

정책자료
2018-05

노동시장 이행이 경력형성에 미치는 영향

성재민

목 차

요 약	i
제1장 머리말	1
제1절 연구의 필요성	1
제2절 연구의 구성	2
제2장 노동시장 이동 기초통계 분석 : 이직 실태와 임금인상 ...	4
제1절 연구의 구성	4
제2절 사업체 수준에서 본 입이직 규모	4
제3절 개인 수준에서 본 입이직 규모	13
제4절 직장 간 이동과 미취업을 경과하는 이동 규모 및 임금과의 관계	22
제5절 소 결	26
제3장 노동시장 초기 정착과정, 근속, 경험이 임금에 미치는 영향	28
제1절 연구의 필요성과 구성	28
제2절 분석방법에 대한 설명	29
제3절 분석 결과	32
제4절 초기 경험에 따른 일자리 특성 변화	39
제5절 소 결	44

제4장 이직은 매칭의 질을 개선하는가?	46
제1절 연구의 목적과 구성	46
제2절 연구방법과 데이터	47
1. 연구방법	47
2. 자료 설명	52
제3절 임금 수준에 대한 이원고정효과 추정 결과	54
제4절 대칭성 검토	56
제5절 임금 변화에 대한 매칭의 질 변화 기여 추정 결과	60
제6절 소결 및 시사점	63
 제5장 결론 및 시사점	 66
 참고문헌	 72

표 목 차

<표 2- 1> 사업체 수준에서 계산한 연간 증감 인원, 입직이직 인원수: 연도 간 유지사업체 기준	5
<표 2- 2> 사업체 수준에서 계산한 연간 증감 인원, 입직이직 인원수: 각 연도 초를 연간 연결했을 때 각 연도 어느 한쪽에라도 있었던 사업체 기준(유지 안 된 사업체 포함)	7
<표 2- 3> 사업체 수준에서 계산한 연간 증감률, 입직이직률: 연도 간 유지사업체 기준	8
<표 2- 4> 사업체 수준에서 계산한 연간 증감률, 입직이직률: 각 연도 초를 연간 연결했을 때 각 연도 초에 있었던 사업체 기준	9
<표 2- 5> 제조업 사업체 수준에서 계산한 연간 증감률, 입직이직률: 연도 간 유지사업체 기준	11
<표 2- 6> 도소매, 숙박음식점업 사업체 수준에서 계산한 연간 증감률, 입직이직률: 연도 간 유지사업체 기준	12
<표 2- 7> 고용보험으로 본 2013년 1월 1일 피보험자의 1년간 및 5년간(2017년 말까지) 총 상실횟수	13
<표 2- 8> 2013년 1월과 5년 뒤인 2017년 12월에도 피보험자로 있었던 사람들의 이직횟수	14
<표 2- 9> 2013년 1월 1일 남성 피보험자의 연령별 1년간 총 상실횟수	15
<표 2-10> 2013년 1월 1일 여성 피보험자의 연령별 1년간 총 상실횟수	16
<표 2-11> 2013년 1월 1일 남성 피보험자의 연령별 5년간 총 상실횟수	17

<표 2-12> 2013년 1월 1일 여성 피보험자의 연령별 5년간 총 상실횟수	18
<표 2-13> 2013년 1월과 2017년 12월을 연결하여 계산한 이직횟수별 개인 임금인상률(각 집단 개인 임금인상률의 중위값)과 각 집단별 2013년 중위실질임금: 남성	20
<표 2-14> 2013년 1월과 2017년 12월을 연결하여 계산한 이직횟수별 개인 임금인상률(각 집단 개인 임금인상률의 중위값)과 각 집단별 중위임금: 여성	21
<표 2-15> 이직자 중 경과기간별 이직 당시 대비 재취업 임금 증가율	25
<표 3- 1> 선형회귀분석 결과	33
<표 3- 2> 개인 미관찰 특성 통제 도구변수 모형	35
<표 3- 3> 개인-일자리 미관찰 특성 통제 도구변수 모형	37
<표 3- 4> Housman-Taylor 추정 결과	38
<표 3- 5> 초기 진입 경험별 업종 분포	40
<표 3- 6> 초기 진입 경험별 직업 분포	41
<표 3- 7> 초기 진입 경험별 비정규직 분포	42
<표 3- 8> 초기 진입 경험별 임금 수준	42
<표 3- 9> 초기 진입 경험별 사업체 규모	43
<표 4- 1> 임금의 분산 분해	55
<표 4- 2> 일자리 간 직접 이동자의 임금상승률(전체 5.9%)	57
<표 4- 3> 미취업 경과 이동자의 임금상승률(전체 0.13%)	58
<표 4- 4> 대칭성 검증-t값	59
<표 4- 5> 일자리 간 직접 이동자의 임금 변화에서 매칭효과 역할 추정을 위한 임금분해 결과	61
<표 4- 6> 일자리 간 직접 이동자의 임금 변화에서 매칭효과 역할 추정을 위한 임금분해 결과: 성별	62
<표 4- 7> 일자리 간 직접 이동자의 임금 변화에서 매칭효과 역할 추정을 위한 임금분해 결과: 연령대별	62

그림목차

- [그림 2-1] 전년 동월 대비 직장 간 이동, 피보험자, 미취업으로
이동의 증감률과 동행지수순환변동 추이 22
- [그림 2-2] 직장 간 이직: 같은 달 내 이직(분자는 이직자 수,
분모는 해당 월 피보험자 수) 23
- [그림 2-3] 매달 미취업으로 이동하는 규모: 분자는 이동자 수,
분모는 매월 1일 피보험자 수 25

요 약

전통적으로 우리나라 연구에서 이직은 근속에 비해 경력형성을 저해하는 행동으로 간주되어 왔으나, 이와 같은 기존 연구 전통으로는 우리나라에서 자발적 이직이 활발한 이유를 설명하기 어렵다. 또한, 우리나라에서 구직활동을 하는 청년들에 대한 전통적인 조언은 눈높이를 낮추라는 것이거나, 반대로 눈높이를 낮춰 비정규직이나 임금이 낮은 일자리에 취업할 경우 좋은 경력을 만들기 어려워지므로 더 나은 일자리를 기다리라는 것이었다. 이들 조언은 모두 당장 취업이나 좀 더 있다 취업이나의 차이만 있을 뿐 취업을 한 다음 경력형성에 대해서는 아무런 얘기도 해주지 않았다.

이와 같은 기존의 연구나 취업 관련 조언에서의 불충분함은 우리나라에서 이직이 의미하는 바가 무엇인지가 이직의 성과 측면에서 아직까지 연구되지 않았기 때문에 나타난다. 이 연구는 우리나라 이직 연구의 바로 이러한 부족을 조금이라도 메꾸고자 기획되었다. 이를 통해 근속이 유리할 수 있는 양질의 대기업 일자리나 공공부문 일자리는 한정된 상황에서 노동시장에서의 경력발전이 어떤 식으로 이루어지고 있는지, 여기서 이직이 어떤 역할을 하는지에 대한 대안적이고 정형화된 사실을 정립하고자 한다. 만약, 이 연구의 결과 우리나라에서 이직의 기능이 더 나은 일자리를 위한 탐색과정이자, 이를 통한 경력형성으로 기능한다면, 청년들에게도 눈높이를 낮춰 취업하느냐 더 나은 일자리를 기다릴 것이냐라는 이분화된 권고를 넘어 일단 취업해 전직 기회를 노리고 준비하라는 제3의 대안적 조언이 가능할 것이며, 인턴제와 근속장려금이 상징하듯 일단 취업시키는 것에 목표를 두는 일자리 정책이 아니라 경력관리에 도움이 되는 방향으로 일자리 정책이 방향을 전환해야 할 필요성을 제시하게 될 것이다.

연구의 결과를 장별로 정리하면, 먼저 제2장에서 우리나라는 입이직이 상당히 활발한 것으로 나타났다. 유지사업체를 대상으로 보더라도 고용 증가 기업은 2년 안에 고용된 사람들이 모두 교체될 정도의 입직이 발생하며, 감소 기업조차도 매년 40%에 육박하는 인원이 새로 취업하므로 2년 반이면 고용된 사람들이 모두 교체될 수 있는 높은 입직 규모를 보인다. 유지사업체도 크게 다르지 않아 3년이면 고용인원이 모두 교체될 수 있는 수준의 입직 규모를 보이는 것으로 나타났다.

입직 못지않게 이직도 활발하다. 다만, 고용 증가 사업체와 감소 사업체의 입직률 차이는 2013년 기준 $72.8-37.9=34.9\%$ 포인트인 반면, 이직률 차이는 $65.4-43.7=21.7\%$ 포인트로 상대적으로 작게 나타난다. 고용 증가 사업체와 감소 사업체 간 플로우 차이는 상대적으로 볼 때 입직에서 더 큰 차이가 나타난다는 의미이다. 경영 현장에서는 새로 뽑는 것만 줄여도 구조조정이 가능하다고 말하는 경우가 많은데, 이것이 바로 그런 현상의 반영일 것으로 보인다.

개인 수준에서 보아도 이직은 상당히 활발한 것으로 나타난다. 2013년 1월 피보험자를 5년 뒤까지 확인해보면 일자리가 유지된 사람은 1/3에 불과한 것으로 나타난다. 이직과 임금의 관계를 보면, 이직을 안 한 사람들은 임금 수준이 높아서 안 한 것으로 나타난다.

이직을 일자리 간 이직과 미취업을 경과하는 이직으로 나누어 분석해보면, 일자리 간 이직은 비교적 경기 민감도가 존재하는 것으로 기초통계상 나타난다. 예상 가능한 것처럼 이직은 15~24세에서 높고 40대로 갈수록 낮아지다가 그 이후 다시 증가하는 패턴을 보인다. 직장 간 이직은 젊은 연령대에서 상대적으로 활발하지만, 30대 중반이 넘으면 연령과 상관관계는 없는 것으로 나타난다. 일자리 간 이직은 임금성장과의 관계가 매우 뚜렷한 것으로 나타난다. 이직을 통해 임금이 성장하는 관계는 이직 후 6개월 이내의 취업에서는 뚜렷이 나타나나, 그 이후로는 강도가 크게 떨어진다. 또한, 이직 후 시간이 경과할수록 재취업에 성공하는 숫자도 점점 줄어드는 것으로

나타난다.

제3장에서는 노동시장 초기 진입단계 경험 차이와 근속, 노동시장 경험이 갖는 의미에 대해 분석해 보았다. 우리나라는 근속급이 강한 것으로 알려져 있으나, 실제로는 일부 대기업과 공공부문에 국한된 것이다. 실제 개인 특성과 개인-일자리 특성을 통제하고 나면 근속의 임금에 대한 영향력은 10년에 5% 내외로 축소되는 것으로 나타난다. 데이터에서는 관찰되지 않는 고임금 특성을 가진 사람들이 좋은 일자리에 자리 잡고, 일부 노조부문을 제외하면 치열한 경쟁의 결과 살아남은 사람들이 오랜 근속을 한 결과 나타난 현상이 근속에 따른 임금인상이라는 의미이다. 개인 및 개인-일자리 특성을 통제하고 나면 노동시장 경험이 임금에 훨씬 큰 영향력을 가지는 것으로 나타나게 된다. 일부 부문에 한정된 근속의 효과 때문에 우리나라에서 좀 더 보편적으로 역할을 하는 노동시장 경험의 경력 관리에서의 영향이 무시되어 온 셈이다.

초기 경력 측면에서의 추정 결과는 첫 일자리를 잘 잡기 위한 졸업 후 취업준비가 길게 지속될 경우 장기간의 임금에 손실을 가져올 가능성이 있는 것으로 나타났다. 반면 첫 일자리 진입 후 초기 단계에서 몇 차례의 이직 후 안정된 고용관계를 찾아가는 방식의 노동시장 경력형성은 장기적인 임금 페널티로 귀결되지 않는 것으로 나타났다. 그러나, 진입 후 8년간 안정된 일자리를 찾지 못하고 이직이 반복되면 장기적으로 상당한 임금 페널티로 귀결되는 것으로 나타났다.

제4장에서는 이직이 개인과 일자리 간 일자리 매칭의 질을 개선하는 효과가 있는지 분석 대상 범위를 넓혀 분석해 보고자 했다. 다시 말해 우리나라 노동시장에서 발생하는 직장 간 이직(job-to-job transition)이 개인과 일자리 간 매칭의 질(quality of job matching)을 향상시키는 효과가 있는지, 직장 간 이직을 통한 임금성장에서 이 요인이 차지하는 비중이 얼마나 되는지 분석하고자 하였다.

이를 위해 이 연구에서는 고용보험 데이터베이스에 대용량 이원 고정효과 모형(two-way fixed effect model)을 변형하여 적용하였

다. 변형 전에 먼저 통상적인 방식으로 개인의 임금을 개인 특성이 더 잘 설명하는지, 기업 특성이 더 잘 설명하는지 이원고정효과 모형 추정 후 분산 분해를 통해 분석해 본 결과 기존 해외 연구결과들과 비슷하게 임금 분산의 상당 부분이 개인 특성에 의해 설명되며, 기업 특성의 영향은 상대적으로 작게 나타났다. 기업 고정효과는 19%를 설명하며, 설명되지 않고 남은 부분은 11%인 것으로 나타났다.

일자리 이직에 따른 임금성장에서 매칭효과가 강하다면 대칭성이 약해야 한다. 기업별 평균 임금 기준으로 네 개 분위를 나눈 후 분위를 이동하는 근로자를 대상으로 분석해 보았다. 분석 결과를 보면, 전체 이동자 표본을 대상으로 한 1분위와 3분위 간 이동, 미취업 경과자 표본을 대상으로 한 1분위와 2분위 간 이동만 통계적으로 유의하지 않을 뿐 나머지는 대부분 10%보다 작은 수준에서 대칭성 가정을 기각하는 것으로 나타났다. 또 다른 특징은 1분위와 4분위 간 이동, 1분위와 3분위 간 이동을 제외한 나머지에서 미취업 경과 이동자 표본에 비해 일자리 간 직접 이동자 표본의 t값이 2배 이상 크다는 것이다. 즉, 일자리 간 직접 이동자에게서 대칭성이 발견되지 않는데, 그 정도는 미취업 경과 이동자에 비해 훨씬 크다는 의미이다. 미취업 경과 이동자는 1↔4, 1↔3 분위 이동자를 제외하면 대칭성이 직접 이동자에 비해 상대적으로 강하다는 의미가 되겠다.

매칭효과에 대한 직접적 검증도 수행하였는데, 분석 결과를 보면, 2014~2017년 사이 일자리 간 직접 이동자의 일자리 이직 전후 임금성장률은 13.6%인데, 이 중 설명변수 변화(연령, 연도, 성별, 연령×성별)로 설명되는 부분은 4.6%포인트, 기업 고정효과 변화로 설명되는 부분은 1.5%포인트, 매칭의 질 변화로 설명되는 부분은 8.6%포인트로 나타난다. 다시 말해 일자리 간 직접 이동을 통해 평균적으로 임금이 13.6% 올랐는데 그중 매칭의 질 개선이 기여한 바가 64%, 연령, 연도, 성별 등 개인의 특성이 기여한 바가 34%, 재직 기업 특성 변화(=재직 기업 변경에 따른 기업 고정효과 변화)가 기여한 바가 11%로 나타났다는 의미이다. 흔히 일자리가 바뀌어서 임금

이 오르면 더 좋은 기업, 이를테면 더 나은 대기업으로 이직해서 임금이 올랐다고 생각하지만, 실제 우리나라에서 보편적인 일자리 간 직접 이동에 따른 임금상승의 원인은 상당 부분 본인에게 더 잘 맞는, 그리고 이직 기업에게도 더 잘 맞는 전직에 성공한 결과 발생한 것이라는 의미가 되겠다.

이와 같은 결과는 일자리 간 직접 이동자의 임금 변화에서 근로자와 일자리의 매칭 개선이 차지하는 역할이 상당히 크다는 것을 의미한다. 임금 변화의 분산을 기준으로 보아도 잔차 분산의 역할이 가장 크긴 하지만(59%를 설명), 매칭의 질 개선 분산이 차지하는 비중도 38%로 그다음으로 높게 나타난다. 이는 기업 고정효과 변화 4%에 비하면 매우 큰 수치이다. 집단을 나누어 성별과 연령대별로 보면 여성과 청년에서 매칭의 질 개선 효과가 더 큰 것으로 나타났다.

이와 같은 결과는 우리나라의 이직, 특히 본 분석에서 대상으로 삼은 일자리 간 직접 이직의 경우 이직을 통해 개인과 일자리 간 매칭의 질이 개선되는 순기능을 발휘하고 있다는 의미가 된다. 이는 곧 그동안 이직보다는 근속이 중요하다는 통념에 도전하는 결과이며, 우리나라에서 이직이 활발한 이유를 이직의 성과 측면에서 일정하게 해명해주는 결과라 할 것이다. 이직이 매칭의 질 개선을 통해 노동시장의 효율적 운영에 도움이 된다는 것이 이 연구를 통해 일부 해명된 만큼, 향후 정책의 영역에서도 이직을 금기시할 필요는 없으며, 취약 계층의 일자리 정책이나 실업 대책에서 일회성 취업이 아니라 취업-이직-취업으로 이어지는 경력발전의 측면을 좀 더 고려하는 정책방향 설정상의 변화가 요청된다 하겠다.

양질의 일자리로 가는 출구가 좁아진 탓에 평균적인 관점에서 보면 첫 일자리부터 좋은 일자리로 들어가기란 매우 어려운 일이 되었다. 그렇다면, 제3장의 분석 결과는 졸업 후에도 길게 취업준비를 하기보다는 노동시장에서 일하면서 이직을 준비하는 방식의 진입 경로를 설계하는 것이 적어도 평균적 관점에서는 현명한 방법임을 보여준다. 대신 진입 초창기 몇 년을 지나서는 안정적인 고용관계를 형

성할 수 있어야 한다. 빈번한 입이직만 장기간 반복하게 되면 경력형성에 실패하면서 노동시장 성과도 낮아질 것임을 추정결과가 보여주기 때문이다. 더불어 이는 우리나라에서 근속의 임금에 대한 성과가 어디까지나 좋은 사람이 좋은 일자리에 들어간 결과이고 그나마도 치열한 생존경쟁을 거쳐 장기 근속으로 이어진 결과가 데이터상 나타난 것이므로, 신중한 이직을 늘 준비하고 고려하면서 노동시장 경험을 쌓아나가는 것이 평균적인 청년이 노동시장에 잘 적응해내는 방법임을 의미한다.

정책적으로도 청년에 대한 노동시장 정책은 일단 일자리에 밀어 넣고 근속하도록 유도하는 방향이 아니라, 들어간 일자리보다 더 나은 일자리로 한 단계 나아가는 이직을 도와주는, 즉 경력형성을 지원하는 방식으로 일정한 변화가 있어야 함을 보여준다. 이를테면, 청년내일채움공제는 근속 조건부로 지원된다는 점에서 본 연구 결과와 배치되는 운영구조를 가지고 있다. 최근 들어 1회의 이직을 허용하고 있기는 하다. 그러나 평균적인 청년의 노동시장 진입과정을 생각한다면 지속적으로 고용상태에 있도록 하는 것이 바람직하긴 해도 더 개선될 수 있는 이직기회라면 과감히 선택할 수 있도록, 중소기업 부문에만 있을 경우 2년 안에 고용된 동안만 지급하는 방식으로 좀 더 유연성을 발휘할 필요가 있을 것이다.

본 연구의 심화 분석은 청년의 이직경로를 대상으로 했으나 근속과 경험에 대한 평가는 진입 후 8년이 지난 사람들을 대상으로 한 것이다. 그러므로 남성 주력 경제활동연령대 노동시장에서 경력의 발전, 임금의 발전에 대한 일반적 평가라 할 수 있다. 제2장의 기초통계 분석에서 계속 근속자는 임금 수준이 높은 것으로 나타났으나, 이는 제3장의 근속-경험 간 관계에 대한 심화된 추정 결과에 따르면 좋은 사람이 좋은 직장을 만나 나타난 결과에 불과한 것으로, 보통 사람들의 노동시장 경력발전과는 무관한 일이다. 미취업 경과기간이 없거나 짧게 준비된 이직은 제2장의 기초통계 분석과 제3장의 근속-경험 간 심화 분석에서 보이는 것처럼 개인의 경력발전에서

중요한 의미를 지닐 수 있다. 다만, 이직이 빈번해서는 소기의 성과를 거둘 수 없다. 개인의 입장에서는 노동시장 경력을 지속하는 한 준비되고 신중한 이직을 늘 염두에 두어야 하고, 정부의 정책도 취업까지 지원하고 끝내는 것이 아니라 노동시장에서 취약한 사람들의 구직활동을 지원할 때에는 경력관리의 관점에서 접근할 필요가 있다. 취업했으니 대상자에서 벗어나는 것이 아니라 취업 사후 경력관리까지 정책의 영역으로 끌어들이는 정책의 변화가 필요하다는 의미이다. 또한, 근속장려금처럼 근로자를 사용하는 사람들의 관점에서 정책을 설계하는 것은 적절치 않을 수 있다. 신중한 이직은 개인의 경력발전을 위해 장려되어야 하는데 그런 이직을 막을 유인을 제공하기 때문이다.

제4장의 분석은 청년에 국한하는 것을 넘어 노동시장의 대부분 연령대에서 이직이 개인과 일자리 간 매칭을 개선하는 것으로 나타난다. 청년과 여성에서 이 효과는 더 큰 것으로 나타나며, 기존에 기업 간 이동으로 인한 임금인상은 주로 대기업 이직에 성공했기 때문일 것이라는 통념과 다른 결과를 보여준다. 이 연구의 분석 결과가 보여주는 향후의 정책과제는 어떻게 하면 취업 그 자체가 아니라 취업 후 경력발전까지 정책의 영역으로 포섭해 특히 취약 계층의 경력발전 설계를 도울 수 있을 것인지 고민하는 것이 필요하다는 것이다.

마지막으로, 이 연구에서 본격적으로 분석하지 않았지만 직장 간 직접 이직은 상당한 임금상승효과가 있으며, 미취업 기간을 짧게 둘수록 이직의 임금효과가 크다는 것을 발견하였다. 외국에서는 노동시장 건강성 지표의 하나로 직장 간 직접 이직의 이러한 임금효과를 반영해 직장 간 이직의 활발함을 주목하고 있다. 우리나라에서도 임금효과가 상당함을 확인한 만큼 직장 간 이직을 노동시장 지표화하는 후속과제를 생각해볼 필요가 있다. 본문에서 보았듯이 고용보험에서 직접적으로 지표화하기에는 제도 변화 등 불규칙한 요인이 있어 충분한 후속연구를 통해 불규칙 요인을 제거한 후에야 경기와의 연관성을 분석할 수 있을 것으로 보인다.

제 1 장 머리말

제1절 연구의 필요성

우리나라는 이직률이 OECD 회원국 중 상위권으로 알려져 있다. 높은 비정규직 비중으로 인해 이와 같은 현상이 나타날 수도 있지만, 자발적 이직 비중 또한 높아 이직이 노동시장에서 갖는 의미가 무엇인지 규명하는 연구가 요구돼 왔다.

전통적인 우리나라 연구뿐 아니라 일상적 인식에서 이직은 근속에 비해 경력형성을 저해하는 행동으로 간주되어 왔으나, 이와 같은 기존 연구 전통과 인식만으로는 우리나라에서 자발적 이직이 활발한 이유를 설명하기 어렵다. 또한, 우리나라에서 구직활동을 하는 청년들에 대한 전통적인 조언은 눈높이를 낮추라는 것이거나, 반대로 눈높이를 낮춰 비정규직이나 임금이 낮은 일자리에 취업할 경우 좋은 경력을 만들기 어려워지므로 더 나은 일자리를 기다리라는 것이었다. 이들 조언은 모두 당장 취업이나 좀 더 있다 취업이나의 차이만 있을 뿐 취업을 한 다음 경력형성에 대해서는 아무런 얘기도 해주지 않는다.

이와 같은 연구 기조와 현실에서 나타나는 불충분함은 우리나라에서 이직이 의미하는 바는 무엇인지가 이직의 성과 측면에서 아직까지 연구되지 않았기 때문에 나타난다. 우리나라에서 이직과 관련해 활발한 연구

가 있다면 이직 결정과정에 대한 연구이다.¹⁾ 불만을 참을 것이냐, 목소리를 낼 것이냐, 이직할 것이냐 정도로 요약될 수 있는 우리나라 이직 결정 연구는 대체로 근로조건이 불만족스러운 사람들에 의한 결정으로 결론지을 수 있을 것이다. 하지만, 그래서 또 다른 경력을 만들어내는 데에 이직이 도움이 되었는지에 대해서는 아직 충분한 연구가 쌓이지 않고 있다.

