

勞 動 經 濟 論 集  
 第33卷(1), 2010. 04, pp.53~84  
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

## 실직으로 인한 임금 손실과 지속 원인에 대한 연구\*

박 용 현\*\*

이 논문은 한국노동패널 조사 자료를 이용하여 실직자들이 겪는 임금 손실의 정도를 실직 발생 직후에서부터 4년 후까지 분석하였다. 종전에 국내에서 이루어진 연구들에서는 주로 실직 직후에 발생하는 손실에 초점이 맞춰졌는데, 실직으로 인한 손실이 지속될 경우 이는 손실을 과소 추정하는 것이 된다. 논문의 분석 결과에 의하면 실직 발생 4년 후에도 실직으로 인한 임금 손실이 유의미하게 지속되는 것으로 나타났으며, 이는 실직으로 인해 발생하는 일자리 경험의 손실과 반복 실직의 발생에 크게 영향 받은 결과인 것으로 나타났다.

- 주제어: 실직, 임금 손실, 일자리 경험 손실, 반복 실직

### I. 서 론

1997년 경제위기 이후 경제 전반에 몰아닥친 구조조정의 흐름 속에서 실직자들이 급속히 양산되었다. 외환위기 당시 국가의 강제퇴출 결정으로 직장을 잃은 충청은행의 실

논문 접수일: 2009년 9월 15일, 논문 수정일: 1차 2009년 11월 23일, 2차 2010년 2월 8일,

논문 게재확정일: 2010년 2월 10일

\* 본 논문은 필자의 석사학위 논문을 축약한 것이다. 이 논문과 학업을 이끌어 주신 서울대 경제학부 김대일 교수님, 한국노동연구원 김혜원 박사님께 진심으로 감사드립니다. 그리고 본 연구에 의미 있는 도움말을 해주신 익명의 두 심사자 분께도 감사드립니다.

\*\* 서울대 경제학부 박사과정(pparkyong@hanmail.net).

직자들을 대상으로 조사한 결과에 따르면 이들은 직장을 잃은 이후 지난 10년 동안 절반 이상이 3번 이상 직장을 옮기는 등 지속적인 고용불안에 시달렸으며, 소득에 있어서도 은행 재직 당시에는 도시근로자 가구 평균소득의 1.5배를 벌었지만 현재는 평균소득(373만원)의 절반 수준인 186만 1,000원을 버는 데 불과하게 됐다.<sup>1)</sup> 조사에서 다룬 충청은행 직원들의 사례는 비록 한정된 소수에 불과하지만 비자발적 이직자 일반의 경험 역시 이와 크게 다르지 않았다. 노동부의 고용보험 원자료를 이용해 직장 이동자들의 이후 일자리 경로를 분석한 연구에 따르면 비자발적 이직자들의 경우 자발적 이직자들에 비해 새로운 일자리에서 근로기간이 적으며 입직임금의 증가율 역시 절반에 불과한 것으로 나타났다. 또 비자발적 이직을 경험한 경우 이후 일자리 경로에서 반복적으로 비자발적 이직을 경험할 비율이 자발적 이직자의 경우보다 높은 것으로 나타나 비자발적 이직의 경험이 함정으로 작용할 수 있음이 분석되었다.<sup>2)</sup> 이와 같이 실직자들은 재취업에 성공한다고 할지라도 이후 일자리에서 지속적으로 고용불안을 겪으며 실직으로 인한 손실이 지속될 가능성이 커지게 된다. 실직으로 인한 손실이 지속되는 경우 이는 정책적으로 중요한 함의를 가지게 될 것이다. 실직자들에 대한 대책을 마련하는 데 있어서 실업기간 동안의 손실에 대한 단기적인 처방뿐만 아니라, 이후 일자리 경로에서 안정적인 일자리를 얻는지에 대한 세심한 고려가 요구되는 것이다. 이를 위해서는 우선 실직으로 인해 겪는 손실의 수준이 어느 정도이며, 또 얼마나 오랫동안 지속되는지, 그리고 지속의 원인은 무엇인지를 파악할 필요가 있다.

실직으로 인한 임금 손실이 나타나는 이유로 먼저 실직으로 인해 발생한 실업기간의 영향을 생각할 수 있을 것이다. 실직자들은 실업기간 동안 숙련을 쌓을 수 있는 기회를 상실할 뿐만 아니라, 실업기간이 장기화될 경우 기존에 지니고 있는 숙련의 쇠퇴가 발생할 수 있다. 노동자들이 과거 일자리에서 지녔던 특수한 숙련이나 매칭 자본을 상실한 것을 임금 손실의 원인으로 생각할 수도 있을 것이다.<sup>3)</sup> 그리고 노동자들이 과거 임

1) 류정순(2008).

2) 윤윤규·박성재(2008)에 따르면 이직 횟수가 총 4회인 경우 이직 이전인 2번째 일자리에서의 비자발적 이직자의 입직임금은 137.9만 원으로서 자발적 이직자의 입직임금인 124.8만 원보다 높지만 이직 이후 새로운 일자리(3번째 일자리)에서의 입직임금 증가율은 4.2%로 자발적 이직자의 입직임금 증가율(9.7%)의 절반에도 미치지 못하는 것으로 나타났다. 또한 일자리 기간에 있어서도 비자발적 이직자는 다음 직장에서의 일자리 기간이 72.5일 감소(415.5→342.9일)한 반면 자발적 이직자는 45.9일 증가(327.5→373.4일)한 것으로 나타났다.

3) Hammermesh(1987), Jacobson et al.(1993a) 참조; 실직으로 인한 손실에 대한 관련 문헌의 검토로는 Fallick(1996)과 Kletzer(1998)를 참조할 수 있다.

금 프리미엄을 제공하던 일자리를 잃었을 경우에는 손실이 더욱 크게 나타날 수 있다. 실직 이전의 일자리가 노조 지위나 대기업 지위, 정규직 지위에 따른 임금 프리미엄을 제공했다면 실직에 의한 손실이 더욱 커질 것이기 때문이다. 이외에도 시장에서 관찰 가능한 노동자의 특성은 생산성에 대한 부분적인 정보만 제공하며, 생산성은 현재의 고용주와 노동자에게만 완전하게 알려진다는 점에서 실직이 노동자의 생산성에 대한 부정적인 신호효과를 야기할 수도 있다. 새로운 일자리에서 고용주들은 노동자의 지난 행적을 통해서 생산성에 관한 정보를 얻으려 할 것이므로 실직의 경험은 부정적인 신호로 기능해 임금을 낮추는 역할을 할 수 있다.<sup>4)</sup>

그런데 위에서 살펴본 원인들은 주로 단기적인 임금 손실의 발생 이유를 설명한 것이다. 실직 초기에는 손실이 크게 나타난다고 할지라도 재취업에 성공하고 새로운 직장에서 근속연수가 늘어남에 따라 손실이 줄어들 것으로 예상할 수 있는 것이다. 하지만 실증 연구 결과들에 따르면 손실은 실직이 발생한 지 오랜 시간이 지난 후에도 지속되는 것으로 나타났다. 미국의 PSID 자료를 이용해 실직으로 인한 손실을 분석한 Ruhm(1991)에 따르면 실직자들은 비실직자들에 비해서 실직이 발생한 지 4년의 시간이 지난 후에도 소득에 있어서 약 10~13%의 소득 손실을 겪는 것으로 나타났다. 또 미국 펜실베이니아 주의 행정데이터를 이용해 이전 직장의 근속연수가 6년 이상이었던 실직자들을 대상으로 분석한 Jacobson et al.(1993a, 1993b)에 따르면 실직자들은 6년의 시간이 지난 후에도 약 25%의 소득 손실을 겪는 것으로 분석되었다.

이처럼 실직으로 인한 손실의 지속성을 보여주는 연구 결과들이 발표되면서 손실의 지속 원인을 규명하고자 하는 연구들이 이루어졌는데 Hall(1995)에서는 실직자들은 이전 일자리에서 지니고 있던 좋은 매칭 자원을 잃게 되므로 지속적인 고용불안에 빠질 수 있다는 점을 원인으로 지적했다. 새로운 일자리에서 매칭의 질은 사전적으로 알기 어려우므로 실직자들은 다시 자신과 잘 맞는 일자리를 찾기까지 고용불안을 겪을 수 있다. 또 실직자들은 새로 취업한 직장의 기존 노동자들에 비해 근속연수가 적음에 따라 고용불안에 빠질 위험이 발생할 수 있다. 경제적인 충격이 나타나 감원을 해야 할 경우 기업은 임금에 비해서 생산성이 떨어지는 이들을 우선적으로 해고하려 할 것이다. 실직자들은 기존 노동자들에 비해 일자리에 특수한 인적자본이 적을 것이므로 우선적인 해고 대상으로 고려될 수 있다. 그리고 실직자들이 재취업하는 일자리 자체가 비정규직이나 임시직과 같이 불안정한 직장일 가능성도 크다. 실직자들의 경우 자신에게 잘

4) Jacobson et al.(1993a), Kletzer and Fairlie(2003) 참조.

맞는 안정적인 새 직장을 찾기 전까지 임시직에 머무르는 것이 효율적인 직업탐색의 측면에서 합리적인 선택이 될 수 있기 때문이다. 경기가 활황이고 안정적인 일자리들이 늘어날 경우에는 이러한 전략이 새로운 안정적인 일자리로 가는 디딤돌이 될 수 있겠지만, 경기침체가 지속되면서 불안정한 일자리들이 양산되는 경우에는 함정이 될 수도 있다. 이처럼 실직자들의 경우 실직 이후 지속적인 고용불안에 빠질 가능성이 높으므로 실직으로 인한 손실이 계속해서 지속될 수 있다. Stevens(1997)는 실직자들이 이후 일자리 경로에서 반복실직을 겪을 가능성이 크다는 점에 주목해서, 최초 실직 이후에 겪는 손실의 많은 부분이 이들이 추가로 겪게 되는 반복실직에 기인한다는 점을 실증적으로 보여주었다.

미국을 중심으로 실직자들에 연구가 활발히 이루어졌던 것에 비해 국내에서는 아직 그렇게 많은 연구가 이루어지지 않았다. 우리의 연구와 같이 『한국노동패널』 자료를 이용해 실직으로 인한 손실을 분석한 연구로는 금재호·조준모(2003)가 있다. 여기서는 실직 이전 일자리와 재취업 이후 일자리의 임금 및 일자리 정보를 이용해 실직자들이 겪는 단기적인 직장상실 비용에 미치는 요인들을 분석하고 있다. 이에 따르면 단기적인 직장상실 비용은 연령이 많고 고학력일수록, 정규직에서 비정규직으로 이직할수록, 또 산업이나 직종이 변경될수록 더욱 크게 나타나고 있다. 비자발적 이직자들의 이후 일자리 경로에 대한 연구로는 윤윤규·박성재(2008)가 있다. 여기서는 노동부의 『고용보험 원자료』를 이용해 만든 직업력 자료를 통해서 비자발적 이직자들은 이후 일자리 경로에서 입직임금의 성장률이 낮을 뿐만 아니라, 반복해서 비자발적 이직을 경험할 확률이 크고 미취업 상태에서 빠져나올 확률도 낮다는 점을 분석하였다. 하지만 『고용보험 원자료』에서는 일자리 변경시 나타나는 입직임금에 대한 정보밖에 활용할 수 없으므로, 실직 이후 경과 기간에 따라 임금 손실이 어떻게 지속되는지를 구체적으로 분석하지는 못하였다. 실직자들이 겪는 임금 손실에 대한 구체적인 연구로는 김혜원·최민식(2008)이 있다. 김혜원·최민식(2008)에서는 『경제활동인구조사 원자료』 및 『부가조사 원자료』를 패널자료를 만들어 실직을 포함한 직장이동의 단기적인 임금효과에 대해 분석하고 있다. 이들은 Mincer(1986)의 방법을 이용해 가상의 임금변화와 실제의 임금변화를 비교하는 방법으로 직장이동이 임금에 미치는 영향을 분석하였다. 여러 가지 유형의 직장 이동 가운데 실직의 경우만 살펴보면 실업상태를 겪은 직장 이동자 가운데 ‘비선별적 해고자’의 경우 약 6.5%의 임금 손실을 겪는 것으로, 그리고 ‘선별적 해고자’의 경우 약 38%의 임금 손실을 겪는 것으로 분석되었다.

