

産災勤勞者の 轉職行動에 關한 分析*

李 昇 烈**

논문초록

1999~2002년(1~3월)에 新規로 障害等級이 判定된 산재근로자의 雇用保險 加入記錄으로부터 이들의 就業歷(employment history)을 추적하였다. 이 자료에 기초한 분석 결과에 따르면, 먼저 2000~2002년의 연도별 산재근로자 離職率은 29~30%의 수준으로 근로자 전체와 비슷한 이직률을 보였으며, 非自發的 離職率이 근로자 전체보다 상대적으로 높은 특징을 지니고 있었다. 1년간 그리고 2년간 산재근로자가 경험한 일자리 수(job spells)를 알아본 결과, 4할 정도의 산재근로자는 이직경험이 없었으며, 1회의 이직을 경험한 산재근로자가 약 5할에 이르렀다. 그리고 높은 轉職性向은 低學歷者와 被災 以前の 經歷이 낮은 산재근로자 등 人的資本의 蓄積水準이 낮은 산재근로자 그리고 療養期間이 길거나 重症障害 등 人的資本의 損失이 상대적으로 높았던 것으로 추측되는 산재근로자에게서 나타난다는 사실이 順位프로빗(ordered probit) 分析으로부터 확인되었다. 더욱이 산재근로자의 就業期間 사이에 그리고 失業期間 사이에 發生依存性(occurrence dependence)이 존재한다는 분석 결과를 얻음으로써 이전의 이직경험은 이후의 산재근로자 취업력에 부정적인 영향을 미치고 있음을 推論할 수 있었다.

핵심 주제어: 산재근로자, 전직, 발생의존성

경제학문헌목록 주제분류: J6

* 이 글을 작성하는 과정에서 빚어진 적지 않은 오류를 지적하여 주신 두 분의 심사자에게 감사드린다.

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

I. 글을 시작하며

障害가 判定된 뒤 職場에 復歸한 産災勤勞者の 절반 정도는 職場復歸時點으로부터 1년 이내에 離職하고 있다.¹⁾ 이는 장해가 판정된 산재근로자의 직장유지(job retention)를 분석한 李昇烈(2004)에서 밝혀진 사실이다. 이 사실에 기초하여 추론한다면, 산재근로자의 직장복귀가 성공적이라 할 수 있는지를 판단하는 데 1년 정도의 관찰기간으로는 부족하다는 것이다. 아울러 李昇烈(2004)은 직장에 복귀한 산재근로자의 취업기간(곧 직장유지기간)을 결정하는 요인을 분석한 결과, 壯年層이나 低學歷者, 重症障害者 등 人的資本의 蓄積水準이 낮은 편이거나 산재로 인하여 인적자본의 손실 정도가 높은 편인 산재근로자의 離職確率이 높다는 사실을 확인하였다.²⁾

이처럼 이직성향이 높은 산재근로자는 노동시장에서 정착하지 못한 채 계속 일 자리를 찾아 돌아다닐 가능성이 없지 않다. Heckman and Borjas(1980)가 주장하였듯이 就業이나 失業이라는 어떤 狀態(state)가 이후의 상태를 규정한다고 하는 이른바 狀態依存性(state dependence)이 산재근로자의 경우에도 존재할 수 있기 때문이다. 문제는 신동균(2004)의 연구 결과에서 볼 수 있듯이 반복적 실업이 임금에 부정적인 효과를 미치게 될 때, 반복적 실업은 산재근로자의 안정적인 생활을 저해할 것이라는 점이다. 따라서 산재근로자의 직장복귀정책과 관련하여 직장에 복귀한 산재근로자들의 이직 상황을 지속적으로 관찰하는 것이야말로 산재근로자를 대상으로 하는 여러 정책의 수립에 우선되어야 할 과제라 하겠다.

長期失業者가 실업을 반복하게 되거나 以前보다 낮은 賃金の 일자리에 취업하게 된다는 사실은 이미 理論的·實證的 研究에서 밝혀진 사실이다. 理論적으로 본다면, 이처럼 장기실업자가 실업을 반복하게 되는 원인으로서 실업기간의 經過에 따라 개인의 選好에 변화가 있을 수 있고, 개인의 취업을 둘러싼 환경의 변화도 수반하기 때문이다.³⁾ 게다가 장기실업은 勞動市場經驗으로 蓄積되었던 人的資本의 陳腐化나 損失을 초래하므로 장기실업자의 就業可能性은 더욱 낮아지게 된다. 이에 따라 일종의 ‘흠집效果(scarring effect)’나 ‘污點效果(stigma effect)’가 작용함

1) 캐나다를 대상으로 한 Butler et. al. (1995)에서도 유사한 결과가 도출되고 있다.

2) 이와 유사한 연구로서 李昇烈(2003)과 Yee(2004)가 있다.

3) 이론적인 연구로서는 대표적으로 Vishwanath(1989)를 들 수 있다.

으로써 장기실업자는 실업을 지속하거나 취업하더라도 좋은 일자리에 취업하지 못하게 되어 장기실업이 취업과 임금에 부정적인 영향을 미치게 되는 것이다. 이러한 효과는 이미 영국, 미국 등 여러 나라의 실증분석에서 검증되었다.⁴⁾

산재근로자의 경우에는 障礙가 초래한 인적자본 손실 그리고 산재근로자의 직장 적응도가 낮을 것이라는 왜곡된 인식으로 흡집효과가 일반근로자보다 더욱 클 가능성이 있다. 반대로 산재근로자의 고용에 따른 각종 지원제도⁵⁾가 이러한 흡집효과를 상쇄할 가능성도 아울러 생각해볼 수 있다. 이러한 맥락에서 이 글은 산재근로자의 취업기간(duration of job spell)이나 실업기간(duration of unemployment spell)에 상태의존성이 관찰되는가를 알아보는 것이 주요한 분석 목적이다. 이와 같은 관찰로부터 산재근로자의 직장복귀를 위한 정책적 고려는 어떠한 目標集團에 설정되어야 하는지, 장해판정 이후의 직장복귀가 산재근로자의 취업력에서 어느 정도로 중요한 의미를 지니는가를 평가할 수 있게 될 것이며, 따라서 산재근로자 직장복귀 정책이 어떠한 방향으로 추진되어야 할 것인가를 가늠할 수 있게 될 것이다.

이 연구의 분석대상은 1999~2002⁶⁾년에 걸쳐 障害等級이 판정된 산재근로자이다.⁷⁾ 이들의 취업력은 雇用保險 被保險者 데이터베이스로부터 얻었으며, 이에 따라 개별 산재근로자의 취업력이 지속적으로 관찰되는 패널자료에 가까운 속성의 자료를 構築할 수 있었다.⁸⁾ 특히 표본수가 36,000명 정도에 이르는 규모의 자료를 얻을 수 있었으며, 入職日과 離職日에 대한 정보가 비교적 완전하여 일종의 연속

4) 영국의 경우는 Arurlampalam(2001), Gregory and Jukes(2001), Narendranathan and Elias(1993), 미국의 경우는 Heckman and Borjas(1980), Corcoran and Hill(1985), Addison and Portugal(1989), Coleman(1989), Lynch(1989), Ruhm(1991), Jacobson et al. (1993), Stevens(1997)를 들 수 있다. 국내 연구로서는 금재호·조준모(2000)와 신동균(2004)을 들 수 있으며, 이밖에 장기실업이 실업자의 심리적 상태에 미치는 악영향에 대한 연구로서 Clark et al. (2001)가 있다.

5) 장애인으로 간주되는 산재근로자의 경우에 의무고용비율을 높여 해당하는 지원을 받을 수 있으며, 요양종결 이후 1년 이내에 고용하는 경우에 고용보조금이 지급되는 장해급여자 직장복귀지원금제도가 있다.

6) 2002년의 경우는 1~3월의 3개월간 자료이다.

7) 이에 따라 여기에서는 이들을 ‘산재근로자’나 ‘障害判定者’라 부르기로 한다.

8) 산재보상 수급자 데이터베이스와 고용보험 피보험자 데이터베이스는 각각 근로복지공단과 한국고용정보원으로부터 제공받았다. 담당자에게 감사드리며, 고용보험 피보험자 데이터베이스의 정리와 관련하여 여러 도움을 준 전병유 선임연구위원(한국노동연구원) 그리고 양 데이터베이스의 결합과 정리에서 많은 도움을 준 김수진 연구원(한국노동연구원)에게 아울러 감사드린다.

시간형(continuous-time) 자료로서 활용가치가 높은 편이다.

이러한 장점을 가진 분석 자료라 하더라도 두 가지 점에 유의하여야 한다. 먼저 이직 이후의 정보가 불완전할 수도 있다는 사실이다. 말하자면, 직장을 그만둔 뒤 다른 雇用保險 適用事業場으로 轉職하지 않은 것으로 나타난 산재근로자의 경우에 이들이 自營業에 종사하게 되었는지, 노동시장에서 완전히 은퇴하였는지, 고용보험 미적용사업장으로 전직하였는지 등을 알 수가 없다는 제약이 있다. 그리고 고용보험 피보험자 데이터베이스가 고용보험 실시시기(1995년 7월 1일)부터 2003년 3월 31일까지의 자료라는 점⁹⁾과 분석대상인 산재근로자가 1999년 1월 1일 이후에 장애가 판정된 경우라는 점에서 관찰기간이 아무리 길다고 하더라도 4년 정도밖에 되지 않는다는 사실도 또 다른 제약이다. 그렇다고 하더라도 산재근로자와 관련된 縱斷面資料(longitudinal data)를 현실에서 얻을 수 없다는 더욱 큰 제약을 감안한다면, 산재근로자의 이직실태, 곧 노동이동을 추적하는 데 이 자료는 적지 않은 가치를 지닌다고 할 수 있다.