이 연구는 우리나라 이직 연구의 바로 이러한 부족을 조금이라도 메꾸고자 기획되었다. 이를 통해 근속이 유리할 수 있는 양질의 대기업 일자리나 공공부문 일자리는 한정된 상황에서 노동시장에서의 경력발전이 어떤 식으로 이루어지고 있는지, 여기서 이직이 어떤 역할을 하는지에 대한 대안적이고 정형화된 사실을 정립하고자 한다. 만약, 이 연구의 결과 우리나라에서 이직의 기능이 더 나은 일자리를 위한 탐색과정이자 이를 통한 경력형성으로 기능한다면, 청년들에게도 눈높이를 낮춰 취업하느냐 더 나은 일자리를 기다릴 것이냐라는 이분화된 권고를 넘어 일단 취업해 전직 기회를 노리고 준비하라는 제3의 대안적 조언이 가능할 것이며, 인턴제와 근속장려금이 상징하듯 일단 취업시켜 근속시키는 것에 목표를 두는 일자리 정책이 아니라 경력관리에 도움이 되는 방향으로 일자리 정책이 방향을 전환해야 할 필요성을 제시하게 될 것이다.

제2절 연구의 구성

이 연구에서는 우리나라 이직의 정형화된 사실이 무엇인지 기초통계를 통해 제시하고, 청년의 노동시장 진입 초기 이직의 성과를 분석하여 우리나라에서 이직의 성과가 무엇인지, 경력형성을 통해 임금상승에 기여하는지를 분석하며, 더 나아가 우리나라 노동시장 일반에서 이직의 성과가 무엇인지에 대한 분석 결과를 도출하고자 한다. 이를 통해 우리나라의 이직 실태를 보여주고, 높은 이직률의 원인을 파악하며, 이를 바탕으로

1) 이를테면, 최근 연구 중 지민웅(2016)과 그 논문 안에 인용된 참고문헌들이 이직결정요인을 연구한 좋은 예이다.

우리나라 실정에 좀 더 부합하는 정책 디자인과 개선점은 무엇인지 제안하고자 한다.

이를 위해 먼저 제2장에서는 이직 관련 기초통계를 정리한다. 사업체를 기준으로 고용이 증가하는 사업체, 고용이 안정적인 사업체, 고용이 감소하는 사업체에서 입이직 패턴이 어떻게 나타나는지 분석하는 것을 시작으로 개인의 이직이 얼마나 활발한지 분석하고자 한다. 이직을 일자리 간 이동(job-to-job transition)과 미취업을 경과하는 이직으로 나누어 이와 같은 이직이 얼마나 활발한지, 어떤 인구특성 집단에서 활발한지, 임금성장과의 관계는 어떤지 보여줌으로써 이직과 관련해 궁금했으나 아직까지 연구되지 않았던 의문들에 답하는 기본적 사실을 정립해 보여주고자 한다.

제3장에서는 노동시장 진입 초기 경험과 임금성장의 관계를 규명하고자 하였다. 이직과 임금성장의 관계는 노동시장 경험연구 전통에서 근속의 임금성과 연구와 맞닿아 있다. 이 장에서는 근속과 노동시장 경험의 임금성장에 대한 영향을 평가하는 추정 모형에 노동시장 진입 초기 경험 변수를 추가하는 확장된 모형을 이용하여 실증결과를 제시한다.

제4장에서는 노동시장 진입-정착 과정을 넘어 우리나라 노동시장 일반에서 이직의 의미가 무엇인지를 특히 일자리 간 직접 이동에 한정해 분석한다. 이직의 성과로 임금성장을 상정해 임금성장에 기여하는 요인을 개인효과, 기업효과로 분해하는 대용량 데이터 이원고정효과 모형을 변형하여 적용할 것이다. 이를 통해 기존에는 우리나라에서 연구된 바 없는 이직을 통한 일자리 매칭의 질 개선이 임금에 미치는 영향을 파악할 것이다.

제5장에서는 전체 연구 결과를 정리하고 시사점을 도출할 것이다.

제2장

노동시장 이동 기초통계 분석 : 이직 실태와 임금인상

제1절 연구의 구성

이 장에서는 우리나라 이직 관련 실태를 정리하고, 이직과 임금상승의 관계를 분석한다. 먼저 제2절에서는 사업체를 기준으로 고용이 증가하는 사업체, 고용이 안정적인 사업체, 고용이 감소하는 사업체에서 입이직 패턴이 어떻게 나타나는지 분석하며, 제3절에서는 개인의 이직이 얼마나 활발한지 분석하겠다. 제4절에서는 이직을 일자리 간 이동(job-to-job transition)과 미취업을 경과하는 이직으로 나누어 이와 같은 이직이 얼마나 활발한지, 어떤 인구특성 집단에서 활발한지, 임금성장과의 관계는 어떤지를 분석할 것이다.

제2절 사업체 수준에서 본 입이직 규모

사업체 수준에서 우리나라 입이직이 어느 정도 규모로 발생하고 있는지 확인하기 위해 각 연도 연초 기준으로 고용이 증가한 사업체, 고용이 유지된 사업체, 고용이 감소한 사업체로 구분해 입이직 수를 계산해 보았

다(표 2-1 참조). 이를테면, 2014년 증가사업체는 2014년 1월 1일과 2015년 1월 1일을 비교할 때 고용보험 피보험자 수가 증가한 사업체를 의미한다. 이런 사업체에서 고용이 증가한 총인원수는 89만 5,000여 명이었는데, 실제 그런 사업체로 2014년 연중 입직한 총입직자 수는 증가 인원수의 3배를 상회하는 300만 명이었고, 그중 2014년 안에 입직과 이직이 모두 발생한, 즉, 2014년 어느 시점에 이 사업체에 취업했으나 2014년이 지나가기 전에 이직한 사람을 제외한 ‘연도 내 입이직 제외한 입직자 수’는 200만 명인 것으로 나타났다.

〈표 2-1〉 사업체 수준에서 계산한 연간 증감 인원, 입직이직 인원수 : 연도 간 유지 사업체 기준

(단위 : 명)

	고용 증감	증가 수	입직 수	연도 내 입이직 제외한 입직 수	연도 내 입이직 제외한 이직 수	이직 수	감소 수
2013	증가사업체	895,957	2,940,215	1,968,278	1,093,989	2,065,926	654,117
	감소사업체		1,345,194	748,973	1,363,491	1,959,712	
	유지사업체		472,049	306,619	310,961	476,391	
2014	증가사업체	895,672	3,002,890	2,004,784	1,124,684	2,122,790	711,469
	감소사업체		1,397,034	784,737	1,449,749	2,062,046	
	유지사업체		493,677	321,792	325,825	497,710	
2015	증가사업체	917,905	3,105,435	2,053,460	1,158,233	2,210,208	726,924
	감소사업체		1,476,127	824,882	1,493,448	2,144,693	
	유지사업체		531,822	343,078	346,931	535,675	
2016	증가사업체	959,224	3,225,994	2,134,273	1,210,956	2,302,677	775,391
	감소사업체		1,557,378	850,264	1,573,952	2,281,066	
	유지사업체		567,858	361,257	368,979	575,580	

주 : 이를테면 2014년 수치는 2014년 1월 1일과 2015년 1월 1일 양쪽에 있었던 사업체의 고용 증감, 입이직을 계산한 것이다. 연중 생성 소멸된 사업체는 제외된 것이다. 증가 수는 이를테면 2014년 1월 1일과 2015년 1월 1일을 비교해 사업체 고용의 순 증가 인원수를 의미한다. 입직 수는 사업체의 총입직한 인원수, 연도 내 입이직 제외한 입직자 수는 이를테면 2014년 3월에 입사해 2014년 11월에 퇴사하는 식으로 한 개 연도 안에서 입직과 퇴사가 완성된 케이스를 제외한 입직자 수를 의미한다. 이직자 수도 동일한 방식으로 해석하면 된다. 감소 수는 이를테면 2014년 1월 1일과 2015년 1월 1일을 비교해 사업체의 고용이 순 감소한 숫자를 의미한다. 2014년 1월 1일에 100명, 2015년 1월 1일에 10명이라면 90명 감소한 것이다.

자료 : 「고용보험 DB」를 이용하여 필자 가공.

2014년 고용이 증가한 사업체에 2014년 중 취업한 사람 수는 300만 명이었는데 그중의 1/3인 100만 명은 2014년이 지나가기 전에 이직했다는 것이다. 2014년 고용이 증가한 사업체에서 발생한 총이직자 수는 210만 명이며, 연도 내 입이직 제외한 이직자 수는 110만 명으로 나타났다.

2014년에 고용이 감소한 사업체에서 순 감소한 고용보험 피보험자 수는 71만 명이었다. 그런데 고용이 감소하는 사업체에도 약 2배에 이르는 139만여 명이 2014년 중에 취업하였다. 대신 78만 명이 금세 떠난 것으로 나타난다. 고용 감소 기업에서 2014년에 이직한 총인원수는 200만 명이며, 연도 내 입이직을 제외하면 144만 명으로 줄어든다. 고용이 변하지 않은 사업체에도 2014년에 49만 명이 새로 취업하고 이직한 것으로 나타난다.

우리나라는 워낙 사업체의 생성소멸이 활발하므로, 유지사업체만이 아니라 어느 한 연도 초에만 있었던 사업체까지 포함했을 때는 수치 규모가 어떻게 달라지는지도 확인해 보았다. 이를테면, <표 2-2>의 2014년 수치는 2014년 1월 1일과 2015년 1월 1일 중 어느 한쪽에 있거나 양쪽에 다 있었던 사업체의 증감, 입이직 수 등을 계산한 것이다. 이렇게 하면 2014년 1월 1일의 피보험자 수와 2015년 1월 1일의 피보험자 수의 실제 차이를 정확히 보여줄 수 있는 반면에, 여전히 연중 생성과 소멸이 이루어진 사업체의 입이직 기여는 계산에 포함되지 않는 단점도 있다.

<표 2-2>를 보면 2014년 실제 증가 수는 유지사업체만을 대상으로 한 <표 2-1>에 비해 약 60만 명 정도 큰 157만여 명이 되며, 입직자 수는 약 90만 명가량 많은 390만여 명이 된다. 이직자 수는 이보다 작게 증가해서 증가 기업의 경우 약 20만 명, 감소사업체의 경우 약 60만 명가량 증가하는 것으로 나타난다.

따라서 생성된 사업체들에 의한 고용 증가는 60만 명 정도가 더 설명이 되지만, 입직 규모는 90만 명가량만 설명되는 셈이다. <표 2-1>의 분석대상인 연도 간 유지사업체의 입직 규모가 고용 증가 규모보다 약 세 배가량 컸다는 점을 상기해보자. 고용 증가에는 생성 사업체의 기여가 크지만, 입직 플로우 기여는 기존 사업체가 더 크다고 말할 수 있겠다. 이 점은 폐지된 사업체(감소사업체)에도 유사하게 적용되는 것으로 보인다. 2014년 기준으로 <표 2-1>과 <표 2-2>를 비교해보면, 감소사업체의 고

용 감소 수는 50만 명 정도 되지만, 총 이직에 기여한 것은 약 69만 명 정도인 것으로 보인다. 고용이 증가하거나 감소하는 사업체는 훨씬 많은 규모의 채용과 이직을 경험하게 되지만, 새로 생성되거나 경영이 악화돼 폐지에 이르게 된 사업체는 채용과 이직 규모가 상대적으로 볼 때 활발하지 않았다는 의미로 해석할 수 있겠다.

〈표 2-2〉 사업체 수준에서 계산한 연간 증감 인원, 입직이직 인원수 : 각 연도 초를 연간 연결했을 때 각 연도 어느 한쪽이라도 있었던 사업체 기준(유지 안 된 사업체 포함)

(단위: 명)

	고용 증감	증가 수	입직 수	연도 내 입이직 제외한 입직 수	연도 내 입이직 제외한 이직 수	이직 수	감소 수
2013	증가사업체	1,572,833	3,861,712	2,663,790	1,100,288	2,298,210	1,157,615
	감소사업체		1,496,797	765,328	1,847,826	2,579,295	
	유지사업체		472,049	306,619	310,961	476,391	
2014	증가사업체	1,577,708	3,937,324	2,706,718	1,132,491	2,363,097	1,218,519
	감소사업체		1,547,340	799,485	1,946,723	2,694,578	
	유지사업체		493,677	321,792	325,825	497,710	
2015	증가사업체	1,660,916	4,113,183	2,818,353	1,165,514	2,460,344	1,268,277
	감소사업체		1,637,403	842,647	2,021,165	2,815,921	
	유지사업체		531,822	343,078	346,931	535,675	
2016	증가사업체	1,683,987	4,223,248	2,881,250	1,220,036	2,562,034	1,333,573
	감소사업체		1,734,995	867,670	2,129,186	2,996,511	
	유지사업체		567,858	361,257	368,979	575,580	

주: 이를테면 2014년 수치는 2014년 1월 1일과 2015년 1월 1일 어느 한쪽에라도 있었던 사업체의 고용 증감, 입이직을 계산한 것이다. 연중 생성 소멸된 사업체는 제외된 숫자이다. 증가 수는 이를테면 2014년 1월 1일과 2015년 1월 1일을 비교해 사업체 고용의 순 증가 인원수를 의미한다. 입직 수는 사업체의 총입직 인원수, 연도 내 입이직 제외한 입직자 수는 이를테면 2014년 3월에 입사해 2014년 11월에 퇴사하는 식으로 한 개 연도 안에서 입직과 퇴사가 완성된 케이스를 제외한 입직자 수를 의미한다. 이직자 수도 동일한 방식으로 해석하면 된다. 감소 수는 이를테면 2014년 1월 1일과 2015년 1월 1일을 비교해 사업체의 고용이 순 감소한 숫자를 의미한다. 2014년 1월 1일에 100명, 2015년 1월 1일에 10명이라면 90명 감소한 것이다.

자료: 「고용보험 DB」를 이용하여 필자 가공.

8 노동시장 이행이 경력형성에 미치는 영향

〈표 2-3〉 사업체 수준에서 계산한 연간 증감률, 입직이직률 : 연도 간 유지사업체 기준

(단위: %)

	고용 증감	증가율	입직률	연도 내 입이직 제외한 입직률	연도 내 입이직 제외한 이직률	이직률	감소율
2013	증가사업체	17.3	56.8	38.0	21.1	39.9	18.4
	감소사업체		37.8	21.0	38.3	55.0	
	유지사업체		32.4	21.1	21.4	32.7	
2014	증가사업체	17.3	57.9	38.6	21.7	40.9	18.5
	감소사업체		36.3	20.4	37.6	53.5	
	유지사업체		32.2	21.0	21.3	32.5	
2015	증가사업체	17.9	60.6	40.1	22.6	43.1	17.4
	감소사업체		35.3	19.7	35.7	51.3	
	유지사업체		33.2	21.4	21.7	33.4	
2016	증가사업체	18.2	61.1	40.4	22.9	43.6	18.0
	감소사업체		36.2	19.8	36.6	53.1	
	유지사업체		33.4	21.2	21.7	33.8	
2013~2016	증가사업체	17.7	59.1	39.3	22.1	41.9	18.0
	감소사업체		36.3	20.2	37.0	53.2	
	유지사업체		32.8	21.2	21.5	33.1	

주: 연도 간 연결했을 때 양쪽 연도에 모두 있었던 사업체를 대상으로 계산한 입이직률. 분모는 양쪽 연도 초 고용인원의 합이며, 분자는 총입이직 인원수×2, 증감 수×2.

자료: 「고용보험 DB」를 이용하여 필자 가공.

다음으로 고용 규모와 대비해서 입이직 수가 어떤 규모인지 확인하기 위해 입이직률로 바꿔서 규모를 재시산해 보았다(표 2-3 참조). 관련 문헌의 전통에 따라 이때의 분모는 2014년의 경우 2014년 1월 1일 고용인원 수+2015년 1월 1일 고용인원 수이고, 분자는 입직률의 경우 2014년 총입직자 수×2이다.

2013~2016년간 평균으로 보면, 증가사업체는 고용규모가 17% 정도 증가했는데, 입직률은 59%, 이직률은 41%로 고용인원의 매년 60%가량

이 새로 취업한 사람이고 매년 40% 정도는 이직했다는 의미가 된다. 연도 내 뽑힌 후 연도 내 이직해 연도 간 고용인원 증감에 기여하지 않은 인원을 제외하면 입직률 39%에 이직률 22%인 것으로 나타난다.

감소기업의 입직도 36%로 고용인원의 1/3 이상이 한 해에 새롭게 고용된 사람이며, 이직률은 53%에 달해 고용인원의 절반 정도가 한 해에 그만둔 것으로 나타난다. 고용 유지사업체의 입직률은 감소사업체와 비슷하고, 이직률은 증가 사업체에 가까운 패턴을 보이는 것으로 나타났다. 이는 연도 내 입이직을 제외하면 더욱 그렇게 나타났다.

다음으로 <표 2-4>는 한쪽 연도에만 있는 사업체를 포함해서 다시 계산한 결과이다. 본질적 차이는 없으며, 다만 수치 절댓값은 커졌다. 2013

<표 2-4> 사업체 수준에서 계산한 연간 증감을, 입직이직률 : 각 연도 초를 연간 연결했을 때 각 연도 초에 있었던 사업체 기준

(단위:%)

	고용 증감	증가율	입직률	연도 내 입이직 제외한 입직률	연도 내 입이직 제외한 이직률	이직률	감소율
2013	증가사업체	28.5	70.1	48.3	20.0	41.7	30.4
	감소사업체		39.2	20.1	48.5	67.6	
	유지사업체		32.4	21.1	21.4	32.7	
2014	증가사업체	28.5	71.2	48.9	20.5	42.7	29.7
	감소사업체		37.7	19.5	47.4	65.6	
	유지사업체		32.2	21.0	21.3	32.5	
2015	증가사업체	30.2	74.9	51.3	21.2	44.8	28.5
	감소사업체		36.8	18.9	45.4	63.3	
	유지사업체		33.2	21.4	21.7	33.4	
2016	증가사업체	29.9	74.9	51.1	21.6	45.4	29.1
	감소사업체		37.9	19.0	46.5	65.5	
	유지사업체		33.4	21.2	21.7	33.8	
2013~2016	증가사업체	29.3	72.8	49.9	20.8	43.7	29.4
	감소사업체		37.9	19.3	46.9	65.4	
	유지사업체		32.8	21.2	21.5	33.1	

주: 연도 간 연결했을 때 양쪽 연도에 모두 있었던 사업체를 대상으로 계산한 입이직률. 분모는 양쪽 연도 초 고용인원의 합이며, 분자는 총입이직 인원수×2, 증감 수×2.

자료: 「고용보험 DB」를 이용하여 필자 가공.

~2016년간 증가 사업체는 고용인원이 30% 정도 증가했는데 입직은 매년 고용인원의 70%가 새로 뽑힌 사람이며 매년 고용인원의 40%는 그만둔 것으로 나타난다.

지금까지 분석한 것을 정리하면, 우리나라는 입이직이 상당히 활발한 것으로 나타난다. 유지사업체를 대상으로 보더라도 고용 증가 기업은 2년 안에 고용된 사람들이 모두 교체될 정도의 입직이 발생하며, 감소 기업조차도 매년 40%에 육박하는 인원이 새로 취업하므로 2년 반이면 고용된 사람들이 모두 교체될 수 있는 높은 입직 규모를 보인다. 유지사업체도 크게 다르지 않아 3년이면 고용인원이 모두 교체될 수 있는 수준의 입직 규모를 보이는 것으로 나타났다. 물론, 실제 모두 교체된다는 의미는 아니고, 입직과 이직의 규모가 그만큼 크다는 의미이다. 이와 관련해서는 개인의 이동을 다루는 다음 절에서 분석해 보겠다.

입직 못지않게 이직도 활발하다. 다만, <표 2-4>를 보면 고용 증가 사업체와 감소 사업체의 입직률 차이는 2013~2016년 기준 $72.8\% - 37.9\% = 34.9\%$ 포인트인 반면, 이직률 차이는 $65.4\% - 43.7\% = 21.7\%$ 포인트로 상대적으로 작게 나타난다. 고용 증가 사업체와 감소 사업체 간 플로우 차이는 상대적으로 볼 때 입직에서 더 큰 차이가 나타난다는 의미이다. 경영 현장에서는 새로 뽑는 것만 줄여도 고용을 줄일 수 있어 웬만해서는 특별한 구조조정이 필요없다고 하는데, 이것이 바로 그런 현상의 반영일 것으로 보인다.

다음으로는 제조업 사업체 중 현재 및 다음해 1월 1일에 모두 있었던 사업체들을 대상으로 계산한 결과이다(표 2-5 참조). 같은 기준으로 전(全) 업종을 대상으로 계산된 <표 2-3>과 비교해보면, 제조업의 경우 2013~2016년 평균 고용 증가사업체 기준 입직률이 43.8%로 전 업종 59.1%에 비해서는 낮게 나타나나, 제조업의 입직률도 상당한 수준을 보였다. 연도 내 입이직을 제외한 입직률을 보면 전 업종 39%에 비해 9%포인트 낮은 30%를 보였으나, 이 차이는 연도 내 입이직을 포함한 59.1% - 43.8% = 15.3%포인트 차이에 비하면 적은 것이다. 고용 유지사업체의 연도 내 입이직 제외한 이직률은 전 업종 21.5%에 비해 다소 낮은 17.1%를 보였으며, 연도 내 입이직을 포함한 이직률은 전 업종 33.1%, 제조업은 27.3%로 역시 낮게 나타난다. 입직보다는 이직에서 전 업종 대비 제조업

의 차이가 적게 나타난다.

전반적으로 제조업의 입직이 전 업종에 비해 낮으며, 그 수준은 입직에서 더욱 두드러지게 나타나는 셈이다. 그러나, 제조업의 총입직과 총이직 수준도 전체 고용인원의 30~40%는 1년 내에 바뀔 만큼 활발하다. 이외의 다른 특징은 전 업종을 대상으로 했을 때와 대동소이하다(표 2-5 참조). 제조업에서도 고용 증가사업체와 감소사업체의 차이는 이직보다 입직에서 훨씬 두드러지며(2013~2016년 평균 제조업 총입직 고용 증가사업체 43.8% 대 고용 감소사업체 24.4%로 19.4%포인트 차이, 총이직은 고용 증가사업체 28.4% 대 고용 감소사업체 39.9%로 11.5%포인트 차이), 고용 유지사업체의 입직률은 감소사업체와 유사하며, 이직률은 고용 증가사업체와 유사하게 나타났다.

〈표 2-5〉 제조업 사업체 수준에서 계산한 연간 증감률, 입직이직률 : 연도 간 유지사업체 기준

(단위 : %)

	고용 증감	증가율	입직률	연도 내 입이직 제외한 입직률	연도 내 입이직 제외한 이직률	이직률	감소율
2013	증가사업체	14.9	41.4	28.9	14.3	26.8	17.1
	감소사업체		26.8	14.8	31.2	43.2	
	유지사업체		26.8	16.7	16.9	27.1	
2014	증가사업체	15.3	42.2	29.6	14.4	27.0	16.7
	감소사업체		25.4	14.2	30.0	41.2	
	유지사업체		26.9	16.8	17.0	27.1	
2015	증가사업체	16.1	46.0	31.6	15.7	30.1	15.7
	감소사업체		22.9	13.0	27.6	37.5	
	유지사업체		26.9	16.9	17.2	27.3	
2016	증가사업체	16.7	46.3	32.1	15.9	30.1	15.9
	감소사업체		23.2	12.7	28.1	38.6	
	유지사업체		27.4	16.9	17.4	27.9	
2013~2016	증가사업체	15.7	43.8	30.5	15.0	28.4	16.3
	감소사업체		24.4	13.6	29.1	39.9	
	유지사업체		27.0	16.8	17.1	27.3	

주: 연도 간 연결했을 때 양쪽 연도에 모두 있었던 제조업 사업체를 대상으로 계산한 입이직률. 분모는 양쪽 연도 초 고용인원의 합이며, 분자는 총입이직 인원수 ×2, 증감 수×2.

자료: 「고용보험 DB」를 이용하여 필자 가공.