위와 같이 국내에서도 실직 발생 직후의 임금 손실이나 자발적 이직자들과 비교한 일자리 경로의 차이를 분석한 연구들이 이루어져 왔지만, 임금 손실이 어떻게 지속되는지에 대한 분석은 이루어지지 않았다. 실직으로 인한 손실의 지속성을 분석하기 위해서는 실직자들의 장기적인 임금변화에 대한 자료가 필요하지만 지금까지 이러한 목적에 걸맞은 장기 패널자료가 없었던 것을 그 이유로 생각할 수 있을 것이다. 그러나 충청은행 실직자들의 사례에서도 알 수 있듯이 국내에서도 실직으로 인한 손실이 지속되고 있다는 현상이 관찰되고 있다. 따라서 실직자들이 겪는 손실의 규모를 파악하기 위해서는 실직 직후뿐만 아니라 시간이 지난 후에도 손실이 어떻게 지속되는지를 파악할 필요가 있을 것이다. 이 글에서는 『한국노동패널』 자료를 이용해 실직이 발생한 지 4년의 시간이 지난 후에 손실의 규모가 어떻게 나타나고 있는지를 분석할 것이다. 그리고 일자리 경험의 손실과 반복실직의 발생이 실직으로 인한 손실이 지속되는 데 어떤 영향을 미치는지 살펴볼 것이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 우선 제Ⅱ장에서는 실직에 대한 개념적·조작적 정의 및 표본의 구성에 대해서 다루었으며, 제Ⅲ장에서는 실직으로 인한 손실을 추정하기 위해 사용한 고정효과 모형(Fixed Effect Model)에 대해서 설명하였다. 제Ⅳ장에서는 임금과 취업기간의 측면에서 실직으로 인한 손실이 어떻게 지속되는지를 살펴보았으며, 임금 손실이 지속되는데 일자리 경험의 상실과 반복실직의 발생이 어떤 역할을 하는지 살펴보았다. 제Ⅴ장에서는 실직자들의 개인별·일자리별 특성에 따라 손실의 크기가 어떻게 달라지는지 살펴보았으며, 마지막으로 제Ⅵ장에서는 이 글의 결과를 요약 정리하였다.

## II. 실직의 정의 및 사용한 자료

본 논문에서는 『한국노동패널』의 제1차~10차년도 개인력 자료와 직업력 자료를 분석에 이용하였다. 『한국노동패널』은 현재 1998년부터 2007년까지 총 10차년도의 자료를 사용할 수 있다. 『한국노동패널』의 개인력 자료에는 각 개인의 조사 시점에서 일자리 특성 및 인적 특성에 대한 정보가 매 연도마다 수록되어 있고, 직업력 자료에는 각 개인의 지금까지의 일자리에 대한 정보가 빠짐없이 수록되어 있다. 우리의 연구에서는 실직의 여부를 표본기간 동안 빠짐없이 확인하는 것이 필요하므로 우선 10년 동안 계

속해서 조사가 이루어진 사람들만을 분석 대상으로 삼았다. 1차년도를 기준으로 조사된 총 13,321명의 사람들 가운데 이 기준을 만족하는 사람은 5,601명이 있었다. 그리고 우리의 연구에서는 분석 대상들이 최소한도로 노동시장에서 접합도(attachment)를 지니고 있을 것을 필요조건으로 하므로, 직업력에서 최소한 한 번 이상은 직업을 가진 것으로 확인되는 이들만을 표본으로 삼았다. 이 기준을 만족하는 이들은 5,601명 가운데 5,287명이 있었다. 다음으로 연령에 따른 노동시장 접합도의 차이를 통제하기 위해서 1998년을 기준으로 연령이 25세 이상 55세 이하인 경우만을 표본으로 삼았다. 이를 통해 남성의 경우 1,773명, 여성의 경우 1,797명으로 총 3,570명의 표본을 선정할 수 있었다. 우리가 분석에 사용한 표본은 이러한 선정 기준에 의해서 만들어졌다.

『한국노동패널』의 직업력 자료에서는 현재 종사하고 있지 않은 일자리에 대해서 구체적인 퇴직 사유를 묻고 있는데 이를 통해 실직자를 확인하는 것이 가능하다. 이 글에서는 여러 가지 퇴직 사유들 가운데 근로자의 개인적인 사정 때문이 아니라 “사용자 측의 경영상 이유로 전일제 임금 일자리를 상실한 경우”를 실직으로 정의하고자 한다. 구체적으로 이는 퇴직 사유로 ① ‘직장의 파산, 폐업, 휴업, ② 회사가 이사 가서, ③ 일자리가 없거나 적어서, ④ 정리해고, ⑤ 명예퇴직 ⑥ 계약기간의 종료’<sup>5)</sup>로 응답한 경우에 해당한다. 마찬가지로 비자발적 이직으로 간주할 수 있는 ‘권고사직’의 경우에는 실직으로 포함시키지 않았는데, 이는 ‘권고사직’의 경우 개인의 귀책 사유에 따른 해고일 가능성이 크다고 판단되기 때문이다. 개인의 귀책 사유에 의한 해고자들의 경우 비실직자들 집단과 비교할 때 보이지 않는 이질성(Unobservable Heterogeneity)이 클 것으로 예상할 수 있다. 실직으로 인한 손실을 정확히 추정하기 위해서는 연구 대상이 되는 실직자 집단과 비교 집단이 되는 비실직자 집단 사이에 실직의 발생 여부 이외에 임금에 영향을 미칠 수 있는 요인들의 분포를 비슷하게 유지하는 것이 필요한데, 귀책 사유에 의한 해고자들의 경우 이를 만족하지 않을 가능성이 크므로 이들을 실직자 집단에 포함시킬 경우 손실이 과대 추정될 우려가 있다. 그리고 전일제 일자리의 상실을 실직의 선정 기준으로 삼음에 따라 실직자들에게 일자리 상실이 미치는 영향이 크게 나타날 것임을 예측할 수 있다.

5) 실직자들에 대한 해외연구 문헌들에서는 임시직의 종료(temporary job ending)로 일자리 상실의 경우 실직으로 고려하지 않는 경우가 많다. 하지만 한국에서는 비정규직의 비중이 워낙 크고, 비정규직의 계약기간 종료가 현실적으로 주요한 실직 사유가 된다는 점에서 ‘계약기간의 종료’로 인한 퇴직도 실직으로 포함시켰다. 이와 관련해 소중한 조언을 해주신 익명의 심사자 분께 감사 드린다(Stevens 1997; Kletzer & Fairlie 2003 참고).

위의 선정 기준을 적용할 경우 1998년부터 2007년까지 적어도 1회 이상 실직을 겪은 사람들은 남성의 경우 427명, 여성의 경우 313명으로 총 740명이 있었다. 우리의 표본은 매년마다 조사에 응한 사람들로 이루어졌으므로 「한국노동패널」의 조사 기간인 1998년부터 2007년까지 실직을 겪은 사람들을 표본에서 빠짐없이 확인하는 것이 가능했다. 「한국노동패널」에서는 조사 이전의 일자리에 대한 정보를 서술한 회고력 정보를 활용할 수 있는데, 이를 통해 조사 기간인 1998년 이전에 실직한 사람들을 확인하는 것도 가능했다.<sup>6)</sup> 그런데 회고력의 일자리 정보에는 실직으로 인한 손실을 분석하기 위해 필요한 임금 정보가 누락되어 있는 경우가 많으므로 1998년 이후에 실직한 사람들만을 실직자 집단에 포함시켰다. 그리고 1998년 이전에 실직을 경험한 이들은 표본에서 제외시켰는데, 이는 실직의 경험이 이후 일자리 경로에서 지속적으로 영향을 미칠 수 있다고 판단했기 때문이다. 이들을 표본에 포함시킬 경우 실직으로 인한 손실을 추정하는데 오류가 발생할 수 있을 것이다. 따라서 우리의 표본은 1998년에서 2007년 사이에 최초로 실직을 경험한 실직자 집단과 표본 기간뿐만 아니라 그 이전에도 한 번도 실직을 겪지 않은 비실직자 집단으로 구성되었다. 한 번도 실직을 경험하지 않은 이들을 비교 집단으로 삼은 것은 1998년에서 2007년까지 실직 시기가 각기 다른 실직자들의 임금변화를 공통적인 기준에 따라 비교하기 위해서이다.<sup>7)</sup>

실직으로 인한 임금 손실을 측정하기 위해서 「한국노동패널」의 개인력 자료에 기록된 조사 시점 당시의 주된 일자리에서 임금 정보를 활용했다. 그리고 여기에 월평균 노동시간을 나누고, 2005년의 소비자물가지수를 이용해 표준화한 시간당 실질임금을 결과 변수로 분석에 이용하였다. 표본에서 조사 시점에 일자리가 없거나 자영업, 비임금 근로자를 하는 경우, 또 임금 정보를 응답하지 않은 경우에는 결측치로 두었다. 남성의 경우에는 대상 기간 동안 총 9,934개의 임금 정보를 분석에 이용할 수 있었으며, 여성의 경우에는 총 5,594개의 임금 정보를 분석에 이용할 수 있었다. 이는 남성의 경우 평균 개인당 5.60개, 여성의 경우 평균 개인당 3.11개에 해당한다.

6) 1971년에서 1997년까지 실직을 경험한 87명을 추가로 확인할 수 있었다.

7) Jacoson(1993b) 참조; 우리의 연구와 달리 특정 시점에 발생한 실직자들이 겪는 손실을 추정할 경우, 비교 집단으로 대상 기간 내내 실직을 겪지 않은 비실직자 집단이 아니라, 특정 시기 동안에만 실직을 겪지 않은 비실직 집단이 비교 집단으로 이용되어진다. 이런 연구로는 Eliason et al.(2007)과 Huttunen et al.(2005)를 참조할 수 있다. Huttunen et al.(2005)은 우리와 같이 대상 기간 내내 실직을 겪지 않은 비실직 집단을 비교 집단으로 사용할 경우 실직으로 인한 손실이 과대될 수 있음을 지적했다.

실직에 따른 손실을 분석할 때에는 통제변수의 차이에 따라 두 가지 모형을 사용하였다. 우선 기본적인 모형에서는 연령의 차이가 미치는 영향만을 통제하기 위해 연령과 연령의 제곱 값을 통제변수로 포함시켰다. 이 모형을 통해서는 실직이 임금 손실에 미치는 영향을 포괄적으로 파악할 수 있을 것이다. 다음으로 확장된 모형에서는 연령 이외에 각 개인의 지금까지 일자리 경험을 모두 더한 누적 일자리 경험과 그 제곱 값을 통제변수로 추가시켰다. 실직자들은 실업상태에 빠짐에 따라 인적자본을 축적할 기회를 상실할 뿐만 아니라, 실업 기간의 장기화에 따라 인적자본이 쇠퇴할 수도 있다. 일자리 경험을 모형에 포함시키는 경우 이로 인한 영향을 통제할 수 있을 것이므로, 연령만을 통제한 모형과 달리 실직으로 인한 손실에는 주로 일자리에 특수한 숙련이나 매칭 자본의 손실로 인한 효과가 나타날 것이다. 노동패널에서는 별도로 지금까지의 일자리 경험에 대한 합계변수를 제공하고 있지 않으므로, 직업력에서 나타난 각 개인의 일자리 경험을 모두 합산하는 과정이 필요했다. 우리는 직업력에 등장하는 일자리별로 식별 가능한 ID를 부여한 후, 이를 이용해 매 조사 시점마다 개인의 누적 일자리 경험(monthly)을 측정할 수 있는 변수를 만들었다.<sup>8)9)</sup>

실직으로 인한 손실의 추정모형과 그 결과를 다루기 전에 실직 경과 기간에 따라 평균적으로 어떤 변화가 나타나는지 살펴보는 것이 유용할 것이다. 우리의 주된 분석에서는 1998년에서 2007년까지 발생한 모든 실직자들을 추정에 이용했지만, 여기서는 실직 발생 2년 전부터 실직 발생 4년 후까지 실직 전후 7년간의 관측치를 모두 사용할 수 있는 실직자들만을 분석에 사용하였다. 이는 2000년에서 2003년 사이 4년간 발생한 실직자들만을 분석에 이용한 것이다. <표 1>은 실직 경과 기간에 따라 평균 임금, 일자리 경험, 연령의 변화를 성별에 따라 나타낸 것이며, [그림 1]은 이 가운데 평균 임금의 변화가 성별에 따라 각각 어떻게 나타나는지 그림으로 나타낸 것이다.

