

勞 動 經 濟 論 集
 第27卷(3), 2004. 12, pp. 75~111
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

실직이 임금에 미치는 장기적 효과 : 실직 횟수인가 누적실업기간인가?*

신동균**

현 연구에서는 NLSY 데이터를 이용하여 개개인이 노동시장에 진입한 이래로 겪은 모든 실직 및 실업 경험을 추출하고, 이를 바탕으로 특정 시점에서의 임금이 그 이전에 겪었던 실직의 횟수와 누적실업기간에 어떻게 영향을 받는가를 분석하였다. 기존의 연구들과는 달리 현 연구에서는 1회의 실업기간이 아닌 누적실업기간의 효과를 분석하였으며 나아가 실직 횟수와 누적실업기간 중 어느 변수가 임금에 보다 큰 부정적 영향을 주는가를 분석하였다. 실직 횟수와 누적실업기간을 동시에 설명변수로 포함시킬 경우 남성 표본에서는 누적실업기간만이 유의하게 임금을 낮추는 것으로 나타나는 것과 대조적으로 여성 표본에서는 실직 횟수만이 임금에 부정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 남성의 경우 누적실업기간이 한 달 더 길어지면 임금은 0.4% 낮아지는 것으로 나타났으며 이 추정치는 표본 제약을 다양하게 바꾸고 추정모형을 달리하여도 변함 없이(robust) 나타났다. 한편 여성의 경우 추가적인 1회의 실직 경험이 가져다 주는 임금의 하락은 2%를 상회하는 것으로 나타났다.

—주제어: 실직 횟수, 누적실업기간, 임금, 인적자본, 남녀 차이

투고일: 2004년 9월 24일, 심사일: 2004년 9월 30일, 심사완료일 2004년 12월 15일

* 이 논문은 2003년도 한국학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었다(KRF-2003-041-B00100).

익명의 두 심사위원의 유익한 논평에 감사드린다.

** 한양대학교 경제금융대학 경제금융학부(dgshin@hanyang.ac.kr)

I. 서론

실직(job displacement)¹⁾의 경험이 임금 및 근로소득²⁾에 장기적으로 얼마나 부정적인 영향을 미치는가에 대한 연구는 상대적으로 최근에 (대략 1990년대) 들어서 노동경제학자들 뿐만이 아니라 노동정책 입안자들의 상당한 관심을 끌고 있다. 이에 대한 연구는 다음의 두 가지 접근방법을 따라 진행되어 왔는데 이 두 계열의 연구들은 외관상은 다른 연구들처럼 보이고 실제로 상호 인용도 미미했지만 사실상 연관성은 매우 크다. 하나는 Ruhm(1991), Jacobson, LaLonde and Sullivan(1993), Stevens(1997)류의 연구들처럼 특정 시점에서 겪은 1회의 실직 경험이 그 후에 얼마나 지속적으로 부정적인 영향을 주는가를 추적 연구하는 것이며, 또 다른 하나는 Ruhm(1987)이나 Keith and McWilliams (1995)류의 연구들에서처럼 특정 시점에서의 임금이 과거의 총 실직 횟수에 의해 얼마나 부정적인 영향을 받는가를 분석하는 것인데, 동태적으로 볼 때 이 두 접근방법들은 실직의 장기적 효과를 본다는 면에서 질적으로 같다.

그러나 이러한 연구들은 모두 실직의 장기적 임금(혹은 근로소득)효과를 분석함에 있어서 실직했다는 사실(event) 혹은 실직의 횟수만을 고려하고 있지 개별 근로자들이 실직을 통해서 겪는 실업기간은 도외시하고 있다. Addison and Portugal(1989) 등의 연구는 실직에 따라 겪게 되는 실업기간이 주는 임금에의 부정적인 효과를 분석하고 있지만 이들은 실직 직전과 재취업 직후의 임금을 비교 분석함으로써 실업기간의 단기적 효과 분석에 치중하고 있다. 이러한 기존의 연구들과는 달리 현 연구에서는 실업기간을 누적

1) 노동경제학계에서 실직(displacement)라 함은 흔히 경영상 고용감축, 폐업 등 경제적 이유로 특정 직업으로부터 비자발적으로 영구적으로 격리되는 것을 말한다(permanent involuntary job separation). 때로는 의미를 보다 좁혀 제조업 등 특정 산업에서 실직하거나 이전 직장에서의 근속기간(job tenure)이 길었던 실직자들을 지칭하기도 한다. 현 연구에서는 광의의 기준을 따라서 산업 혹은 근속기간을 불문하고 (개인의 귀책사유가 아닌) 폐업 및 고용감축 등 경제적인 이유로 비자발적으로 직업을 잃은 사람들 중 원래의 직장으로 복귀하지 못한 실직자로 정의한다.

2) 여기서 임금(wages)이라 함은 임금률(wage rate)을 말하며, 근로소득(earnings)이란 임금률과 근로시간의 곱으로 정의된다.

적으로 사용하여 분석한다. 즉 실업기간이 임금에 주는 효과를 분석함에 있어서도 장기적인 효과에 초점을 둔다. 나아가 본 연구에서는 임금에의 부정적인 효과를 추정함에 있어서 실직의 빈도(frequency)와 누적실업기간(cumulative duration of unemployment)을 동시에 고려해야 함을 주장하며, 이 두 요인들 중 어느 요인이 임금에 보다 큰 부정적인 영향을 주는가를 실증적으로 분석하고자 한다.

실직의 장기적 임금효과를 분석함에 있어서 누적실업기간을 반드시 아울러 고려해야 할 논거는 다음과 같다. 우선 근로자들은 실직과 더불어 전(former) 직장에서 습득한 직업 고유의 인적자본(specific capital)을 잃게 되고 이는 재취업 후의 임금을 상대적으로 낮추는 방향으로 작용할 것이다. 물론 이러한 직업 고유의 인적자본의 손실은 실직 후 실업(unemployment)을 얼마나 오랫동안 겪게 되는가와 상관없이 발생하며 다른 조건이 같을 경우 일정 기간 동안 보다 빈번하게 실직할수록 최종 직업에서의 임금은 더 낮아질 것이다. 한편 많은 근로자들은 실직 후 일정 기간 실업을 겪게 되며 실업기간이 길어질수록 일반적인 인적자본(general human capital)은 보다 크게 유실되어 재취업 후의 임금은 더욱 낮아지게 된다. 나아가 실직 횟수가 같다고 하더라도 누적실업기간이 더 길 경우 일반적인 인적자본의 손실은 더욱 클 것이다. 문제는 과연 실직의 경험확률과 실업기간이 독립적인가의 여부에 달려 있다. 만약 두 변수가 일정한 상관관계를 갖는다면 한 변수를 제외하고 다른 변수의 효과만을 분석할 경우 추정치는 생략된 변수에 의한 편의(omitted variable bias)를 갖게 된다. 그 가능성은 Heckman and Borjas(1980)의 연구에서 충분히 제시되고 있다. 그들은 개개인이 겪는 실업기간이 그 이전에 겪은 실업 경험에 따라 어떻게 달라지는가를 구조적으로 밝히기 위하여 상태의존성(state dependence)을 발생의존성(occurrence dependence), 지연기간의존성(lagged duration dependence), 그리고 기간의존성(duration dependence)으로 구분하여 분석하고 있는데 각각은 과거에 겪은 실업의 빈도(frequency), 과거에 겪은 실업기간, 그리고 현재 겪고 있는 실업기간이 현재 실업상태로부터의 탈출확률에 미치는 영향을 말한다. 발생의존성은 고용주가 개개인의 실업 경력을 채용과 해고시에 사용할 경우 발생하며, 이는 실업의 빈도와 실업기간이 밀접히 관련되어 있음을 의미하므로 이들의 임금효과를 분석함에 있어서는 반드시 두 변수를 동시에 고려해야 함을 시사한다.³⁾ 한편 지연실업기간의존성(lagged duration dependence)은 실업기간이 인적자본의 손실을 가져올 때 발생하며, 이 상태의존성이 존

3) Corak(1993)과 Choi and Shin(2002)은 각각 캐나다와 미국 노동시장 데이터를 이용하여 발생의존성의 존재를 실증적으로 밝혔다.

채할 경우 실업기간은 반드시 누적적으로 분석해야 할 것이다. 물론 실직의 빈도나 누적 실업기간이 임금에 주는 부정적인 효과가 반드시 인적자본에 근거한 것만은 아니다. 보다 빈번하게 실직할수록 혹은 보다 오래 실업기간을 겪을수록 오점효과(Scar effects)는 커지며(Heckman and Borjas, 1980) 이를 아는 근로자들은 반복되는 실직 혹은 실업기간의 장기화에 따라 유보임금(reservation wages)을 낮출 것이다. 심지어 생산적 탐색이론(productive search theory)에 따르면 실업기간이 길어질수록 재취업 후의 임금은 더 높아질 수도 있다(Stigler, 1962; Lippman and McCall, 1976; Mortensen, 1986). 중요한 점은 실직의 빈도와 누적실업기간 모두가 재취업 후의 임금에 영향을 주는 중요한 변수들이 되며 이 중 어느 한 변수를 분석에서 제외시킬 경우 연구 결과는 편의를 갖게 될 가능성이 있다는 점이다.

보다 구체적으로 현 연구의 목적 내지 의의는 다음과 같다. 첫째, 현 연구에서는 최초로 실업기간이 임금에 주는 효과가 누적적인가를 실증적으로 연구한다. 개개인이 겪는 실업기간과 임금과의 관계를 다룬 기존의 연구들은 모두 재취업 직전에 겪은 실업기간만을 고려하여 실업기간이 임금에 주는 단기적 효과를 분석하는 데에 그치고 있다. 사실 Addition and Portugal(1989)도 임금에 대한 설명변수로서 누적실업기간의 필요성을 언급하였으나(이들은 여전히 실직 횟수의 중요성은 언급을 하지 않고 있다) 실증분석 과정에서는 그들이 사용한 Displacement Workers Survey(DWS) 데이터의 제약상 1회의 실업 경험에서 오는 실업기간만을 고려하였다(pp. 283~285).

둘째, 현 연구에서는 최초로 실직의 빈도와 누적실업기간 중 어느 변수가 재취업 후의 임금에 더 큰 영향을 주는가를 분석한다. 이는 이론적으로나 정책적으로 매우 중요한 의미를 갖는다. 우선 위에서 언급했듯이 이론적으로 볼 때 실직 횟수와 누적실업기간을 동시에 고려하는 것이 타당하므로 실증분석도 두 변수들을 아울러 고려해야 하는데 현 연구에서 처음으로 이 두 변수들을 동시에 고려하여 이론과 합치된 실증분석을 수행하고자 한다. 또한 현 연구 결과는 평균 근로자가 보유하고 있는 인적자본이 직업 고유의 것인지 아니면 일반적인 것인지를 구별하는 기준으로 이용될 수 있는데 이에 대한 보충 설명은 제Ⅱ장의 마지막 부분에서 제시하겠다. 나아가 임금에의 부정적 효과가 주로 실직의 빈도를 통해 나타나는가, 아니면 누적실업기간을 통해 나타나는가에 따라 합당한 노동정책의 방향도 달라져야 할 것이다.

셋째, 현 연구에서는 실직 및 실업기간의 장기적 임금효과를 남녀별로 분석하여 비교한다. 사실 Keith and McWilliams(1995)는 노동이동의 횟수만을 이용하여 분석한 결과

임금에의 효과라는 면에서 남녀 차이가 없다고 했는데 이는 누적실업기간을 고려할 경우 달라질 수 있다. 그렇게 생각하는 이유들 중의 하나는 직업 고유의 인적자본과 일반적인 인적자본의 평균 보유 정도가 남녀간에 다르고, 나아가 각 인적자본에 대한 한계수익률이 남녀 사이에 다를 수 있기 때문이다. 후술하겠지만 실직 횟수와 누적실업기간을 동시에 고려할 경우 임금효과에 있어서의 남녀 차이는 첨예하게 나타난다. 결국 실직의 횟수만을 고려하여 분석한 Keith and McWilliams의 결과는 생략된 변수에 의한 편의를 가지는 것으로 해석되며, 실직의 장기적 임금효과를 분석할 때는 누적실업기간을 아울러 고려해야 함을 재확인시켜 준다.

