

실직으로 인한 임금손실과 지속원인에 대한 연구

박 용 현*

97년 경제위기 이후 경제 전반에 몰아닥친 구조조정의 물결 속에 실직자들이 급속히 양산되었다. 이후 10년 동안 경기가 회복되면서 실직자의 발생은 점차 감소되는 추세를 보여왔지만, 세계적인 경제 침체가 예고되면서 다시금 실직자들이 급속히 양성될 조짐이 보이고 있다. 실직자들의 경우 실직 당시의 일자리에 특수한 요인들인, 특수한 인적자본이나 일자리 궁합(Job Match), 임금 프리미엄(Wage Premium) 등을 상실하게 되므로, 재취업에 성공한다고 하더라도 손실을 겪을 것임을 예측할 수 있다. 따라서 이에 대한 대책을 마련하기 위해서는 실제로 실직자들이 겪는 손실의 수준이 어느 정도이며, 또 어떤 요인들에 의해서 손실이 발생하는지를 확인할 필요가 있다. 과거 연구들에서는 실직의 발생시점을 전후로 한 '단기적인 손실'을 추정하는데 그쳐왔는데, 실직으로 인한 손실이 장기적으로 지속될 경우 이는 손실을 과소 추정하는 것이 된다. 이 글에서는 고정효과모형(Fixed Effect Model)을 이용해 실직으로 인한 장기적인 손실을 추정하였는데, 남성의 경우 실직이 발생한지 4년의 시간이 지난 이후에도 13.9%의 임금손실을 겪으며, 여성의 경우에는 16.3%의 임금손실을 겪는 것으로 나타났다. 그리고 실직으로 인한 노동시장경험의 손실과 반복실직의 발생을 통제할 경우, 임금손실의 정도가 남성의 경우에는 실직이 발생한지 4년 후에 5.7%, 여성의 경우에는 11%로 줄어드는 것으로 나타나, 이러한 요인들이 실직으로 인한 임금손실을 지속시키는 주요한 요인이 됨을 확인할 수 있었다.

1. 머리말

경제위기 10년 특집으로 방영된 『그 배는 어디로 갔나?』라는 TV 프로그램에서는 국가의 강제 퇴출 결정으로 순식간에 직장을 잃어야 했던 충청은행의 직원들이 지난 10년간 어떤 삶을 살았는지를 보여주었다.¹⁾ 이들은 퇴출결정이 내려지기 전까지는 은행원이라는 화이트 컬러 직업을 가진 안정적인 중산층이었지만, 직장을 잃은 이후 지난 10년 동안 절반 이상이 3번 이상 직장을 옮기는 등 지속적으로 고용불안에 시달려야 했으며, 소득에 있어서도 은행재직 당시에는 도시근로자 가구 평균소득의 1.5배를 벌어들였지만 현재는 평균소득(373만원)의 절반수준인 186만 1000원을 벌어들인데 불과하게 됐다. 방송에서 다룬 충청은행 직원들의 사례는 비록 한정된 소수에 불과하지만 경제위기 이후 직장의 폐업이나 구조조정으로 인해 비자발적으로 직장을 떠나야했던 많은 노동

* 서울대 경제학부 석사과정

1) 여정민(2007.11.23). "우리를 내려놓은 '대한민국호', 지금 어디에 있나", 프레시안(<http://www.pressian.com/>)

자들이 겪어야 했던 일반적인 어려움들 역시 이와 크게 다르지 않았다. 노동부의 고용보험 원자료를 이용해 비자발적 이직자들의 직업경로를 분석한 연구결과에 따르면²⁾ 비자발적 이직자들의 경우 자발적 이직자들에 비해서 새로운 일자리에서 일자리 기간이 감소하며 입직임금 역시 자발적 이직자들에 비해서 증가율이 절반에 불과한 것으로 나타났다. 또한 비자발적 이직을 경험 한 경우 이후 일자리의 이행과정에서 다시금 비자발적 이직을 경험하는 비율이 자발적 이직의 경우보다 상당히 높은 곳으로 나타나 비자발적 이직의 경험이 함정으로 작용할 수 있음이 드러났다.

이처럼 경제위기 이후 경기가 회복되고 정부의 실업대책 등을 통해 많은 실직자들이 재취업에 성공했지만 이들은 지속적인 고용불안에 시달리면서 지속적으로 손실을 겪어야 했다. 노동시장에서 실직을 겪는 노동자들의 경우, 실직 이후 재취업에 이르기까지의 실업기간으로 인해 큰 경제적인 손실을 겪을 것으로 예상할 수 있지만, 손실은 실업기간에 한정되는 것이 아니라 그 이후의 일자리 경로에서 장기적으로 지속되고 있는 것이다. 실직으로 인한 손실이 장기적으로 지속될 경우 이는 정책적으로 중요한 함의를 가지게 될 것이다. 실업기간 동안의 경제적인 어려움에 대해 단기적인 처방을 마련하는 것뿐만 아니라, 이후 이들의 일자리 경로에 대해서 주의를 기울여 이들이 보다 자신에게 일자리 궁합(Job Match)이 잘맞는 안정적인 직장을 구할 수 있도록 하는데 초점이 맞춰줘야 하는 것이다. 이를 위해서는 우선 노동자들이 실직을 겪을 경우, 실직으로 인한 손실이 이후 일자리 경로에서 얼마나 오랫동안 또 얼마나 많이 발생하고 있으며, 이를 야기하는 원인이 무엇인지를 파악할 필요가 있을 것이다. 이 글에서는 『한국노동패널』 자료를 이용해 1998년에서 2007년까지 실직을 겪은 노동자들이 이후 일자리 경로에서 얼마나 많은 임금의 손실을 겪었으며, 이러한 손실은 어떤 요인에 의해 지속되는 것인지 분석하고자 한다.

이 글은 다음과 같이 구성되었다. 우선 II절에서는 실직자들이 겪는 임금손실에 대한 국내외 관련문헌을 요약하였고, III절에서는 실직에 대한 개념적·조작적 정의 및 사용한 표본에 대해서 설명하였다. IV절에서는 실직에 의해 발생하는 손실을 추정하기 위해 사용한 고정효과 모델(Fixed Effect Model)에 대해서 설명하였고, V절에서는 이를 이용해 남성과 여성의 실직으로 인한 손실을 추정하였다. 그리고 여기서 손실이 지속되는데 실직으로 인해 발생한 노동시장경험의 상실과, 최초 실직 이후 발생한 반복실직의 경험이 어떤 역할을 하는지 살펴보았으며, 실직자들이 지닌 인적, 일자리적 특성에 따라 손실이 어떻게 달라지는지도 살펴보았다. VI절에서는 요약 및 결론을 담고 있다.

II. 이론적 배경 및 관련 문헌

1. 실직으로 인한 단기적 손실

2) 윤윤규·박성재(2008)에 따르면 이직횟수가 총 4회인 경우 이직 이전인 2번째 일자리에서의 비자발적 이직자의 입직 임금은 137.9만원으로 자발적 이직자의 입직임금인 124.8만원 보다 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.

실직으로 인해 임금의 손실이 나타나는 이유로 우선 노동자들이 과거의 일자리에서 지냈던 특수한 인적자본이나 일자리궁합(Job Match)을 상실한 것을 이유로 생각할 수 있을 것이다.³⁾ 그리고 노동자들이 과거 임금프리미엄을 제공하던 일자리를 잃는 경우 손실은 더욱 커질 수 있다. 실직 이전의 일자리가 노조지위나나 정규직지위에 따라 임금프리미엄을 지불했다면 실직에 의한 손실은 더욱 커질 수 있는 것이다. 또한 실직이전의 일자리에서 이연적인 보상체계가 존재한 경우에도 실직으로 인한 손실이 증대될 수 있다. 이연적 보상체계가 존재할 경우 노동자들은 직장에서 근속연수가 올라감에 따라 임금이 증가할 것을 기대해 그들의 생산성 이하의 임금을 받았을 수 있다. 실직으로 인해 일자리를 상실할 경우, 기대했던 보상의 기회를 상실하게 되므로 손실이 커지게 되는 것이다. 그런데 이러한 요인들은 주로 실직으로 인한 단기적 손실이 발생하는 요인들을 설명한 것이다. 보통 직장에 들어간 후 초기에 빠른 임금상승을 경험한다는 점을 고려한다면 실직 이후 노동자들이 재취업에 성공하고, 새로운 직장에서 근속연수가 늘어남에 따라 빠른 속도로 손실을 회복할 수 있으리라 기대할 수 있을 것이다. 하지만 실제 실직으로 인해 발생한 임금의 손실을 실증적으로 분석한 연구들에 따르면 이러한 손실은 실직이 발생한 직후에 한정되는 것이 아니라 오랜 시간이 지난 후에도 지속되는 것으로 나타났다. 미국의 PSID 자료를 이용해 실직으로 인한 손실의 지속효과를 실증 분석한, Ruhm(1991)에 따르면 실직을 경험한 이들은 그렇지 않은 이들에 비해서 4년의 시간이 흐른 후에도 소득에 있어서 약 10-13%의 손실을 얻는 것으로 나타났다. 또한 Jacobson 외(1993a, 1993b)의 경우에도 미국 펜실베이니아주의 행정데이터를 이용해 구축한 패널자료를 분석한 결과 이전 직장에서 6년 이상의 근속연수를 지냈던 실직자들은 실직이전의 기대수준에 비해서 실직이 발생한지 6년의 시간이 지난 후에도 25%의 소득손실을 겪게 된다는 결과가 나타났다.

2. 실직으로 인한 장기적 손실에 대한 연구

이처럼 실직으로 인한 손실이 장기적으로 지속된다는 연구결과들이 발표되면서 왜 손실이 지속되는지를 규명하고자 하는 연구들이 이뤄졌는데, 실직자들이 겪는 고용불안의 측면에 주목해 손실의 발생경로를 밝힌 연구로는 Hall(1995)을 들 수 있다. 실직자들의 경우 실직 이후 지속적인 고용불안을 겪게 되면서 위에서 이야기했던 실직으로 인한 단기적인 손실이 발생하는 과정을 거듭해서 겪게 된다는 것이 설명의 골자이다. Hall(1995)은 실직자들이 고용불안에 빠지는 구체적 원인으로 우선 이들이 기존 직장에서의 좋은 일자리 궁합(Job Match)을 잃게 됐다는 점을 제시했다. 일자리 궁합(Job Match)은 사전적으로 알려지는 것이 아니라 사후적으로만 드러나는 것이므로, 새로운 일자리에서 노동자와 기업의 양자 중 한쪽에서 그들의 궁합이 불만족스러운 것으로 판단할 경우 일자리가 종료될 것이다. 이에 따라 실직자들은 다시 자신에게 잘맞는 일자리를 찾기까지 고용불안

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

을 겪을 수 있다. 또한 실직자들은 새로 취업한 직장의 기존 노동자들에 비해 근속연수가 적음에 따라 반복실직에 빠질 위험이 발생할 수 있다. 경제적인 충격이 나타나 감원을 해야 할 경우 기업은 임금에 비해서 생산성이 떨어지는 이들을 우선적으로 해고할 것이다. 실직자들은 기존 노동자들에 비해 근속연수가 적어 일자리에 특수한 인적자본이 적을 것이므로 기업의 입장에서 상대적으로 쉬운 해고의 대상이 될 수 있다. 마지막으로 실직자들이 재취업하는 일자리 자체가 비정규직이나 임시직과 같이 불안정한 직장일 가능성이 크다. 실직자들의 경우 자신에게 맞는 안정적인 새직장을 찾기 전까지, 임시직에 취업하는 것이 효율적인 직업탐색의 측면에서 합리적인 선택이 된다. 또한 노동시장의 외부에서 오랫동안 머물렀던 이들의 경우 좋은 직업궁합을 지니는 안정적인 직장을 찾기 전까지 대안적인 형태의 여러 가지 직장들을 선택하면서 자신에게 맞는 일자리가 무엇인지를 실험하고자 할 것이다. 경기가 활황이고 안정적인 일자리들이 늘어날 경우 이러한 전략이 새로운 안정적인 일자리로 가는 디딤돌 역할을 할 수 있지만, 경기침체가 지속되며 불안정한 일자리들이 양산되는 경우라면 지속적인 고용불안에 빠지는 함정이 될 수 있다. 이와 같은 실직자들이 겪는 고용불안의 측면에 주목해서 손실의 지속원인을 실증적으로 밝히고자 한 연구로는 Stevens(1997)를 들 수 있다. Stevens(1997)는 실직자들이 반복실직의 함정에 빠질 위험이 높다는 점에 주목해, 최초 실직 이후에 겪는 손실의 많은 부분이 이들이 추가로 겪게 되는 반복실직에 기인한다는 점을 실증적으로 보여주었다.

3. 실직자들에 대한 국내연구

주로 미국을 중심으로 실직으로 인한 장기적 손실에 대한 연구가 활발히 이뤄져왔던 것에 비해 한국에서는 아직까지 실직으로 인한 장기적 손실에 대한 연구가, 특히 임금의 측면에서는 그렇게 많이 이뤄지지 않고 있다. 우선 『한국노동패널』 자료를 활용해 실직으로 인한 손실을 분석한 연구로는 금재호·조준모(2003)를 들 수 있다. 여기서는 실직 이전 일자리와 재취업 이후 일자리에서의 임금 및 일자리 정보를 이용해 실직자들이 겪는 단기적인 직장 상실비용에 미치는 요인들을 분석하고 있다. 이에 따르면 단기적인 직장상실비용은 연령이 많고 고학력일수록, 정규직에서 비정규직으로 이직할수록, 또 산업이나 직종이 변경될수록 더욱 크게 나타나고 있다. 비자발적 이직자들이 이후 일자리 경로에서 겪는 지속적인 어려움에 대한 포괄적인 연구는 윤윤규·박성재(2008)에서 찾을 수 있다. 여기서는 『고용보험 DB』를 이용해 만든 직업력 자료를 통해 비자발적이직자들이 자발적 이직자들에 비해서 입직임금의 성장률에 있어서 손실을 겪으며, 거듭되는 비자발적 이직의 함정에 빠질 위험에 처할 뿐만 아니라, 미취업 상태에서 빠져 나올 확률도 낮다는 점을 보여주었다. 하지만 고용보험 DB에서는 일자리의 변경시에 나타나는 입직임금밖에 활용할 수 없으므로, 실직 이후 경과 기간에 따라 임금손실이 어떻게 지속되는지를 자세히 분석하지는 못하였다. 실직자들이 겪는 임금손실에 대해 구체적인 수치를 제공해주는 연구로는 김혜원·최민식(2008)을 들 수 있다. 김혜원·최민식(2008)에서는 『경제활동인구조사 원자료』 및 『부가조사 원자료』로 임금정보를 이용할 수 있는 패널자료를 만들어 실직을 포함한 직장이동의 단기적인 임금효과에 대해 분

석하고 있다. 특히 이들은 직장이동자의 임금변화를 분석하는데 있어서 이동을 하지 않았을 경우 받았을 것으로 기대되는 가상의 임금변화와 실제로 이들이 겪는 임금변화를 비교하는 것이 중요하다는 점을 강조하면서, Mincer(1986)의 방법을 이용해 직장 이동시 나타나는 임금변화를 분석하였다. 여러 가지 직장이동 가운데, 이 글에서 관심이 되는 실직의 경우를 살펴보면 실업상태를 겪은 직장 이동자 가운데, ‘비선별적 해고’의 경우 약 6.5%의 임금손실을 그리고 ‘선별적 해고’를 겪는 이들은 약 38%의 임금손실을 겪는 것으로 밝혀졌다.