[그림 1]을 통해 확인할 수 있는 점은 성별에 따라 실직 경과 기간에 따른 임금변화 양상에 큰 차이가 나타난다는 점이다. 남성의 경우 실직 발생 이전에 임금이 상승하다

8) 변수 생성시 곤란한 점은 인터뷰 날짜나 취업 시기와 퇴직 시기에 많은 결측치가 존재한다는 것이었다. 인터뷰 날짜가 미상으로 나오는 경우는 대부분의 경우 복원이 가능하지만, 취업 시거나 퇴직 시기의 경우에는 많은 경우 날짜의 복원이 불가능했다. 취업, 퇴직 시기를 가운데 연도가 결측치인 경우는 그대로 결측치로 처리했지만 달이 미상인 경우에는 일괄적으로 7월을 부여하였다.

9) 개인이 한 시점에 주업과 부업을 동시에 가지고 있는 경우에는 주업과 부업의 일자리 경험을 모두 합산하는 방법으로 일자리 경험을 구했는데, 이는 부업으로 인한 일자리 경험을 과대평가할 위험이 있다. 이를 지적해 주신 익명의 심사자분께 감사드린다.



〈표 1〉 실직 경과 기간에 따른 평균임금, 일자리 경험, 연령의 변화

실직 경과 기간	남성			여성		
	시간당 임금	노동시장 경험	연령	시간당 임금	노동시장 경험	연령
실직자 표본 <sup>1)</sup>						
2년 전	0.60	176.76	40.25	0.49	101.91	41.71
1년 전	0.64	186.16	41.25	0.51	110.64	42.71
실직 연도	0.63	196.4	42.25	0.37	118.93	43.71
1년 후	0.63	204.27	43.25	0.41	124.83	44.71
2년 후	0.67	212.71	44.25	0.37	131.32	45.71
3년 후	0.70	222.46	45.25	0.43	137.72	46.71
4년 후	0.78	232.25	46.25	0.44	144.76	47.71
전체 표본 <sup>2)</sup>						
실직자	0.70	215.31	43.14	0.41	127.80	43.22
비실직자	0.97	229.65	44.28	0.57	128.58	44.03

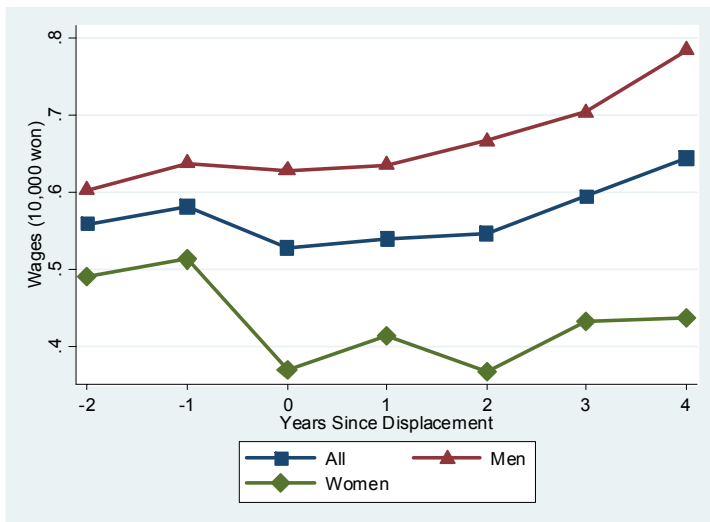
주: 1) 표본에서 2000년에서 2003년 동안 실직을 경험한 근로자를 이용해 구한 실직 경과 기간에 따른 평균치임.

2) 표본에 등장하는 모든 실직자와 비실직자를 이용해 구한 전체 대상 기간의 평균치임.

출처: 한국노동패널 자료를 이용해 만든 표본.

〈그림 1〉 실직 경과 기간에 따른 평균임금 변화

(단위: 만 원, 2005년 기준)



출처: 한국노동패널 자료를 이용해 만든 표본.

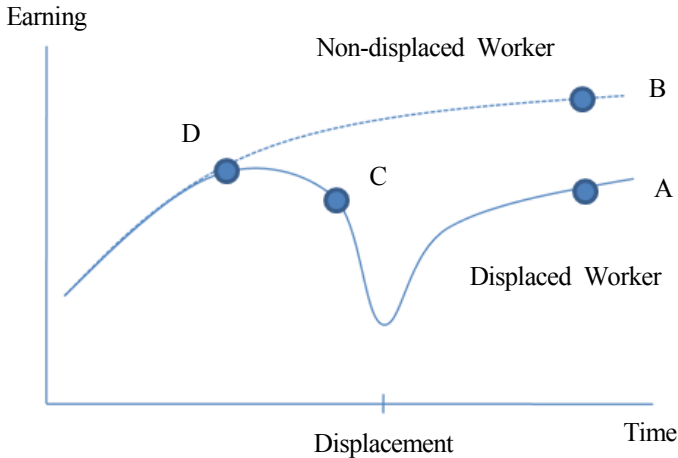
자료: 표본에서 2001년에서 2003년 사이에 발생한 실직자.

가 실직을 겪으면서 임금이 정체가지만 하락의 폭은 크지 않고, 이후 빠른 속도로 임금이 회복되면서 실직 발생 2년 후에는 실직 이전의 임금수준을 상회하게 된다. 남성 실직자들과 달리 여성들의 경우에는 실직 1년 전의 0.51만 원에서 실직이 발생한 해에는 0.37만 원으로 임금이 크게 하락한 후 좀처럼 실직 이전의 임금수준을 회복하지 못하고 있다. 실직이 발생한 4년 후에도 임금이 0.44만 원에 불과해 실직 이전의 수준에 다다르지 못하고 있는 것이다. 이처럼 여성의 경우 실직 이후 회복이 더디게 나타나고 있는 원인으로 두 가지를 생각할 수 있을 것이다. 먼저 여성의 경우 남성에 비해서 실직 이후 자신에게 잘 맞는 일자리를 찾는 데 어려움을 겪을 수 있다. Hu and Taber(2005)는 노동시장에서 통계적 차별이 존재하는 경우 소수 집단은 실직 이후 다시 자신에게 잘 맞는 일자리를 찾는 데 어려움을 겪을 수 있음을 이야기했는데, 한국에서 이러한 현상이 여성들에게 나타나는 것일 수 있다. 여성들이 전일제 일자리에 실직한 경우 다시 자신에게 잘 맞는 일자리를 찾는 데 어려움을 겪기 때문에 임금이 회복되지 못할 수 있는 것이다. 그리고 남성과 여성 사이에 노동시장 접합도에 차이가 있기 때문에 발생한 현상일 수도 있다. 남편이 일자리를 지닌 고임금 여성들의 경우, 자신의 기대수준에 부합하거나 매칭이 잘되는 일자리를 발견하기 전에는 노동시장에 복귀하려 하지 않을 것이므로, 실직 이전과 실직 이후 사이에 표본의 구성에 차이가 있을 수 있다. 즉 표본에서 고임금 여성들의 비율이 낮아짐에 따라, 평균적인 임금수준이 회복되지 못하는 것일 수 있는 것이다. 위의 두 가지 요소는 현실에서 결합된 형태로 여성들의 임금수준이 실직 이후 회복되지 못하는 데 영향을 미칠 수 있을 것이다. 이에 대해서는 실직으로 인한 손실을 추정하는 과정에서 좀 더 자세히 살펴보도록 하겠다. 그리고 성별에 따라 실직 이후 임금변화에 큰 차이가 나타나는 점을 고려하여 앞으로는 남성과 여성을 분류하여 실직으로 인한 손실을 분석하겠다.

### III. 실직으로 인한 손실의 추정방법

본 논문에서는 실직으로 인한 손실의 지속 정도를 측정하기 위해서 Jacobson(1993a, 1993b)에서 처음 사용된 이후 Stevens(1997), Kletzer and Fairlie(2003) 및 관련 문헌들에서 일반적으로 사용된 고정효과 모형(Fixed Effect Model)을 분석에 이용하였다. 실직

(그림 2) 실직자들이 겪는 임금 손실



출처: Jacobson et al.(1993b), p.60에서 인용.

자들은 [그림 2]에서처럼 실직 이후 재취업에 성공하면서 장기적으로 그들이 실직 이전에 받던 수준(C)과 유사한 수준(A)의 임금을 받을 수 있을 것이다. 하지만 이들이 실직을 겪지 않았다면 이전 일자리에서 숙련이 축적되어 감에 따라 실직 직전의 수준(C)보다 높은 수준(B)의 임금을 받을 수 있었을 것이다. 따라서 실직으로 인한 손실은 실직 이전과 이후의 임금을 단순 비교한 “A - C”가 아니라 이들이 실직을 겪지 않았을 경우 예상되는 가상의 임금수준과 이들이 현재 받고 있는 임금수준을 비교한 “A - B”가 되어야 한다. 앞에서 우리가 평균임금의 변화를 기술할 때와 같이 단순히 실직 이전과 이후의 절대치만을 비교한다면 실직으로 인해 발생하는 손실을 과소 추정할 수 있는 것이다.

실직으로 인한 손실을 위와 같이 정의하고자 할 때 발생하는 문제는 실직자들이 실직을 겪지 않았을 경우에 대한 가상(Counter-factual)의 임금수준(B)을 확인할 수 있어야 한다는 점이다. 이는 가상의 변화이므로 실제 노동시장에서 확인하는 것은 불가능하다. 이를 어떻게 해결하는지가 실직으로 인한 임금 손실을 추정하는 데 있어서 관건이 되는데, 우리는 비실직자 집단을 비교 집단으로 삼아 이들의 임금변화를 실직자 집단의 임금변화로 대신하는 방법을 사용하였다.<sup>10)</sup> 따라서 정확한 추정을 위해서는 실직자 집

10) Mincer(1986)와 Ruhm(1991), 김혜원·최민식(2008)은 가상의 임금수준을 추정하기 위해 비교 집단으로 미래의 실직자 집단을 사용하였다.

단과 비실직자 집단이 지닌 특성들 가운데, 실직의 발생에 영향을 미치는 보이지 않는 이질성(Unobservable Heterogeneity)을 어떻게 통제하는지가 중요해지게 된다. 만약에 이를 통제하지 않고 실직으로 인한 손실을 추정한다면, 손실이 과대 추정되는 편의가 발생할 수 있기 때문이다. 이는 <표 1>의 아래에서 실직자와 비실직자의 시간당 임금이 큰 차이를 보인다는 점을 통해서도 예상할 수 있는 부분이다. 우리는 이러한 문제를 해결하기 위해서 표본이 지닌 패널자료의 이점을 활용하였다.

