

失業者의 再就業과 職場喪失費用*

琴在昊** · 趙俊模***

논문초록

본 연구는 한국노동패널자료를 활용하여 1996년에서 1999년의 2차 조사시점까지 전 직장을 비자발적으로 이직하였으나, 2000년의 제3차 조사시점까지 재취업에 성공한 이직자의 직장상실비용에 분석의 초점을 맞추고 있다. 직장상실비용이 재취업으로 인하여 상실된 임금의 크기로 정의될 경우, 연령이 많고 고학력일수록, 정규직에서 비정규직으로 이직할수록, 여타 산업으로 이직하였을수록 직장상실비용이 큰 것으로 나타났다.

단순 OLS 모형과 함께 실업과 재취업의 선택편의, 근로자의 보이지 않는 이질성, 실업기간과 임금 사이의 연립성 문제를 감안하여 실직기간, 전 직장의 근속기간, 학력, 성별 등의 설명변수들이 재취업임금에 미치는 영향을 분석하였다. 실직기간과 재취업임금 사이의 상관관계를 고려한 연립방정식의 추정결과, 실직기간에 따른 재취업임금의 변화가 단순 OLS 추정보다 훨씬 높게 나타났다. 단순 OLS 추정식이 실직기간의 재취업임금 탄력도를 하향추정하고 있음을 알리는 이러한 결과는 실업기간이 증가함에 따라 생산적 구직활동 가능성보다는 인적자본상각 혹은 시장차별효과가 지배할 가능성이 커짐을 시사한다.

고용형태의 전환이 임금에 미치는 효과도 단순 OLS 추정결과보다 이질성 및 연립성을 고려하였을 때 더욱 확대되었다. 이는 근로자의 이질성이나 연립성 문제를 고려하지 않았을 때 고용형태의 변화에 따른 임금상실 규모를 과소 평가할 위험성을 제시한다.

핵심 주제어 : 직장상실비용, 실직기간, 비정규직

경제학문헌목록 주제분류 : J6

* 본 연구의 탈고까지 도움을 주신 국민대학교의 류재우 교수, 한국노동연구원의 전병유 박사, 그리고 분석결과 정리에 힘써 주었으며 현재 독일 유학중인 이규영 군에게 감사의 뜻을 전한다. 마지막으로 초고 작성시 미처 생각하지 못했던 점들을 지적하여 주신 익명의 심사자들에게 감사의 뜻을 전한다.

** 한국노동연구원 연구위원, e-mail: minhyung@kli.re.kr

*** 숭실대학교 경성대학 경제학 교수, e-mail: jmcho@saint.soongsil.ac.kr

I. 서론

외환위기의 과정을 통하여 수많은 근로자들이 타의로 직장을 떠났다. 비록 경기 회복과 정부의 적극적 실업대책으로 인해 통계치상의 고용사정이 개선되고 많은 실직자가 재취업에 성공하였지만 소득수준의 회복이라는 측면에서 실업의 충격을 완전히 극복하였는가의 문제는 여전히 남아 있다. 직장상실비용에 관한 기존의 연구들은¹⁾ 크게 세 가지 흐름으로 발전되어 왔다. 첫 번째 흐름은 전 직장의 근속기간과 실업기간이 재취업 후의 임금에 미치는 효과를 분석하는 것이다. 이에 해당하는 연구로 Addison and Portugal(1989)을 들 수 있다.²⁾ Addison and Portugal의 연구결과는 직장상실에 관하여 세 가지 정형화된 사실(stylized facts)을 제안한다. 첫째는 이전 직장에서의 근속기간이 긴 근로자일수록 비자발적 이직에 따른 재취업시 상실된 임금의 크기도 증가한다는 것이다.³⁾ 둘째는 실업기간이 늘어날수록 재취업 임금은 감소한다는 것이며,⁴⁾ 셋째는 전직과 다른 산업이나 직업으로 재취업할 경

- 1) 근로자가 부담해야 하는 직장상실비용에는 임금감소 이외에도 직장상실로 인한 사회적·심리적 비효용(disutility)을 수반할 것이다. 그러나 대부분의 경제학 문헌에서 직장상실비용(cost of job loss)을 상대적으로 계측이 용이한 임금변화에 국한하여 분석한 관행은 본고에서도 유지된다.
- 2) Addison and Portugal(1989)의 연구와 차별화 되는 결과를 제시한 연구로서 Carrington(1993)과 Jacobson, LaLonde and Sullivan(1993)의 연구를 들 수 있다. Carrington(1993)은 기업단위의 불황으로 인한 직장상실과 국가, 산업 혹은 직종 단위의 불황으로 인하여 발생한 직장상실은 질적으로 다르다는 점에 착안한다. 그의 연구에 의하면, 기업단위의 불황에는 장기근속자의 재취업임금이 그다지 큰 폭으로 감소하지는 않으나, 광범위한 경기적 불황에는 그들의 재취업임금이 큰 폭으로 하락한다는 실증분석결과를 제시한다. 한편 Jacobson, LaLonde and Sullivan(1993)은 직장상실 직전의 임금변화에 초점을 맞춘다. 즉 직장상실 이전부터 임금은 이미 큰 폭으로 감소해 가다가 최종적으로 직장상실을 경험하게 된다는 실증분석 결과를 제시하였다.
- 3) 전직 근속기간이 증가함에 따라 직장상실비용이 증가하는 원인에 관하여 다양한 이론적 근거를 들 수 있다. 가령 McLaughlin(1999)과 Jovanovic(1979)의 효율적 합치(matching)이론, Becker(1975)의 인적자본론, Lazear(1979)의 이연보상계약(delayed payment contracts) 등은 근속기간이 증가함에 따라 임금이 증가하여 직장상실로 인한 비용(재취업임금-전직임금)은 증가하게 된다.
- 4) Stigler(1962)와 Lippman and McCall(1976)의 초기연구에 의하면, 구직활동기간이 길어질수록 구직활동의 생산성이 증가하여 재취업임금이 증가한다는 직장탐색모형(job search model)을 제안하였다. 그러나 이후의 연구들은 실업이 이직 후 임금에 미치는 부정적 효과와 그 원인에 대하여 이론적으로 규명하고자 시도하였다. 예를 들어 Lazear(1976)와 Kiker and Roberts(1984)는 실업으로 인한 생애경력 단절은 인적자본을 손상시키고 인적자본을 축적할

우 임금상실분은 더욱 커진다는 것이다.

연구의 두 번째 흐름은 직장상실로 인한 지속효과를 규명하는 연구들이다. Ruhm(1991)은 직장상실 경험이 지속적인 오명효과(scarring or stigma effect)를 창출한다는 실증분석결과를 제시하고 있다. 그의 연구에 의하면, 직장상실자의 경우 계속 취업하고 있을 경우에 비해, 4년 이후에도 10~13% 정도 낮은 임금을 받는 것으로 나타났다. 직장상실로 인한 지속효과를 규명한 또 하나의 연구로 Stevens(1997)를 들 수 있다. Stevens의 실증분석결과에 의하면, 직장상실 경험자는 6년이 지난 후에도, 동일 직장에 지속적으로 근무한 근로자에 비하여 9% 정도 낮은 임금을 받게되며, 이는 직장상실 경험자가 계속 취업자에 비해 반복실업의 함정에 빠질 가능성이 증가하기 때문인 것으로 분석하고 있다.

국내에서 직장상실자의 재취업 과정에 관한 분석은 패널화된 경제활동인구조사의 자료나 한국노동패널자료가 이용 가능한 1998년 이후에야 비로소 시작된다. 예컨대 남재량·김태기(2000), 류기철(2001), 류재우·김재홍(2001)은 전 직장의 고용형태가 이직 후의 고용형태에도 유의적 영향을 미친다는 결과를 제시하고 있다. 그러나 전 직장의 고용형태와 실직기간이 직장상실비용에 미치는 효과를 분석한 연구는 현재까지 제시되지 못하였다.

직장상실로 인한 임금변화를 추정하는데 있어 OLS는 다음과 같은 세 가지 문제에 봉착한다. 첫째는 재취업자는 제의 받은 임금(offered wage)이 의중임금과 같거나 크고, 지속적인 미취업자는 제의 받은 임금이 의중임금에 비하여 작다는 선택 메커니즘이 OLS 추정치에 편의를 야기할 수 있다는 것이다. 둘째, 설명변수로 포착되지 않는 근로자의 이질성(heterogeneity)이 재취업임금에 영향을 주어, 보이지 않는 이질성이 통제되지 않을 경우 일정한 편의가 야기된다는 점이다. 마지막으로 전 직장 임금과 실직기간 사이의 상호의존성이다. 즉 전 직장 임금은 근로자의 의중임금에 영향을 미쳐 실직기간의 지속여부에 영향을 주며, 역으로 의중임금과 제의된 임금은 실직기간에 영향을 미치게 된다는 것이다. 본 논문에서는 이러한 상호의존성을 기존 연구에서와 같이 연립성(simultaneity) 문제로 정의한다. 본고에서는 이러한 선택편의, 이질성 및 연립성 문제를 교정한 실증분석결과를 제시하고자 한다.

기회를 박탈하여 의중임금을 감소시킨다고 주장한다. 또한 Heckman and Borjas(1980)는 실업기간이 길수록 노동시장에서 오명효과(scarring or stigma effect)가 생성되어 의중임금과 제의임금(offered wage)이 동시에 감소한다는 실증분석결과를 제시한다.

한편 본 논문에서는 외환위기 이후 우리나라 노동시장의 특수적 상황을 반영하기 위해 Addison and Portugal(1989)이 고려한 설명변수 외에도 최근 국내문헌에서 강조된 설명변수들을 추가한다. 즉 현 직장의 임금합수추정에서 고용형태별 이행경로의 차이가 전·현직의 임금변화에 어떠한 영향을 미치는가를 살펴본다. 구체적으로 정규직에서 비정규직으로 이직한 경우와 비정규직에서 정규직으로 이직한 경우로 구분하여 그 이행경로가 임금변화에 미치는 영향을 분석한다. 근로자의 이질성이나 실업기간과 현 직장임금 사이에 연립성이 통제된 이후에도, 정규직에서 비정규직으로 고용형태가 임금의 하락에 유의적인 영향을 미치거나 그 영향력이 오히려 강화된다면, 정규직에 존재하는 임금프리미엄이 근로자의 이질성이나 연립성 문제와 같은 계량적인 문제들이 야기한 통계적 착시현상은 아님을 알 수 있을 것이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 다음의 제Ⅱ절에서는 이직자의 특성별 임금변화에 관한 기초분석을 행한다. 특히 자발적 이직자와 비자발적 직장상실자로 구분하여 전직(轉職)에 따른 임금변화방향을 분석하기로 한다. 제Ⅲ절에서는 과거의 직장경험과 실직기간을 설명변수로 임금합수에 포함시킨 Mincer류의 계량모형을 설명하고 추정결과를 제시한다. 마지막의 제Ⅳ절 결론에서는 본고의 결과를 정리하고 향후의 연구방향과 정책함의를 제시할 것이다.