이와 같이 한국에서도 실직자들이 겪는 단기적인 임금손실이나 일자리 경로에 있어서 자발적 이직자들과 겪는 차이를 분석한 연구들은 이뤄져 왔지만, 임금의 측면에서 장기적으로 손실이 어떻게 지속되는지에 대해서는 자세한 연구가 이뤄지지 않았다. 이는 분석을 위해 필요한 장기적인 패널자료의 구축이 그동안 이뤄지지 않은 것을 이유로 생각할 수 있을 것이다. 그러나 충청은행 실직자들의 사례에서도 알 수 있듯이 실직으로 인한 경제적 손실은 지속적으로 발생하고 있으며, 이는 미국의 경우이기도 하지만 Jaconson 외(1993)의 연구를 바탕으로 Hall(1995)에서 시간할인율을 고려해 추정한 결과에 따르면 실직이전 연간소득의 120%에 달한다고 한다. 따라서 실직자들이 겪는 어려움을 이해할 때 실직직후 뿐만 아니라 장기간의 시간이 지난 후에도 손실이 어떻게 지속되는지를 파악하는 것이 중요할 것이다. 이 글에서는 『한국노동패널』을 이용해 한국에서 4년의 시간이 지난 후에도 실직으로 인한 임금의 손실이 어떻게 지속되고 있는지를 분석할 것이다. 이를 위해서는 우선 기본적으로 우리의 관심의 초점이 되는 실직을 어떻게 개념적·조작적으로 정의할 것이며, 어떻게 표본을 만들 것인지에 대한 논의가 필요할 것이다.

III. 실직의 정의 및 사용한 자료

1. 실직의 개념적·조작적 정의

『한국노동패널』에서는 지난번 조사 당시 종사하고 있었지만 현재 종사하고 있지 않는 일자리에 대해서, 구체적인 퇴직사유를 묻고 있는데 이를 통해 실직자를 확인하는 것이 가능하다. 이 글에서는 여러 가지 퇴직사유들 가운데 근로자의 개인적인 사정 때문이 아니라 “경제의 구조적 요인에 의해 직장을 상실한 경우”를 실직으로 정의하고자 한다. 구체적으로 이는 설문문항 가운데 객관적인 실직 사유가 (1) ‘직장의 파산, 폐업, 휴업 (2) 회사가 이사가서, (3) 일자리가 없거나 적어서, (4) 정리해고 (5) 명예퇴직’인 경우에 해당하며 이는 설문문항 가운데 ‘계약기간 만료’의 경우만을 제외하고, 경영상의 이유로 비자발적인 이유로 직장상실을 겪은 이들을 폭넓은 범위에서 포괄하는 것이다. 여기서 설문문항 가운데 비자발적 이직으로 간주할 수 있는 ‘권고사직’은 제외시켰는데 이는 ‘권고사직’의 경우 개인의 귀책사유에 따른 해고에 해당할 가능성이 크기 때문이다. 귀책사유에 의한 해고자들의 경우 다른 실직자들에 비해서 비실직자들과 비교할 때 이질성(heterogeneity)이

클 것으로 예상할 수 있다. 실직으로 인한 손실을 정확히 추정하기 위해서는 연구대상이 되는 실직자 집단과 비교집단이 되는 비실직자 집단 사이에 실직 이외의 다른 개인적, 인적 특성의 분포를 최대한 비슷하게 유지하는 것이 필요한데, 귀책사유에 의한 해고자들의 경우 이러한 원칙에 어긋나므로 이들을 실직자 집단에 포함시킬 경우 손실이 과대 추정될 우려가 있다.

그리고 이 글에서는 유사하게 『한국노동패널』을 이용해 실직으로 인한 손실을 분석하고 있는 금재호·조준모(2001)와는 달리 계약기간의 만료로 인한 직장상실을 실직에 포함시키지 않았다. 이는 우선 실직을 “경제의 구조적 요인에 의한 일자리의 상실”로 정의한다고 할 때, ‘계약기간의 종료에 따른 일자리 상실’은 항상적으로 발생할 수 있는 것이므로 개념상 포함되기 힘들기 때문이다. 또한 계약기간의 종료를 실직으로 포함할 경우 추정에 있어서 문제점이 발생할 수도 있다. 계약기간의 완료에 의해 직장을 상실한 이들을 실직으로 포함할 경우, 실직자 집단에 많은 임시직·계약직 노동자들이 포함 될 것이다. 하지만 실직으로 인한 손실을 정확하게 추정하기 위해서는 실직의 발생여부 이외에는 실직자와 비교대상으로 이용되는 비실직자들이 지닌 개인적, 일자리적 특성의 분포가 최대한 비슷하게 유지될 필요가 있다. 계약기간의 완료를 실직에 포함할 경우, 고정효과 모형(Fixed Effect Model)을 통해 실직자와 비교집단이 되는 비실직자들 사이에 존재하는 이질성을 통제한다고 하더라도 실직으로 인한 손실을 추정할 때에 이로 인한 영향이 나타날 수 있을 것이다.⁴⁾ 이러한 개념상, 추정상의 문제점들에 따라 여기서는 (1) ‘직장의 파산, 폐업, 휴업 (2) 회사가 이사 가서, (3) 일자리가 없거나 적어서, (4) 정리해고 (5) 명예퇴직’을 퇴직사유로 응답한 경우만을 실직에 해당하는 것으로 분류했다.

2. 표본의 선정기준

이 글에서는 『한국노동패널』 자료를 분석에 이용하였다. 『한국노동패널』은 현재 1998년부터 2007년까지 총 10차년도 자료를 이용할 수 있다. 우리의 연구를 위해서는 실직의 여부를 대상기간 동안 빠짐없이 확인하는 것이 필요하므로 우선 매년마다 연속적으로 인터뷰가 이뤄진 사람들만을 분석의 대상으로 삼았다. 1차년도를 기준으로 조사된 총 13,321명의 사람들 가운데 이 기준을 만족하는 사람은 5601명이 있었다. 그리고 실직자들이 겪는 손실에 대한 우리의 분석은 표본이 최소한도로 노동시장에서의 접합도(attachment)를 지니고 있을 것을 필요조건으로 하므로 직업력에서 최소한 한번 이상은 직업을 가진 것으로 확인되는 이들만을 다시 표본의 조건으로 삼았다. 이 기준을 만족하는 이들은 5601명 가운데 5287명이 있었다. 다음으로 연령에 따라 발생할 수 있는 노동시장 접합도의 차이에 의해서, 실직으로 인한 손실이 영향받는 것을 막기 위해서 연령기준을 두어 1998년을 기준으로 연령이 25세 이상 55세 이하인 경우만을 표본으로 삼았다. 이를 통해 남성의 경우 1776명, 여성의 경우 1798명으로 총 3574명의 표본을 얻을 수 있었다. 우리가 앞으로 분석에

4) 이 글에서는 ‘계약기간의 종료’ 이외에도 조준모·금재호(2001)와 달리 퇴직사유에 대한 주관적 문항인 자발적/비자발적 이직여부를 실직을 분류하는데 사용하지 않았다. 이는 주관적인 응답여부와 관련없이 “경제의 구조적 요인에 의해 일자리를 상실한 이들”을 실직자로 정의하고자 했기 때문이다.

사용할 기초표본은 바로 이러한 선정기준에 의해서 만들어졌다.⁵⁾

이렇게 만들어진 샘플 가운데 1998년부터 2007년까지 적어도 1회 이상 실직을 겪은 사람들은 남성의 경우 387명, 여성의 경우 277명으로 총 664명이 있었다. 우리의 표본은 매년마다 인터뷰에 응한 사람들로 이뤄졌으므로 『한국노동패널』의 조사기간인 1998년부터 2007년까지 실직을 겪은 사람들을 표본에서 빠짐없이 확인하는 것이 가능했다. 또한 『한국노동패널』에서는 지난 시기 가졌던 모든 일자리에 대한 정보를 서술한 회고력 정보를 활용할 수 있음에 따라 조사기간인 98년 이전에 실직을 겪은 사람들을 확인하는 것도 가능했다.⁶⁾ 그런데 이는 과거의 사실을 회고적으로 서술한다는 점에서 신뢰도가 떨어질 뿐만 아니라, 회고력의 일자리 정보에는 실직으로 인한 손실을 분석하기 위해 우리에게 필요한 임금 정보가 포함되어 있지 않으므로 분석에 포함시키지 않았다. 그리고 98년 이전에 실직을 경험한 이들은 표본에서 제외시켰는데, 이는 과거 실직의 경험이 지속적으로 임금의 손실을 초래할 수 있으므로, 이로 인해 추정에 있어서 오류가 발생하는 것을 막기 위해서이다. 따라서 우리의 표본은 1998년에서 2007년 사이에 최초로 실직을 경험한 실직자 집단과 1998년부터 2007년 사이뿐만 아니라 회고력상으로도 한번도 실직을 경험하지 않은 비실직자 집단으로 구성되었다. 이처럼 한번도 실직을 겪지 않은 이들을 비교집단으로 삼는 것은 1998년에서 2007년까지 실직시기가 각기 다른 실직자들의 임금변화를 공통적인 기준에 따라 비교하기 위해서이다.⁷⁾

3. 사용한 변수에 대한 설명

실직으로 인한 임금 손실을 측정하기 위해서 사용한 결과변수로는 『한국노동패널』의 개인력에 기록된 인터뷰시점 당시의 주된 일자리에 대한 임금정보를 활용하였다. 그리고 여기에 월평균노동시간을 나누고, 2005년의 소비자 물가지수를 이용해 표준화한 시간당 실질임금을 결과변수로 분석에 이용하였다. 표본의 관측치 가운데 인터뷰시점에 직업을 가지지 않거나 자영업, 비임금 근로자인 경우, 또 임금을 응답하지 않은 경우에는 결측치로 처리해 분석하였다. 이를 통해서 우리는 남성의 경우 대상기간이 되는 1998년에서 2007년 동안 총 10,003개의 임금정보를 분석에 이용할 수 있었으며, 여성의 경우에는 총 5,627개의 임금정보를 분석에 이용할 수 있었다. 이는 남성의 경우 10년간 평균 개인당 5.63개, 여성의 경우 평균 개인당 3.12개에 해당한다.

5) 이와 같은 표본선정 절차에 따라 편의가 발생할 수 있을 것이다. 이는 Heckman의 Two-Stage 방법으로 처리할 수 있겠지만, 이 연구에서는 그로 인한 차이가 그리 크지 않을 것으로 보고 따로 이를 수행하지 않았다. 실직으로 인한 손실에 대한 연구문헌에서 이와 유사한 표본선정기준을 이용하고 Heckman의 Two-Stage 방법으로 샘플 선정으로 인한 편의를 수정한 연구로는 Arulampalam(2001)을 참조할 수 있다.

6) 이에 따르면 최고 1971년에서 1997년까지 실직을 경험한 304명을 추가로 확인할 수 있었다.

7) Jaconson(1993b) 참조; 이와 같은 방법과 달리 특정시기에 발생한 실직자들이 겪는 손실의 정도를 추정하는 데에 초점을 맞출 경우, 비교집단으로 대상기간 내내 실직을 겪지 않은 비실직자집단이 아니라, 특정시기 동안에만 실직을 겪지 않은, 따라서 이후에는 실직을 겪었을 수도 있는 비실직집단이 손실을 추정하는데 이용되어진다. 이와 같은 방식의 연구로는 Eliason 외(2007)과 Huttunen 외(2005)를 참조할 수 있다. Huttunen 외(2005)은 우리의 연구와 같이 대상기간 내내 실직을 겪지 않은 비실직집단을 비교집단으로 사용함에 따라 손실추정이 과대될 수 있는 가능성을 지적했다.

다음으로 실직에 따른 손실을 분석할 때에 통제변수의 차이에 따라 두가지 모형을 사용하였다. 우선 기본적인 모형은 손실을 추정하는데 있어서 연령의 차이에 따라 발생하는 차이를 통제하기 위해 연령과 연령의 제곱 값을 통제변수로 부여한 경우이다. 이를 통해서 실직으로 인한 영향이 임금의 손실에 미치는 영향을 포괄적으로 파악할 수 있을 것이다. 다음으로 확장된 모형에는 연령 이외에 각 개인이 지금까지 경험한 일자리 경험을 모두 더한, 총노동시장 경험과 그 제곱값이 추가로 통제변수로 포함되었다. 실직자들은 실직으로 인한 실업기간을 겪으면서 비실직자 집단에 비해 일반적인 노동시장 경험에 있어서 손실을 겪을 수 있다. 노동시장 경험은 개인이 일반적인 인적자본을 쌓을 수 있는 기회로 작용할 수 있다는 점에서, 노동시장 경험의 상실은 실직으로 인한 손실이 지속되는 원인이 될 수 있을 것이다.

노동시장 경험의 상실로 인한 손실의 정도를 추정하기 위해서는, 지금까지 각 개인이 일한 일자리 정보를 모두 활용해 이들이 일한 취업기간을 모두 합산하는 과정이 필요했다. 우리는 이를 위해 각 개인이 지금까지 경험한 모든 일자리들에 대해서, 일자리 별로 식별이 가능한 ID를 부여한 후 이를 이용해 매 인터뷰시점까지 개인이 경험한 총노동시장경험을 측정할 수 있는 변수를 만들었다.⁸⁾ 그리고 이때 개인이 한 시점에 주업과 부업을 동시에 가지고 있는 경우에는 주업과 부업의 노동시장경험을 모두 합산해 노동시장 경험을 계산하였다.⁹⁾ 이는 총누적월수(monthly)의 단위로 측정되었다.