넷째, 현 연구에서는 연구 주제에 적합하면서도 매우 건강한 데이터를 사용한다. 흔히 실직의 장기적 임금효과를 분석하는 연구들은 근속연수가 긴 근로자들을 연구 대상으로 하는데 그 주된 이유는 실직의 경험이 임금이 주는 부정적인 효과가 (직업 고유의 인적자본 유실 등의 이유로) 근속기간이 길수록 더 심각하기 때문이다. 그러나 대부분의 연구들에서는 데이터의 제약으로 인하여 개개인의 누적적인 실직과 실업 경험 변수를 완전한 형태로 사용하지 못하고 있다. 장기근속자 표본을 사용할 경우 상대적으로 노동시장 진입 초기에 경험하였던 실직 및 실업 경험에 대한 정보를 획득하기 어렵기 때문이다. 제Ⅲ장에서 상세히 설명하겠지만 현 연구에서는 처음으로 미국의 National Longitudinal Survey of Youth(NLSY)상에 나타나 있는 개개인의 노동력 상태에 대한 주별 패널(weekly panel) 정보를 이용하여 개개인이 노동시장에 진입한 이래 겪은 모든 실직 및 실업기간에 대한 완전한 정보를 추출하여 사용할 뿐만 아니라 근로자들을 약 20여 년간 추적 관찰함으로써 상대적으로 근속기간이 긴 근로자들을 대상으로 연구한다. 즉 장기근속자(high-tenured)들을 연구 대상으로 하면서도 과거의 노동시장 경험에 대한 완전한 정보를 사용한 연구라고 할 수 있다.

현 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 현 연구와 관련된 기존의 연구들을 간략히 요약한다. 제Ⅲ장에서는 현 연구에서 사용될 데이터와 분석 방법에 대해 소개하며 제Ⅳ장에서는 분석 결과를 보고한다. 마지막으로 제Ⅴ장은 현 연구에서 발견한 결과들을 요약하며 그 발견들이 갖는 경제학적인 의미에 대해 간략히 논한다.

II. 선행 연구

다음에서의 현 연구 주제가 기존의 어떤 연구들과 어떤 식으로 관련이 되는지를 정리해 보겠다. 우선 현 연구와 관련된 실증분석 연구들을 먼저 요약하고 이러한 연구들이 기존의 어떤 이론들과 관련하여 수행되어 왔는지를 설명하겠다. 현 연구와 관련성이 상대적으로 높은 연구들은 본문에서 소개하고 상대적으로 낮은 연구들은 각주에서 인용한다.

우선 실적이 임금 및 근로소득에 미치는 효과가 단기에 그치는지 아니면 장기적인지에 대한 기존의 연구들을 정리해 본다.⁴⁾ 우선 Topel(1991: 173)은 명시적으로 실직의 장기적 임금효과가 없다고 하였다. Panel Study of Income Dynamics (PSID) 데이터를 이용하여 개개인들의 관찰할 수 없는 이질성을 통제하고 추정한 결과 비록 실직에 의한 임금의 손실은 직업 고유 인적자본의 손실에 의해 상당히 크지만⁵⁾ 임금성장률은 (재취업 후) 근속기간 초창기에 매우 빠르다는 것을 발견하여 실직에 의한 임금효과는 단기에 그치고 있다고 결론지었다. 아울러 Hamermesh(1989)도 노동시장에 재진입하는 여성들의 경우 초기에 상당한 규모의 임금 증가를 누리고 있다고 하여 이 역시 실직의 임금효과가 그렇게 장기적은 아닐 것이라는 추측을 가능케 한다.

-
- 4) 현 연구와 관련된 보다 광범위한 주제는 노동의 이동과 임금과의 관계다. 이는 노동경제학의 오래된 관심사들 중의 하나다. Antel(1986, 1991), Blau and Kahn(1981), Flinn(1986), McLaughlin(1990, 1991), Loprest(1992), Podgursky and Paul(1986) 등을 포함하여 많은 연구들은 자발적 이직(quit), 해고(layoff) 등 특별한 형태의 (1회의) 노동이동 경험이 임금에 유의한 영향을 미친다는 것을 밝히고 있다. 이 연구들 중 특히 Blau and Kahn(1981), McLaughlin(1990, 1991), Podgursky and Swaim(1986)의 연구는 다른 조건이 같을 경우 실직의 경험(event)은 임금에 부정적인 영향을 미친다고 결론짓고 있다. 한편 Bils(1985), McLaughlin and Bils(2001), Barlevy(2001) 등의 또 다른 일련의 연구들은 노동이동의 형태를 구분하지 않고 경기 변동에 따라 직업을 (자발적이든 비자발적이든) 바꾸는 사람들의 실질임금은 경기순응적(procyclical)인 방향으로 매우 탄력적으로 변동한다는 것을 발견하였다. 결국 이 모든 연구들은 1회의 노동이동이 임금에 주는 단기적 효과를 분석하고 있다고 할 수 있다.
- 5) 그의 추정치에 의하면 다른 조건이 같을 경우 근속기간이 10년인 근로자들은 새로 직업을 시작한 근로자에 비해 임금이 적어도 25% 높으며 바로 이 부분이 실직할 경우 잃게 되는 임금 부분이다.

그러나 상대적으로 최근(대략 1990년대 들어서)의 연구들은 실직의 임금 내지 근로소득효과가 지속적(persistent)이라는 것을 발견하였다. 우선 Ruhm(1991)은 PSID 데이터의 가구주 표본을 이용하여 실직자들은 실직을 경험하지 않은 집단과 비교하여 다른 조건이 같을 경우 실직을 경험한 지 4년이 경과된 후 비록 실직기간은 1주밖에 더 길지가 않지만 임금은 여전히 10~13% 정도 낮다는 것을 발견하였다. 그는 이 지속적인 부(-)의 임금효과가 직업 고유의 인적자본의 손실 때문이라고 하였다. 한편 Jacobson, LaLonde, and Sullivan(1993)도 실직의 장기적 임금효과를 주장하였다. 펜실바니아 주의 행정데이터(administrative)를 이용하여 근속기간이 긴 근로자들을 대상으로 연구한 결과 실직을 경험한 사람들은 그렇지 않은 사람들과 비교하여 실직 후 6년이 경과한 후에도 근로소득이 여전히 25% 정도 낮다고 하였다. 나아가 Stevens(1997)은 PSID 데이터를 이용하여 실직을 경험한 사람들의 임금은 재취업 후 6년이 경과한 후에도 여전히 실직을 경험하지 않은 사람들의 임금보다 약 9% 낮다는 것을 발견하였다. 그녀의 공헌은 이 장기적인 효과의 원인을 밝혀내는 것이었다. 그녀는 실직의 장기적 임금효과의 상당 부분은 실직이 낳은 그 이후의 연차적인 실직들에 의해 설명된다고 하였다. 즉 최초 실직 후 6년이 경과했을 때의 임금은 그 최초의 실직 경험뿐만이 아니라 그 이후의 연쇄적인 실직 경험들에 의해 누적적으로 영향을 받는다는 것이다.

Stevens의 연구는 다른 일련의 연구들을 연상시킨다. 사실 그녀의 연구 이전에 이미 특정 시점에서의 임금이 과거의 누적적 실직 경험에 의해 영향을 받는다는 연구들이 있었다. Mincer and Jovanovic(1981)은 (노동이동의 형태를 구분하지 않은) 기업간 총 노동이동의 횟수는 임금에 별 영향을 주지 않는다고 하였다. 이에 반해 Ruhm(1987)은 PSID 데이터에 근거하여 총 노동이동 횟수를 자발적인 노동이동 횟수와 비자발적인 노동이동 횟수로 나누어 각각의 임금효과를 분석한 결과 자발적인 이직 횟수는 임금상승 효과를 가져오는 반면 비자발적인 이직 횟수는 유의하게 임금을 낮춘다고 하였다. 한편 Keith and McWilliams(1995)는 National Longitudinal Survey of Youth(NLSY) 데이터를 이용하여 자발적 및 비자발적 노동이동 경험 횟수를 다시 경제적 사유에 의한 자발적 이직(economic quit), 가사로 인한 자발적 이직(family-related quit), 경제적 사유에 의한 해고(layoff) 및 개인의 귀책사유에 의한 해고(discharge)로 나누어 각각의 횟수가 주는 임금에의 효과를 분석하였다. 현 연구와 관련하여서 그들은 총 실직 경험(경제적 사유에 의한 해고)이 1회 증가하면 임금은 남·녀 각각의 경우 약 0.9% 및 1.2% 감소하는 것으로 나타났으며, 이 수치들은 통계적으로 매우 유의하다고 하였다. 또한 각각의

노동이동 횟수가 주는 임금에의 효과에서는 남녀간 차이가 없다고 하였다. 결국 실직의 횟수(frequency)가 임금에 유의미한 영향을 준다는 면에서는 Stevens(1997)와 Ruhm(1987) 혹은 Keith and McWilliams(1995)의 연구들 사이에는 차이가 없다.

그러나 이상의 연구들은 실직의 임금효과를 분석함에 있어서 이동 과정에서 겪는 실업기간을 간과하고 있다. 실업기간이 길어질수록 재취업 후의 임금이 낮아진다는 주장의 이면에는 실업기간이 길어짐에 따른 인적자본의 감가상각(Lazear 1976; Kiker and Roberts 1984)뿐만 아니라 오점효과(Stigma Effects; Heckman and Borjas 1980), 유보임금의 하락 등의 논거가 있다. 유보임금이 하락하는 것은 인생 자체가 유한하기 때문이거나, 보유자산 내지 소득이 무한하지 않기 때문이거나, 실업기간이 일정 기간 경과하면 실업급여의 수급이 소진되기 때문이다. 한편 Mincer(1986)는 구직활동이 비효율적인 사람들이 실업자 집단에 남아 실업기간을 길게 겪게 되며, 바로 그 이유로 재취업시에도 낮은 임금을 받게 된다고 하였다.⁶⁾ 이유야 어떻든지 간에 실업기간의 장기화가 임금에 유의미하게 영향을 미친다는 데에는 충분한 논거가 있다고 할 수 있다. 사실 실직에 따라 겪게 되는 실업기간이 임금에 주는 부정적 효과에 대한 실증분석은 이미 Addison and Portugal(1986)에 의해 수행된 바가 있다. 이 연구는 실직 전의 임금에 비해 실직 후의 임금은 그 사이에 겪은 실업 기간이 길수록 훨씬 더 낮게 나타난다는 사실을 발견하였다. 그러나 기존의 연구 어디에도 실업기간이 임금이나 근로소득에 미치는 부정적인 효과를 분석함에 있어서 실업기간을 누적적으로 보고 분석한 연구는 없었다. 다시 말해 현 연구는 실업기간의 효과를 분석함에 있어서도 단기가 아니라 장기적인 효과에 초점을 둔다고 할 수 있다.

서론에서 언급했듯이 현 연구의 유일한 측면들 중의 다른 하나는 실직 횟수와 누적실업 기간 중 어느 변수가 임금에 보다 부정적인 영향을 주는가를 분석하는 것이다. 이 분석의 의의 및 관련 연구들은 다음과 같다. 우선 다소는 무미건조한 논거를 제시하면, 한편에서는 Keith and McWilliams류의 연구들처럼 실직 횟수만을 강조하는 연구들이 있고, 다른 한편에서는 Addison and Portugal류의 연구처럼 실업기간(누적실업기간은 아닌)의 효과만을 분석하는 연구들이 있는데⁷⁾ 현 연구에서는 빈도(frequency)와 기간

6) Stigler(1962)나 Lippman and McCall(1976) 등의 생산적 탐색이론(productive search theory)에 의하면 유보임금이 일정할 경우 구직활동 기간이 길어짐에 따라 재취업 후의 임금은 높아진다.