Ⅱ. 이직자의 특성별 임금변화-기초 분석

1. 분석자료

본고에서 사용되는 분석자료는 한국노동패널조사의 제1차, 2차, 3차년도 자료이다. 구체적으로 1998년의 제1차 조사 당시의 미취업자와 1998년 조사시점에는 취업자였으나 이후 1999년 조사시점까지 비자발적으로 직장을 상실한 근로자 중 2000년의 제3차 조사시점까지 재취업된 근로자를 대상으로 재취업에 따른 임금변화를 실증 분석한다.⁵⁾ 분석대상의 표본으로는 비자발적 이직자로 이직사유가 ‘직장의 파산, 폐업, 휴업’, ‘정리해고’, ‘명예퇴직’, ‘계약기간 만료’ 및 ‘일거리가 없어

5) 분석대상의 표본에 대해서는 직장이직 이후의 재취업 경로에 대해 최소 4개월에서 최대 59개월까지 추적 가능하였다.

서' 등 사용자 측의 경영상 이유로 직장을 상실한 임금근로자로 제한한다. 기존 연구들에서 경영상의 이유로 직장을 상실한 임금근로자만을 분석대상으로 채택하는 이유는 경영상 이유로 인한 해고의 경우 해고의 귀책사유가 기본적으로 사용자에게 있어, 귀책사유가 근로자에게 있는 통상해고에 비하여, 구축된 표본이 근로자의 능력편의(ability bias)에 의해 오염(contaminated) 되었을 가능성이 상대적으로 적다는 것이다.⁶⁾

한국노동패널자료를 이용하여 직장상실로 인한 임금변화를 추정하는 데 있어서도 제약이 있다. 즉 제1차 조사 당시 미취업자의 전 직장 정보는 응답자가 회고한 정보(retrospective information)에 바탕을 두고 있는데, 이직한 시점이 조사시점에서 멀어질수록⁷⁾ 응답자의 제한된 기억(limited memory)이 측정오차를 발생시킬 가능성이 높다. 이런 문제점을 완화하기 위해 전 직장에 대하여 비교적 정확한 기억을 가지고 있을 1996년 이후의 직장상실자만을 분석대상으로 포함한다.

2. 기초 분석⁸⁾

직장상실과 재취업에 따른 직장상실비용의 회귀분석을 실시하기에 앞서, 이직의 원인 및 이직자의 특성에 따른 임금변화를 살펴보기로 한다. <표 1>과 <표 2>에서 자발적 이직자는 재취업을 통하여 임금이 7.4% 감소한 것으로 나타난다.⁹⁾ 또한

6) 통상해고 표본을 사용할 경우 몇 가지 단점이 존재한다. 예컨대 통상해고의 경우 근속기간과 직장경험 등의 변수에 측정오차 가능성이 상대적으로 크다고 평가되어진다. 통상해고로 직장을 상실한 근로자의 경우, 설문응답 과정에서 실직기간이 노동시장에서의 일반적 경험(general experience)으로 포함될 가능성이 크다. 또 한 가지는 통상해고의 경우 재고용(recall) 가능성이 높아, 전직 근속기간의 설명력이 과대평가될 가능성이 존재한다. Addison and Portugal(1989)은 이러한 과대평가의 가능성을 재고용 편의로 칭하고 가능한 한 분리된 객관적 표본들을 대상으로 실증분석하기 위해 통상해고와 제절적 요인에 의한 해고를 분석대상에서 제외하였다.

7) 더불어, 자료의 구축이 완료된 제1차 및 제2차 패널의 경우 산업과 직업에 대한 정보가 제공되지만, 2000년도의 제3차 패널의 경우에는 산업과 직업에 대한 정보의 입력이 완료되지 않아 산업 혹은 직업간 이동시에 발생하는 직장상실비용의 변화에 제3차년도 자료를 활용할 수 없다는 한계가 있었다.

8) 분석대상 표본의 구성은 <부표 1>에 나타나 있다.

9) 자발적 이직자는 한국노동패널조사의 설문에서 자발적으로 이직하였다고 응답한 근로자이다. 따라서 '권고사직'이나 기타 다른 비자발적 이유로 사직한 근로자들은 분석에서 제외되었으며, 사용자의 사정에 의한 비자발적 이직자와 자발적 이직자들만을 대상으로 기초분석하였

계속 취업한 임금근로자의 경우, 1999년 2차 조사시의 월평균 임금이 120만 2천 원으로 1998년 1차 조사시 임금 119만 2천 원에 비해 0.84% 상승한 것으로 나타났다. 반면 비자발적 직장상실자는 30.8%나 감소하여 비자발적 직장상실자의 임금상실폭이 상대적으로 매우 컸음을 알 수 있다.¹⁰⁾

근로자의 특성에 따라 이직 전과 후의 임금변화를 살펴보면, 먼저 성별로는 비자발적 직장상실의 경우 남성은 재취업을 통하여 임금이 120만 4천 원에서 79만 4천 원으로 34.3% 감소한 반면, 여성은 63만 4천 원에서 51만 5천 원으로 18.8% 감소하였다. 이처럼 남성의 임금하락폭이 큰 현상은 자발적 이직자의 경우에도 마찬가지로 발견되고 있다. 연령대별로 살펴보면 연령이 높아짐에 따라 비자발적 직장상실자의 임금하락률이 더욱 증대되는 것으로 나타났다. 20대는 임금이 19.0% 정도 하락한 반면, 30대는 29.7%, 40대 33.2%, 50대 38.3%, 그리고 60대는 무려 41.7%나 하락하는 것으로 나타났다. 이러한 경향은 자발적 이직자에게도 나타나 20대 자발적 이직자는 4.4%의 임금하락에 그치고 있었으나 40대는 17.1%, 50대는 22.4%나 임금이 하락하였다.

학력별로는 비자발적 직장상실의 경우 대졸 이상에서 임금하락폭이 가장 크다. 대졸 이상의 학력을 지닌 비자발적 직장상실자는 전 직장에서의 179만 2천 원의 임금을 받았으나, 새 직장에서는 임금이 107만 원 수준으로 낮아져 40.3%나 감소하였다. 또한 중졸 학력자도 34.8%의 높은 임금하락률을 경험한 반면, 전문대졸 학력자는 22.0%, 고졸자는 28.5% 정도의 임금하락에 그치고 있었다. 반면 자발적 이직자는 초졸 이하에서 임금하락폭이 가장 크고, 그 다음이 대졸자로 나타났다. 중졸에서 전문대졸까지의 임금하락폭은 상대적으로 낮은 편이었다.

다. 자발적 이직자들이 임금하락을 감수하면서도 이직하였던 원인에 대해서는 세 가지의 설명이 가능하다. 첫 번째는 외환위기 이전에 자발적으로 이직한 경우이다. 외환위기가 갑작스럽게 발생함에 따라 어쩔 수 없이 임금하락을 감수한 경우이다. 두 번째는 재취업 초기에는 임금수준이 낮더라도 장기적으로 기대임금의 현재가치가 전 직장보다 높은 경우이다. 또한 임금 이외(예를 들어, 근무환경, 직장내 인간관계, 교통문제 등)의 요소가 이직의 원인인 경우도 포함된다. 두 번째는 전 직장의 임금수준도 하락하였고, 하락폭이 상대적으로 큰 경우이다. 예를 들어 전 직장임금이 10% 하락하고, 현 직장임금이 5% 하락한 상황을 가정할 수 있다.

- 10) 만일 계속취업자나 자발적 이직자의 경우에도 직장상실자와 마찬가지로 큰 폭의 임금감소를 경험하였다면 직장상실자의 임금하락은 단순히 수요감소에 기인한 것으로 추론할 수 있을 것이다. 그러나 기초분석결과에 의하면 자발적 이직자나 계속취업자의 임금변화는 그다지 크지 않은 것으로 나타나서 이러한 추론을 기각한다.

배우자 유무별로 살펴보면 배우자가 있는 경우 임금의 손실폭이 컸으며, 전 직장의 근속기간에 따라서는 근속기간이 길수록 임금하락폭도 높아지는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 자발적 이직자와 비자발적 직장상실자 모두에서 발견되고 있다.

전 직장의 고용형태에 따라서는 정규직 근로자가 비정규직 근로자에 비해 전직에 따른 임금상실의 폭이 큰 것으로 나타나서 정규직 근로자의 임금프리미엄이 존재함을 암시한다(<부표 2>와 <부표 3> 참조). 특히 정규직에서 비정규직으로 비자발적으로 전환하였을 경우, 임금이 39.5%나 하락하였고, 자발적으로 전환한 경우에도 임금이 29.8%나 하락한 것을 발견할 수 있었다.

한편 비정규직에서 정규직으로 이동하였을 때에는 비자발적 직장상실자도 임금이 8.5% 상승하는 것으로 나타나서, 고용형태 변화만으로도 임금이 변화할 가능성을 암시한다. 이는 비정규직 대비 정규직 임금프리미엄이 존재한다는 기존의 횡단면 분석결과와 일치한다(정진호, 2001).

전 직장의 산업과 동일한 산업에 재취업했는가의 여부에 따라서도 임금 변동폭이 달라지는 것을 발견할 수 있다. 동일한 산업에 재취업하였을 때, 비자발적 직장상실자는 임금이 21.3% 하락하고 있었으나 다른 산업에 재취업하였을 경우에는 41.8%나 하락하였다. 자발적 이직자의 경우에도 동일한 산업에 재취업하였을 때, 임금이 5% 하락하였으며, 다른 산업에 재취업하였을 경우에는 9.3% 감소하는 것으로 나타났다.¹¹⁾

11) 동종 산업으로 이직한 경우 임금상실폭이 적은 원인은 산업인적자본 외에도 합치이론(matching theory)에 의해서도 설명될 수 있을 것이다. 즉 특정 산업에 더 잘 맞는 근로자가 그 산업에서 재취업할 수 있도록 더 열심히 구직할 것이고, 그 결과 그 산업에 재취업하여 효율적인 합치를 통한 고임금을 달성할 수 있다는 것이다.