마지막으로 이 글의 구성을 간단히 설명하면, 다음 절에서는 산재근로자의 就業歷(employment history)을 追跡하는 가운데 먼저 어떠한 특성의 산재근로자가 높은 이직성향을 보이는가를 살펴본다. 이때 이직성향을 나타내는 주요한 지표로서 離職率과 일자리 數(job spells)를 이용하게 될 것이다. 아울러 산재근로자의 특성과 이직성향 사이에는 어떠한 관계가 존재하는지에 대해서도 알아볼 것이다. 그리고 3절에서는 산재근로자의 취업력에 나타나는 반복적 취업과 실업에 상태의존성이 존재하는지를 검증한다. 그리고 4절에서는 이상의 분석 결과로부터 얻을 수 있는 몇 가지 示唆點을 논의하기로 한다.

II. 산재근로자의 이직실태와 전직성향분석

1. 산재근로자의 이직성향

(1) 이직률

먼저 산재근로자의 이직성향을 알아보는 한 가지 방법으로서 이직률을 산정하여

9) 따라서 이 연구의 최종 관찰시점은 2003년 3월 31일이 된다. 참고로 고용보험 실시시기 이전에 취업한 근로자의 취업일은 고용보험 피보험자 데이터베이스에서 확인할 수 있다.

보기로 한다. 이때 이직률은 해당 연도의 1월 1일에 취업하고 있는 것으로 나타난 산재근로자 가운데 1년 이내에 이직한 산재근로자의 비율로 하였다.¹⁰⁾ 다시 말해서 다음과 같은 비율로 정의된다.

$$\text{이직률} = (\text{1년 이내에 이직한 산재근로자수} / \text{해당 연도 1월 1일에 취업하고 있는 산재근로자}) \times 100$$

이와 같은 정의에 따를 때, 2000년도의 이직률은 1999년도에 장해가 판정된 산재근로자를 대상으로 하여 계산하게 된다. 그리고 2001년도의 이직률은 1999년과 2000년에 장해가 판정된 산재근로자를 대상으로 하여 얻으며, 2002년도의 이직률은 1999~2001년에 장해가 판정된 산재근로자를 대상으로 하여 얻게 되는 것이다. 이때 동일 기업에 속하는 사업장으로 이동한 경우¹¹⁾는 이직으로 간주하지 않았다.

〈표 1〉에서 2000년도, 2001년도, 2002년도의 산재근로자 이직률은 각각 29.8%, 29.5%, 28.5%로 대체로 30%의 수준에 이르고 있음을 알 수 있다. 말하자면, 연초에 취업상태를 유지하고 있던 산재근로자 10명 가운데 3명 정도가 1년 이내에 이직하게 된다는 것이다. 이 수치는 근로자 전체와 비슷한 수준이다. 황덕순 외(2004)는 근로자 전체 이직률이 2000년도, 2001년도, 2002년도에 각각 30.0%, 31.2%, 23.9%임을 확인하고 있다. 이 결과를 보면, 2002년도를 제외하고는 산재근로자의 이직률이 오히려 근로자 전체에 비하여 약간 낮은 편이다.¹²⁾

이처럼 산재근로자의年間 이직률이 근로자 전체와 비슷한 수준이라 하더라도兩者間에 명확한 차이도 보인다. 이 차이란 산재근로자의 非自發的 離職率이 근로자 전체보다 높다는 사실이다.¹³⁾ 이로부터 산재근로자의 이직률이라는 측정지표가 근

10) 자세한 것은 황덕순 외(2004)를 참고하기 바란다.

11) 이와 같은 예로 어느 건설회사의 현장에서 산재의 피해를 입은 근로자가 요양이 끝나 장해가 판정된 뒤에 해당 건설회사의 본사나 다른 현장으로 복귀하는 경우를 들 수 있을 것이다.

12) 2002년도의 경우에 일반근로자보다 산재근로자의 이직률이 8.4% 포인트 높게 나타나는 점이 특이하다. 산재근로자의 이직률은 안정적이나 근로자 전체의 2002년도 이직률이 크게 감소하였다는 사실은 별도의 연구로 규명하여야 할 필요가 있을 것이다. 그리고 근로자 전체 이직률에 사실은 산재근로자도 포함되어 있음에도 유의하여야 한다. 황덕순 외(2004)는 산재근로자를 특별히 구분하지 않았기 때문이다.

13) 여기에서는 근로자 전체와 비교하기 위하여 황덕순 외(2004)의 이직사유 분류방식을 채택하였다. 이에 따라 사업장의 폐업·도산에 따른 이직, 정리해고, 회사이전·임금삭감·체불 등

〈표 1〉 이직사유별 산재근로자 이직률 추이(2000~2002)

(단위 : %)

	2000			2001			2002		
	전체	비자발적	자발적	전체	비자발적	자발적	전체	비자발적	자발적
전체	29.8	15.4	14.4	29.5	17.9	17.6	28.5	17.2	11.4
남성	29.5	15.4	14.1	28.9	17.4	11.5	28.3	16.9	11.4
여성	32.1	15.7	16.4	34.3	21.7	12.7	30.7	19.2	11.5
업무상재해	29.9	15.5	14.4	29.6	17.9	11.7	28.7	17.3	11.4
업무상질병	26.6	13.0	13.6	25.1	16.6	8.5	24.0	13.9	10.1
20세 미만	55.6	11.1	44.4	38.3	21.7	16.7	26.8	18.3	8.5
20~29세	32.2	14.4	17.8	28.5	15.1	13.5	32.2	17.9	14.3
30~39세	31.2	16.2	15.0	30.0	17.6	12.4	27.8	16.4	11.3
40~49세	27.0	15.0	12.0	27.8	18.1	9.8	25.4	16.0	9.4
50~59세	29.4	15.1	14.3	31.9	20.1	11.8	33.2	20.4	12.8
60세 이상	40.7	19.8	20.9	38.4	24.6	13.8	27.7	16.8	11.0
초등졸 이하	23.9	12.1	11.9	25.5	15.6	9.8	24.0	13.6	10.4
중졸	23.9	12.5	11.3	24.0	15.2	8.8	24.3	14.5	9.9
고졸	31.8	16.3	15.5	31.7	19.1	12.6	30.1	18.3	11.7
전문대졸	30.9	16.2	14.7	27.6	17.1	10.5	27.5	15.5	12.0
대졸	34.8	20.3	14.5	30.6	17.4	13.2	28.7	16.8	12.0
대학원졸	30.0	5.0	25.0	20.9	14.0	7.0	28.9	13.5	15.4
장해등급 1~3급	50.0	12.5	37.5	48.3	24.1	24.1	44.3	19.7	24.6
장해등급 4~7급	39.4	19.9	19.6	34.6	19.2	15.4	31.0	17.8	13.3
장해등급 8~9급	29.8	16.0	13.8	30.3	17.8	12.5	30.9	18.7	12.2
장해등급 10~14급	29.2	15.1	14.0	29.0	17.8	11.2	28.0	16.9	11.1
1999년 장해판정	29.8	15.4	14.4	28.3	17.5	10.8	27.5	16.8	10.6
2000년 장해판정	-	-	-	30.6	18.2	12.3	27.9	16.9	11.0
2001년 장해판정	-	-	-	-	-	-	29.8	17.6	12.2
근로자 전체	30.0	6.9	23.1	31.2	8.0	23.2	23.9	5.9	18.0

주 : 근로자 전체의 이직률은 2002년도의 추계치로서 황덕순 외(2004)에서 인용하였음.

로자 전체와 유사한 이직성향을 보이면서도 이직의 실질적인 내용에서는 차이를 나타낼 수 있다. 말하자면, 短期就業을 뜻하는 雇用不安定性(job instability)이라는 면에서는 산재근로자가 근로자 전체와 비슷하지만, 비자발적 이직을 뜻하는 雇用不安全性(job insecurity)이라는 면에서는 산재근로자가 훨씬 크다. 이와 같은 특성은 산재근로자의 직장복귀정책에서 고려하여야 할 사항이기도 하다.¹⁴⁾

근로조건 변동에 따른 임의퇴직, 기타 회사사정에 따른 퇴직(사업주 권고성 퇴직 포함) 그리고 계약기간만료에 의한 이직을 비자발적 이직으로 간주하였다.

14) 고용불안정성과 고용불안전성의 개념은 금재호 외(2000)를 참고하기 바란다. 그리고 한 심사

이제 이직률을 산재근로자 특성별로 살펴보기로 하자. 먼저 남성보다 여성의 이직률이 높다는 사실과 더불어 여성의 비자발적 이직률이 높다는 사실이 함께 확인된다. 그리고 40대가 일관되게 가장 낮은 이직률을 보이는 것과 달리 60대와 10대가 높은 이직률을 보이고 있다는 점, 대학원졸 이상을 제외하면, 중졸 이하의 저학력자보다 고졸 이상의 학력자가 상대적으로 높은 이직률을 보인다는 점, 중증장애자의 이직률이 높다는 점 그리고 1999년도와 2000년도 장해판정자의 경우에 장해판정 1년 후의 이직률이 높으며, 이후에 점차 감소하고 있다는 점을 산재근로자의 이직률이 보이는 몇 가지 특징으로서 들 수 있다.¹⁵⁾

(2) 일자리 수

산재근로자의 이직성향을 나타내는 다른 지표로서는 산재근로자의 1년간 일자리 수(job spells)를 들 수 있다. 정확히 말하면, 이는 산재근로자가 일자리를 떠돌아다니는 성향, 다시 말해서 轉職性向을 나타낸다고 할 수 있다. 이때 ‘1년간’이라는 관찰기간은 해당 산재근로자가 장해판정 이후에 직장에 복귀하였거나 새로 취업한 사업체를 대상으로 한 기간이다.¹⁶⁾ 만일 어떤 산재근로자가 장해판정 이후에 취업한 사업장을 그만두고 다른 고용보험 적용사업장으로 전직하였다면, 이 경우의 일자리 수는 2가 된다. 물론 이 산재근로자가 두 번째의 일자리도 그만둔 상태라 하더라도 일자리 수는 2일 것이다.

이러한 계산 방식에 따르면, 1년간이라는 관찰기간동안에 동일한 일자리를 계속

자는 이와 같은 차이의 원인이 산재에 있는 것인지 비판적 의견을 제시하였다. 하지만 이 글의 분석 자료가 산재근로자만을 대상으로 수집한 것이어서 일반근로자와 직접 비교할 수 없었기 때문에 산재근로자의 고용불안정성이나 고용불안전성이 산재로부터 비롯된 것인지는 파악하기가 어렵다.