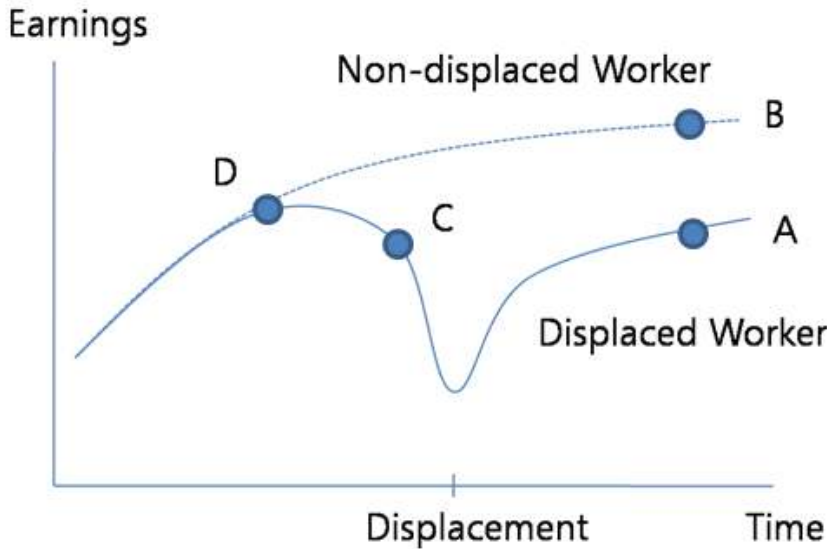
IV. 실직으로 인한 손실의 추정방법

실직으로 인한 손실의 추정에 있어서는 다음과 같은 사항에 유의할 필요가 있다. 아래의 그림에 서처럼 실직자들은 실직이후 재취업에 성공하면서 시간의 경과에 따라 장기적으로 그들이 실직이전에 받던 수준(C)과 유사한 수준의 임금(A)을 받을 수 있을 것이다. 하지만 이들이 실직을 겪지 않았다면, 이전 일자리에서 근속연수 및 인적자본이 축적되어 감에 따라 실직직전의 임금수준(C)보다 많은 임금(B)을 받을 수 있었을 것이다. 따라서 실직으로 인한 임금손실은 실직이전과 이후의 임금을 단순히 비교한 금액인 “A - C”가 아니라 이들이 실직을 겪지 않았을 경우 예상되는 가상의 임금수준과 이들이 현재 받고 있는 임금수준을 비교한 금액인 “A - B”가 되어야 한다. 이 경우 실직자들은 실제 임금의 절대치에 있어서는 실직이전과 이후를 비교할 때 별다른 차이가 없었다고 하더라도 실직을 겪지 않았을 경우의 임금성장을 고려할 경우에는 큰 손실을 겪게 된다는 것을 확인할 수 있다.

8) 여기서 곤란한 점은 인터뷰 날짜나 취업시기와 퇴직시기에 많은 결측치가 존재한다는 것이었다. 인터뷰 날짜가 미상으로 나오는 경우는 대부분의 경우 복원이 가능하지만, 취업시기나 퇴직시기의 경우에는 많은 경우 날짜의 복원이 불가능했다. 취업, 퇴직 시기들 가운데 연도가 결측치인 경우는 그대로 결측치로 처리했지만 달이 미성인 경우에는 일괄적으로 7월의 값을 부여하였다.

9) 인터뷰 시점에서 주된 일자리가 무엇인지는 확인할 수 있지만, 인터뷰시점 사이에 주업과 부업의 변화가 발생하는 경우에는 어떤 일자리가 주업인지를 판별하는 것이 불가능했다. 이와 같은 측정상의 문제로 주업만을 대상으로 노동시장경험을 계산할 수는 없었다.

그림 1 실직자들이 겪는 임금손실에 대한 정의



출처: Jacobson 외(1993b), p.60에서 인용

문제는 실직자들이 실직을 겪지 않았을 경우 가상의 임금수준을 확인할 수 있어야 한다는 점이다. 이는 가상적인 변화이므로 실제의 노동시장에서 확인하는 것은 불가능하다. 이를 어떻게 해결하는지가 실직으로 인한 임금손실을 추정하는데 있어서 가장 중요한 관건이 되는데 여기서는 실직의 장기적인 비용을 측정하기 위해서 Jacobson(1993a, 1993b)에서 사용된 이후 Stevens(1997), Kletzer(2003) 및 많은 실직으로 인한 손실에 대한 연구문헌들에서 사용되어 온 고정효과 모형(Fixed Effect Model)을 이용한 추정모형을 분석에 사용하도록 하겠다. 이 방식은 패널자료의 이점을 활용하여 실직자들이 실직을 경험하지 않았을 경우 기대되는 가상의 임금변화를 측정하기 위해 비교집단으로 대상기간 동안 한번도 실직을 경험하지 않는 비실직자 집단의 임금변화를 사용하는 방법이다.¹⁰⁾ 이때 정확한 추정을 위해서는 실직자와 비실직자가 지닌 개인별 특성 가운데 존재할 수 있는 보이지 않는 이질성(Unobservable Heterogeneity)을 어떻게 통제하는가가 된다. 만약에 이를 통제하지 않고 실직으로 인한 손실을 추정한다면, 손실이 과대 추정되는 편이가 발생할 수 있기 때문이다. 이는 우리의 표본이 지닌 패널자료의 특성을 활용한다면 아래의 모형을 통해서 해결 가능하다.¹¹⁾

10) 가상의 임금변화를 추정하기 위해, 비교집단으로 비실직자들이 아니라 미래의 실직자를 사용할 수도 있다. 이는 실직자들의 경우 특성이 서로 유사하리라는 가정에 바탕을 둔 것이다. 이러한 방법을 이용해 실직으로 인한 손실을 추정한 모형으로는 Ruhm(1991)을 들 수 있다. 이와 유사한 방법으로 포괄적인 직장이동에 따른 임금변화를 추정한 연구로는 Mincer(1986)의 연구를, 그리고 국내에서는 김혜원·최민식(2008)을 꼽을 수 있다.

11) 이는 우리와 유사하게 미국의 패널자료인 PSID를 이용해 실직으로 인한 손실을 추정한 Stevens(1997)의 추정모형을 따른 것이다.

표본을 통해서 각개인의 임금 기록 및, 개인별 특성, 일자리별 특성 등을 확인할 수 있다고 할 때, 실직이 노동자 i 에게 t 년도에 미치는 영향은 아래와 같은 모형을 통해서 표현할 수 있을 것이다.

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

여기서 $\ln Y_{it}$ 는 노동자 i 의 t 년도 임금의 로그값으로 근로자의 실직여부가 영향을 미칠 수 있다고 생각되는 결과변수이다. 그리고 X_{it} 는 결과변수인 근로자 i 의 t 년도 임금에 영향을 미칠 수 있는 여러 가지 개인별, 일자리별 특성에 대한 변수들이다. D_{it} 는 실직이 t 년도를 기준으로 과거, 현재, 미래에 일어났음을 나타내는 실직의 경과기간에 대한 더미 변수이다.

위의 식에서는 실직의 확률과 연관되어 있을 수 있는, 개인의 보이지 않는 이질성(Unobservable Heterogeneity)을 통제하기 위해서 시간에 따라 변하지 않는 개인별 특성인 α_i 를 변수로 삽입하였다. 이는 개인의 근로의욕과 같이 관측되지 않지만, 실직확률에 크게 영향을 미칠 수 있는 변수로 생각할 수 있을 것이다. 관측되지 않는 어떤 특성을 지닌 노동자들이 더 잘 실직한다면, 이를 고려하지 않고 단순 OLS의 방식으로 손실을 추정할 경우 손실을 과대 추정하는 편의가 발생할 것이다. 이러한 문제점을 해결하기 위해서 여기서는 표준적인 고정효과 모델(Fixed Effect Model)을 사용하여 각 개인의 관측되지 않는 이질성인 α_i 를 제거하였다. 이는 우리가 사용할 수 있는 자료가 패널자료임을 이용해 <식 (1)>로 표현되는 각 개인의 조사연도별 관측치에, <식 (2)>로 표현되는 대상기간 동안 각개인의 평균을 빼는 방식으로 이뤄진다.

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

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

이를 통해서 새롭게 정리한 <식 (3)>에서 보이는 것처럼 기존의 모형에서 문제시 됐던 각개인의 관측되지 않는 이질성인 α_i 를 제거할 수 있게 된다.¹²⁾ 이와 같이 고정효과 모형을 통해 각 개인별 이질성을 통제하는 경우, 각 개인의 결과변수에 영향을 미칠 수 있는 변수 X_{it} 가운데 시간

12) 개인별 이질성을 제거하는 것 이외에도, 오차항의 이분산성(heteroskedasticity)과 시계열상관관계(serial correlation)와 관련된 문제가 있을 수도 있다. 이 글에서는 고정효과 모형의 분석을 위해 통계프로그램인 STATA의 "xtreg, fe" 명령을 사용하였는데, 이는 추가로 vce(cluster pid) 옵션을 설정해 통제할 수 있었다. 하지만 이를 이용해 표준오차를 구한 경우에도 실직으로 인한 손실의 통계적 유의미함에 있어서 별다른 차이가 없었으므로, 이를 사용하지 않고 일반적인 OLS 표준오차를 분석에 이용하였다.

에 따라서 변하지 않는 변수들은 α_i 와 함께 식에서 사라지게 된다. 이 글에서 사용한 기본모형에서는 X_{it} 로 연령과 연령의 제곱 값을 포함시켜 연령의 변화에 따른 손실의 차이만을 통제해 분석하였다.(<표3>의 (1),(3)에 해당) 이후 확장된 모형에서는 노동시장경험의 상실의 실직으로 인한 임금손실이 지속되는 데 미치는 영향을 살펴보기 위해서 여기에 추가로 노동시장 경험 및 그 제곱 값을 삽입한 확장된 모형을 추정에 이용하였다. (<표3>의 (2),(4)에 해당) 이외에 임금에 영향을 미칠 수 있지만 시간에 따라 변화하는 변수들인 혼인상태, 산업, 직종, 종사상의 지위, 사업체의 크기, 노조유무 등과 같은 변수들은 이들의 변화 자체가 실직으로 인한 것일 수 있으므로 실직의 영향을 포괄적으로 파악하기 위해서 모델에서 따로 통제시키지 않았다. 이 식에서는 또한 1998년부터-2007년까지의 연도더미, γ_t 가 포함되었는데 이는 임금의 변화에 영향을 미칠 수 있는 경제전반적인 상황의 변화를 통제하기 위한 것이다. 표본의 대상기간이 경제위기 이후 급격한 변화가 발생한 시점임을 고려할 때, 연도더미를 포함하지 않을 경우 분석에 큰 오류가 나타날 수 있을 것이다.

D_{it} 는 각개인별 관측치가 해당하는 t년도에 실직한 해를 중심으로 얼마나 경과됐는지(혹은 이전 인지)를 표시해주는 더미변수이다.¹³⁾ 이를 통해 실직이 실직이전에 임금에 어떤 영향을 미쳤는지, 실직한 해에 어떤 영향을 미치는지, 또 실직이 발생한지 여러 해가 지난 후에도 장기적으로 어떤 영향을 미치는 지를 계수값인 δ 를 통해 추정할 수 있게 된다.¹⁴⁾ 여기서는 Stevens(1997)의 분석 방법을 따라서 실직자들에게 반복실직이 미치는 영향을 분석하기 위해 D_{it} 를 최초실직기준과 모든 실직 기준으로 두 가지 방법으로 구성하였다. 예를 들어서 2000년과 2003년에 반복해서 실직을 겪는 사람은 최초실직을 기준으로 경과기간을 표시할 경우에는 2002년이 최초실직이 발생한지 2년 후가 되어, 실직발생 2년 후를 표시하는 더미변수의 값이 1이 되고 나머지 경과기간의 더미변수들은 모두 0의 값을 가지게 된다. 이와 같이 최초실직을 기준으로 D_{it} 를 정의할 경우 최초실직 이후 발생할 수 있는 반복실직으로 인한 영향들까지도 복합적으로 계수값인 δ 에 반영될 것이다. 이는 실직자들이 겪는 반복실직도 최초실직에 기인한 것으로 간주하고, 반복실직으로 인한 손실들을 모두 최초실직이 야기한 것으로 보는 방법이다. 이에 반해 모든 실직을 기준으로 경과기간을 표시할 경우 이 사람에게 2002년은 실직이 발생한지 2년 후가 되는 동시에, 실직이 발생하기 1년 전이 되므로, 실직 2년 후와 실직 1년 전을 표시하는 더미변수가 동시에 1의 값을 가지게 된다. 이처럼 모든 실직을 기준으로 D_{it} 를 정의할 경우에는, 반복실직이 최초실직에 기인한 것이라고 하더라도 더미변수의 계수값에는 각각의 개별실직이 미치는 영향만이 반영될 것이다. 이처럼 실직으로 인한

13) 표본의 실직자들은 1998년에서 2007년 동안 실직을 경험한 이들이므로 대상기간동안 실직의 경과기간은 실직 9년 전에서 실직 9년 후까지 나타났다. 여기서는 실직이 발생하기 2년 이전의 경우에는 실직으로 인한 임금 하락의 효과가 거의 없으리라 생각하고 하나의 더미변수로 두었다. 또한 실직이 발생한지 5년 이후의 경우에도 분석의 대상으로 고려하지 않았으므로 간결성을 고려해 하나의 더미변수로 두었다. 따라서 총 8개(-2less, -1, 0, 1, 2, 3, 4, 5more)의 더미변수가 실직전후의 경과기간을 표시하는데 사용되었다. 비실직자들의 경우에는 이러한 실직 경과기간 더미변수에 대해서 모두 0의 값을 가지게 된다.

14) 실직으로 인해 기대임금보다 얼마나 임금손실을 입게 됐는지에 대한 % 값은 $(e^{\delta} - 1) * 100$ 을 통해 구할 수 있다.