7) 인적자본, 오점효과, 유보임금 등을 강조하는 연구들은 모두 실업기간과 재취업 후의 임금

(duration) 중 어느 변수가 임금에 더 부정적인 효과를 가져다주는가를 분석함으로써 보다 포괄적인 접근방법을 택하고 있다는 것이다. 이는 두 변수의 상대적 중요성 검증이라는 의미 이외에 다음의 추가적인 의의를 갖는다. 오랜 기간 노동경제학자들은 임금이 근속기간이 길어짐에 따라 높아지는지 그렇다면 그 원천은 무엇인지에 대한 관심을 가져왔다. 임금이 근속기간에 따라 증가한다는 것은 바로 Becker(1964)의 직업 고유의 인적자본에 대한 투자이론, 근로자들의 노력을 유도하여 성과를 증대시키기 위한 지연된 보상체계(back-loaded compensation) (Lazear(1981), Lazear and Rosen(1981), Rosen(1986)), Harris and Holmstrom(1982) 혹은 Beaudry and DiNardo(1991)류의 암묵적 계약이론 등의 제 이론들이 예측하는 바이다. 그 설명 방식이 어떠하든 이 모든 이론들은 공통적으로 근로자와 고용주의 관계가 (외생적으로) 단절될 경우 상당한 규모의 임금 손실이 발생한다는 것을 시사한다. 그러나 개개인이 보유하고 있는 인적자본에는 특정한 고용주와의 관계에서만 생산적인 것인 직업 고유의 인적자본뿐만이 아니라 새로운 고용주와 새로 관계를 맺은 후에도 유용하게 쓰일 수 있는 이전이 가능한(transferable) 인적자본도 존재한다. 문제는 평균적인 근로자의 경우 어느 인적자본이 더 지배적인가인데 모든 실증분석 연구들이 임금과 근속기간 사이에 정의 상관관계를 보고하고 있는 것은 아니다. Abraham and Farber(1987), Altonji and Shakotko(1987) 등의 연구들은 관찰할 수 없는 임금 요인들을 통제한 후 임금은 근속기간이 길어짐에 따라 그다지 증가하지는 않는다는 것을 발견하였다. 이는 인적자본이 직업 고유의 것이 아니라 보다 일반적인 성격의 것이라는 주장을 뒷받침한다. 이에 따라 실직의 경험(event) 자체가 가져다 주는 임금에의 부정적인 영향은 미미하며 오히려 임금에의 부정적인 효과는 실직기간이 길어짐에 따라 발생하는 일반적인 인적자본의 감소로부터 발생할 수 있음을 시사한다. 요약하면, 위에 열거한 연구들 중 어떤 이유로든지 직업 고유의 인적자본이 중요하다는 연구들에 따르면 실직의 임금에의 부정적인 효과는 실직하는 순간 (같은 고용주로 다시 돌아오지 않는 한) 발생하며 이 경우 특정 시점에서의 임금을 설명함에 있어서는 과거에 몇 번이나 실직했는가 중요할 것이다. 반면 평균적인 근로자가 보유하고 있는 인적자본이 일반적인 성격의 것일 경우 실직이 임금에 미치는 부정적인 효과는 실직 횟수보다

사이의 부(-)의 상관관계를 예측하고 있다. 앞서 언급하였듯이 생산적 탐색이론은 두 변수 사이의 정의 상관관계를 예측하고 있다. 실증분석 연구들 중 Houle and Audenrode(1995)는 캐나다 노동시장 데이터를 이용하여 거의 유일하게 실업기간과 임금은 상관관계가 거의 없다고 하였다.

는 누적실업 기간을 통해서 시현될 것이다. 즉 특정 시점에서의 임금을 설명함에 있어서는 과거에 얼마나 빈번하게 실직을 했는가보다는 과거에 얼마나 오랫동안 실업을 겪어서 일반적인 인적자본을 얼마나 잃었는가 중요하다. 결국 현 연구 결과는 평균 근로자가 보유하고 있는 인적자본의 성격이 직업 고유의 것인가 아니면 일반적인 것인가에 대한 다양한 이론들을 구별하는 데에도 쓰일 수 있다.

Ⅲ. 데이터 및 분석방법

현 연구 목적을 달성하기 위해서는 NLSY 데이터가 가장 적합하다고 판단되는데 그 이유는 다음과 같다. 우선 개개인이 노동시장에 진입한 이래로 특정 시점까지 겪은 실직 횟수와 누적실업 기간을 변수화하여 사용하려면 장기간의 패널 자료가 필요하다. 특히 실직의 장기적 임금효과를 분석한 기존의 연구들이 대부분 장기근속자들을 대상으로 하기 때문에 엄밀한 과학적 기준은 없지만 적어도 10~20년 이상을 추적·관찰한 패널 자료가 필요하다고 판단된다. 현재 한국에는 대우경제연구소, 한국노동연구원 등에서 구축한 패널데이터들이 있지만 아직은 현 연구 목적을 달성하기 위해 필요한 정도의 장기간의 패널 자료는 없는 실정이다. 이 제약으로 인해 우선 관심을 외국 데이터에 두게 된다. 또한 이 분야에서의 기존의 연구들이 대부분 미국 데이터를 사용해서 수행되었기 때문이기도 하다. 현 연구 주제와 관련하여 기존의 연구들이 빈번하게 사용해 온 데이터 세트(set)들은 대략 Panel Study of Income Dynamics(PSID), National Longitudinal Survey of Youth (NLSY), 그리고 Displaced Worker Survey(DWS)로 요약된다. 물론 특별한 형태의 데이터 세트들을 사용한 연구들도 있음을 지적해 둔다. 이 중에서 NLSY 데이터를 선택한 이유는 다음과 같다. 첫째, NLSY 데이터만큼 개개인의 노동시장 경험을 노동시장에 진입한 이래로 상세히 조사해 놓은 데이터 세트는 없다. 우선 Current Population Survey (CPS)의 보충 자료로 조사한 DWS는 CPS 표본의 순환(rotation) 문제로 인해 기본적으로 패널 데이터 형태로의 구축이 어렵다. 패널 데이터 형태로 구축이 어려운 한 노동시장에 진입한 이래로의 경험을 누적적으로 파악하기가 어려워진다. 바로 이 점이 Addison and Portugal(1989)로 하여금 실업기간의 임금효과를 분석함에 있어서 단기 효과만을 분석하게 한 이유들 중의 하나라고 생각한다. 또한 DWS는 회고적인

(retrospective) 정보에 의존하는데 과거 5년을 회고하여 얻어 낸 정보가 얼마나 정확한지는 의문을 남긴다. PSID는 1968년 이래로 추적 조사를 실시해 와서 이 조건을 어느 정도 만족하고 있다고 할 수 있지만 PSID 표본은 처음에 조사를 실시한 1968년 이전의 노동시장 경험은 상당히 제한적으로만 조사하여 누적실업 경험 변수들을 추출하기에는 어려움이 많다. 둘째, 기존의 연구들을 따라서 현 연구에서도 미취업 기간보다는 실업기간에 초점을 두고 분석할 것인데 (궁극적으로는 실업기간과 미취업기간을 모두 사용할 것이다) DWS 데이터에서는 실업상태와 비경제활동상태를 구분하는 것이 불가능하다. PSID 경우는 1985년부터는 구분이 가능하지만 이를 사용할 경우 표본 추적기간은 상당히 줄어들게 된다. 셋째, 어느 데이터 세트보다도 NLSY는 개개인의 취업 및 실업에 대한 정보를 매우 상세히 보고하고 있다. 직업에 대한 정보로는 두 인접한 조사 연도들 사이에 가졌던 직업들을 최대 5개까지 조사하고 있으며, 모든 직업 및 실업기간들을 주(week) 단위로 보고하고 있다. 반면 PSID는 1985년 이후에서조차도 실업기간을 월 단위로 보고하고 있으며, 이직 사유도 불충분하게 조사하고 있다. 그 밖에도 NLSY 데이터는 다른 두 데이터 세트와 비교하여 상대적으로 노동시장 경험을 주된 조사 주제로 하기 때문에 개인에 대한 노동 관련 변수들을 풍부하게 얻을 수 있다. 넷째, 현 직장의 근속연수에 대한 정보를 가장 정확하게 획득할 수 있다. Altonji and Shakotko(1987), Topel(1991), Altonji and Williams (1992), Brown and Light(1992), Altonji and Devereux(2000) 등 많은 연구자들이 지적하였듯이 PSID 데이터상에 나타난 근속기간은 너무나 측정 오차가 심하다. 한 연도에 근속연수가 3년이라고 했다가 다음 연도에 15년이라고 하는 경우가 있으며, 심지어는 고용주가 바뀌지도 않았는데 근속연수가 1년 사이에 상당히 감소하는 경우도 흔하다. 이에 비해 NLSY 데이터에서는 고용주의 고유 번호를 부여하기 때문에 특정 고용주와 관계를 맺은 이래로 경과된 시간을 주 단위로까지 정확하고 상세하게 얻을 수 있다.

데이터 작업의 가장 중요하면서도 어려운 단계는 노동시장에 진입한 이래로 실직에 의해 경험한 실업기간을 모두 식별하는 일이다. NLSY 데이터에는 1978년 1월 1주차 이래 주별로 노동력 상태가 취업이었는지 실업이었는지, 아니면 비경제활동상태였는지에 대한 정보가 담겨 있다. 따라서 기본적으로 NLSY는 주별(weekly) 패널 데이터이며 직업기간, 실업기간 등 모든 기간 변수들의 값을 주 단위로 유도해 낼 수 있다. 우선 주 단위로 개개인의 노동력 상태를 처음부터 읽어 나오면서 모든 실업기간들을 읽어 낸다. 또한 NLSY는 두 조사 시점 사이에서 가졌던 직업을 최대 5개까지 보고하고 있으며 모든

직업이 종료될 때마다 종료된 사유를 보고하고 있다. 그 중 해고(layoff)와 폐업(plant closing) 두 요인을 '실직'으로 분류한다. 다음으로는 특정 실업기간의 시작 시점 바로 직전에서 종료된 직업의 이직 사유가 '실직'인 경우에 해당하는 실업기간들을 추려 낸다. 이로부터 실직 횟수와 실직에 의해 발생한 누적실업기간 변수들을 만들어 낸다. 물론 실직 후 실업기간을 겪지 않고 바로 재취업하는 경우도 있으며 이 경우 실업기간은 영(0)으로 계산한다.⁸⁾

현 연구에서는 1998년의 임금을 사용한다. 즉 1998년의 임금이 그때까지 개개인들이 겪은 실직 횟수와 누적실업기간에 의해 어떻게 영향을 받는가를 분석한다. 1998년의 임금을 사용하는 이유는 다음과 같다. 우선 실직의 장기적 임금효과를 다룬 기존의 연구들은 대부분 장기근속자를 대상으로 하고 있다. 실직의 임금효과가 노동시장에 진입한 초기 단계에서는 상대적으로 미미하게 나타나는 데에 반해 장기근속자들에 대해서는 (직업 고유의 인적자본의 손실 등의 이유로) 크게 나타나기 때문이다. NLSY는 1979년 기준 14~22세의 청소년들을 추출하여 1994년까지는 매년 조사를 실시하다가 1994년부터는 격년으로 조사를 실시해 오고 있다. 따라서 1998년에 이르면 응답자들의 연령은 33~41세로 상대적으로 근속연수가 높아져서 기존의 연구들과 같이 장기근속자들을 대상으로 분석할 수 있는 이점이 있다. 이에 반해 Keith and McWilliams(1995)가 사용한 1988년을 기준으로 하면 상대적으로 근속기간이 길지 않을 뿐만 아니라 적지 않은 응답자들이 학생 상태에 머물러 있었다.

임금에의 부정적인 영향을 분석함에 있어서 실직 횟수가 중요한지 누적실업기간이 중요한지를 검증하기 위해서는 다음의 임금함수를 사용한다.

$$\log W_i = \beta X_i + \gamma_1 SUM_DUR_i + \gamma_2 FREQ_i + \epsilon_i \quad (1)$$

여기서 W_i 는 1998년에 응답자 i 가 가지고 있었던 주직(main job)에서의 시간당 임금을 말하며, X_i 는 통제변수들의 벡터를, SUM_DUR 는 실직에 따라 겪게 된 누적실업기간을, $FREQ$ 는 총 실직 횟수를, 그리고 ϵ 는 오차항을 나타낸다. 등식 (1)과 비교할 때 Keith and McWilliams(1995)는 누적실업기간 변수를 포함시키지 않았으며 대신 실직

8) 만들어 낸 데이터의 질(quality)을 검증하기 위하여 현 연구에서는 1988년을 기준으로 계산한 실직 횟수, 경제적인 이유에 의한 자발적 이직 횟수, 가사로 인한 자발적 이직 횟수, 개인 귀책사유로 인한 해고 횟수를 계산한 결과 Keith and McWilliams(1995)와 같은 연도에 같은 변수들에 대해 계산한 값들과 같게 나타났다.

횟수라는 변수 외에도 경제적인 이유에 의한 자발적 이직 횟수, 가사로 인한 자발적 이직 횟수, 개인 귀책사유로 인한 해고 횟수 등 총 네 가지 형태의 빈도(frequency)와 관련된 변수들을 사용하였다. 비록 현 연구의 목적이 실직의 누적적 효과에 초점을 두고 있지만 제IV장에서는 Keith and McWilliams의 연구와 같이 다른 세 가지 형태의 빈도와 관련된 변수들을 포함시키고, 나아가 총 네 가지의 빈도 변수들 각각으로부터 유도된 누적실업 기간 변수들을 모두 동시에 고려하여 분석하기도 한다.