표본을 통해서 각 개인의 임금 및 개인별 특성, 일자리별 특성 등을 확인할 수 있다고 할 때 실직이 노동자  $i$ 에게  $t$ 년도에 미치는 영향은 아래의 모형<sup>11)</sup>을 통해서 표현할 수 있을 것이다.

$$\ln Y_{it} = X_{it}\beta + D_{it}\delta + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

여기서  $\ln Y_{it}$  는 결과변수로 노동자  $i$ 의  $t$ 년도 로그임금 값이다. 그리고  $X_{it}$ 는 실직 여부 이외에 임금에 영향을 미칠 수 있는 여러 가지 개인별 특성, 일자리별 특성변수들이다.  $D_{it}$ 는 실직이  $t$ 년도를 기준으로 과거, 현재, 미래에 일어났음을 나타내는 실직 경과 기간의 더미변수이다. 위의 모형에서는 노동자의 실직 가능성과 연관되어 있을 수 있는, 각 개인의 보이지 않는 이질성(Unobservable Heterogeneity)을 통제하기 위해 시간에 따라 변하지 않는 개인별 특성인  $\alpha_i$ 를 변수로 삽입하였다. 이는 개인의 근로의욕과 같이 관측되지 않지만 실직 가능성에 크게 영향을 미칠 수 있는 요인으로 생각될 수 있다. 관측되지 않는 어떤 특성을 지닌 노동자들이 더 잘 실직한다면 이를 고려하지 않고 단순 OLS의 방법으로 손실을 추정할 경우에는 손실이 과대 추정되는 편의(bias)가 발생할 것이다. 이러한 문제점을 해결하기 위해서 우리는 고정효과 모형(Fixed Effect Model)을 사용하여 각 개인의 관측되지 않는 이질성인  $\alpha_i$ 를 제거하려 했다. 이는 우리의 표본이 패널자료임을 이용하여 식 (1)로 표현되는 각 개인의 연도별 관측치에 식 (2)로 표현되는 대상 기간 동안 각 개인의 평균을 빼는 방식으로 이루어진다.

$$\bar{Y}_i = \bar{X}_i\beta + \bar{D}_i\delta + \alpha_i + \bar{\gamma} + \bar{\epsilon} \quad (2)$$

11) 위의 추정모형은 미국의 패널자료인 PSID를 이용해 실직으로 인한 손실을 추정한 Stevens (1997)를 따른 것이다.

$$(Y_{it} - \bar{Y}_i) = (X_{it} - \bar{X}_i)\beta + (D_{it} - \bar{D}_i)\delta + (\gamma_t - \bar{\gamma}) + (\epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i) \quad (3)$$

새롭게 정리한 식 (3)에서는 기존의 모형에서 문제시 됐던 각 개인의 관측되지 않는 이질성인  $\alpha_i$ 를 제거할 수 있게 되었다. 이처럼 고정효과 모형을 통해 개인별 이질성을 통제하는 경우 변수  $X_{it}$  가운데 시간에 따라서 변화하지 않는 변수들은  $\alpha_i$ 와 함께 식에서 사라지게 된다. 이 글에서 사용한 기본 모형에서는  $X_{it}$ 에 연령과 연령의 제곱 값을 포함시켜 연령의 차이에 따른 효과만을 통제해 분석하였다. 그리고 이후 확장된 모형에서는 일자리 경험의 상실이 미치는 영향을 분석하기 위해서  $X_{it}$ 에 추가로 일자리 경험 및 그 제곱 값을 포함시켜 분석하였다. 연령과 일자리 경험 이외에 임금에 영향을 미칠 수 있으며, 시간에 따라 변화하는 혼인상태, 산업, 직종, 종사상의 지위, 사업체의 크기, 노조 유무 등과 같은 변수들은 실직이 변화에 영향을 미칠 수 있으므로 모형에서 따로 통제하지 않았다. 식에서는 1998년부터 2007년까지의 연도더미  $\gamma_t$ 도 포함되었는데 이는 임금에 영향을 미칠 수 있는 경제 전반적인 상황의 변화를 통제하기 위한 것이다. 표본의 대상 기간이 경제위기 이후 경제에 급격한 변화가 나타난 시점임을 고려한다면 연도더미를 포함하지 않을 경우 분석에 큰 오류가 나타날 수 있을 것이다.

$D_{it}$ 는 개인별 관측치가 해당하는  $t$ 연도가 실직한 해를 중심으로 얼마나 경과됐는지 표시해 주는 더미변수이다.<sup>12)</sup> 실직이 실직 이전의 임금에 어떤 영향을 미쳤는지, 실직한 해의 임금에 어떤 영향을 미치는지, 또 실직 이후의 임금에 어떤 영향을 미치는지는 더미변수의 계수 값인  $\delta$ 를 통해 나타나게 된다. 여기서는 Stevens(1997)의 분석 방법을 따라서 실직으로 인한 손실이 지속되는데 반복실직이 미치는 영향을 추정하기 위해서  $D_{it}$ 를 최초 실직 기준과 모든 실직 기준으로 각각 달리 구성하였다. 예를 들어서 2000년과 2002년에 반복해서 실직을 겪는 사람의 경우 최초 실직을 기준으로 하는 경우에는 <표 2-1>과 같이 더미변수로 표현되며, 모든 실직을 기준으로 하는 경우에는 <표

12) 표본의 실직자들은 1998년에서 2007년 동안 실직을 경험한 이들이므로 실직 경과 기간은 실직 9년 전에서 실직 9년 후까지 나타난다. 우리의 연구에서는 실직이 발생하기 2년 이전에는 실직으로 인한 영향이 거의 없으리라 가정하고 이를 하나의 더미변수로 두었다. 또 실직이 발생한 지 5년 이후도 하나의 더미변수로 두었다. 우리의 표본이 10년을 대상 기간으로 하므로 실직이 발생한 지 5년 이후의 영향을 추정하기에는 무리가 있다고 판단했기 때문이다. 총 8개(-2less, -1, 0, 1, 2, 3, 4, 5more)의 더미변수가 실직 전후의 경과 기간을 표시하는 데 사용되었으며, 표본에서 비실직자들의 관측치들은 실직 경과 기간 더미변수에 대해서 모두 0의 값을 가지게 된다.

〈표 2-1〉 실직 경과 기간에 따른 더미변수 : 최초 실직 기준

더미 연도	DF-2less	DF-1	DF0	DF1	DF2	DF3	DF4	DF5more
2000	0	0	1	0	0	0	0	0
2001	0	0	0	1	0	0	0	0
2002	0	0	0	0	1	0	0	0

〈표 2-2〉 실직 경과 기간에 따른 더미변수 : 모든 실직 기준

더미 연도	DA-2less	DA-1	DA0	DA1	DA2	DA3	DA4	DA5more
2000	1	0	1	0	0	0	0	0
2001	0	1	0	1	0	0	0	0
2002	0	0	1	0	1	0	0	0

2-2>와 같이 표현된다.

최초 실직을 기준으로  $D_{it}$ 를 정의하는 경우에는 최초 실직 이후 발생하는 반복실직의 영향까지도 최초 실직이 미치는 영향으로 간주되어 계수 값  $\delta$ 에 반영될 것이다. 이에 반해 모든 실직을 기준으로  $D_{it}$ 를 정의하는 경우에는 더미변수의 계수 값인  $\delta$ 에 각각의 개별 실직으로 인한 영향만이 반영될 것이다. 이와 같이 실직 경과 기간을 표시하는 더미변수를 최초 실직을 기준으로 한 경우와 모든 실직을 기준으로 한 경우로 나눠서 분석하고, 그 추정 결과를 비교함으로써 반복실직으로 인해 발생하는 손실의 정도를 간접적으로 측정할 수 있을 것이다.

#### IV. 실직으로 인한 손실의 추정

<표 1>과 [그림 2]에서는 성별에 따라 차이가 있었지만 남성과 여성 모두 실직이 발생한 해를 중심으로 임금이 하락했다가 시간이 지남에 따라 점차 회복되는 모습이 나타났다. 하지만 이는 임금의 절대치가 얼마나 회복되고 있는지를 보여줄 뿐 이들이 실직을 겪지 않았을 경우 기대되는 가상의 임금수준에 비해서 상대적으로 어떠한지를 보

여주지는 못한다. 여기서는 이를 고려하여 앞에서 서술한 고정효과 모형을 이용해 분석을 진행하도록 하겠다. 먼저 <표 3>은 연령과 연령의 제곱 값을 통제변수로 사용한 기본모형을 이용하여, 실직이 임금과 고용에 미치는 영향을 살펴본 결과이다. 임금에 미치는 영향을 살펴보기 위해서 결과변수로 시간당 임금의 로그 값을 사용하였다. 여기서는 연령만이 통제변수로 포함되었으므로 실직이 임금 손실에 미치는 영향에는 일자리 경험의 상실로 인한 효과도 포함될 것이다. 다음으로 실직이 고용에 미치는 효과를 분석하기 위해서 결과변수로 매 조사 시점을 기준으로 지난 1년간 일자리 경험의 합계를 변수로 사용하였다. 이는 앞에서 누적 일자리 경험변수를 만드는 것과 유사한 방법으로 생성 가능하다.

먼저 실직이 임금에 미치는 효과에 대해서 살펴보겠다. <표 3>의 모형 (1)에서 확인할 수 있듯이 남성의 경우 실직으로 인한 손실이 실직 이전부터 통계적으로 유의한 수준으로 나타나고 있다. 이는 실직 이전부터 사업체의 경영 악화 등으로 인한 효과가 나타나고 있음을 보여주는 결과이다.<sup>13)</sup> 실직이 발생한 해부터 실직 4년 후까지를 살펴보면 실직으로 인한 임금 손실이 매우 큰 것으로 나타나고 있으며 또 이는 통계적으로 몹시 유의한 수준이다. <표 1>에서 평균임금의 변화를 통해 살펴볼 경우에는 절대임금의 손실이 크지 않은 것으로 나타났지만, 비교 집단을 설정해 분석한 결과 손실이 몹시 큰 것으로 나타나고 있는 것이다. 구체적인 수치를 살펴보면 실직이 발생한 해에는 손실이 9.70%<sup>14)</sup>가 되며, 손실은 다음해에 더욱 크게 증가하여 16.05%에 이르고 실직이 발생한 지 3년 이후까지 18.21%로 증가하다가, 4년 후에야 13.93%로 줄어들고 있다. 여성의 경우에도 모형 (2)의 결과에서 알 수 있듯이 남성과 같이 실직이 발생하기 이전부터 실직으로 인한 손실이 9.06% 정도로 크게 나타나고 있다. 실직이 발생한 해에는 실직으로 인한 손실이 13.76%로 더욱 크게 증가하며, 손실은 실직이 발생한 지 2년 후에 13.15%로 잠시 줄어드는 모습을 보이다가 이후 계속 증가해, 실직이 발생한 지 4년 후에는 19.18%에 이르게 된다. 이와 같이 남성과 여성 모두 실직으로 인한 손실이 실직이 발생한 이래 4년 동안 몹시 크고 또 통계적으로 유의미하게 나타나고 있다. 특히 남성과 여성 모두 실직이 발생하기 1년 전부터 실직으로 인한 임금 손실이 나타나고 있는 것을 확인할 수 있는데, 이를 고려하지 않고 실직 발생 전후의 임금 손실을 단순 비

13) Ruhm(1991), Jacobson et al.(1993a, 1993b)이나 Stevens(1997)의 경우에도 실직으로 인한 손실이 실직 이전부터 유의미한 수준으로 나타나고 있다.

14) 실직으로 인한 임금 손실의 %값은  $(\exp^{\delta} - 1) \times 100$ 의 공식을 통해 계속하였다.

교한다면 실직으로 인한 손실을 과소 추정하는 결과를 낳을 수 있을 것이다.