경과기간을 표시하는 더미변수를 최초실직을 기준으로 한 경우와 모든 실직을 기준으로 한 경우로 나뉘, 추정결과를 비교함으로써 실직자들이 반복실직으로 인해 겪는 손실의 정도를 측정할 수 있을 것이다.¹⁵⁾

V. 실직의 장기적인 비용

1 실직에 따른 임금의 손실

실직자들이 겪는 손실에 대한 회귀분석 결과를 이야기하기 전에, 먼저 우리의 표본에서 실직자에게 실직의 경과기간에 따라 임금에 평균적으로 어떤 변화가 나타나는지를 살펴보는 것이 유용할 것이다. 이를 위해서 회귀분석에서는 1998년에서 2007년까지의 모든 실직자를 분석에 사용한 것과 달리 <그림2>와 <표2>에서는 평균적인 임금변화를 일관되게 분석하기 위해 실직이 발생하기 3년 전부터 실직 발생 4년 후까지 실직전후의 8년의 경과기간의 관측치를 모두 사용할 수 있는 실직자들만을 분석에 사용하였다. 이는 구체적으로 2001년에서 2003년의 3년 동안 발생한 실직자들만을 분석에 이용한 것이다. <그림2>는 이를 통해서 실직자들의 8년간 평균적인 임금변화가 남녀별로

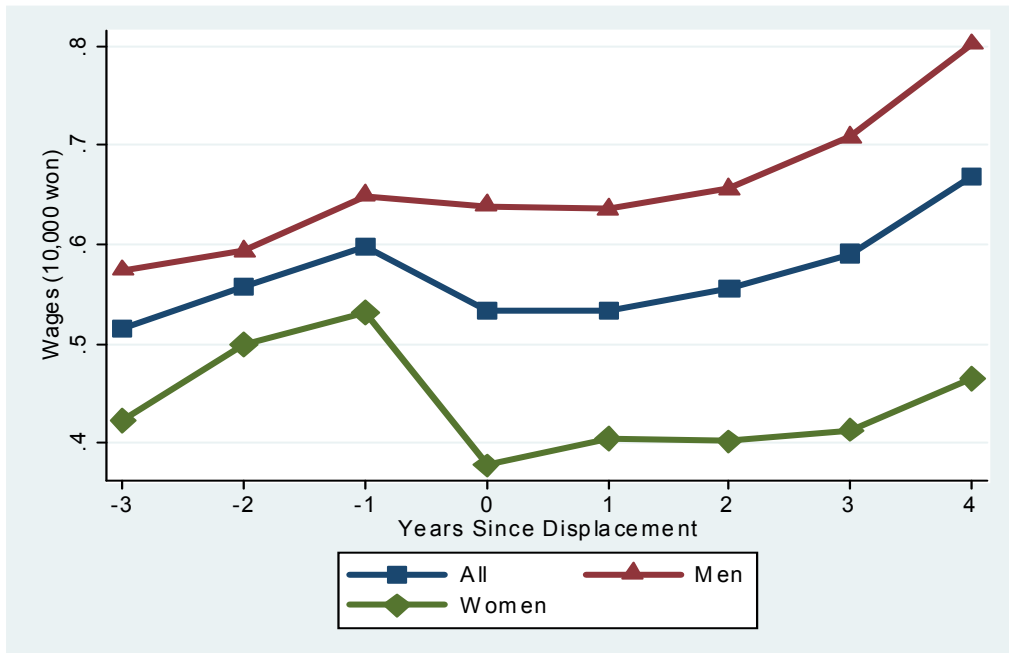
15) 위에서 다른 개인이 지닌 보이지 않는 이질성의 수준뿐만 아니라 각 개인의 상이한 성장 속도가 실직확률에 영향을 미칠 수도 있다. 예를 들어 개인별로 숙련이나 인적자본의 성장속도가 상이한 경우, 사업주가 이를 해고의 기준으로 삼을 수 있는 것이다. 따라서 이를 적절히 통제 해주지 못할 경우 보이지 않는 이질성을 통제하지 못했을 경우와 마찬가지로 실직으로 인한 손실을 과대평가하는 편의(bias)가 발생할 수 있다. 이를 고려해 위의 <식 (1)>을 수정한 모형은 다음과 같다.

$$Y_{it} = X_{it}B + D_{it}\delta + \alpha_i + \lambda_i t + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad \text{-----} \quad (4)$$

<식 (4)>에서는 각개인의 보이지 않는 이질성인 α_i 뿐만 아니라 각개인의 상이한 성장경향(time-trend)인 $\lambda_i t$ 항이 추가로 통제되었다. 위의 모형은 개인별 종속변수와 설명변수들을 일차차분 형태(first-difference form)로 표현한 후, <식 (1)>과 같이 개인별 평균을 뺀 값(person-specific mean deviation form)으로 전환시켜 회귀분석하여 추정이 가능하다. (Morissette 외(2007), p12 각주7 참고) 하지만 위의 차분을 이용한 추정 방법을 사용하기 위해서는 Jacobson 외(1993)이나 Steves(1997)에서와 같이 표본이 연속된 균형패널(balanced panel)이라는 조건이 충족되어야 한다. 우리가 사용한 표본은 이러한 조건을 충족하지 않으므로 대신에, 우리가 사용한 표본 가운데 10년치의 시간당임금 자료가 모두 관측되는 637명을 대상으로 <식 4>의 모형으로 분석해보았다. 분석에는 남성과 여성을 합해서 비실직자 549명과 실직자 88명의 표본이 이용되었고, 통제변수 X_{it} 로는 ‘연령과 성별더미의 교차항’, ‘연령의 제곱값과 성별더미의 교차항’이 사용되었다. 이 표본을 <식1>을 통해 분석한 결과, 실직으로 인한 임금손실은 실직1년 전, 실직발생 해, 실직1년 후, 실직2년 후, 실직3년 후, 실직4년 후의 계수값이 -0.13(0.04), -0.16(0.04), -0.17(0.04), -0.18(0.04), -0.27(0.05), -0.23(0.05)으로 나타났다.(괄호안의 값은 표준오차) 이에 비해서 개인별 성장경향(time-trend)인 $\lambda_i t$ 을 통제한 <식 (4)>의 모형을 통해서 분석한 결과, 실직으로 인한 임금손실은 실직1년전, 실직발생해, 실직1년후, 실직2년후, 실직3년, 실직4년후의 계수값이 -0.11(0.06), -0.20(0.09), -0.24(0.11), -0.26(0.13), -0.36(0.16), -0.36(0.19)으로 나타났다. 즉 예상했던 것과 달리 성장추세를 삽입한 결과 손실이 오히려 더 증가하는 것으로 나타난 것이다. 하지만 성장경향을 삽입한 결과 표준오차 역시 크게 증가하게 되어, 성장경향의 삽입이 야기하는 차이는 크게 유의하지 않은 수준이다. 이는 Stevens(1997)에서 PSID자료를 이용해서 성장추세를 삽입해 손실을 추정할 때 나타난 것과 유사한 결과이다. 사용한 표본에 차이가 있으므로 여기서 나타난 결과를 우리의 표본에 그대로 적용하기에는 문제가 있을 수 있지만, 각 개인의 성장속도의 차이로 인한 효과가 미치는 영향이 크지 않으리라 가정하고 이를 고려하지 않은 <식 (1)>을 기본 모형으로 분석에 이용하도록 하겠다.

각각 어떻게 나타나는지를 표시한 것이다.

그림 2 실직이후 경과기간에 따른 평균적인 임금변화(단위: 만원, 2005년 기준)



출처: 한국노동패널자료를 이용해 만든 표본

자료: 표본에서 2001년에서 2003년 사이에 발생한 실직자

우선 그림을 통해서 확인할 수 있는 것은 남성과 여성이 실직의 경과기간에 따라 몹시 다른 임금궤적을 가진다는 점이다. 먼저 남성의 경우에는 실직이 발생하기 전에는 임금이 지속적으로 상승하다가 실직이 발생하면서 임금이 하락하는 모습을 보인다. 그러나 임금의 하락폭은 크지 않으며 실직 1년전의 0.65만원에서 실직 발생해의 0.62만원으로 0.03만원에 불과하다. 또한 이후 빠른 속도로 임금이 회복되기 시작해서 실직이 발생한 2년 후에는 절대치에 있어서 실직 이전의 임금수준 이상을 얻게 됨을 관찰할 수 있다. 그러나 실직자들의 임금상승은 앞에서 이야기한 것처럼 절대적인 수준에서가 아니라, 이들이 실직을 겪지 않았을 경우에 기대되는 임금변화에 비해서 어떠한지, 즉 상대적인 수준에서 비교되어야 한다는 점에 유의할 필요가 있을 것이다. 남성 실직자들의 임금이 최소한 절대적인 수준에 있어서는 실직 이후에 발생한 손실을 재빨리 회복하고 있는데 반해 여성의 경우에는 실직 2년 전의 0.52만원에서 실직 발생해의 0.37만원으로 임금의 큰 손실을 겪은 후, 실직이 발생한 지 오랜 시간이 지나도 좀처럼 임금이 종전의 수준으로 회복되지 못하고 있다. 실직이 발생한지 4년째부터는 빠른 성장속도가 관찰되고 있지만, 이때에도 절대적인 임금이 0.46만원에 불과해 실직발생 2년 전의 수준인 0.50만원에 미치지 못하고 있다. 이와 같이 여성의 경우 실직이후 평균적인 임금변화에서 회복이 더디게 나타나고 있는 원인으로는 두 가지를 생각할

수 있을 것이다. 먼저 여성의 경우에는 남성과 달리 새로운 일자리에 취직한다고 하더라도 인적자본이나 숙련의 축적을 가로막는 어떤 요소가 존재하여 임금상승이 저해되고 있음을 원인으로 생각할 수 있을 것이다. 이를 위해서는 실직 이후 여성의 재취업 일자리가 지닌 구조적 특성에 대한 보다 상세한 분석이 필요할 것이다.¹⁶⁾ 그리고 이는 표본의 문제에 따라 발생하는 착시현상일 수도 있다. 표본의 실직자들이 매년마다 임금 관측치를 지닌 것이 아니므로, 실직 이후 상대적으로 고임금을 받던 여성 노동자들이 노동시장에 복귀하지 않음에 따라 나타나는 착시현상일 수도 있는 것이다. 하지만 남성과 비슷한 정도의 노동시장 접합도를 지닌 여성 실직자들에게도¹⁷⁾ 이와 같은 임금변화의 양상이 그대로 관찰되는 것을 고려하면, 이는 전자의 원인에 의한 것으로 보인다. 이상의 분석을 통해 실직 경과기간에 따른 임금변화에 있어서 남성과 여성이 상당히 다른 궤적을 나타내고 있음을 확인할 수 있었다. 이를 고려하지 않고 남성과 여성을 함께 섞어 분석할 경우 추정에 오류가 발생할 수 있을 것이므로, 이 글에서는 계속해서 남성과 여성을 분리하여 분석하도록 하겠다.

16) 이를 위해서는 남성과 여성의 실업이전과 이후의 일자리 질의 변화에 대한 보다 상세한 분석이 필요할 것이다. 그러나 실직이 비정규직 취업확률에 미치는 영향과 같은 일자리 질에 대한 분석은 다음 기회로 미루자고 한다.

17) 남성과 유사한 수준으로 총 10차년도에 조사년도 가운데 6회 이상 임금 관측치를 이용할 수 있는 42명의 여성표본의 평균임금변화는 실직2년전(0.52만원), 1년전(0.60만원), 실직발생(0.40만원), 1년후(0.41만원), 2년후(0.40만원), 3년후(0.43만원), 4년후(0.48만원)으로 나타났다. 실직이전의 임금수준이 더 높게 나타난다는 점을 제외하면 원래의 실직자 표본을 이용해 평균임금변화를 분석한 것과 변화의 궤적은 동일하다.

표 2 실직의 경과기간에 따른 임금, 노동시장경험, 연령의 변화

실직경과 기간	남성			여성		
	임금	노동시장 경험	연령	시간당 임금	노동시장 경험	연령
실직자표본 ^a						
3년전	0.57	159.82	39.0	0.42	103.46	41.6
2년전	0.59	169.66	40.0	0.50	110.80	42.6
1년전	0.65	179.29	41.0	0.53	119.08	43.6
실직연도	0.64	189.94	42.0	0.38	128.71	44.6
1년후	0.64	197.69	43.0	0.40	135.08	45.6
2년후	0.66	205.83	44.0	0.40	141.82	46.6
3년후	0.71	215.28	45.0	0.41	148.71	47.6
4년후	0.80	225.27	46.0	0.46	156.43	48.6
모든표본 ^b						
실직자	0.70	210.27	42.52	0.418624	129.2471	43.85612
비실직자	0.96	230.77	44.43	0.564421	128.2524	43.26842

출처 한국노동패널 조사자료를 이용해 만든 표본

주: a) 표본에서 01년에서 03년 동안 실직을 경험한 근로자를 이용해 구한 실직 경과기간에 따른 평균치임
b) 표본에 등장하는 모든 실직자와 비실직자를 이용해 구한 전체 대상기간의 평균치임

살펴본 것처럼 평균적인 임금수준을 비교할 경우 임금은 실직이 발생한 해를 중심으로 하락했다가 이후 남성과 여성에 따라 기간 및 절대적인 수준에 있어서는 차이가 있지만, 모두 회복이 나타나는 모습을 보여주고 있다. 그러나 이는 임금의 절대값이 얼마나 회복되고 있는지를 보여주고 있을 뿐, 실직을 겪지 않았을 경우 기대되는 가상의 임금변화에 비해서 상대적으로 어떠한지를 보여주지 못한다. 그래서 앞으로는 비실직자들을 비교집단으로 설정하는 방법으로 실직자의 임금손실을 분석해보겠다. 그리고 <표 2>의 아래에서 나타나듯이 비실직자들의 전기간에 걸친 평균임금은 실직자들에 비해 몹시 높은 수준이다. 이를 통해 개인적인 이질성이 분석에 영향을 미칠 수 있음을 예측할 수 있으므로, 앞에서 서술한 고정효과 모형을 이용하도록 하겠다.

실직에 따른 손실을 분석하기 위해서 <표 3>과 <그림 3>에서는 추정식의 X_{it} 에 들어가는 시간에 따라 변화하는 통제변수를 다르게 설정한 두 가지 추정모형을 이용하였다. 우선 기본모형(모형 (1), (3)에 해당)에서는 X_{it} 에 연령과 연령의 제곱 값을 통제변수로 사용하였다. 이 때 실직으로 인한 손실에는 노동시장경험을 상실함에 따라 잃게 되는 일반적인 인적자본의 축적기회의 상실분도 포함될 것이다. 그리고 두 번째 모형에서는 X_{it} 에 연령뿐만 아니라 노동시장 경험과 그 제곱

값까지(모형 (2), (4)에 해당) 포함시켰다. 여기서는 노동시장경험의 상실로 인한 손실분을 통제한 임금 손실이 추정될 것이다.

먼저 남성의 경우를 살펴보면 연령만을 통제변수로 삽입한 모형 (1)의 추정결과를 통해서 알 수 있듯이 실직으로 인한 손실이 실직 이전부터 나타나고 있지만 이는 그리 크지 않고, 또 통계적으로 유의미하지 수준이다.¹⁸⁾ 그러나 실직이 발생한 해부터, 4년 후까지 실직으로 인한 임금의 손실은 매우 큰 것으로 나타나며 또 이는 통계적으로 몹시 유의미한 수준이다. 구체적으로 앞의 <표 2>에서처럼 평균치로만 살펴볼 경우에는 실직이 발생한 해에 임금손실이 크지 않은 것으로 나타났다. 하지만 비교집단으로 비실직자 집단을 설정해 분석한 결과 실직이 발생하지 않았을 경우의 가상적인 임금수준과 비교할 경우 손실이 8.8%¹⁹⁾나 나타나고 있는 것이다. 실직으로 인한 손실은 실직이 발생한 다음해에는 더욱 크게 증가하여 15.7%에 이르며 실직이 발생한지 3년 이후까지 17.5%로 계속 증가하다가, 4년 후에야 13.9%로 줄어드는 모습을 보이고 있다. 여성의 경우에는 모형 (3)의 추정결과에서 알 수 있듯이 남성과 달리 실직이 발생하기 이전부터 이미 실직으로 인한 손실이 7.9% 정도로 큰 수준으로 나타나고 있다. 앞에서 평균치로 볼 때는 남성과 마찬가지로 실직이 발생하기 이전에는 임금이 지속적으로 증가하고 있었음에도, 가상적인 기대수준과 비교할 경우 이미 실직발생이전부터 임금의 손실이 유의미하게 나타나고 있는 것이다. 실직이 발생한 해에는 실직으로 인한 손실이 12%로 더욱 크게 증가하며 이는 실직이 발생한지 2년 후에 10.6%로 잠시 줄어드는 모습을 보이다가 이후 계속 증가해, 실직이 발생한지 4년 후에는 15.5%에 이르게 된다. 이와 같이 남성과 여성 모두 실직으로 인한 손실은 실직이 발생한 이래 4년 동안 몹시 크고 또 통계적으로 유의미한 것으로 나타나며, 여성의 경우에는 남성과 달리 실직이 발생하기 1년 전부터 실직으로 인한 손실이 유의미하게 나타나고 있다.