12 노동시장 이행이 경력형성에 미치는 영향

〈표 2-6〉 도소매, 숙박음식점업 사업체 수준에서 계산한 연간 증감률, 입직이직률 : 연도 간 유지사업체 기준

(단위:%)

	고용 증감	증가율	입직률	연도 내 입이직 제외한 입직률	연도 내 입이직 제외한 이직률	이직률	감소율
2013	증가사업체	24.5	75.6	48.9	24.5	51.2	24.8
	감소사업체		43.3	22.8	46.1	66.6	
	유지사업체		29.4	18.8	19.1	29.7	
2014	증가사업체	24.4	78.3	49.5	25.6	54.4	23.8
	감소사업체		42.9	22.8	45.0	65.1	
	유지사업체		30.0	19.0	19.4	30.3	
2015	증가사업체	26.1	82.2	51.2	25.5	56.5	24.7
	감소사업체		46.9	23.7	46.6	69.8	
	유지사업체		31.8	19.9	20.0	32.0	
2016	증가사업체	26.6	83.7	52.4	26.5	57.8	22.3
	감소사업체		48.2	23.7	44.9	69.4	
	유지사업체		33.4	20.3	20.6	33.7	
2013~2016	증가사업체	25.4	80.1	50.6	25.6	55.1	23.8
	감소사업체		45.6	23.3	45.7	67.9	
	유지사업체		31.3	19.6	19.8	31.6	

주: 연도 간 연결했을 때 양쪽 연도에 모두 있었던 도소매, 음식숙박업 사업체를 대상으로 계산한 입이직률. 분모는 양쪽 연도 초 고용인원의 합이며, 분자는 총입이직 인원수×2, 증감 수×2.

자료: 「고용보험 DB」를 이용하여 필자 가공.

〈표 2-6〉과 같이 도소매, 숙박음식점업에 한정해 보면 매우 활발한 증감률, 입이직률이 나타난다. 2013~2016년 평균 고용 증가사업체의 고용 증가율은 25.4%, 고용 감소사업체의 고용 감소율은 23.8%로 전 업종 17.7%, 18.0%에 비해 크게 활발하며, 입직률은 증가사업체 80.1%, 이직률은 감소사업체 67.9%로 전 업종 평균 각각 59.1%, 53.2%에 비해 매우 크게 나타났다.

이 점을 제외하면 나머지 패턴은 크게 다르지 않다. 증가사업체와 감소사업체 간 차이는 이직보다 입직에서 두드러지게 나타나며, 고용 유지사

업체의 입직률은 고용 감소사업체와 유사하고, 이직률은 고용 증가사업체에 상대적으로 더 가깝다. 다만, 그 가까운 정도는 <표 2-3>의 전 업종에 비하면 이 업종에서 훨씬 덜하다. 유지사업체는 증가사업체의 총 이직률보다 이직률이 상당히 낮고, 감소사업체의 총 입직률보다도 입직률이 낮다는 의미이다.

제3절 개인 수준에서 본 입이직 규모

이 절에서는 개인 수준에서 본 입이직 규모를 정리한다. 먼저 2013년 1월 1일 피보험자가 1년간 및 5년간 몇 회나 이직(상실)을 경험하는지 확인해 보았다(표 2-7 참조).

1년 뒤인 2014년 1월 1일에도 같은 직장을 다니고 있던 사람은 2013년 1월 1일 피보험자 중 71.9%로 나타났으며, 1회 이직한 것으로 나타나는 사람은 23.5%, 2회는 3.8% 등으로 나타난다. 이직 경험자는 28.1%이므로, 개인으로 볼 때 1/3에 채 못 미치는 사람들이 1회 이상 이직을 경험한 것으로 나타난다.

<표 2-7> 고용보험으로 본 2013년 1월 1일 피보험자의 1년간 및 5년간(2017년 말까지) 총 상실횟수

(단위: 명, %)

	1년		5년	
계속 다님	7,600,928	(71.9)	3,660,819	(34.6)
1회	2,486,204	(23.5)	3,225,026	(30.6)
2회	399,239	(3.8)	1,702,213	(16.1)
3회	67,158	(0.6)	934,436	(8.8)
4회	12,288	(0.1)	496,690	(4.7)
5회 이상	3,329	(0.0)	549,962	(5.2)
전 체	10,569,146	(100.0)	10,569,146	(100.0)

자료: 「고용보험 DB」를 이용하여 필자 계산.

14 노동시장 이행이 경력형성에 미치는 영향

5년 뒤인 2017년 말 기준으로 보면, 계속 같은 직장을 다닌 사람들은 2013년 1월 1일 피보험자 중 34.6%로 줄어든다. 대신 1회 이직한 사람은 30.6%로 증가하며, 2회 이직한 사람도 16.1%로 크게 증가한다. 3회 이상 이직한 사람도 18%대에 달하는 것으로 증가한다. <표 2-8>은 이를 2013년 1월과 2017년 12월 간의 연속 여부를 기준으로 구분하여 좀 더 상세하게 제시한 것이다.

다음 <표 2-9>에서는 1년 간 상실횟수를 남성 연령대별로 확인해 보았다. 20대 후반의 계속 다닌 비율이 79.7%로 가장 높은 가운데 30대도 77%대로 높은 비율을 보였고, 40대 초반부터 연령이 올라갈수록 계속 다닌 비율은 하락하는 것으로 나타난다. 15~24세의 비율은 65.8%로 50세 이상 고령층과 비슷한 수준으로 나타난다. 진입연령대와 은퇴연령대는 비슷한 수준의 활발한 이직 패턴을 보이며, 중핵연령대는 중핵연령대끼리 상대적으로 낮은 이직 패턴을 보이는 셈이다.

<표 2-8> 2013년 1월과 5년 뒤인 2017년 12월에도 피보험자로 있었던 사람들의 이직횟수

(단위: 명, %)

	2013년 1월에는 피보험자였으나 2017년 12월에는 피보험자 아닌 사람들의 5년간 상실횟수		2013년 1월과 2017년 12월에 피보험자인 자의 5년간 상실횟수		2013년 1월 피보험자의 5년간 상실횟수	
	명	(%)	명	(%)	명	(%)
계속 다님	-	(-)	3,660,819	(48.2)	3,660,819	(34.6)
1회	1,510,242	(50.8)	1,714,784	(22.6)	3,225,026	(30.5)
	(46.8)		(53.2)		(100.0)	
2회	703,886	(23.7)	998,327	(13.1)	1,702,213	(16.1)
	(41.4)		(58.6)		(100.0)	
3회	365,018	(12.3)	569,418	(7.5)	934,436	(8.8)
	(39.1)		(60.9)		(100.0)	
4회	187,326	(6.3)	309,364	(4.1)	496,690	(4.7)
	(37.7)		(62.3)		(100.0)	
5회	203,564	(6.9)	346,398	(4.6)	549,962	(5.2)
	(37.0)		(63.0)		(100.0)	
전 체	2,970,036	(100.0)	7,599,110	(100.0)	10,569,146	(100.0)
	(28.1)		(71.9)		(100.0)	

자료: 「고용보험 DB」를 이용하여 필자 계산.

〈표 2-9〉 2013년 1월 1일 남성 피보험자의 연령별 1년간 총 상실횟수

(단위: 명, %)

	계속 다님	1회	2회	3회	4회	5회 이상	전체
15~24세	380,967 (65.8)	161,197 (27.9)	30,948 (5.4)	4,959 (0.9)	708 (0.1)	108 (0.0)	578,887 (100.0)
25~29세	1,229,309 (79.7)	261,880 (17.0)	42,546 (2.8)	6,787 (0.4)	1,181 (0.1)	309 (0.0)	1,542,012 (100.0)
30~34세	945,363 (77.8)	223,129 (18.4)	38,076 (3.1)	6,681 (0.6)	1,291 (0.1)	348 (0.0)	1,214,888 (100.0)
35~39세	735,403 (77.2)	180,033 (18.9)	30,376 (3.2)	5,406 (0.6)	1,054 (0.1)	331 (0.0)	952,603 (100.0)
40~44세	521,623 (74.5)	147,490 (21.1)	25,216 (3.6)	4,692 (0.7)	996 (0.1)	331 (0.1)	700,348 (100.0)
45~49세	368,802 (72.9)	113,917 (22.5)	18,895 (3.7)	3,640 (0.7)	766 (0.2)	226 (0.0)	506,246 (100.0)
50~54세	269,022 (69.4)	98,161 (25.3)	16,449 (4.2)	2,979 (0.8)	705 (0.2)	213 (0.1)	387,529 (100.0)
55~59세	182,327 (66.3)	77,962 (28.3)	12,048 (4.4)	2,260 (0.8)	445 (0.2)	153 (0.1)	275,195 (100.0)
60세 이상	198,577 (62.7)	99,822 (31.5)	14,879 (4.7)	2,658 (0.8)	517 (0.2)	176 (0.1)	316,629 (100.0)
전체	4,831,393 (74.6)	1,363,591 (21.1)	229,433 (3.5)	40,062 (0.6)	7,663 (0.1)	2,195 (0.0)	6,474,337 (100.0)

주: 연령은 2013년 1월 기준.

자료: 「고용보험 DB」를 이용하여 필자 계산.

그러나 <표 2-10>에서 보듯이 여성은 남성과 다소 패턴이 다르다. 여성의 계속 다님 비율은 15~24세부터 35~39세에 이르기까지 변동 없이 거의 유지되는 패턴을 보인다. 15~24세의 경우에는 남성보다도 계속 다님 비율이 높게 나타나며, 나머지 연령대는 남성보다 낮은 계속 다님 비율을 보인다. 경력단절 현상이 존재하기 때문에 나타나는 현상일 것이다.

16 노동시장 이행이 경력형성에 미치는 영향

<표 2-10> 2013년 1월 1일 여성 피보험자의 연령별 1년간 총 상실횟수

(단위: 명, %)

	계속 다님	1회	2회	3회	4회	5회 이상	전체
15~24세	608,228 (68.1)	240,651 (27.0)	37,965 (4.3)	5,255 (0.6)	648 (0.1)	114 (0.0)	892,861 (100.0)
25~29세	499,478 (68.0)	203,691 (27.7)	27,138 (3.7)	3,774 (0.5)	515 (0.1)	146 (0.0)	734,742 (100.0)
30~34세	341,282 (68.2)	136,443 (27.3)	19,043 (3.8)	2,889 (0.6)	528 (0.1)	125 (0.0)	500,310 (100.0)
35~39세	347,212 (70.3)	123,810 (25.1)	18,874 (3.8)	3,081 (0.6)	512 (0.1)	124 (0.0)	493,613 (100.0)
40~44세	351,497 (69.6)	127,985 (25.3)	21,097 (4.2)	3,710 (0.7)	731 (0.1)	169 (0.0)	505,189 (100.0)
45~49세	261,665 (67.9)	103,804 (26.9)	16,415 (4.3)	2,926 (0.8)	531 (0.1)	126 (0.0)	385,467 (100.0)
50~54세	183,842 (64.4)	85,197 (29.9)	13,266 (4.7)	2,447 (0.9)	498 (0.2)	161 (0.1)	285,411 (100.0)
55~59세	103,689 (60.8)	55,659 (32.7)	8,955 (5.3)	1,665 (1.0)	376 (0.2)	102 (0.1)	170,446 (100.0)
60세 이상	72,626 (57.3)	45,366 (35.8)	7,051 (5.6)	1,348 (1.1)	286 (0.2)	67 (0.1)	126,744 (100.0)
전체	2,769,519 (67.6)	1,122,606 (27.4)	169,804 (4.2)	27,095 (0.7)	4,625 (0.1)	1,134 (0.0)	4,094,783 (100.0)

주: 연령은 2013년 1월 기준.

자료: 「고용보험 DB」를 이용하여 필자 계산.

<표 2-11>에서 5년간 계속 다님 비중을 보면, 남성 25~29세만 절반에 가까운 48.5%가 계속 다닌 것으로 나타나며, 그 이후 하락하는 모습을 보인다. 2013년 기준 45~49세는 5년 뒤에는 1/3 정도만이 같은 직장을 계속 다니는 것으로 나타난다. 2013년 기준 50대 후반은 5년 뒤에는 1/5만이 같은 직장을 계속 다닌 것으로 나타나며, 1회 이직은 35.7%, 2회 이상 이직은 40%를 상회하는 것으로 나타난다.

〈표 2-11〉 2013년 1월 1일 남성 피보험자의 연령별 5년간 총 상실횟수

(단위: 명, %)

	계속 다님	1회	2회	3회	4회	5회 이상	전체
15~24세	217,977 (37.7)	142,664 (24.6)	92,201 (15.9)	57,924 (10.0)	32,996 (5.7)	35,125 (6.1)	578,887 (100.0)
25~29세	747,584 (48.5)	384,913 (25.0)	197,921 (12.8)	104,056 (6.8)	53,136 (3.5)	54,402 (3.5)	1,542,012 (100.0)
30~34세	529,132 (43.6)	325,944 (26.8)	168,356 (13.9)	90,274 (7.4)	47,724 (3.9)	53,458 (4.4)	1,214,888 (100.0)
35~39세	377,970 (39.7)	279,306 (29.3)	138,520 (14.5)	72,564 (7.6)	38,286 (4.0)	45,957 (4.8)	952,603 (100.0)
40~44세	246,310 (35.2)	215,844 (30.8)	109,181 (15.6)	57,906 (8.3)	30,909 (4.4)	40,198 (5.7)	700,348 (100.0)
45~49세	162,111 (32.0)	164,023 (32.4)	82,394 (16.3)	43,857 (8.7)	23,581 (4.7)	30,280 (6.0)	506,246 (100.0)
50~54세	96,380 (24.9)	133,851 (34.5)	70,744 (18.3)	38,342 (9.9)	21,008 (5.4)	27,204 (7.0)	387,529 (100.0)
55~59세	55,605 (20.2)	98,186 (35.7)	53,176 (19.3)	29,768 (10.8)	16,603 (6.0)	21,857 (7.9)	275,195 (100.0)
60세 이상	53,984 (17.1)	127,523 (40.3)	59,592 (18.8)	32,684 (10.3)	18,771 (5.9)	24,075 (7.6)	316,629 (100.0)
전체	2,487,053 (38.4)	1,872,254 (28.9)	972,085 (15.0)	527,375 (8.2)	283,014 (4.4)	332,556 (5.1)	6,474,337 (100.0)

주: 연령은 2013년 1월 기준.

자료: 「고용보험 DB」를 이용하여 필자 계산.

〈표 2-12〉에서 보듯이, 남성과 달리 여성은 5년간 한 직장을 다니는 비중이 어느 연령대도 1/3을 넘어서지 못하는 것으로 나타나 높은 이직 수준을 보여준다. 20대 후반 이상 연령대에서는 대부분 연령대에서 계속 다님보다 1회 이직한 사람 비중이 더 높은 것으로 나타날 정도이다.

18 노동시장 이행이 경력형성에 미치는 영향

〈표 2-12〉 2013년 1월 1일 여성 피보험자의 연령별 5년간 총 상실횟수

(단위: 명, %)

	계속 다님	1회	2회	3회	4회	5회 이상	전체
15~24세	292,677 (32.8)	262,386 (29.4)	153,111 (17.2)	92,888 (10.4)	48,825 (5.5)	42,974 (4.8)	892,861 (100.0)
25~29세	213,425 (29.1)	258,100 (35.1)	133,376 (18.2)	69,382 (9.4)	32,884 (4.5)	27,575 (3.8)	734,742 (100.0)
30~34세	149,801 (29.9)	172,102 (34.4)	87,860 (17.6)	45,962 (9.2)	22,883 (4.6)	21,702 (4.3)	500,310 (100.0)
35~39세	157,584 (31.9)	156,659 (31.7)	83,187 (16.9)	46,349 (9.4)	24,535 (5.0)	25,299 (5.1)	493,613 (100.0)
40~44세	153,530 (30.4)	159,522 (31.6)	87,043 (17.2)	48,878 (9.7)	26,713 (5.3)	29,503 (5.8)	505,189 (100.0)
45~49세	103,765 (26.9)	129,415 (33.6)	69,367 (18.0)	38,269 (9.9)	20,923 (5.4)	23,728 (6.2)	385,467 100
50~54세	59,700 (20.9)	101,397 (35.5)	55,721 (19.5)	30,740 (10.8)	16,834 (5.9)	21,019 (7.4)	285,411 (100.0)
55~59세	27,133 (15.9)	62,390 (36.6)	34,552 (20.3)	19,980 (11.7)	11,573 (6.8)	14,818 (8.7)	170,446 (100.0)
60세 이상	16,142 (12.7)	50,793 (40.1)	25,907 (20.4)	14,610 (11.5)	8,504 (6.7)	10,788 (8.5)	126,744 (100.0)
전체	1,173,757 (28.7)	1,352,764 (33.0)	730,124 (17.8)	407,058 (9.9)	213,674 (5.2)	217,406 (5.3)	4,094,783 (100.0)

주: 연령은 2013년 1월 기준.

자료: 「고용보험 DB」를 이용하여 필자 계산.

다음으로는 5년 간 이직횟수별 임금인상률을 분석해 보았다(표 2-13, 2-14 참조). 연령은 앞서와 마찬가지로 2013년 1월 기준이며, 앞서와 다르게 임금인상률을 계산하기 위해 2013년 1월과 2017년 말에 모두 있었던 사람들만 대상으로 분석하였다. 앞에서는 2013년 1월 피보험자를 대상

으로 이직횟수를 계산하였다.

평균임금인상률이 아니라 인상률의 중위값을 계산하였다. 자료의 한계 상 5년간만 분석 대상으로 하기 때문에, 개인의 근로이력 중 계속 근속과 이직횟수의 임금에 대한 영향력을 보여주는 것은 아니다. 이 표는 어디까지나 2013년 1월부터 2017년 12월 사이 각 연령대별로 가지고 있는 일자리에서 개인의 이직횟수별 임금인상률을 보여주는 것일 뿐이다.

<표 2-13>에 나타난 남성의 결과를 보면, 이직을 안 한 사람은 이미 근로조건이 좋아 이직을 안 했을 것임을 보여준다. 잦은 이직을 경험한 사람들은 임금 수준이 낮은 경향이 있다. 그러나, 1회에서 2회 정도의 이직을 경험한 사람들의 임금 수준 자체는 계속 근속한 사람들보다 낮은 경향이 있으나, 30~34세까지는 인상률이 높은 경향이 있다. 첫 입직 시 근로조건이 높지 않아 불만족스럽다면 1~2회의 이직 노력은 근로조건 상황에서 의미 있는 시도일 가능성을 보여주는 것으로 해석될 수 있겠다. 그러나, 이직횟수가 그 정도를 초과해 잦아지면 인상률도 낮아진다. 잦은 이직은 근로자 개인에게 도움이 되지 않는다는 것을 보여주는 것일 수도 있으며, 잦은 이직을 한 사람들이 경험한 일자리가 이직이 잦을 수밖에 없도록 고용불안정이 심하고 임금도 낮은 일자리여서 나타나는 현상일 가능성도 있을 것이다.

35~39세를 넘어서면 이직은 더 이상 임금을 높여주지 못한다. 이 시점부터 탐색을 위한 이직이 아니라 주된 일자리에서 밀려나는 이직이 나타나기 시작해서 이와 같은 현상이 나타나는 것일 수 있다. 계속 다니는 사람과 1회 이상 이직자 간 임금상승률 격차는 50~54세로 갈수록 커지고, 60세를 넘으면 근속보다 이직에서 임금상승률이 높아진다. 50대가 되면 50대일 때 가지고 있는 일자리에서의 근속은 임금에 큰 의미가 없게 된다. 물론 이 표가 생애 주된 일자리에서의 계속 근속한 결과에 대해 말해주는 것은 아니다. 각 연령대 일자리의 중위임금이므로, 50대에 새롭게 취업한 일자리에서의 계속 근속이 포함되어 있기 때문이다. 50대 후반부터는 보유 일자리에서의 계속 근속여부는 큰 의미가 없으며, 60대부터는 계속 근속이 오히려 임금인상에 다소 불리한 것으로 나타난다.

20 노동시장 이행이 경력형성에 미치는 영향

〈표 2-13〉 2013년 1월과 2017년 12월을 연결하여 계산한 이직횟수별 개인 임금인상률(각 집단 개인 임금인상률의 중위값)과 각 집단별 2013년 중 위실질임금 : 남성

(단위: %, 만 원)

	계속 다님	1회	2회	3회	4회	5회 이상
15~24세	18.8	25.0	27.4	28.7	27.2	27.9
	400	259	203	188	177	171
25~29세	18.7	22.6	22.4	21.2	19.4	16.1
	427	308	260	242	229	218
30~34세	15.7	17.9	17.2	16.0	14.4	12.5
	437	327	288	269	256	243
35~39세	12.8	12.0	9.9	8.5	7.7	5.9
	432	353	319	297	280	256
40~44세	11.4	10.0	6.8	4.5	4.3	3.8
	376	322	306	287	271	249
45~49세	10.1	8.8	6.1	4.0	3.6	5.0
	317	279	269	255	245	227
55~54세	9.4	6.6	5.1	4.4	3.9	8.2
	238	231	222	213	207	190
50~59세	11.4	9.5	9.1	8.9	9.5	11.5
	168	173	168	164	163	157
60세 이상	14.6	16.8	16.4	17.7	17.4	17.1
	133	133	132	131	133	132

주: 2013년 1월 임금과 2017년 12월 임금 간 증가율. 연령은 2013년 1월 기준 연령. 임금은 소비자물가지수를 이용해 실질화하였음. 표에서 각 셀의 위는 인상률, 아래는 중위임금값임.

자료: 「고용보험 DB」를 이용하여 필자 계산.

〈표 2-14〉에서 보듯이, 여성도 대체로 고령층을 제외하면 계속 근속자가 이직경험자에 비해 임금 수준이 높은 경향이 있으나, 인상률은 계속 근속자와 1회 이직자가 거의 유사한 경향이 있다. 15~24세의 경우 임금 수준은 이직할수록 낮으나, 임금성장률은 이직횟수와 무관한 것으로 나

타난다. 30대 초반까지 진입연령대에서 남성의 경우 1회 이직자 임금상승률이 계속 근속자보다 높게 나타났던 것과는 차이가 있다.

〈표 2-14〉 2013년 1월과 2017년 12월을 연결하여 계산한 이직횟수별 개인 임금인상률(각 집단 개인 임금인상률의 중위값)과 각 집단별 중위임금 : 여성
(단위: %, 만 원)

	계속 다님	1회	2회	3회	4회	5회 이상
15~24세	20.4	20.6	20.6	20.8	20.8	22.0
	303	205	176	166	159	152
25~29세	19.1	19.0	17.9	17.0	14.9	12.9
	271	214	199	192	187	182
30~34세	18.6	19.2	16.8	16.3	14.5	12.3
	239	194	185	179	175	174
35~39세	20.5	21.6	19.0	17.7	17.4	14.0
	181	160	155	153	150	153
40~44세	20.8	20.5	17.5	16.9	16.5	14.2
	163	152	149	146	144	143
45~49세	19.8	18.6	16.8	15.3	14.9	12.2
	154	146	142	140	137	135
50~54세	18.8	18.8	16.8	15.6	15.4	15.3
	139	133	132	128	124	119
55~59세	17.8	19.0	17.3	16.9	16.9	16.5
	122	118	116	114	111	105
60세 이상	18.2	19.3	19.1	19.3	18.0	17.2
	102	97	95	93	91	92

주: 2013년 1월 임금과 2017년 12월 임금 간 증가율. 연령은 2013년 1월 기준 연령. 임금은 소비자물가지수를 이용해 실질화하였음. 표에서 각 셀의 위는 인상률, 아래는 중위임금값임.