- 15) 이러한 특징은 산재근로자의 취업기간을 분석한 李昇烈(2004)의 결과와 유사하다. 이는 산재근로자의 취업기간이 짧다는 사실이 산재근로자가 이직할 가능성이 그만큼 높음을 의미하기 때문인 것으로 보인다.
- 16) 분석에 이용된 산재근로자의 직장복귀는 장해판정일을 관찰시점으로 할 때 세 가지 유형으로 분류된다. 먼저 산재근로자가 장해판정 당시에 피재 당시의 사업주와 고용관계를 유지하고 있는 경우이다. 이를 ‘原職場復歸’라 한다. 두 번째 유형으로서 산재근로자가 장해판정 이전에 다른 고용보험 적용사업장으로 전직하여 고용관계를 지속하고 있는 경우로 이를 ‘障害判定以前就業’이라 하기로 한다. 그리고 세 번째 유형으로서 산재근로자가 장해판정일 당시에는 취업상태에 있지 않으나 장해판정 이후에 고용보험 적용사업장에 취업한 경우이다. 이를 ‘障害判定以後就業’이라 하기로 한다.

유지하고 있는 경우와 1년 이내에 일자리를 떠나 다른 고용보험 적용사업장으로 전직하지 않고 있는 경우는 일자리 수가 동일하게 1일 것이다. 前者의 경우는 1년간 직장을 유지한 반면, 後者の 경우는 退職한 것이므로 이 두 경우를 구분하기로 한다. 따라서 전자의 경우, 곧 1년간 동일한 일자리를 지속하고 있는 경우는 전직을 전혀 경험하지 않았다는 의미에서 일자리 수를 0으로 간주하기로 한다.

〈표 2〉를 보면, 전체 33,038명¹⁷⁾ 가운데 41.1%인 13,578명이 관찰기간인 1년간 해당 사업체의 일자리를 유지한 것으로 나타났다. 그리고 일자리 수가 1인 경우, 곧 1년 이내에 해당 사업체의 일자리를 떠난 뒤 다른 고용보험 적용사업장으로 전직하지 않은 채 퇴직상태에 있는 산재근로자는 15,548명으로 전체의 47.1%를 차지하였다. 이 비중이 산재근로자 가운데 가장 높은 편이다. 이 두 수치를 함께 고려하면, 산재근로자의 약 9할 정도가 1년간이라는 관찰기간에 일자리를 한 가지 경험하였음을 알 수 있다. 이와는 달리 놀랍게도 1년간이라는 단기간에 일자리 수가 5 이상인 산재근로자가 14명이나 된다. 이들은 적어도 4회의 전직을 경험하였다고 할 수 있으며, 따라서 평균적으로 3개월 이내에 일자리를 떠나고, 다시 취업을 하는 등 전직을 반복하였다고 할 것이다.

그런데 특이한 것은 장해판정년도가 최근일수록 1년간의 관찰기간에 이직을 경험하지 않은 채 동일한 일자리를 유지하고 있는 산재근로자의 비중이 높아진다는 사실이다. 이를 살펴보면, 1999년도에 장해가 판정된 산재근로자의 31.6%가 1년간의 관찰기간에 이직을 경험하지 않았으나 2002년도에 장해가 판정된 산재근로자의 경우는 이 수치가 60.2%로 거의 두 배에 육박하고 있음을 알 수 있다.¹⁸⁾

마찬가지로 2년간의 일자리 수도 계산하여 보았다. 이 결과도 1년간의 일자리 수와 유사한 결과를 보이고 있다. 다만 이전에 비하여 離職未經驗者의 비중이 전체의 36.4%로 줄어들고 있다. 아울러 표에서는 생략하였으나 3년간의 일자리 수에서도 대체로 유사한 특징을 보였다.

17) 고용보험 피보험자 데이터베이스에서는 취업력이 2003년 3월 31일까지 파악되므로 2002년 3월 31일 이전에 취업한 산재근로자를 대상으로 하였다. 마찬가지로 2년간 일자리수의 계산에서는 2001년 3월 31일 이전에 취업한 산재근로자가 대상이다.

18) 외환위기로 인한 경제적 상황의 반영일 수 있으나 관찰기간이 짧다는 점을 고려한다면, 이는 추론에 지나지 않는다.

〈표 2〉 장해판정년도별 산재근로자 일자리 수 분포

(단위 : 명, %)

	1 년간					2 년간			
	1999	2000	2001	2002	전체	1999	2000	2001	전체
0	2,966 (31.59)	3,887 (37.83)	5,471 (48.45)	1,254 (60.20)	13,578 (41.10)	2,716 (31.32)	3,503 (38.55)	1,118 (46.97)	7,337 (36.43)
1	4,970 (52.94)	4,929 (47.97)	4,843 (42.89)	806 (38.69)	15,548 (47.06)	4,103 (47.31)	4,728 (52.03)	1,236 (51.93)	10,067 (49.99)
2	1,196 (12.74)	1,236 (12.03)	853 (7.55)	23 (1.10)	3,308 (10.01)	1,394 (16.07)	747 (8.22)	25 (1.05)	2,166 (10.75)
3	224 (2.39)	191 (1.86)	107 (0.95)	0 (0.00)	522 (1.58)	343 (3.95)	92 (1.01)	1 (0.04)	436 (2.16)
4	28 (0.30)	25 (0.24)	15 (0.13)	0 (0.00)	68 (0.21)	84 (0.97)	16 (0.18)	0 (0.00)	100 (0.50)
5	4 (0.04)	6 (0.06)	1 (0.01)	0 (0.00)	11 (0.03)	26 (0.30)	1 (0.01)	0 (0.00)	27 (0.13)
6	0 (0.00)	2 (0.02)	1 (0.01)	0 (0.00)	3 (0.01)	6 (0.07)	0 (0.00)	0 (0.00)	6 (0.03)
7	0 (0.00)	0 (0.00)	0 (0.00)	0 (0.00)	0 (0.00)	1 (0.01)	0 (0.00)	0 (0.00)	1 (0.00)
전체	9,388 (100.00)	10,276 (100.00)	11,291 (100.00)	2,083 (100.00)	33,038 (100.00)	8,673 (100.00)	9,087 (100.00)	2,380 (100.00)	20,140 (100.00)

다음으로 〈표 3〉은 산재근로자를 특성별로 구분하여 평균 일자리 수를 계산한 것이다. 수치가 낮을수록 이직성향이 낮음을 나타낸다고 할 수 있다. 표에 따르면, 남정보다 여성의 평균 일자리 수가 많으며, 산재발생유형이 업무상 재해인 경우가 업무상 질병인 경우보다 평균 일자리 수가 역시 많은 것으로 나타난다. 그리고 연령별로 보면, 20대와 40대 그리고 60대의 평균 일자리 수가 적고, 50대의 일자리 수가 가장 많다. 다음으로 학력별로 본다면, 학력이 확인되지 않는 경우를 제외할 때, 고졸 출신의 평균 일자리 수가 가장 많고, 중졸 이하의 저학력자와 대학원 졸업 이상이 적은 편이다. 마지막으로 장해등급별로 보면, 중증장해일수록 평균 일자리 수가 많은 것으로 나타나고 있다.

〈표 3〉 산재근로자 특성별 평균 일자리 수

(단위 : 개)

	1년간	2년간
남성	0.72 (0.73)	0.81 (0.79)
여성	0.76 (0.67)	0.83 (0.68)
업무상재해	0.73 (0.73)	0.81 (0.77)
업무상질병	0.62 (0.66)	0.68 (0.70)
20세 미만	0.71 (0.45)	0.78 (0.42)
20~29세	0.68 (0.64)	0.79 (0.73)
30~39세	0.75 (0.77)	0.83 (0.81)
40~49세	0.70 (0.74)	0.77 (0.78)
50~59세	0.80 (0.71)	0.87 (0.73)
60세 이상	0.69 (0.46)	0.76 (0.43)
초등졸 이하	0.67 (0.66)	0.74 (0.69)
중졸	0.66 (0.69)	0.72 (0.72)
고졸	0.76 (0.74)	0.84 (0.79)
전문대졸	0.67 (0.74)	0.76 (0.79)
대졸	0.72 (0.76)	0.84 (0.85)
대학원졸	0.66 (0.68)	0.76 (0.77)
장해등급 1~3급	0.83 (0.46)	0.91 (0.41)
장해등급 4~7급	0.79 (0.62)	0.85 (0.62)
장해등급 8~9급	0.75 (0.69)	0.83 (0.74)
장해등급 10~14급	0.72 (0.74)	0.80 (0.79)

주 : 괄호안의 수치는 표준편차를 나타냄.

이상의 결과를 〈표 1〉의 이직률 결과와 비교해보면, 유사한 특징과 차이점을 동시에 보인다. 여성과 중증장애자 그리고 고졸 출신자의 경우는 이직률이 높으면서 평균 일자리 수도 많은 편이다. 이와는 달리 연령의 경우에는 이직률과 평균 일자리 수에서 차이를 나타내는데 이직률에서는 60대와 10대가 높으면서 평균 일자리 수에서 낮은 수치를 보이며, 비교적 이직률이 높은 편에 속하는 50대는 평균 일자리 수도 높은 수치를 보이고 있다. 그리고 중졸 이하의 저학력자도 이직률은 높은 편이나 평균 일자리 수는 낮게 나타난다. 다시 말하면, 여성, 중증장애자, 고졸 출신자는 이직성향과 전직성향이 동시에 높은 유형이라 할 수 있고, 60대와 10대, 중졸 이하의 저학력자는 이직성향이 높은 유형 그리고 50대는 전직성향이 높은 유형이라 할 수 있다. 이러한 유형별 특징을 고려하는 맞춤형 정책이 산재근로자의 직장복귀정책에 도입되어야 할 것이다.