흔히들 횡단면 데이터를 사용할 때에는 생략된 변수에 의한 추정치의 편의 문제를 떠올린다. 특히 개개인의 관찰할 수 없는 특성들 중 능력(ability)에 의한 편의 문제가 지적된다. 현 연구에서는 Keith and McWilliams(1995)를 따라서 이 문제를 적어도 부분적으로 해결하기 위한 방편으로 개개인의 Armed Forces Qualifying Test (AFQT) 점수를 사용한다. 이 시험은 NLSY 응답자들 대부분을 대상으로 실시되었으며 시험 주제들은 SAT 이상으로 광범위하다. 참고로 현 주제와 관련해서는 개인 고정효과(individual fixed-effects) 모형을 추정하기가 거의 불가능하다. 왜냐하면 이를 위해서는 종속변수만이 아니라 실직 횟수 및 누적실업기간 등 설명변수들도 매년 사용해야 하는데 사실상 실직 횟수나 누적실업기간이라는 변수의 값이 그렇게 매년 변하는 성격의 것은 아니기 때문이다. Keith and McWilliams의 연구에도 나타나 있듯이 1979년부터 1988년까지 개인들이 경험한 실직 횟수들을 개인간에 평균을 내면 남자의 경우 약 2.36회, 여자의 경우 약 1.7회가 된다. 남자의 경우 평균 4년에 한 번 실직을 경험한 셈이다. 물론 개인간의 분산은 매우 커서 설명변수의 충분한 자격이 된다. 심지어는 처음 10년간 실직을 10회 이상 겪은 사람들도 적지 않다. 결국 실직의 누적적 효과를 분석하는 한 개인 고정효과를 ‘제거’하는 방법은 한계를 갖게 되며 AFQT 등의 변수로 ‘통제’하는 방법을 쓸 수 밖에 없다. 보다 중요하게는 현 연구의 목적이 실직 횟수와 누적실업기간 중 어느 변수가 상대적으로 더 중요한가를 하나의 임금함수 내에서 밝히는 것인 만큼 생략된 변수에 의한 편의 문제로부터 상대적으로 자유로울 수 있다. AFQT를 통제된 후에도 생략된 변수들에 의한 편의 문제가 여전히 존재한다고 하더라도 그 생략된 변수의 효과가 실직 횟수의 효과와 누적실업기간의 효과에 차별적으로 영향을 미쳐야 할 논리적 근거가 없기 때문이다.

만약 등식 (1)에서 누적실업기간의 변수가 유의미하게 나타날 경우 다음 단계로 이 누적실업기간의 효과가 진정한 의미에서 누적적인지를 검증한다. 즉 누적실업기간의 효과가 사실상 가장 최근에 겪은 실업기간 하나에 의해 압도되는지 아니면 그 이전에 겪

은 실업기간들도 의미가 있는지에 대해 검증한다. 만약 누적실업기간의 효과가 가장 최근에 겪은 실업기간에 의해 지배되지(dominated) 않고 그 최근의 기간을 고려한 후에도 여전히 유효하게 임금을 낮추고 있다면 이는 실업기간이 임금에 미치는 효과가 장기적이라는 강한 증거가 된다. 상대적으로 오래 전에 겪은 실업기간도 길면 길수록 현재 임금에는 보다 부정적인 영향을 줄 것이기 때문이다. 이를 검토하기 위해서는 누적실업기간을 가장 최근의 실업기간(*RECNT_DUR*)과 이를 제외한 나머지 누적실업기간(*REMAIN_DUR*)으로 나누고 누적실업기간 변수 대신 이 두 변수들을 포함시켜 분석한다.

$$\log W_i = \eta' X_i + \delta_1 \text{REMAIN_DUR}_i + \delta_2 \text{RECNT_DUR}_i + \delta_3 \text{FREQ}_i + w_i \quad (2)$$

만약 실업기간의 효과가 진정 누적적이라면 등식 (2)에서 δ_1 은 유의하게 추정되어야 할 것이다. 그렇지 않을 경우 임금은 가장 최근의 실업기간에 의해서만 영향을 받게 되며 이는 이미 Addison and Portugal(1989)이 발견한 바다. 한편 등식 (2)에서 δ_1 과 δ_2 가 모두 유의하게 추정되고 절대값 면에서 $\delta_2 > \delta_1$ 인 경우 최근에 겪은 실업기간은 그 이전에 겪은 실업기간들보다 임금에 보다 부정적임을 의미한다.

등식 (2)에서 재취업 후의 임금과 가장 최근에 겪은 실업기간이 내생성(endogeneity)을 가진다면 등식 (2)에 적용한 최소자승법은 계수들에 대한 불일치적인 추정치들을 낳게 한다. 이러한 내생성의 가능성은 전통적인 탐색이론에 이론적 기반을 두고 있다. 즉 개개인은 자신의 유보임금(reservation wage)보다 높은 임금을 제시받을 경우 스스로 실업기간을 종료시키게 되므로 실업기간 자체도 재취업 후의 임금에 의존하게 된다. 나아가 실업기간들 사이에 지연기간 의존성(lagged duration dependency)이 존재할 경우 *REMAIN_DUR*의 계수도 불일치적으로 추정될 것이다. 이에 따라 다음과 같이 실업기간 모형을 설정한다.

$$\text{RECNT_DUR}_i = \alpha' Z_i + \mu_1 \text{REMAIN_DUR}_i + \mu_2 \text{FREQ}_i + \mu_3 \log W_i + v_i \quad (3)$$

여기서 Z 는 실업기간에 대한 다양한 통제변수들을 나타내며 v 는 오차항을 나타낸다. 발생의존성과 지연기간 의존성이 존재할 가능성이 있으므로 등식 (3)에도 *FREQ*와 *REMAIN_DUR* 변수들을 포함시키는 것이 원칙이다. 한편 현 연구에서는 실직 후 실업기간을 겪지 않고 바로 재취업하는 경우도 분석에 포함시키기 때문에 실업기간 변수에 로그를 취하지 않는다.⁹⁾

임금과 최근실업기간이 내생성을 갖는지를 검증하기 위해 Hausman(1978)의 검증방법을 따른다. 우선 최근의 실업기간을 등식 (2)와 (3)에 있는 모든 외생변수들에 회귀시켜 예측치를 얻은 다음 등식 (2)에 이 예측치를 추가적으로 포함시킨 후 예측된 실업기간의 계수가 유의한가를 검토한다. 예측된 최근의 실업기간의 계수가 유의할 경우 임금과 최근실업기간은 내생성을 가진다고 판단된다.

등식 (2)와 (3)을 추정함에 있어서 현 연구에서는 두 가지 요인들을 추가적으로 고려한다. 첫째, 만약 1998년 조사 시점에서 취업할 확률이 실직 횟수나 누적실업기간에 의해 영향을 받는다면 조사 시점에 취업한 사람들만을 이용하여 분석한 결과는 표본의 선택에 의해 편의(sample selection bias)를 갖게 된다. 이는 Heckman(1979)의 2단계 추정법(two-step estimation)으로 해결한다. 둘째, 2단계 최소자승법(two-stage least squares)의 제1단계인 $RECNT_DUR_i$ 의 예측치를 얻어내는 과정에서 1998년 조사 시점을 기준으로 우측 절단된(right-censored) 실업기간들도 아울러 고려함으로써 예측치의 효율성을 제고할 필요가 있다. 이에 위해서는 Kalbfleisch and Prentice(1980)의 가속탈출시간모형(accelerated failure time model)을 사용한다. 이를 내생적 전이회귀모형(endogenous switching regression model)의 틀로 설명하면 다음과 같다. $y_{1i} = D_i$ 을 사람마다 다르게 관찰되는 절단 시점(censorship point)이라고 하고, 완료된 실업기간(y_{2i})은 와이벌(Weibull) 분포를 따른다고 하자. $y_{3i} = y_{2i} - D_i$ 라고 정의하면 다음과 같은 전이모형을 생각할 수 있다.

$$y_i = \begin{cases} y_{1i} = D_i & \text{if } y_{3i} > 0 \\ y_{2i} & \text{if } y_{3i} \leq 0 \end{cases} \quad (4)$$

즉 y_i 가 D_i 로 관찰될 것인가, 아니면 y_{2i} 로 관찰될 것인가는 외생적으로 결정되는 것이 아니라 y_{2i} 와 D_i 의 상대적인 크기에 달려 있다. 이 경우 D_i 에서 우측 절단된 관찰치와 완료된 실업기간 관찰치 각각이 우도함수(likelihood function)에 기여하는 정도는 $Prob(y_{2i} > D_i) = 1 - F(D_i)$ 와 $f(y_{2i})$ 로 표시되는데 여기서 $F'(y_{2i}) = f(y_{2i}) = \alpha y_{2i}^{\alpha-1} e^{-\beta X_i - y_{2i}^\alpha}$ 이며 $E(y_{2i} | X_i) = \beta X_i$ 로서 이는 등식 (3)에서의 종속변수의 조건부 기대값을 나타낸다. 결국 극대화하고자 하는 로그우도함수는

9) 그러나 실업기간이 0인 관찰치들을 제외시키고 로그를 취하여 분석을 하여도 결과는 크게 달라지지 않았다.

$$\ln L = \sum_{y_{2i} > D_i} \ln\{1 - F(D_i)\} + \sum_{y_{2i} \leq D_i} \ln f(y_{2i}) \quad (5)$$

로 표현된다. 실업기간이 0인 관찰치들이 분석에 포함되기 때문에 와이벌 분포를 이용하여도 최우추정량을 얻는 과정에서 자동으로 제I형 극단값 분포(type I extreme value distribution)를 사용하게 된다. 그러나 최근실업기간이 0인 관찰치들을 표본에서 제거하고 실업기간에 로그값을 취한 후 와이벌 분포를 이용하여 추정하여도 현 연구 결과에는 전혀 변함이 없음을 밝혀 둔다.¹⁰⁾ 결국 현 연구에서 가장 선호하는 모형은 이 최우추정법을 이용하여 최근실업기간에 대한 보다 효율적인 예측값을 얻어내고 이 예측값을 등식 (2)의 실제값 대신 사용하는 동시에 표본의 선택성을 고려한 모형이다.

IV. 추정 결과

1. 기초통계량

<표 1>은 실직의 빈도와 실직에 의해 경험하게 되는 누적실업기간의 평균값들을 다양한 표본 제약하에서 계산하여 놓은 결과다.¹¹⁾ 우선 최종적으로 회귀분석에 사용되는 표본의 규모는 남녀 각각의 경우 2,043명과 2,093명이다. 실직뿐만이 아니라 경제적 혹은 가사로 인한 자발적 이직 그리고 개인의 귀책사유에 의한 해고 등 모든 형태의 이직을 포함시킬 경우(제1행), 평균적인 남성은 1979~98년 기간 10.4회의 이직을 겪었던 반면, 동 기간 평균적인 여성은 9.26회의 이직을 경험하였다. 또한 같은 기간 누적실업기간의 평균은 남녀 각각에 대해 11.26개월과 8.73개월로 나타났다.¹²⁾

10) 사실 Swaim et al.(1992), Bergstrom and Edin(1992) 등 다양한 연구들은 실업기간에 대한 회귀모형의 추정치들이 분포에 대한 가정을 다양하게 바꾸어도 별로 변함이 없음을 밝혔다.

11) 회귀분석에 사용되는 다른 변수들에 대한 기초통계량들은 <부록 A>에 요약되어 있다.

12) 제1행에 있는 수치들을 1979~88년 기간에 대해 계산해 보았다. 이 기간은 Keith and McWilliams(1995)가 채택한 표본 기간으로서 그들은 이 기간 동안 개개인이 겪은 이직 횟수만의 임금효과를 분석하였다. 계산 결과 총 이직 횟수는 남녀 각각에 대해 7.03과 6.08로서 그들이 추정한 수치인 6.90과 6.06(p.127의 표 2)와 매우 흡사함을 알 수 있다. 한편 동

〈표 1〉 남녀별 이직의 빈도와 누적실업기간

	남자 [N: 2,043]		여자 [N: 2,093]	
	빈 도	누적실업기간	빈 도	누적실업기간
모든 이직 포함	10.40 (0.14)	11.26 (0.32)	9.26 (0.13)	8.73 (0.25)
졸업 후의 이직만 고려	6.73 (0.13)	7.94 (0.29)	5.69 (0.11)	5.87 (0.21)
졸업 후의 이직 중 실직만 고려	1.67 (0.05)	3.31 (0.16)	1.07 (0.03)	1.89 (0.11)
실직 경험이 전혀 없는 사람들 제외	2.70 (0.06)	5.36 (0.25)	2.02 (0.05)	3.57 (0.19)

자료: National Longitudinal Survey of Youth, 1979~98년. 마지막 행의 표본 규모는 남녀 각각에 대해 1,261명과 1,107명이다. 괄호 안의 숫자들은 표준오차를 나타냄.