〈표 1〉 비자발적 직장상실자의 임금변화

(단위: 만 원, %)

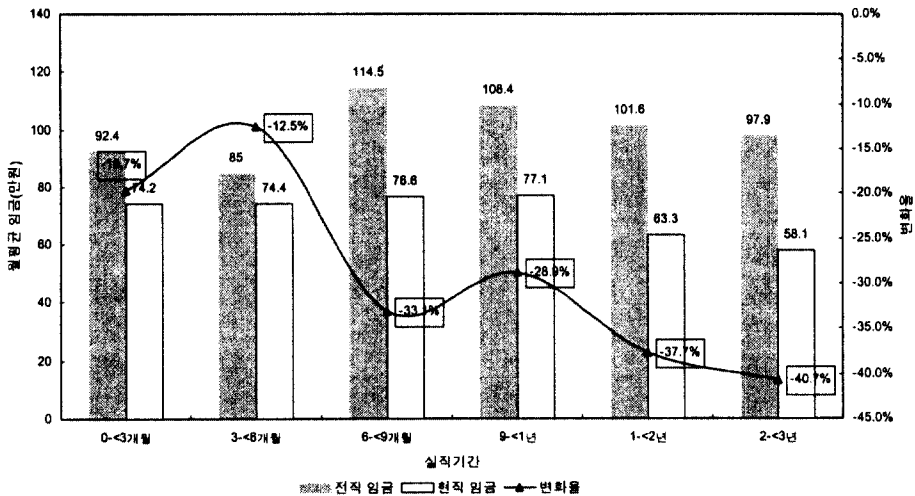
	전 직장 임금	현 직장 임금	임금 변화액 (변화율)
전체	100.1	69.3	-30.8 (-30.8)
성별			
여 성	63.4	51.5	-11.9 (-18.8)
남 성	120.8	79.4	-41.4 (-34.3)
연령대별			
15 ~ 19세	49.2	58.3	9.1 (18.5)
20 ~ 29세	86.3	69.9	-16.4 (-19.0)
30 ~ 39세	105.7	74.3	-31.4 (-29.7)
40 ~ 49세	107.5	71.8	-35.7 (-33.2)
50 ~ 59세	106.7	65.8	-40.9 (-38.3)
60세 이상	73.4	42.8	-30.6 (-41.7)
학력별			
초등학교졸 이하	74.7	54.8	-19.9 (-26.6)
중졸	94.8	61.8	-33.0 (-34.8)
고졸	104.1	74.4	-29.7 (-28.5)
전문대졸	90.8	70.8	-20.0 (-22.0)
대졸 이상	179.2	107.0	-72.2 (-40.3)
배우자 유무			
없음	78.1	60.0	-18.1 (-23.2)
있음	110.4	73.6	-36.8 (-33.4)
전 직장의 근속기간			
0- < 2년	85.2	67.8	-17.4 (-20.4)
2- < 5년	96.7	62.3	-34.4 (-35.6)
5- < 10년	120.4	81.9	-38.5 (-32.0)
10- < 15년	127.6	83.2	-44.4 (-34.8)
15년 이상	128.8	65.3	-63.5 (-49.3)
총 취업경험			
0- < 2년	98.0	66.2	-31.8 (-32.4)
2- < 5년	86.9	71.0	-15.9 (-18.3)
5- < 10년	97.7	76.1	-21.6 (-22.1)
10- < 15년	107.2	70.1	-37.1 (-34.6)
15- < 20년	110.7	71.3	-39.4 (-35.6)
20년 이상	94.7	66.9	-27.8 (-29.4)

〈표 2〉 자발적 이직자의 임금변화

(단위: 만 원, %)

	전 직장 임금	현 직장 임금	임금 변화액(변화율)
전체	82.5	75.1	-7.4(-9.0)
성별			
여 성	60.3	56.8	-3.5(-5.8)
남 성	107.7	95.9	-11.8(-11.0)
연령대별			
15 ~ 19세	45.1	53.9	8.8(19.5)
20 ~ 29세	75.8	71.4	-4.4(-5.8)
30 ~ 39세	98.2	92.4	-5.8(-5.9)
40 ~ 49세	95.1	78.0	-17.1(-18.0)
50 ~ 59세	84.2	61.8	-22.4(-26.6)
60세 이상	59.8	35.2	-24.6(-41.1)
학력별			
초등학교졸 이하	69.3	55.4	-13.9(-20.1)
중졸	69.3	64.8	-4.5(-6.5)
고졸	80.5	73.1	-7.4(-9.2)
전문대졸	76.4	75.5	-0.9(-1.2)
대졸 이상	119.6	109.4	-10.2(-8.5)
배우자 유무			
없음	71.8	69.5	-2.3(-3.2)
있음	91.9	80.2	-11.7(-12.7)
전 직장의 근속기간			
0- <2년	72.2	70.9	-1.3(-1.8)
2- <5년	87.9	78.7	-9.2(-10.5)
5- <10년	101.4	90.9	-10.5(-10.4)
10- <15년	119.5	71.3	-48.2(-40.3)
15년 이상	120.4	84.9	-35.5(-29.5)
총 취업경험			
0- <2년	79.0	72.9	-6.1(-7.7)
2- <5년	77.5	68.6	-8.9(-11.5)
5- <10년	78.8	73.4	-5.4(-6.9)
10- <15년	89.4	83.8	-5.6(-6.3)
15- <20년	100.6	95.7	-4.9(-4.9)
20년 이상	99.0	76.7	-22.3(-22.5)

〈그림 1〉 실직기간별 전·현직 임금과 변화율



직종의 경우에도 이전 직장의 직종과 동일한 직종에 재취업하였을 때, 임금상실의 규모가 훨씬 적다. 즉 비자발적 직장상실자의 경우 동일 직종으로 재취업하면 임금이 20.1% 하락하였으나 다른 직종에 취업하였을 경우에는 그 하락폭이 42.4%로 크게 높아지고 있었다. 이러한 현상은, 그 변화폭이 그다지 크지 않지만, 자발적 이직의 경우에도 나타난다.

실직기간의 장기화에 따라 임금감소폭도 증가하는 형태를 보여 Lazear(1976)과 Kiker and Roberts(1984)의 주장을 지지하고 있다.¹²⁾ 〈그림 1〉에서 비자발적 직장상실자의 실직기간이 3개월 미만일 때는 임금이 19.7% 하락하고, 3개월에서 6개월 미만이면 12.5%의 하락에 그치나, 실직기간 6개월이 지나면서 임금상실폭은 급격하게 증가한다. 즉 6~9개월의 구직활동 이후에 취업한 직장상실자의 경우 임금은 33.1%나 하락하며, 9개월~1년 미만은 28.9%, 1~2년 미만 37.7%, 2~3년 미만 40.7%의 임금손실을 기록하게 된다.¹³⁾ 임금상실의 폭은 실직기간 6개월을 기준으로 급증하지만, 비자발적 직장상실 이전 직장의 임금수준은 실직기간 6~9개월 미만에서 가장 높은 고원형(高原形)의 형상을 보인다. 이는 임금이 높았던

12) 비자발적 직장상실자의 실업여부를 정확하게 파악할 수 없는 자료상의 한계가 있다. 따라서 여기에서는 비자발적으로 직장을 상실한 모든 미취업자를 분석대상으로 한다.

13) 실직기간이 3년 이상인 표본은 5명에 불과하여 보고에서 생략하였다.

직장상실자가 6개월 이상의 장기실직 상태에 빠질 가능성을 제시한다.¹⁴⁾

채취업임금수준도 실직기간이 증가함에 따라 증가하다가 실직기간 9개월~1년 미만을 정점으로 다시 하락하는 고원형의 형태를 보인다. 그러나 실직기간에 따른 현 직장의 임금변동폭은 전 직장의 임금에 비해 상대적으로 작게 나타났다.¹⁵⁾

Ⅲ. 계량모형과 실증분석결과

1. 노동시장 이력이 반영된 임금함수

단순 임금함수 추정식에 잠재적 편의가 존재하고 있을 가능성을 분석한 연구로 Mincer and Jovanovic(1981)과 Addison and Portugal(1989)을 들 수 있다. 노동 시장에서의 과거 이력이 현 직장의 임금함수에 어떠한 영향을 미치는가를 살펴보기 위하여, 기존 연구들의 핵심을 간략히 정리하도록 한다. 본 논문에서 사용하려는 계량모형의 적합성을 설명하기 위해, 개인과 시간의 하부첨자를 생략하고 근속기간과 실업기간의 설명변수만으로 표현된 임금함수 추정식을 고려해 보자.

$$\ln W_{ij} = \sum_{s=1}^{i-1} \alpha_s TENURE_{is} + (\alpha_j + \beta_j) TENURE_{ij} + \sum_{s=1}^j \gamma_s SLU_{is} + u_{ij} \quad (1)$$

식 (1)에서 $\ln W_{ij}$ 는 임금의 자연대수값을 나타내고, $TENURE_{is}$ 와 $TENURE_{ij}$ 는 각각 s번째 직장과 현직에서의 완결된 근속기간(completed job duration)을 의미한

14) 실직기간이 증가함에 따라 개인패널상의 의중임금은 감소한다. 그러나 실직기간 구간별 평균 의중임금은 적어도 실직기간이 1년 미만인 구간에서 안정적인 것으로 나타난다. 이러한 현상은 의중임금이 적은 실직자는 빨리 재취업하고 반면 의중임금이 큰 실직자는 오래 실업상태에 머물러 발생하는 선택편의에 기인한 것으로 판단된다(급재호·조준모, 2000, 2001).

15) 익명의 심사자는 고임금 정규직에서 채용이 임금 경직성으로 인하여 신속적으로 증가하지 못함에 따라 그 수가 제한되고, 이것이 할당되는 과정에서 "운"이 없는 사람은 장기실직 후에 비정규직에 자발적으로 취업할 가능성을 제한한다. 이러한 경우 실직기간이 증가함에 따라 재취업임금은 하락해야 할 것이고, 실제로 고임금 직종의 근로자의 경우 이러한 가능성이 있을 것으로 판단된다. 그러나 <그림 1>에서와 같이 평균 현직임금이 실직기간에 따라 별로 변화하지 않는다는 사실은 노동시장 전반에 이러한 가능성이 적용된다는 가설을 지지하지는 않는다.

다. SLU_s 는 s 번째 직장 바로 직전의 실업기간을 의미한다. α 는 근속기간 ($TENURE$)의 일반적 인적자본형성 정도를 반영하며, β 는 기업특수인적자본의 형성 정도를 나타낸다. 마지막으로 u 는 오차항을 의미한다.

식 (1)에서 $\alpha_1 \neq \alpha_2 \neq \dots \neq \alpha_j$ 로 가정하면, 근속기간의 일반인적자본의 형성 정도가 직장마다 상이한 점이 계량모형에 허용된다. 따라서 $\{\alpha_s \cdot TENURE_s \mid s=1, \dots, j\}$ 는 과거의 직장경력이 현재의 일반적 인적자본 형성에 어느 정도 영향을 미쳤는가를 판단할 수 있게 한다(Mincer and Jovanovic, 1981). 식 (1)을 재정리하면 다음의 식 (2)가 얻어진다.

$$\ln W_j = \alpha_1 \sum_{s=1}^j TENURE_s + \sum_{s=2}^{j-1} (\alpha_s - \alpha_1) TENURE_s + (\alpha_j + \beta_j - \alpha_1) TENURE_j + \sum_{s=1}^j \gamma_s SLU_s + u_j \quad (2)$$

식 (2)에서 $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_j$ 와 $\gamma_s = 0$ ($s=1, \dots, j$)를 가정하면, 식 (2)는 식 (3)과 같은 Mincer류의 단순임금함수로 전환된다.

$$\ln W_j = \alpha_1 EXPERIENCE + (\alpha_j + \beta_j - \alpha_1) TENURE_j + u_j \quad (3)$$

식 (3)에서 과거의 직장과 실업에 관한 이력은 일반적 경험 ($EXPERIENCE$)으로 압축되며 α_1 의 계수를 통하여 임금증가율에 영향을 미치게 된다. 현직의 근속기간 ($TENURE_j$)은 $(\alpha_j + \beta_j - \alpha_1)$ 에 의해 임금증가율에 영향을 미치게 준다. 식 (3)에서 α_j 와 β_j 가 식별 (identify) 되지 못하는 문제점이 지적될 수 있으며, $\alpha_j = \alpha_1$ 일 경우에 한해 현 직장 근속기간 ($TENURE_j$)의 계수는 기업특수인적자본의 형성 정도를 반영하게 된다. 또한 위의 식에서 일반적 경험 ($EXPERIENCE$)이 $\sum_{s=1}^j (TENURE_s + SLU_s)$ 로 계측될 경우 $\sum_{s=1}^j SLU_s$ 만큼 과다계상되어 α_1 의 추정치가 하향편의를 가지게 된다. 이 경우 현직 근속기간 ($TENURE_j$)의 인적자본형성계수 $(\alpha_j + \beta_j)$ 와 추정계수 $(\alpha_j + \beta_j - \alpha_1)$ 간의 차이는 줄어들게 된다.

