 우리나라 노동시장 전반의 경직성을 완화하고 노동생산성을 높이기 위해 청년층 이직에 대한 사회 전반의 부정적 인식을 개선하고 기업이 근로자의 지속적인 인적자본 축적을 돕는 다양한 훈련 기회를 부여하도록 유

인을 제공할 필요가 있다.

마지막으로 본 연구가 노동 공급 측면에서 이직의 경제적 효과를 살펴본 만큼 추후 기업 패널데이터 등을 활용하여 노동 수요 측면에서 이직의 경제적 효과를 살펴본다면 보다 균형적인 관점에서 이직이 경제 전반에 미치는 영향을 살펴볼 수 있을 것으로 기대된다.

■ 참 고 문 헌

- 김혜원 · 최민식, “직장이동의 유형에 따른 단기임금 변화,” 『노동경제논집』, 제31권 제1호, 2008, pp. 29-57.
- (Translated in English) Kim, Hye-Won, and Minsik Choi, “Job Mobility and Short-run Wage Changes,” *Korean Journal of Labor Economics*, Vol. 31, No. 1, 2008년, pp. 29-57.
- 금재호, “청년의 고용불안과 재취업,” 『노동리뷰』, 2013, pp. 66-82.
- (Translated in English) Kuem, Jaeho, “Youth Employment Insecurity and Reemployment,” *Monthly Labor Review*, 2013, pp. 66-82.
- 문영만 · 홍장표, “청년 취업자의 기업규모별 이직 결정요인 및 임금효과,” 『산업노동연구』, 제23권 제2호, 2017, pp. 195-230.
- (Translated in English) Moon, Young-man, and Jang-Pyo Hong, “Youth Employees Turnover Determinants by Business Scale and Wage Effects,” *Korean Journal of Labor Studies*, Vol. 23, No. 2, 2017, pp. 195-230.
- 반정호 · 김경희 · 김경휘, “청년취업자의 노동이동 및 고용형태 전환에 영향을 미치는 요인에 관한 연구,” 『한국사회복지학』, 제57권 제3호, 2005, pp. 73-103.
- (Translated in English) Ban, Jung-Ho, Kyung-Hee Kim, and Kyung-Hui Kim, “A Study on Factors Affecting Youth Employee’s Labor Mobility and Employment Status Transition,” *Korean Journal of Social Welfare*, Vol. 57, No. 3, 2005, pp. 73-103.
- 성재민, “청년의 이직과 성과,” 『노동리뷰』, 2019, pp. 19-31.
- (Translated in English) Sung, Jaemin, “Youth Turnover and Job Performance,” *Korean Monthly Labor Review*, 2019, pp. 19-31.
- 성효용 · 김민경, “여성의 미취업탈출요인에 대한 연구: 성별비교를 중심으로,” 『여성연구』, 2003, pp. 117-148.
- (Translated in English) Sung, Hyoyong, and Minkyung Kim, “A Study on the