교육을 완료하기 전에 경험한 이직을 제거하면 (제2행) 빈도와 누적실업기간은 남성(여성)의 경우 각각 6.73(5.69)회와 7.94(5.87)개월로 나타났다. 제3행부터는 여러 형태의 이직들 중 실직만을 고려하였다. 1979~98년 기간 평균적인 남성은 1.67회의 실직 경험과 3.31개월의 실직에 의한 누적실업기간을 경험하였으며 여성의 경우 해당 수치는 각각 1.07회와 1.89개월이다. 한편 마지막 행에서는 실직을 전혀 겪지 않았던 응답자들을 표본에서 제외시키고 평균값들을 계산하였다. 결과 평균적인 남성(여성)은 2.7(2.02)회의 실직과 5.36(3.57)개월의 실업기간을 경험한 것으로 나타났다. 모든 경우에 있어서 T-검정 결과 빈도와 누적실업기간 모두 남녀 사이에 같다는 가설은 1% 유의수준에서도 기각되었다.

2. 실직 횟수와 누적실업기간 중 어느 요인이 더 중요한가?

〈표 2〉에서는 〈표 1〉의 제3행에서 정의된 표본에 근거하여 등식 (1)을 추정한 결과를 요약하고 있다. 보고의 간결성을 위해 실직 횟수와 누적실업기간의 계수들의 추정치

기간 모든 형태의 이직으로부터 발생한 누적실업기간의 평균값은 남녀 각각에 대해 8.1개월과 6.37개월로 나타났다. 이 수치들을 〈표 1〉에 있는 수치들과 비교하면 실업 경험은 노동시장에 진입한 초기에 주로 발생함을 알 수 있다. 남성(여성)의 경우 1979~98년 기간 경험한 총 이직 빈도의 70%(66%)가 1979~88년 기간에 발생하였다. 마찬가지로 남성(여성)의 경우 1979~98년 기간 경험한 총 누적실업기간의 72%(73%)가 1979~88년 기간에 발생한 것으로 나타났다.

〈표 2〉 실직 횡수와 누적실업기간의 임금효과

변수	남자 [N: 2,043]			여자 [N: 2,093]		
	실직 횡수	-0.0099*** (0.0046)	-	-0.0041 (0.0053)	-0.0235*** (0.0062)	-
누적실업기간	-	-0.0041*** (0.0014)	-0.0035** (0.0016)	-	-0.0026 (0.0018)	0.0001 (0.0020)

자료: National Longitudinal Survey of Youth, 1979~98년. 종속변수는 1998년 조사 시점 기준 시간당 임금률의 로그값이며, 위의 두 실업 관련 변수들 외에 연령, AFQT, 결혼여부, 자녀수, 인종 더미, 교육연수, 총경력, 총경력 제공, 근속연수, 근속연수 제공, 풀타임 여부, 노조 더미, 산업 더미, 직종 더미, 도시 지역 더미, 지역실업률 더미, 지역 더미 등이 추가적인 설명변수들로 포함되었음. 괄호 안의 숫자들은 표준오차를 나타냄. 모든 경우에 대해 조정된 결정계수 값의 범위는 0.450~0.461로 나타났다. **과 ***는 각각 5% 및 1% 수준에서 유의한 경우를 나타냄.

들만을 보고하겠다. 모든 경우에 대해 조정된 결정계수값들의 범위는 0.45~0.46으로 나타났다. 표에 있는 변수들 외에 추가적으로 분석에 포함된 변수들로는 연령, AFQT 점수, 자녀수, 교육연수, 총경력(=연령-교육-6), 총경력 제공, 근속연수, 근속연수 제공, 결혼 여부, 풀타임 근로 여부, 노조가입 여부, 인종 더미, 산업 더미, 직종 더미, 도시 지역에 거주하는지의 여부, 지역실업률 더미, 지역 더미 등을 들 수 있다.

Keith and McWilliams의 모형을 따라서 등식 (1)에서 누적실업기간을 제외시키고 추정한 결과 남자의 경우 실직 횡수의 계수(-0.0099)는 1% 유의수준에서도 유의하게 추정되었을 뿐만 아니라 그들의 추정치(-0.009, 표 3)와 사실상 같게 나타났다. 이는 실직을 한 번 더 겪게 됨에 따라 임금은 약 1% 감소한다는 것을 의미한다. 실직 횡수를 누적실업기간으로 대체할 경우 해당 계수는 -0.0041로서 역시 1% 유의수준에서도 유의하게 나타났다. 이는 실업기간을 한 달 더 길게 겪게 됨에 따라 임금은 약 0.4% 낮아짐을 의미한다. 다양한 모형 선택 기준을 적용한 결과 누적실업기간을 포함하는 경우가 실직 횡수를 포함하는 경우보다 더 우월한 것으로 나타났다. 한편 실직 횡수와 누적실업기간을 동시에 분석에 포함시킬 경우(제3열), 실직 횡수의 계수는 유의하지 않게 나타나는 것과 대조적으로 누적실업기간의 계수는 유의하게 추정되었다. 나아가 누적실업기간의 계수의 추정치는 실직 횡수를 분석에 포함시키나 제외시키나 유사하게 나타남을 알 수 있다. 이러한 발견들로부터(남성의 경우) 실직의 경험은 누적적으로 임금에 부정적인 영향을 미치며 그 누적효과는 실직했다는 사실 자체보다는 그로부터 겪게 되는 실업기간에 의해 발생한다는 것을 알 수 있다.

한편 여성의 경우 실직 횟수만을 분석에 포함시킬 때 해당 계수는 매우 크고 통계적으로도 유의미하게 추정되었다.¹³⁾ 여성의 경우 실직을 1회 더 경험할 경우 임금은 약 2.4% 감소하는 것으로 나타났다. 실직 횟수 대신 누적실업기간을 포함시킬 경우 해당 계수는 통계적으로나 실질적인 의미에서나 유의하지 않게 나타났다. 마지막으로 두 변수를 임금함수에 동시에 포함시킬 경우 실직 횟수의 계수는 여전히 크고 유의하게 나타나지만 누적실업기간의 계수는 사실상 0과 차이가 없음을 알 수 있다. 따라서 여성의 경우 실업기간은 임금 결정에 중요한 변수가 아니며 실직의 누적적 효과는 실직의 횟수를 통해서만 나타난다.¹⁴⁾

다음에서는 앞서 발견한 내용들의 건강성(robustness)을 몇 가지 방향에서 검토한다. 첫째, Keith and McWilliams처럼 횟수(frequency) 변수를 ① 실직 ② 개인의 귀책사유로 인한 해고 ③ 경제적 이유로 인한 자발적 이직 ④ 그리고 가사로 인한 자발적 이직 등 네 그룹으로 나누고 이 네 개의 이직 횟수 변수들을 모두 동시에 분석에 포함시키고 추정하더라도 실직 횟수의 계수는 남녀 모두에 있어서 앞서 발견한 바와 차이가 없었다. 또한 이 네 개의 이직 횟수 변수들을 각각의 이직 유형이 만들어 낸 누적실업기간 변수들, 즉 ① 실직에 의해 경험하게 된 누적실업기간 ② 개인의 귀책사유로 해고됨으로써 경험하게 된 누적실업기간 ③ 경제적 이유에 의한 자발적 이직으로부터 경험하게 된 누적실업기간 ④ 가사로 인한 자발적 이직에 따라 경험하게 된 누적실업기간으로 대체하고 분석한 경우에도(남자의 경우) 실직에 의해 경험하게 된 누적실업기간 변수의 계수는 -0.0041로 변함이 없었다. 나아가 네 개의 이직 횟수 변수와 네 개의 누적실업기간 변수들을 동시에 분석에 포함시키고 추정한 경우에도 적어도 실직 횟수와 실직에 따라 경험하게 된 누적실업기간 변수의 계수들은 남녀 모두에 있어서 앞서 발견한 바와 별 차이가 없었다. 다른 형태의 이직 및 실업기간 변수들을 고려하여도 분석 결과에 있어서 별 차이가 없으므로 이하에서는 분석의 간결성을 위해 다시 실직 횟수와 실직으로부터 경험하게 된 누적실업기간에만 초점을 두고 진행하겠다.¹⁵⁾

13) 추정된 계수는 -0.0235로 절대값 면에서 Keith and McWilliams의 추정치인 -0.012의 약 2배가 된다. 하지만 1988년도의 임금을 이용하여 재추정한 결과 그들의 결과를 그대로 반복할 수 있었다.

14) 모든 설명변수들을 포함시키고 추정한 결과를 보고자 하는 독자들은 <부록 B>를 참고하기 바란다.

15) 실직 횟수와 누적실업기간 변수들을 제조합에 있어서 주직(main job)으로부터 얻은 경험들만을 고려하기도 하였다. 특정 개인이 특정 시점에 하나 이상의 직업을 가지고 있었던

〈표 3〉 실직 횟수와 누적미취업기간의 임금효과

변수	남자 [N: 2,107]			여자 [N: 2,184]		
실직 횟수	-0.0092*** (0.0044)	-	-0.0027 (0.0048)	-0.0235*** (0.0059)	-	-0.0214*** (0.0065)
누적 미취업기간	-	-0.0029*** (0.0008)	-0.0027*** (0.0009)	-	-0.0013** (0.0005)	-0.0005 (0.0006)

자료: National Longitudinal Survey of Youth, 1979~98년. 종속변수는 1998년 조사 시점 기준 시간당 임금률의 로그값이며, 위의 두 실업 관련 변수들 외에 연령, AFQT, 결혼여부, 자녀수, 인종 더미, 교육연수, 총경력, 총경력 제곱, 근속연수, 근속연수 제곱, 풀타임 여부, 노조 더미, 산업 더미, 직종 더미, 도시 지역 더미, 지역실업률 더미, 지역 더미 등이 추가적인 설명변수들로 포함되었음. 괄호 안의 숫자들은 표준오차를 나타냄. 모든 경우에 대해 조정된 결정계수 값의 범위는 0.454~0.460로 나타났음. **과 ***는 각각 5% 및 1% 수준에서 유의한 경우를 나타냄.

둘째, <표 3>에서는 앞서 수행한 분석 방법과 표본을 그대로 사용하되 실업기간 대신 미취업기간(non-working period)을 이용하여 분석한 결과를 요약하고 있다. 표본의 크기는 <표 2>보다 <표 3>에서 약간 더 크게 나타나는데 그 이유는 <표 3>에 사용된 관찰치들 중의 일부는 특정 미취업기간이 실업기간에 속하는지 아니면 비경제활동기간에 속하는지에 대한 정보를 가지고 있지 않아서 <표 2>에서 사용된 표본에서는 제외되었기 때문이다. 추정 결과 앞서 발견된 내용들이 대체로 <표 3>에서도 그대로 반복되나 남자의 경우 누적미취업기간의 한계효과는 누적실업기간의 한계효과보다 작게 나타나고 있다.

셋째, 만약 1998년 조사 시점에서 취업되어 있을 확률이 과거의 실직 횟수나 누적실업기간에 의해 영향을 받을 경우 실제로 취업되어 있는 응답자들만을 가지고 분석한 결과는 표본 선택에 의한 편의(sample selection bias)를 가질 수 있다. <표 4>는 전통적인 Heckman(1979)의 방법을 따라 추정된 결과를 요약하고 있다. 임금함수에서는 제외되지

경우 현 연구에서는 주당 근로시간이 더 긴 직업을 주직으로 정하였다. <부록 C>에 나타나 있듯이 주직에 한정하여 분석을 시도하여도 앞서 발견한 결과들에는 변함이 없었다. 다만 남성의 경우 실직의 빈도는 누적실업기간을 분석에 포함시키든 제외시키든 무의미하게 나타났다. 이후부터는 다시 모든 직업들로부터 경험한 실직과 이에 따른 누적실업기간을 이용하여 분석한다. 그 이유는 첫째, Keith and McWilliams 등 기존의 연구들이 모든 직업들을 분석에 포함시켰기 때문에 같은 기준에 의해 연구함으로써 결과를 비교할 수 있게 하기 위함이며, 둘째, 많은 경우 주직과 부직(extra job)의 구별이 모호하기 때문이다. 두 번째 이유와 관련하여 예를 들어 보면, 특정 시점에 가졌던 두 직업들 중 주당 근로시간이 다소 적은 직업에서 받은 임금이 훨씬 더 높고 근속기간도 훨씬 더 긴 경우가 있다.

만 선택 확률에는 영향을 미치는 변수들로는 1998년 기준 비임금소득, 건강상태 및 자녀 수를 사용하였다. <표 4>의 추정치들을 보면 표본의 선택성을 고려해도 앞서 발견한 내용들에는 변함이 없음을 알 수 있다.¹⁶⁾ 선택항(Inverse Mill's Ratio) 계수의 추정치는 남자의 경우 음으로 나타났으나 유의하지는 않다. 그러나 여자의 경우 선택항의 계수의 추정치는 양으로 유의하게 나타나 조사 시점에서 직업을 가지고 있었던 응답자들은 선택되지 못했던 응답자들보다 (만약 이들이 취업을 하여 임금을 받았다고 하더라도) 더 높은 임금을 받았을 것으로 예측된다. 이러한 표본의 선택성을 고려하지 못한 <표 2>에서는 실직 횡수가 임금에 주는 부정적인 효과가 다소 과소평가되는 것으로 나타났다.