2. 일자리 수에 대한 순위프로빗 분석

지금까지 산재근로자 사이에 이직률과 일자리 수가 다양하게 나타난다는 사실을 확인하였다. 이러한 차이가 산재근로자의 어떠한 특성과 연관이 있는지, 특히 그와 같은 각각의 특성은 다른 특성을 통제하더라도 유의한지를 알아보기 위하여 산재근로자의 1년간(2년간) 일자리 수를 被說明變數로 하는 順位프로빗分析(ordered probit analysis)을 시도하였다. 이때 피설명변수인 일자리 수가 回數를 나타내는 자료(count data)인 만큼 포아송 回歸(poisson regression)나 負의 二項 回歸(negative binomial regression)를 추정방법으로 이용하게 되나 이 연구에서는 Farber(1994)와 같이 순위프로빗분석방법을 이용하였다.¹⁹⁾

모형을 짧게 설명하면, 산재근로자의 전직성향을 나타내는 변수 I^* 는 다음과 같은 관계에 있는 것으로 본다.

$$I^* = \beta X + \epsilon \quad (1)$$

여기에서 X 는 I^* 를 결정하는 설명변수이며, ϵ 은 관찰되지 않는 요인으로서 평균 0과 분산 1의 正規分布를 한다고 가정한다.

일반적으로 I^* 는 관찰되지 않으나 I^* 의 정도에 따라 실제로 산재근로자는 전직을 경험하게 되고, 이처럼 전직 경험에 따라 일자리 수 I 가 결정된다. 이때 일자리 수 I 는 누구에게나 관찰된다고 하자. 이 경우에 I^* 와 I 의 관계는 다음과 같게 된다.

$$\begin{aligned} I &= 0 \quad (I^* \leq 0 \text{인 경우}), \\ &= 1 \quad (0 < I^* \leq \kappa_1 \text{인 경우}), \end{aligned}$$

19) 이 연구에서는 먼저 轉職回數가 포아송분포와 부의 이항분포를 보이는 것으로 가정하여 회귀 분석을 하여보았다. 이때 일반적으로 발생하는 문제는 分散이 평균보다 커지는 이른바 過大分散(over-dispersion)이다. 분석 결과로부터 과대분산이 발생하는지를 검정한 결과, 과대분산이 발생한다는 가설을 기각할 수 없었다. 대안으로서 순위프로빗분석을 추정에 이용한 것은 Farber(1994)의 경우에 포아송회귀분석과 순위프로빗분석이 결과에서 큰 차이가 없음 보이고 있기 때문이다. 과대분산 검정에 대해서는 Greene(2000)을 참조하기 바란다.

$$= 2 \quad (\kappa_1 < I^* \leq \kappa_2 \text{인 경우}), \quad (2)$$

...

$$= J \quad (I^* \leq \kappa_{J-1} \text{인 경우}).$$

여기에서 κ_j 는 임계치(cut-point)로서 일반적으로 $0 < \kappa_1 < \kappa_2 < \dots < \kappa_{J-1}$ 임을 가정한다.

그리고 (2)로부터 다음과 같은 일반적인 형태의 확률을 구할 수 있다.

$$Pr(I=j) = F(\kappa_j - \beta X) - F(\kappa_{j-1} - \beta X) \quad (3)$$

여기에서 $j=0$ 인 경우에 κ_0 와 κ_{-1} 은 각각 0과 $-\infty$ 이며, $j=J$ 인 경우에 κ_J 는 ∞ 이다.

바로 이 (3)을 순위프로빗모형으로 추정하게 된다. 우리는 피설명변수로서 산재 근로자의 1년간 일자리 수와 2년간 일자리 수를 선택하고,²⁰⁾ 설명변수로서는 연령(원직장복귀자와 장해판정 이전 취업자의 경우는 장해판정 당시의 연령, 장해판정 이후 취업자의 경우는 취업 당시의 연령), 교육 정도(초등졸 이하, 중졸, 고졸, 전문대졸, 대졸 이상), 산재발생 이전의 경력(= 산재발생 당시의 연령 - 교육년수 - 6), 요양기간(= 입원기간 + 통원기간 + 재가요양기간)²¹⁾, 산재발생 유형(업무상 재해·질병), 장해등급(1~3급, 4~7급, 8~9급, 10~14급), 평균임금(재해발생 이전의 3개월치 임금으로 2003년 5월 현재의 수준으로 평가한 금액), 장해판정년도(1999~2002년), 사업체 규모(5인 미만, 5~9인, 10~29인, 30~49인, 50~99인, 100~299인, 300~499인, 500~999인, 1,000인 이상),²²⁾ 직종(한국표준직업분류의 9분류), 산업(한국표준산업분류의 15분류) 그리고 장해판정 이후의 職場探索期間(원직장복귀자나 장해판정 이전 취업자의 경우는 0으로 하였으며 자승항을 포함)을 포함하였다.

이와 같은 설명변수의 채택은 李昇烈(2004)과 동일하게 하였다. 이는 李昇烈(2004)의 경우에 피설명변수가 장해판정 이후의 첫 취업기간(원직장복귀자나 장해판

20) 3년간 일자리 수를 피설명변수로 한 추정 결과도 대체로 유사하였다.

21) 기록에 오류가 있는 경우에는 산재발생일로부터 장해판정일까지를 요양기간으로 하였다.

22) 사업체는 원직장복귀자나 장해판정 이전 취업자의 경우는 장해판정 당시의 사업체이며, 장해판정 이후 취업자의 경우는 장해판정 이후에 취업한 사업체이다.

정 이전 취업자의 경우는 장해판정 당시의 사업장 勤續期間이며, 장해판정 이후 취업자는 장해판정 이후에 처음 취업한 사업장의 근속기간)이라는 점에서 우리의 분석과 상당히 밀접한 관계에 있기 때문이다. 곧 장해판정 이후의 첫 취업기간과 이직 사이에는 역의 상관성을 가질 가능성이 크다는 것이다. 장해판정 이후의 첫 취업기간이 길게 나타난다는 것은 이직을 그다지 경험하지 않은 것으로 간주할 수 있는 것이다. 이러한 점에서 우리의 분석 결과는 李昇烈 (2004)의 분석 결과와 유사할 것으로 예상된다.

李昇烈 (2004)의 분석 결과²³⁾를 보면, 청년층과 장년층, 저학력자, 피재 이전의 경력이 짧은 경우, 장기요양자, 중증장해자, 중소기업의 사업장 종사자, 장해판정 이후의 직장탐색기간이 길었던 산재근로자가 첫 직장의 취업기간이 상대적으로 짧은 것으로 나타나고 있다. 이들의 특징은 대체로 인적자본의 축적 상태가 낮거나 산재의 결과로 인적자본의 손실 정도가 높음으로써 생산성이 상대적으로 낮았다는 것이다. 이러한 특성의 소유자가 이직할 확률이 높은 만큼 일자리 수를 피설명변수로 하는 이직성향 분석에서도 유사한 결과를 보이는지 알아보기로 하자.

분석 결과를 정리한 <표 4>를 보면, 분석 결과가 李昇烈 (2004)과 대체로 일치하고 있음을 확인할 수 있다. 먼저 연령의 계수추정치를 보면, 연령이 증가할수록 일자리 수가 높아진다는 사실을 알 수 있다. 교육 정도의 경우에는 전문대졸 출신이 상대적으로 적은 일자리 수를 나타낸다. 이밖에 피재 이전의 경력이 낮은 경우, 장기요양자, 중증장해자, 평균임금이 낮은 경우, 중소기업의 사업장 종사자 그리고 장해판정 이후의 직장탐색기간이 상대적으로 길었던 산재근로자가 많은 일자리 수를 보이고 있다. 다시 말하면, 이들의 전직성향이 상대적으로 높다는 것이다.

이 결과를 李昇烈 (2004)의 분석 결과와 함께 해석하여 본다면, 저학력자 등과 같이 인적자본의 축적 수준이 낮았던 산재근로자와 중증장해자 등과 같이 피재로 인하여 인적자본 수준의 손상 정도가 높았던 것으로 추측되는 산재근로자는 직장에 복귀하게 되더라도 상대적으로 짧은 기간에 해당 직장을 그만두게 되고, 이들이 그

23) 李昇烈 (2004)에서는 이직을 일종의 위험(risk) 요로 간주하는 단일위험모형(single risk model)과 이직을 자발적 이직과 비자발적 이직으로 구분하여 복수의 위험을 고려한 다중위험 모형(competing risks model)을 동시에 분석하였다. 이 글은 이직회수에서 자발적 이직과 비자발적 이직을 구분하지 않았으므로 李昇烈 (2004)의 단일위험모형에 기초한 분석 결과를 참조하기로 한다.