18) 이는 미국의 경우를 분석한 Ruhm(1991), Jacobson 외(1993a, b)나 Stevens(1997)에서 실직 이전에 이미 실직으로 인한 손실이 크고 유의미하게 나타난 것과는 다른 결과이다.

19) 이와 같은 실직으로 인한 임금 손실의 %값은 $(e^{\delta} - 1) * 100$ 을 통해 구할 수 있다.

표 3 실직 전후 경과기간에 따른 임금손실의 변화(05년을 기준 로그임금값, 단위:만원)

노동시장경험 추정모형	남 성		여 성	
	미통제 (1)	통제 (2)	미통제 (3)	통제 (4)
Age	0.2155 (0.1817)	0.2081 (0.1763)	0.1056*** (0.0119)	0.0876*** (0.0151)
Age ²	-0.0009*** (0.0001)	-0.0007*** (0.0001)	-0.0008*** (0.0001)	-0.0010*** (0.0002)
Exp		0.0096*** (0.0010)		0.0024*** (0.0009)
Exp ²		-0.0000* (0.0000)		0.0000* (0.0000)
1년전	-0.0409 (0.0280)	-0.0555** (0.0280)	-0.0820** (0.0360)	-0.0777** (0.0373)
실직발생해	-0.0924*** (0.0285)	-0.1012*** (0.0289)	-0.1274*** (0.0394)	-0.1248*** (0.0411)
1년후	-0.1708*** (0.0299)	-0.1226*** (0.0303)	-0.1401*** (0.0423)	-0.1358*** (0.0442)
2년후	-0.1851*** (0.0307)	-0.1367*** (0.0315)	-0.1126*** (0.0429)	-0.0819* (0.0442)
3년후	-0.1928*** (0.0319)	-0.1574*** (0.0326)	-0.1602*** (0.0463)	-0.1590*** (0.0482)
4년후	-0.1504*** (0.0344)	-0.1096*** (0.0354)	-0.1681*** (0.0498)	-0.1784*** (0.0522)
5년 이후 ²⁰⁾	-0.2856*** (0.0317)	-0.2002*** (0.0329)	-0.1604*** (0.0471)	-0.1237** (0.0493)
관측치 ²¹⁾	9948	9229	5995	5197
Adj. R ²	0.110	0.138	-0.117	-0.113

자료: 한국노동패널 자료를 이용해 만든 표본

주: 모형 (1), (3)에는 통제변수로 연령과 연령의 제곱값만이 포함되었음. 식 (2)과 (4)에서는 연령과 연령의 제곱, 노동시장경험과 노동시장경험의 제곱이 통제변수로 포함됨. 모든 모형에서는 이외에도 개인별 고정효과와 연도더미가 추가로 포함됨.

괄호 안은 표준오차; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

20) 실직이 발생한 5년 이후는 말 그대로 실직이 발생한 지 경과기간이 5년이상인 경우, 즉 6년 후, 7년 후, 8년 후 등 등을 모두 포함한 더미변수이다. 여기서는 분석의 대상기간이 1998년에서 2007년까지 10년에 불과한 것을 고려해 실직으로 인한 임금손실을 실직발생 4년 이후 까지만 분석하였다.

21) 앞에서 이야기한 관측치에 비해 적은 관측치가 분석에 이용되었다. 이는 임금 이외의 변수들에도 결측치가 존재하여 이를 분석에 이용할 수 없었기 때문이다.

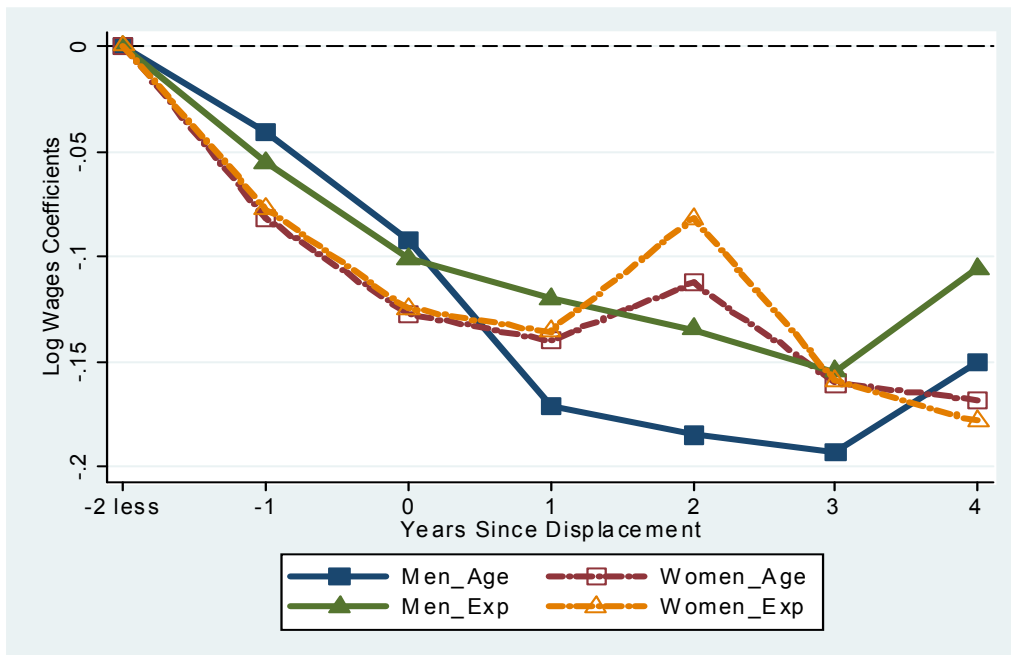
이처럼 실직자들은 비실직자들에 비해서 남성과 여성 모두 실직 이후 4년이라는 긴 시간이 경과한 후에도 실직으로 인한 손실을 각각 13.9%와 15.9%로 크게 겪게 된다. 그렇다면 다음으로는 왜 이렇게 실직으로 인한 손실이 장기적으로 지속되는가에 대해서 질문할 수 있을 것이다. 우선 우리는 실직자들이 노동시장경험 및 이로 인한 일반적인 인적자본 축적의 기회를 상실했기 때문에 손실이 지속되는 것이 아닌지 의심해볼 수 있을 것이다.²²⁾ 앞에서 다룬 <표 2>로 돌아가 실직자 표본에서 실직자들의 노동시장 경험 축적속도에 어떠한 변화가 나타나고 있는지를 먼저 살펴해보도록 하겠다. 먼저 <표 2>에서 남성의 경우를 살펴보면 실직이전에는 매년마다 평균적으로 10개월 정도 노동시장경험이 지속적으로 축적되다가 실직이후, 실직이 발생한 2년후 까지 매년 8개월 정도로 그 성장속도가 느려지고 있음을 확인 할 수 있다. 실직이 발생한지 3년후 부터는 다시 매년 평균 10개월 정도로 성장속도가 회복되지만, 이러한 노동시장경험의 손실이 비실직자들에 비해서 손실을 가져다 줄 것임을 예상할 수 있다. 여성의 경우에도 실직을 전후로 하여 노동시장경험의 성장속도가 느려지고 있음을 확인할 수 있다. 이들의 경우 실직이 발생하기 이전에는 성장속도가 7개월에서 8개월, 9개월로 점점 증가하고 있지만, 실직이 발생한 직후에는 6개월, 4개월 정도로 성장속도가 급격히 느려지고 있다. 남성과 마찬가지로 실직이 발생한지 3년후 부터 성장속도가 다시 늘어나고 있지만, 실직이 발생한지 4년의 시간이 지나도 실직이 발생하기 1년 전의 성장속도를 회복하지 못하고 있다. 표본전체에서 평균적으로 실직자들과 비실직자들 사이에 노동시장 경험에 있어서 어떤 차이가 나타나는지 살펴보면 남성의 경우에는 실직자들이 비실직자들의 경우보다 20개월가량 노동시장 경험이 적은 것으로 나타나지만, 이는 그들의 평균연령이 비실직자들에 비해 2살 정도 어린 점을 고려한다면 그다지 큰 차이가 없는 수준이다. 여성의 경우에는 실직자들이 비실직자들에 비해서 노동시장 경험이 1개월 정도 많은 것으로 나타나지만, 이 역시도 그들의 연령 차이를 고려해보면 오히려 실직자들의 노동시장 경험이 더 적은 것으로, 하지만 그 차이는 그리 크지 않음을 확인할 수 있다.

<표 3>에서 모형 (2)와 (4)는 X_{it} 에 연령뿐만 아니라 노동시장 경험까지 통제변수로 넣어 분석한 결과이다. 위에서 이야기한 것처럼 실직자들이 비실직자들에 비해서 노동시장 경험의 상실에 의한 손실을 겪는다면 이를 통제한 모형에서는, 그렇지 않은 경우에 비해서 손실이 줄어드는 모습을 관찰할 수 있을 것이다. <그림 3>은 연령만을 통제한 모형과 여기에 추가로 노동시장경험까지 통제한 모형에서 실직 경과기간 더미변수의 계수값에 어떠한 변화가 나타나는지를 그래프로 나타낸 것이다. 이를 통해서 남성과 여성 모두 실직발생 초기에는 실직으로 인한 노동시장 경험의 손실이 크게 발생함에 따라, 이로 인한 임금의 손실을 크게 겪는다는 사실을 확인할 수 있다. 이는 그림에서 연령을 통제한 경우의 회귀계수와 노동시장까지 통제한 경우의 회귀계수 사이의 격차가 실직 초기에 크게 나타나고 있음을 통해 확인할 수 있다. 연령만을 통제한 경우 남성은 실직발생 2년 후에 손실이 16.9%에 이르지만, 노동시장 경험을 통제한 경우에는 손실이 12.8%로 줄어든다. 여성의 경우에도 실직이 발생한지 2년 후에는 손실이 10.6%에 이르지만, 노동시장 경험을 통제한

22) 이와 같이 노동시장 경험의 상실을 실직으로 인한 손실의 지속원인으로 보고, 분석하는 것은 Kletzer(2003)의 방법을 따른 것이다.

후에는 손실이 7.9%로 감소하게 된다. 실직 이후 기간이 좀더 경과한 이후에는 남성과 여성에게 노동시장 경험통제가 미치는 영향이 각기 다르게 나타나고 있다. 남성의 경우에는 실직이 발생한 지 4년후에도 노동시장 경험을 통제한 경우 손실이 연령만을 통제한 경우인 13.9%에서 10.4 %로 줄어들어, 노동시장 경험의 손실로 인한 임금손실이 장기간 지속되고 있음을 확인할 수 있다. 하지만 여성의 경우에는 실직이 발생한 4년 후에는 노동시장경험을 통제한 경우 손실이 16.3%로 연령만을 통제한 경우인 15.5%에 비해 오히려 증가하고 있다.

그림 3 실직이후 경과기간에 따른 임금손실 추정치의 계수(단위: 만원, 05년기준)



자료: 한국노동패널 자료를 이용해 만든 표본

주: Men_Age와 Women_Age는 연령, 연령²만을 통제한 모형의 계수값들이며, Men_Exp와 Women_Exp는 여기에 노동시장경험과 노동시장경험²을 추가로 통제한 모형의 계수값들임.

이와 같은 차이가 발생하는 것은 남성과 여성의 노동시장 결합도에 차이가 있는 것을 원인으로 생각할 수 있을 것이다. 남성의 경우 일반적으로 노동시장의 결합도가 높기 때문에 실직자들이 비실직자들에 비해서 실직으로 인해 잃어버린 노동시장 경험을 상쇄하기 위해서는, 상대적으로 긴시간이 소요될 것임을 예상할 수 있다. 따라서 실직이 발생한 직후뿐만 아니라 4년이라는 긴 시간이 지난 후에도 이를 따라잡지 못하고, 이로 인해 손실을 지속되는 것이다. 이에 반해 여성의 경우에는 일반적으로 노동시장의 결합도가 낮기 때문에 실직자들이 비실직자들에 비해서 실직으로 인해 잃어버린 노동시장 경험을 상쇄하는데 그리 긴 시간이 필요하지 않을 것이다. 실직으로 인한 노동시장경험을 따라 잡지 못한 실직발생 초기에는 노동시장경험의 상실로 인한 임금 손실이 나타나지만, 어느 정도 시간이 지난 후에는 비실직자들을 따라잡게 되어 노동시장 경험을 통제할 경우 실직으로 인한 손실이 오히려 늘어나는 것이다.

이상으로 노동시장경험을 상실함에 따라 일반적인 숙련을 축적할 수 있는 기회를 상실한 것이, 실직자들의 임금손실에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보았다. 남성의 경우에는 실직 직후뿐만 아니라 4년 후에도 노동시장경험의 상실로 인한 손실이 지속되고 있었다. 이에 반해 여성은 손실이 초기에는 유의미하게 나타나지만, 실직 3년 후부터는 거의 나타나지 않으며, 실직이 발생한지 4년 후부터는 오히려 비실직자들에 비해서 더 많은 노동시장경험을 쌓고 있음을 확인할 수 있었다. 즉 남성의 경우에는 실직으로 인한 손실이 장기적으로 지속되는데 노동시장 경험의 손실이 중요한 역할을 하지만 여성의 경우에는 실직의 발생 직후에만 영향을 미칠 뿐, 장기적으로는 별다른 영향을 미치지 않고 있는 것이다. 따라서 실직으로 인한 손실이 장기적으로 지속되는데 영향을 미치는 다른 요소들을 찾아보는 것이 필요한데, 여기서는 실직이 그자체로 추가적인 실직의 발생확률을 높여서 실직자들이 반복실직에 빠질 수 있음에 주목하고자 한다. 실직자들이 반복실직이라는 고용불안에 빠질 경우 거듭해서 일자리에 특수한 인적자본이나 숙련을 축적한 기회를 상실하게 될 것이므로 손실이 장기적으로 지속될 수 있는 것이다. 다음 절에서는 Stevens(1997)의 분석방법에 따라서 최초실직이후의 경과기간과 모든 실직이후의 경과기간에 대한 더미변수를 다르게 정의하는 방법으로 반복실직이 실직으로 인한 손실의 지속에 미치는 영향을 분석해보겠다.

2 반복실직이 손실에 미치는 영향

반복실직이 미치는 영향을 분석하기 전에 표본에서 대상기간 동안 반복실직이 얼마나 많이 발생하는지 확인해 보는 것이 유용할 것이다. 먼저 실직이 발생한 총횟수와 최초실직이 발생한 횟수를 비교해 본다면 남성의 경우에는 <표 4>에서 1998년에서 2007년까지 실직의 발생 총횟수가 520회인데 반해 최초실직은 387회로 실직의 총횟수 가운데 25% 가량이 반복실직에 의한 것임을 확인할 수 있다. 여성의 경우에는 <표 5>에서 1998년에서 2007년까지 실직의 총횟수가 347회인데 반해 최초실직은 277회로 나타나 총실직횟수 가운데 약 20% 가량이 반복실직에 의해 발생한 것임을 확인할 수 있다. 전반적으로 남성에 비해서 여성의 실직율이 낮으며, 반복 실직의 발생 비율도 여성이 더 낮은 것으로 나타나고 있는데, 이를 바탕으로 여성들이 남성에 비해 실직을 더 적게 겪으며, 실직을 겪더라도 반복실직을 경험할 확률이 더 적다고 이야기하기는 힘들 것이다. 여성은 남성에 비해서 노동시장의 결합도가 떨어지므로 애초에 실직의 위험에 처할 가능성 자체가 적기 때문이다.