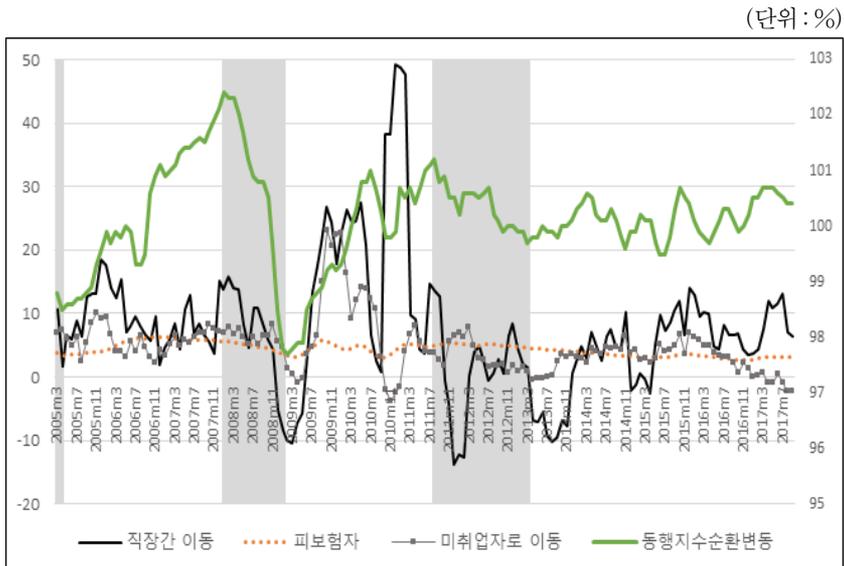
자료: 「고용보험 DB」를 이용하여 필자 계산.

제4절 직장 간 이동과 미취업을 경과하는 이동 규모 및 임금과의 관계

다음으로 직장 간 이동(job-to-job transition)의 월별 추세를 정리하였다. 이하에서 직장 간 이동은 다음과 같이 정의된다. 매월 1일 피보험자 스톱자료를 만든 후 다음 달 1월과 결합해 대표 일자리가 변경된 경우 직장 간 이동으로 본다.

한 명이 여러 일자리를 가진 경우가 간혹 있어 대표 일자리를 정의하였는데, 이하의 정의에서 대표 일자리는 근속이 가장 긴 일자리이다. 이 연구는 일자리 간 이동에 주요 관심이 있지만, 일용직 일자리의 이동보다는 좀 더 안정적인 일자리 간 이동에 관심이 있으므로, 대표 일자리를 근

(그림 2-1) 전년 동기 대비 직장 간 이동, 피보험자, 미취업으로 이동의 증감률과 동행지수순환변동 추이



주: 전년 동기 대비 증감률. 좌측은 증감률, 우측은 경기지수. 음영은 경기둔화기.
 자료: 「고용보험 DB」를 이용하여 필자 계산.

속 기준으로 정의하였다. 미취업으로의 이동은 다음과 같이 정의하였다. 다음 달 1일과 결합했을 때 해당 개인이 아예 결합되지 않으면, 즉 다음 달 1일에는 어느 기업에서도 피보험자가 아닌 경우 미취업 이동으로 정의하였다.

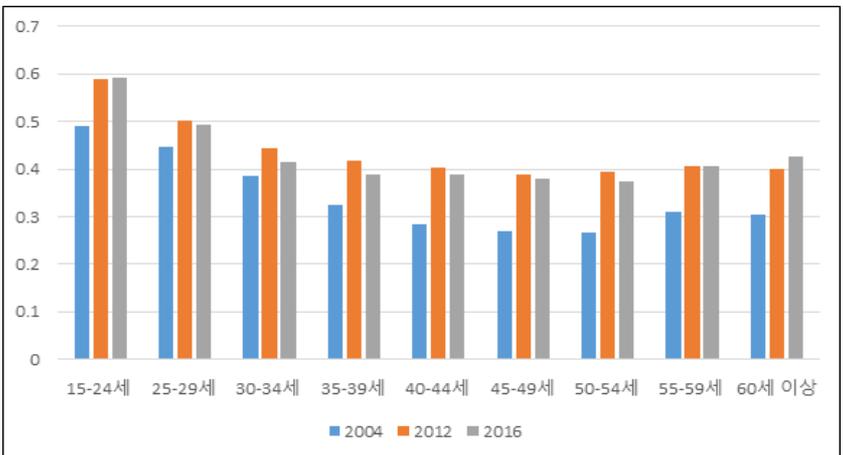
[그림 2-1]에서 2010년 8~9월의 기이한 변동은 제도적 이유로 발생한 것으로 보이며, 이로 인한 기저변동인 2011년 8~9월의 큰 하락을 제외하고 보면 대체로 경기 둔화기에 직장 간 이동 증가율은 뚜렷이 우하향하는 모습을 보이며, 경기가 상승함에 따라 다시 빠르게 직장 간 이동률이 회복되는 모습이 나타난다.

미취업으로의 이동은 상대적으로 진폭이 더 작고 경기가 둔화할 때 완만하게 우하향하는 모습이 나타나나 그림만 보아서는 일자리 간 이동에 비해 경기와의 관련성이 좀 더 약할 것으로 보인다.

다음으로 월별 직장 간 이동의 연령별 수준을 보았다(그림 2-2 참조). 인접한 두 달을 연결할 때 양 시점에서 모두 취업되어 있으나 직장이 바뀐 경우를 월별 직장 간 이동으로 정의하였다. 대체로 15~24세>25~29세>30~34세 순으로 직장 간 이직률이 높았으며, 이후 연령대는 거의 동일한 수준의 직장 간 이직률을 보인다. 월별 이동자 비중이므로, 1년간

(그림 2-2) 직장 간 이직 : 같은 달 내 이직(분자는 이직자 수, 분모는 해당 월 피보험자 수)

(단위: %)



자료: 「고용보험 DB」를 이용하여 필자 계산.

누적된다고 보면 대략 연간 일자리 간 이동자 비중은 2016년 기준 15~24세 약 7% 정도(0.6×12 개월)가 월간 직장 간 이동으로 일자리를 변경하고 있는 것으로 나타나며, 25~29세는 약 6%, 나머지 연령대는 4.8% 내외가 월간 직장 이동으로 일자리를 1년간 변경하고 있다고 볼 수 있겠다.

[그림 2-3]에서 직장 간 이동이 아니라 매달 취업 → 미취업으로 빠져 나가는 비중을 보면 2016년에 15~24세가 100% 넘는 수준의 연간 이동 규모를 보인다($9\% \times 12$ 개월). 25~29세는 50% 정도로 연간 미취업 이동 규모가 감소하며, 30~54세까지는 대략 연간 36% 정도로 큰 차이가 없고, 다시 55~59세, 60세 이상에서는 미취업 이동 규모가 증가한다. 55~59세는 25~29세와 유사한 수준을 보이나, 최근에는 25~29세가 55~59세보다 더 높은 미취업으로의 이동률을 보이고 있다. 청년의 높은 이동률이 아마도 직업 탐색과정 중에 일자리 이직과 관련이 있다면, 55세 이상의 미취업 이동률이 높은 것은 은퇴연령대 특성을 반영하는 것으로 보인다.

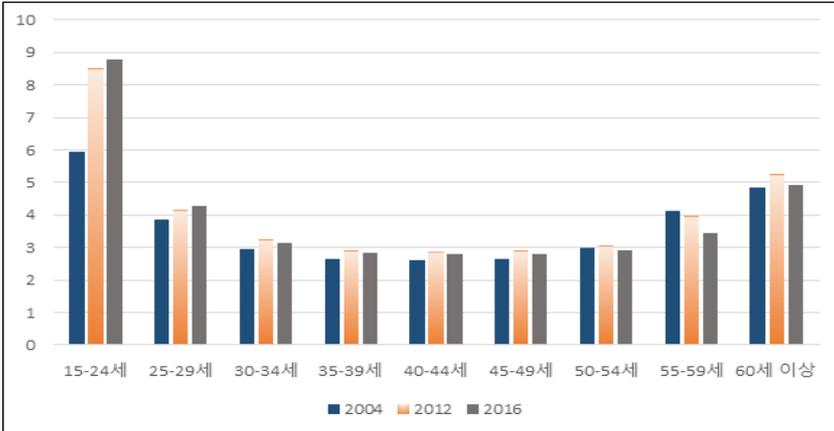
마지막으로, 이직자의 이직 경과기간별 이직 당시 대비 재취업 임금증가율을 계산해 보았다(표 2-15 참조). 일자리 간 이동자는 이직 다음 달 안에 재취업한 경우로 정의되며, +2개월째는 이직 후 다음 다음 달에 재취업한 경우를 의미한다. 나머지도 유사하게 해석하면 된다.

이직자 중 취업자 수는 일자리 간 이동자 수도 많지만, +2개월째 취업자수가 가장 크고, 그 이후로는 시간이 갈수록 줄어드는 모습이다. 이직 전 대비 임금성장률은 일자리 간 이동의 경우 50%를 상회하는 높은 임금인상률을 보인다. 다만, +2개월째 재취업의 경우 상승률이 낮아 아마 직접 이동과 +2개월째 이동 간 측정오차가 다소 발생한 것으로 보여 두 달의 결과를 합쳐 보면 대략 20%를 상회하는 수준의 임금상승이 발생할 가능성을 보여준다는 정도로 해석할 수 있을 것 같다. 다시 3개월째에 취업한 사람들은 17% 내외 인상률을 보인다. 이후로는 비슷한 수준을 5개월째 유지하다가 그 이후로는 이직 후 임금인상률이 급격히 낮아지는 모습이다. 이를 보면, 일자리 간 이동자는 더 나은 근로조건을 향한 이직 특성이 강하게 나타남을 알 수 있고, 최소한 6개월 안에는 취업해야 이직이 어느 정도 임금 성과로 귀결될 수 있음을 보여준다. 이 기간이 지나면 취업하기도 어렵지만, 그때부터는 이직의 임금 성과도 역시 상대적으로 볼 때 상

당히 낮아지는 것으로 나타난다. 다만, 임금인상률 수준은 1월 이직자에 한정된 분석이므로 다른 월로도 일반화될 수 있는지는 추가 분석이 필요하다.

[그림 2-3] 매달 미취업으로 이동하는 규모 : 분자는 이동자 수, 분모는 매월 1일 피보험자 수

(단위 : %)



자료: 「고용보험 DB」를 이용하여 필자 계산.

<표 2-15> 이직자 중 경과기간별 이직 당시 대비 재취업 임금증가율

(단위: %, 명)

	2015년 1월 이직자	2016년 1월 이직자	2015년 1월 이직자 중 취업자 수	2016년 1월 이직자 중 취업자 수
일자리 간 이동	59.4	59.5	47,592	49,174
+2개월째 취업	7.1	7.2	73,090	73,552
+3개월째 취업	16.8	17.8	27,848	27,670
+4개월째 취업	17.9	19.7	16,382	15,719
+5개월째 취업	17.4	18.2	11,475	11,456
+6개월째 취업	14.9	16.8	10,299	9,944
+7개월째 취업	2.5	1.2		
+8개월째 취업	5.1	5.4		
+9개월째 취업	4.9	5.7		
+10개월째 취업	1.7	3.7		
+11개월째 취업	2.5	6.0		

주: 1월 이직자가 2월에 다른 일자리에 취업해 있으면 일자리 간 이동으로 간주하였으며, +2개월째는 1월 이직자가 2월은 미취업이고, 3월에 다른 일자리에 취업해 있는 경우를 말한다. 나머지도 비슷하게 해석하면 된다.

자료: 「고용보험 DB」를 이용하여 필자 계산.

제5절 소 결

지금까지 분석한 것을 정리하면, 우리나라는 입이직이 상당히 활발한 것으로 나타났다. 유지사업체를 대상으로 보더라도 고용 증가 기업은 2년 안에 고용된 사람들이 모두 교체될 정도의 입직이 발생하며, 감소 기업조차도 매년 40%에 육박하는 인원이 새로 취업하므로 2년 반이면 고용된 사람들이 모두 교체될 수 있는 높은 입직 규모를 보인다. 유지사업체도 크게 다르지 않아 3년이면 고용인원이 모두 교체될 수 있는 수준의 입직 규모를 보이는 것으로 나타났다.

입직 못지않게 이직도 활발하다. 다만, 고용 증가 사업체와 감소 사업체의 입직률 차이는 2013년 기준 $72.8-37.9=34.9\%$ 포인트인 반면, 이직률 차이는 $65.4-43.7=21.7\%$ 포인트로 상대적으로 작게 나타난다. 고용 증가 사업체와 감소 사업체 간 플로우 차이는 상대적으로 볼 때 입직에서 더 큰 차이가 나타난다는 의미이다. 경영 현장에서는 새로 뽑는 것만 줄여도 고용을 줄일 수 있어 평소 특별한 구조조정이 필요없다고 하는데, 이것이 바로 그런 현상의 반영일 것으로 보인다.

개인 수준에서 보아도 이직은 상당히 활발한 것으로 나타난다. 2013년 1월 피보험자를 5년 뒤까지 확인해보면 일자리가 유지된 사람은 1/3에 불과한 것으로 나타난다. 1회 이직자는 유지자에 유사한 30%에 달하며, 2회 이직한 사람도 16%에 달하는 높은 수치를 보인다. 3회 이상 이직자도 18%나 된다. 이와 같은 이직은 남성 25~29세가 그나마 낮고, 연령이 높아짐에 따라 상승하는 것으로 나타난다. 이직과 임금의 관계를 보면, 이직을 안 한 사람들은 임금 수준이 높아서 안 한 것으로 나타난다. 이직횟수가 적을수록 임금 수준이 높으며, 다만, 1, 2회 정도의 이직은 경제활동이 30대 초반까지는 임금인상률을 높이는 것으로 나타난다. 첫 일자리가 불만족스럽다면 이직을 고려하는 것이 임금인상률을 높일 수 있다는 의미이기도 하겠다.

이직을 일자리 간 이직과 미취업을 경과하는 이직으로 나누어 분석해

보면, 일자리 간 이직은 비교적 경기 민감도가 존재할 것으로 기초통계상 보인다. 예상 가능한 것처럼 이직은 15~24세에서 높고 40대로 갈수록 낮아지다가 그 이후 다시 증가하는 패턴을 보인다. 직장 간 이직은 젊은 연령대에서는 상대적으로 활발하지만, 30대 중반이 넘으면 연령과의 상관관계는 없는 것으로 나타나며, 비슷한 수준을 유지한다. 일자리 간 이직은 이직과 재취업 기간이 짧을수록 임금성장과의 관계가 뚜렷한 것으로 나타난다. 이직을 통해 임금이 성장하는 관계는 이직 후 6개월 이내의 취업에서는 뚜렷이 나타나나, 그 이후로는 강도가 크게 떨어진다. 또한, 이직 후 시간이 경과할수록 재취업에 성공하는 숫자도 점점 줄어드는 것으로 나타난다. 다만, 임금인상률 수준은 1월 이직자에 한정된 분석이므로 다른 월로도 일반화될 수 있는지는 추가 분석이 필요하다는 과제가 남는다.

지금까지의 분석을 통해 우리나라 입이직은 상당히 활발하며, 일자리 간 이직에 가까울수록 임금상승 효과도 상당한 것을 알 수 있었다. 다만, 임금 수준 자체는 계속 근속자가 높은 것으로 나타나는데, 계속 근속자의 높은 임금이 계속 근속했기 때문인지, 아니면 계속 근속자가 좋은 일자리에 매칭된 좋은 능력자이기 때문인지는 다음 장의 분석 주제이다.

제 3 장

노동시장 초기 정착과정, 근속, 경험이 임금에 미치는 영향

제1절 연구의 필요성과 구성

이 장에서는 노동시장 진입 초기 진입경험이 향후 개인의 노동시장 성과에 어떤 영향을 미치는지를 분석한다. 우리나라에서 구직활동을 하는 청년들에 대한 전통적인 조언은 눈높이를 낮추라는 것이었다. 그러나, 특히 1997년 말 외환위기 이후 이루어진 우리나라 연구들을 보면 첫 일자리를 잘 찾는 것이 중요하다는 연구가 많이 있다. 비정규직 일자리나 저임금 일자리로 첫 일자리를 구할 경우 이들 일자리가 더 나은 일자리로의 디딤돌 역할을 하지 못하고 함정에 빠지게 되는 상태의존성이 있어 첫 일자리를 잘 구해야 한다는 연구들이 그런 예이다.

하지만, 첫 일자리를 잘 구하는 것은 쉬운 일이 아니다. 이름만 대면 아는 대기업을 제외하면 노동시장에 이제 첫 진입하는 청년들이 숨어 있는 양질의 일자리를 찾아 취업하는 것은 어려운 일이다. 직장을 다니면서 해당 업계를 이해하게 되고, 시장동향과 선도 기업들을 파악하게 되면서 이직을 시도하거나 이직 제의를 받는 것이 노동시장에서 경력을 발전시키는 또 다른 방법일 것이다. 이 장에서는 최종학교 졸업 후 노동시장에 진입하면서 겪게 되는 입이직 유형을 변수화해서 근속, 노동시장 경험의 성과를 측정하는 표준 모형에 적용해 노동시장 진입 후 초기 경력형성 과정이 이

후 개인의 노동시장 성과에 미친 영향을 분석해 보고자 한다.

이를 위해 제2절에서는 추정 모형을 설명한다. 제3절에서는 추정 결과를 제시한다. 제4절에서는 이 장의 연구 결과를 요약한 후 시사점을 정리 하겠다.

제2절 분석방법에 대한 설명

Light and McGarry(1998)는 이직과 임금의 관계를 분석하면서 세 가지 모형의 실증분석에 대한 예측을 정리했다. 우선, 고생산성 근로자는 이직을 피하고 낮은 생산성 근로자는 이직을 반복하게 된다는 mover-stayer 모형에 따르면 이직과 임금은 음의 상관관계를 가지나, 개인의 특성을 통제하는 패널고정효과류의 방법론을 적용해 분석하면 이 관계는 사라지게 된다.

또 다른 이직에 대한 가설로 이직이 더 나은 일자리로의 이동을 의미한다는 탐색형 가설이 있는데, 이 모형에서 이직은 이미 더 낫다고 알려진 일자리로의 이동을 의미한다. 이 경우에 이직은 더 나은 일자리로의 매칭과정을 의미하므로 임금과의 관계는 정의 관계일 것이며, 더 나은 일자리로 매칭된 결과 이직이 발생하므로, 시간이 지남에 따라 (더 나은 일자리를 계속 찾기는 어려우므로) 이직은 줄어들 것이다. 이 가설을 추정식으로 대입해보면, 일자리의 질을 설명변수로 통제할 수 있을 경우 이직과 임금의 관계는 통계적으로 무의미하게 될 것이다. 문헌에서는 이런 성격의 미관찰 일자리 특성을 통제하기 위해 개인-일자리 고정효과를 통제한다.

그러나, 이직이 반드시 이미 더 나은 것으로 알려진 일자리로만 발생하는 것은 아니다. 업계에서 잘 알려진 좋은 기업으로의 이직이라면 몰라도, 사전에 나와 잘 맞을 것으로 미리 알 수는 없는 상황에서도 이직은 발생한다. 실제 경험을 통해 나와 잘 맞으면 남고 아니면 다시 이직하는 것은 우리나라 청년의 초기 정착과정에서 흔히 보이는 형태이다. 이런 경우 매칭의 질은 사전에 알 수 없으며, 따라서 매칭의 질 자체가 경험을 하면서 알

게 되는 시간에 따라 변화하는 변수 성격을 가지게 된다. 만약 이 가설이 맞다면, 개인 미관찰 특성과 개인-일자리 미관찰 특성을 통제한 후에도 임금과 이직 간의 관계가 상관성을 가진 채 남게 된다(이상 Light and McGarry, 1998, p.276을 정리한 내용임).

Topel and Ward(1992)는 미국을 대상으로 한 연구에서 청년은 첫 10년간 평균 7개의 일자리를 가지며, 이는 총노동시장 경력에서 가지게 되는 일자리의 약 2/3에 해당하고, 이렇게 일자리를 옮기게 되는 핵심 동인은 임금에 있다는 점을 밝혀내었다. 이와 같은 빈번한 일자리 이동을 통해 달성하게 되는 임금상승은 초기 임금성장의 적어도 30%가량을 설명하며, 임금성장이 큰 일자리 이동일수록 이후 이동횟수가 줄어드는 경향을 발견하였다. 이런 과정을 통해 노동시장 경력형성을 만들어내 안정적인 일자리로 도달하게 된다고 하였다.

이직의 성과에 대한 분석은 노동시장 경험과 근속 중 어느 것이 더 중요한지에 대한 분석과도 연계되어 있다. 근속이 중요하다면 이직은 자체해야 하는 것이며, 근속과 분리된 노동시장 경험은 그 자체로 임금을 높이는 성과가 낮을 것이다. 반대로 근속의 임금인상효과가 낮고 노동시장 경험의 성과가 높다면 이직은 촉진되어야 하는 현상이 된다.

Altonji and Shakotko(1987), Altonji and Williams(2005)의 연구는 OLS로 추정되는 근속의 임금에 대한 효과가 개인 미관찰 특성, 개인-일자리 매칭의 질을 통제하지 않아 나타나는 것으로 이들 효과를 통제하면 근속의 임금에 대한 효과는 이직을 포함한 노동시장 경험의 효과에 비해 작다는 견해를 피력한다. 즉, 근속의 효과로 보인 것이 사실은 능력자들이 고임금 기업에 몰린 결과 나타난 현상이라는 것이다. 이 현상을 제거하고 보면 근속의 임금에 대한 효과는 이직 등을 통해 쌓은 노동시장 경험의 효과에 비해 낮게 된다.

이 연구에서는 경력단절이 여전히 많이 발생한다는 점을 고려해 여성은 제외하고 남성들을 대상으로 아래와 같은 식을 추정한다. Z 는 근속, 노동시장 경험연수, 노조원 여부, 시간제 여부, 건강상태, 기혼 여부, 교육 수준을 의미한다. 근속과 노동시장 경험연수는 제곱항을 함께 통제한다.

$$\ln W_{ijt} = \alpha + \beta_1 Z_{ijt} + \beta_2 \Gamma_{ijt} + \phi_{ij} + \alpha_i + v_{ijt} \quad (3-1)$$

Γ 는 노동시장 진입 초기 경험을 의미하는 변수들이다. Light and McGarry (1998)가 청년의 노동시장 진입 경로에 따른 이후 임금차이를 분석한 방식과 유사하게 최종학교 졸업 후 이직횟수를 통제하기 위한 변수들이다. 청년 노동시장 상황이 어려워지면서 이미 2000년대 중반 이래 공시족 등 졸업 후에도 시험준비 중심의 취업준비를 하는 청년들이 크게 늘었다. 이를 감안해 최종학교 졸업 후 2년간 직장이 있었는지를 통제하였으며, 최종학교 졸업 후 2년간 직장횟수, 최종학교 졸업 후 8년간 직장횟수도 통제하였다. 이직이 많을수록 임금이 낮은지/높은지/관계없는지를 확인하기 위한 변수들이다. 학교 졸업 직후 이직이 일자리 탐색과정으로 이해할 수 있다면 첫 2년의 이직횟수는 이후의 임금과 부정적 상관성이 약할 수 있을 것이고, 학교 졸업 후 상당 기간이 경과한 후에도 이직이 자주 발생한다면 이는 mover-stayer 모형에 따라 저능력자가 일자리를 전전하는 현상으로 이해될 수도 있을 것이다. 이와 같이 노동시장 진입 초기와 초기 이후의 이직을 구분하기 위해 첫 2년 내 이직횟수와 첫 8년 내 이직횟수를 구분해 통제하였다.

추정을 위해서는 Altonji and Shakotko(1987), Altonji and Williams (2005)에서 근속의 효과가 개인 미관측 이질성 α_i 과 근속 간의 상관성 때문에 편의(biased)되는 것을 통제하기 위해 활용한 도구변수 접근법을 취한다. 개인 미관측 이질성과의 상관성을 통제하는 목적에서는 Housman and Taylor의 접근법을 원용해 근속에서 개인별 근속평균을 뺀 변수를 도구변수로 활용한다. 근속의 효과는 개인능력의 결과일 수도 있지만, 개인과 일자리 간 매칭의 질이 높은 결과일 수도 있다. 이를 통제하는 목적에서는 근속에서 개인-일자리별 평균을 뺀 변수를 도구변수로 활용한다. 개인의 노동시장 경험과 개인 미관측 특성도 상관성이 있을 수 있다. 이직을 자주하는 사람들 중 저능력자가 많아 노동시장 경험이 중요하지 않은 것처럼 보일 수 있다는 것이다. 노동시장 경험에서 개인별 노동시장 경험 평균을 뺀 변수를 도구변수로 활용할 것이다.