다음으로는 실직이 고용에 미치는 효과에 대해서 살펴보겠다. <표 3>에서 모형 (3)과 모형 (4)는 성별에 따라 실직이 연간 일자리 경험에 미치는 효과를 추정한 결과이다. 만

<표 3> 실직 경과 기간에 임금효과와 고용효과(2005년 기준 로그 임금값)

(단위: 만 원)

성별 모형	로그 임금값 (단위: 만 원)		연간 취업기간(단위: 월 수)	
	남성	여성	남성	여성
	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)	모형 (4)
연령	0.214 (0.182)	0.106*** (0.012)	0.415 (1.394)	0.807*** (0.291)
연령 <sup>2</sup>	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.008*** (0.000)	-0.010*** (0.001)
1년 전	-0.054** (0.027)	-0.095*** (0.036)	0.136 (0.183)	0.997*** (0.294)
실직 발생해	-0.102*** (0.027)	-0.148*** (0.039)	0.019 (0.172)	1.471*** (0.276)
1년 후	-0.175*** (0.029)	-0.161*** (0.042)	-2.644*** (0.176)	-2.228*** (0.280)
2년 후	-0.186*** (0.030)	-0.141*** (0.042)	-0.535*** (0.187)	-0.979*** (0.292)
3년 후	-0.201*** (0.031)	-0.205*** (0.045)	0.259 (0.196)	-0.709** (0.310)
4년 후	-0.150*** (0.033)	-0.213*** (0.049)	0.550*** (0.212)	-0.322 (0.335)
5년 이후 <sup>1)</sup>	-0.277*** (0.031)	-0.202*** (0.046)	0.126 (0.187)	-0.290 (0.291)
관측치	9934	5594	15930	16790

주: 1) 실직 발생 5년 이후는 실직 발생 6년 후, 7년 후, 8년 후 등 실직이 발생한 지 5년 이후의 기간을 한꺼번에 포함한 더미변수의 계수값임. 본 연구에서는 표본 기간이 1998년에서 2007년까지 10년에 불과하다는 것을 고려해 실직 발생 1년 전부터 4년 후까지만 실직으로 인한 임금 손실을 분석하였음. 실직 발생 5년 이후에 손실이 다시 커지는 것 처럼 보이는 것은, 실직자들의 경우 비실직자들에 비해서 실직 이후의 거시경제적인 충격에 취약해 실직 이후 회복되는 모습을 보이다가도 손실이 다시 늘어날 수 있기 때문임. Eliason and Storrie(2006) 참고.

통제변수로는 연령과 연령 제곱, 개인별 고정효과와 연도더미가 포함되었음. 괄호 안은 표준오차; \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

자료: 한국노동패널 자료를 이용해 만든 표본.



저 남성의 경우인 모형 (3)을 살펴보면 실직 발생 1년 후에 연간 취업기간에 2.64월의 손실이 나타나는 등 실직 초기에 고용 손실이 몹시 크게 나타나고 있다. 하지만 임금의 경우와 달리, 고용은 재빠르게 회복되는 모습을 보이고 있으며, 실직 발생 2년 후에는 손실의 정도가 0.535월으로 크게 줄어들고 있다. 실직 발생 3년 후부터는 실직이 고용에 미치는 음(-)의 효과가 유의미하게 나타나고 있지 않으며, 실직 발생 4년 후에는 오히려 고용에 양(+)의 효과를 미치는 것으로 나타나고 있다. 이는 지금까지 발생한 실직으로 인한 손실을 만회하기 위한 노력이 나타난 것으로 생각된다. 여성의 경우에는 남성과 달리 실직이 고용에 미치는 효과가 장기적으로 지속되고 있다. 여성의 경우인 모형 (4)를 살펴보면 실직 발생 1년 후에는 2.228월의 연간 취업 기간의 손실이 나타나고 있는데 이는 남성과 유사한 수준이다. 그러나 시간이 지날수록 그 격차가 벌어지고 있는데, 남성의 경우 실직 발생 3년 후에는 실직으로 인한 고용 손실이 더 이상 나타나지 않는 데 반해 여성의 경우에는 0.709월의 손실이 나타나고 있으며 이는 통계적으로 몹시 유의한 수준이다. 실직 발생 4년 후에는 손실의 정도가 더 이상 유의하지 않지만, 여전히 음(-)의 값을 지니고 있다. 남성과 달리 여성의 경우에는 실직으로 인한 고용의 손실이 장기적으로 지속되는 것을 확인할 수 있는데, 이는 앞의 <표 1>에서 평균임금의 변화를 다룰 때 논의했던 것처럼 실직 이후에 자신에게 잘 맞는 일자리를 새롭게 찾는 것이 쉽지 않은 것과 노동시장의 접합도가 낮은 것이 복합되어 나타난 현상으로 생각된다. 실직 이후 자신의 기대수준에 부합하는, 잘 맞는 일자리를 찾지 못할 경우 복귀하지 않고 노동시장 외부에 머무르는 여성들이 많을 것이므로 이로 인해 실직으로 인한 고용 손실이 지속되는 것이다.

<표 3>의 분석을 통해 실직자들은 실직 발생 4년 후에도 실직으로 인한 임금 손실을 남성의 경우 13.93%와 여성의 경우 19.18%로 겪게 된다는 것을 확인할 수 있었다. 그렇다면 다음으로 왜 실직으로 인한 손실이 장기적으로 지속되는가에 대한 질문이 자연스럽게 떠오르게 될 것이다. 먼저 우리는 앞에서 실직으로 인한 취업 기간의 손실을 통해 확인할 수 있었던 것처럼 일자리의 경험 상실이 임금 손실에 영향을 미친 것이 아닌지 의심해 볼 수 있을 것이다. 실업 기간 동안 실직자들은 일자리 경험을 통해 숙련을 축적할 기회를 상실할 뿐만 아니라, 실업 기간이 장기화될 경우 숙련이 쇠퇴할 수 있으므로 이로 인해 임금 손실이 발생할 수 있을 것이다.<sup>15)</sup>

15) 일자리 경험의 상실을 실직으로 인한 손실의 지속 원인으로 보고, 분석하는 것은 Kletzer and Fairlie(2003)의 방법을 따른 것이다.

<표 4>에서 모형 (5)와 모형 (6)은  $X_{it}$ 에 연령뿐만 아니라 연간 일자리 경험까지 통제변수로 넣어 분석한 결과이다. 실직자들이 일자리 경험의 상실에 의해서 임금 손실을 겪는다면 일자리 경험을 통제변수로 포함한 모형에서는, 그렇지 않은 경우에 비해서 손실이 줄어들 것이다. 먼저 남성의 경우를 살펴보겠다. 연령만을 통제한 <표 3>의 모형 (1)에서는 실직 발생 1년 후에 임금 손실이 16.05%에 이르지만, 일자리 경험도 함께 통제된 <표 4>의 모형 (5)에서는 손실이 11.13%로 줄어들었다. 실직이 발생한 지 4년 후에도 연령만을 통제한 경우에는 손실이 13.93%인 데 반해, 일자리 경험까지 통제된 경우에는 손실이 9.15%로 줄어들어 남성에게는 일자리 경험의 상실이 임금 손실의 지속에 많은 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있다. 여성의 경우에는 남성과 달리 일자리 경험의 상실이 미치는 효과가 거의 없는 것으로 나타나고 있다. 여성의 경우 <표 3>의 모형 (2)에서 연령만을 통제한 경우에는 실직이 발생한 지 1년 후에 임금 손실이 14.87%인데, <표 4>의 모형 (6)에서 일자리 경험을 추가로 통제된 경우에도 손실이 14.96%로 나타나 일자리 경험의 통제가 별다른 영향을 미치지 않고 있다. 실직이 발생한 4년 후에도 연령만을 통제한 경우에는 손실이 19.18%, 일자리 경험까지 통제된 경우에는 손실이 20.55%로 나타나 일자리 경험의 상실이 별다른 영향을 미치지 않음을 확인할 수 있었다.

이처럼 성별에 따라 일자리 경험의 상실이 미치는 영향에 차이가 나타나는 것은 일자리 경험의 축적이 미치는 효과가 남성과 여성에 따라 상이하기 때문으로 생각할 수 있을 것이다. <표 4>의 모형 (5)와 모형 (6)에서 일자리 경험의 계수 값을 살펴보면, 남성과 여성 모두 통계적으로 유의미한 양(+)의 값을 가지지만, 절대적인 크기를 비교해 보면 남성의 경우에는 0.010으로 여성의 0.002에 비해서 크기가 5배인 것을 확인할 수 있다. 여성의 경우에는 남성보다 일자리 경험의 축적이 임금에 미치는 영향이 적으므로, 일자리 경험의 상실이 미치는 효과가 크지 않았던 것이다. 여성의 경우 일자리 경험의 축적이 임금에 미치는 효과가 적은 것은, 성별에 따라 일자리의 분포에 차이가 존재함을 감안할 때 여성들이 숙련을 필요로 하지 않는 일자리에 종사하거나, 일자리 이동시 직종과 산업의 이동을 수반하는 경력단절의 경우가 많기 때문으로 생각할 수 있을 것이다.<sup>16)</sup>

일자리 경험의 상실에 의한 영향을 통제하는 경우에도 남성과 여성 모두 실직으로

16) 일자리 경험은 일반적인 숙련 이외에도, 산업이나 직종에 특수한 숙련의 축적에 영향을 미칠 수 있다. 이를 지적해 주신 익명의 심사자분에게 감사드린다.

〈표 4〉 실직 전후 경과 기간에 따른 임금 손실의 변화(2005년 기준 로그 임금값)

(단위:만 원)

	최초 실직기준		모든 실직기준	
	남 성	여 성	남 성	여 성
	모형 (5)	모형 (6)	모형 (7)	모형 (8)
연령	0.208 (0.176)	0.088*** (0.015)	0.206 (0.176)	0.087*** (0.015)
연령 <sup>2</sup>	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
일자리 경험	0.010*** (0.001)	0.002** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.002** (0.001)
일자리 경험 <sup>2</sup>	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
1년 전	-0.064** (0.027)	-0.096*** (0.037)	-0.038* (0.022)	-0.069** (0.031)
실직 발생해	-0.101*** (0.028)	-0.142*** (0.041)	-0.087*** (0.023)	-0.119*** (0.033)
1년 후	-0.118*** (0.029)	-0.162*** (0.043)	-0.081*** (0.023)	-0.133*** (0.034)
2년 후	-0.127*** (0.031)	-0.117*** (0.044)	-0.064*** (0.024)	-0.060* (0.034)
3년 후	-0.150*** (0.032)	-0.202*** (0.047)	-0.077*** (0.025)	-0.116*** (0.035)
4년 후	-0.096*** (0.035)	-0.230*** (0.051)	-0.029 (0.028)	-0.136*** (0.039)
5년 이후	-0.180*** (0.032)	-0.170*** (0.048)	-0.117*** (0.025)	-0.078** (0.036)
관측치 <sup>1)</sup>	9216	5196	9216	5196

주: 1) 앞의 <표 3>에 비해서 적은 수의 관측치가 분석에 이용되었음. 일자리 경험 변수가 결측치인 관측 값들을 분석에 이용할 수 없었기 때문임. 모형 (1), (4)에는 통제변수로 연령과 연령의 제곱 값만이 포함되었음. 식 (2)와 식 (4)에서는 연령과 연령의 제곱, 일자리 경험과 일자리 경험의 제곱이 통제변수로 포함됨. 모든 모형에서는 이외에도 개인별 고정효과와 연도더미가 추가로 포함. 괄호 안은 표준오차; \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

자료: 한국노동패널 자료를 이용해 만든 표본.

인한 임금 손실이 여전히 크게 나타나고 있다. 일자리 경험의 상실을 통제한 이후에도, 실직으로 인한 손실에 영향을 미치는 요소로 실직 이전 일자리에 특수한 숙련의 상실

이나 부정적인 신호효과를 생각할 수 있는데 이러한 요소들은 모두 재취업 이후 새로운 일자리에서 경력을 쌓음에 따라 점차 효과가 사라지게 될 것으로 예측할 수 있다. 하지만 실제 분석 결과를 살펴보면 4년의 시간이 지난 후에도 손실이 크게 지속되고 있는데, 이러한 손실의 지속을 설명하기 위해서는 다른 요인을 고려해야 할 필요가 있을 것이다. 이 때 고려할 수 있는 요인으로 반복실직의 발생을 생각할 수 있다. 실직이 이후 일자리에서 실직의 반복 가능성을 높일 경우 손실이 지속될 수 있는 것이다. 비자발적 이직자들의 경우 이후 일자리 경로에서 지속적으로 비자발적 이직을 겪을 가능성이 높아진다는 윤윤규·박성재(2008)의 연구 결과에 비춰 본다면 이는 충분히 고려해볼 만한 가능성일 것이다.