- Determinants of Leaving Non-Employment Among Women: Focused on the Comparision Between Genders,” *The Women’s Studies*, 2003, pp.117-148.
- 이병희, “재학 중 근로경험의 실태와 노동시장 성과,” 『노동경제논집』, 제26권 제1호, 2003, pp.1-22.
- (Translated in English) Lee, Byung Hee, “The Effects of In-School Work Experience on Subsequent Labor Market Outcomes,” *Korean Journal of Labour Economics*, Vol. 26, No. 1, 2003, pp.1-22.
- 임찬영, “직장이동행태의 시계열적 추이: 이중노동시장 검토를 중심으로,” 『Journal of The Korean Data Analysis Society』, 제19권 제6호, 2017, pp.3103-3119.
- (Translated in English) Lim, Chan-Young, “An Analysis of the Changes in Job Mobility in Korean Labor Markets : Double Labor Market Review,” *Journal of The Korean Data Analysis Society*, Vol. 19, No. 6, 2017, pp.3103-3119.
- 조동훈, “직장이동으로 인한 임금변동 패널분석,” 『응용경제』, 제21권 제3호, 2019, pp.161-182.
- (Translated in English) Cho, Donghun, “A Panel Analysis of the Effect on Wages of Job Turnover,” *Korea Review of Applied Economics*, Vol. 21, No. 3, 2019, pp.161-182.
- 황광훈, “청년층의 이직 결정요인 및 임금효과 분석,” 『직업능력개발연구』, 제22권 제1호, 2019, pp.137-172.
- (Translated in English) Hwang, Kwanghoon, “Determinants of Job Mobility and Wage Effects of Youth,” *Journal of Vocational Education & Training*, Vol. 22, No. 1, 2019, pp.137-172.
- Acemoglu, D., and J. S. Pischke, “The Structure of Wages and Investment in General Training,” *Journal of Political Economy*, Vol. 107, No. 3, 1999, pp.539-572.
- Addison, J. T., and P. Portugal, “Job Displacement, Relative Wage Changes, and Duration of Unemployment,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 7, No. 3, 1989, pp.281-302.
- Albrecht, J., M. A. Bronson, P. S. Thoursie, and S. Vroman, “The Career Dynamics of High-skilled Women and Men: Evidence from Sweden,” *European Economic Review*, Vol. 105, 2018, pp.83-102.
- Bartel, A. P., and G. J. Borjas, “Wage Growth and Job Turnover: An Empirical Analysis,” *Studies in Labor Markets*, University of Chicago Press, Chicago, 1981.
- Burdett, K., “A Theory of Employee Job Search and Quit Rates,” *American Economic Review*, Vol. 68, No. 1, 1978, pp.212-220.
- Burdett, K., C. Carrillo-Tudela, and M. G. Coles, “Human Capital Accumulation and Labor Market Equilibrium,” *International Economic Review*, Vol. 52, No. 3, 2011, pp.657-677.
- Del Bono, E., and D. Vuri, “Job Mobility and the Gender Wage Gap in Italy,” *Labour Economics*, Vol. 18, No. 1, 2011, pp.130-142.
- Dustmann, C., and C. Meghir, “Wages, Experience and Seniority,” *Review of Economic Studies*, Vol. 72, No. 1, 2005, pp.77-108.
- Eryar, D., and H. Tekgüç, “Gender Effect in Explaining Mobility Patterns in the Labor Market: A Case Study of Turkey,” *Developing Economies*, Vol. 52, No. 4, 2014, pp.322-350.
- Goldin, C., “A Grand Gender Convergence: Its Last Chapter,” *American Economic Review*,

- Vol. 104, No. 4, 2014, pp.1091-1119.
- Hirsch, B., and C. Schnabel, "Women Move Differently: Job Separations and Gender," *Journal of Labor Research*, Vol. 33, No. 4, 2012, pp.417-442.
- Jovanovic, B., "Job Matching and the Theory of Turnover," *Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 5, 1979, pp.972-990.
- Kambourov, G., and I. Manovskii, "Occupational Specificity of Human Capital," *International Economic Review*, Vol. 50, No. 1, 2009, pp.63-115.
- Kletzer, L. G., and R. W. Fairlie, "The Long-term Costs of Job Displacement for Young Adult Workers," *ILR Review*, Vol. 56, No. 4, 2003, pp.682-698.
- Lazear, E. P., "Firm-specific Human Capital: A Skill-weights Approach," *Journal of Political Economy*, Vol. 117, No. 5, 2009, pp.914-940.
- Light, A., and K. McGarry, "Job Change Patterns and the Wages of Young Men," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, No. 2, 1998, pp.276-286.
- Lise, J., and F. Postel-Vinay, "Multidimensional Skills, Sorting, and Human Capital Accumulation," *American Economic Review*, Vol. 110, No. 8, 2020, pp.2328-2376.
- Manning, A., and J. Swaffield, "The Gender Gap in Early Career Wage Growth," *Economic Journal*, Vol. 118, No. 530, 2008, pp.983-1024.
- Mincer, J., "Job Training, Wage growth, and Labour Turnover," NBER working papers, No.2690, 1988.
- Mortensen, D. T., "Wages, Separations, and Job Tenure: On-the-job Specific Training or Matching?" *Journal of Labor Economics*, Vol. 6, No. 4, 1988, pp.445-471.
- Napari, S., "Gender Differences in Early-career Wage Growth," *Labour Economics*, Vol. 16, No. 2, 2009, pp.140-148.
- Neal, D., "Industry-specific Human Capital: Evidence from Displaced Workers," *Journal of Labor Economics*, Vol. 13, No. 4, 1995, pp.653-677.
- Parent, D., "Industry-specific Capital and the Wage Profile: Evidence from the National Longitudinal Survey of Youth and the Panel Study of Income Dynamics," *Journal of Labor Economics*, Vol. 18, No. 2, 2000, pp.306-323.
- Parsons, D. O., "Models of Labor Market Turnover: A Theoretical and Empirical Survey," US Department of Labor, Office of Research, Office of the Assistant Secretary for Policy, Evaluation and Research, 1975.
- Ruhm, C. J., "Are Workers Permanently Scarred by Job Displacements?" *American Economic Review*, Vol. 81, No. 1, 1991, pp.319-324.
- Sullivan, P., "Empirical Evidence on Occupation and Industry Specific Human Capital," *Labour Economics*, Vol. 17, No. 3, 2010, pp.567-580.
- Topel, R. H., and M. P. Ward, "Job Mobility and the Careers of Young Men," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 2, 1992, pp.439-479.
- Violante, G. L., "Technological Acceleration, Skill Transferability, and the Rise in Residual Inequality," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 117, No. 1, 2002, pp.297-338.
- Von Wachter, T., and S. Bender, "In the Right Place at the Wrong Time: The Role of Firms