노동시장 초기 진입 관련 변수들을 통제할 때와 안 할 때 근속과 노동

시장 경험 변수의 결과가 어떻게 달라지는지 확인하는 모형도 함께 추정할 것이다. 노동시장 초기 진입 변수들도 개인 특성 및 개인 일자리 특성과 관련성이 있을 수 있다. 다만, 노동시장 초기 진입 변수들은 이미 실현된 결과변수라 시간에 따라 변화하지 않는 특성을 가지고 있어 Ajtonji and Shakotko(1987)에서 유래하는 방식으로는 도구변수를 만들기 어렵다. Housman and Taylor 모형의 외생적인 변수들과 시간에 따라 변화하는 내생변수의 개인별 평균차 변수를 도구로 활용하는 추정법을 제안한 바 있다. 이 모형을 이용해 근속, 노동시장 경험과 함께 진입 후 2년 내 직장 여부, 2년 내 이직횟수, 8년 내 이직횟수를 내생변수로, 근속과 노동시장 경험의 평균차 변수, 앞서 설명한 변수 중 건강, 혼인상태, 도시거주를 외생변수로 한 추정결과를 제시하였다. 개인을 패널 식별 변수로 하는 경우와 개인-일자리 쌍을 패널 식별 변수로 하는 경우를 모두 추정하여 앞서 Altonji & Shakotko 모형의 도구변수 생성법과 유사하게 개인 미관찰 특성/개인-일자리 미관찰 특성이 통제될 수 있게 하였다.

추정을 위해 최종학교 졸업 후 8년이 지난 사람들을 대상으로 분석하되, 25세 이상 50세 미만 남성으로 분석대상을 제한하였다. 노동패널 표본이 전국으로 확대된 12차(2019년도) 조사자료부터 19차(2016년도) 조사자료를 대상으로 분석하였다.

제3절 분석 결과

먼저 미관찰 특성을 통제하지 않은 <표 3-1>의 선형회귀분석 결과부터 보면 10년 근속할 경우 약 26% 내외의 임금상승이 이뤄지는 것으로 나타난다. 노동시장 경험 연수는 10년이 지나면 약 15% 내외의 임금상승이 이뤄지는 것으로 나타난다. 이렇게 보면 근속이 노동시장 경험보다 훨씬 중요한 요소인 것으로 나타난다. 노동시장 진입 초기 경험변수인 첫 2년 직장 없음, 첫 2년 이직횟수, 첫 8년 이직횟수 통제 유무는 근속과 노동시장 경험 변수에 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 그러나,

〈표 3-1〉 선형회귀분석 결과

변수명	(1) 진입 초기 변수 제외	(2) 진입 초기 변수 포함
근속연수	0.0307*** (0.00459)	0.0301*** (0.00453)
근속연수 제공=10	-0.00474* (0.00268)	-0.00469* (0.00265)
경험연수	0.0185*** (0.00882)	0.0194** (0.00877)
경험연수 제공=	-0.00351* (0.00208)	-0.00365* (0.00207)
첫 2년 직장 없음		-0.0749** (0.0322)
첫 2년 이직횟수		-0.0207 (0.0231)
첫 8년 이직횟수		-0.00194 (0.00934)
기혼 유배유 (나머지 혼인상태가 0)	0.206*** (0.0219)	0.204*** (0.0216)
중졸 (중졸 미만이 0)	-0.0689 (0.0879)	-0.0722 (0.0869)
고졸	0.0684 (0.0890)	0.0765 (0.0878)
전문대졸	0.193** (0.0922)	0.195** (0.0910)
대졸	0.393*** (0.0943)	0.389*** (0.0931)
대학원 이상	0.608*** (0.122)	0.603*** (0.122)
광역시 거주 (비광역시 거주=0)	0.0233 (0.0201)	0.0243 (0.0201)
시간제 (전일제=0)	-0.246*** (0.0703)	-0.239*** (0.0701)
노조원임 (비노조원=0)	0.0670** (0.0313)	0.0682** (0.0310)
건강 안 좋은 편 (건강 보통, 좋은 편=0)	-0.126*** (0.0446)	-0.121*** (0.0446)
상수항	-0.549*** (0.103)	-0.508*** (0.104)
관측치수	9,199	9,199
R^2	0.362	0.365

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」 19차 조사연도 원자료를 이용하여 필자 가공.

진입 첫 2년간 일자리가 없으면 약 7.5% 정도 임금을 낮추는 효과가 나타나며, 첫 2년간 이직횟수는 임금에 대한 영향이 없는 것으로 나타난다. 이는 첫 8년간 이직횟수도 마찬가지이다. 분석 대상이 된 사람들은 졸업 후 8년이 경과한 사람들이므로, 이 결과만 놓고 보면 이직 자체는 졸업 후 8년 이상 지난 사람들의 임금에 대한 영향이 없으나, 첫 2년간 직장이 없는 것은 졸업 후 8년 이상 지난 사람들의 임금에도 장기적 영향을 미친다는 의미가 되겠다.

다음으로 <표 3-2>는 개인 특성만 통제하는 개인 미관찰 특성 통제 모형을 추정한 결과이다. (1)과 (2)는 근속, 근속제급, 경험, 경험제급에 대해 앞 절에서 설명한 도구변수를 적용한 것이며, (3)은 근속과 근속제급에만 도구변수를 적용한 것이다. 도구변수를 적용하고 나면 경험연수의 영향은 확대되고 근속연수의 영향은 축소되면서 통계적으로도 유의하지 않게 된다. 근속의 통계적 유의성을 감안하지 않고 볼 때, 10년에 약 7% 정도의 임금상승이 이어지며, 경험연수의 영향은 10년에 약 20% 정도의 임금상승을 야기하는 것으로 나타난다.

이는 우리나라 노동시장에서 보이는 근속에 따른 높은 보상이 실제로는 능력에 따른 보상에 불과해 이를 통제하고 나면 근속에 따른 보상이 노동시장 경험에 비해 작은 역할만 한다는 것을 의미한다. 근속에 따라 높은 보상을 하는 형태의 고용관계가 주로 양질의 일자리에 제한되고, 우리나라 대기업에서 흔히 볼 수 있는 승진단계별 생존경쟁의 결과 고근속자는 일부 양질의 일자리에 제한되며, 그나마도 민간부문은 대기업의 생존 경쟁에서 살아남은 사람들로 제한되는 현상의 반영일 것이다. 이 효과를 제외하고 나면 실제 임금상승을 주도하는 것은 더 나은 일자리로 이직할 경우를 포함하는 노동시장 경험이라는 의미이다.

진입 초기 경험 포함 여부는 이 모형에서도 근속연수, 경험연수 추정치에 영향을 미치지 않는다. 이 모형에서도 진입 초기 2년간 직장이 없으면 7% 남짓의 현재 임금 하락으로 이어지며, 진입 초기 2년 이내 이동은 임금과 무관하고, 진입 초기 8년 이내 이동은 횟수가 증가할수록 현재 임금을 낮추는 것으로 나타난다. 매년 이동이 발생하는 지속적 이동자로 대략 10회 정도 이직했다면 현재 임금이 그렇지 않은 사람들에 비해 약 20%

〈표 3-2〉 개인 미관찰 특성 통제 도구변수 모형

변수명	(1) 진입 초기 경험 제외	(2) 진입 초기 경험 포함	(3) 근속에만 도구변수 적용
근속연수	0.00548 (0.00390)	0.00556 (0.00389)	0.00568 (0.00400)
근속연수 제곱÷10	0.00176 (0.00198)	0.00162 (0.00201)	0.00299 (0.00209)
경험연수	0.0232** (0.00905)	0.0253*** (0.00914)	0.0268*** (0.00893)
경험연수 제곱÷	-0.00314 (0.00202)	-0.00344* (0.00203)	-0.00520** (0.00211)
첫 2년 직장 없음		-0.0783** (0.0339)	-0.0756** (0.0332)
첫 2년 이직횟수		-0.00118 (0.0248)	-0.00560 (0.0242)
첫 8년 이직횟수		-0.0218** (0.0102)	-0.0192* (0.0101)
기혼 유배유 (나머지 혼인상태가 0)	0.220*** (0.0246)	0.208*** (0.0234)	0.226*** (0.0223)
중졸 (중졸 미만이 0)	-0.00622 (0.0934)	-0.00677 (0.0901)	-0.0922 (0.0882)
고졸	0.156 (0.0953)	0.179* (0.0923)	0.0634 (0.0888)
전문대졸	0.313*** (0.101)	0.325*** (0.0975)	0.190** (0.0921)
대졸	0.523*** (0.105)	0.524*** (0.101)	0.386*** (0.0942)
대학원 이상	0.741*** (0.134)	0.736*** (0.131)	0.592*** (0.124)
광역시 거주 (비광역시거주=0)	0.0223 (0.0208)	0.0239 (0.0206)	0.0248 (0.0204)
시간제 (전일제=0)	-0.288*** (0.0699)	-0.277*** (0.0693)	-0.266*** (0.0698)
노조가입 (비노조원=0)	0.107*** (0.0326)	0.101*** (0.0320)	0.0949*** (0.0319)
건강 안 좋은 편 (건강 보통, 좋은 편=0)	-0.150*** (0.0464)	-0.144*** (0.0459)	-0.130*** (0.0447)
상수항	-0.681*** (0.128)	-0.631*** (0.127)	-0.486*** (0.104)
관측치수	9,199	9,199	9,199
R^2	0.338	0.343	0.350

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」 19차 조사연도 원자료를 이용하여 필자 가공.

정도 낮게 된다. 이 모형의 진입 초기 경험 결과에 따르면, 연장된 취업 준비로 졸업 후 상당 기간 미취업 상태에 머물면 상당한 기간 지속되는 임금 페널티로 이어지게 되고 반면에 졸업 후 빨리 취업해 노동시장 상황을 파악하면서 이직을 (몇 차례) 이어간다면 향후 노동시장 성과에서 불이익이 없음을, 그리고 진입 초기 2년을 넘어서도 안정된 고용관계를 만들어가지 못한다면 현재 임금이 높을 수 없음을 의미한다.

이 결과로만 보면 첫 일자리를 좋은 일자리로 하기 위해 취업준비로 졸업 후 상당 기간 미취업상태로 머무는 것은 평균적 관점으로 볼 때 장기간 임금 페널티로 이어지므로 현명하지 못한 선택이다. 졸업 후 2년간 이직은 임금 페널티 없이 더 나은 일자리로의 탐색과정 역할을 하므로, 다소간 이직이 빈번하더라도 졸업 후 미취업 기간을 오래 두지 말고, 취업해 업계를 파악하면서 다음 이직 준비를 하는 것이 좋다는 의미가 되겠다. 또 2년이 넘어가면 이후에는 가급적 이직을 줄이면서 안정된 고용관계를 형성하는 것이 평균적 관점에서는 경력관리에 도움이 된다는 의미이기도 하겠다.

다음의 <표 3-3>은 개인-일자리 미관찰 특성을 통제하는 도구변수 모형 결과이다. 이 모형은 앞 절에서 설명한 것처럼 개인 미관찰 특성과 함께 매칭의 질을 통제하는 도구변수 모형이다. 개인의 미관찰 특성만을 통제할 때와 질적인 차이는 존재하지 않으나, 근속에만 도구변수를 적용하면 통계적으로 유의한 10년에 12% 정도의 임금개선 효과가 나타난다. 경험연수는 이 모형에서도 10년에 20% 내외의 임금상승으로 이어지므로 미관찰 특성을 통제하면 경험이 근속보다 중요해지는 특성이 유지되는 것으로 보인다. 이 모형에서도 첫 2년간 직장이 없으면 약 7% 정도의 임금 페널티가 현재 임금에 나타나며, 첫 2년 이직횟수는 영향이 없고, 8년간 이직횟수는 많을수록 통계적으로 유의하게 현재 임금을 낮추는 것으로 나타난다.

마지막으로 <표 3-4>는 Housman and Taylor 추정법을 활용해 노동시장 진입 초기 경험변수도 내생변수로 하여 추정한 결과이다. (1)은 개인 미관측 특성 확률효과(random effect)를 고려하면서, 개인 미관측 특성과 내생성이 있는 변수로 근속, 근속제급, 경험, 경험제급, 노동시장 진

〈표 3-3〉 개인-일자리 미관찰 특성 통제 도구변수 모형

변수명	(1) 진입 초기 경험 제외	(2) 진입 초기 경험 포함	(3) 근속에만 도구변수 적용
근속연수	0.00459 (0.00454)	0.00485 (0.00456)	0.0110** (0.00496)
근속연수 제곱÷10	0.00301 (0.00206)	0.00281 (0.00209)	0.00238 (0.00215)
경험연수	0.0232*** (0.00895)	0.0251*** (0.00906)	0.0246*** (0.00888)
경험연수 제곱÷	-0.00324 (0.00200)	-0.00352* (0.00201)	-0.00482** (0.00210)
첫 2년 직장 없음		-0.0779** (0.0338)	-0.0750** (0.0328)
첫 2년 이직횟수		-0.00253 (0.0249)	-0.0108 (0.0241)
첫 8년 이직횟수		-0.0202* (0.0107)	-0.0130 (0.0106)
기혼 유배유 (나머지 혼인상태가 0)	0.219*** (0.0251)	0.208*** (0.0236)	0.219*** (0.0226)
중졸 (중졸 미만이 0)	-0.0127 (0.0932)	-0.0134 (0.0900)	-0.0913 (0.0877)
고졸	0.147 (0.0952)	0.169* (0.0925)	0.0594 (0.0882)
전문대졸	0.302*** (0.101)	0.313*** (0.0980)	0.183** (0.0916)
대졸	0.512*** (0.105)	0.512*** (0.101)	0.378*** (0.0937)
대학원 이상	0.730*** (0.134)	0.725*** (0.131)	0.588*** (0.122)
광역시 거주 (비광역시 거주=0)	0.0224 (0.0207)	0.0240 (0.0205)	0.0247 (0.0203)
시간제 (전일제=0)	-0.286*** (0.0697)	-0.275*** (0.0691)	-0.257*** (0.0698)
노조원임 (비노조원=0)	0.103*** (0.0329)	0.0974*** (0.0322)	0.0841*** (0.0319)
건강 안 좋은 편 (건강 보통, 좋은 편=0)	-0.150*** (0.0464)	-0.144*** (0.0459)	-0.128*** (0.0445)
상수항	-0.666*** (0.128)	-0.617*** (0.127)	-0.481*** (0.103)
관측치수	9,199	9,199	9,199
R^2	0.340	0.345	0.358

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」 19차 조사연도 원자료를 이용하여 필자 가공.

〈표 3-4〉 Housman-Taylor 추정 결과

변수명	(1)	(2)
	개인 미관측 특성 통제	개인-일자리 미관측 특성 통제
기혼 유배우	0.0126 (0.0260)	-0.00234 (0.0276)
광역시 거주	-0.0116 (0.0272)	0.0133 (0.0292)
시간제	0.0731 (0.0982)	0.0994 (0.156)
노조원임	-0.0223 (0.0171)	-0.0173 (0.0173)
건강 안 좋은 편	-0.0824*** (0.0257)	-0.0916*** (0.0261)
근속	0.00564* (0.00332)	0.00647* (0.00391)
근속제곱÷10	-0.000178 (0.00181)	-5.12e-05 (0.00182)
경험	0.0298** (0.0139)	0.0274* (0.0152)
경험제곱÷10	-0.00488** (0.00193)	-0.00443** (0.00203)
중졸	0.345 (0.272)	-0.0562 (0.343)
고졸	0.592** (0.301)	0.153 (0.402)
전문대졸	0.758*** (0.285)	0.406 (0.367)
대졸	0.936*** (0.282)	0.615* (0.353)
대학원 이상	1.071*** (0.299)	0.834** (0.368)
첫 2년 직장 없음	-0.441 (0.675)	-0.450 (0.772)
첫 2년 이직횟수	-0.161 (0.344)	-0.386 (0.372)
첫 8년 이직횟수	-0.297*** (0.110)	-0.243*** (0.0910)
상수항	-0.0859 (0.432)	0.394 (0.518)
관측치수	9,164	9,164
개인수	2,087	
개인-일자리수		2,453

주: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」 19차 조사연도 원자료를 이용하여 필자 가공.

입 초기 경험변수들을 설정하여 추정한 결과이다. (2)는 개인-일자리 미관측 특성 확률효과를 고려하면서 (1)의 내생변수들도 개인-일자리 미관측 특성과의 상관성을 고려하면서 추정한 결과들이다.

추정 결과를 보면 개인 미관측 특성 기준으로 통제된 모형에서는 근속의 설명력이 10년에 약 5% 임금인상, 노동시장 경험의 설명력이 10년에 약 25% 정도의 임금인상으로 이어지는 것으로 나타나고, 근속과 노동시장 경험 모두 통계적으로 유의하게 나타났다. 이 모형에서도 개인의 능력 등 미관찰된 특성을 통제할 경우 근속보다는 노동시장 경험의 설명력이 훨씬 중요하다는 의미이다. 무작정 한 기업에 머무르는 것보다는 온전한 횡수의 이직을 포함한 노동시장 경력관리가 경력 상승을 야기한다는 의미이다.

이 모형에서는 노동시장 초기 경험의 효과에서 다소 차이가 생긴다. 여전히 초기 2년간의 이직횟수가 통계적으로 현재 임금에 무의미한 가운데 첫 2년간 일자리 없음 변수의 영향도 통계적으로 사라진다. 8년간 이직횟수는 여전히 통계적으로 유의하게 현재 임금을 낮추는 가운데, 계수 크기가 지나치게 커진다. 이 모형의 초기 진입경험 관련 변수의 계숫값은 모두 상식적으로 보기엔 너무 커서 확정적인 결론을 내리려면 추가적인 연구가 필요한 것으로 보인다.

개인 미관측 특성과 개인-일자리 미관측 특성을 통제해도 대동소이한 결과가 도출된다. 근속의 영향은 10년에 약 6.4% 임금인상으로 귀결되며, 노동시장 경험은 10년에 약 23% 임금인상으로 귀결된다. 고능력자가 고임금 일자리로 몰리는 현상을 통제하고 나면 근속보다 노동시장 경험의 현재 임금에 대한 중요도가 훨씬 크다는 의미이다. 노동시장 진입 초기경험 변수들의 영향은 식 (3-1)과 대동소이했다.

제4절 초기 경험에 따른 일자리 특성 변화

이 장의 분석과 같은 연구는 우리나라에서 시도된 적이 없기에 장을 맺기에 앞서 추정을 통해 본 초기 경험, 근속, 노동시장 경험에 따른 일자

40 노동시장 이행이 경력형성에 미치는 영향

리 특성차가 진입 초기와 현재 어떻게 나타나는지를 기초통계로 확인해 보기로 한다.

노동시장 진입 초기 경험은 추정 결과상 첫 2년간의 이직에서 현재 임금에 대한 임금 페널티가 없으나, 8년간 빈번히 이직한 사람들은 현재 임금이 낮은 것으로 나타난 점을 감안해 세 개의 유형으로 구분하였다(표 3-5 참조). 즉, 첫 8년 한 기업 계속 근속자(이하 1번), 첫 2년간 3회 이내 이직하되 그 이후 6년간은 안정된 고용관계를 지속한 이직 후 안정 고용 달성자(이하 2번), 첫 8년간 5회 이상 빈번한 이직을 경험한 빈번 이직자(이하 3번)로 구분했다.

〈표 3-5〉 초기 진입 경험별 업종 분포

(단위:%)

	초기 상태				현재			
	1	2	3	전체	1	2	3	전체
농림어업	0.7	0.0	0.0	0.5	1.0	0.9	0.0	1.0
제조업	30.6	40.0	0.0	31.9	28.3	23.4	24.0	26.4
건설업	6.8	14.3	0.0	8.1	9.4	12.6	8.0	10.4
도소매업	9.5	8.6	0.0	9.2	13.0	15.0	24.0	14.1
운수업	4.1	2.9	0.0	3.8	4.2	3.7	4.0	4.0
숙박음식업	2.7	2.9	66.7	3.8	2.6	4.7	12.0	3.7
출판통신정보	6.8	0.0	33.3	5.9	4.9	5.6	4.0	5.1
금융보험	4.8	2.9	0.0	4.3	4.7	3.3	4.0	4.2
부동산임대	0.7	2.9	0.0	1.1	1.3	2.8	4.0	1.9
전문과학기술	5.4	14.3	0.0	7.0	6.0	7.0	0.0	6.1
사업시설지원	3.4	0.0	0.0	2.7	2.1	2.3	0.0	2.1
공공행정	12.2	0.0	0.0	9.7	9.1	5.1	4.0	7.5
교육	4.1	2.9	0.0	3.8	4.4	4.2	0.0	4.2
보건사회복지	2.7	2.9	0.0	2.7	2.6	1.9	0.0	2.2
기타	0.1	0.1	0.0	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1
전 체	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

주: 1=계속 근속자, 2=초기 2년간 3회 이하 이직+이후 6년간 이직 없는 초기 탐색 후 고용관계 안정된 사람, 3=초기 8년간 빈번 이직자(5회 이상).

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」 19차 조사연도 원자료를 이용하여 필자 가공.

업종별 분포로 보면 초기 상태에서 8년간 계속 근속자는 현재 제조업 30.6%, 공공행정 12.2%, 도소매업 9.5% 순으로 분포했으며, 현재는 제조업 28.3%, 도소매업 13.0%, 건설업 9.4% 순으로 나타난다. 첫 8년은 이직을 하지 않았으나, 이후에는 이직을 할 수 있으므로 다소간의 업종 분포 차이가 나타날 수 있다.

초기 이직 이후 안정 고용달성자는 초기에 제조업 40%, 전문과학기술과 건설업에 14%, 도소매업에 8% 분포했으며, 현재는 제조업 23.4%, 도소매업 15%, 건설업 12% 순으로 분포했다. 빈번 이직자는 주로 숙박음식업에 있었으나, 현재는 제조업, 도소매업 각각 24%, 숙박음식업 12%에 주로 분포하였다.

업종 분포 초기, 현재 간 변화로는 별다른 특징이 보이지 않는다. <표 3-6>에서 직업분포로 보면, 계속 근속자는 초기에 전문가 29%, 사무직 24% 순이었으며, 현재도 비슷한 순서를 유지하고 있다. 초기 이직 후 안정고용 달성자는 초기에 전문가 22%, 사무직 14%, 판매직 14%였으나, 현재는 전문가 30%, 사무직 19%, 기능원 14%로 저임금 직업군에서 줄고 중간임금 이상 직업군에서는 증가하는 패턴이 나타난다. 빈번 이직자는

<표 3-6> 초기 진입 경험별 직업 분포

(단위:%)

	초기 상태				현재			
	1	2	3	계	1	2	3	전체
관리자	2.0	0.0	0.0	1.6	1.3	1.9	0.0	1.4
전문가	29.1	22.9	33.3	28.0	25.8	30.8	16.0	27.2
사무직	24.5	14.3	0.0	22.2	25.6	19.6	16.0	23.2
서비스직	6.6	5.7	33.3	6.9	6.7	5.6	12.0	6.5
판매직	7.9	14.3	0.0	9.0	9.6	9.3	12.0	9.6
농림어업	0.7	2.9	0.0	1.1	0.8	0.9	0.0	0.8
기능원	11.9	14.3	0.0	12.2	14.2	14.5	20.0	14.5
조립조작직	8.6	20.0	0.0	10.6	10.3	12.1	4.0	10.7
단순노무직	6.6	5.7	33.3	6.9	4.7	5.1	20.0	5.4
전 체	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

주: 1=계속 근속자, 2=초기 2년간 3회 이하 이직+이후 6년간 이직 없는 초기 탐색 후 고용관계 안정된 사람, 3=초기 8년간 빈번 이직자(5회 이상).

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」 19차 조사연도 원자료를 이용하여 필자 가공.

42 노동시장 이행이 경력형성에 미치는 영향

현재 기준으로 볼 때 단순노무와 기능원이 각각 20%, 서비스직과 판매직이 각각 12% 등 다른 진입 초기 경험 집단에 비해 저임금 직업군에서 높은 비중을 보이는 것으로 나타난다.

비정규직 분포로 보면(표 3-7 참조) 계속 근속자는 초기에도 정규직 비중 89%, 현재도 90%로 차이가 없으나, 초기 이직 후 안정 고용 달성자는 초기엔 정규직 비중 75%였으나, 현재는 86.3%로 정규직 비중이 계속 근속자 못지않게 올라간 모습을 보인다. 빈번 이직자는 초기에나 현재나 정규직 비중이 50% 수준으로 다른 집단에 비해 큰 차이를 보이며, 고용형태에서 진전된 경력을 만들어내지 못한 것으로 나타난다.