다음으로 표본의 연간 실직율과 연간 최초실직의 비율(총실직횟수에 대한)을 비교해 보겠다. 남성의 경우 연간 실직율은 1998년 경제위기 상황을 반영해서 6.09%의 높은 수준을 기록한 이후에 이후 지속적으로 하락해서, 3.5%를 넘지 않는 수준을 유지하고 있다. 여성의 경우도 연간 실직율은 98년에 3.78%로 정점을 기록한 이후에 대부분의 기간 동안 2%를 넘지 않는 수준으로 유지되고 있다. 그런데 실직의 연간발생횟수 가운데 최초실직이 발생하는 비율을 살펴보면 남성과 여성 모두 연간 발생하는 실직 가운데 20-30% 이상이 반복실직에 의한 것임을 확인할 수 있다. 이처럼 한번 실직을 겪은 이들이 거듭해서 실직을 경험하는 이유로 우선 실직을 경험한 노동자들이 지닌 어떤

인적 특성이 실직의 확률과 높은 상관관계를 지니기 때문일 수 있을 것이다. 그리고 다른 한편으로는 최초실직이 그자체로 추가적인 실직을 만드는 기제로 작동하기 때문일 수도 있을 것이다.²³⁾ 실직으로 인한 손실의 지속원인을 추정하는 데 있어서 우리의 주된 관심은 후자의 요인으로 인해 발생하는 반복실직이 미치는 영향을 추정하는 것이므로, 정확한 추정을 위해서는 앞서서와 같이 실직자들과 비실직자들 사이에 존재할 수 있는 이질성(Heterogeneity)를 통제해주는 일이 필요하다. 여기서는 앞의 결과 마찬가지로 고정효과 모형(Fixed Effect Model)을 이용해 이를 해결할 것이다.

표 4 연간 실직발생횟수(1998년-2007년)- 남성

Year	총실직횟수	실직율(%) (전체표본에서)	최초실직횟수	최초실직비율 (%)(총실직에서)
1998	107	6.02	106	99.07
1999	85	4.79	74	87.06
2000	20	1.13	13	65.00
2001	34	1.91	24	70.59
2002	34	1.91	19	55.88
2003	61	3.43	51	83.61
2004	65	3.66	41	63.08
2005	46	2.59	22	47.83
2006	51	2.87	30	58.82
2007	17	0.96	7	41.18
Total	520		387	74.42

자료: 한국노동패널 자료를 이용해 만든 표본

23) 이 과정에 대해서는 앞의 II장에서 다룬 실직으로 인한 손실의 지속원인에 대한 Hall(1995)의 논의를 참고할 수 있을 것이다.

표 5 연간 실직발생횟수(1998년-2007년)- 여성

Year	총실직횟수	실직율(%) (전체표본에서)	최초실직횟수	최 초 실 직 비 율 (%)(총실직에서)
1998	68	3.78	67	98.53
1999	36	2.00	33	91.67
2000	23	1.28	18	78.26
2001	14	0.78	11	78.57
2002	29	1.61	24	82.76
2003	56	3.11	39	69.64
2004	52	2.89	34	65.38
2005	32	1.78	25	78.13
2006	32	1.78	22	68.75
2007	5	0.28	4	80.00
Total	347		277	79.83

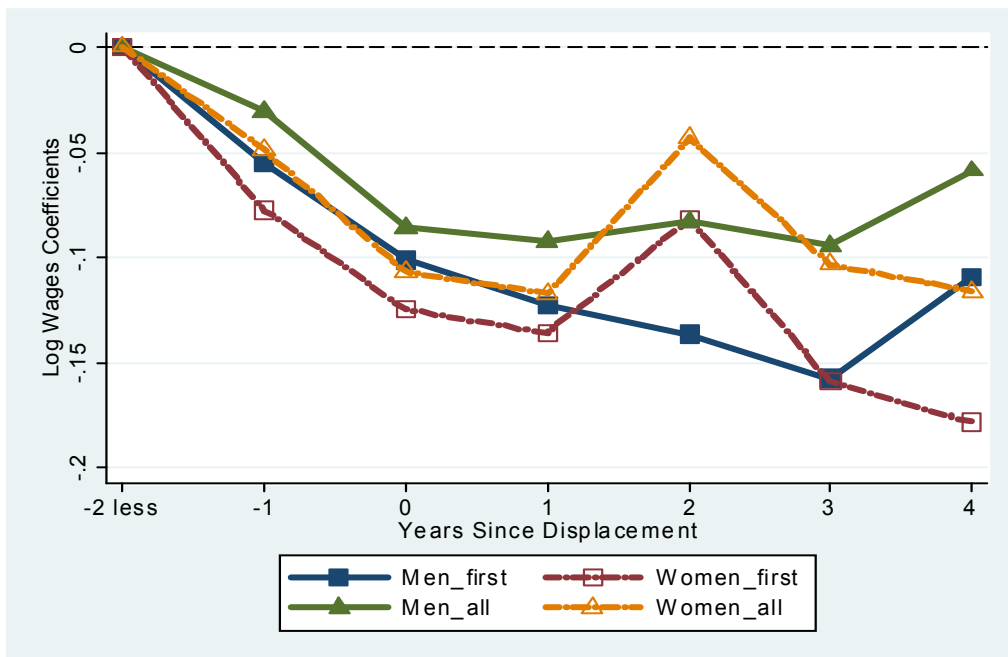
자료: 한국노동패널 자료를 이용해 만든 표본

아래의 <그림 4>와 <표 6>은 고정효과 모델(Fixed Effect Model)을 통해 실직자들의 임금손실을 추정한 결과이다. 여기서는 X_{it} 의 통제변수로 연령과 노동시장경험을 함께 집어넣어 노동시장 경험의 상실 이외에 반복실직으로 인한 손실까지 함께 통제되었을 경우, 실직으로 인한 임금손실이 어떻게 변화하는지를 살펴보고자 한다. 반복실직으로 인한 영향을 살펴보기 위해서 우리는 실직의 경과기간을 표시하는 더미변수를 최초실직을 기준으로 한 경우와 모든 실직을 기준으로 한 경우로 나눠 분석하였다. 최초실직을 기준으로 한 경우는 말 그대로 실직자들이 겪는 최초의 실직을 기준으로 실직에 대한 경과기간을 구하고 이에 대한 더미변수를 구성하는 방법이다. 이에 반해 모든 실직을 기준으로 하는 경우는 실직자들이 겪는 모든 실직에 대해서 각각의 경과기간에 대한 더미변수를 구한 후 이를 합하는 방식으로 더미변수를 만들었다. 예를 들어 2000년과 2003년에 반복해서 실직을 겪는 사람의 경우, 2002년은 실직이 발생한지 2년 후인 동시에 실직이 발생하기 1년 전이므로 이 경우, 실직이 발생하기 1년 전과 2년 후의 경과기간을 표시하는 더미변수에 동시에 1의 값을 갖도록 변수를 생성한 것이다. 이와 같은 방식으로 더미변수를 구성함으로써 실직자들이 반복실직을 겪는 경우에도 각각의 개별실직이 미치는 영향을 분리해서 구할 수 있다. 만약 실직자들이 반복실직으로 인해 겪는 임금손실의 정도가 크다면 최초실직을 기준으로 만든 더미변수의 계수 값과 모든 실직을 기준으로 만든 더미변수의 계수 값 사이에 큰 차이가 나타나게 될 것이다.

아래의 <그림 4>는 최초실직을 기준으로 한 경우와 모든 실직을 기준으로 한 경우의 더미 변수 값의 차이가 남성과 여성에 따라서 어떻게 나타나는지 그래프로 표현한 것이다. 우선 그림을 통해 반복실직이 미치는 영향에 대한 전체적인 윤곽을 살펴보면 남성의 경우에는 반복실직으로 인한 영

향을 통제할 경우, 임금손실이 실직 이후 장단기적으로 모두 크게 줄어드는 모습을 확인할 수 있다. 여성의 경우에도 앞의 절에서 노동시장 경험을 통제했을 때는 손실이 단기적으로만 줄어들었지만, 여기에서는 손실이 장기적으로도 지속적으로 줄어드는 모습이 나타난다. 다음으로 <표 6>을 통해서 손실이 얼마나 감소되고 있는지에 대해서 좀더 자세히 살펴보도록 하겠다.

그림 4 반복실직이 미치는 영향에 대한 분석(단위: 만원, 05년기준)



자료: 한국노동패널 자료를 이용해 만든 표본

주: Men_first와 Women_first는 각각 남성과 여성의 최초실직을 기준으로 한 더미변수의 계수값들이고 Men_all과 Women_all은 각각 남성과 여성의 모든실직을 기준으로 한 더미변수의 계수값들임.

<표 6>에서 모형 (1), (3)은 최초실직을 기준으로 실직경과기간 더미를 만들어 분석한 결과이고 모형 (2)와 (4)는 모든 실직 기준의 경과기간 더미변수를 만들어 분석한 결과이다. 먼저 남성의 경우 반복실직을 통제할 경우 손실이 어떻게 변화하는지 살펴보겠다. 남성은 최초실직을 기준으로 할 경우 실직 발생 직후에는 손실이 9.6%로 나타나다가 3년 후에 14.6%까지 치솟으며, 4년 후가 되어야 10.4%로 손실이 감소되는 모습을 보이고 있다. 즉 실직으로 인한 손실이 실직이 발생한 직후에 가장 크게 나타나는 것이 아니라 실직이 발생한 3년 후까지 지속적으로 증가하다가, 실직이 발생 4년 후부터 회복이 시작되는 것이다. 이에 반해서 모든 실직을 기준으로 한 경우에는 실직으로 인한 손실이 실직이 발생한 해의 8.2%로부터 실직이 발생한지 3년 후의 9%까지 어느 정도 일정하게 유지되다가, 실직이 발생한지 4년 후에는 5.7%로 빠르게 감소하고 있다. 이를 통해 남성에게 있어서 최초실직이 발생한 이래 3년후까지 실직으로 인한 손실이 증가하는 것은, 실직자들이 최초실직 후 반복실직을 겪으며 이로 인한, 손실이 중첩되어 나타났기 때문임을 알 수 있다.

여성의 경우에도 모든 실직을 기준으로 할 경우 남성과 마찬가지로 실직으로 인한 손실이 크게

줄어드는 것을 관찰할 수 있다. 그런데 남성의 경우 모든 실직을 기준으로 할 경우에는 최초실직과 달리, 손실이 일정기간 큰 변화 없이 유지되다가 실직이 발생한 4년 후부터 크게 줄어드는 모습을 보이는 반면에, 여성의 경우에는 최초실직과 마찬가지로 초기에는 실직으로 인한 손실이 줄어들지만, 실직이 발생한지 2년의 시간이 지난 후에는 다시금 손실이 증가하는 변동의 폭이 큰 모습이 그대로 유지되고 있다. 손실의 절대치 역시 남성의 경우, 실직자들이 4년 후에는 자신들의 가상적인 임금변화에 비해 5.7%의 손실을 겪는 반면에 여성의 경우에는 11%로 더 큰 손실을 겪고 있음을 확인할 수 있다. 이는 앞에서 평균임금의 변화를 통해 살펴본 것과 같이 남성에 비해서 여성은 노동시장경험의 손실과 반복실직으로 인한 손실을 통제하더라도 새로운 직장에 취업한 이후, 그 일자리에서 새롭게 인적자본과 숙련을 쌓아 임금을 쌓을 수 있는 기회에 장애가 있음을 보여주는 결과이다. 24) 이를 보다 자세히 파악하기 위해서는 남성과 달리 여성 실직자들이 재취업시 어떤 일자리에 취업할 확률이 높은지를 파악할 필요가 있을 것이다.

이상으로 실직의 경과기간을 표시하는 더미변수를 최초실직을 기준으로 한 경우와 모든 실직을 기준으로 한 경우로 달리하여, 실직자들이 겪는 임금손실의 지속에 반복실직이 미치는 영향을 분석해보았다. 이를 통해 연령과 노동시장경험, 반복실직을 통제한 경우에는 남성은 실직 4년 후에 5.7%의 임금손실을 겪으며 여성의 경우에는 11%의 손실을 겪는 것으로 나타났다. 이를 통해 남성과 여성 모두에게 반복실직이 임금손실의 지속에 중요한 요인이 되고 있음을 확인할 수 있었다. 하지만 특히 여성의 경우에서 드러나듯이 노동시장경험과 반복실직을 통제하는 경우에도, 실직 4년 후에 임금손실은 여전히 크게 나타나고 있음을 확인할 수 있었다. 이 글에서는 임금손실의 지속원인에 대한 연구는 여기서 마무리 짓고 아직 규명되지 못한 원인에 대해서는 다음번의 연구과제로 삼고자 한다. 이를 위한 사전 준비작업으로 실직자들이 지닌 개인별, 일자리별 특성에 따라 실직으로 인한 손실이 어떻게 나타나며, 또 장기적으로 어떻게 지속되고 있는지 살펴보는 것이 유용할 것이다. 다음 절에서는 실직자의 특성별로 손실의 정도, 지속 정도가 어떻게 달라지는지에 대해서 살펴보도록 하겠다.

24) 이를 보다 자세히 분석하기 위해서는 실직 남성과 여성의 재취업 이후 일자리의 특성의 차이를 좀더 면밀히 조사할 필요가 있을 것이다.