또한 근로자가 과거에 비해 현직에서 일반적 인적자본의 형성에 보다 집중적으로

투자한다면(즉 $\alpha_j > \alpha_1$), 현직의 근속기간에 대한 계수값은 기업특수인적자본의 형성(즉 β_j)에 변화가 없어도 증가하는 것으로 나타나게 될 것이다. 이상의 논의에서, 과거의 이력에 관한 정보가 누락되거나 부적절하게 반영될 경우 임금함수 추정식에서 잠재적 편의(bias)가 존재할 위험성이 제시되고 있다.

2. 계량모형의 설정과 추정방법

본고에서는 Addison and Portugal(1989)과 같이 경영상의 이유로 인한 직장상실자의 마지막 이직(즉 $j-1$ 번째 직장에서 j 번째 직장에서의 이직)과 이로 인한 임금변화에 분석의 초점을 맞추기로 한다. 즉 $j-1$ 번째 직장에서의 근로자 특성과 j 번째 직장으로 이동하기 전의 실직기간과 같은 정보가 j 번째 직장으로 어떻게 전이되었는가를 분석한다.¹⁶⁾ X_j 를 근로자의 특성을 반영하는 변수로 정의하면, 최근 직장을 상실하기 이전과 이후의 임금변화에 초점을 맞춘 임금함수식은 각각 식 (4)와 식 (5)로 표현될 수 있다.

$$\ln W_{i,j-1} = \alpha_1 EXPERIENCE_{i,j-1} + (\alpha_{j-1} + \beta_{j-1} - \alpha_1) TENURE_{i,j-1} + X_{i,j-1}\Omega + u_{i,j-1} \quad (4)$$

$$\ln W_{i,j} = \alpha_1 EXPERIENCE_{i,j} + (\alpha_{j-1} - \alpha_1) TENURE_{i,j-1} + (\alpha_j + \beta_j - \alpha_1) TENURE_{i,j} + \gamma_j SLU_{i,j} + X_{i,j}\Omega + u_{i,j} \quad (5)$$

식 (4)에서 전직의 근속년수($TENURE_{i,j-1}$)는 $(\alpha_{j-1} - \alpha_1)$ 을 통해서 현직임금에 영향을 미치며, 현직에서의 근속년수($TENURE_{i,j}$)는 $(\alpha_j + \beta_j - \alpha_1)$ 을 통해서 현직임금에 영향을 미친다.

근로자의 이질성을 통제하기 위한 방법으로, 새 직장 임금의 설명변수에 전 직장

16) 본고의 이러한 분석방법은 연구목적에도 부합될 뿐더러 패널자료의 기간이 짧다는 문제점의 보완에도 일조를 할 것이다. 1998년 이전의 실직자 정보는 과거에 대한 회고적 정보이므로 1998년에서 거슬러 올라갈수록 정보의 정확도가 떨어질 가능성이 높다. 이런 문제점으로 인하여 본 논문에서는 식 (1)을 최근 이력에만 초점을 맞춘 임금함수식으로 변형하여 추정한다.

임금 ($\ln W_{i,j-1}$)을 포함시킬 수 있으며(Addison and Portugal, 1989; Topel, 1986; Kiefer and Neumann, 1979), 이를 위해 식 (5)는 식 (6)과 같이 전환된다.

$$\begin{aligned} \ln W_{i,j} = & \delta \ln W_{i,j-1} + (1 - \delta) \alpha_1 EXPERIENCE_{i,j} \\ & + [(1 - \delta)(\alpha_{j-1} - \alpha_1) - \delta \beta_{j-1}] TENURE_{i,j-1} \\ & + [\alpha_j + \beta_j - \alpha_1(1 - \delta)] TENURE_{i,j} + \gamma_j SLU_{i,j} \\ & + (X_{i,j} - \delta X_{i,j-1}) \Omega + (u_{i,j} - \delta u_{i,j-1}) \end{aligned} \quad (6)$$

식 (4) ~ (6)은 통상최소자승법(OLS)을 사용하여 추정할 수 있는데, 본 논문에서는 식 (4)의 전 직장 임금함수추정을 위한 설명변수로 전 직장의 근속기간, 전 직장 근속기간의 제곱, 일반적 직장경험(총 취업경험), 교육기간, 성별더미, 배우자유무 더미, 직종(전문직, 사무직, 서비스·판매직, 농림수산업 및 기능·조립직) 더미와 전 직장의 정규직여부 더미를 사용하기로 한다.¹⁷⁾

식 (5)의 현 직장임금함수 추정식에는 전 직장의 임금함수 추정식에서 설명변수로 활용된 변수들 이외에도 고용형태, 직종, 산업의 전환여부를 나타내는 설명변수들을 추가한다. 고용형태의 전환더미에 대하여 Addison and Portugal(1989)은 전 일제 근무에서 시간제 근무로 전환한 경우만을 단순 가변수 처리하였으나¹⁸⁾ 본 논문에서는 정규직에서 비정규직으로 전환한 경우와 비정규직에서 정규직으로 전환한 경로로 구분하고, 각각의 전환경로가 현 직장의 임금에 미치는 효과를 살펴본다. 또한 실직기간의 자연대수값과 1999년의 연도더미를 설명변수에 포함시켰다. 외환 위기 직후인 1998년에 비해 1999년에는 노동시장 여건이 변화하여 구직활동의 생산성도 변화하였을 것으로 판단된다.¹⁹⁾

17) 연령과 일반적 직장경험을 동시에 설명변수로 사용할 경우 다중공선성(multicollinearity)의 문제가 발생하기 때문에 본고에서는 두 변수 중 일반적 직장경험만을 선택하여 분석한다.

18) Addison and Portugal(1989)은 고용형태의 전환이 직장상실비용에 미치는 효과분석에 초점을 맞추지 않았다. 다만 전일제에서 시간제로의 전직여부를 묻는 더미변수를 도입하였으나 추정치의 부호가 일관되게 (-) 부호를 유지하지 못하였다. 추후에 밝혀지겠지만, 우리나라 노동시장에서 고용형태가 직장상실비용에 미치는 영향은 유의적으로 나타나며, 이는 미국노동시장에 관한 분석결과와는 차별되는 결과로 판단된다.

19) 대부분의 표본에서 현 직장의 취업기간이 매우 짧게 나타나고 있고, 현 직장에 취업할 시점의 임금정보를 알고 있기 때문에 실제 추정에서는 현 직장의 취업기간을 설명변수에서 제

앞의 논의와 같이 식 (6)의 현 직장 임금함수추정은 근로자의 보이지 않는 이질성(heterogeneity)을 통제한 추정계수값을 제공하고 있다. 이는 이질성을 통제하지 않은 임금함수의 추정결과와 비교하여 근로자의 이질성이 임금함수추정을 얼마만큼 왜곡시키는지 파악할 수 있다.

본 논문에서는 먼저 OLS를 사용하여 식 (4) ~ (6)을 추정하고 있다. OLS 추정은 재취업자만을 대상으로 하기 때문에 조사완료시점까지 계속 미취업상태에 머무른 직장상실자는 추정에서 제외되는 선택편의(selection bias)의 문제를 지니고 있다. 재취업자의 선택편의를 교정하기 위해 먼저 실업과 재취업의 선택에 관한 프로빗(probit) 모형을 추정하고, 이를 이용하여 본래의 임금함수식을 추정하는 Heckman (1979)의 2단계 추정(2SLS: Two Stage Least Square)을 실시하였다. 프로빗(probit) 추정 모형에서 재취업자에게서만 얻는 정보는 설명변수로서 누락되게 된다. 최종적으로 선택편의 교정항의 유의도와 추정계수의 크기를 살펴본다 선택편의(selection bias)가 초래하는 편의의 방향을 분석한다.²⁰⁾

현 직장의 임금과 실직기간 사이의 연립성(simultaneity) 문제도 고려의 대상이다. 전술된 바와 같이 전 직장 임금은 근로자의 의중임금에 영향을 미쳐 미취업상태의 지속여부에 영향을 주며, 의중임금과 제외된 임금은 거꾸로 실직기간에 영향을 미치기도 한다. 또한 직장상실 이전의 임금하락 정도와 직장상실 이후의 실직기간도 일정한 연관성을 가질 수 있다.

재취업되기 전에는 재취업까지의 실직기간을 정확하게 파악할 수 없는 실직기간의 right-censoring 문제와 함께 연립성 문제가 동시에 발생할 경우, 모형추정을 위해 보다 발전된 형태의 Heckman 2단계 추정방법(2SLS)이 필요하다. 본 논문에서는 Simultaneous Equation Model with Truncated Dependent Variables (Amemiya, 1974; Lee, Maddala, and Trost, 1980; Lee, 1982)를 설정·추정함으로써 실직기간의 right-censoring 문제와 연립성 문제를 동시에 고려하였다. 구체적

외하였다.

- 20) 재취업결정의 프로빗 모형에서 실직기간이 설명변수로 사용될 수도 있다. 이의 근거는 단순 직업탐색 모형에서 실직기간의 변화는 직장탐색기간의 변화를 초래하고, 직장탐색기간의 변화에 따라 의중임금이 변동하여 재취업확률이 영향을 받을 수 있다는 것이다. 그러나 실직기간을 프로빗 모형의 설명변수로 사용할 경우 임금함수의 추정식에서 인적자본의 상각 및 오명 효과 등에 관한 효과를 혼탁하게 한다는 단점이 지적되기도 한다(Addison and Portugal, 1989).

인 추정방법으로 먼저 현 직장의 임금과 실직기간을 종속변수로 하는 연립방정식을 축차형(reduced-form)으로 전환한 뒤, 실직기간에 대한 축차형(reduced-form) 방정식을 최우추정법(MLE: Maximum Likelihood Estimation Method)으로 추정한다. 다음으로는 추정결과에서 얻어진 실직기간의 예측치를 사용하여 현 직장의 임금함수식을 추정하도록 한다.²¹⁾

〈표 3〉 전 직장의 임금함수추정 - OLS²²⁾

설명변수	추정계수값(t-값)
상수항	3.3070 (36.029) *
전 직장 근속기간(년)	0.0201 (2.486) **
전 직장 근속기간의 제곱	-0.0004 (1.390)
총취업경험(년)	0.0026 (0.900)
교육기간(년)	0.0225 (3.127) *
성별(0: 여성 1: 남성)	0.4929 (9.563) *
배우자 유무(0: 없음 1: 있음)	0.1882 (3.968) *
전 직장의 직종(1: 관리직, (준)전문가)	0.3242 (3.920) *
전 직장의 직종(1: 사무직)	0.2632 (2.720) *
전 직장의 직종(1: 서비스·판매직)	0.1791 (2.478) **
전 직장의 직종(1: 농림수산업)	-0.5102 (2.377) **
전 직장의 직종(1: 기능, 조립직)	0.2131 (3.828) *
전 직장 고용형태(0: 비정규직 1: 정규직)	0.3096 (6.917) *
표본수	476
F-value	32.68
Adjusted R ²	0.4445

주: 괄호 안의 값은 t-값이며, *: $P \leq 0.01$, **: $0.01 < P \leq 0.05$, ***: $0.05 < P \leq 0.1$

21) 선택편의의 문제를 해결하기 위해서는 지속적 실직자와 재취업자 모두로부터 알 수 있는 정보를 사용하여 1단계 추정을 해야 한다. 지속적 실직자의 경우 재취업 결과에 대한 정보가 없기 때문에 고용형태의 전환더미는 제외될 수밖에 없다. 따라서 고용형태의 전환이 직장상실비용에 미치는 영향은 실직기간의 right-censoring 문제가 고려되지 않은 현 직장 임금함수의 OLS 또는 2SLS 추정식을 통하여 살펴볼 수밖에 없다. 이 경우 현 직장 임금함수의 추정에는 재취업된 표본만 사용한다.