〈표 3-7〉 초기 진입 경험별 비정규직 분포

(단위: %)

	초기 상태				현재			
	1	2	3	전체	1	2	3	전체
정규직	89.0	75.6	53.3	84.5	90.6	86.3	50.0	87.8
비정규직	10.1	24.4	46.7	14.9	9.1	13.0	50.0	11.9
전 체	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

주: 1=계속 근속자, 2=초기 2년간 3회 이하 이직+이후 6년간 이직 없는 초기 탐색 후 고용관계 안정된 사람, 3=초기 8년간 빈번 이직자(5회 이상).

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」 19차 조사연도 원자료를 이용하여 필자 가공.

〈표 3-8〉 초기 진입 경험별 임금 수준

(단위: 만 원)

	중위값		평균값	
	초기 상태	현재	초기 상태	현재
1	150	260	159	312
2	100	300	111	333
3	90	223.5	94	247

주: 1=계속 근속자, 2=초기 2년간 3회 이하 이직+이후 6년간 이직 없는 초기 탐색 후 고용관계 안정된 사람, 3=초기 8년간 빈번 이직자(5회 이상).

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」 19차 조사연도 원자료를 이용하여 필자 가공.

다음으로 <표 3-8>에서 임금 수준을 보면 계속 근속자는 초기 상태 임금 중위값, 평균값 모두 다른 집단에 비해 현격히 높은 것으로 나타난다. 빈번 이직자는 초기 상태가 가장 낮으며, 초기 이직 후 안정 고용 달성집단은 빈번 이직자들보다 약간 높은, 계속 근속자보다는 한참 낮은 약 2/3 수준에서 시작한다. 그러나, 현재로 오면 계속 근속자는 중위값 260만원, 평균값 312만 원으로 초기 이직 후 안정 고용 달성집단에 비해 낮은 임금을 보인다. 물론 빈번 이직자는 현재도 가장 낮은 임금수준을 보인다. 다만, 계속 근속자는 중위값과 평균값 간 차이가 약 52만 원으로 현격히 크다. 이 집단 안에는 고소득자 또한 많기 때문에 이와 같은 현상이 나타났을 것이다.

마지막으로, 초기경험별 사업체 규모를 확인해 보았다(표 3-9 참조). 중위값으로 보면 계속 근속자가 초기와 현재 모두 200인 고용규모로 크게 나타나며, 빈번 이직자는 소규모 기업에 주로 고용되어 있는 것으로 나타난다. 평균으로 보면 계속 근속자는 대기업에도 상당수 분포되어 있는 영향으로 중위값과 평균값 차이가 현격하게 크게 나타난다. 초기 이직 후 안정 고용 달성자는 초기에는 평균 194인에, 현재는 310인에 고용되어 있는 것으로 나타난다. 빈번 이직자는 초기나 현재나 평균 100인 초중반대에 머물러 있는 것으로 나타난다.

계속 근속자는 상당수 대기업에, 중위값으로 보아도 중견기업 수준에 취업하기 때문에 초기나 지금이나 큰 기업에 주로 근무하는 것으로 나타난다. 초기 이직 후 안정 고용 달성자는 초기엔 작은 기업에서 출발하지

<표 3-9> 초기 진입 경험별 사업체 규모

(단위: 명)

	중위값		평균값	
	초기 상태	현재	초기 상태	현재
1	200	200	1,136	753
2	20	40	194	310
3	15.5	7.5	150	128

주: 1=계속 근속자, 2=초기 2년간 3회 이하 이직+이후 6년간 이직 없는 초기 탐색 후 고용관계 안정된 사람, 3=초기 8년간 빈번 이직자(5회 이상).

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」 19차 조사연도 원자료를 이용하여 필자 가공.

만 이직을 거쳐 어느 정도 규모가 되는 기업으로 이직에 성공하면서 안정적인 고용관계를 달성하는 것으로 보인다. 중위값으로 보면 중소기업에 정착하는 비율도 높은 것으로 보이나, 임금으로 보면 계속 근속자 못지 않은 임금을 달성하고 있어 아마도 중소기업에 정착하는 경우 고용관계 측면에서 평가가 좋은 중소중견기업으로 이직해 안정적으로 자리를 잡는 데에 성공한 결과일 것으로 보인다.

제5절 소 결

이 장에서는 노동시장 초기 진입단계별 경험 차이와 근속, 노동시장 경험이 갖는 의미에 대해 분석해 보았다. 우리나라는 근속급이 강한 것으로 알려져 있으나, 실제로는 일부 대기업과 공공부문에 국한된 것이다. 실제 개인 특성과 개인-일자리 특성을 통제하고 나면 근속의 임금에 대한 영향력은 10년에 5% 내외로 축소되는 것으로 나타난다. 데이터에서는 관찰되지 않는 고임금 특성을 가진 사람들이 좋은 일자리에 자리잡고, 일부 노조부문을 제외하면 치열한 경쟁의 결과 살아남은 사람들이 오랜 근속을 한 결과 나타난 현상이 근속에 따른 임금인상이라는 의미이다. 개인 및 개인-일자리 특성을 통제하고 나면 노동시장 경험이 임금에 훨씬 큰 영향력을 가지는 것으로 나타나게 된다. 일부 부문에 한정된 근속의 효과 때문에 우리나라에 좀 더 보편적으로 역할하는 노동시장 경험의 경력관리에서의 영향은 무시되어 온 셈이다.

초기 경력 측면에서의 추정 결과는 첫 일자리를 잘 잡기 위한 졸업 후 취업준비가 길게 지속될 경우 장기간의 임금에 손실을 가져올 가능성이 있는 것으로 나타났다. 반면 첫 일자리 진입 후 초기 단계에서 몇 차례의 이직 후 안정된 고용관계를 찾아가는 방식의 노동시장 경력형성은 장기적인 임금페널티로 귀결되지 않는 것으로 나타났다. 그러나, 진입 후 8년간 안정된 일자리를 찾지 못하고 이직이 반복되면 장기적으로 상당한 임금 페널티로 귀결되는 것으로 나타났다.

양질의 일자리로 가는 출구가 좁아진 탓에 평균적인 관점에서 보면 첫 일자리부터 좋은 일자리로 들어가기란 매우 어려운 일이 되었다. 그렇다면, 이 장의 분석 결과 적어도 평균적 관점에서는 졸업 후에도 길게 취업 준비를 하기보다 노동시장에서 일하면서 이직을 준비하는 방식의 진입 경로를 설계하는 것이 현명한 방법임을 보여준다. 대신 진입 초창기 몇 년을 지나서는 안정적인 고용관계를 형성할 수 있어야 한다. 빈번한 입이직만 장기간 반복하게 되면 경력형성에 실패하면서 노동시장 성과도 낮아질 것임을 추정결과가 보여주기 때문이다. 더불어 우리나라에서 근속의 임금에 대한 성과는 어디까지나 좋은 사람이 좋은 일자리에 들어간 결과이고, 그나마도 치열한 생존경쟁을 거쳐야 장기근속할 수 있는 결과가 데이터상 나타난 것일 뿐이다. 그러므로 적절한 이직과 결합된 노동시장 경력관리를 늘 고려하면서 노동시장 경험을 쌓아나가는 것이 평균적인 청년이 노동시장에 잘 적응해내는 방법이라는 의미이다.

정책적으로도 청년에 대한 노동시장 정책은 일단 일자리에 밀어넣고 근속하도록 유도하는 방향이 아니라, 들어간 자리보다 더 나은 자리로 한 단계 나아가는 이직을 도와주는, 즉 경력형성을 지원하는 방식으로 일정한 변화가 있어야 함을 보여준다. 청년내일채움공제는 근속 조건부로 지원된다는 점에서 본 연구 결과와는 배치되는 운영을 가지고 있다. 최근 들어 한 번의 이직을 허용하는 방식으로 변화되기는 하였다. 그러나, 평균적인 청년의 노동시장 진입과정을 생각한다면, 더 개선될 수 있는 이직 기회라면 과감히 선택할 수 있도록 이직과 관계없이 중소기업 부문에만 있을 경우 2년의 기간 안에 고용된 동안 지급하는 방식으로 좀 더 지원책의 유연성을 발휘할 필요가 있을 것이다.

제 4 장

이직은 매칭의 질을 개선하는가?

제1절 연구의 목적과 구성

지금까지의 분석을 통해 빈번하게 하지만 않는다면 적어도 노동시장 진입 초기 단계에서 발생하는 이직이 근속(tenure)보다 노동시장 경력 향상에 기여할 수 있음을 보았다. 하지만, 이와 같은 이직의 효과는 노동시장 초기 몇 년 간만 나타나는 것일 수 있다. 그렇다면 노동시장 진입 몇 년 내를 벗어나 우리나라에서 발생하고 있는 상당한 규모의 자발적 이직은 단지 현재 일자리가 잘 매칭되지 않은 결과 나타난 근로조건 불만족성 사직이 거듭되는 것으로서 노동시장이 비효율적으로 운영되고 있다는 증거에 다름 아닐 수 있다.

그러나 제2장에서 본 기초통계는 이직이 특히 미취업기간을 경과하지 않는 형태의 직장 간 이직(job-to-job transition) 형태로 발생하거나, 미취업기간을 짧게 경과하고 다음 일자리로 이동할 경우 상당한 수준의 임금상승으로 귀결될 수 있음을 보여주었으며, 제3장의 분석을 통해 개인 미관찰 특성과 일자리 매칭의 질을 고려할 경우 근속보다는 이직을 포함하는 노동시장 경험의 임금이 더 크게 나타나는 것을 본 바 있다. 이는 미취업을 짧게 또는 전혀 경험하지 않는 이직의 경우 신중한 계획하에 진행되지만 한다면 적어도 노동시장 경력 발전에 기여해 임금

상승을 도모할 수 있음을 보여주는 것이다.

이 장에서는 이직이 개인과 일자리 간 일자리 매칭의 질을 개선하는 효과가 있는지 분석 대상 범위를 넓혀 분석해 보고자 한다. 다시 말해 우리나라 노동시장에서 발생하는 직장 간 이직(job-to-job transition)이 개인과 일자리 간 매칭의 질(quality of job matching)을 향상시키는 효과가 있는지, 직장 간 이직을 통한 임금성장에서 이 요인이 차지하는 비중이 얼마나 되는지 분석하고자 한다.

이를 위해 이 연구에서는 고용보험 데이터베이스에 대용량 이원 고정 효과 모형(two-way fixed effect model)을 적용하고자 한다. 대용량 데이터이기 때문에 역행렬을 구할 수 없어 통상적인 방식으로 사업체와 개인 더미를 통제된 후 선형 회귀 모형을 적용할 수는 없다. 다음 절에서 추정 모형에 대해서 자세히 설명한다. 제3절에서는 본격적인 분석에 앞서 우리나라 개인 임금 분포를 개인 특성이 더 잘 설명하는지 사업체 특성이 더 잘 설명하는지 분석해볼 것이다. 제4절과 제5절에서는 이 장의 주된 분석을 수행하고 제6절에서는 결론과 시사점을 정리할 것이다.

제2절 연구방법과 데이터

1. 연구방법

임금은 개인의 인적자본, 즉 개인의 교육과 경험 등 개인 능력의 함수인 특성을 가지고 있다. 동시에 기업 내 노조의 힘, 높은 임금으로 고능력 근로자를 끌어들이려는 기업의 임금 정책, 원청으로 부가가치를 집중시킬 수 있는 한국적 원하청 관계 등을 내포한 기업 특성의 함수이기도 하다. 비슷한 능력이라도 대기업에 취업했다는 이유로 임금 프리미엄을 받을 수 있다. 개인의 임금결정에서 개인 특성이 중요하나, 기업 특성이 중요하나, 또는 임금불평등에서 개인 특성 요인이 중요하나, 기업 간 격차가 중요하냐는 이런 맥락에서 주목받아 온 연구주제이다. 사업체 요인과

개인 요인을 동시에 통제할 수 있는 사업체-근로자 결합 자료, 특히 행정 데이터에 기반한 대용량 사업체-근로자 결합 자료는 이런 목적의 분석을 위해 활용되어 왔다.

대용량 데이터를 이용한 이원 고정효과 추정방법은 Abowd et al.(1999)로 거슬러 올라가는 20년 된 연구주제이다. 이들은 임금을 학력, 연령 등 관찰된 개인 특성, 미관찰된 개인의 변화하지 않는 특성(개인 고정효과), 기업의 고정된 변화하지 않는 특성(기업 고정효과), 그리고 잔차로 분해할 수 있는 방법을 제시하였다. 대용량 행정데이터 접근이 쉽지 않기 때문에 활발히 활용되고 있는 방법론은 아니나 꾸준히 연구성과물이 축적되고 있고, 최근에는 임금불평등에서 기업 특성이 중요한지 개인 특성이 중요한지 분석하는 Card et al.(2013)의 연구에서, 남녀 임금격차 분석 맥락에서 고찰하는 Card et al.(2016) 연구에서 활용된 바 있다.

이 모형의 일반적인 추정을 위해 요구되는 조건 중 외생적 이동 가정이 있다. 우리가 추정하는 모형은 아래와 같다[이하의 설명은 Jinkins et al(2018), pp.301~302을 요약 정리한 것이다].

$$w_{i,t} = \alpha_i + \psi_{J(i,t)} + x_{i,t}\beta + r_{i,t} \quad (4-1)$$

α_i 는 개인 미관찰 특성, $\psi_{J(i,t)}$ 는 기업 미관찰 특성이며, x 는 학력, 연령 등 개인 특성 변수이다. α_i 는 특수한 개인 특성에 따른 보상이라면, $\psi_{J(i,t)}$ 는 해당 기업의 모든 종업원에게 비례적으로 지급되는 기업의 임금 프리미엄으로 해석될 수 있겠다. 행렬식 형태로 쓰면 아래와 같다.

$$w = D\alpha + F\psi + X\beta + r \quad (4-2)$$

이 모형을 선형회귀모형의 일반적 가정하에 추정하려면 외생적 이동 가정(the exogenous mobility condition)이라 불리는 조건이 필요하다. 이는 아래와 같이 표현된다.

$$E(r|D, F, X) = 0 \quad (4-3)$$

이는 곧 개인과 기업의 고정효과가 통제되었을 때 고능력 근로자가 고임금 기업으로 몰리는(sort) 현상 같은 것이 존재하지 않아야 함을 말한

다. 다시 말해 기업 간 이동은 개인 및 기업 고정효과가 통제된다면 외생으로 발생한다는 것으로, (일시적으로) 고임금 기업으로 모일 만한 특성을 보유하게 된 근로자들이 고임금 기업으로 몰리는 일이 발생해선 안 된다.

이는 곧 근로자-일자리 간 매칭효과가 존재하지 않는다는 의미를 가진다. 식 (4-1)은 (4-4)와 같이 다시 쓰여질 수 있다.

$$w_{i,t} = \alpha_i + \psi_{J(i,t)} + x_{i,t}\beta + \xi_{i,J(i,t)} + \epsilon_{i,t} \quad (4-4)$$

식 (4-1)과 비교해보면 식 (4-1)의 잔차는 $r_{it} = \xi_{i,J(i,t)} + \epsilon_{i,t}$ 의 관계로 다시 표현될 수 있는데, 이 때 $\xi_{i,J(i,t)}$ 가 개인과 기업의 (일시적) 결합에서 매칭의 질을 의미한다. 앞서 외생적 이동 가정은 바로 이 항이 0이라는 의미를 가지고 있다. 그러나, 제2장에서 본 것처럼 미취업 기간을 (상당 기간) 포함하는 이직에 비해 일자리 간 직접 이동 또는 미취업 기간이 짧은 이직은 임금인상률이 크게 높다는 특징이 있다. 이와 같은 일자리 이동 방식에 따른 성과 차이가 매칭의 질과 연관되어 있을 가능성이 있다.

$$E(w_{it} - w_{it-1} | 1 \rightarrow 2) = \psi_2 - \psi_1 + E(\xi_2 - \xi_1 | 1 \rightarrow 2) \quad (4-5)$$

$$E(w_{it} - w_{it-1} | 2 \rightarrow 1) = \psi_1 - \psi_2 + E(\xi_1 - \xi_2 | 2 \rightarrow 1) \quad (4-6)$$

식 (4-5)와 (4-6)을 보면 개인 특성이 같다는 전제하에 기업 1에서 기업 2로 이동할 때 기대임금성장을 기업 고정효과 차이와 매칭효과 차이의 함수로 표현할 수 있다.²⁾ 기업 1은 저임금 기업, 기업 2는 고임금 기업이라면, 매칭효과가 중요하지 않을 때 기업 1에서 기업 2로의 이동에 따른 임금상승이 전부 저임금 기업에서 고임금 기업으로 이동한 데에 따른 결과로 해석될 수 있으며, 만약 매칭효과가 중요하다면 기업 고정효과의 변화보다는 $E(\xi_2 - \xi_1 | 1 \rightarrow 2)$ 와 $E(\xi_1 - \xi_2 | 2 \rightarrow 1)$ 의 임금상승에서 역할이 더 크게 나타날 것이다. 또한, 매칭효과가 의미 없다면, 기업 1 → 기업 2 이동과 기업 2 → 기업 1 이동으로 인한 임금의 증가 또는 손실이 정확히 같은 액수여야 할 것이다. 달리 말해 매칭효과가 없다면 기업 간 이동으로 인한 임금의 증가분과 손실분은 대칭(symmetry)이어야 한다는 의미

2) 식 (4-5)와 (4-6)은 Card et al.(2013)을 따랐다.

가 된다. 그리고 기업 고정효과가 같은 수준인 기업 사이의 이동은 임금 이득이나 손실이 없어야 함도 함의한다.

매칭효과는 여러 가정에 의존하지 않고서는 데이터를 통해 직접적으로 추정될 수 있는 것이 아니므로 문헌들에서는 개인의 인적 특성 차이를 고려한 상태에서 낮은 임금 기업에서 높은 임금 기업으로 이동할 때와 높은 임금 기업에서 낮은 임금 기업으로 이동할 때 임금 변화율이 같은지를 보여주거나 검증하는 식(symmetry test, 대칭성 검증)으로 매칭효과의 존재여부나 중요도를 간접적으로 판단해 왔다. 이 장에서는 Jinkins et al.(2018)을 따라 이를 검증해 볼 것이다.

이 장의 관심은 이직에 따른 임금 변화 중 개인과 일자리 간 매칭의 질 개선으로 설명될 수 있는 비중이 얼마나 되는지이다. 이직이 실제 노동시장 성과로 이어지는 루트가 개인이 더 뛰어났기 때문인지, 또는 더 나은 기업으로 이동했기 때문인지, 일자리 이동을 통해 자신에게 더 맞는 기업으로 이동했기 때문인지 파악하기 위함이다. 개인이 뛰어났기 때문에 이동하는 것이라면 일자리 이동이 정책적으로 시사하는 바가 크지 않겠지만(능력이 보통이면 이동으로 얻을 것은 별로 없을 것이므로), 일자리 이동이라는 것이 자신에게 더 맞는 일자리로의 탐색을 통한 매칭의 질 개선 과정을 의미한다면, 이는 미스매치를 개선하는 과정이므로 정책적으로 시사하는 바가 적지 않을 것이기 때문이다. 이를테면 근속 못지않게 이동을 지원하거나 정책적으로 이동이 활발할 수 있도록 고용서비스 인프라의 방향을 변화시키는 등 파생되는 정책 영역이 상당할 것이다.

이 연구는 먼저 임금 변화가 아니라 임금 그 자체를 대상으로 이원 고정효과 모형을 추정하는 것으로 시작할 것이다. 즉, 식 (4-1)을 이원고정효과 추정방법에 따라 추정하고 임금분산에서 개인, 기업, 잔차가 차지하는 몫이 얼마나 되는지 분석할 것이다. 이를 통해 해외의 연구들과 얼마나 유사한 결과가 도출되는지 확인한 후, 본 연구의 관심인 임금의 증감을 대상으로 이원 고정효과 모형을 추정할 것이다. 매칭의 질을 고려하지 않는 모형을 먼저 추정해 기업, 개인 및 잔차가 차지하는 몫을 계산해 볼 것이다. 잔차가 차지하는 몫이 크다면 매칭의 질의 영향도 클 수 있다는 가능성을 보여주는 것이다. 이는 곧 식 (4-7)을 추정하는 것이다.

$$w_{i,t} - w_{i,t-1} = \psi_{J(i,t)} - \psi_{J(i,t-1)} + (x_{i,t} - x_{i,t-1}) \beta + r_{i,t} - r_{i,t-1} \quad (4-7)$$

다음으로는 Jinkins et al.(2018)을 따라 일자리 이동이 얼마나 외생적 인지를 간접적으로 확인하는 방법으로 대칭성을 검증할 것이다. 이 대칭성은 간단하게 말해 고임금 기업→저임금 기업으로 이동하는 근로자의 임금하락분만큼 저임금 기업→고임금 기업으로 이동하는 근로자의 임금이 상승한다면 매칭효과가 없다고 볼 수 있다는 것이다. 기업 간 이동이 아니라 여기서는 기업의 평균 임금을 모두 4개 분위로 나눠서 분위 간 이동을 볼 것이다.

기업 전체적인 임금 프리미엄이 곧 기업 고정효과라 볼 수 있으므로, 기업의 평균 임금 분위는 기업 고정효과를 반영한다고 볼 수 있다. 그러면, 아래의 식 관계는 개인의 특성변수들의 잔차를 기업별로 평균 내서 분위기를 4개로 나누는 방식이 된다. 곧 1분위에서 4분위로, 4분위에서 1분위로 이동하는 사람들의 평균 잔차 변화를 살펴 그것이 통계적으로 다르다면 매칭의 질 변화의 역할이 있는 것이고, 같다면 대칭성이 있어 매칭의 질은 역할이 없다고 볼 수 있는 것이다.

$$E(\Delta w_{i,t} | Q_1 \rightarrow Q_4) = \psi_4 - \psi_1 + E(\Delta \xi_{i,J(i,t)} | Q_1 \rightarrow Q_4) + E(\Delta x \beta | Q_1 \rightarrow Q_4) \quad (4-8)$$

$$E(\Delta w_{i,t} | Q_4 \rightarrow Q_1) = \psi_1 - \psi_4 + E(\Delta \xi_{i,J(i,t)} | Q_4 \rightarrow Q_1) + E(\Delta x \beta | Q_4 \rightarrow Q_1) \quad (4-9)$$

다음으로는 직접적으로 매칭의 질이 이직에 따른 임금상승을 얼마나 설명하는지 추정할 것이다. 2장에서 본 것처럼 일자리 간 직접 이동은 미취업을 경과하는 이직에 비해 현저히 높은 임금상승을 보인다. Jinkins et al.(2018)은 이와 같은 일자리 간 직접 이동과 미취업을 경과하는 이직 간의 차이에 주목해 실업을 경유해 일자리로 이동하는 이동에서는 외생적 이동 가정이 충족된다는 견해를 제시한다. 그러한 가정 아래 이 표본을 이용해 기업 고정효과와 개인 설명변수의 회귀계수를 얻어 이를 일자리

간 직접 이동 표본에 적용함으로써 매칭의 질 영향을 추정하는 방법을 제안하였다.

분석절차는 Jinkins and Morin(2018)을 따랐다. 먼저 식 (4-1)로 미취업을 경과하는 이직을 경험한 사람들의 일자리 이력 표본에 대해 추정한다. 여기서 β 와 ψ_j 를 얻는다. 이는 곧 미취업을 경과하는 이직자와 일자리 간 직접 이동자 표본 간에 기업 고정효과 차이는 없다는 가정을 내포하고 있다. 다시 말해 기업의 임금 프리미엄은 이직의 각 유형에 속하는 사람들에게 차별적으로 적용되지 않는다는 것을 의미한다. 매칭의 질 변화 $\Delta \xi_{iJ(i,t)}$ 와 잔차 변화 $\Delta \epsilon_{i,t}$ 를 구별하기 위해 잔차 변화항 $\Delta \epsilon_{i,t}$ 의 평균과 분산에 대한 추정치를 얻는 것이 필요하다. 잔차 변화 평균과 분산에 대한 추정치는 일자리를 옮기지 않은 사람으로부터 얻는다. 미취업을 경과하는 이직자들로부터 얻은 β 를 일자리를 옮기지 않은 사람들에게 적용해 잔차 변화 평균과 분산 추정치를 얻는다. 일자리를 유지한 사람은 매칭의 질도, 기업 효과도 변할 게 없으므로 아래와 같은 식으로 계산된다.

$$\Delta w_{i,t} = \Delta x_{i,t}\beta + \Delta \epsilon_{i,t} \quad (4-10)$$

$$E(\Delta \epsilon_{i,t}) = E(\Delta w_{i,t} - \Delta x_{i,t}\beta) \quad (4-11)$$

$$Var(\Delta \epsilon_{i,t}) = Var(\Delta w_{i,t} - \Delta x_{i,t}\beta) \quad (4-12)$$

$$\begin{aligned} E(\Delta \xi_{iJ(i,t)}) &= E(\Delta w_{i,t}) - E(\Delta \psi_{J(i,t)}) - E(\Delta x_{i,t}\beta) \\ &\quad - E(\Delta \epsilon_{i,t}) \end{aligned} \quad (4-13)$$

이제 일자리 간 직접 이동만 모아놓은 표본에서 $E(\Delta w_{i,t})$, $E(\Delta x_{i,t}\beta)$ 를 구하면 아래와 같이 매칭의 질 변화가 임금 변화에 기여한 추정치 $E(\Delta \xi_{iJ(i,t)})$ 를 식 (4-13)과 같이 구할 수 있게 된다.