표 6 반복실직이 임금에 미치는 영향에 대한 분석

더미변수 추정모형	남 성		여 성	
	최초실직기준 (1)	모든 실직기준 (2)	최초실직기준 (3)	모든 실직기준 (4)
Age	0.2081 (0.1763)	0.2071 (0.1763)	0.0876*** (0.0151)	0.0875*** (0.0151)
Age ²	-0.0007*** (0.0001)	-0.0007*** (0.0001)	-0.0010*** (0.0002)	-0.0010*** (0.0002)
Exp	0.0096*** (0.0010)	0.0097*** (0.0010)	0.0024*** (0.0009)	0.0024** (0.0009)
Exp ²	-0.0000* (0.0000)	-0.0000* (0.0000)	0.0000* (0.0000)	0.0000* (0.0000)
1년전	-0.0555** (0.0280)	-0.0311 (0.0234)	-0.0777** (0.0373)	-0.0491 (0.0320)
실직발생해	-0.1012*** (0.0289)	-0.0860*** (0.0239)	-0.1248*** (0.0411)	-0.1071*** (0.0347)
1년후	-0.1226*** (0.0303)	-0.0926*** (0.0245)	-0.1358*** (0.0442)	-0.1173*** (0.0368)
2년후	-0.1367*** (0.0315)	-0.0831*** (0.0253)	-0.0819* (0.0442)	-0.0434 (0.0366)
3년후	-0.1574*** (0.0326)	-0.0943*** (0.0266)	-0.1590*** (0.0482)	-0.1035*** (0.0388)
4년후	-0.1096*** (0.0354)	-0.0589** (0.0292)	-0.1784*** (0.0522)	-0.1161*** (0.0422)
5년이후	-0.2002*** (0.0329)	-0.1437*** (0.0263)	-0.1237** (0.0493)	-0.0556 (0.0388)
관측치	9229	9229	2339	2339
Adj. R2	0.138	0.138	-0.113	-0.113

자료: 한국노동패널 자료를 이용해 만든 표본

주: 식 (1), (3)에는 최초실직을 기준으로 한 더미변수가 사용되었고, 식 (2)와 (4)에는 모든 실직을 기준으로 한 더미변수가 사용되었음. 모든 식에서는 이외에도 개인별 고정효과와 연도더미, 연령, 연령의 제곱값, 노동시장경험, 노동시장경험의 제곱 값이 추가로 통제됨.

괄호 안은 표준오차 ; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

3 실직자의 특성에 따른 실직의 영향

이 절에서는 실직자의 개인별, 일자리별 특성에 따라서 실직에 따른 임금손실이 장기적으로 어

떻게 지속되는지에 대해서 살펴보도록 하겠다. 이를 통해서 실직의 장기적인 영향이 실직자들의 특성에 따라 어떻게 나타나고 있으며, 그 편차가 어떠한지를 확인할 수 있을 것이다. <표 7>은 노동자의 개인별, 일자리별 특성에 따라 실직의 장기적인 손실이 어떻게 나타나는지를 고정효과 모형(Fixed Effect Model)을 통해 추정한 결과이다. 여기에서는 최초실직이 야기하는 영향을 포괄적으로 관찰하기 위해 통제변수 X_{it} 로 연령과 그 임금만을 이용하였다. 더미변수로는 최초실직을 기준으로 한 경과기간의 더미변수를 사용하였으며, 여기에 실직자의 개인별, 일자리별 특성에 따라서 만든 특성더미를 곱해서 만든 교차항을 이용해 실직으로 인한 손실을 추정하였다.²⁵⁾ 그리고 여기서는 분석의 간결성을 위해 Stevens(1997)에서와 같이 경과기간 더미변수들을 ‘실직발생 2년 이전’, ‘실직 1년 전’, ‘실직 발생~1년후’, ‘실직2~4년후’, ‘실직 5년 이후’²⁶⁾의 5가지로 재분류해 분석에 이용하였다. 각각의 특성에 따른 노동자들의 손실정도를 전체 실직자들의 손실과 비교하기 위해서 <표 9>의 첫 번째 행에는 전체실직자의 임금손실 정도를 표시해 두었다.

우선 실직이전 직장의 근속기간이 3년 이상, 3년 미만인 경우에 따라 실직으로 장기적인 임금손실에 어떤 차이가 나타나는지 살펴보도록 하겠다. 일반적으로 일자리의 근속기간은 그 일자리에 노동자가 지니고 있는 특수한 인적자본과 숙련의 척도로 여겨진다. 이를 고려한다면 실직이전의 직장에서 근속연수가 긴 노동자 일수록 실직으로 인한 손실을 크게 겪을 것임을 예상할 수 있다. 아래의 표를 통해 분석결과를 살펴보면 남성과 여성 모두 근속기간이 3년 미만인 노동자들에 비해서, 근속기간이 3년 이상인 노동자들의 손실이 크게 나타나고 있으며, 이러한 손실은 실직이 발생한 직후의 시점인 실직발생~1년후에만 해당하는 것이 아니라, 실직발생2~4년의 시점에서도 지속적으로 유지되고 있음을 알 수 있다. 남성의 경우에는 근속기간 3년 미만자와 3년 이상자의 실직으로 인한 손실이 일정하게 유지되고 있지만, 여성의 경우에는 근속기간이 3년 미만인 경우 손실이 미세하게 줄어드는데 반해 3년 이상인 경우 손실이 더욱 늘어남으로, 실직으로 인한 손실의 격차가 장기적으로 더욱 늘어나고 있는 모습을 확인할 수 있다. 이는 앞에서 완전히 설명되지 못한 여성 노동자들의 실직으로 인한 임금손실의 지속원인이, 이전 직장에서 근속기간이 길었던 여성 노동자들이 새 직장에서 취업한다고 하더라도 새로운 일자리에서 필요한 인적자본이나 숙련의 축적에 장애를 겪는 것과 밀접히 관련된 현상임을 추측하게 해준다.

다음으로는 실직의 구체적인 사유를 해고(Lay-Off)와 직장의 폐업·부도(Plant-Closing)로 나누어 실직으로 인한 임금손실의 지속정도를 비교하였다. Gibbons and Katz(1991)에 따르면 해고(Lay-Off)는 노동시장에서 노동자의 생산성이 낮다는 신호로 작용해 이후 직업경로에서 이로 인한 오명효과를 발생시킬 수 있다. 따라서 이들의 경우 직장의 폐업·부도(Plant-Closing)로 인한 실직자들에 비해서 실직으로 인한 손실이 단기적으로 뿐만 아니라, 장기적으로도 크게 나타날 것이다. 여기서는 이를 위해 구체적인 실직사유 가운데 “(1) 직장의 파산, 폐업, 휴업”, “(2) 회사가 이사가

25) 실직자들의 개인별, 일자리별 특성 가운데 시간에 따라 변화하지 않는 특성들은 고정효과모형(Fixed effect Model)을 통해 추정하는 가운데 사라지게 되므로, 임금손실에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 이와 같이 경과기간의 더미변수에 특성더미를 곱하는 방법을 사용할 수 밖에 없다.

26) 여기서도 앞에서와 마찬가지로 실직발생 2년전에는 손실이 나타나지 않는 것으로 간주하였다.

서”의 문항에 응답한 경우를 ‘직장의 폐업·부도’로 분류하였고 “(3) 일자리가 없거나 적어서”, “(4) 정리해고”, “(5) 명예퇴직”으로 응답한 경우는 ‘해고’로 분류하였다. 분석결과 남성의 경우에는 실직이 발생하기 이전부터, 지속적으로 해고로 인한 실직자들이 직장의 폐업·부도(Plant-Closing)로 인한 실직자들에 비해서 임금의 손실정도가 큰 것으로 나타났다. 그리고 이러한 손실의 정도는 시간이 지날수록 더욱 확대되고 있다. 해고자들의 경우에는 ‘명예퇴직자’나 ‘정리해고자’가 포함되므로, ‘직장의 폐업·부도’로 인한 실직자들에 비해서 실직이전 직장에서의 근속기간이 길기 때문에 손실이 증대되는 효과가 있을 수도 있다. 따라서 이를 통제하기 위해서 실직이전 근속기간에 따른 더미변수를 추가로 집어 놓고 분석해보았지만, 근속기간을 통제하더라도 ‘해고’로 인한 실직자들의 손실은 일관되게 큰 것으로 나타났다. 그런데 여성의 경우에는 실직으로 인한 손실이 남성과 다른 모습으로 나타나고 있다. 여성의 경우 실직이전에는 ‘직장의 폐업·부도’로 실직자들의 임금손실이 더 큰 반면, 실직직후에는 ‘해고’로 인한 실직자들의 손실이 더 크게 나타나며, 다시 시간이 경과한 후에는 ‘직장의 폐업·부도’로 인한 손실이 더 크게 나타난다. 이는 여성의 경우에는 남성과 달리 ‘해고’로 인한 노동시장에서의 오명효과가 그리 크지 않으며, 역전 가능할 정도의 수준임을 보여주는 결과일 수 있지만, 구체적으로 이와 같은 손실의 변화가 나타나는 이유에 대해서는 좀더 면밀한 분석이 필요하리라 생각된다.

다음으로 노동자들의 교육수준에 따른 임금의 손실정도를 살펴보았다. 고졸미만자, 고졸이상 대졸미만자, 대졸이상자들로 집단을 나눠 분석한 결과 교육기간의 차이에 따른 임금의 손실정도는 일관되지 않은 모습을 보였다. 일반적으로 교육기간이 길수록 일반적인 인적자본을 많이 소유하고 있으므로, 실직으로 인한 임금의 손실이 크지 않으리라고 예상할 수 있지만, 예측과 어긋나는 결과가 나타난 것이다. 구체적으로 살펴보면 남성의 경우에는 고졸~대졸미만자들의 손실의 정도가 가장 적은 반면 고졸미만, 대졸이상자들의 손실은 비슷한 것으로 나타났다. 여성의 경우에는 고졸~대졸미만자들의 손실이 가장 크며 그 다음으로 대졸이상, 고졸미만의 순서로 손실이 나타났는데, 고졸~대졸미만자들의 경우 손실의 절대치는 가장 크게 나타났지만 통계적으로 유의하지 않다는 점에서 해석에 주의할 필요가 있다. 전체적으로 교육수준이 미친 영향은 남성과 여성 모두 일관되지 않은 방향으로 나타났다. 이는 교육에 따른 일반적인 인적자본의 소유정도보다는 퇴직한 일자리의 속성이나 실직사유와 같은 다른 요인들이 자신의 기대임금수준에 비교한 상대적인 임금손실에 더 큰 영향을 미치기 때문으로 보여진다.

마지막으로 실직자들의 산업 및 직종변경 유무를 중심으로 실직의 장기적인 손실을 비교하였다. 개별 일자리의 수준에서 뿐만 아니라 산업 및 직종에 따라서 특수한 인적자본 및 숙련이 존재한다면 실직으로 인한 임금의 손실은 산업이나 직종을 변경한 경우 그렇지 않은 경우에 비해 더 크게 나타날 것으로 예상할 수 있다.²⁷⁾ 분석은 이러한 예측과 부합하는 결과를 보여준다. 먼저 산업을 변경한 경우를 살펴보면 남성과 여성 실직 직후 재취업시 산업을 변경한 경우, 그렇지 않은 경우에 비해서 손실의 정도가 더 크게 나타나고 있다. 하지만 남성의 경우, 점차 격차가 줄어들고 있으며, 여성의 경우 차이가 그리 크지 않음을 통해 알 수 있듯이 실직이후 시간이 지나갈수록, 이로

27) 이와 같이 직장이동시 산업 및 직종변경의 유무에 따른 임금변화를 분석한 연구로는 이병희(2005)를 들 수 있다.

인한 격차가 유의미해지지 않고 있다. 이는 실직초기에는 산업의 변경으로 인한 특수한 인적자본 및 숙련의 손실에 따라 격차가 크게 나타난다 할지라도, 장기적으로는 새로운 일자리에서 인적자본 및 숙련을 축적함에 따라 손실이 줄어들게 됨을 보여주는 결과이다. 직종의 경우에도 남성과 여성 모두 실직 직후 재취업시 직종을 변경한 경우 그렇지 않은 경우에 비해서 손실의 정도가 더 크게 나타나고 있다. 남성의 경우에는 산업의 변경여부가 미치는 영향과 마찬가지로 직종변경 및 불변경에 따른 손실의 격차가 시간이 지남에 따라 줄어들고 있음을 확인할 수 있다. 하지만 여성의 경우에는 직종변경 및 불변경의 격차가 오히려 시간이 지날수록 더욱 확대되고 있다. 이는 여성의 경우 재취업에 성공하더라도, 새로운 일자리에서의 숙련 및 인적자본을 획득하는데 장애를 겪고 있는 것과 관련된 현상으로 보인다. 그리고 여성에게 이러한 숙련 및 인적자본의 획득과 관련된 어려움은 산업보다는 직종이 변경된 경우에 더욱 크게 나타나고 있는 것으로 볼 수 있다.

이상으로 실직자의 개인별, 일자리별 특성에 따라서 실직에 따른 임금의 장기적인 임금감소가 어떻게 나타나는지 살펴보았다. 이를 통해서 실직이전의 근속기간이 길수록, ‘직장폐업·부도’에 비해서 ‘해고’를 당한 경우일수록, 교육기간이 적을수록, 그리고 실직 이후 산업 및 직종을 변경해 재취업한 경우일수록 손실이 크게 나타나리라는 이론적 예측이 현실에 부합하는지 확인해 볼 수 있었다. 남성의 경우에는 교육기간의 정도를 제외하면 모두 이론적 예측과 비슷한 결과가 현실에서 나타남을 관찰할 수 있었지만, 여성의 경우에는 실직이전의 근속기간이 미치는 영향을 제외하고는 예측이 어긋나는 모습이 나타났다. 이는 여성들의 경우에는 실직 이후 재취업을 하더라도 새로운 일자리에서 인적자본 및 숙련을 쌓는데 장애를 겪는 것과 관련된 결과인 것으로 보인다. 실직으로 인한 임금손실의 지속원인을 보다 자세히 분석하기 위해서는 이러한 장애를 야기하는 실직이후 일자리 경로의 변화에 대해서 좀더 면밀히 분석하는 일이 필요할 것이다.