〈표 4〉 산재근로자 일자리 수에 대한 순위프로빗분석 결과

	1년간			2년간		
	계수추정치	표본오차	P> z	계수추정치	표본오차	P> z
취업 당시의 연령	.073	.021	0.000	.135	.027	0.000
취업 당시의 연령2(÷ 10)	-.004	.002	0.044	-.008	.003	0.003
초등졸 이하	.020	.084	0.808	.143	.108	0.186
중졸	-.086	.042	0.040	-.049	.053	0.363
전문대졸	-.159	.043	0.000	-.230	.055	0.000
대졸 이상	-.061	.062	0.325	-.156	.079	0.049
산재발생 이전 경력	-.035	.014	0.016	-.084	.019	0.000
산재발생 이전 경력2(÷ 100)	.006	.020	0.761	.047	.025	0.057
요양기간(÷ 100)	.039	.008	0.000	.018	.009	0.041
요양기간2(÷ 100,000)	-.016	.007	0.015	-.012	.005	0.018
업무상 재해	-.112	.044	0.012	-.070	.057	0.213
장해등급 1~3급	.299	.072	0.000	.369	.092	0.000
장해등급 4~7급	.155	.026	0.000	.142	.032	0.000
장해등급 8~9급	.056	.023	0.015	.068	.029	0.019
평균임금	-.341	.022	0.000	-.358	.028	0.000
직장탐색기간	.0004	.0001	0.006	.0005	.0002	0.027
직장탐색기간2(÷ 10,000)	-.013	.002	0.000	-.025	.005	0.000
1999년 판정자	.790	.033	0.000	.672	.030	0.000
2000년 판정자	.640	.033	0.000	.321	.028	0.000
2001년 판정자	.375	.032	0.000	-	-	-
5인 미만	.716	.036	0.000	.767	.045	0.000
5~9인	.888	.037	0.000	.868	.045	0.000
10~29인	.893	.034	0.000	.882	.042	0.000
30~49인	.838	.038	0.000	.824	.046	0.000
50~99인	.773	.037	0.000	.767	.046	0.000
100~299인	.600	.035	0.000	.580	.043	0.000
300~499인	.439	.049	0.000	.382	.060	0.000
500~999인	.356	.047	0.000	.318	.058	0.000
전문가	-.248	.054	0.000	-.211	.062	0.001
기술공 및 준전문가	-.165	.071	0.021	-.103	.090	0.252
사무종사자	-.203	.028	0.000	-.215	.035	0.000
서비스종사자	-.215	.033	0.000	-.214	.042	0.000
판매종사자	-.124	.043	0.004	-.129	.056	0.021
농림어업숙련종사자	-.483	.166	0.004	-.704	.239	0.003
기능원	-.195	.020	0.000	-.206	.025	0.000
장치 및 조립종사자	-.262	.033	0.000	-.237	.042	0.000
임계치1	-1.213	.404	-	-.674	.524	-
임계치2	.266	.404	-	.846	.523	-
임계치3	1.208	.404	-	1.713	.524	-
임계치4	1.971	.406	-	2.324	.525	-
임계치5	2.535	.416	-	2.788	.526	-
임계치6	2.917	.441	-	3.252	.534	-
임계치7			-	3.728	.582	-
로그유사우도	-23148.0			-15013.0		
관찰치수	24,354			15,054		

주 : 산업별 더미변수를 포함하였음.

만 둔 뒤에는 전직을 반복하게 될 가능성이 높다는 것이다. 이는 ‘장해판정 이후의 직장복귀가 성공적인가’가 이후의 노동시장 상태에 일정한 영향을 끼칠 가능성이 높음을 암시한다. 곧 장해판정 이후의 직장복귀가 성공적이지 못하여 자발적이든 비자발적이든 이직을 선택하게 되는 경우에는 다른 사업장으로 전직한다고 할지라도 직장복귀가 성공으로 귀착되기란 결코 쉽지 않다는 것이다. 특히 이들은 <표 1>에서 확인하였듯이 비자발적 이직자일 가능성이 높아 직업불안정성과 직업불안전성을 동시에 경험하게 된다고 볼 수 있다.

또 한 가지 관심을 끄는 사실은 장해판정 이후의 직장탐색기간이 짧은 경우와 대규모 사업체 종사자가 낮은 전직성향을 보인다는 점이다. 이는 이들의 고용관계가 상대적으로 양호한 結合(good matching)임을 뜻할 수 있다. 그렇다고 하더라도 인적자본 등의 변수들을 통제하였음을 감안한다면, 사업주의 특성과 관련되었을 가능성을 배제하지 못한다. 다시 말하면, 대규모 사업체의 경우에는 상대적으로 교섭력이 높은 勞動組合이 산재근로자의 원직장복귀와 고용유지 등의 사항을 團體協約에 명시함으로써 산재근로자의 이직이 억제되는 경향이 있거나 사업주 스스로 評判(reputation)의 유지를 위하여 해고를 自制할 수도 있다. 이와 같은 사업주 특성이 근로자의 전직성향에도 영향을 미치고 있음이 분석 결과에서 확인된다.²⁴⁾

반대로 장해판정 이후의 직장탐색기간이 상대적으로 길었던 산재근로자가 높은 전직성향을 보인다는 사실은 이들의 재취업이 양호한 결합으로 발전하지 못하였음을 반증한다. 다시 말하면, 이들은 실업 상태의 탈출을 성공으로 연결할 수 있는 고용관계로 결합되지 못한 채 고용관계가 불안정하면서 더욱이 불안정한 결합으로 전락함으로써 결국 이직을 반복하게 된다는 것이다.

Ⅲ. 산재근로자 취업기간과 실업기간의 상태의존성 분석

관찰기간이 4년 이하로 비교적 짧은 기간이라는 제약이 있긴 하지만, <표 2>에서 볼 수 있었듯이 이직을 2회 이상 경험하는 산재근로자, 다시 말해서 1년이라는 짧은 기간에 일자리를 세 번 넘게 경험하는 산재근로자가 약 12% 수준에 이른다는 사실은 산재근로자 직장복귀정책에서 세심하게 고려하여야 할 사항이라 할 수 있

24) 사업주의 便宜提供이 산재근로자의 직장유지에 긍정적인 효과를 미치기도 하는데 이에 대해서는 Cater(2000)를 참고하기 바란다.

다. 이를 유념하면서 이 절에서는 장해판정 이후에 나타나는 산재근로자의 취업기간과 실업기간을 중심으로 분석하기로 한다. 이는 李昇烈(2004)에서 부분적으로 시도되었던 주제로 李昇烈(2004)은 장해판정 이후의 취업기간이 이직 이후의 실업기간과 취업상태유지에 미치는 효과를 검증하였다.²⁵⁾ 이 절에서는 李昇烈(2004)의 문제의식을 확장하여 轉職經驗이 취업기간과 실업기간에 어떠한 영향을 미치고 있는지를 규명하기로 한다. 특히 Heckman and Borjas(1980)의 상태의존성²⁶⁾ 가운데 이전의 취업이나 실업경험이 이후의 취업이나 실업에 영향을 미친다는 發生依存性(occurrence dependence)이 산재근로자의 轉職行態에서도 나타나는지를 확인할 것이다.

1. 산재근로자의 전직회수에 따른 취업기간과 실업기간의 변화

(1) 전직회수별 취업기간

발생의존성의 추정에 앞서 남성 산재근로자²⁷⁾의 전직회수별 취업기간과 실업기간을 살펴보기로 하자. <표 5>에 따르면, 남성 산재근로자의 첫 직장 평균 취업기간은 약 8개월 정도에 해당하는 237일이다. 물론 해당 산재근로자들은 이직을 경험한 경우로 한정되었기 때문에 관찰시점인 2003년 3월 31일 현재에도 취업하고 있는 산재근로자들은 제외하였다.²⁸⁾ 이 때문에 결과가 과소평가될 가능성이 있다. 다만

25) 李昇烈(2004)에서는 장해판정 이후의 취업기간을 설명변수로 하여 이직 이후의 실업기간에 대한 회귀분석과 이후의 취업상태에 대한 프로빗분석을 통하여 장기근속의 효과를 검증하는 방법을 시도하였다.

26) Heckman and Borjas(1980)에 따르면, 상태의존성(state dependence)은 네 종류로 구분된다. 먼저 발생의존성(occurrence dependence)으로 이는 이전의 실업회수가 이후의 실업확률에 영향을 미친다는 것이다. 일종의 오점효과가 작용하여 반복적 실업이 사업주에게 부정적인 인식을 주는 현상을 한 가지 예로 들 수 있다. 두 번째의 상태의존성은 기간 의존성(duration dependence)이다. 이는 실업유지확률이 현재의 실업기간에 영향을 받는다는 것으로 곧 현재의 실업상태가 지속될수록 실업에서 탈출할 확률은 더욱 낮아짐을 뜻한다. 세 번째로 시차적 기간 의존성(lagged duration dependence)을 들 수 있다. 시차적 기간 의존성이란 실업(유지) 확률이 이전의 실업기간에 영향을 받는다는 것이다. 마지막으로 단기에 파악되는 취업자의 실업확률과 실업자의 실업유지확률이 다른데 이 현상도 일종의 상태의존성에 해당한다는 것이다. 이를 마르코프 의존성(Markovian dependence)이라 한다.

27) 여성 산재근로자는 비중이 작아 분석에서 제외하기로 한다.

28) 이들은 관찰시점 이후의 기간을 파악하지 못하므로 이른바 우측절단(right-censored) 상태에 해당한다. 자세한 것은 李昇烈(2004)을 참조하기 바란다.

우리의 관심은 모든 산재근로자를 대상으로 하는 장해판정 이후 첫 직장의 취업기간이 아니라 이직경험자의 취업기간에 있기 때문에 이와 같은 偏倚로부터 자유롭다.

〈표 5〉에서 ‘산재근로자 전체’란 최소 1년 이상의 취업기간을 확보할 수 있도록 2002년 3월 31일 이전에 취업한 산재근로자만을 대상으로 하여 얻은 것이다. 다만 장해판정일이 2002년 3월 31일인 경우에는 1년 동안 취업을 하고, 또 이직하였다는 점에서 관찰기간이 충분하지 못하다는 제약이 있다. 이와 같은 제약이 결과에 주는 영향을 줄이기 위하여 1999년도의 장해판정자로 2000년 3월 31일 이전에 취업한 산재근로자만을 대상으로 하여 취업기간을 산정하여 보았다(〈표 5〉에서 ‘1999년 판정자’). 이들은 관찰기간이 최소 3년이므로 이전의 문제점은 축소된다. 취업일이 관찰시점으로부터 최소 3년 전인 1999년도 장해판정자의 경우에는 첫 직장의 취업일이 평균 346일이다. 말하자면, 이들은 1년에 19일이 부족한 수준의 취업기간을 보인다는 것이다.