실직으로 인한 손실의 지속에 반복실직이 미치는 영향을 분석하기 이전에 먼저 우리의 표본에서 반복실직이 어느 정도로 발생하고 있는지를 확인해 보는 것이 유용할 것이다. 먼저 실직이 발생한 총 횟수와 최초 실직이 발생한 횟수를 비교해 보면 <표 5-1>에서 남성의 경우 총 실직 횟수가 594회인 데 반해 최초 실직은 427회로 실직의 가운데 28% 가량이 반복실직에 의한 것임을 확인할 수 있다. 여성의 경우에는 실직의 총 횟수가 426회인 데 반해 최초 실직은 313회로 나타나 총 실직 가운데 약 26.5% 가량이 반복실직에 의한 것임을 확인할 수 있다. 다음으로 연간 실직률을 살펴보면 남성의 경우 1998년에는 경제위기 상황을 반영해서 6.49%의 높은 수준을 기록한 이후에 이후 지속적으로 하락해서, 매년 4%를 넘지 않는 수준을 유지하고 있다. 여성의 경우도 연간 실직률은 1998년에 4.23%로 정점을 기록한 후에 대부분의 기간 동안 2~3% 내외의 수준을 유지하고 있다.

<표 5-2>는 실직자들을 대상으로 반복실직의 발생 빈도를 조사한 것인데, 남성의 경우 실직자들 가운데 실직을 2회 이상 겪은 사람이 약 28%로 나타나며, 여성의 경우에는 약 27%로 나타나고 있다. 실직자들 가운데 실직을 3회 이상 겪은 사람들도 남성과 여성 모두 약 7% 내외인 것으로 나타나고 있다. <표 5-3>은 실직자들을 대상으로 최초 실직 이후 경과 기간에 따라 반복실직이 발생하는 비율을 표시한 것이다. 남성과 여성 모두 실직이 발생한 해부터 실직 발생 5년 후까지 매년마다 추가로 실직을 겪는 비율이 약 5~7%인 것으로 나타나고 있다. 이 결과를 <표 5-1>에서 구한 연간 실직의 발생률과 비교해 보면 외환위기의 여파로 유례없이 실직이 많았던 1998년을 제외하면 몹시 높은 수치임을 확인할 수 있다. 즉 실직자들의 경우 최초 실직 이후에 반복실직을 겪을 가능성이 큰 것이다.

<표 4>의 모형 (7)과 모형 (8)은 실직 경과 기간 더미변수를 모든 실직을 기준으로 구성하여 이를 통해 실직자들의 임금 손실을 추정한 결과이다. <표 4>의 모형 (5)와 모형 (6)의 경우에는 최초 실직을 기준으로 실직 경과 기간의 더미변수를 구성했으므로 계수 값에는 최초 실직 이후 발생하는 추가 실직으로 인한 영향도 함께 반영된다. 이에 반해 모든 실직을 기준으로 더미변수를 구성한 경우에는 각각의 개별 실직이 임금에 미치는 영향이 계수 값으로 나타날 것이다. 만약 실직자들이 반복실직으로 인해 겪는 임금 손실의 정도가 크다면 최초 실직을 기준으로 만든 더미변수의 계수 값과 모든 실직을 기준으로 만든 더미변수의 계수 값 사이에 차이가 크게 나타날 것이다. 최초 실직을 기준으로 할 경우에는 남성은 <표 4>의 모형 (5)에서와 같이 실직 발생 직후에는 임

<표 5-1> 연간 실직 발생 횟수(1998~2007년) : 남성

	남 성				여 성			
	총실직 (A)	실직률 (%)	최초 실직 (B)	B/A(%)	총실직 (A)	실직률 (%)	최초 실직 (B)	B/A
1998	115	6.49	114	99.13	76	4.23	75	98.68
1999	102	5.75	84	82.35	69	3.84	49	71.01
2000	24	1.35	14	58.33	29	1.61	23	79.31
2001	38	2.14	26	68.42	19	1.06	13	68.42
2002	40	2.26	24	60.00	37	2.06	26	70.27
2003	64	3.61	50	78.13	60	3.34	37	61.67
2004	69	3.89	43	62.32	56	3.12	36	64.29
2005	53	2.99	26	49.06	36	2.00	26	72.22
2006	62	3.50	33	53.23	38	2.11	23	60.53
2007	27	1.52	13	48.15	6	0.33	5	83.33
전 체	594		427	71.89	426		313	73.47

자료: 한국노동패널 자료를 이용해 만든 표본.

<표 5-2> 반복실직의 발생 빈도

실직 횟수	남 성		여 성	
	실직자 수	비율	실직자 수	비율
1회	307	71.90	228	72.84
2회	88	20.61	62	19.81
3회	19	4.45	15	4.79
4회 이상	13	3.04	8	2.56
전 체	427	100.0	313	100.0

자료: 한국노동패널 자료를 이용해 만든 표본.

〈표 5-3〉 반복실직의 발생 시기

최초실직 이후 경과기간	남 성	여 성
	비율(%)	비율(%)
1년 이내	6.32	7.99
1~2년	6.82	5.26
3~4년	7.32	5.40
4~5년	6.41	5.38
5년~6년	4.58	6.99
6년 이상	7.98	9.38

자료: 한국노동패널 자료를 이용해 만든 표본.

금 손실이 9.61%로 나타나다가 3년 후에 13.93%까지 치솟으며, 4년 후가 되어야 9.15%로 손실이 낮아지는 모습을 보이고 있다. 즉 실직으로 인한 손실이 실직이 발생한 직후에 가장 크게 나타나는 것이 아니라 실직 발생한 3년 후까지 지속적으로 증가하다가, 4년 후부터 회복되기 시작하는 것이다. 이에 반해서 모든 실직을 기준으로 한 <표 4>의 모형 (7)에서는 실직으로 인한 손실이 실직이 발생한 해의 8.33%로부터 실직이 발생한 지 3년 후의 7.41%까지 어느 정도 일정하게 유지되다가, 실직이 발생한 지 4년 후에 2.86%로 빠르게 감소하고 있다. 이를 통해 남성에게 있어서 최초 실직이 발생한 이래 3년 후까지 실직으로 인한 손실이 증가하는 것은, 최초 실직 이후 일자리에서 반복실직을 겪음에 따른 현상임을 추측할 수 있다. 여성의 경우에도 <표 4>의 모형 (6)과 모형 (8)의 비교를 통해 모든 실직을 기준으로 더미변수를 구성한 경우 실직으로 인한 손실이 크게 줄어드는 것을 관찰할 수 있다. 그런데 여성의 경우에도 모든 실직을 기준으로 하는 경우 최초 실직의 경우와 마찬가지로 초기에는 실직으로 인한 손실이 줄어들지만, 실직이 발생한 지 2년의 시간이 지난 후에는 다시금 손실이 증가하는 불규칙한 변동이 그대로 나타나고 있다. 손실의 절대치 역시 남성의 경우, 실직자들이 4년 후에는 자신들의 가상적인 임금변화에 비해 2.86%의 손실을 겪는 반면에 여성의 경우에는 12.72%로 크게 나타나고 있다. 여성들의 실직으로 인한 임금 손실이 불규칙하게 변화하는 것은 여성들의 경우 남성에 비해 노동시장에서 접합도가 낮으므로 노동시장의 외부에서 내부로 들어오거나 나가는 일이 빈번하게 발생하기 때문에 나타나는 현상이라고 생각된다. 그리고 여성들에게 손실이 실직 발생 4년 후에도 크게 유지되는 것은 앞에서 평균임금의 변화를 통해 살펴보았던 것과 마찬가지로 실직 이후에 다시 자신에게 잘 맞

는 일자리를 찾기 어렵기 때문에 나타난 현상이라고 생각된다. 이 경우 재취업을 하더라도 실직으로 인한 임금 손실이 크게 나타날 뿐만 아니라 그 효과가 장기적으로 지속될 것이다.

지금까지 실직이 임금과 고용에 미치는 효과를 살펴보았으며, 또 실직으로 인한 임금 손실이 장기적으로 지속되는데 일자리 경험의 상실과 반복실직이 어떤 영향을 미치는지에 대해서 살펴보았다. 성별에 따라서 실직으로 인한 손실에 어떤 차이가 있는지를 분석해 보았는데, 성별 이외에도 실직으로 인한 손실에 영향을 미치는 여러 개인별·일자리별 특성이 있을 것이다. 다음 장에서는 여러 가지 특성들에 따라서 실직으로 인한 임금 손실이 어떻게 나타나는지 살펴보도록 하겠다.

## V. 실직자들의 특성에 따른 손실의 차이

이 장에서는 실직자의 개인별·일자리별 특성에 따라서 실직에 의한 임금 손실이 어떻게 나타나는지를 살펴보겠다. 이를 통해서 실직자들의 특성에 따라 임금 손실이 어떻게 나타나고 있으며, 또 차이가 어떠한지를 확인할 수 있을 것이다. <표 6>은 실직자의 특성별로 손실이 어떻게 나타나는지를 고정효과 모형을 통해 추정한 결과이다. 여기에서는 실직이 임금 손실에 미치는 영향을 포괄적으로 관찰하기 위해 통제변수  $X_{it}$ 에 연령과 연령의 제곱 값을 포함시켰다. 더미변수로는 최초 실직을 기준으로 한 경과기간의 더미변수에 실직자의 특성 벡터를 곱해서 만든 교차항을 이용했다.<sup>17)</sup> 그리고 분석의 간결성을 위해 Stevens(1997)에서와 같이 경과기간 더미변수들을 ‘실직 발생 2년 이전’, ‘실직 1년 전’, ‘실직 발생~1년 후’, ‘실직 2~4년 후’, ‘실직 5년 이후’<sup>18)</sup>의 5가지로 재분류해 분석을 진행했다. 특성별 손실 정도를 전체 실직자들의 손실과 비교하기 위해서 <표 6>의 첫 번째 행에는 전체 실직자들의 임금 손실 정도를 표시해 두었다.

우선 실직 이전 직장의 근속기간이 3년 이상, 3년 미만인 경우에 따라서 실직으로 인

17) 실직자들의 개인별·일자리별 특성 가운데 시간에 따라 변화하지 않는 특성들은 고정효과 모형(fixed effect model)을 통해 추정하는 가운데 사라지게 되므로, 임금 손실에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 이와 같이 경과 기간의 더미변수에 특성더미를 곱하는 방법을 사용할 수 밖에 없다.

18) 여기서도 앞서서와 마찬가지로 실직 발생 2년 전에는 손실이 나타나지 않는 것으로 간주하였다.

한 임금 손실에 어떤 차이가 나타나는지 살펴보도록 하겠다. 일반적으로 근속기간은 그 일자리에 노동자가 지니고 있는 특수한 숙련의 정도나 매칭의 질을 나타내는 척도로 여겨진다. 이를 고려한다면 실직 이전의 직장에서 근속연수가 긴 노동자일수록 일자리에 특수한 자본을 많이 잃게 될 것이므로 손실이 클 것이다. <표 6>의 분석 결과를 살펴보면 남성과 여성 모두 근속기간이 3년 미만인 노동자들에 비해서 근속기간이 3년 이상인 노동자들의 손실이 크게 나타나고 있으며, 이러한 손실은 실직 발생~1년 후에만 해당하는 것이 아니라 실직 발생 2~4년의 시점에도 지속되고 있다. 하지만 남성의 경우에는 근속기간 3년 미만과 3년 이상 사이에 손실의 격차가 통계적으로 유의한 수준인데 반해, 여성의 경우에는 그 격차가 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다.<sup>19)</sup> 이는 앞에서 일자리 경험의 상실이 임금 손실에 미치는 영향에 대해 논의했을 때와 마찬가지로, 여성들의 경우 숙련을 필요로 하지 않는 일자리에 종사하는 경우가 많기 때문으로 생각된다.