표 7 근로자의 특성에 따른 최초실직(first displacement) 이후 임금 변화

	남성				여성			
	실직1년 전	실직~1년후	실직2~5년후	실직5년이후	실직1년전	실직~1년후	실직2~5년후	실직5년이후
전체 실직자	-0.0414 (0.0280)	-0.1299*** (0.0244)	-0.1753*** (0.0259)	-0.2835*** (0.0315)	-0.0803** (0.0360)	-0.1305*** (0.0340)	-0.1396*** (0.0367)	-0.1528*** (0.0466)
실직이전 근속기간								
3년미만	-0.0558 (0.0455)	-0.0820** (0.0374)	-0.1243*** (0.0380)	-0.2308*** (0.0443)	-0.0894* (0.0498)	-0.1112** (0.0461)	-0.1094** (0.0483)	-0.1106* (0.0575)
3년이상	-0.0292 (0.0352)	-0.1648*** (0.0316)	-0.2167*** (0.0340)	-0.3260*** (0.0411)	-0.0613 (0.0516)	-0.1456*** (0.0494)	-0.1819*** (0.0532)	-0.2299*** (0.0712)
실직유형								
직장 폐업후	-0.0195 (0.0429)	-0.1074*** (0.0369)	-0.1072*** (0.0385)	-0.1945*** (0.0461)	-0.1116** (0.0529)	-0.1148** (0.0487)	-0.1699*** (0.0515)	-0.1666** (0.0670)
선별해고	-0.0602* (0.0365)	-0.1487*** (0.0317)	-0.2256*** (0.0332)	-0.3461*** (0.0393)	-0.0531 (0.0484)	-0.1397*** (0.0456)	-0.1148** (0.0484)	-0.1397** (0.0580)
교육기간								
고졸미만	-0.0485 (0.0319)	-0.1393*** (0.0277)	-0.1808*** (0.0291)	-0.3324*** (0.0356)	-0.0768** (0.0373)	-0.1208*** (0.0352)	-0.1270*** (0.0377)	-0.1520*** (0.0481)
고졸~대졸미 만	-0.0377 (0.0825)	-0.0554 (0.0681)	-0.1120 (0.0723)	-0.0959 (0.0846)	-0.0352 (0.2533)	-0.3153 (0.2432)	-0.3509 (0.2663)	-0.2357 (0.3031)
대졸이상	-0.0018 (0.0813)	-0.1481** (0.0728)	-0.1991*** (0.0742)	-0.2083*** (0.0795)	-0.1964 (0.1594)	-0.2560* (0.1465)	-0.3483** (0.1733)	-0.2259 (0.1845)
산업변경 유무								
산업변경	-0.1168* (0.0648)	-0.1753*** (0.0366)	-0.1927*** (0.0315)	-0.3656*** (0.0382)	-0.1783 (0.1126)	-0.1413*** (0.0546)	-0.1549*** (0.0462)	-0.1516*** (0.0566)
산업불변경	-0.0294 (0.0296)	-0.1119*** (0.0266)	-0.1659*** (0.0311)	-0.2095*** (0.0365)	-0.0723* (0.0371)	-0.1264*** (0.0365)	-0.1318*** (0.0424)	-0.1589*** (0.0538)
직종변경 유무								
직종변경	-0.0968 (0.0593)	-0.1930*** (0.0352)	-0.1981*** (0.0308)	-0.3203*** (0.0375)	-0.2256** (0.1021)	-0.1761*** (0.0505)	-0.1765*** (0.0428)	-0.1926*** (0.0536)
직종불변경	-0.0230 (0.0301)	-0.1009*** (0.0273)	-0.1387*** (0.0318)	-0.2115*** (0.0375)	-0.0842** (0.0376)	-0.1081*** (0.0379)	-0.0926** (0.0460)	-0.1129* (0.0587)

자료: 한국노동패널 자료를 이용해 만든 표본 ; 괄호안은 표준오차; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

주: 식에는 개인별 고정효과, 연도더미, 연령, 연령제곱값이 추가로 통제변수로 포함되었음. 통제변

VI. 결 론

이 글에서는 실직자들이 실직으로 인해 겪는 여러 가지 문제들 가운데, 이들이 재취업에 성공한 이후에도 발생하는 임금상의 손실에 주목하여 이러한 손실이 실직이 발생한지 4년의 시간이 지난 시점에도 얼마나 크게 지속되고 있는지 살펴보았다. 실직자들의 경우 실직 당시의 일자리에서 지냈던 특수한 인적자본이나 일자리 궁합(Job Match), 임금 프리미엄(Wage Premium) 등을 상실하

게 되므로, 재취업에 성공한다고 하더라도 손실을 겪을 것임을 예측할 수 있다. 또한 실직이 고용 불안 야기할 경우, 이러한 손실은 실직 직후에 한정되지 않고 장기적으로 지속될 수 있다. 이 글에서는 실직으로 인한 손실이 실직 이후 시간의 경과에 따라 어떻게 변화하고 있는지 살피고, 손실이 지속될 경우 이를 야기하는 원인이 무엇인지를 분석하고자 하였다. 이를 통해서 분석한 결과는 다음과 같다.

첫째, 실직으로 인한 임금의 손실정도를 정확히 파악하기 위해서는 실직자들이 실직을 겪지 않았을 경우 기대할 수 있는 가상적인 임금변화를 파악하는 일이 필요하다. 이 글에서는 대상기간 동안 실직을 겪지 않은 비실직자들을 비교집단으로 사용하여 이를 해결하고자 했다. 그리고 실직자와 비실직자들 사이에 존재하는 이질성의 문제는 고정효과 모형(Fixed Effect Model)을 통해서 해결하고자 했다. 이를 통해 실직자들은 이후 새로운 일자리를 구하더라도 임금의 손실을 겪으며 이는 실직이 발생한 지 4년의 시간이 경과한 후에도 남성의 경우에는 13.9%, 여성의 경우에는 15.5%로 지속되고 있는 것으로 나타났다.

둘째, 실직으로 인한 손실이 지속되는 원인으로 실직자들이 비실직자들에 비해서 노동시장경험의 손실을 겪는 것을 원인으로 생각할 수 있다. 실직자들은 노동시장경험의 상실에 의해서 일반적인 인적자본을 축적할 수 있는 기회를 잃게 되므로, 이로 인한 손실이 지속적으로 발생할 수 있다. 이 글에서는 회귀식의 통제변수로 연령 이외에 노동시장 경험을 추가로 삽입하여 노동시장경험의 상실이 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 남성의 경우에는 연령만을 통제한 경우 실직으로 인한 손실이 실직발생 2년 후에는 16.9%에서, 4년 후 13.9%로 나타나는데 비해서 노동시장경험을 추가로 통제한 경우에는 12.8%와 10.4%로 각각 줄어드는 것을 확인할 수 있었다. 그런데 여성의 경우에는 실직발생 2년 후에는 손실이 10.6%에서, 4년 후 15.5%로 나타나는데 비해서 노동시장경험을 추가로 통제한 경우에는 7.9%와 16.3%로 나타났다. 여성의 경우 노동시장경험의 통제시 초기에는 손실이 줄어들지만 4년 후에는 손실이 오히려 증가하고 있는 것이다. 이는 남성에 비해서 일반적으로 여성의 노동시장 결합도가 떨어지므로, 실직 여성들의 경우 재취업에 성공함에 따라 쉽게 실직으로 인한 노동시장경험의 상실을 극복할 수 있기 때문에 나타난 결과로 보인다.

셋째, 실직으로 인한 손실이 지속되는 원인으로 반복실직을 생각할 수 있다. 실직자들이 최초실직 이후 반복실직을 겪는다면 이들은 새로운 일자리에서 경험을 쌓아 인적자본 및 숙련을 축적할 수 있는 기회를 거둬들여 잃게 되므로, 실직으로 인한 손실이 장기화된다. 이러한 반복실직으로 인한 영향을 분석하기 위해 실직의 경과기간을 표시하는 더미변수를 최초실직을 기준으로 한 경우와 모든 실직을 기준으로 한 경우로 두고 추정결과를 비교하였다. 연령과 노동시장경험을 통제한 상태에서 남성의 경우 최초실직을 기준으로 할 때는 4년 후에 10.4%의 손실을 겪는데 반해 모든 실직을 기준으로 한 경우에는 5.7%의 손실을 겪는 것으로 나타났다. 여성의 경우에도 최초실직을 기준으로 한 경우에는 16.3%의 손실을 겪는데 반해, 모든 실직을 기준으로 한 경우에는 11%의 손실을 겪는 것으로 나타났다. 이를 통해 반복실직이 남성과 여성 모두에게 실직으로 인한 손실이 지속되는데 중요한 요인이 되고 있음을 확인할 수 있었다.

마지막으로 실직으로 인한 손실이 실직자들이 지닌 개인 및 일자리 특성에 따라 어떻게 나타나는지를 분석해보았다. 이를 통해서 실직이전의 근속기간이 길수록, '직장폐업·부도'에 비해서 '해고'를 당한 경우일수록, 교육기간이 적을수록, 그리고 실직 이후 산업 및 직종을 변경해 재취업한 경우일수록 손실이 크게 나타나리라는 이론적 예측이 현실에 부합하는지 확인해 볼 수 있었다. 남성의 경우에는 교육기간의 정도를 제외하면 모두 이론적 예측과 비슷한 결과가 현실에서 나타남을 관찰할 수 있었다. 이에 반해 여성의 경우에는 실직이전의 근속기간이 미치는 영향을 제외하고는 예측이 모두 어긋나는 모습이 나타났다. 이는 무엇보다 여성들의 경우에는 실직 이후 재취업을 하더라도 새로운 일자리에서 인적자본 및 숙련을 쌓는데 장애를 겪음에 따른 결과로 보인다. 실직으로 인한 임금손실의 지속 원인을 보다 자세히 분석하기 위해서는 이러한 장애를 야기하는 실직 이후 일자리 경로의 변화에 대해서 좀더 면밀히 분석하는 일이 필요할 것이다.

이상의 분석을 통해서 노동시장에서 실직을 겪는 노동자들의 경우, 실업기간 동안 큰 경제적인 손실을 겪을 뿐만 아니라, 손실은 재취업 이후에도 장기적으로 지속된다는 점을 확인할 수 있었다. 그리고 손실이 지속되는 원인으로 이들이 노동시장경험을 쌓을 수 있는 기회를 상실한 것과, 실직 이후에 반복적으로 고용불안을 겪는 것이 중요한 원인이 된다는 것을 확인할 수 있었다. 이를 통해서 실직자들에 대한 대책을 마련할 때에 실직으로 인해 부득이하게 발생할 수밖에 없는 실업기간으로 인한 손실을 최대한 줄일 수 있도록, 인적자본을 쌓을 수 있는 직업훈련의 기회를 제공해야 뿐만 아니라, 실직자들이 재취업에 성공한다 하더라도 이들의 이후 일자리 경로에 대해서 보다 장기적인 주의를 기울여야 한다는 점을 확인할 수 있었다. 하지만 분석에서 나타났듯이 특히 여성의 경우에서처럼 노동시장 경험의 상실과 반복실직의 여부를 통제한 경우에도 실직으로 인한 손실이 장기적으로 크게 지속된다는 점을 확인할 수 있었다. 이는 이외에도 실직으로 인한 손실이 지속되는 원인으로 생각할 수 있는 실직 이후 일자리에서 종사상 지위의 변화와 같은 일자리 질의 변화와 관련된 것으로 생각해 볼 수 있을 것이다. 이를 앞으로의 연구과제로 삼겠다는 것을 밝히며 이 글을 마무리 하고자 한다.

참고문헌

- 김재호·조준모 (2002). "실업자의 재취업과 직장상실비용." *경제학연구* 50(1): 209-241.
- 김대일 (2001). "경제위기 이후의 고용창출 유형분석." *계량경제학보* 12(1): 1-40.
- 김대일 (2007). "경제위기 이후 노동시장의 변화와 시사점." *경제학연구* 55(4): 473-502.
- 김혜원·최민식. (2008). "직장이동의 유형에 따른 단기임금변화." *노동경제론집* 31(1): 29-57.
- 남춘호 (2004). "경제위기 이후 노동시장의 구조개편과 장기실업 및 반복실업." *산업노동연구* 8(2): 71.
- 박성재 (2007). "통계프리즘 : 비자발적 이직자 추이." *노동리뷰* 2007년(7월): 100-104.
- 신동균 (2004). "실직이 임금에 미치는 장기적 효과: 실직 횡수인가 누적실업기간인가?" *노동경제론집* 27(3): 75-111.
- 윤윤규·박성재 (2008). 비자발적 이직자의 일자리 이행경로에 관한 연구, 한국노동연구원.
- 이병희 (2000). "반복실업과 실업의 장기화." *노동경제론집* 23(1): 1-25.
- 이병희 (2005). "노동이동과 인력개발", *노동경제론집* 28(1): 1-28.
- 황덕순, 전병유, et al. (2004). 고용보험 DB를 이용한 피보험자의 직장이동 분석, 한국노동연구원.
- Arulampalam, W. (2001). "Is Unemployment Really Scarring? Effects of Unemployment Experiences on Wages." *Economic Journal* 111 475: F585-606.
- Brand, J. (2003). "ENDURING EFFECTS OF JOB DISPLACEMENT ON CAREER OUTCOMES." <http://www.wjh.harvard.edu/winship/cfa.html>.
- Burda, M. C. and A. Mertens (2001). "Estimating Wage Losses of Displaced Workers in Germany." *Labour Economics* 8 1: 15-41.
- Carrington, W. J. (1993). "Wage Losses for Displaced Workers: Is It Really the Firm That Matters?" *Journal of Human Resources* 28 3: 435-62.
- Couch, K. A. (2001). "Earnings Losses and Unemployment of Displaced Workers in Germany." *Industrial and Labor Relations Review* 54 3: 559-72.
- Eliason, M. and D. Storrie (2006). "Lasting or Latent Scars? Swedish Evidence on the Long-Term Effects of Job Displacement." *Journal of Labor Economics* 24 4: 831-56.
- Fallick, B. C. (1996). "A Review of the Recent Empirical Literature on Displaced Workers." *Industrial & Labor Relations Review* 50(1): 5-16.
- Farber, H. S. (1999). "Alternative and Part-Time Employment Arrangements as a Response to Job Loss." *Journal of Labor Economics* 17(4): S142-S169.
- Hall, R. (1995). "Lost Jobs." *BROOKINGS PAPERS ON ECONOMIC ACTIVITY*: 221-221.
- Hamermesh, D. S. (1987). "The Costs of Worker Displacement." *Quarterly Journal of Economics* 102 1: 51-75.
- Huttunen, et al. (2005). "How destructive is creative destruction? Investigating long-term effects

- of worker displacement." mimeo
- Jacobson, L. S., R. LaLonde, et al. (1993a). "The Costs of Worker Dislocation (Kalamazoo, MI: Upjohn Institute for Employment Research)."
- Jacobson, L. S., R. J. LaLonde, et al. (1993b). "Earnings Losses of Displaced Workers." *American Economic Review* 83(4): 685–709.
- Kletzer, L. G. (1989). "Returns to seniority after permanent job loss." *American Economic Review* 79(3): 536–543.
- Kletzer, L. G. (1998). "Job Displacement." *Journal of Economic Perspectives* 12(1): 115–136.
- Kletzer, L. G. and R. W. Fairlie (2003). "The Long-Term Costs of Job Displacement for Young Adult Workers." *Industrial and Labor Relations Review* 56(4): 682–98.
- Kuhn, P. J. e. (2002). *Losing work, moving on: International perspectives on worker displacement*. Kalamazoo, Mich., W. E. Upjohn Institute for Employment Research.
- Morissette, R., X. Zhang, et al. (2007). *Earnings Losses of Displaced Workers: Canadian Evidence from a Large Administrative Database on Firm Closures and Mass Layoffs*, Statistics Canada, Analytical Studies Branch, Analytical Studies Branch Research Paper Series.
- Mincer, J. (1986). "Wage Changes in Job Changes." NBER Working Paper.
- Neal, D. (1995). "Industry-Specific Human Capital: Evidence from Displaced Workers." *Journal of Labor Economics* 13 4: 653–77.
- Ruhm, C. J. (1990). "Do Earnings Increase with Job Seniority?" *Review of Economics and Statistics* 72 1: 143–47.
- Ruhm, C. J. (1991). "Are Workers Permanently Scarred by Job Displacements?" *American Economic Review* 81 1: 319–24.
- Schoeni, R. and M. Dardia (2003). "Estimates of Earnings Losses of Displaced Workers Using California Administrative Data." PSC Research Report.
- Stevens, A. H. (1997). "Persistent Effects of Job Displacement: The Importance of Multiple Job Losses." *Journal of Labor Economics* 15 1: 165–88.
- Topel, R. (1990). "Specific Capital and Unemployment: Measuring the Costs and Consequences of Job Loss." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 33: 181–214..