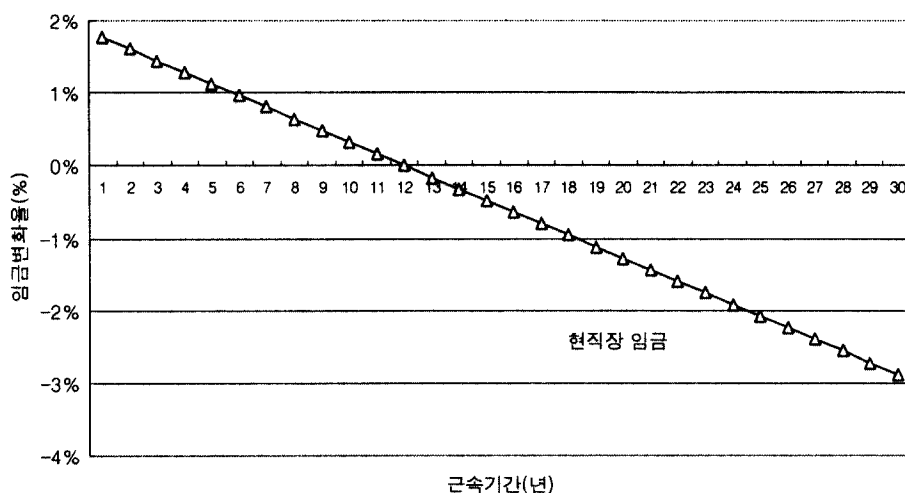
22) 전 직장의 직종에 대해서는 단순노무직을 기준으로 직종변화에 따라 임금이 어떻게 달라지는지 살펴보았다. 추정결과 농림수산업 종사자를 제외하고 모든 직종에서 상대적 임금프리미엄이 존재하는 것으로 나타났다.

〈표 4〉 현 직장의 임금함수추정 - OLS 및 Heckman 2단계 추정

설명변수	추정된 회귀계수의 값(t-값)			
	식 (5) - 기본추정		식 (6) - 이질성 감안	
	OLS	Heckman's 2SLS	OLS	Heckman's 2SLS
상수항	3.4027* (28.316)	3.7151* (16.915)	2.5399* (11.833)	2.7215* (8.228)
전 직장 근속기간(년)	0.0205** (2.137)	0.0070 (0.408)	0.0141 (1.497)	0.0016 (0.104)
전 직장 근속기간의 제곱	-0.0008** (-2.493)	-0.0003 (-0.432)	-0.0007** (-2.041)	-0.0002 (-0.321)
총취업경험(년)	-0.0033 (-0.992)	-0.0008 (-0.165)	-0.0041 (-1.280)	-0.0025 (-0.534)
교육기간(년)	0.0365* (4.672)	0.0399* (3.372)	0.0279* (3.597)	0.0290* (2.692)
성별(0: 여성 1: 남성)	0.3585* (6.245)	0.3712* (4.830)	0.2439* (4.028)	0.2513* (3.243)
배우자 유무(0: 없음 1: 있음)	0.1075*** (1.933)	0.1331 (1.573)	0.0731 (1.346)	0.0879 (1.167)
비정규직에서 정규직 이동 (1: yes)	0.2176** (2.364)	...	0.2371* (2.657)	...
정규직에서 정규직 이동 (1: yes)	0.2444* (3.795)	...	0.1613** (2.491)	...
정규직에서 비정규직 이동 (1: yes)	-0.0670 (-0.983)	...	-0.1355** (-2.004)	...
전 직장 산업과 다른 산업 취업(1: yes)	-0.1953* (-3.644)	...	-0.1804* (-3.468)	...
전 직장 직종과 다른 직종 취업(1: yes)	-0.0601 (-1.138)	...	-0.0539 (-1.054)	...
실직기간의 log값	-0.0698* (-2.458)	-0.0835** (-2.197)	-0.0837* (-3.025)	-0.0939* (-2.583)
재취업 연도더미(1999=1)	0.1277** (2.137)	...	0.1323** (2.285)	...
전 직장 임금의 log값	0	0	0.2486* (4.784)	0.2620* (3.674)
lambda(선택편의 교정항)	...	-0.5634*** (-1.866)	...	-0.4059 (-1.516)
표본수	346	693	346	693
F-value	17.06		18.52	
Adjusted R ²	0.3770		0.4156	

주: 괄호 안의 값은 t-값이며, *: $P \leq 0.01$, **: $0.01 < P \leq 0.05$, ***: $0.05 < P \leq 0.1$

〈그림 2〉 전 직장의 근속년수와 현 직장 임금변화율



2. 모형추정의 결과

전 직장에 대한 임금함수의 OLS 추정결과는 〈표 3〉에 나타나 있다. 전 직장의 임금함수 추정결과는 전통적인 임금함수식의 추정결과와 부합되며 추정된 회귀계수의 대부분은 1% 수준에서 통계적으로 유의하다.²³⁾ 전 직장임금은 근속기간에 따라 25년까지 증가하며, 교육수준이 높고 남성이며 정규직일수록 임금수준이 높은 것을 발견할 수 있다.

다음의 〈표 4〉는 현 직장의 임금에 대한 추정결과를 보이고 있다. 〈표 4〉에서 첫째 열은 식 (5)의 OLS추정결과를 셋째 열은 이질성이 감안된 식 (6)의 OLS추정 결과이며, 둘째 열과 넷째 열은 재취업자의 선택편의를 교정하기 위해 Heckman의 Two-Stage Least Squares 방법을 이용하여 식 (5)와 식 (6)을 추정한 결과이다.

23) 〈표 3〉에서 발견되는 특징 중의 하나는 총취업경험이 전 직장의 임금에 긍정적 효과를 끼치는 것으로 추정되었지만 통계적으로 유의하지 않다는 점이다. 또한 〈표 4〉에서 총취업경험은 현 직장 임금에도 통계적으로 유의적인 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 이러한 추정결과는 기존의 인적자본이론 및 실증분석결과와 배치되는 것으로 비자발적 이직자로 분석대상을 제한하였기 때문에 이러한 결과가 발생하였거나 아니면 외환위기 동안 구인-구직시장에서 나타난 실제의 변화를 반영할 수도 있다. 추후 패널자료가 축적되면 이에 대한 심층분석이 가능하리라 생각된다.

〈표 4〉 첫째 열의 현 직장 임금합수를 살펴보면, 〈그림 2〉와 같이 전 직장의 근속기간이 현 직장임금에 미치는 영향력은²⁴⁾ 전 직장의 근속기간이 증가할수록 낮아질 뿐만 아니라 근속기간 11년까지만 현 직장임금에 긍정적(+) 기여를 하며, 근속기간 12년을 초과할 경우에는 현 직장임금을 도리어 하락시키는 부정적 영향을 주는 것으로 추정되었다.²⁵⁾

한편 교육기간이 1년 늘어남에 따라 현 직장의 임금은 3.7% 증가하여 전 직장의 임금의 증가율 2.3%를 대체로 상회하는 것으로 나타났다. 교육기간은 근로자의 일반적 생산성을 나타내는 설명변수로 이해될 수 있으며, 예상대로 취업초기 임금에 유의적 영향력을 미치는 것으로 추정되었다. 남성더미가 정(+)의 부호를 보이는 것도 재취업시의 성차별뿐만 아니라 성별이 근로자의 생산성에 대한 신호(signal)로 작용할 양면성이 있다.

비정규직에서 비정규직으로 이동한 임금근로자를 기준으로 고용형태의 변동이 재취업시 임금에 미치는 영향을 살펴보면, 〈표 4〉의 첫째 열에서 비정규직에서 정규직으로 이동한 근로자는 비정규직에 머물러 있는 근로자보다 21.8%의 임금을 더 받는 것으로 추정되었다. 정규직에서 다른 정규직으로 재취업한 임금근로자는 비정규직에서 비정규직으로 전직한 근로자에 비해 임금을 24.4%나 더 얻는 것으로 나타나 정규직에 대한 임금프리미엄의 존재를 확인할 수 있었다. 또한 직종전환에 따른 임금변화는 통계적으로 비유의적이지만 산업이동시에는 동일산업 재취업자보다 임금이 19.5% 낮아지는 것으로 분석된다.

의중임금이 고정되어 있고 인적자본의 상각 및 시장차별이 없다는 가정을 가진 단순직장탐색이론에 의하면, 미취업 직장상실자는 상대적으로 높은 의중임금을 지니고 있기 때문에 장기간 실직상태에 놓여 있으며 이들이 재취업할 경우 임금은 상

24) 그러나 전직의 근속기간이 전직임금과 현직임금에 미치는 영향력은 상당한 차이를 보인다. Addison and Portugal(1989)의 OLS 분석에 의하면 전직 임금합수에서 전직 근속기간의 추정계수는 0.029로 나타났으며, 현직 임금합수에서 전직 근속기간의 추정계수는 0.013으로 나타나 임금변화율에 미치는 정도가 50% 이상 감소한 것으로 나타난다. 더욱이 근로자의 보이지 않는 이질성(heterogeneity)을 통제하였을 때 전직 근속기간의 계수는 -0.016으로 추정되어 근속기간이 긴 근로자일수록 비자발적 이직시 상실된 임금크기도 증가함을 알 수 있다.

25) 금재호·조준모(1998)는 패널자료가 구축되기 이전인 1997년, 고용보험의 효과를 파악하기 위해 고용보험에 가입한 이직자와 가입하지 않은 이직자 모두를 대상으로 이직 후의 경제활동을 조사한 자료를 이용하여 직장상실자의 노동시장 성과에 관한 연구를 하였다. 위의 결과는 대체로 그 연구결과와 부합된다.

대적으로 높게 나타날 것이다. 이러한 단순직장탐색이론의 적합성은 설명변수에 실직기간을 포함시킴으로써 부분적으로 검증해 볼 수 있다. 단순 OLS의 추정결과 실직기간에 대한 현 직장임금의 탄력도(elasticity)는 -0.0699 로 나타났으며, 선택편의를 교정한 후에는 -0.0835 로 절대치가 증가하였다. 이러한 추정결과는 실직기간이 10% 증가함에 따라 현 직장의 임금은 $0.70 \sim 0.84\%$ 감소한다는 것을 의미한다.²⁶⁾ 그러나 이 결과가 단순직장탐색모형을 기각하지만, 적어도 Heckman and Borjas(1980)나 Lazear(1976)의 인적자본 상각이나 시장차별론에 부합되는 결과로 시사받기 위해서는 근로자의 보이지 않는 이질성이 통제되어야 할 것이다.