다음으로는 실직의 구체적인 사유를 ‘해고’와 ‘직장의 폐업·부도’, ‘계약기간의 종료’로 나눠서 실직으로 인한 임금 손실의 정도를 비교하였다. Gibbons and Katz(1991)에 따르면 ‘해고’는 노동시장에서 노동자의 생산성이 낮다는 신호로 작용해 이후 일자리 경로에서 부정적인 신호 효과를 발생시킬 수 있다. 따라서 ‘해고’로 인한 실직자들의 경우 ‘직장의 폐업·부도’나 ‘계약기간의 종료’로 인한 실직자들에 비해서 손실이 클 것으로 예상할 수 있다. 우리의 연구에서는 실직의 구체적 사유 가운데 ① 직장의 파산, 폐업, 휴업, ② 회사가 이사가서의 문항에 응답한 경우를 ‘직장의 폐업·부도’로 분류하였고 ③ 일자리가 없거나 적어서, ④ 정리해고, ⑤ 명예퇴직으로 응답한 경우는 ‘해고’로 분류하였으며, ⑥ 계약기간의 종료의 경우에는 그대로 ‘계약기간의 종료’로 분류해 분석하였다. 분석 결과 남성의 경우에는 ‘해고’로 인한 실직자들이 ‘직장의 폐업·부도’나 ‘계약기간의 종료’로 인한 실직자들에 비해서 임금의 손실 정도가 큰 것으로 나타났다. 그리고 손실의 차이는 시간이 지날수록 더욱 확대되고 있다. 해고자들의 경우에는 ‘명예퇴직자’나 ‘정리해고자’가 포함되므로, 실직 이전 직장에서의 근속기간이 길기 때문에 손실이 큰 것처럼 나타날 수 있다. 따라서 이를 통제하기 위해서 실직 이전 근속기간에 따른 더미변수를 추가해 분석해 보았지만, 근속기간을 통제하더라도 ‘해고’로 인한 실

19) 근속기간 3년 미만과 3년 이상의 손실 정도가 동일하다는 것을 귀무가설로 두고 Wald Test를 실시한 결과에 따르면, 남성의 경우에는 5%의 유의수준에서 귀무가설이 기각되었지만 여성의 경우에는 이를 기각할 수 없었다.



직자들의 손실이 일관되게 큰 것으로 나타났다. 또 ‘계약기간의 종료’로 인한 임금 손실은 거의 없는 것으로 나타났는데, 이는 임시직의 경우 일자리에 특수한 숙련이나 매칭 자본이 크지 않을 뿐만 아니라, 계약의 종료로 인한 부정적인 신호 효과도 거의 나타나지 않을 것이기 때문으로 생각된다. 그런데 여성의 경우에는 실직 사유별 손실의 정도가 남성과 크게 다른 모습으로 나타나고 있다. <표 6>의 분석 결과에서처럼 실직 사유별로 손실의 정도가 크게 다르지 않은 것이다. 여성의 경우 남성과 달리 ‘해고’로 인한 부정적인 신호 효과가 크지 않은 것으로 나타나는 데, 이는 여성들이 종사하는 일자리가 남성들과 달리 숙련을 필요로 하지 않는 한계적인 일자리인 경우가 많은 것과 관련된 현상으로 생각된다. 한계적인 일자리인 경우에는 부정적인 신호 효과로 인해 추가로 임금이 내려갈 여지가 적을 것이기 때문이다. 그리고 계약기간의 종료로 인한 실직자들의 경우에는, 변동성이 커서 손실의 정도가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나지만 절대적인 수치만을 비교해볼 경우 다른 실직들과 차이가 없는 것으로 나타나고 있다. 이는 우리나라의 노동시장에서 여성 노동자의 약 40%가 임시직이나 일용직이라는 점을 고려할 때 계약기간의 종료로 의한 실직이 의미하는 바가 해고와 크게 다르지 않기 때문에 나타난 현상으로 생각된다. 하지만 이를 뒷받침하기 위해서는 실직이 발생한 일자리나 실직의 사유에 대해서 좀 더 면밀한 분석이 필요할 것이다.

다음으로 실직자들의 교육수준에 따라서 임금의 손실 정도를 비교해 보았다. 고졸 미만자, 고졸 이상 대졸 미만자, 대졸 이상자들로 집단을 나눠 분석한 결과 교육기간은 실직으로 인한 임금 손실에 선형적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.<sup>20)</sup> 이는 교육기간별 집단이 갖는 일자리 특성이나, 개인적인 특성에 특이성이 있기 때문으로 생각되어 진다. 구체적으로 살펴보면 남성의 경우에는 고졸~대졸 미만자들의 손실의 정도가 가장 적은 반면 고졸 미만, 대졸 이상자들의 손실은 비슷한 것으로 나타났다. 이는 다른 특성들에 의한 영향일 수도 있겠지만, 각 집단의 1998년 당시의 평균연령을 비교해볼 경우 고졸 미만자의 경우 40.09세, 고졸 이상 대졸 미만자의 경우 31.82세, 대졸 이상자인 경우 36.59세인 것을 통해 확인할 수 있듯이 연령 집단에 따른 차이가 반영된 결과일 것으로 생각할 수 있다. 연령이 어린 집단의 경우 다른 집단들에 비해서 전 직장에서 근속연수가 적을 것으로 생각할 수 있으므로 손실의 크기도 적게 나타날 수 있는 것이다. 여성의 경우에는 고졸~대졸 미만자, 대졸 이상의 손실이 비슷한 것으로 나

20) 교육기간이 임금 손실에 미치는 효과가 선형적이지 않을 수 있으며, 연령과 같은 다른 특성이 미치는 영향을 반영하는 것일 수 있음을 지적해 주신 익명의 심사자분께 감사드립니다.

타고 고졸 미만의 손실이 가장 적은 것으로 나타났는데, 고졸~대졸 미만자들의 경우 손실의 절대치는 가장 크게 나타났지만 통계적으로 유의하지 않다는 점에서 해석에 주의할 필요가 있다. 여성의 경우에도 집단별로 1998년 당시 평균연령을 비교해 보면 고졸 미만자의 경우 40.09세, 고졸이상 대졸 미만자의 경우 32.92세, 대졸 이상자인 경우 31.81세인 것으로 나타났다. 여성의 경우에는 남성과 달리 연령이 가장 높은 고졸 미만자 집단에게 실직으로 인한 손실이 가장 적은 것으로 나타났는데, 이는 중고령 여성들의 경우 출산과 육아로 인한 경력단절 이후 재취업하는 경우가 많아 숙련을 필요로 하지 않는 한계적인 일자리에 머무를 가능성이 큰 것과 관련이 있을 것으로 생각할 수 있다. 이미 한계적인 위치에 머무르고 있으므로, 실직으로 인한 손실이 발생할 여지가 적을 수 있는 것이다.

마지막으로 실직자들의 산업 및 직종의 변경 유무를 중심으로 실직으로 인한 임금 손실을 비교하였다. 일자리의 수준에서만 아니라 산업 및 직종에 따라서 특수한 인적자본 및 숙련이 존재한다면 실직으로 인한 임금 손실은 산업이나 직종을 변경한 경우에 더욱 크게 나타날 것이다.<sup>21)</sup> 분석 결과는 이러한 예측에 부합하는 결과를 나타내고 있다. 먼저 산업을 변경한 경우를 살펴보면 남성과 여성 모두 재취업시 산업을 변경한 경우, 그렇지 않은 경우보다 손실의 정도가 큰 것으로 나타나고 있다. 그리고 그 격차는 남성과 여성 모두에게 실직 이후 시간이 경과하면서 점차 줄어들고 있다. 이는 실직 초기에는 산업의 변경으로 인한 특수한 인적자본 및 숙련의 손실로 인해 격차가 크게 나타난다고 할지라도, 새로운 일자리에서 인적자본 및 숙련을 축적함에 따라 격차가 점차 줄어들게 됨을 보여주는 결과이다. 직종의 경우에도 산업과 마찬가지로 남성과 여성 모두에게 재취업시 직종을 변경한 경우에 그렇지 않은 경우보다 손실의 정도가 더 크게 나타나고 있으며, 그 격차도 시간이 지날수록 줄어들고 있다.

이상으로 실직자의 개인별·일자리별 특성에 따라서 실직에 따른 임금 손실이 어떻게 나타나는지 살펴보았다. 남성의 경우에는 근속기간이 3년 이상인 경우, 해고로 인한 실직인 경우, 직종과 산업이 변경된 경우, 손실이 더욱 크게 나타난다는 점을 확인할 수 있었다. 여성의 경우도 남성과 유사하지만, 실직의 구체적 사유가 별다른 영향을 미치지 않는다는 것을 특징으로 확인할 수 있었다. 여성들의 일자리는 숙련을 필요로 하지 않는 한계적인 일자리일 가능성이 많으므로, 해고로 인한 부정적인 신호효과가 작동할

21) 직장이동시 산업 및 직종 변경의 유무에 따른 임금변화를 분석한 연구로는 이병희(2005)를 참고할 수 있다.

여지가 크지 않을 수 있을 것이다. 또 여성의 경우에는 계약기간의 종료로 인한 손실이 통계적으로 유의하지 않지만, 절대적인 크기에서 다른 실직들과 별다른 차이를 보이지 않는 것으로 나타났는데, 이는 여성들의 경우 약 40%가 비상용직으로 취업하고 있는 상황에서 해고로 인한 실직과 계약기간의 종료로 인한 실직이 현실적으로 큰 차이가

〈표 6〉 근로자의 특성에 따른 최초 실직 이후 임금 변화

	남 성				여 성			
	실직 1년 전	실직 1년 후	실직 2-4년 후	실직 5년 이후	실직 1년 전	실직 1년 후	실직 2-4년 후	실직 5년 이후
전체 실직자	-0.054** (0.027)	-0.137*** (0.023)	-0.178*** (0.025)	-0.276*** (0.031)	-0.093*** (0.036)	-0.150*** (0.034)	-0.177*** (0.036)	-0.192*** (0.045)
실직 이전 근속기간								
3년 미만	-0.089** (0.042)	-0.085** (0.035)	-0.121*** (0.036)	-0.215*** (0.042)	-0.108** (0.050)	-0.142*** (0.046)	-0.164*** (0.048)	-0.166*** (0.057)
3년 이상	-0.027 (0.034)	-0.178*** (0.031)	-0.228*** (0.033)	-0.330*** (0.040)	-0.071 (0.051)	-0.157*** (0.049)	-0.195*** (0.053)	-0.252*** (0.069)
실직 유형								
직장 폐업부도	-0.024 (0.043)	-0.108*** (0.037)	-0.108*** (0.039)	-0.197*** (0.046)	-0.127** (0.054)	-0.110** (0.050)	-0.171*** (0.053)	-0.173** (0.068)
해고	-0.065* (0.037)	-0.146*** (0.032)	-0.233*** (0.034)	-0.352*** (0.040)	-0.027 (0.050)	-0.152*** (0.047)	-0.131*** (0.049)	-0.150** (0.059)
계약기간 종료	-0.054 (0.154)	0.106 (0.132)	0.182 (0.138)	0.455*** (0.162)	-0.112 (0.215)	-0.195 (0.200)	-0.110 (0.205)	-0.127 (0.241)
교육 기간								
고졸 미만	-0.052* (0.031)	-0.148*** (0.026)	-0.187*** (0.028)	-0.323*** (0.034)	-0.090** (0.037)	-0.142*** (0.035)	-0.165*** (0.037)	-0.192*** (0.047)
고졸-대졸 미만	-0.112 (0.078)	-0.071 (0.068)	-0.114 (0.071)	-0.085 (0.082)	-0.039 (0.253)	-0.310 (0.242)	-0.376 (0.262)	-0.259 (0.294)
대졸 이상	0.001 (0.078)	-0.131* (0.070)	-0.182** (0.072)	-0.204*** (0.077)	-0.199 (0.159)	-0.260* (0.146)	-0.354** (0.173)	-0.235 (0.184)
산업 변경 유무								
산업 변경	-0.116* (0.062)	-0.189*** (0.035)	-0.190*** (0.030)	-0.340*** (0.037)	-0.212* (0.115)	-0.189*** (0.052)	-0.204*** (0.044)	-0.196*** (0.053)
산업 불변경	-0.044 (0.028)	-0.114*** (0.026)	-0.175*** (0.030)	-0.212*** (0.036)	-0.085** (0.037)	-0.137*** (0.036)	-0.157*** (0.043)	-0.195*** (0.053)
직종 변경 유무								
직종 변경	-0.104* (0.057)	-0.193*** (0.034)	-0.199*** (0.030)	-0.303*** (0.036)	-0.215** (0.100)	-0.204*** (0.048)	-0.197*** (0.042)	-0.214*** (0.052)
직종 불변경	-0.037 (0.029)	-0.112*** (0.026)	-0.144*** (0.031)	-0.211*** (0.036)	-0.099*** (0.037)	-0.123*** (0.038)	-0.150*** (0.045)	-0.174*** (0.056)