〈표 5〉 산재근로자의 전직회수별 취업기간

(단위 : 명, 일)

	산재근로자 전체 (2002. 3. 31 이전 취업)		1999년 판정자 (2000. 3. 31 이전 취업)	
	관찰치수	평균 (표준편차)	관찰치수	평균 (표준편차)
첫 번째 직장	18,068	237.22 (257.27)	4,422	345.86 (352.09)
두 번째 직장	4,605	201.87 (201.51)	1,545	274.80 (255.15)
세 번째 직장	1,655	167.95 (169.49)	730	211.97 (205.83)
네 번째 직장	621	139.09 (144.60)	329	163.68 (171.23)
다섯 번째 직장	237	128.68 (129.20)	141	153.26 (145.91)

특징적인 것은 어느 경우나 마찬가지로 전직회수가 증가하면, 취업기간이 감소하는 역의 상관성을 보인다는 사실이다. 물론 전직회수의 증가에 따라 감소폭은 줄어들고 있어, 말하자면 전직에 따른 취업기간은 체감하는 비율로 감소하고 있다고 할 수 있다. 이러한 사실은 전직을 통한 새로운 고용관계가 그다지 좋은 결합이 아닐 수 있음을 암시한다. 그렇다고 하더라도 관찰시점에 가까울수록 그리고 전직경험을 거듭할수록 관찰시점 현재 취업상태에 있는, 다시 말해서 우측절단상태에 있음으로써 표본에서 탈락될 가능성이 높다는 점을 고려한다면, 위의 결과가 안정적이라

하기는 어렵다.

(2) 전직회수별 실업기간

다음으로 산재근로자의 전직회수별 실업기간을 알아보면, 전직회수별 취업기간의 경우와 유사한 현상이 발견된다. <표 6>을 보면, 이직을 경험한 산재근로자(2002년 3월 31일 이전에 취업한 경우로 한정하였다)의 첫 번째 실업기간은 평균 145일 정도였다. 말하자면, 산재근로자들이 약 5개월 정도의 실업기간을 경험한다는 것이다. 그러나 전직회수가 증가함에 따라 실업기간은 축소하고 있다. 그것도 다른 전직회수보다 두 번째 실업기간이 첫 번째 실업기간에 비하여 63일 정도 짧아 감소폭이 가장 크다.²⁹⁾

역시 관찰기간이 짧다는 문제를 완화하기 위하여 2000년 3월 31일 이전에 취업한 1999년 장해판정자에 한정하여 평균 실업기간을 얻었다. 이들의 첫 번째 실업기간은 약 198일로 6개월을 넘어서고 있다. 역시 두 번째 실업기간의 감소폭은 94일 정도로 크게 나타난다. 다만 이 경우에도 실업기간에 대한 우측절단상태가 존재할 수 있다는 한계가 존재한다.

<표 6> 산재근로자의 전직회수별 실업기간

(단위 : 명, 일)

	산재근로자 전체 (2002. 3. 31 이전 취업)		1999년 판정자 (2000. 3. 31 이전 취업)	
	관찰치수	평균 (표준편차)	관찰치수	평균 (표준편차)
첫 번째 실업	8,272	144.74 (208.28)	2,513	197.98 (268.78)
두 번째 실업	2,890	81.89 (130.42)	1,112	103.89 (159.86)
세 번째 실업	1,062	62.88 (112.08)	510	79.82 (135.59)
네 번째 실업	405	53.40 (98.45)	221	58.20 (110.82)
다섯 번째 실업	168	49.61 (101.23)	105	57.13 (119.11)

29) 이용자료의 특성과 산정방식의 차이는 있지만, 캐나다의 경우에는 전직회수가 늘어남에 따라 미약하나마 평균 실업기간(정확히는 실업급여 수급기간)이 함께 늘어나는 특성을 보인다 (Corak, 1993). 이러한 차이는 이 연구에 이용된 자료의 관찰기간이 상대적으로 짧다는 점과 관련되었을 것으로 보인다.

2. 산재근로자의 취업기간과 실업기간에 대한 발생의존성 검증

(1) 모형 설명

이제 여기에서는 이전의 취업경험이나 실업경험이 이후의 취업경험이나 실업경험에 미치는 효과, 곧 발생의존성이 우리의 분석 자료에서 나타나는지를 검증하여 보기로 한다. 이를 위하여 어떠한 분석 모형이 설정되어야 하는지를 Heckman and Borjas(1980)에 따라 설명하기로 한다.

먼저 우리가 관찰하는 산재근로자 i 의 j 번째 취업이나 실업이 t 일의 기간(t_i^j)을 보인다고 하자. 이때 t_i^j 를 결정하는 요인을 Z_i^j 라 하고, Z_i^j 로 설명되지 않는 誤差를 R_i^j 라 하기로 한다. 이때 Heckman and Borjas(1980)에서는 t_i^j 가 指數函數分布(exponential distribution)를 보이는 것으로 가정하고 있으므로 다음과 같은 식이 된다.

$$t_i^j = \exp(\gamma_i^{j'} Z_i^j + R_i^j) \quad (4)$$

여기에서 (4)의 兩邊을 自然對數形態로 변환하게 되면, 다음과 같게 된다.³⁰⁾

$$\ln t^j = \gamma^{j'} Z^j + R^j \quad (5)$$

그리고 Heckman and Borjas(1980)는 평균 발생의존성(mean occurrence dependence)을 추정하는 방법으로서 (5)에 기초하여 差分(difference)을 구하는 방식을 제시하고 있다. 곧 (5)를 이용하면, 다음의 식이 도출된다.

$$\ln t^j - \ln t^{j-1} = \gamma^{j'} Z^j - \gamma^{j-1'} Z^{j-1} + R^j - R^{j-1} \quad (6)$$

그리고 (6)은 다음과 같이 변형된다.³¹⁾

30) 앞으로 편의상 개별 근로자를 뜻하는 i 는 생략하기로 한다.

31) 물론 $j-1$ 이 반드시 전기(前期)를 뜻할 필요는 없으며, 일반적으로 j 와 다른 기간이라는 의미를 가진다.

$$\ln t^j - \ln t^{j-1} = \gamma^j \Delta Z^{j,j-1} + (\gamma^j - \gamma^{j-1})' Z^{j-1} + R^j - R^{j-1} \quad (7)$$

곧 (7) 은 (6) 의 우변에서 첫째 항과 두 번째 항에 각각 $-\gamma^j Z^{j-1}$ 과 $\gamma^j Z^{j-1}$ 을 포함한 것이다. 이때 $\Delta Z^{j,j-1} = Z^j - Z^{j-1}$ 이다.

Heckman and Borjas (1980) 에 따르면, (7) 을 통상최소자승법 (ordinary least square method) 에 따라 추정하여 Z^{j-1} 의 係數推定値를 얻었을 때, 이 계수추정치가 0 이라면, 발생의존성이 존재하지 않음을 뜻한다. 이때의 계수추정치는 $(\gamma^j - \gamma^{j-1})$ 이므로, 이 계수추정치가 0 이라면, $\gamma^j = \gamma^{j-1}$ 일 것이기 때문이다. 만일 Z^{j-1} 의 계수추정치가 0 이 아니라면, $\gamma^j \neq \gamma^{j-1}$ 의 관계가 추정되므로 따라서 t^j 와 t^{j-1} 사이에는 발생의존성이 존재하게 된다. 다시 말해서 $\gamma^j \neq \gamma^{j-1}$ 란 동일한 산재근로자의 특성이 相異한 취업기간이나 실업기간에 대하여 상이한 효과를 나타낸다는 것을 의미한다. 여기에서 (7) 의 추정을 통하여 발생의존성 여부를 검정한다고 할 때, Z^{j-1} 은 기간에 걸쳐 변하지 않는(spell-invariant) 변수를 뜻하며, $\Delta^{j,j-1}$ 은 기간에 걸쳐 변화하는 변수라 할 수 있다. 따라서 발생의존성이 존재하는지를 분석할 때, 설명변수에 기간에 걸쳐 변하지 않는 변수와 기간에 걸쳐 변하는 변수를 구별하여 포함하는 것이 중요하다.

(2) 취업기간의 발생의존성 검정

우리는 (7) 에 따라 먼저 취업기간 사이에 발생의존성이 존재하는지를 알아보기로 한다. 추정에 사용된 피설명변수는 취업기간(자연대수치) 사이의 차분이다. 그리고 기간에 걸쳐 변하지 않는 설명변수로서 첫(以前) 직장의 취업 당시 연령(자승항 포함), 교육 정도, 업무상 재해·질병 여부, 장애등급 4분류, 직장복귀유형 3분류, 평균임금, 첫 실업의 비자발적 실업 여부(말하자면 전직이 발생하게 된 실업이 비자발적인가), 첫 실업시의 분기별 실업률을 포함하였다. 이에 대하여 기간에 걸쳐 변하는 설명변수는 사업체규모변화 여부, 직종변화 여부, 산업변화 여부이다.

분석에는 두 종류의 피설명변수를 이용하였다. 먼저 모든 취업기간의 차분을 피설명변수로 한 경우이다. 예를 들면, 어떤 산재근로자가 3회의 전직경험을 가지고 있다고 한다면, 첫 번째 취업기간과 두 번째 취업기간의 차분, 두 번째 취업기간과

세 번째 취업기간의 차분 그리고 세 번째 취업기간과 네 번째 취업기간의 차분을 모두 분석에 이용한 경우이다. 이 경우는 분석 결과를 나타내는 <표 7>에서 ‘취업기간 전체’에 해당한다. 그리고 두 번째의 피설명변수는 장해판정 이후에 나타나는 첫 번째 취업기간과 두 번째 취업기간의 차분으로 한 경우이다(이는 <표 7>의 ‘첫 번째와 두 번째 취업기간’에 해당). 이는 우리의 분석기간이 비교적 짧은 편이라는 점에서 전직이 반복될수록 취업기간이 짧아져 편의가 존재할 수 있기 때문에 모든 취업기간의 차분이 가지는 한계를 보완하는 의미를 지닌다.

먼저 모든 취업기간의 차분을 피설명변수로 한 분석 결과에서 기간에 걸쳐 변하지 않는 변수의 계수추정치가 0이라는 귀무가설을 채택하고, 이 귀무가설에 대한 F-檢定(test)을 실시하였다. 표에서 볼 수 있듯이 기간에 걸쳐 변하지 않는 변수(상수항 포함)에 대한 F(16) 값은 40.42이다. 따라서 귀무가설은 기각되므로 취업기간 사이에는 발생의존성이 존재한다고 할 수 있다.³²⁾

아울러 첫 번째 취업기간과 두 번째 취업기간의 차분을 피설명변수로 한 분석에서도 결과(<표 6>에서 ‘모형 I’에 해당)는 동일하다. 곧 첫 번째 취업기간과 두 번째 취업기간 사이에는 발생의존성이 존재한다는 것이다. 다만 두 결과 모두 기간에 걸쳐 변하지 않는 설명변수 가운데 통계적으로 유의한 것은 첫 실업이 비자발적인 경우와 첫 실업시의 분기별 실업률이며, 유의수준 10%에서 통계적으로 유의한 설명변수는 평균임금 정도이다.