이질성을 통제한 현 직장 임금함수의 추정결과는 <표 4>의 셋째 열과 넷째 열에 나타나 있다. 전 직장임금이 현 직장임금에 미치는 영향력은 단순 OLS추정시 0.2486 , 선택편의의 교정시 0.2620 으로 추정되었다. 이는 전 직장의 임금이 10% 상승하면 현 직장임금은 $2.49 \sim 2.62\%$ 증가한다는 것을 의미한다. 전 직장의 근속기간이 현 직장임금에 미치는 영향력은 비유의적인 것으로 변화하여 이질성을 통제하지 않았을 경우와 대비되고 있다. 이는 근속기간이라는 정보가 기업특수 인적자본의 형성 ($-\beta_{j-1}$) 이외에도 근로자의 보이지 않는 생산성을 반영하고 있음을 알 수 있다. 한편 현 직장의 임금에 미치는 교육기간이나 성(Sex) 등은 이질성을 통제한 후 그 영향력이 감소하는 결과가 얻어졌다.

이질성이 통제되었을 때 고용형태의 전환과 실직기간이 현 직장의 임금에 주는 영향력은 더욱 확대되었다. 이는 이질성을 통제하지 않은 단순 OLS의 경우, 고용형태의 전환이 미치는 효과가 과소평가 되었음을 의미한다. 이질성을 통제하기 전에는 정규직에서 비정규직으로 전환하였을 때 정규직 재취업자보다 임금이 25.8% 낮으나 이질성이 통제된 후에는 임금이 $29.7\% (= 16.1\% + 13.6\%)$ 낮은 것으로 추정되었다.²⁷⁾ 비정규직에서 정규직으로 전환한 경우에도 이질성이 통제되기 전에는 비정규직 재취업자에 비하여 23% 정도 임금이 높은 것으로 나타났으나 이질성이

26) Addison and Portugal(1989)의 연구에 의하면, 실업기간이 10% 증가할 때 재취업임금은 $0.6 \sim 0.8\%$ 감소하는 것으로 나타났다. 또한 실업기간과 재취업 후의 임금 사이에 일정한 연립성(simultaneity)을 가정하면 재취업 후의 임금은 $0.8 \sim 1.4\%$ 나 감소하는 것으로 나타났다.

27) 정규직에서 비정규직으로 이동한 근로자는 비정규직 재취업자보다 임금이 5.52% 낮은 것으로 추정되었으나 통계적 유의성이 없기 때문에 비정규직에 머물러 있는 근로자와의 임금격차가 없다고 가정하였다.

통제된 이후에는 그 격차가 25.8%로 확대되어 근로자의 이질성이 고용형태 이행에 따른 임금변동폭을 축소하였을 가능성을 제기한다.²⁸⁾

2000년 조사시점까지 재취업에 성공한 비자발적 이직자만을 대상으로 하였을 때 발생하는 선택편의를 교정하기 위해 미취업 직장상실자까지 포함한 Heckman의 2SLS를 사용하여 추정하였다. 첫 단계의 재취업확률에 대한 프로비트(probit) 추정결과는 <부표 4>에, 선택편의가 교정된 두 번째 단계의 추정결과는 <표 4>의 둘째와 넷째 열에 나타나 있는데, 둘째 열은 단순 OLS에서 선택편의만을 교정한 결과이며 넷째 열은 선택편의와 이질성이 함께 고려된 결과이다. 선택편의의 정도를 나타내는 lambda 값은 둘째와 넷째 열 모두 부(-)로 나타나고 있다. 이는 실직기간이 동일하다는 전제 아래에서 조사시점 당시 미취업 상태에 놓여 있던 실직자의 재취업 임금수준이 이미 재취업에 성공한 실직자의 임금수준보다 낮지 않다는 점을 지적한다. 즉 단기 실직자의 임금수준이 장기실직자의 임금수준보다 높지 않다는 것이다. 그러나 이질성이 감안되지 않은 경우에는 lambda값이 -0.563으로 10%수준에서 유의하나 이질성을 감안하였을 때에는 lambda값이 10%수준에서도 유의하지 못하여 표본의 선택편의가 존재하지 않을 가능성이 높다. 또한 선택편의를 교정하였을 때 교육기간, 성, 실직기간의 log값과 같은 설명변수의 회귀계수 추정값이 다소 변동하였다. 이는 고용형태, 산업 및 직종의 변화에 관련된 가변수들이 추정에서 제외되었기 때문에 발생한 차이가 가장 주된 원인인 것으로 판단된다.²⁹⁾

<표 5>는 현 직장의 임금과 실직기간이 동시에 결정된다는 연립성(simultaneity) 가정에 대한 기초검정의 결과를 보이고 있다. <표 5>의 첫째 행을 살펴보면 이질성

28) <부표 6>은 $\delta=1$ 로 제한하고 이질성을 통제한 경우이다. 이런 방식으로 추정할 경우 전 직장 근속년수, 교육, 성별 등의 변수가 비유의적인 것으로 변화하여 일반적인 직관에 부합되지 않는 불안정한 결과가 나타났다. 적어도 교육, 성별 등은 근로자의 일반적 생산성에 관한 시그널로써 임금변화에 영향을 주어야 하는데도 그렇지 못한 것으로 나타났다. 전술된 바와 같이 $\delta=1$ 로 제한할 경우 전 직장에서의 임금에 영향을 미치는 요소는 모두 현 직장의 임금에 영향을 미치는 요소로 포함되어야 하며, 그 효과도 동일하다고 가정되어야 한다. 그러나 이러한 가정이 유연한 노동시장인 미국 노동시장 분석에서와 마찬가지로, 경직적인 우리나라 노동시장 현실을 제대로 추상화(abstract from)하고 있는지에 관해 의구심이 들기도 한다. 이 부분은 추후에도 필자들이 좀더 숙고해보아야 할 과제이지만, 이 부분에 관해 문제제기를 하여 준 익명의 심사자에게 감사의 뜻을 전한다.

29) 고용형태, 산업, 직업이동 가변수들을 설명변수에서 제외한 후 식 (6)을 OLS로 추정한 결과는 선택편의를 감안하여 식 (6)을 추정한 결과와 그 회귀계수값들이 거의 비슷하였다.

의 통제여부와 상관없이 실직기간이 증가할수록 현 직장임금은 하락하는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 앞에서 논의된 바와 같이 단순직장탐색이론보다 Heckman and Borjas(1980)나 Lazear(1976)의 인적자본 상각이나 실직에 대한 시장차별의 존재를 지지한다. 또한 전 직장임금은 현 직장임금에 긍정적 영향을 미쳐 전 직장임금의 10% 증가는 현 직장임금의 6.8% 증가를 초래한다. 역으로 분석하였을 때에도 현 직장임금과 실직기간 사이에 부(-)의 관계가 있는 것으로 추정되었다. <표 5>의 셋째 행에서 현 직장임금의 10% 상승은 실직기간 74.5%의 증가와 맞물려 있다. 더불어 전 직장임금이 10% 상승함에 따라 실직기간은 68.4% 증가하는 것으로 분석된다. 연립성 편 의(simultaneity bias)의 존재를 강력하게 제시하는 이러한 기초 추정결과는 전 직장에서의 높은 임금수준이 의중임금과 실직기간을 증대시키는 효과가 있으며, 재취업 직장의 임금이 높을수록 실직기간이 짧을 가능성을 시사한다.³⁰⁾

<표 5> 실직기간과 현 직장임금 사이의 연립성 - Two-Stage Least Squares(2SLS)

추정식	회귀계수의 추정치 (t-값)	
	이질성 통제하지 않음-식 (5)	이질성 통제함-식 (6)
현 직장임금의 log값(종속변수)		
실직기간의 log값	-10.0697* (-8.904)	-3.2131* (-4.368)
전 직장임금의 log값	0	0.6832* (10.658)
실직기간의 log값(종속변수)		
현 직장임금의 log값	-7.4544* (-4.368)	-7.4544* (-4.368)
전 직장임금의 log값	6.8422* (4.318)	6.8422* (4.318)

주: 괄호 안의 값은 t-값이며, *: $P \leq 0.01$

30) 외환위기 이후 사업체의 구인이 고임금의 일자리보다는 임시·일용 등의 저임금 일자리에 집중되었고, 이에 의중임금 수준이 낮은 저생산성·저기능 실직자의 재취업이 상대적으로 빠르게 이루어졌을 가능성이 높다. 실직자별로는 실직기간의 장기화에 따라 의중임금이 낮아지지만, 저임금·단순노무직 실직자들이 조기 재취업하고 고임금·숙련직에서 실직된 자들은 늦게 재취업하였기 때문에 경제 전체적으로는 의중임금과 재취업임금이 실직기간에 따라 크게 변화하지 않는 것으로 나타난다.

실직기간의 right-censoring 문제와 실직기간과 현 직장임금 사이의 연립성 문제에 의해 초래되는 편의를 교정하여 현 직장의 임금함수를 추정하기 위해서는 재취업 여부에 대한 프로빗(probit) 추정과 함께 실직기간의 축차형(reduced form)을 최우추정법(MLE)을 사용하여 추정할 것이다. 실직기간의 축차형에 대한 최우추정 결과는 <부표 5>에 나타나 있다. 이후 추정에서는 현 직장의 임금함수식에 설명변수로 포함되어 있는 실직기간 대신 실직기간의 축차형 추정에서 얻어진 예측치가 사용된다.

<표 6>는 실직기간의 예측치를 사용한 현 직장 임금함수의 추정결과를 보여주고 있다. <표 6>에서 실직기간 대신 실직기간 예측치를 사용하였다는 점을 제외하면 <표 4>와 <표 6>는 차이가 없으며 <표 6>의 각 열은 <표 4>의 해당 열과 대응된다. 두 표의 첫째 열을 상호 비교하면 실직기간이 재취업임금에 미치는 부정적 영향력이 -0.070에서 -0.303으로 강화되었음을 알 수 있다. 이는 재취업임금과 실직기간 사이의 연립성을 고려하지 않았을 때에는 실직기간 10%의 증가에 따라 재취업임금은 0.70% 하락하는 것으로 추정되었으나 연립성 편의를 교정하였을 때에는 3.03% 하락함을 의미한다. 따라서 <표 4>의 OLS 추정결과는 실직기간이 재취업임금에 미치는 부정적 효과를 과소평가하고 있으며, 실직기간의 장기화에 따라 인적자본의 상각이 발생하거나 또는 실직기간이 시장의 오명효과(stigma effect)로 작용할 가능성을 설득력 있게 제기한다.³¹⁾

전 직장의 근속기간이 재취업임금에 미치는 영향력은 연립성을 감안하였을 때에도, 단순 OLS와 비교하여 커다란 변화가 없었다. 즉 단순 OLS에서 전 직장의 근속기간의 추정계수값은 0.021에서 연립성이 고려될 경우에는 0.019로 다소 감소하는 것으로 나타났다. 한편 교육기간 및 성별의 영향력은 하락한 것으로 나타났다.