주: 식에는 개인별 고정 효과, 연도더미, 연령, 연령 제곱 값이 추가로 통제변수로 포함됨.  
자료: 한국노동패널 자료를 이용해 만든 표본. 괄호 안은 표준오차 \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

없는 것과 관련된 현상일 것으로 생각된다.

## VI. 결 론

본 논문에서는 실직으로 인해 발생할 수 있는 여러 문제들 가운데, 재취업 이후에도 발생할 수 있는 임금 손실의 존재에 주목하여 손실이 어떻게 지속되는지를 실증적으로 분석해 보았다. 연구를 통해서 확인할 수 있었던 결과는 다음과 같다.

첫째, 실직으로 인한 임금의 손실 정도를 정확히 파악하기 위해서는 실직자들이 실직을 겪지 않았을 경우에 받았을 것으로 예상되는 가상적인 임금 변화를 파악하는 일이 필요하다. 우리의 연구에서는 비실직자들을 비교 집단으로 삼아 이를 해결하고자 했다. 이 때 추정 결과에 영향을 미칠 수 있는 보이지 않는 이질성(Unobservable Heterogeneity)의 존재는 표본이 지닌 패널자료의 이점을 활용하여 통제했다. 이를 통해 추정한 결과에 따르면 실직자들은 실직 이후 큰 임금 손실을 겪으며 손실은 실직이 발생한 지 4년의 시간에도 남성의 경우에는 13.93%, 여성의 경우에는 19.18%로 지속되는 것으로 나타났다. 고용의 측면에서 실직이 야기하는 효과는 성별에 따라 다르게 나타나고 있다. 남성의 경우에는 실직 발생 초기에만 연간 취업기간의 손실이 크게 나타나는 데 비해 여성의 경우에는 실직 발생 3년 후에도 손실이 유의미하게 지속되는 것으로 분석되었다.

둘째, 실직으로 인한 손실이 지속되는 원인으로 실직자들이 일자리 경험을 상실한 것을 생각할 수 있다. 실직자들은 일자리 경험의 상실에 의해서 숙련을 쌓을 수 있는 기회를 잃게 되거나 실업기간의 장기화로 인해 숙련의 쇠퇴를 겪을 수 있다. 우리의 연구에서는 모형의 통제변수로 연령 이외에 일자리 경험을 추가로 포함시켜 일자리 경험의 상실이 미치는 영향을 분석하고자 했다. 분석 결과 남성에게는 일자리 경험의 상실로 인한 영향이 유의미한 것을 확인할 수 있었다. 여성에게는 일자리 경험의 상실이 미치는 영향이 거의 나타나지 않았는데, 여성의 경우에는 숙련을 필요로 하지 않는 일자리에 종사하거나, 일자리 이동시 직종과 산업의 이동을 수반하는 경력단절의 경우가 많은 것을 이유로 생각할 수 있을 것이다.

셋째, 실직으로 인한 손실이 지속되는 다른 원인으로 반복실직을 생각할 수 있다. 본

논문에서는 최초 실직을 기준으로 실직 경과기간의 더미변수를 구성해 분석한 결과와 모든 실직을 기준으로 실직 경과기간의 더미변수를 구성해 분석한 결과를 비교하여 반복실직이 미치는 영향을 살펴보았다. 남성의 경우 연령과 일자리 경험을 통제한 상태에서 최초 실직을 기준으로 더미변수를 생성하였을 때는 실직 발생 4년 후에 9.15%의 손실을 겪는 데 반해, 모든 실직을 기준으로 더미변수를 생성한 경우에는 2.86%의 손실을 겪는 것으로 나타났다. 여성의 경우에도 최초 실직을 기준으로 한 경우에는 20.55%의 손실을 겪는 데 반해, 모든 실직을 기준으로 한 경우에는 12.72%의 손실을 겪는 것으로 나타났다. 이를 통해 남성과 여성 모두에게 최초 실직 이후 발생하는 반복실직이 임금 손실의 지속에 중요한 원인이 되고 있음을 확인할 수 있었다. 그리고 여성의 경우 남성에 비해서 손실이 더욱 크게 지속되는 것을 확인할 수 있었는데, 이는 남성에 비해서 여성은 실직 이후 자신에게 잘 맞는 새로운 일자리를 찾기 어렵기 때문에 나타난 현상으로 생각된다.

마지막으로 실직자들이 지닌 개인 및 일자리 특성에 따라 임금 손실이 어떻게 나타나는지를 분석해 보았다. 이를 통해서 실직 이전의 근속기간, 실직의 구체적 사유, 교육 수준, 산업 및 직종의 변경 여부가 실직으로 인한 손실에 미치는 영향을 확인해 볼 수 있었다. 남성의 경우에는 근속기간이 3년 이상인 경우, 해고로 인한 실직인 경우, 직종과 산업이 변경된 경우, 손실이 더욱 크게 나타난다는 점을 확인할 수 있었다. 여성의 경우도 남성과 유사하지만, 실직의 구체적 사유가 별다른 영향을 미치지 않는다는 것을 특징으로 확인할 수 있었다. 여성들의 일자리는 숙련을 필요로 하지 않는 한계적인 일자리일 가능성이 많으므로, 해고로 인한 부정적인 신호 효과가 작동할 여지가 크지 않을 수 있을 것이다. 또 여성의 경우에는 계약기간의 종료로 인한 손실이 통계적으로 유의하지 않지만, 절대적인 크기에서 다른 실직들과 별다른 차이를 보이지 않는 것으로 나타났는데, 이는 여성들의 경우 약 40%가 비상용직으로 취업하고 있는 상황에서 해고로 인한 실직과 계약기간의 종료로 인한 실직이 현실적으로 큰 차이가 없는 것과 관련된 현상일 것으로 생각된다.

이상의 분석을 통해서 실직으로 인한 손실의 지속 여부를 살펴보았으며, 일자리 경험의 상실과 반복실직이 중요한 원인이 된다는 것을 확인할 수 있었다. 따라서 실직자들에 대한 대책을 마련할 때에는 실업기간 발생하는 손실뿐만 아니라 이후 일자리 경로에 대한 보다 세심한 고려가 필요할 것이다. 특히 여성들의 경우에는 실직 이후 손실의 정도가 남성에 비해 크다는 점에서, 더욱 세심한 주의가 필요하다. 우리의 연구에서는

주로 남성과 여성의 차이에 주목하였지만, 이외에도 실직으로 인한 임금 손실에 영향을 미치는 여러 특성들을 생각할 수 있을 것이다. 이러한 특성들에 따라서 손실이 어떻게 달라지며, 또 그 원인이 무엇인지에 대해서 연구하는 것을 추후의 연구과제로 삼겠다는 것을 밝히며 본 논문을 마무리하겠다.

## 참고문헌

- 김재호·조준모. 「실업자의 재취업과 직장상실비용」. 『경제학연구』 50권 1호 (2002. 03): 209-241.
- 김혜원·최민식. 「직장이동의 유형에 따른 단기임금변화」. 『노동경제논집』 31권 1호 (2008. 04): 29-57.
- 류정순. 「외환위기 시 무너진 중산층의 10년 후 빈곤실태조사-충청은행 퇴출자를 중심으로」. 『월간 복지동향』 제118호(2008. 08): 20-27.
- 윤윤규·박성재. 『비자발적 이직자의 일자리 이행경로에 관한 연구』. 서울: 한국노동연구원, 2008.
- 이병희. 「반복실업과 실업의 장기화」. 『노동경제논집』 23권 1호(2000. 04): 1-25.
- \_\_\_\_\_. 「노동이동과 인력개발」. 『노동경제논집』 28권 1호(2005. 04): 1-28.
- Arulampalam, W. "Is Unemployment Really Scarring? Effects of Unemployment Experiences on Wages." *Economic Journal* 111 (November 2001): F585-F606.
- Eliason, M., and D. Storrie. "Lasting or Latent Scars? Swedish Evidence on the Long-Term Effects of Job Displacement." *Journal of Labor Economics* 24(4) (October 2006): 831-856.
- Fallick, B. C. "A Review of the Recent Empirical Literature on Displaced Workers." *Industrial & Labor Relations Review* 50(1) (October 1996): 5-16.
- Hall, R. "Lost Jobs." *Brookings Papers On Economic Activity*. (January 1995): 221-221.
- Hamermesh, D. S. "The Costs of Worker Displacement." *Quarterly Journal of Economics* 102(1) (February 1985): 51-75.
- Jackson, L. S. and R. LaLonde, et al. *The Costs of Worker Dislocation* Kalamazoo, MI:

- Upjohn Institute for Employment Research, 1993 (a).  
\_\_\_\_\_. "Earnings Losses of Displaced Workers." *American Economic Review* 83(4) (September 1993): 685-709 (b).
- Kletzer, L. G. "Job Displacement." *Journal of Economic Perspectives* 12(1) (Winter 1998): 115-136.
- Kletzer, L. G. and R. W. Fairlie "The Long-Term Costs of Job Displacement for Young Adult Workers." *Industrial & Labor Relations Review* 56(4) (July 2003): 682-698.
- Morissette, R., and X. Zhang, et al. *Earnings Losses of Displaced Workers: Canadian Evidence from a Large Administrative Database on Firm Closures and Mass Layoffs*. Analytical Studies Branch Research Paper. Catalogue no. 11F0019MIE, No.291. Ottawa: Statistics Canada, 2007.
- Mincer, J. "Wage Changes in Job Changes." NBER Working Papers 1907. National Bureau of Economic Research, 1986.
- Ruhm, C. J. "Are Workers Permanently Scarred by Job Displacements?" *American Economic Review* 81(1) (March 1991): 319-324.
- Stevens, A. H. "Persistent Effects of Job Displacement: The Importance of Multiple Job Losses." *Journal of Labor Economics* 15(1) (January 1997): 165-188.

abstract

---

## Study on the Persistent Wage Losses of Displaced Workers

Young Hyun Park

This paper investigates the wage losses of displaced workers, using data from the Korean Labor & Income Panel Study. Previous Korean studies were only to estimate the wage losses shortly after job displacement. However, if the wage losses persist, those results seem to under-estimate the effects of displacement. Our findings show that the wage reductions are quite persistent 4 years after displacement. And much of this persistence can be explained by the lost labor market experience (lost opportunities to accumulate generalized skills) and additional job losses in the years following an initial displacement.

Key Words : Job Displacement, Wage Loss, Lost Labor Market Experience, Multiple Job Losses