그런데 Heckman and Borjas(1980)가 지적하고 있듯이 우리의 분석에 標本選擇偏倚(sample selection bias)가 존재할 가능성이 없지 않다. <표 5>에서 첫 번째 일 자리에 종사하였던 산재근로자가 18,068명이었음을 감안한다면, 추정에 이용된 표본수가 16.8% 수준에 지나지 않기 때문이다. 이러한 표본선택편의의 가능성을 고려하는 Heckman의 2단계 추정(two-step estimation)을 첫 번째 취업기간과 두 번째 취업기간의 차분을 피설명변수로 하는 분석에서 시도하였다. 말하자면 산재근로자가 두 번째 직장으로 전직하는지 여부를 피설명변수로 하는 프로빗 추정으로부터 逆 밀즈의 比率(inverse Mills' ratio)을 얻고, 이 비율을 (7)의 추정에 설명변수로 포함하여 통상최소자승법으로 회귀분석을 하는 것이다. 이때 프로빗 분석에 사용된

32) 기간에 걸쳐 변하지 않는 변수뿐만 아니라 기간에 걸쳐 변하는 변수를 포함한 F-검정에서도 $F(18) = 36.20$ 으로 상수항을 제외한 모든 설명변수의 계수추정치가 0이라는 귀무가설은 기각되었다.

설명변수는 1절에서 산재근로자의 전직성향을 결정하는 변수를 그대로 이용하였다.³³⁾

〈표 7〉 취업기간 차분에 대한 회귀분석 결과

	취업기간 전체 (N= 4,726)		첫 번째와 두 번째 취업기간(N = 3,022)			
			모형 I		모형 II	
	계수	P> t	계수	P> t	계수	P> t
상수	-1.617 (.801)	0.043	-1.347 (1.028)	0.190	-5.177 (1.168)	0.000
취업시 연령	.009 (0.027)	0.737	.019 (.034)	0.586	.179 (.043)	0.000
취업시 연령2(÷ 100)	0.0001 (.033)	0.997	-.005 (.041)	0.897	-.193 (.051)	0.000
국졸 이하	-.060 (.177)	0.735	-.140 (.231)	0.546	-.372 (.229)	0.103
중졸	-.034 (.120)	0.776	-.191 (.163)	0.243	-.372 (.159)	0.020
고졸	-.004 (.101)	0.972	-.088 (.140)	0.529	-.132 (.129)	0.309
전문대졸	-.007 (.139)	0.961	-.063 (.186)	0.734	-.004 (.179)	0.984
업무상 재해	.041 (.175)	0.813	.044 (.219)	0.842	.085 (.206)	0.682
장해등급 1~3급	.117 (.524)	0.823	.007 (.578)	0.990	-.541 (.368)	0.142
장해등급 4~7급	.054 (.103)	0.600	.112 (.127)	0.378	-.150 (.124)	0.225
장해등급 8~9급	.065 (.077)	0.397	.120 (.100)	0.231	.002 (.099)	0.982
원직장복귀자	.050 (.055)	0.366	.103 (.074)	0.164	.018 (.070)	0.792
장해판정 이전 취업자	.115 (.118)	0.331	.139 (.160)	0.384	.255 (.142)	0.073
평균임금	-.081 (.062)	0.187	-.137 (.080)	0.088	-.219 (.080)	0.005
비자발적 실업(첫 실업)	-.220 (.049)	0.000	-.235 (.064)	0.000	-.239 (.063)	0.000
분기별 실업률(첫 실업)	.580 (.025)	0.000	.597 (.030)	0.000	.677 (.034)	0.000
사업체 규모 변화	.038 (.055)	0.483	.057 (.073)	0.436	.069 (.072)	0.342
직종 변화	.029 (.049)	0.553	-.023 (.064)	0.721	-.033 (.064)	0.602
산업변화	.034 (.055)	0.536	-.028 (.070)	0.693	-.048 (.069)	0.491
inverse mill's ratio	-	-	-	-	1.087 (.180)	0.000
수정된 결정계수	.1188		.1371		.1530	
F-검정 1 ¹⁾	40.42	0.000 ²⁾	31.42	0.000 ²⁾	32.12	0.000 ²⁾
F-검정 2 ¹⁾	36.20	0.000 ²⁾	27.67	0.000 ²⁾	27.50	0.000 ²⁾

주 : 1) 'F-검정' 1은 기간에 걸쳐 변하지 않는 설명변수(상수항 포함)가 0이라는 귀무가설에 대한 F-검정이며, 'F-검정' 2는 전체 설명변수(상수항 제외)가 0이라는 귀무가설에 대한 F-검정임.
2) Prob > F에 해당함.

33) 프로빗 분석 결과가 2절의 분석 결과와 그다지 차이를 보이지 않으므로 이 결과에 대한 설명은 생략하기로 한다.

이제 표본선택편의를 고려한 분석 결과(〈표 7〉의 ‘모형 II’)에 따르면, 기간에 걸쳐 변하지 않는 변수의 계수추정치가 통계적으로 유의한 경우가 ‘모형 I’에 비하여 늘어나고 있다.³⁴⁾ 그리고 기간에 걸쳐 변하지 않는 변수의 계수추정치가 0이라는 귀무가설의 검정에서도 $F(16) = 32.12$ 로 귀무가설은 기각되었다. 따라서 표본선택편의를 고려한 모형에서도 첫 번째 취업기간과 두 번째 취업기간 사이에는 발생의 존성이 존재하는 것으로 나타났다.

(3) 실업기간의 발생의존성 검정

산재근로자의 취업기간에 대한 발생의존성 검정과 마찬가지로 방법으로 실업기간 사이에도 발생의존성이 존재하는지를 검정하기 위하여 (7)과 같은 회귀방정식을 추정하였다. 이때의 피설명변수는 실업기간(자연대수치)의 차분이다. 물론 여기에서도 피설명변수는 두 종류로 모든 실업기간의 차분 그리고 첫 번째 실업기간과 두 번째 실업기간의 차분이다. 그리고 설명변수로서 취업 당시의 연령, 교육 정도, 업무상 재해·질병 여부, 장애등급 4분류, 직장복귀유형 3분류, 평균임금, 실업시의 분기별 실업률을 기간에 걸쳐 변하지 않는 변수로 하였으며, 실업유형(비자발적 실업 → 비자발적 실업, 비자발적 실업 → 자발적 실업, 자발적 실업 → 비자발적 실업, 자발적 실업 → 자발적 실업), 사업체규모 변화, 직종변화 여부, 업종변화 여부, 실업시의 분기별 실업률 차이 그리고 이전 일자리와 이후 일자리의 취업기간 차이를 기간에 걸쳐 변하는 변수로 채택하였다.

이제 〈표 8〉의 분석 결과를 보면, 기간에 걸쳐 변하지 않는 변수의 계수추정치가 0이라는 귀무가설은 $F(15) = 3.66$ 이므로 채택되지 않음을 알 수 있다. 따라서 실업기간 사이에도 취업기간 사이와 마찬가지로 발생의존성이 존재한다는 사실이 확인된다. 물론 첫 번째 실업기간과 두 번째 실업기간의 차분을 피설명변수로 한 분석에서도 발생의존성은 나타나고 있다. 아울러 이 경우에 표본선택편의를 고려하는 모형에 기초한 분석도 시도하였다. 두 번째의 실업을 경험하는 산재근로자에 대한 프로빗 추정으로부터 얻은 역 밀의 비율을 (7)의 회귀방정식에 포함하였지만, 이 비율의 계수추정치는 통계적으로 유의하지 않았다.³⁵⁾

34) Heckman의 2단계 추정에서는 오차의 분산이 異分散性(heteroscedasticity)을 보이게 되므로 이를 조정한 標準誤差를 구하였다.

35) 이는 프로빗 추정 결과가 그다지 설명력이 높지 않다는 사실과도 관련이 있는 것으로 보인다.