and Luck in Young Workers' Careers," *American Economic Review*, Vol. 96, No. 5, 2006, pp. 1679-1705.

Yamaguchi, S., "Job Search, Bargaining, and Wage Dynamics," *Journal of Labor Economics*, Vol. 28, No. 3, 2010, pp. 595-631.

〈별첨〉 주요 변수 관련 통계

〈Table A1〉 및 〈Table A2〉는 각각 근로자의 이직 횟수와 직전 조사에서 근무하던 직장을 그만두게 된 주된 이유를 보여주고 있다. 〈Table A1〉에 따르면 청년들은 노동시장 최초진입 이후 10년 동안 평균적으로 약 1.04회의 이직을 하는 것으로 나타났다. 청년들(잠재적 근속연수가 7년인 동시에 10년 이내인 경우로 제한)의 57%가 이직을 1차례 이상 경험하였으며 남성(51%)에 비해 여성(61%)이 높은 비중으로 이직을 경험하였다.³⁵⁾ 1회 이상 이직을 경험한 근로자 가운데 1회만 이직한 근로자의 비율이 가장 높게 나타났으며 4회 이상 이직한 경우는 약 6.9%인 것으로 나타났다. 〈Table A2〉에 따르면 전체 퇴사 사유 중 약 16.1%가 非자발적인 동기에 의한 것으로 나타났으며 남성(12.6%)에 비해 여성(18.0%)의 비중이 상대적으로 높았다. 또한, 남성 응답자는 금전적 보상, 적성 및 향후 커리어에 대한 불만을 이직의 주요 원인(남성 47.1%, 여성 34.4%)으로 응답한 반면 여성 응답자는 건강, 육아 및 직장 내 불화를 주된 사유로 제시하였다(남성 1.9%, 여성 9.9%).

종사상 지위에 따른 이직 경향을 추가적으로 살펴보면 전체 근로자중 직전 일자리가 상용직이었을 경우 이직을 선택하는 비중이 16.4%인 반면 임시직으로 종사한 근로자중 약 2.2배 높은 비중인 36.6%의 근로자가 이직을 선택한 것으로 나타났다.³⁶⁾ 이는 상용직과 비교할 때 임시직은 직장의 안정성, 근로조건, 임금 등이 상대적으로 열악해 직장탐색 유인이 보다 크고 탐색을 통해 현재의 일자리보다 더 나은 조건의 근로기회를 찾기가 용이하기 때문이라고 할 수 있다(Burdett et al., 2011; Jovanovic, 1979).

〈Table A3〉은 청년 근로자들이 속한 산업 및 직종 분포를 각각 11개 및 9개의 대분류로 나눈 결과가 요약되어 있다. 먼저 산업 분포를 살펴보면 제조업이 가장

35) 이직횟수는 잠재적 근속연수가 늘어날 경우 단조증가하는 특성을 보인다. 즉 이직 횟수는 노동시장에서의 경험과 밀접한 연관관계가 있어 청년들의 이직 경향을 확인하기 위해서는 이들이 노동시장에서 충분한 근로경험을 쌓을수 있는 기간을 대상으로 분석할 필요가 있다(예를 들어 3년의 잠재적 근속연수를 가진 근로자를 대상으로 할 경우 매년 이직을 하더라도 최대 달성가능한 이직 횟수는 2회로 제한된다). 그러므로 〈Table A1〉에서는 본 연구에서 사용한 표본중 잠재적 근속연수가 7년 이상인 동시에 10년 이하인 관측치로 분석대상을 제한하였다.

36) 성별로는 직전 일자리가 임시직이었던 근로자중 이직을 선택한 남녀 근로자는 각각 34.4%, 37.9%인 반면 상용직으로 근무하고 있었던 남성과 여성 근로자중 약 14.2%와 18.2%의 근로자가 이직을 선택한 것으로 나타났다.