<표 4> 실직 횡수와 누적실업기간의 임금효과: 표본의 선택성 고려

변수	남자 [N: 2,043]			여자 [N: 2,093]		
실직 횡수	-0.0106** (0.005)	-	-0.0048 (0.0056)	-0.0286*** (0.0064)	-	-0.0282*** (0.0068)
누적실업기간	-	-0.0042*** (0.0014)	-0.0036** (0.0016)	-	-0.0036 (0.0019)	-0.0003 (0.0020)
Inverse Mill's Ratio	-0.097 (0.076)	-0.118 (0.077)	-0.087 (0.077)	0.1523** (0.048)	0.1532*** (0.0487)	0.1528*** (0.0478)

자료: National Longitudinal Survey of Youth, 1979~98년. 종속변수는 1998년 조사 시점 기준 시간당 임금률의 로그값이며, 위의 두 실업 관련 변수들 외에 연령, AFQT, 결혼 여부, 자녀수, 인종 더미, 교육연수, 총경력, 총경력 제곱, 근속연수, 근속연수 제곱, 풀타임 여부, 노조 더미, 산업 더미, 직종 더미, 도시 지역 더미, 지역실업률 더미, 지역 더미 등이 추가적인 설명변수들로 포함되었음. 괄호 안의 숫자들은 표준오차를 나타냄. 모든 경우에 대해 조정된 결정계수 값의 범위는 0.449~0.471로 나타났음. **과 ***는 각각 5% 및 1% 수준에서 유의한 경우를 나타냄.

3. 실업기간의 효과는 진정으로 누적적인가?

남성의 경우 현재까지 발견된 사실들을 요약하면 ① 실직의 경험은 그 자체로서는 차후의 임금 결정에 중요한 것이 아니며, 실직에 따라 겪게 되는 실업기간이 주로 재취업시의 임금에 부정적인 영향을 준다는 것 그리고 ② 그 실업기간의 효과는 누적적이라는 것이다. 여기서는 이 누적실업기간 효과가 진정한 의미에서 누적적인지를 검증한다. 누적실업기간의 효과가 가장 최근에 겪은 실업기간 하나에 의해 압도될 경우 실업기간의

16) 제1단계의 프로빗 추정 결과는 <부록 D>에 요약되어 있다.

효과는 누적적이라고 보기 힘들며, Addison and Portugal(1989)이 이미 발견한 것처럼 단기적이라고 할 수밖에 없다. <표 5>는 그 추정 결과를 요약하고 있다. <표 5>에 있는 모든 모형들을 추정할 때 실직 횟수는 분석에 포함시키지 않았다. 제1열-제1행에는 <표 2>에 있는 누적실업기간의 계수(-0.0041)를 다시 써 놓았다. 누적실업기간을 최근실업기간(RECNT_DUR)과 누적실업기간에서 최근실업기간을 뺀 잔여누적실업기간(REMAIN_DUR)으로 나누고, 두 변수를 분석에 동시에 포함시킬 경우 (2행과 3행), 최근실업기간의 계수는 5% 수준에서 유의하게 추정되었다. 잔여누적실업기간의 계수는 -0.0031로 최근실업기간을 제외하기 전보다 약간 줄어들었으나 여전히 10% 수준에서 유의하다. 제2열에서는 임금함수에서 자녀의 수를 제외하고 재추정한 결과를 보고하고 있다. 이는 <표 4> 및 <표 6>과 비교 가능한 모형을 추정하기 위함이다. <표 4> 및 <표 6>에서는 자녀의 수를 표본의 선택항에만 포함시켰기 때문이다. 추정 결과 모든 계수들은 제1열의 계수들과 비교하여 통계적 유의성에서나 절대값 면에서나 다소 커짐을 알 수 있다. 특히 잔여누적실업기간의 계수는 -0.0038로 5% 수준에서 유의하게 추정되었다. 제3열에서는 실직을 한 번도 겪은 적이 없는 응답자들을 표본에서 제외시키고 최소자승법으로 추정한 결

<표 5> 실업기간의 효과가 진정으로 누적적인가?: 임금과 실업기간의 내생성 고려

변수	전체 표본 [N: 2,043]		실직 경험이 있는 표본들만 사용 [N: 1,023]		
	최소자승법 모든 설명변수	최소자승법 자녀수 제외	최소자승법	2단계 최소자승법	
				임금	최근실업기간
누적실업기간	-0.0041*** (0.0014)	-0.0048*** (0.0014)	-0.0046*** (0.0016)	-	-
누적실업기간- 최근실업기간	-0.0031* (0.0017)	-0.0038** (0.0017)	-0.0045** (0.0019)	-0.0049** (0.0019)	-
최근실업기간	-0.0068** (0.0028)	-0.0075*** (0.0028)	-0.0049* (0.0030)	-0.0220*** (0.0080)	
임금	-	-	-	-	-3.4112*** (0.7025)

자료: National Longitudinal Survey of Youth, 1979~98년. 종속변수는 1998년 조사 시점 기준 시간당 임금률의 로그값임. 괄호 안의 숫자들은 표준오차를 나타냄. 임금함수에만 등장하는 변수들로는 근속연수, 근속연수 제곱, 노조 더미 등을 들 수 있으며, 최근 실업기간 등식에만 등장하는 변수들로는 자녀수와 건강상태를 들 수 있음. *, **과 ***는 각각 10%, 5% 및 1% 수준에서 유의한 경우를 나타냄.

과를 보고하고 있으나 역시 앞서 발견한 내용들과 별 차이가 없다.¹⁷⁾

특히 잔여누적실업기간의 계수는 -0.0045 로서 여전히 5% 수준에서도 유의하다.

만약 임금이 최근실업기간에 피드백(feedback) 효과를 줄 경우 최근 실업기간의 계수는 최소자승법에 의해 불일치적으로 추정된다. 전술한 바와 같이 그 피드백의 가능성은 전통적인 탐색이론에 의해 제기된다. 이에 따르면 실업자는 자신의 유보임금보다 더 높은 임금을 제의받을 때 실업상태를 종료하게 된다. 나아가 만약 개개인이 시간의 경과에 따라 겪게 되는 실업기간들 사이에 지연기간 의존효과(lagged duration dependent effects)가 존재한다면 최근실업기간과 잔여누적실업기간은 상관관계를 갖게 되고 따라서 등식(2)를 단순히 최소자승법에 의해 추정할 경우 최근실업기간의 계수는 물론이려니와 잔여누적실업기간의 계수도 불일치적으로 추정된다. 실제로 Hausman(1978) 검증을 수행한 결과 내생성이 없다는 가설은 1% 유의수준에서도 기각되었다.¹⁸⁾ 제4열과 제5열에서는 전통적인 2단계 최소자승법을 따라서 추정한 결과를 보고하고 있다. 최근실업기간 모형에는 없지만 임금함수에는 포함되어 있는 변수들로는 근속연수, 근속연수 제곱, 노조 더미를 들 수 있으며, 임금함수에는 없지만 최근실업기간 모형에는 포함되어 있는 변수들로는 자녀수와 건강상태를 들 수 있다.¹⁹⁾ 임금과 최근실업기간의 내생성을 고려한 결과 최근실업기간의 계수의 추정치는 내생성을 고려하지 않았을 때와 비교하여 절대값 면에서 훨씬 더 커짐을 알 수 있다. 그러나 이 경우에서조차도 잔여누적실업기간의 계수는 -0.0049 로 내생성을 고려하지 않았을 때와 별 차이가 없으며 통계적으로도 여전히 유의하게 나타난다.²⁰⁾

마지막으로 <표 6>에서는 <표 5>에서 사용된 추정량의 효율성을 두 가지 면에서 증

17) 표본의 크기는 <표 1>의 마지막 행에 있는 1,261개로부터 다소 줄어든 1,023개이다. 그 이유는 <표 1>에 있는 응답자들 중 일부가 가장 최근의 실업기간 직전에 가지고 있었던 직업에 대해 풀타임 여부, 직종, 산업, 근속연수, 혼인 여부 등에 대해 보고하고 있지 않기 때문이다. 이 변수들은 연립방정식 모형 추정시 다른 변수들과 함께 최근실업기간을 설명하는 변수들로 사용된다.

18) 제1단계에서 최근실업기간의 예측값을 얻어내는 과정에서 얻어진 조정된 결정계수의 값은 0.429로 매우 높게 나타나 검정력이 높음을 알 수 있다.

19) 임금과 실업기간의 내생성에 대한 기존의 연구들로는 Kiefer and Newmann(1977)과 Addison and Portugal(1989)을 들 수 있다.

20) 최근실업기간의 계수와 잔여누적실업기간의 계수가 같다는 가설은 10% 유의수준에서 기각된다. 한편 추정된 최근실업기간 모형에서 임금은 실업기간을 유의하게 단축시키는 것으로 나타났다.

〈표 6〉 실업기간의 효과가 진정으로 누적적인가?: 임금과 실업기간의 내생성 고려, 토빗 모형을 이용한 최근실업기간의 효율적 예측, 표본의 선택성 고려

변수	표본의 선택성 미고려	표본의 선택성 고려
잔여누적실업기간	-0.0043** (0.0019)	-0.0043** (0.0019)
최근실업기간의 예측치	-0.0094* (0.0052)	-0.0093 (0.0061)
Inverse Mill's Ratio	-	-0.0950 (0.1383)
R ²	0.42	0.42
표본수	1,023	1,023

자료: National Longitudinal Survey of Youth, 1979~98년. 종속변수는 1998년 조사 시점 기준 시간당 임금률의 로그값임. 괄호 안의 숫자들은 표준오차를 나타냄. 임금함수에만 등장하는 변수들로는 근속연수, 근속연수 제곱, 노조 더미 등을 들 수 있으며, 최근실업기간 등식에만 등장하는 변수들로는 자녀수와 건강상태를 들 수 있음. *과 **는 각각 10% 및 5% 수준에서 유의한 경우를 나타냄.

가시켜서 재추정하고 있다. 이는 제Ⅲ 장의 마지막 부분에서 언급한 대로 1998년 조사 시점에 표본에 선택될 확률을 고려함과 동시에 1998년 조사 시점에서 우측 절단된(right-censored) 실업기간을 최근실업기간에 대한 축약식을 추정할 때 버리지 않고 표본에 포함시킴으로써 달성할 수 있다. 우선 <부록 E>는 우측 절단 지점이 가변인 토빗(Tobit) 모형을 최우추정법으로 추정한 결과를 나타낸다. 계수들은 매우 유의하게 추정되었으며 추정된 계수의 부호도 전통적인 노동경제학 이론들이 예측하는 바와 일치한다. 이처럼 우측 절단된 실업기간을 고려하여 최근실업기간을 보다 효율적으로 예측하고 제2단계에서는 이 예측값을 사용하여 추정해 보아도 <표 6>의 제1열에서 확인할 수 있듯이 잔여누적실업기간의 계수의 추정치에는 변함이 없다. 여기에 더하여 제2단계에서 표본의 선택성을 아울러 고려해 보아도(제2열) 잔여누적실업기간의 계수의 추정치는 변하지 않았으며 여전히 유의하게 추정되었다. 한편 최근실업기간의 계수의 추정치는 잔여누적실업기간 계수의 추정치보다 절대값 면에서 더 크지만 두 계수가 같다는 가설은 10% 유의수준에서도 기각되지 않는다.²¹⁾

21) 제2열에서 추정된 표본의 선택항의 계수는 비록 통계적으로는 유의하지 않지만 여전히 음으로 나타났다. 이 계수가 음이라는 것은 1998년 기준 실업자가 취업자보다 더 높은 예측 임금을 갖는다는 것을 의미한다. 이러한 역선택(negative selectivity) 현상은 일차적으로 개개인의 관찰할 수 없는 이질성(unobserved heterogeneity)으로 설명할 수 있다. 이러한 개개인의 관찰할 수 없는 이질성을 보다 완전하게 통제하기 위해 <표 6>의 제2열에서 수

4. 실직 및 실업기간의 장기적 임금효과가 지역노동시장 상황에 따라 다른가?