2. 자료 설명

분석자료로는 고용보험 데이터베이스를 이용한다. 월 보수로 개인별 관리가 이루어진 이후 개인 임금이 제대로 관리되기 시작하였으며, 최근

으로 올수록 데이터베이스가 안정되는 특징이 있다. 이 때문에 자료 이용 범위를 2013~2017년으로 국한하였다. 2013년에만 해도 아직 월 보수 개인 관리 초창기여서 미입력 값이 많다. 분석 대상 시기를 더 좁히면 추정 에 문제가 생길 수 있어 2013년부터 이용하였다. 정산 후 임금이며, 근로 시간이 따로 관리되고 있지 못하므로 월 임금액을 그대로 분석에 이용하였다는 한계가 있다.

분석을 위해 고용보험 매년 6월 피보험자를 대상으로 분석하였다. 취득 및 상실 정보가 관리되지 않는 일용직은 제외하고, 고용보험 자격 취득과 상실일 정보가 모두 있는 상용직 피보험자를 중심으로 분석하되 월 보수가 모두 있는 경우로 분석대상을 한정하였다. 최근으로 올수록 월 보수 정보와 90% 가까이 결합되지만, 2013년에만 해도 80% 정도의 결합률을 보였다.

이하에서는 분석을 위해 표본을 다양한 방식으로 구분할 것이다. 3절에서는 25~55세 전체를 대상으로 분석을 할 것이나, 제4절에서부터는 이직 방식에 따라 표본을 나누어 분석할 것이다. 이를테면, 일자리 간 직접 이동자는 각 연도 6월에 있었던 근로자 중 직전 해 6월에 다른 일자리에 있었고, 또 두 일자리 간 종료와 시작시점 사이 기간이 30일 미만일 경우로 정의하였다. 그리고 이와 같이 정의되는 일자리 간 직접 이동 경력만 있는 사람은 일자리 간 직접 이동 경력자 표본으로 정의하였다. 따라서 일자리 간 직접 이동자라고 이하에서 표현할 때에는 적어도 분석 대상 기간인 2013~2017년 사이에 미취업 기간을 30일 이상 경과하는 일자리 간 이동을 한 번이라도 경험한 사람의 노동시장 이력 전체가 전부 제외된다. 이와 같은 구분은 Gruetter and Lalive(2009)를 따르는 것이다. 미취업 기간을 경과하는 일자리 이동자도 한 번이라도 이와 같은 이동을 한 사람들의 노동이력 전체를 표본으로 하되, 한 번이라도 일자리 간 직접 이동을 했으면 이 표본에는 포함되지 않는 것으로 하였다.

제5절에서 이직 전후 임금변화에 미친 매칭의 질 영향을 분석할 때에는 표본을 좀 더 좁혀 분석할 것이다. 일자리 간 직접 이동자 표본에서 일자리 간 직접 이동이 발생한 해의 자료만 구분해 직접 이동 전후의 임금을 분석할 것이다. 마찬가지로 미취업 경과 이동자 표본에서는 미취업을

경과하는 이동자의 이직 당시, 입직 당시 자료만 분석에 이용할 것이다.

제3절 임금 수준에 대한 이원고정효과 추정 결과

이 장에서는 먼저 통상적인 방식으로 개인의 임금을 개인 특성이 더 잘 설명하는지, 기업 특성이 더 잘 설명하는지 이원고정효과 모형 추정 후 분산 분해를 통해 분석해 보겠다. 2013~2017년까지의 정보를 이용해 분석하며, 식 (4-1)을 추정하는 것이다. 설명변수로는 연도 더미, 연령, 연령의 제곱 및 세제곱항, 성별, 연령과 성별 교차항을 통제하였다.

기존 연구결과들에 따르면, 이와 같이 추정할 때 설명변수로 통제한 개인 특성과 개인 고정효과에 의해 임금 분산의 상당 부분이 설명되는 것으로 나타난다. 또한, 개인 고정효과와 기업 고정효과와 상관관계를 계산해 보면 약한 (+)이거나 (-) 값이 나오는 것이 상례이다. 약한 (+)이거나 (-) 이면 고임금 기업에 고능력 개인이 몰리고 저임금 기업에 저숙련 개인이 몰리는 현상("sorting")이 약하거나 나타나지 않는다고 할 수 있다. 그런데 이와 같은 상관관계가 나타나지 않는 것이 추정상의 방법론적 한계 때문이라든지, 매칭효과를 고려하지 않기 때문이라든지 하는 여러 지적이 있어 왔으나 아직 해결되지는 않은 이슈로 남아 있다. 이 절에서는 통상적으로 활용되는 이원고정효과 추정방식에 따라 추정할 때 해외 기존 연구들과 비슷한 결과가 나타나는지 확인해 보도록 하겠다. 데이터의 특성 때문에 이후의 분석이 영향받는지 미리 검토하는 차원에서 하는 분석이라고 보면 될 것이다.

<표 4-1>에서는 2013년부터 2017년까지 매년 6월 일자리가 있었던 사람들이 분석대상이다. 이전 해 6월과 당해 6월 사이 일자리가 바뀌었는데 과거 일자리 퇴직 시점과 새 일자리 시작 시점이 30일 이내 간격이라면 일자리 간 직접이동으로, 30일 이상이면 미취업을 경과하는 이직으로 정의하였다. 전체 표본을 대상으로 식 (4-1)을 추정한 후 임금 분산을 각 요인이 얼마나 잘 설명하는지 분해하는 분석, 일자리 간 직접 이직 이력을 가

지는 사람들로 분석 대상을 좁혀 임금 분산을 분해하는 분석, 미취업을 경과하는 이직 이력을 가지는 사람들을 대상으로 임금 분산을 분해하는 분석을 수행하였다. 일자리 간 직접 이직 이력을 가지는 사람들에는 계속 근속자와 미취업 경과 이직 경험을 2013~2017년 사이 1회라도 가지면 포함시키지 않았다. 마찬가지로 미취업을 경과하는 이력을 가지는 사람들에는 계속 근속자와 일자리 간 직접 이직 경험을 1회라도 가지면 포함하지 않았다.

분석 결과를 보면, 전체 표본을 대상으로 할 경우 로그임금 분산의 15%는 연령, 연령 제곱, 연령 세제곱, 성별, 성별×연령, 연도더미로 구성된 $x\beta$ 에 의해 설명되는 것으로 나타나며, 55%는 개인 고정효과로 설명되는 것으로 나타난다. 기업 고정효과는 19%를 설명하며, 설명되지 않고 남은 부분은 11%인 것으로 나타난다.

일자리 간 직접 이직 이력을 가지는 사람들로 제한하더라도 분석 결과는 크게 달라지지 않는다. 로그임금 분산의 20%가 연령, 연령 제곱, 연령 세제곱, 성별, 성별×연령, 연도더미로 구성된 $x\beta$ 에 의해 설명되는 것으로

〈표 4-1〉 임금의 분산 분해

	전체 표본		일자리 간 직접 이직 이력을 가지는 사람들		미취업을 경과하는 이직 이력을 가지는 사람들	
	Cov(w, z)	Cov(w, z)/Var(w)	Cov(w, z)	Cov(w, z)/Var(w)	Cov(w, z)	Cov(w, z)/Var(w)
로그임금 w	0.382	1.00	0.343	1.00	0.261	1.00
$x\beta$	0.056	0.15	0.067	0.20	0.058	0.22
α	0.211	0.55	0.181	0.53	0.125	0.48
ψ	0.073	0.19	0.060	0.17	0.047	0.18
r	0.043	0.11	0.035	0.10	0.031	0.12

주: Cov(w,z)는 임금과 $z=x\beta, \alpha, \psi, r$ 간의 공분산. 전체 표본은 2013~2017년간 25~55세 연령 표본을 의미. 일자리 간 직접 이직 이력을 가지는 사람들은 일자리 간 직접 이직 경험을 가진 사람들의 2013~2017년간 일자리 이력으로 제한된 표본을 의미. 계속 한 직장을 다니거나, 한 번이라도 미취업을 경과한 사람들의 이력은 제외된 표본임. 미취업을 경과하는 이직 이력을 가지는 사람들은 2013~2017년 사이 한 번이라도 미취업을 경과하는 이직 경험을 가진 사람들의 일자리 이력으로 제한된 표본을 의미. 한 번이라도 일자리 간 직접 이동 경험을 가지거나 계속 한 일자리에서만 있었던 사람은 제외됨.

자료: 「고용보험 DB」를 이용하여 필자 계산.

나타나며, 53%는 개인 고정효과로 설명되는 것으로 나타난다. 기업 고정효과는 17%를 설명하며, 설명되지 않고 남은 부분은 10%인 것으로 나타난다.

미취업을 경과하는 이직 이력을 가지는 사람들로 표본을 제한할 경우에는 $x\beta$ 의 설명력이 좀 더 커져 22%를 차지하며, 개인 고정효과는 48%, 기업 고정효과는 18%, 설명되지 않는 부분은 12%인 것으로 나타난다.

전체적으로 보면 개인 특성으로 환원되는 $x\beta$ 개인 고정효과의 임금분산에 대한 영향력은 약 70%로 크게 나타나며, 기업 특성의 기여는 20%에 못 미치는 것으로 나타난다. 우리나라에서도 해외 선행연구들과 비슷하게 기업 특성 기여보다는 개인 특성의 영향력이 훨씬 큰 것으로 나타난 셈이다.

제4절 대칭성 검토

일자리 이동에 따른 임금 변화에서 대칭성이 얼마나 강한지, 즉 매칭효과가 의미 없는지 확인하기 위해 기업별 평균 임금 기준으로 네 개 분위를 나눈 후 분위를 이동하는 근로자를 대상으로 분석해 보았다. 1분위에서 4분위에 속하는 기업으로 이동하는 근로자들의 평균임금상승과 4분위에서 1분위로 이동하는 근로자들의 평균임금 하락이 통계적으로 같다면 대칭성이 존재하는 것으로, 그만큼 이직에 따른 임금 변화에서 매칭효과의 중요성은 떨어지는 것으로 해석할 수 있다.

앞서 간단히 설명한 것처럼 로그임금에서 설명변수의 영향을 먼저 제거하기 위해 선형회귀분석 추정 후 잔차를 얻는다. 이를 기업별로 평균해 기업별 평균임금을 만들고, 이를 기준으로 4개 분위를 구분한다. 그리고 나서 1분위에서 4분위로 이동하는 근로자들의 임금인상률의 평균을 계산하고, 다시 4분위에서 1분위로 이동하는 근로자들의 임금인상률의 평균을 계산해 이 두 인상률이 통계적으로 다른지를 검증한다. 실제 검증은 1분위에서 4분위로 이동한 근로자들과 그와는 반대로 이동한 근로자들을

대상으로 임금인상률을 종속변수, 상수항 그리고 1분위에서 4분위로 이동했느냐(1) 하지 않았느냐(0)에 따라 정한 더미변수를 설명변수로 하여 이 더미변수가 유의한지 회귀분석하는 방식으로 진행하였다. 경기변화를 반영하기 위해 연도로 클러스터된 로버스트 표준오차를 계산하였다.

분석 결과를 보기에 앞서 인상률을 계산해 보았다(표 4-2 참조). 위에서 설명한 것처럼 설명변수의 영향을 제거하고 남은 잔차 임금 기준이다. 1분위 기업에서 2분위 기업으로 이동한 근로자들의 임금상승률은 일자리 간 직접 이동자의 경우 16%로 나타났으며, 반대로 기업 분위 하락 이동자 임금하락률은 -8%로 나타났다. 1분위 기업에서 3분위 기업으로 이동한 사람들의 임금인상률은 25%, 반대로 이동한 사람들은 -20%, 1분위 기업에서 4분위 기업으로 이동한 사람들의 인상률은 31%, 반대로 이동한 사람들의 인상률은 -38%였다.

같은 기업 분위 유지자들은 약 5% 정도 수준의 인상률을 보여 상위 기업 이동자나 하위 기업 이동자들에 비해 훨씬 온건한 수준의 인상률을 보였다. 일자리 간 직접 이동자의 임금상승률은 전체로 보면 5.9%로 분위 유지자 평균 인상률과 비슷한 수준으로 나타났다.

〈표 4-2〉 일자리 간 직접 이동자의 임금상승률(전체 5.9%)

기업 분위 상승 이동자	임금상승률	기업 분위 하락 이동자	임금하락률
1→2	0.16	2→1	-0.08
1→3	0.25	3→1	-0.20
1→4	0.31	4→1	-0.38
2→3	0.11	3→2	-0.01
2→4	0.23	4→2	-0.10
3→4	0.16	4→3	-0.02
분위 유지자	1→1	0.05	
	2→2	0.05	
	3→3	0.05	
	4→4	0.06	

주: 기업분위는 로그임금과 연령, 연령 제곱, 연령 세제곱, 성별, 성별과 연령 교차항, 연도더미를 통제한 상태에서 추정된 잔차를 기준으로 4분위로 구분하였음. 분위 이동자의 임금상승률도 같은 회귀식 잔차의 상승률임. 일자리 간 직접 이동자(=전년도 일자리와 현재 일자리 간 종료-시작일 차이가 30일 미만인 일자리)만을 대상으로 계산한 것임.

자료: 「고용보험 DB」를 이용하여 필자 계산.

58 노동시장 이행이 경력형성에 미치는 영향

<표 4-3>에서 보듯이, 미취업 경과 이동자의 임금상승률은 전체적으로는 0.13%여서 일자리 간 직접 이동자에 비해 이직 전후 임금인상률이 현격히 낮게 나타난다. 다만, 상승 이동에 성공한 사람들의 임금상승률은 일자리 간 직접 이동자에 비해 결코 낮지 않으며, 오히려 높기도 하다. 이를테면 1분위 기업에서 4분위 기업으로 가는 데에 성공한 사람들은 일자리 간 직접 이동자의 경우 임금이 이직 전후 31% 올랐고, 미취업을 경과하는 일자리 이동자는 이직 전후 36% 올랐다. 다만 하락 폭은 미취업 경과 이동자가 더 크게 나타난다. 2분위에서 1분위로 이동하는 사람은 17%가 하락했고, 4분위에서 1분위로 간 사람은 49%가 떨어졌다. 일자리 간 직접 이동자는 2분위에서 1분위로 갈 때 8% 하락했고, 4분위에서 1분위로 갈 때 38% 하락했다.

<표 4-3> 미취업 경과 이동자의 임금상승률(전체 0.13%)

기업 분위 상승 이동자 임금상승률		기업 분위 하락 이동자 임금하락률	
1→2	0.18	2→1	-0.17
1→3	0.28	3→1	-0.33
1→4	0.36	4→1	-0.49
2→3	0.11	3→2	-0.08
2→4	0.23	4→2	-0.20
3→4	0.14	4→3	-0.10
분위 유지자	1→1	0.02	
	2→2	0.02	
	3→3	0.02	
	4→4	0.03	

주: 기업분위는 로그임금과 연령, 연령 제곱, 연령 세제곱, 성별, 성별과 연령 교차항, 연도더미를 통제한 상태에서 추정된 잔차를 기준으로 4분위로 구분하였음. 분위 이동자의 임금상승률도 같은 회귀식 잔차의 상승률임. 일자리 간 직접 이동자(=전년도 일자리와 현재 일자리 간 종료-시작일 차이가 30일 미만인 일자리)만을 대상으로 계산한 것임.

자료: 「고용보험 DB」를 이용하여 필자 계산.

전반적으로 보면, 1↔4분위 정도를 빼면 기업 분위 상승 이동자와 하락 이동자의 임금상승률과 하락률은 미취업 경과 이동자에게서 좀 더 대칭인 것처럼 나타난다. 이를테면, 1분위↔2분위 이동자는 상승 이동자가 18% 임금이 올랐고, 하락 이동자가 17% 임금이 떨어졌다. 일자리 직접 이동자는 같은 분위 이동에서 상승 이동자가 16% 올랐고, 하락 이동자는 8%만 떨어졌다. 이는 기업 분위기를 넘나드는 상승 이동자와 하락 이동자 임금 변화의 대칭성이 일자리 간 직접이동자에서는 관찰되지 않으나, 1↔4분위 이동자를 제외하면 미취업을 경과하는 이동자에게서는 대칭성이 관찰되고 있을 가능성을 시사한다. 이는 곧 이직의 매칭 개선효과가 일자리 간 직접 이동자에게서는 존재할 가능성이 높고, 미취업 경유 이동자에게서는 약할 가능성이 높음을 시사하는 것이다.

위의 기초통계로 나타난 것을 앞서 설명한 방식으로 분석한 결과를 <표 4-4>에 요약하였다. 분석 결과를 보면, 전체 이동자 표본을 대상으로 한 1분위와 3분위 간 이동, 미취업 경과자 표본을 대상으로 한 1분위와 2분위 간 이동만 통계적으로 유의하지 않을 뿐 나머지는 대부분 10%보다 작은 수준에서 대칭성 가정을 기각하는 것으로 나타났다.

<표 4-4> 대칭성 검증-t값

	전체 이동자 표본	일자리 간 직접 이동자	미취업 경과 이동자
1↔4	5.82	2.85	5.58
1↔3	0.24	-2.43	4.33
1↔2	-2.90	-4.08	-0.54
2↔4	-6.02	-5.80	-2.84
2↔3	-6.57	-7.45	-2.86
3↔4	-9.20	-8.41	-3.12

주: 전체 이동자 표본은 전체 이동자 이직 전후 임금이 기록된 자료, 일자리 간 직접 이동자 표본은 일자리 간 이직 전후 임금이 기록된 자료, 미취업 경과 이동자 표본은 미취업을 경과하는 이동자의 이직 전후 임금이 기록된 자료임. 일자리 간 직접이동을 한 번이라도 한 사람이면서 미취업 경과 이동도 경험한 사람은 표본에서 제외됨. 따라서 일자리 간 직접 이동자 표본과 미취업 경과 이동자 표본에 동시에 속하는 사람은 없음. 보고된 수치는 t값임.

자료: 「고용보험 DB」를 이용하여 필자 계산.

또 다른 특징은 1분위와 4분위 간 이동, 1분위와 3분위 간 이동을 제외한 나머지는 미취업 경과 이동자 표본에 비해 일자리 간 직접 이동자 표본의 t값이 2배 이상 크다는 것이다. 즉, 일자리 간 직접 이동자에게서 대칭성이 발견되지 않는데, 그 정도는 미취업 경과 이동자에 비해 훨씬 크다는 의미이다. 미취업 경과 이동자는 1↔4, 1↔3 분위 이동자를 제외하면 대칭성이 직접 이동자에 비해 상대적으로 강하다는 의미가 되었다. 다음 절에서는 이 특징을 이용해 일자리 간 직접 이동자에게서 나타나는 매칭의 질 개선효과가 얼마나 되는지 분석하도록 하겠다.

제5절 임금 변화에 대한 매칭의 질 변화 기여 추정 결과

이 절은 일자리 간 직접 이동에 따른 임금 변화에 매칭의 질 변화가 얼마나 기여했는지를 분석하는 것이 목적이다. 따라서 제4절의 분석보다 표본을 좀 더 좁혀서 사용한다. 제4절은 일자리 직접 이동자의 2013~2017년 일자리 역사 전체를 사용했다면, 여기서는 일자리 이동 전후의 임금변화를 분석대상으로 한다. 즉, 일자리 이동 직전과 직후의 자료만을 이용해 분석한다는 차이가 있다. 여기서도 분석대상은 25~55세로 제한한다.

<표 4-5>에서 분석 결과를 보면, 2014~2017년 사이 일자리 간 직접 이동자의 일자리 이직 전후 임금성장률은 13.6%인데, 이 중 설명변수 변화(연령, 연도, 성별, 연령×성별)로 설명되는 부분은 4.6%포인트, 기업 고정효과 변화로 설명되는 부분은 1.5%포인트, 매칭의 질 변화로 설명되는 부분은 8.6%포인트로 나타난다. 다시 말해 일자리 간 직접 이동을 통해 평균적으로 임금이 13.6% 올랐는데 그중 매칭의 질 개선이 기여한 바가 64%, 연령, 연도, 성별 등 개인의 특성이 기여한 바가 34%, 재직 기업 특성 변화(=재직 기업 변경에 따른 기업 고정효과 변화)가 기여한 바가 11%로 나타났다는 의미이다. 흔히 일자리가 바뀌어서 임금이 오르면 더 좋은 기업, 이를테면 더 나은 대기업으로 이직해서 임금이 올랐다고 생각하지만, 실제 우리나라에서 보편적인 일자리 간 직접 이동에 따른 임금상

〈표 4-5〉 일자리 간 직접 이동자의 임금 변화에서 매칭효과 역할 추정을 위한 임금분해 결과

	평균 임금 변화 기여	평균 임금 변화 기여율	공분산	분산 변화 기여율
Δw	0.1358	1.00	0.1819	1.00
$\Delta x\beta$	0.0462	0.34	0.0001	0.00
$\Delta \psi$	0.0153	0.11	0.0066	0.04
$\Delta \xi$	0.0862	0.64	0.0684	0.38
$\Delta \epsilon$	-0.0120	-0.01	0.1068	0.59

자료: 「고용보험 DB」를 이용하여 필자 계산.

승의 원인은 상당 부분 본인에게 더 잘 맞는, 그리고 이직 기업에게도 더 잘 맞는 전직에 성공한 결과 발생한 것이라는 의미가 되겠다.

이와 같은 결과는 일자리 간 직접 이동자의 임금 변화에서 근로자와 일자리의 매칭 개선이 차지하는 역할이 상당히 크다는 것을 의미한다. 임금 변화의 분산을 기준으로 보아도 잔차 분산의 역할이 가장 크긴 하지만(59%를 설명), 매칭의 질 개선 분산이 차지하는 비중도 38%여서 그다음으로 높게 나타난다. 이는 기업 고정효과 변화 4%에 비하면 매우 큰 수치이다.

〈표 4-6〉은 집단을 좀 더 좁혀서 성별로 분석한 결과이다. 25~55세를 성별로 나누어 추정해보더라도 여전히 일자리 간 직접 이동자의 임금 변화를 설명하는 데에서 매칭의 질 개선 효과의 설명력은 상당히 큰 것으로 나타난다. 남성의 경우 일자리 직접 이동으로 인한 임금성장률은 12.8%로 나타나는데, 이 중 매칭의 질 개선으로 설명되는 부분은 7.76%포인트로 60%에 달하는 것으로 나타난다. 그다음으로는 개인 특성의 영향이 43%, 기업 특성변화의 영향력은 7%포인트인 것으로 나타난다. 여성의 경우에도 일자리 직접 이동으로 인한 임금성장률은 14.6%로 나타나는데, 매칭의 질 개선이 차지하는 비중은 무려 83%나 되는 것으로 나타났다.

〈표 4-6〉 일자리 간 직접 이동자의 임금 변화에서 매칭효과 역할 추정을 위한 임금분해 결과 : 성별

	남성		여성	
	평균 임금 변화 기여	평균 임금 변화 기여율	평균 임금 변화 기여	평균 임금 변화 기여율
Δw	0.1284	1.00	0.1456	1.00
$\Delta x\beta$	0.0550	0.43	0.0364	0.25
$\Delta \psi$	0.0096	0.07	0.0079	0.05
$\Delta \xi$	0.0776	0.60	0.1204	0.83
$\Delta \epsilon$	-0.0138	-0.11	-0.0191	-0.13

자료: 「고용보험 DB」를 이용하여 필자 계산.