높은 비중을 차지하고 있으며 보건·사회복지, 교육서비스업이 그 뒤를 이어 높은 비중을 차지하고 있다. 특히 남성은 제조업에서 상대적으로 높은 비중(29.7%)으로 근무하고 있는 반면 여성은 약 12.6%가 근무 중인 것으로 나타났다. 이와 달리 보건·사회복지 부문에서는 약 21.1%의 여성이 근무 중이지만 남성은 4.9%에 그치는 것으로 나타났다. 직종 분류의 경우 전체 청년 근로자중 경영·사무·금융·보험직에 종사하는 비중이 37.0%에 달했으며 연구·기술직(14.7%)과 교육·법률·사회복지·경찰·소방직·군인(14.6%)도 높은 비중을 차지했다. 남녀 모두 경영·사무·금융·보험직에서 가장 높은 비율로 종사하고 있으나 남성의 경우 상대적으로 연구·기술직에서, 여성의 경우 보건·의료직의 비중이 높았다.

〈Table A4〉는 잠재적 근속연수에 따른 상용직 비중 및 업무공백 발생 사유에 따른 누적 경력단절 기간을 나타내고 있다. 먼저 상용직 비중을 살펴보면 대체적으로 근속연수가 늘어나면서 근로자중 상용직 비중이 늘어나는 것으로 나타났다. 첫 직장에서는 19.5%의 청년이 임시·일용직으로 근무하는 반면 이후 10년이 지난 시점에서는 동 비율이 7.1%로 빠르게 하락하였다. 이러한 근속연수에 따른 상용직 비중의 변화는 성별과 무관하게 발생하고 있는 것으로 확인된다. 남성 및 여성의 첫 직장에서의 상용직 비중은 각각 83.9% 및 77.4%이며 10년 후에는 동 비율이 95.9% 및 90.1%로 증가하였다. 한편 잠재적 근속연수에 따른 누적 경력단절 기간의 경우, 먼저 실업으로 인한 경력단절 기간은 노동시장 진입후 10년 동안 평균 1.1년인 것으로 나타나며 동 수치에 대한 남녀간 차이는 제한적(잠재적 근속연수 10년차: 남성 1.1년, 여성 1.0년)인 것으로 확인된다. 전체 청년층의 비경제활동인구로 편입에 따른 경력단절 기간은 최초 노동시장 진입후 10년 동안 평균 1.8년인 것으로 나타나지만 그 이면에는 남녀간 상당한 이질성을 내포하고 있다. 남성은 최초 근로개시 이후 노동시장을 일시적으로 이탈해 있던 기간이 평균 1.2년인 반면 여성은 남성의 2배에 가까운 2.3년을 근로 및 구직과 무관하게 보내는 것으로 나타나 상대적으로 노동시장에 대한 결속(labor force attachment)이 낮은 것으로 확인된다.

〈Table A1〉 Frequency of job mobility

Cumulative job mobility	All	Male	Female
0	43.0%	49.1%	38.8%
1	26.8%	24.2%	28.6%
2	18.5%	16.5%	19.9%
3	7.8%	6.0%	8.9%
4	2.7%	2.6%	2.7%
≥5	1.3%	1.6%	1.1%
Total	100.0%	100.0%	100.0%
Average frequency of job mobility			
▪ All workers	1.04	0.94	1.11
▪ Frequency of job mobility ≥ 1	1.83	1.84	1.82

Note: This table is calculated based on employees whose potential work experience is between 7 and 10 years.

〈Table A2〉 Reasons for job mobility

	Reasons	All	Male	Female
Voluntary	Further study	2.7%	2.5%	2.8%
	Lack of fit to major	1.0%	1.2%	0.9%
	Lack of fit to ability	13.7%	14.5%	13.2%
	Lack of skills	0.7%	0.9%	0.6%
	Co-worker relationship	3.1%	3.0%	3.2%
	Compensation and benefits	12.6%	16.5%	10.2%
	Poor working conditions	23.4%	24.1%	22.9%
	Growth prospects	12.9%	16.1%	11.0%
	Starting a business	0.9%	1.6%	0.5%
	Health	3.9%	1.7%	5.2%
	Childcare and housework	3.0%	0.2%	4.7%
	Others	6.1%	5.1%	6.7%
Involuntary	Business closure and fire	9.7%	9.5%	9.7%
	Contract expiry	6.4%	3.1%	8.3%
Total		100.0%	100.0%	100.0%