마지막으로 실직 및 실업의 누적적 경험이 임금에 주는 부정적 효과가 지역노동시장 상황에 따라 어떻게 다른가를 분석한다. NLSY는 응답자들이 속해 있는 지역의 실업률을 보고하고 있다.²²⁾ 기본적으로는 이 지역실업률 변수와 실직 횟수 및 누적실업기간 변수들과의 상호작용항 추정을 통해 분석을 수행한다. 남녀 모두에 있어서 공통의 모형을 이용하여 비교분석하기 위해 등식 (1)을 이용하되 남자의 경우 실직 빈도를 여자의 경우 누적실업기간을 등식에서 제외시킨다. 우선 남자의 경우 등식 (1)에 지역실업률과 누적실업기간의 상호작용항을 추가적으로 포함시킬 경우 상호작용항의 계수는 양의 값으로 추정되었지만 통계적 유의성은 낮다. 즉 남자의 경우 누적실업기간이 임금에 미치는 부정적인 효과는 고실업 지역이나 저실업 지역에서 크게 차이를 보이지 않고 있다. 반면 여자의 경우 실직 횟수와 지역실업률의 상호작용항을 추가할 경우 상호작용항의 계수는 0.004로 추정되었고 해당 표준오차는 0.0016으로 나타나 통계적으로 유의함을 알 수 있다. 한편 실직 빈도 계수의 추정치는 -0.0475이며 해당 표준오차는 0.0114로 역시 통계적으로 매우 유의하게 나타났다. 따라서 여성의 경우는 실직 횟수가 주는 임금에의 부정적 효과가 저실업 지역일수록 크게 나타나며 고실업 지역일수록 작게 나타남을 알 수 있다. 다시 말해 고실업 지역에서는 많은 사람들이 빈번히 실직을 경험하므로 추가적인 1회의 실직이 주는 임금에의 부정적 효과가 별로 크게 나타나지 않는 반면, 지역 경기가 좋은 저실업 지역에서 그 부정적 효과가 상대적으로 크게 나타난다.

행한 분석을 반복하되 종속변수로서 재취업 후의 임금이 아니라 재취업 후의 임금과 실직 전의 임금의 차이를 사용하였다. 이 개인고정효과 추정 결과는 다음과 같다. 첫째, 잔여누적실업기간의 계수는 통계적으로나 실질적인 의미에 있어서나 유의하지 않게 나타났다. 즉 실직 전 임금에 대한 재취업 후의 임금의 성장률에는 그 이전까지 누적적으로 경험한 실업기간이 설명력을 가지지 못한다는 것이다. 둘째, 최근실업기간 계수의 추정치는 -0.0204이며 표준오차는 0.0122로 나타나 계수의 크기나 통계적 유의성이 매우 큼을 알 수 있다. 즉 실직 전 임금에 대한 재취업 후의 임금의 성장률은 그 사이에 겪은 실업기간에 의해 심각한 부(-)의 영향을 받는다는 것이다. 마지막으로 IMR의 계수는 비록 통계적으로는 유의하지 않지만 드디어 양의 값으로 추정되었다.

22) NLSY는 지역실업률을 6개의 그룹으로 구분하여 보고하고 있는데 현 연구에서는 각 그룹의 실업률 범위에서 중앙값(cell midpoint)을 택하여 사용한다.

V. 요약 및 경제학적 해석

현 연구에서는 NLSY 데이터를 이용하여 개개인이 노동시장에 진입한 이래로 겪은 모든 실직 및 실업 경험을 추출하고 이를 바탕으로 실직의 빈도와 누적실업기간이 임금에 미치는 부정적 영향을 분석하였다. 기존의 연구들이 주로 실직 횟수가 임금에 미치는 영향라든가 혹은 1회의 실업기간이 임금에 미치는 영향을 개별적으로 분석한 데에 반해 현 연구에서는 처음으로 실직 횟수와 누적실업기간을 동시에 고려하여 분석하고 있다. 주요 발견 내용들은 다음과 같다. 일반적으로 언급하면 기존의 연구들과 마찬가지로 현 연구에서도 실직은 장기적으로 임금에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 달리 표현하면 특정 시점에서의 임금은 가장 최근에 겪은 경험뿐만이 아니라 그 이전에 겪은 모든 경험들에 의해 영향을 받는 것으로 나타났다.

그러나 실직이 임금에 미치는 장기적 효과의 경로는 남녀별로 다르다. 남성의 경우 실직 횟수는 그다지 중요하지 않으며 실직에 의해 겪게 된 누적실업기간이 주로 임금에 부정적인 영향을 미치는 반면, 여성의 경우 누적실업기간이라기보다는 실직 횟수가 중요한 역할을 한다. 남성의 경우 다른 조건이 같을 경우 누적실업기간이 한 달 더 길어지면 임금은 0.4% 낮아지는 것으로 나타났다. 이 추정치는 표본 제약을 다양하게 바꾸고 추정 모형을 달리하여도 변함없이(robust) 나타났다. 한편 여성의 경우 다른 추가적인 1회의 실직 경험에 따른 임금의 하락은 2%를 상회하는 것으로 나타났다. 현 연구는 이직의 장기적 임금효과에 있어서 남녀 사이에는 전반적으로 차이가 없다는 Keith and McWilliams(1995)의 연구 결과를 다소 수정하게 된다. 남녀 사이의 차이는 단순히 실직 횟수만을 고려할 때보다 누적실업기간을 아울러 고려할 때 첨예하게 나타나기 때문이다. 결국 실직 횟수만을 고려하여 분석한 그들의 결과는 생략된 변수에 의한 편의를 가지는 것으로 해석된다. 또한 현 연구 결과는 Addison and Portugal(1989)의 연구 결과를 보완하고 있다. 그들의 연구에서처럼 특정 시점에서의 임금은 가장 최근에 겪은 실업기간에 의해 매우 유의하게 영향을 받는 것으로 나타났다. 나아가 현 연구에서는 특정 시점에서의 임금이 가장 최근의 실업기간뿐만이 아니라 그 이전에 겪은 모든 실업기간에 의해 누적적으로 영향을 받는다는 것을 발견하였다. 결국 방법론적인 면에서 볼 때 현 연구

결과는 향후 실직 및 실업이 임금에 미치는 영향을 분석할 때에는 반드시 빈도와 누적 실업기간을 동시에 고려해야 함을 시사하고 있다.

남성의 경우 특정 시점에서의 임금이 누적실업기간에 의해 영향을 받는다는 것은 일반적인 인적자본(*general human capital*) 이론을 지지한다. 특히 누적실업기간의 효과가 가장 최근에 겪은 실업기간에 의해 지배되지 않고 그 이전에 겪었던 모든 실업기간에 의해 영향을 받는다는 점은 실업기간의 진전에 따라 잃게 되는 일반적인 인적자본이 단기가 아니라 장기적 혹은 누적적 효과를 초래함을 시사한다. 한편 비록 추정치의 부정확성에 의해 <표 6>에서는 잔여누적실업기간의 계수와 최근실업기간의 계수가 같다는 가설이 기각될 수는 없었지만 최근실업기간의 계수가 잔여누적실업기간의 계수보다 절대 값 면에서 더 크다는 것을 생각하면 실업기간이 임금에 미치는 영향은 시간의 경과상에서 비선형일 수 있음을 시사한다. 정녕 Heckman and Borjas(1980)의 주장대로 지연기간의존성이 존재한다면 실업기간이 임금에 미치는 부정적인 효과를 분석할 때에는 반드시 누적실업기간을 설명변수로 사용하여야 하며 최근실업기간만을 사용할 경우 해당 계수의 추정치는 생략된 변수에 의한 편의를 갖게 됨을 시사한다. 이러한 면에서 현 연구는 Addison and Portugal(1989)의 연구를 개선하고 있다. 향후 임금과 실업기간의 비선형 관계에 대한 보다 심층적인 연구가 요구된다.

여성에 대한 추정 결과는 반복적인 실직이 오점효과(*stigma effects*)를 초래한다는 견해와 일치한다(Heckman and Borjas, 1980). 이 오점효과에 대한 보다 강력한 논거는 실직 횟수의 부정적인 효과가 실업률이 높은 지역에서보다는 낮은 지역에서 더 크게 나타난다는 발견에서 찾을 수 있다. 극단적으로 표현하면 고실업 지역에서는 ‘누구나 모두’ 실직을 겪기 때문에 실직의 경험이 개개인의 무능력을 나타낸다는 식으로 받아들여지는 않지만 저실업 지역에서는 실직을 경험하는 사람들이 ‘별로 없기 때문에’ 추가적인 실직의 경험은 개인 탓으로 귀착되어 큰 오점효과를 만들어 내게 된다.

이상에서 수행한 분석 내용을 근로소득에 대해서도 똑같이 적용하여 분석해 볼 필요가 있다. 기존의 많은 노동경제학 이론들을 검증할 목적으로는 임금을 사용하는 것이 상대적으로 합당하지만 노동·복지정책에의 시사점을 염두에 두면 근로소득에의 영향을 분석하는 것이 보다 의미가 있을 것이다. 사회보장적인 관점에서 보면 임금을보다는 근로소득이 보다 큰 의미를 갖기 때문이다. 만약 실직 및 실업의 경험이 누적적으로 근로시간에도 부정적인 영향을 준다면, 실직과 실업이 근로소득에 미치는 장기적 부정적 효과는 임금을 통해서 나타나는 효과보다 더 심각하다고 할 수 있다. 보다 일반적으로 산

업구조의 재편성에 따라 실직을 한 근로자들이 어떤 경로를 거쳐 얼마나 장기적인 고통을 겪는가에 대한 연구는 노동정책의 핵심적인 관심 사항들 중의 하나라고 본다.

참고문헌

- Abraham, Katherine G., and Farber, Henry S. "Job Duration, Seniority, and Earnings." *American Economic Review* 77 (3) (June 1987): 278-297.
- Addison, John T., and Portugal, Pedro. "Job Displacement, Relative Wage Changes and Duration of Unemployment." *Journal of Labor Economics* 7 (3) (July 1989): 281-302.
- Altonji, Joseph G., and Devereux, Paul J. "The Extent and Consequences of Downward Nominal Wage Rigidity." *Research in Labor Economics* 19 (1) (March 2000): 383-431.
- Altonji, Joseph, and Shakotko, Robert. "Do Wages Rise with Job Seniority?" *Review of Economic Studies* 54 (179) (July 1987): 437-59.
- Altonji, Joseph G., and Williams, Nicolas. "Do Wages Rise with Job Seniority? A Reassessment." NBER Working Paper No. 6010. 1992.
- Antel, John J. "Human Capital Investment Specialization and the Wage Effects of Voluntary Mobility." *Review of Economics and Statistics* 68 (3) (August 1986): 477-83.
- _____. "The Wage Effects of Voluntary Labor Mobility Without Intervening Unemployment." *Industrial and Labor Relations Review* 44 (2) (January 1991): 299-306.
- Barlevy, Gadi. "Why Are the Wages of Job Changers So Proccyclical?" *Journal of Labor Economics* 19 (4) (October 2001): 837-878.
- Beaudry, Paul, and DiNardo, John. "The Effect of Implicit Contracts on the Movement of Wages over the Business Cycle: Evidence from Micro Data." *Journal of Political Economy* 99 (4) (August 1991): 665-688.