31) 그러나 이질성과 연립성을 동시에 감안한 모형에서는 현 직장임금에 미치는 실직기간의 영향력이 통계적으로 비유의하게 나타나고 있다. 실직기간의 추정치는 -0.5539로 실직기간의 장기화에 따라 현 직장임금이 감소하는 것으로 나타났지만 통계적으로 유의하지는 않았다. 이러한 추정결과는 이질성, 연립성 및 선택편의를 모두 고려한 모형에서도 마찬가지로 실직기간의 회귀계수값이 -0.1061로 추정되었으나 통계적으로 비유의하다. 이는 실직기간 예측치와 전 직장임금 사이의 높은 상관관계에서 기인하는 다중공선(multicollinearity)의 문제로 여겨지며, 실직기간의 증가에 따라 현 직장임금이 하락한다는 다른 추정결과를 부인하는 것은 아니다. 실제로 실직기간의 자연대수값과 전 직장임금의 자연대수값 사이의 상관계수는 0.0558이었으나 실직기간 예측치의 자연대수값과 전 직장임금의 자연대수값 사이의 상관계수는 -0.5163으로 매우 큰 것으로 나타났다.

연립성이 교정된 <표 6>의 첫째 열 교육기간의 추정치는 0.0236으로 단순 OLS의 0.0365보다 다소 낮아졌으며, 성별의 추정치도 0.224로 0.359보다 감소하였다. 연립성이 통제되었을 때 고용형태의 전환이 현 직장의 임금에 미치는 영향력은 더욱 강화되었다. 정규직에서 정규직으로 이직한 경우, 비정규직에서 비정규직으로 이직한 경우에 비하여, 임금이 35.8%정도 높아지는 것으로 나타났다. 또한 비정규직에서 정규직으로 이직한 경우는, 비정규직으로 이직한 경우에 비하여, 24.0% 정도 높아지는 것으로 나타났다. 요약하면 이질성이나 연립성이 고려될 경우 고용형태가 직장상실비용에 미치는 정(+)의 효과는 강화되었다.

<표 6> 실직기간의 예측치를 이용한 현 직장의 임금함수 추정 - 연립성 감안

설명변수	식 (5) - 이질성 감안 없음	
	OLS	Heckman's 2SLS
상수항	3.7615 (29.229) *	3.7446 (21.763) *
전 직장 근속기간(년)	0.0189 (1.996) **	0.0141 (1.105)
전 직장 근속기간의 제곱	-0.0003 (-0.868)	-0.0001 (-0.250)
총 취업경험(년)	-0.0005 (-0.147)	-0.0030 (-0.646)
교육기간(년)	0.0236 (2.913) *	0.0278 (2.849) *
성별(0: 여성 1: 남성)	0.2241 (3.520) *	0.2828 (3.662) *
배우자 유무(0: 없음 1: 있음)	0.0591 (1.062)	0.1046 (1.578)
비정규직에서 정규직 이동(1: yes)	0.2396 (2.653) *	...
정규직에서 정규직 이동(1: yes)	0.3580 (5.294) *	...
정규직에서 비정규직 이동(1: yes)	0.0408 (0.568)	...
전 직장 산업과 다른 산업 취업(1: yes)	-0.1740 (-3.285) *	...
전 직장 직종과 다른 직종 취업(1: yes)	-0.0857 (-1.679) ***	...
실직기간 예측치의 log값	-0.3028 (-4.279) *	-0.3320 (-3.470) *
재취업 연도더미(1999 = 1)	0.0808 (1.438)	...
lambda (선택편의 교정항)	...	0.0908 (0.325)
표본수	346	693
F-value	18.61	
Adjusted R ²	0.3989	

주: 괄호 안의 값은 t-값이며, *: $P \leq 0.01$, **: $0.01 < P \leq 0.05$, ***: $0.05 < P \leq 0.1$

IV. 결론

본 논문에서는 한국노동패널자료의 제1차에서 제3차까지의 3개년도 자료를 활용, 비자발적 직장상실자의 임금변화를 살펴봄으로써 직장상실비용을 분석하고자 하였다. 실증분석 과정에서 직장상실로 인한 임금변화의 추정에 세 가지의 계량경제학적 문제가 고려되었다. 첫째, 임금변화에 대한 분석이 재취업자에게만 국한될 경우, 전통적인 선택편의의 문제가 발생하게 된다는 점이다. 둘째, 근로자의 이질성이 설명변수에 포착되지 않아 일정한 편의를 일으킨다는 점이다. 셋째, 실직기간과 현 직장의 임금 사이에 존재하는 연립성이 편의를 야기한다는 점이다. 본 논문에서는 이러한 문제를 해결하기 위해 Simultaneous Equation Model with Truncated Dependent Variables를 사용하여 비자발적 직장상실에 따른 임금의 변화를 추정하고자 하였다.

추정결과 Addison and Portugal의 연구에서 나타난 정형화된 사실의 대부분이 우리나라에도 적용되고 있음을 알 수 있었다. 먼저 이전 직장에서의 근속기간이 긴 근로자일수록 비자발적 이직시 상실된 임금크기도 증가함을 단순 OLS추정을 통하여 발견하였다. 그러나 근로자의 선택편의, 이질성 및 연립성을 고려하였을 때에는 현 직장임금에 미치는 전직 근속기간의 영향력은 매우 제한적으로 나타나고 있다. 특히 근로자의 보이지 않는 이질성을 통제하였을 때, 전 직장의 근속기간이 현 직장임금에 미치는 영향력은 비유의적인 것으로 추정되었다. 이는 근속기간이라는 정보가 기업특수인적자본의 형성 이외에도 보이지 않는 근로자의 생산성이나 노사간 합치의 이질성이 존재한다는 사실을 반영한다.

단순 OLS 추정시 임금에 미치는 실직기간의 탄력도는 부(-)로 추정되어 실직기간이 장기화될수록 재취업임금이 하락할 것으로 나타났다. 실직기간과 현 직장 임금 사이의 연립성을 감안한 연립방정식의 추정결과는 실직기간의 임금탄력도가 크게 높아져 실직기간의 장기화에 따른 임금상실폭이 상당할 것임을 암시한다. 이러한 추정결과는 단순 OLS추정에서 실직기간이 재취업임금에 미치는 임금탄력성을 하향추정하고 있으며, 실직기간의 증가에 따라 생산적 구직활동의 가능성보다는 인적자본의 상각이나 또는 장기실직이 시장의 오명효과(stigma effect)로 작용할 가능성을 제시한다. 또한 직종 전환이 임금에 미치는 영향력은 비유의적인 것으로 나타났으나 전 직장의 산업과 다른 산업으로 전환한 경우에는 임금이 모형설정에 따라

17%에서 20%까지 하락한 것으로 나타나 Addison and Portugal(1989)의 결과와 일치한다.

단순 OLS를 사용하여 고용형태가 직장상실비용에 미치는 효과를 분석한 결과 정규직에서 비정규직으로 이동한 경우, 비정규직에서 비정규직으로 이동한 경우와 비교하여 상당한 규모의 임금하락이 발생하는 것으로 나타났다. 더욱이 정규직에서 비정규직으로 이직할 때 임금이 낮아지는 것으로 추정되어 정규직에 대한 임금프리미엄의 존재를 확인할 수 있었다. 특히 연립성이 고려되었을 때 정규직에서 비정규직으로의 이동에 따른 임금하락폭이 확대되었다는 분석결과는 근로자의 이질성이나 연립성의 문제들이 고용형태 이행에 따른 임금상실 정도를 축소하고 있을 가능성을 시사한다.

총취업경험의 영향력도 통계적 유의성이 문제시되나 현 직장임금에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 장기취업자가 비자발적으로 이직할 경우 인적자본의 시장가치를 상실하거나 또는 심각한 경력왜곡 현상이 발생하였을 가능성을 시사하며, 이들 계층의 경우 직장상실비용이 매우 큰 것으로 판단된다.

이상과 같은 추정결과와 자료의 기초분석결과는 외환위기 이후 비자발적 직장상실자의 상당수는 재취업하여도 상당 정도의 임금하락을 경험하였으며, 이들의 경우 재취업이 곧바로 실업극복을 의미하지 않을 가능성을 제시하고 있다. 특히 장기근속자, 중·고령자 및 장기실직자의 경우 재취업에 따른 임금상실의 폭이 큰 것으로 나타나고 있다. 직장상실비용을 보다 체계적으로 이해하기 위해서는 직장상실이 근로자의 임금에 미치는 장기적 지속효과를 분석하여야 할 것이다. 그러나 1998년에서 2000년의 3개년 자료만이 이용 가능하다는 한계로 인해 미치는 장기적 지속효과를 파악할 수 없다는 아쉬움이 있으며, 이는 패널자료가 좀 더 축적된 뒤에 수행할 연구과제로 남겨둔다.

본 논문의 분석결과를 토대로 몇 가지 정책함의를 얻을 수 있을 것이다. 만일 경제위기 여파로 실직한 근로자의 노동시장 성과가 지속적으로 좋지 않다면, 경제위기 동안에 이루어진 기업단위의 수량적 고용조정으로 인하여 발생한 사회적 비용이 노동시장에서 지속적으로 지불될 가능성이 제기된다. 이는 경제위기 동안에 실시된 다양한 노동정책들 가운데 임금유연성 및 노동시장인프라구축이 제도상 해고유연성 확보보다 우선시되었어야 함을 시사하기도 한다(김대일, 2001; 조준모, 2001). 한편 전직장의 근속년수가 현직임금에 미치는 영향력이 미약하다는 점은

‘폐쇄형 내부노동시장 구조’가 점차 내부·외부 노동시장이 조화를 이루는 ‘개방형 구조’로의 개선이 필요하며 임금·직무배치·직업훈련 등 전반적인 인사관리체계에 개선이 필요하다는 점을 시사한다. 마지막으로 고용형태 전환시 임금상실분이 큰 것은 임금유연성을 통하여 생산성을 초월하는 정규직의 임금프리미엄을 낮추고 이직이 빈번한 비정규직의 재취업을 도모하기 위한 시장정합적(market compatible)인 취업알선 인프라 구축이 시급함을 시사한다.

■ 참고 문헌

1. 금재호·조준모, “이직의 원인과 행태에 관한 연구: 기업규모별 분석,” 『노동경제논집』, 한국노동경제학회, 제21권 2호, 1998, pp. 163~194.
2. ———, 『실업구조의 변화와 정책과제』, 한국노동연구원, 2000.
3. ———, “외환위기 전후의 노동시장 불안정성에 대한 연구,” 『노동경제논집』, 제24권 1호, 2001, pp. 35~66.
4. 김대일, “효율적인 노동시장 구축을 위한 정부기능의 재정립,” 『Vision2011 노동정책반 발표집』, 한국개발연구원, 2001
5. 남재량·김태기, “비정규직, 가교(bridge)인가 함정(trap)인가?,” 『노동경제논집』, 제23권 2호, 2000, pp. 81~106.
6. 류기철, “취업형태의 지속성에 관한 연구,” 『노동경제논집』, 제24권 1호, 2001, pp. 207~230.
7. 류재우·김재홍, “근래의 상용직 비중 변화에 대한 동태적 분석,” 『노동경제논집』, 제24권 1호 2001, pp. 253~282.
8. 정진호, “고용형태의 다양화와 최근의 임금실태,” 『2000년도 임금실태조사』, 노동부, 2001.
9. 조준모, “노동시장과 정부역할 재정립: 21세기형 패러다임의 선택,” 『Vision2011 노동정책반 발표집』, 한국개발연구원, 2001.
10. Addison, John T. and Portugal, Pedro, “Job Displacement, Relative Wage Changes, and Duration of Unemployment,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 7, 1989, pp. 281~302.
11. Amemiya, Takeshi, “Multivariate Regression and Simultaneous Equation Models Where the Dependent Variables Are Truncated Normal,” *Econometrica*, Vol. 42, 1974, pp. 99~112.
12. Becker, Gary S., *Human Capital*, 2nd edition, New York: National Bureau of Economic Research, 1975.