〈Table A3〉 Distribution of youth employment by industry and type of occupation

	By industry				By occupation		
	All	Male	Female		All	Male	Female
Manufacturing	20.4%	29.7%	12.6%	Business and Administration	37.0%	34.0%	39.5%
Construction	3.1%	4.9%	1.6%	Science and Engineering	14.7%	22.6%	8.0%
Electricity, Gas, Water and Waste Services	9.8%	12.4%	7.6%	Teaching, Legal, Social and Armed Forces	14.6%	10.2%	18.3%
Wholesale and Retail trade	9.5%	9.3%	9.7%	Health	9.7%	2.9%	15.5%
Accommodation and Food Services	4.2%	3.5%	4.7%	Artistic, Cultural and Culinary Associate	4.7%	3.7%	5.5%
Financial, Insurance, Rental, Hiring & Real Estate Services	8.7%	8.4%	9.0%	Elementary	4.8%	4.1%	5.4%
Professional, Scientific and Technical Services	7.9%	8.4%	7.5%	Clerical Support and Service&Sales	7.7%	10.0%	5.7%
Education and Training	11.2%	5.4%	16.2%	Craft&Related Trades	6.0%	11.1%	1.7%
Public Administration and Safety	6.4%	7.7%	5.3%	Others	0.8%	1.4%	0.3%
Health Care and Social Assistance	13.6%	4.9%	21.1%				
Other Services	5.1%	5.6%	4.7%				

〈Table A4〉 Employment status and cumulative length of career breaks by
potential work experience

Work experience (years)	Percentage of regular employees			Cumulative length of career breaks (years)					
	All	Male	Female	Unemployment			Not in the labor force		
1	80.5	83.9	77.4	0.3	0.3	0.3	0.1	0.1	0.2
2	86.9	89.9	84.3	0.4	0.5	0.4	0.3	0.3	0.3
3	87.9	89.5	86.6	0.6	0.6	0.5	0.4	0.4	0.4
4	90.3	91.6	89.2	0.7	0.7	0.6	0.5	0.4	0.5
5	91.9	93.1	90.8	0.7	0.7	0.7	0.6	0.5	0.7
6	91.8	93.9	90.2	0.8	0.8	0.7	0.8	0.6	0.9
7	94.0	95.4	93.0	0.8	0.9	0.8	1.0	0.7	1.1
8	93.8	95.3	92.4	0.9	0.9	0.9	1.2	0.8	1.4
9	93.3	95.9	90.8	1.0	1.0	0.9	1.5	1.0	1.8
10	92.9	95.5	90.1	1.1	1.1	1.0	1.8	1.2	2.3

Can Job Turnover Help Young Korean Workers Climb the Wage Ladder?*

Taehee Oh** · Jangyoun Lee***

Abstract

This paper studies the effect of job turnover on wage growth for young Korean workers using the Youth Panel over the period of 2007-2019. Our empirical findings highlight that if a young employee whose work experience is less than three years moves a job voluntarily, the hourly wage increases by 3.3-4.0 percent, and the annual rate of wage growth increases by 0.1-0.8 percentage point (the so-called “wage-ladder effect”). These results imply that job turnover of young Korean employees not only alleviates labor market mismatch, but also contributes to improve human capital formation by helping them find more suitable jobs and boost their job performance.

Key Words: wage-ladder effect, job turnover, Youth Panel

JEL Classification: J6, J3

Received: July 14, 2022. Revised: Aug. 22, 2022. Accepted: Sept. 1, 2022.

* We are grateful to Youjin Han, Dae-il Kim, Hyuncheol Bryant Kim, Taehyun Ahn, Gye-Taek Oh, Si-Gyun Lee, Chanyoung Lee, Sang-ho Lee, Soohyon Kim, Kang-kook Lee, and the two anonymous referees for their helpful comments and constructive suggestions. We also thank conference and seminar participants at Korea Empirical Applied Microeconomics Conference 2022, Korean Employment Panel Study Conference 2022, and Chonam National University BK21 Seminar 2022 for insightful discussions and helpful advice. This work was supported by Incheon National University Research Grant in 2022. All errors and omissions are solely ours.

** First Author, Economist, Research Department, Bank of Korea, 67, Sejong-daero, Jung-gu, Seoul, 04514, Korea, Phone: +82-2-759-4431, e-mail: thoh@bok.or.kr

*** Corresponding Author, Assistant Professor, Department of Economics, Incheon National University, 119 Academy-ro, Yeonsu-gu, Incheon, 22012, Korea, Phone: +82-32-835-8534, e-mail: jylee22@inu.ac.kr