- Becker, Gary S. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. New York: Columbia University Press. 1964.
- Bergstrom, R., and Edin, P. A. "Time Aggregation and the Distributional Shape of Unemployment Duration." *Journal of Applied Econometrics* 7 (1) (January-March 1992): 5-30.
- Bils, Mark. "Real Wages over the Business Cycle: Evidence from Panel Data." *Journal of Political Economy* 93 (4) (August 1985): 666-689.
- Blau, Francine D., and Kahn, Lawrence M. "Causes and Consequences of Layoffs." *Economic Inquiry* 19 (2) (April 1981): 270-296.
- Brown, James N., and Light, Audrey. "Interpreting Panel Data on Job Tenure." *Journal of Labor Economics* 10 (3) (July 1992): 219-257.
- Choi, HwaJung, and Shin, Donggyun. "Do Past Unemployment Spells Affect the Duration of Current Unemployment?" *Economics Letters* 77 (2) (October 2002): 157-161.
- Corak, Miles. "Is Unemployment Insurance Addictive? Evidence from the Benefit Durations of repeated Users." *Industrial and Labor Relations Review* 47 (1) (October 1993): 62-72.
- Flinn, Christopher J. "Wages and Job Mobility of Young Workers." *Journal of Political Economy* 94 (3) (June 1986): S88-S110.
- Hamermesh, Daniel. "What Do We Know about Worker Displacement in the United States." *Industrial Relations* 28 (1) (Winter 1989): 51-59.
- Harris, Milton, and Holmstrom, Bengt. "A Theory of Wage Dynamics." *Review of Economic Studies* 49 (157) (July 1982): 315-333.
- Hausman, Jerry A. "Specification Tests in Econometrics." *Econometrica* 46 (6) (November 1978): 1251-1271.
- Heckman, James J. "Sample Selection Bias as Specification Error." *Econometrica* 47 (1) (January 1979): 153-161.
- Heckman, James J., and Borjas, George J. "Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence." *Economica* 47 (187) (August

- 1980): 39-77.
- Houle, Mario, and Audenrode, Marc Van. "Job Displacement, Wages, and Unemployment Duration in Canada." *Labour Economics* 2 (1) (March 1995): 77-91.
- Jacobson, Louis, LaLonde, Robert, and Sullivan, Daniel. "Earnings Losses of Displaced Workers." *American Economic Review* 83 (4) (September 1993): 685-709.
- Kalbfleish, John D., and Prentice, Ross L. *Statistical Analysis of Failure Time Data*. New York: John Wiley and Sons, 1980.
- Kiefer, Nicholas M., and Neumann, George R. "An Empirical Job Search Model with a Test of the Constant Reservation Wage Hypothesis." *Journal of Political Economy* 87 (1) (February 1979): 69-82.
- Kiker, Nicholas M., and Roberts, Blaine R. "The Durability of Human Capital: Some New Evidence." *Economic Inquiry* 22 (2) (April 1984): 269-281.
- Keith, Kristen, and McWilliams, Abigail. "The Wage Effects of Cumulative Job Mobility." *Industrial and Labor Relations Review* 49 (1) (October 1995): 121-137.
- Lazear, Edward P. "Age, Experience, and Wage Growth." *American Economic Review* 66 (4) (September 1976): 548-558.
- _____. "Agency, Earnings Profiles, Productivity, and Hours Restrictions." *American Economic Review* 71 (4) (September 1981): 606-620.
- Lazear, Edward P., and Rosen, Sherwin. "Rank-Order Tournaments as Optimum Labor Contracts." *Journal of Political Economy* 89 (5) (October 1981): 841-864.
- Lippman, Steven A., and McCall, John J. "The Economics of Job Search: A Survey, Part 1." *Economic Inquiry* 14 (3) (September 1976): 155-189.
- Loprest, Pamela J. "Gender Differences in Wage Growth and Job Mobility." *American Economic Review Papers and Proceedings* 82 (2) (May 1992): 526-532.
- McLaughlin, Kenneth J. "General Productivity Growth in a Theory of Quits and Layoffs." *Journal of Labor Economics* 8 (1) (January 1990): 75-98.
- _____. "A Theory of Quits and Layoffs with Efficient Turnover." *Journal of*

- Political Economy* 99 (1) (February 1991): 1-29.
- McLaughlin, Kenneth, and Bils, Mark. "Interindustry Mobility and the Cyclical Upgrading of Labor." *Journal of Labor Economics* 19 (1) (January 2001): 94-135.
- Mincer, Jacob. "Wage Changes in Job Changes." National Bureau of Economic Research Working Paper No. 1907. 1986.
- Mincer, Jacob, and Jovanovic, Boyan. "Labor Mobility and Wages." In Sherwin Rosen, ed., *Studies in Labor Markets*. pp.21-63, Chicago: University of Chicago Press, 1981.
- Mortensen, Dale T. "Job Search and Labor Market Analysis." In O. Ashenfelter and R. Layard ed., *Handbook of Labor Economics*. pp.849-899, Amsterdam: Elsevier Science Publishers, 1986.
- Podgursky, Michael, and Swaim, Paul. "Job Displacement and Earnings Loss: Evidence from the Displaced Worker Survey." *Industrial and Labor Relations Review* 40 (1) (October 1987): 17-29.
- Rosen, Sherwin. "Prizes and Incentives in Elimination Tournaments." *American Economic Review* 76 (4) (September 1986): 701-715.
- Ruhm, Christopher. "The Economic Consequences of Labor Mobility." *Industrial and Labor Relations Review* 41 (1) (October 1987): 30-42.
- _____. "Are Workers Permanently Scarred by Job Displacement?" *American Economic Review* 81 (1) (March 1991): 319-324.
- Stevens, Ann H. "Persistent Effects of Job Displacement: The Importance of Multiple Job Losses." *Journal of Labor Economics* 15 (1) (January 1997): 165-188.
- Stigler, George J. "Information in the Labor Market." *Journal of Political Economy* 70 (1) (February 1962): 94-105.
- Swaim, Paul, Podgursky, Michael, Addison, John, and Portugal, Pedro. "The Distributional Shape of Unemployment Duration: A Reconsideration; Reply." *Review of Economics and Statistics* 74 (4) (November 1992): 712-721.
- Topel, Robert. "Specific Capital, Mobility, and Wages: Wages Rise with Job Seniority." *Journal of Political Economy* 99(1) (February 1991): 145-176.

〈부록 A〉 선별된 변수들에 대한 기초통계량

변수	남자 [N: 2,043]		여자 [N: 2,093]	
	평균	표준오차	평균	표준오차
연령	36.67	0.05	36.79	0.05
AFQT	45.34	0.67	41.35	0.59
결혼 여부	0.62	0.01	0.56	0.01
6세 이상의 자녀수	0.94	0.03	1.28	0.03
6세 미만의 자녀수	0.37	0.01	0.29	0.01
백인(=1) 더미	0.69	0.01	0.64	0.01
1998년 기준 완료된 교육연수	13.43	0.05	13.55	0.05
총경력	13.23	0.10	11.54	0.11
근속연수	6.19	0.12	5.78	0.12
풀타임(=1) 더미	0.95	0.00	0.79	0.01
노조(=1) 더미	0.24	0.01	0.20	0.01
도시(=1) 더미	0.70	0.01	0.69	0.01
누적미취업기간	12.43	0.47	26.51	0.82
실직에 의한 누적미취업기간	5.54	0.27	6.45	0.34

자료: National Longitudinal Survey of Youth, 1979~98년.

〈부록 B〉 최소자승법으로 추정한 성별 임금함수

변수	남자 [N: 2,043]	여자 [N: 2,093]
상수	1.5722*** (0.2121)	1.8382*** (0.2050)
누적실업기간	-0.0041*** (0.0014)	-
실직 횟수	-	-0.0235*** (0.0062)
AFQT	0.0028*** (0.0005)	0.0032*** (0.0004)
결혼 여부	0.0915*** (0.0232)	-0.0041 (0.0188)
6세 이상 자녀수	0.0058 (0.0091)	-0.0187** (0.0083)
6세 미만 자녀수	0.0274* (0.0149)	0.0415*** (0.0158)
백인(=1) 더미	0.0235 (0.0237)	-0.0342 (0.0221)
1998년 기준 완료된 교육	0.0503*** (0.0059)	0.0598*** (0.0055)
총경력	0.0241** (0.0094)	0.0142* (0.0082)
총경력 제공	-0.0005 (0.0004)	-0.0000 (0.0003)
근속연수	0.0234*** (0.0055)	0.0373*** (0.0055)
근속연수 제공	-0.0008** (0.0003)	-0.0015*** (0.0003)
풀타임(=1) 더미	0.0557 (0.0433)	0.0842*** (0.0224)
노조(=1) 더미	0.1235*** (0.0228)	0.0522** (0.0232)
조정된 결정 계수	0.45	0.46

자료: National Longitudinal Survey of Youth, 1979~98년. 종속변수는 1998년 조사 시점 기준 시간당 임금률의 로그값이며, 표에 포함된 변수들 외에 산업 더미, 직종 더미, 도시 지역 더미, 지역실업률 더미, 지역 더미 등이 추가적인 설명변수들로 포함되었음. 괄호 안의 숫자들은 표준오차를 나타냄. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의한 경우를 나타냄.

〈부록 C〉 실직 횡수와 누적실업기간의 임금효과: 주직(main job)으로부터의 실직만을 고려

	남자 [N: 2,043]			여자 [N: 2,093]		
실직 횡수	-0.0065 (0.0059)	-	0.0028 (0.0069)	-0.0229*** (0.0078)	-	-0.0237*** (0.0088)
누적실업기간	-	-0.0039*** (0.0014)	-0.0042*** (0.0016)	-	-0.0020 (0.0017)	0.0003 (0.0019)

자료: National Longitudinal Survey of Youth, 1979~98년. 종속변수는 1998년 조사 시점 기준 시간당 임금률의 로그값이며, 위의 두 실업 관련 변수들 외에 연령, AFQT, 결혼 여부, 자녀수, 인종 더미, 교육연수, 총경력, 총경력 제공, 근속연수, 근속연수 제공, 풀타임 여부, 노조 더미, 산업 더미, 직종 더미, 도시 지역 더미, 지역실업률 더미, 지역 더미 등이 추가적인 설명변수들로 포함되었음. 괄호 안의 숫자들은 표준오차를 나타냄. 모든 경우에 대해 조정된 결정계수 값의 범위는 0.442~0.472로 나타냄. **과 ***는 각각 5% 및 1% 수준에서 유의한 경우를 나타냄.

〈부록 D〉 프로빗 추정 결과

변수	남 자	여 자
상수	-0.7108 (0.8235)	-1.7892*** (0.5913)
누적실업기간	-0.0132*** (0.0041)	-
실직 횟수	-	-0.964*** (0.0191)
연령	-0.0409** (0.0200)	-0.0247* (0.0145)
AFQT	0.0014 (0.0021)	-0.0010 (0.0017)
결혼 여부	0.2177** (0.1027)	-0.0184 (0.0742)
6세 이상 자녀수	0.0818* (0.0470)	0.0577** (0.0282)
6세 미만 자녀수	0.0735 (0.0842)	-0.4252*** (0.0484)
백인(=1) 더미	0.2313** (0.1018)	-0.0170 (0.0800)
1998년 기준 완료된 교육	0.1677*** (0.0259)	0.1655*** (0.0179)
총경력	0.0657* (0.0339)	0.2043*** (0.0231)
총경력 제공	0.0021 (0.0017)	-0.0038*** (0.0012)
건강상태	-1.1614*** (0.1144)	-0.8919*** (0.0886)
비임금소득	-3.2109E-6*** (1.116E-6)	-6.756E-6*** (8.209E-7)
로그우도값	-572.2616	-1082.0823
관찰치 수	선택된 관찰치=2,043 선택되지 않은 관찰치=303	선택된 관찰치=2,093 선택되지 않은 관찰치=703

자료: National Longitudinal Survey of Youth, 1979~98년. 표에 포함되어 있는 변수들 외에 지역실업률 더미, 도시 지역 더미, 동부, 중앙, 및 남부 지역에 대한 더미변수들이 추가적으로 포함되었음. 괄호 안의 숫자들은 점근적인 표준오차를 나타냄. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의한 경우를 나타냄.

〈부록 E〉 우측절단지점이 가변인 토빗모형을 이용한 최근실업기간의 축약식 추정 결과

변수	추정치
상수	13.1198** (5.6820)
연령	1.2837*** (0.1359)
AFQT	0.0486*** (0.0131)
결혼 여부	-3.3258*** (0.6443)
6세 이상 자녀수	0.3817 (0.2531)
6세 미만 자녀수	1.2099*** (0.4420)
백인(=1) 더미	-1.9952*** (0.6714)
1998년 기준 완료된 교육연수	-1.7891*** (0.1741)
총경력	-3.5929*** (0.3212)
총경력 제곱	0.0756*** (0.0128)
도시지역 더미	-1.0164* (0.5636)
전 직장에서의 풀타임근로 여부	1.9695*** (0.6229)
1998년 기준 건강 상태	6.3001*** (1.2989)
σ 추정치	7.6456*** (0.1681)
로그-우도값	-3473.7296
관찰치 수	완료된 실업기간=1,023 우측절단된 실업기간=128

자료: National Longitudinal Survey of Youth, 1979~98년. 제1형 극단값 분포(type I extreme value distribution)가 적용되었으며, 표에 포함되어 있는 변수들 외에 지역실업률 더미, 동부, 중앙 및 남부 지역에 대한 더미 변수들이 추가적으로 포함되었음. 괄호 안의 숫자들은 점근적인 표준오차를 나타냄. *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의한 경우를 나타냄.

abstract

The Long-Term Wage Effects of Job Displacement: Frequency or Cumulative Duration of Unemployment

Donggyun Shin

On the basis of data from the National Longitudinal Survey of Youth (NLSY), this paper investigates wage consequences of cumulative experience of job displacement. Unlike previous studies, we consider two measures of cumulative unemployment experience simultaneously: the total frequency and the cumulative duration of unemployment induced by job displacement. When frequency and cumulative duration compete in a wage equation, only cumulative duration remains significant for men, while only frequency matters for women. For men, a one-month increase in the cumulative duration of displacement-initiated unemployment leads to a fall in wages by 0.4 percent. This finding is quite robust with respect to various sample restrictions and/or estimation methods. For women, approximately a 2.5 percent wage reduction is associated with an additional event of displacement.

Keywords: displacement frequency, cumulative duration, wages, human capital, gender differences