13. Carrington, William, "Wage Losses for Displaced Workers: Is It Really the Firm That Matters?" *Journal of Human Resources*, Vol. 28, 1993, pp. 483~496.
14. Heckman, James J., and George J. Borjas, "Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definition, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence," *Econometrica*, Vol. 47, 1980, pp. 39~77.
15. Heckman, James J., "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, Vol. 46, 1979, pp. 153~161.
16. Jacobson, L. S., LaLonde, R. J., and Sullivan, D. G., "Earnings Losses of Displaced Workers," *American Economic Review*, Vol. 83, No. 4, 1993, pp. 685~709.
17. Jovanovic, Boyan, "Job Matching and the Theory of Turnover," *Journal of Political Economy*, Vol. 87, 1979, pp. 972~990.
18. 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*, Vol. 87, 1979, pp. 69~82.
19. Kiker, B. F. and Roberts, R. Blaine, "The Durability of Human Capital: Some New Evidence," *Economic Inquiry*, Vol. 22, 1984, pp. 269~281.
20. Lazear, Edward P., "Age, Experience, and Wage Growth," *American Economic Review*, Vol. 66, 1976, pp. 548~558.
21. ———, "Why is There Mandatory Retirement?" *Journal of Political Economy*, Vol. 87, 1979, pp. 1261~1284.
22. Lee, Lung-Fei, "Simultaneous Equations Models with Discrete and Censored Dependent Variables," C. Mansky and D. McFadden(ed.), *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, Cambridge, Mass.: MIT Press, 1982, pp. 346~364.
23. Lee, Lung-Fei, Maddala, G. S., and Trost, R. P., "Asymptotic Covariance Matrices of Two-Stage Probit and Two-Stage Tobit Methods for Simultaneous Equations Models with Selectivity," *Econometrica*, Vol. 48, 1980, pp. 491~503.
24. Lippman, Steven A., and McCall, John J., "The Economics of Job Search: A Survey, Part 1," *Economic Inquiry*, Vol. 14, 1976, pp. 155~189.
25. McLaughlin, Kenneth J., "A Theory of Quits and Layoffs with Efficient Turnover," *Journal of Political Economy*, Vol. 99, 1991, pp. 1~29.
26. Mincer, Jacob and Boyan Jovanovic, "Labor Mobility and Wages," Sherwin Rosen, (ed.), *Studies in Labor Markets*, Chicago: University of Chicago Press, 1981, pp. 21~63.
27. Ruhm, Christopher, "Are Workers Permanently Scarred by Job Displacements?" *American Economic Review*, Vol. 81, 1991, pp. 319~324.
28. Stevens, Ann Huff, "Persistent Effects of Job Displacement: The Importance of Multiple Job Losses," *Journal of Labor Economics*, Vol. 15, 1997, pp. 165~188.
29. Stigler, George J., "Information in the Labor Market," *Journal of Political Economy*, Vol. 70, 1962, pp. 94~105.
30. Topel, Robert, "Local Labor Markets," *Journal of Political Economy*, Vol. 94, 1986, pp. 111~144.

〈 부 록 〉

〈부표 1〉 분석대상 표본의 구성

(단위: %, 명)

	임금 변화액 (변화율)
전체	100.0 (746)
성별	
여 성	60.7 (453)
남 성	39.3 (293)
연령대별	
15 ~ 19세	1.9 (14)
20 ~ 29세	19.0 (142)
30 ~ 39세	24.3 (181)
40 ~ 49세	24.5 (183)
50 ~ 59세	21.7 (162)
60세 이상	8.6 (64)
학력별	
초등학교졸 이하	26.1 (195)
중졸	20.8 (155)
고졸	37.0 (276)
전문대졸	8.2 (61)
대졸 이상	7.9 (59)
배우자 유무	
없음	31.1 (232)
있음	68.9 (514)
전 직장의 근속기간	
0- < 2년	47.2 (348)
2- < 5년	20.1 (148)
5- < 10년	11.9 (88)
10- < 15년	7.7 (57)
15년 이상	13.1 (97)
총 취업경험	
0- < 2년	29.9 (212)
2- < 5년	10.2 (72)
5- < 10년	13.5 (96)
10- < 15년	17.8 (126)
15- < 20년	12.3 (87)
20년 이상	16.4 (116)

〈부표 2〉 비자발적 직장상실자의 임금변화

(단위: 만 원, %)

	전 직장 임금	현 직장 임금	임금 변화액 (변화율)
고용형태			
정규직 → 정규직	117.8	91.2	-26.6 (-22.6)
정규직 → 비정규직	96.4	58.3	-38.1 (-39.5)
비정규직 → 정규직	77.9	84.5	6.6 (8.5)
비정규직 → 비정규직	80.0	64.8	-15.2 (-19.0)
산업 전환여부			
동일 산업에 재취업	102.4	80.6	-21.8 (-21.3)
다른 산업에 재취업	98.8	57.5	-41.3 (-41.8)
직종 전환여부			
동일 직종에 재취업	96.1	76.8	-19.3 (-20.1)
다른 직종에 재취업	105.1	60.5	-44.6 (-42.4)
실직기간			
0- <3개월	92.4	74.2	-18.2 (-19.7)
3- <6개월	85.0	74.4	-10.6 (-12.5)
6- <9개월	114.5	76.6	-37.9 (-33.1)
9- <12개월	108.4	77.1	-31.3 (-28.9)
12- <24개월	101.6	63.3	-38.3 (-37.7)
24- <36개월	97.9	58.1	-39.8 (-40.7)

〈부표 3〉 자발적 이직자의 임금변화

(단위: 만 원, %)

	전 직장 임금	현 직장 임금	임금 변화액 (변화율)
고용형태			
정규직 → 정규직	95.0	88.8	-6.2 (-6.5)
정규직 → 비정규직	82.9	58.2	-24.7 (-29.8)
비정규직 → 정규직	59.2	75.4	16.2 (27.4)
비정규직 → 비정규직	58.1	69.2	11.1 (19.1)
산업 전환여부			
동일 산업에 재취업	89.5	84.5	-5.0 (-5.6)
다른 산업에 재취업	81.8	72.5	-9.3 (-11.4)
직종 전환여부			
동일 직종에 재취업	90.4	88.8	-1.6 (-1.8)
다른 직종에 재취업	80.3	67.1	-13.2 (-16.4)
실직기간			
0- <3개월	98.3	97.7	-0.6 (-0.6)
3- <6개월	89.2	89.8	0.6 (0.7)
6- <9개월	82.4	67.1	-15.3 (-18.6)
9- <12개월	70.2	63.4	-6.8 (-9.7)
12- <24개월	77.2	65.1	-12.1 (-15.7)
24- <36개월	68.2	56.9	-11.3 (-16.6)

〈부표 4〉 재취업 확률의 추정식 - Probit 추정

설명변수	추정계수값 (z-값)
상수항	0.8617 (1.879) ***
전직장 근속기간(년)	0.0112 (0.644)
전직장 근속기간의 제곱	-0.0008 (-1.516)
교육기간(년)	-0.0346 (-2.064) **
연령	-0.0232 (-4.223) *
배우자 유무(0: 없음 1: 있음)	0.1369 (1.138)
전직장의 고용형태(0: 비정규직 1: 정규직)	-0.0525 (-0.480)
다른 가구원 취업여부(0: 없음 1: 있음)	-0.3175 (-3.010) *
전직장 임금의 log값	0.2509 (2.750) *
표본수	725
Log likelihood	-427.647

주: 괄호 안의 값은 z-값이며, *: $P \leq 0.01$, **: $0.01 < P \leq 0.05$, ***: $0.05 < P \leq 0.1$

〈부표 5〉 축차형 실직기간 함수의 추정결과 - 최우추정법

설명변수	추정계수값 (z-값)
상수항	2.3782(5.225)*
전직장 근속기간(년)	0.0071(0.371)
전직장 근속기간의 제곱	0.0015(2.509)**
교육기간(년)	0.0018(0.106)
연령	0.0166(2.941)*
배우자 유무(0: 없음 1: 있음)	-0.1264(-0.980)
전직장의 고용형태(0: 비정규직 1: 정규직)	0.5592(4.706)*
다른 가구원 취업여부(0: 없음 1: 있음)	0.1733(1.554)***
전직장 임금의 log값	-0.6750(-7.404)*
sigma(연립성편의 교정항)	1.6160(3.331)*
표본수	1,088
Log likelihood	-1510.71

주: 괄호 안의 값은 z-값이며, *: $P \leq 0.01$, **: $0.01 < P \leq 0.05$, ***: $0.05 < P \leq 0.1$

〈부표 6〉 $\delta=1$ 인 경우 현 직장의 임금함수 추정

설명변수	이질성 감안 ($\delta = 1$)	
	OLS	Heckman's 2SLS
상수항	-0.0687(-0.463)	-0.7799(-0.378)
전 직장 근속기간(년)	-0.0054(-0.456)	-0.0137(-0.886)
전 직장 근속기간의 제곱	-0.0002(-0.375)	0.0001(0.185)
총취업경험(년)	-0.0066(-1.617)	-0.0071(-1.265)
교육기간(년)	0.0022(0.223)	-0.0017(-0.146)
성별(0: 여성 1: 남성)	-0.1027(-1.448)	-0.0866(-0.975)
배우자 유무(0: 없음 1: 있음)	-0.0208(-0.448)	-0.0393(-0.492)
비정규직에서 정규직 이동(1: yes)	0.2960(2.603)*	...
정규직에서 정규직 이동(1: yes)	-0.0899(-1.130)	...
정규직에서 비정규직 이동(1: yes)	-0.3424(-4.062)*	...
전 직장 산업과 다른 산업취업(1: yes)	-0.1351(-2.040)**	...
전 직장 직종과 다른 직종취업(1: yes)	-0.0352(-0.540)	...
실직기간의 log값	-0.1257(-3.579)*	-0.1233(-2.796)*
재취업 연도더미(1999=1)	0.1461(1.980)**	...
전 직장 임금의 log값	1	1
lambda(선택편의 교정항)
표본수	346	693
F-value	6.49	
Adjusted R2	0.1715	

주: 괄호 안의 값은 t-값이며, *: $P \leq 0.01$, **: $0.01 < P \leq 0.05$, ***: $0.05 < P \leq 0.1$

The Reemployment and the Wage Consequences of Job Displacement

Jae-Ho Keum* · Joonmo Cho**

Abstract

Using KLISP data on displaced workers, this article investigates the wage consequences of job displacement in Korea under a framework that emphasizes the effects of change in job regularity, past job duration and unemployment duration on postdisplacement wages. Our model also attempts to take account of the simultaneity between unemployment duration and the postdisplacement wage. It is found that the change in job regularity significantly affects the postdisplacement wages even after the worker's heterogeneity and simultaneity problems have been taken care of. It is also found that duration strongly reduces subsequent earnings and is thereby implied that loss in general human capital or the increased market discrimination more likely surpasses the gain from productive search with a longer duration.

Key Words: cost of job loss, unemployment duration, irregular job

* Research Fellow, Korean Labor Institute

** Professor, Dept. of Economics, Soongsil University