청년과 고령층으로 나누어 분석한 결과도 보고하였다(표 4-7 참조). 청년의 이직에 따른 임금인상률이 18%로 45세 이상의 10%보다 월등히 높은 가운데, 임금인상에 기여하는 요인이 청년은 매칭 개선 74%, 45세 이상은 설명변수 변화(연령 증가, 연도 효과 등) 72%로 임금상승에 중요하게 작용하는 요인이 다르게 나타났다. 청년의 경우 일자리 정착 과정에 있어 이직에 따른 임금 변화에서 매칭 개선이 차지하는 비중이 높은 것은 충분히 예상 가능한 것이다. 다만, 중고령층에서도 매칭 개선은 여전히 50%를 상회하는 영향을 가지는 것으로 나타났다.

〈표 4-7〉 일자리 간 직접 이동자의 임금 변화에서 매칭효과 역할 추정을 위한 임금분해 결과 : 연령대별

	35세 미만		45세 이상	
	평균 임금 변화 기여	평균 임금 변화 기여율	평균 임금 변화 기여	평균 임금 변화 기여율
Δw	0.1807	1.00	0.1038	1.00
$\Delta x\beta$	0.0233	0.13	0.0750	0.72
$\Delta \psi$	0.0201	0.11	0.0060	0.06
$\Delta \xi$	0.1342	0.74	0.0579	0.56
$\Delta \epsilon$	0.0032	0.02	-0.0351	-0.34

자료: 「고용보험 DB」를 이용하여 필자 계산.

제6절 소결 및 시사점

제2장에서 본 기초통계는 이직이 특히 미취업기간을 경과하지 않는 형태의 직장 간 이직(job-to-job transition) 형태로 발생하거나, 미취업기간을 짧게 경과하고 다음 일자리로 이동할 경우 상당한 수준의 임금상승으로 귀결될 수 있음을 보여주었으며, 3장의 분석을 통해 개인 미관찰 특성과 일자리 매칭의 질을 고려할 경우 근속보다는 이직을 포함하는 노동시장 경험의 임금에 대한 영향이 더 크게 나타나는 것을 본 바 있다. 이는 미취업을 짧게 또는 전혀 경험하지 않는 이직의 경우 신중하게 계획되기만 한다면 적어도 노동시장 경력 발전에 기여해 임금상승을 도모할 수 있음을 보여주는 것이다. 이 장에서는 이직이 개인과 일자리 간 일자리 매칭의 질을 개선하는 효과가 있는지 분석 대상 범위를 넓혀 분석해 보고자 했다. 다시 말해 우리나라 노동시장에서 발생하는 직장 간 이직(job-to-job transition)이 개인과 일자리 간 매칭의 질(quality of job matching)을 향상시키는 효과가 있는지, 직장 간 이직을 통한 임금성장에서 이 요인이 차지하는 비중이 얼마나 되는지 분석하고자 하였다.

이를 위해 이 연구에서는 고용보험 데이터베이스에 대용량 이원고정효과 모형(two-way fixed effect model)을 적용하고자 한다. 먼저 통상적인 방식으로 개인의 임금을 개인 특성이 더 잘 설명하는지, 기업 특성이 더 잘 설명하는지 이원고정효과 모형 추정 후 분산 분해를 통해 분석해 본 결과 기존 연구결과들과 비슷하게 임금 분산의 상당 부분이 개인 특성에 의해 설명되며, 기업 특성의 영향은 상대적으로 작게 나타났다. 기업 고정효과는 19%를 설명하며, 설명되지 않고 남은 부분은 11%인 것으로 나타났다.

일자리 이직에 따른 임금성장에서 매칭효과가 강하다면 대칭성이 약해야 한다. 이를 확인하기 위해 기업별 평균 임금 기준으로 네 개 분위를 나눈 후 분위를 이동하는 근로자를 대상으로 분석해 보았다. 분석 결과를 보면, 전체 이동자 표본을 대상으로 한 1분위와 3분위 간 이동, 미취업 경

과자 표본을 대상으로 한 1분위와 2분위 간 이동만 통계적으로 유의하지 않을 뿐 나머지는 대부분 10%보다 작은 수준에서 대칭성 가정을 기각하는 것으로 나타났다. 또 다른 특징은 1분위와 4분위 간 이동, 1분위와 3분위 간 이동을 제외한 나머지에서 미취업 경과 이동자 표본에 비해 일자리 간 직접 이동자 표본의 t값이 2배 이상 크다는 것이다. 즉, 일자리 간 직접 이동자에게서는 대칭성이 발견되지 않는데, 그 정도는 미취업 경과 이동자에 비해 훨씬 크다는 의미이다. 미취업 경과 이동자는 1↔4, 1↔3분위 이동자를 제외하면 대칭성이 직접 이동자에 비해 상대적으로 강하다는 의미가 되겠다.

매칭효과에 대한 직접적 검증도 수행하였는데, 분석 결과를 보면, 2014~2017년 사이 일자리 간 직접 이동자의 일자리 이직 전후 임금성장률은 13.6%인데, 이 중 설명변수 변화(연령, 연도, 성별, 연령×성별)로 설명되는 부분은 4.6%포인트, 기업 고정효과 변화로 설명되는 부분은 1.5%포인트, 매칭의 질 변화로 설명되는 부분은 8.6%포인트로 나타난다. 다시 말해 일자리 간 직접 이동을 통해 평균적으로 임금이 13.6% 올랐는데 그중 매칭의 질 개선이 기여한 바가 64%, 연령, 연도, 성별 등 개인의 특성이 기여한 바가 34%, 재직 기업 특성 변화(=재직 기업 변경에 따른 기업 고정효과 변화)가 기여한 바가 11%로 나타났다는 의미이다. 흔히 일자리가 바뀌어서 임금이 오르면 더 좋은 기업, 이를테면 더 나은 대기업으로 이직해서 임금이 올랐다고 생각하지만, 실제 우리나라에서 보편적인 일자리 간 직접 이동에 따른 임금상승의 원인은 상당 부분 본인에게 더 잘 맞는, 그리고 이직 기업에게도 더 잘 맞는 전직에 성공한 결과 발생한 것이라는 의미가 되겠다.

이와 같은 결과는 일자리 간 직접 이동자의 임금 변화에서 근로자와 일자리의 매칭 개선이 차지하는 역할이 상당히 크다는 것을 의미한다. 임금 변화의 분산을 기준으로 보아도 잔차 분산의 역할이 가장 크긴 하지만(59%를 설명), 매칭의 질 개선 분산이 차지하는 비중도 38%로 그다음으로 높게 나타난다. 이는 기업 고정효과 변화 4%에 비하면 매우 큰 수치이다. 집단을 나누어 성별과 연령별로 보면 여성과 청년층에서 매칭의 질 개선 효과가 더 큰 것으로 나타났다.

이와 같은 결과는 우리나라의 이직, 특히 본 분석에서 대상으로 삼은 일자리 간 직접 이직의 경우 이직을 통해 개인과 일자리 간 매칭의 질이 개선되는 순기능을 발휘하고 있다는 의미가 된다. 이는 곧 그동안 이직보다는 근속이 중요하다는 통념에 도전하는 결과이며, 우리나라에서 이직이 활발한 이유를 이직의 성과 측면에서 일정하게 해명해주는 결과라 할 것이다. 이직이 매칭의 질 개선을 통해 노동시장의 효율적 운영에 도움이 된다는 것이 이 연구를 통해 일부 해명된 만큼, 향후 정책의 영역에서도 이직을 금기시할 필요는 없으며, 취약 계층의 일자리 정책이나 실업 대책에서 일회성 취업이 아니라 취업-이직-취업으로 이어지는 경력발전의 측면을 좀 더 고려하는 정책방향 설정상의 변화가 요청된다 하겠다.

제 5 장

결론 및 시사점

전통적인 우리나라 연구에서 이직은 근속에 비해 경력형성을 저해하는 행동으로 간주되어 왔으나, 이와 같은 기존 연구전통으로는 우리나라에서 자발적 이직이 활발한 이유를 해명하기 어렵다. 또한, 우리나라에서 구직활동을 하는 청년들에 대한 전통적인 조언은 눈높이를 낮추라는 것이거나, 반대로 눈높이를 낮춰 비정규직이나 임금이 낮은 일자리에 취업할 경우 좋은 경력을 만들기 어려워지므로 더 나은 일자리를 기다리라는 것이었다. 이들 조언은 모두 당장 취업이나 좀 더 있다 취업이나의 차이만 있을 뿐 취업을 한 다음 경력형성에 대해서는 아무런 얘기도 해주지 않는다.

이와 같은 연구와 현실에서 나타나는 불충분함은 우리나라에서 이직이 의미하는 바가 무엇인지가 이직의 성과 측면에서 아직까지 연구되지 않았기 때문에 나타난다. 이 연구는 우리나라 이직 연구의 바로 이러한 부족을 조금이라도 메꾸고자 기획되었다. 이를 통해 근속이 유리할 수 있는 양질의 대기업 일자리나 공공부문 일자리가 한정된 상황에서 노동시장에서의 경력발전이 어떤 식으로 이루어지고 있는지, 여기서 이직이 어떤 역할을 하는지에 대한 대안적이고 정형화된 사실을 정립하고자 하였다. 만약, 이 연구의 결과 우리나라에서 이직의 기능이 더 나은 일자리를 위한 탐색과정이자 이를 통한 경력형성으로 기능한다면, 청년들에게도 눈높이를 낮춰 취업하느냐 더 나은 일자리를 기다릴 것이냐라는 이분화된 권고를 넘어 일단 취업해 전직 기회를 노리고 준비하라는 제3의 대안적 조언

이 가능할 것이며, 인턴제와 근속장려금이 상징하듯 일단 취업시키는 것에 목표를 두는 일자리 정책이 아니라 경력관리에 도움이 되는 방향으로 일자리 정책이 방향을 전환해야 할 필요성을 제시하게 될 것이다.

연구의 결과를 장별로 정리하면, 먼저 제2장에서는 우리나라는 입이직이 상당히 활발한 것으로 나타났다. 유지사업체를 대상으로 보더라도 고용 증가 기업은 2년 안에 고용된 사람들이 모두 교체될 정도의 입직이 발생하며, 감소 기업조차도 매년 40%에 육박하는 인원이 새로 취업하므로 2년 반이면 고용된 사람들이 모두 교체될 수 있는 높은 입직 규모를 보인다. 유지사업체도 크게 다르지 않아 3년이면 고용인원이 모두 교체될 수 있는 수준의 입직 규모를 보이는 것으로 나타났다.

입직 못지않게 이직도 활발한 것으로 나타났다. 다만, 고용 증가 사업체와 감소 사업체의 입직률 차이는 2013~2016년 기준 72.8-37.9=34.9%포인트인 반면, 이직률 차이는 65.4-43.7=21.7%포인트로 상대적으로 작게 나타났다. 고용 증가 사업체와 감소 사업체 간 플로우 차이는 상대적으로 볼 때 입직에서 더 큰 차이가 나타난다는 의미이다. 경영 현장에서는 새로 뽑는 것만 줄여도 구조조정이 가능하다고 말하는 경우가 많은데, 이것이 바로 그런 현상의 반영일 것으로 보인다.

개인 수준에서 보아도 이직은 상당히 활발한 것으로 나타났다. 2013년 1월 피보험자를 5년 뒤까지 확인해보면 일자리가 유지된 사람은 1/3에 불과한 것으로 나타났다. 1회 이직자는 유지자와 유사한 30%에 달하며, 2회 이직한 사람도 16%에 달하는 높은 수치를 보인다. 3회 이상 이직자도 18%대나 된다. 이와 같은 이직은 남성 25~29세가 그나마 낮고, 연령이 높아짐에 따라 상승하는 것으로 나타난다. 이직과 임금의 관계를 보면, 이직을 안 한 사람들은 임금 수준이 높아서 안 한 것으로 나타난다. 이직 횟수가 적을수록 임금 수준이 높으며, 다만, 1, 2회 정도의 이직은 30대 초반까지는 임금인상률을 높이는 것으로 나타난다. 첫 일자리가 불만족스럽다면 이직을 고려하는 것이 임금인상률을 높일 수 있다는 의미이기도 하겠다.

이직을 일자리 간 이직과 미취업을 경과하는 이직으로 나누어 분석해보면, 일자리 간 이직은 비교적 경기 민감도가 존재할 가능성이 있는 것

으로 기초통계상 나타난다. 예상 가능한 것처럼 이직은 15~24세에서 높고 40대로 갈수록 낮아지다가 그 이후 다시 증가하는 패턴을 보인다. 직장 간 이직은 젊은 연령대에서 상대적으로 활발하지만, 30대 중반이 넘으면 연령과의 상관관계가 없는 것으로 나타난다. 일자리 간 이직은 임금성장과의 관계가 매우 뚜렷한 것으로 나타난다.

제3장에서는 노동시장 초기 진입단계 경험 차이와 근속, 노동시장 경험이 갖는 의미에 대해 분석해 보았다. 우리나라는 근속급이 강한 것으로 알려져 있으나, 실제로는 일부 대기업과 공공부문에 국한된 것이다. 실제 개인 특성과 개인-일자리 특성을 통제하고 나면 근속의 임금에 대한 영향력은 10년에 5% 내외로 축소되는 것으로 나타난다. 데이터에서는 관찰되지 않는 고임금 특성을 가진 사람들이 좋은 일자리에 자리 잡고, 일부 노조부문을 제외하면 치열한 경쟁의 결과 살아남은 사람들이 오랜 근속을 한 결과 나타난 현상이 바로 근속에 따른 임금인상이라는 의미이다. 개인 및 개인-일자리 특성을 통제하고 나면 노동시장 경험이 임금에 훨씬 큰 영향력을 가지는 것으로 나타나게 된다. 일부 부문에 한정된 근속의 효과 때문에 우리나라에 좀 더 보편적으로 역할을 하는 노동시장 경험의 경력관리에 대한 영향이 무시되어 온 셈이다.

초기 경력 측면에서의 추정 결과는 첫 일자리를 잘 잡기 위한 졸업 후 취업준비가 길게 지속될 경우 장기간의 임금에 손실을 가져올 가능성이 있는 것으로 나타났다. 반면 첫 일자리 진입 후 초기 단계에서 몇 차례의 이직 후 안정된 고용관계를 찾아가는 방식의 노동시장 경력형성은 장기적인 임금 페널티로 귀결되지 않는 것으로 나타났다. 그러나, 진입 후 8년간 안정된 일자리를 찾지 못하고 이직이 반복되면 장기적으로 상당한 임금 페널티로 귀결되는 것으로 나타났다.

제4장에서는 이직이 개인과 일자리 간 일자리 매칭의 질을 개선하는 효과가 있는지 분석 대상 범위를 넓혀 분석했다. 분석 결과 2014~2017년 사이 일자리 간 직접 이동자의 일자리 이직 전후 임금성장률은 13.6%인데, 이 중 설명변수 변화(연령, 연도, 성별, 연령×성별)로 설명되는 부분은 4.6%포인트, 기업 고정효과 변화로 설명되는 부분은 1.5%포인트, 매칭의 질 변화로 설명되는 부분은 8.6%포인트로 나타났다. 흔히 일자리가 바뀌

어서 임금이 오르면 더 좋은 기업, 이를테면 더 나은 대기업으로 이직해서 임금이 올랐다고 생각하지만, 실제 우리나라에서 보편적인 일자리 간 직접 이동에 따른 임금상승의 원인은 상당 부분 본인에게 더 잘 맞는, 그리고 이직 기업에게도 더 잘 맞는 전직에 성공한 결과 발생한 것이라는 의미가 되겠다.

이와 같은 결과는 일자리 간 직접 이동자의 임금 변화에서 근로자와 일자리의 매칭 개선이 차지하는 역할이 상당히 크다는 것을 의미한다. 임금 변화의 분산을 기준으로 보아도 잔차 분산의 역할이 가장 크긴 하지만(59%를 설명), 매칭의 질 개선 분산이 차지하는 비중도 38%로 그다음으로 높게 나타난다. 이는 기업 고정효과 변화 4%에 비하면 매우 큰 수치이다. 집단을 나누어 성별로 보면 여성과 청년층에서 매칭의 질 개선효과가 더 큰 것으로 나타났다.

이와 같은 결과는 우리나라의 이직, 특히 본 분석에서 대상으로 삼은 일자리 간 직접 이직의 경우 이직을 통해 개인과 일자리 간 매칭의 질이 개선되는 순기능을 발휘하고 있다는 의미가 된다. 이는 곧 그동안 이직보다는 근속이 중요하다는 통념에 도전하는 결과이며, 우리나라에서 이직이 활발한 이유를 이직의 성과 측면에서 일정하게 해명해주는 결과라 할 것이다. 이직이 매칭의 질 개선을 통해 노동시장의 효율적 운영에 도움이 된다는 것이 이 연구를 통해 일부 해명된 만큼, 향후 정책의 영역에서도 이직을 금기시할 필요는 없으며, 취약 계층의 일자리 정책이나 실업 대책에서 일회성 취업이 아니라 취업-이직-취업으로 이어지는 경력발전의 측면을 좀 더 고려하는 정책방향 설정상의 변화가 요청된다 하겠다.

양질의 일자리로 가는 출구가 좁아진 때문에 평균적인 관점에서 보면 첫 일자리부터 좋은 일자리로 들어가기란 매우 어려운 일이 되었다. 그렇다면, 제3장의 분석 결과는 적어도 평균적 관점에서는 졸업 후에도 길게 취업준비를 하기보다 노동시장에서 일하면서 이직을 준비하는 방식의 진입 경로를 설계하는 것이 현명한 방법임을 보여준다. 대신 진입 초창기 몇 년을 지나서는 안정적인 고용관계를 형성할 수 있어야 한다. 빈번한 입이직만 장기간 반복하게 되면 경력형성에 실패하면서 노동시장 성과도 낮아질 것임을 추정결과가 보여주기 때문이다. 더불어 우리나라에서 근

속의 임금에 대한 성과는 어디까지나 좋은 사람이 좋은 일자리에 들어간 결과이고, 그나마도 치열한 생존경쟁을 거쳐야 장기근속으로 이어지는 결과가 데이터상 나타난 것이므로, 신중한 이직을 늘 준비하고 고려하면서 노동시장 경험을 쌓아나가는 것이 평균적인 청년이 노동시장에 잘 적응해내는 방법이다.

정책적으로도 청년에 대한 노동시장 정책은 일단 일자리에 밀어넣고 근속하도록 유도하는 방향이 아니라, 들어간 일자리보다 더 나은 일자리로 한 단계 나아가는 이직을 도와주는, 즉 경력형성을 지원하는 방식으로 일정한 변화가 있어야 함을 보여준다.

본 연구의 심화 분석은 청년의 이직경로를 대상으로 했으나, 근속과 경험에 대한 평가는 진입 후 8년이 지난 사람들을 대상으로 했으므로 남성 주력 경제활동연령대 노동시장에서 경력의 발전, 임금의 발전에 대한 일반적 평가라 할 수 있다. 제2장의 기초통계 분석에서 계속 근속자는 임금 수준이 높은 것으로 나타났으나, 이는 제3장의 근속-경험 간 관계에 대한 심화된 추정 결과에 따르면 좋은 사람이 좋은 직장을 만나 나타난 결과에 불과한 것으로, 보통 사람들의 노동시장 경력발전과는 무관한 일이다. 미취업 경과기간이 없거나 짧게 준비된 이직은 2장의 기초통계 분석과 3장의 근속-경험 간 심화 분석에서 보이는 것처럼 개인의 경력발전에서 중요한 의미를 지닐 수 있다. 다만, 이직이 빈번해서는 소기의 성과를 거둘 수 없다. 개인의 입장에서는 준비되고 신중한 이직을 노동시장 경력을 지속하는 한 늘 염두에 두어야 하고, 정부의 정책도 취업까지만 지원하고 끝내는 것이 아니라, 노동시장에서 취약한 사람들의 구직활동을 지원할 때경력관리의 관점에서 접근할 필요가 있다. 취업했으니 대상자에서 벗어나는 것이 아니라 취업 사후 경력관리까지 정책의 영역으로 끌어들이는 정책의 변화가 필요하다는 의미이다. 또한, 근속장려금처럼 근로자를 사용하는 사람들의 관점에서 정책을 설계하는 것은 어떤 인구집단을 대상으로 하나에 따라 적절치 않은 정책이 될 수 있다. 신중한 이직은 개인의 경력발전을 위해 장려되어야 하는데 그런 이직을 막을 유인을 제공하기 때문이다.

제4장의 분석은 청년에 국한하는 것을 넘어 노동시장 대부분 연령대에

서 이직이 개인과 일자리 간 매칭을 개선하는 것으로 나타난다. 청년과 여성에서 이 효과는 더 큰 것으로 나타나며, 기존에 기업 간 이동으로 인한 임금인상은 주로 대기업 이직에 성공했기 때문일 것이라는 통념과 다른 결과를 보여준다. 이 연구의 분석 결과가 보여주는 향후의 정책과제는 어떻게 하면 취업 그 자체가 아니라 취업 후 경력발전까지 정책의 영역으로 포섭해 특히 취약 계층의 경력발전 설계를 도울 수 있을 것인지 고민하는 것이 필요하다는 것이다.

마지막으로, 이 연구에서는 본격적으로 분석하지 않았지만 직장 간 직접 이직은 상당한 임금상승효과가 있으며 미취업 기간을 짧게 들수록 이직의 임금효과가 크다는 것을 발견하였다. 외국에서는 노동시장 건강성 지표의 하나로 직장 간 직접 이직의 이러한 임금효과를 반영해 직장 간 이직의 활발함에 주목하고 있다. 우리나라에서도 임금효과가 상당함을 확인한 만큼 직장 간 이직을 노동시장 지표화하는 후속과제를 생각해볼 필요가 있다. 본문에서 보았듯이 고용보험에서 직접적으로 지표화하기에는 제도 변화 등 불규칙적 요인이 있어 충분한 후속연구를 통해 불규칙 요인을 제거한 후에야 경기와의 연관성을 분석할 수 있을 것으로 보인다.

참고문헌

- 지민웅(2016), 「생애 첫 전일제 일자리에서의 자발적 이직 결정요인: 입사 초기에 발생하고 있는 높은 수준의 이직 문제를 중심으로」, KLI 패널 워킹페이퍼 No.5, 2016-5, 한국노동연구원.
- 한국고용정보원, 「고용보험 DB」.
- 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」 원자료.
- Abowd, John M., Francis Kramarz, and David N. Margolis(1999), “High Wage Workers and High Wage Firms,” *Econometrica* 67 (2), pp.251 ~333.
- Altonji, Joseph G., and Robert A. Shakotko(1987), “Do Wages Rise with Job Seniority?,” *Review of Economic Studies* 54 (3) (July), pp.437 ~459.
- Altonji, Joseph G. and Nicolas Williams(2005), “Do Wages Rise with Job Seniority? A Reassessment,” *Industrial and Labor Relations Review* 58 (3), pp.370~397.
- Card, D., A. R. Cardoso, and P. Kline(2016), “Bargaining, Sorting, and the Gender Wage Gap: Quantifying the Impact of Firms on the Relative Pay of Women,” *The Quarterly Journal of Economics* 131 (2), pp.633~668.
- Card, D., J. Heining, and P. Kline(2013), “Workplace Heterogeneity and the Rise of West German Wage Inequality,” *The Quarterly Journal of Economics* 128 (3), pp.967~1015.
- Gruetter, M. and R. Lalive(2009), The Importance of Firms in Wage Determination, *Labour Economics* 16 (2), pp.149~160.
- Jenkins, D. and A. Morin(2018), Job-to-Job transitions, Sorting, and

- Wage growth *Labour Economics* 55, pp.300~327.
- Light, Audrey and Kathleen McGarry(1998), “Job Change Patterns and The Wages of Young Men,” *Review of Economics and Statistics* 80 (2), pp.276~286.
- Topel, Robert H. and Michael P. Ward(1992), “Job Mobility and the Careers of Young Men,” *The Quarterly Journal of Economics* 107 (2), pp.439~479.

◆ 執筆者

- 성재민(한국노동연구원 연구위원)

노동시장 이행이 경력형성에 미치는 영향

- 발행연월일 | 2018년 12월 24일 인쇄
2018년 12월 28일 발행
- 발행인 | 배규식
- 발행처 | **한국노동연구원**
300147 세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 경제정책동
☎ 대표 (044) 287-6080 Fax (044) 287-6089
- 조판·인쇄 | 도서출판 창보 (02) 2272-6997
- 등록일자 | 1988년 9월 13일
- 등록번호 | 제13-155호

© 한국노동연구원 2018 정가 5,000원

ISBN 979-11-260-0272-6