〈표 8〉 실업기간 차이에 대한 회귀분석 결과

	실업기간 전체 (N= 3, 109)		첫 번째와 두 번째 실업기간(N = 1, 957)			
			모형 I		모형 II	
	계수	P> t	계수	P> t	계수	P> t
상수	-. 721 (1. 487)	0. 628	-. 603 (1. 879)	0. 748	-1. 034 (1. 953)	0. 596
취업시 연령	. 039 (. 052)	0. 455	. 009 (. 065)	0. 893	. 024 (. 068)	0. 723
취업시 연령2(÷ 100)	-. 058 (. 063)	0. 357	-. 024 (. 078)	0. 758	-. 042 (. 081)	0. 605
국졸 이하	. 120 (. 337)	0. 721	-. 064 (. 434)	0. 883	-. 115 (. 446)	0. 796
중졸	-. 370 (. 214)	0. 084	-. 537 (. 286)	0. 061	-. 552 (. 298)	0. 064
고졸	-. 102 (. 177)	0. 565	-. 091 (. 241)	0. 707	-. 092 (. 246)	0. 709
전문대졸	-. 299 (. 242)	0. 217	-. 310 (. 317)	0. 329	-. 295 (. 328)	0. 369
업무상 재해	. 388 (. 329)	0. 237	. 666 (. 397)	0. 093	. 668 (. 372)	0. 073
장해등급 1~3급	-1. 629 (1. 404)	0. 246	-1. 333 (1. 427)	0. 350	-1. 410 (. 631)	0. 026
장해등급 4~7급	-. 482 (. 187)	0. 010	-. 464 (. 228)	0. 042	-. 494 (. 243)	0. 042
장해등급 8~9급	-. 279 (. 141)	0. 049	-. 416 (. 184)	0. 024	-. 435 (. 180)	0. 016
원직장복귀자	-. 240 (. 101)	0. 017	-. 205 (. 130)	0. 116	-. 228 (. 129)	0. 078
장해판정 이전 취업자	-. 187 (. 213)	0. 380	-. 167 (. 282)	0. 554	-. 161 (. 274)	0. 557
평균임금	-. 094 (. 111)	0. 401	-. 093 (. 142)	0. 512	-. 111 (. 143)	0. 437
분기별 실업률(첫 실업)	. 310 (. 073)	0. 000	. 407 (. 087)	0. 000	. 428 (. 095)	0. 000
실업유형(비자발 → 비자발)	. 151 (. 120)	0. 210	. 260 (. 154)	0. 091	. 256 (. 153)	0. 095
실업유형(비자발 → 자발)	-. 019 (. 130)	0. 883	. 006 (. 166)	0. 971	. 007 (. 167)	0. 968
실업유형(자발 → 비자발)	. 310 (. 125)	0. 014	. 250 (. 160)	0. 117	. 251 (. 157)	0. 111
사업체 규모 변화	-. 162 (. 100)	0. 105	-. 270 (. 132)	0. 041	-. 269 (. 130)	0. 038
직종 변화	-. 156 (. 089)	0. 080	-. 268 (. 114)	0. 019	-. 270 (. 115)	0. 019
산업 변화	-. 301 (. 101)	0. 003	-. 442 (. 125)	0. 000	-. 448 (. 128)	0. 001
분기별 실업률 변화	. 671 (. 080)	0. 000	. 829 (. 099)	0. 000	. 837 (. 103)	0. 000
취업기간 변화(÷ 100)	-. 025 (. 013)	0. 065	. 009 (. 020)	0. 671	. 007 (. 020)	0. 723
inverse mill's ratio	-	-	-	-	. 253 (. 356)	0. 478
수정된 결정계수	. 0442		. 0644		. 0752	
F-검정 1 ¹⁾	3. 66	0. 000 ²⁾	3. 83	0. 000 ²⁾	4. 49	0. 000 ²⁾
F-검정 2 ¹⁾	7. 53	0. 000 ²⁾	7. 12	0. 000 ²⁾	7. 28	0. 000 ²⁾

주 : 1) 'F-검정' 1은 기간에 걸쳐 변하지 않는 설명변수(상수항 포함)가 0이라는 귀무가설에 대한 F-검정이며, 'F-검정' 2는 전체 설명변수(상수항 제외)가 0이라는 귀무가설에 대한 F-검정임.
2) Prob > F에 해당.

곧 프로빗 추정에 따른 類似決定係數(pseudo-R²)가 0. 035정도로 낮게 나타나고 있다. 이렇게 유사결정계수가 상당히 낮게 나타난 것은 글머리에서 지적하였듯이 우리의 분석에서는 1차 실업을 경험한 산재근로자 가운데 고용보험 적용사업장으로 전직하지 않은 경우는 자영업 을 창업하는 등 이직성향과는 다른 속성을 지닐 수 있다는 사실을 반영하고 있을 가능성이 있 다.

3. 분석 결과의 의미

지금까지 Heckman and Borjas (1980) 가 제시한 추정방법으로 추정한 결과, 취업기간 사이에 발생의존성이 존재하는 것이 확인되었다. 아울러 발생의존성은 실업기간 사이에도 존재한다는 사실을 알 수 있었다. 이와 같이 취업기간 사이에 그리고 실업기간 사이에 존재하는 발생의존성이 가지는 의미를 음미하여 보기로 하자.

먼저 Corak (1993) 에 따라 발생의존성이 존재한다고 할 때 첫 번째(곧 전직 이전의) 취업기간(실업기간)에 대한 두 번째(곧 전직 이후의) 취업기간(실업기간)의 비(ratio)를 계산해보기로 한다. Corak (1993)은 기간에 걸쳐 변화하는 설명변수 $\Delta^{j,j-1}$ 를 모두 0으로 둔 상태에서 (7)의 추정 결과로부터 평균비를 얻었다.³⁶⁾ 이 비율은 말하자면, 첫 번째(곧 전직 이전의) 취업기간(실업기간)을 1이라 하였을 때, 두 번째(곧 전직 이후의) 취업기간(실업기간)은 어느 정도인지를 뜻한다. 계산 결과는 <표 9>와 같다.

<표 9>를 보면, 취업기간 전체의 경우에는 전직 이전의 취업기간에 비하여 전직 이후의 취업기간이 1.19배임을 알 수 있다. 마찬가지로 실업기간 전체의 경우에는 전기(前期)의 실업기간에 비하여 후기(後期)의 실업기간이 1.12배인 사실을 확인할 수 있다. 이로 볼 때, 이전의 실업기간이 상대적으로 길었던 산재근로자는 이후의 실업기간도 상대적으로 길게 나타나며, 이전의 취업기간이 길었던 산재근로자는 이후의 취업에서도 상대적으로 근속기간이 길게 나타난다는 사실을 알게 된다. 이러한 점에서 이전의 취업기간이나 실업기간, 특히 장애가 판정된 뒤에 직장복귀에 걸린 기간 그리고 직장복귀의 성공 여부는 이후에 나타나는 산재근로자의 취업력에 중요한 의미를 가진다고 볼 수 있을 것이다.

<표 9> 취업기간과 실업기간의 상대적 길이

	취업기간	실업기간
전체	1.19	1.12
모형 I	1.38	1.07
모형 II	1.55	1.10

36) 이때 모든 범주형 변수(categorical variable)도 0으로 두었으므로 평균비는 비교집단(reference group)의 값을 나타낸다.

IV. 글을 맺으며

산재근로자의 전직성향을 살펴보기 위하여 이 글은 1999~2002년(1~3월)에 장해등급이 판정된 산재근로자의 고용보험기록을 고용보험 피보험자 데이터베이스로부터 추출, 장해판정 이후의 취업력을 추적하였다. 먼저 산재근로자의 이직성향을 알아보기 위하여 2000~2002년 3개년간의 연도별 이직률을 추계한 결과, 산재근로자의 이직률은 29~30%의 수준이었다. 이는 근로자 전체에 비하여 높은 편은 아니지만 비자발적 이직률이 근로자 전체에 비하여 상당히 높은 특징을 보이고 있어 이에 대한 대책이 필요할 것으로 보인다. 말하자면 산재근로자는 근로자 전체와 비교할 때 직업의 불안정성이라는 점에서는 유사하다고 할지라도 근로자 전체에 비하여 직업의 불안정성에 노출되어있기 때문이다.

그리고 상대적으로 높은 이직률을 보이는 계층이 전직에 따른 일자리 수도 상대적으로 많았음을 알 수 있었다. 주로 이들은 여성과 50대, 고졸 출신자, 중증장애자라는 특징을 지니고 있었다. 반면에 중졸 이하의 저학력자도 이직률은 높은 편이었으나 평균 일자리 수는 낮게 나타났다. 다시 말하면, 이들은 이직성향이 높은 편이라 할 수 있을 것이다. 이러한 특성은 일자리 수를 피설명변수로 하는 순위프로빗 추정에서 다른 요인들을 통제하더라도 대체로 유사한 영향을 발견할 수 있었다. 곧 연령이 증가하거나 피재 이전의 경력이 낮거나 장기요양자와 중증장애자인 경우에 높은 전직성향을 보였다. 따라서 이와 같은 특성의 산재근로자에 대하여 정책당국은 관심을 가져야 할 것으로 보인다. 이상의 결과를 李昇烈(2004)의 분석결과와 함께 고려한다면, 저학력자 등 인적자본의 축적 수준이 상대적으로 낮은 산재근로자 집단과 중증장애자 등 피재로 인하여 인적자본의 손상 정도가 상대적으로 높았던 산재근로자 집단이 장해 판정 이후에 직장에 복귀하더라도 고용을 유지하기 어려울 뿐만 아니라 정착하기 어렵다는 사실을 추론할 수 있기 때문이다.

이처럼 낮은 정착도로 인하여 실업 상태가 장기화할 수 있음을 우리는 확인할 수 있었다. 곧 Heckman and Borjas(1980)에 따른 추정에서 취업기간 사이에 그리고 실업기간 사이에 상태의존성, 특히 이직경험이 취업기간이나 실업기간에 미치는 영향을 뜻하는 발생의존성이 존재하는 것으로 나타났기 때문이다. 이는 말하자면, 이전의 실업기간이 상대적으로 길었던 산재근로자가 이후의 실업기간에서도 상대적으로 길다는 것이다. 달리 말한다면, 이전의 실업 상태에서 일찍 탈출한 산재근로자

는 이후에 실업 상태를 경험하게 되더라도 비교적 탈출확률이 높을 수 있다는 것이다. 그리고 이전의 취업기간이 길었던 산재근로자가 이후의 취업에서도 상대적으로 근속기간이 길게 나타난다고 볼 수 있을 것이다.

그렇다면, 산재근로자의 직장복귀정책과 관련하여 우리의 분석 결과에서 어떠한 시사점을 얻을 수 있을까? 지금까지 시행된 산재근로자 직장복귀정책은 의학적 재활과 더불어 직업재활, 곧 직업훈련 위주의 프로그램이 산재근로자에게 제공되는 방식이라 할 수 있다. 다시 말해서 재활훈련원에서 창업교육을 실시한다든가 직업훈련비용지원사업으로 민간학원에서 직업훈련을 받을 수 있도록 하는 것이었다. 이러한 직업훈련은 이미 우리의 분석 결과가 제시하고 있듯이 인적자본의 축적수준이 낮거나 손상 정도가 높은 산재근로자 집단에게는 어느 정도 유용할 것이다. 직업훈련이 이들의 인적자본 축적수준을 부분적이라 하더라도 회복하도록 하여 이들의 오점이 제거될 가능성을 높여줌으로써 산재근로자와 사업주 사이에 체결되는 고용관계가 좋은 결합(good matching)으로 변화하도록 유도할 수 있기 때문이다.

하지만 우리의 분석 결과에서 새롭게 발견된 두 가지 사실에도 정책 당국은 주목하여야 할 것이다. 곧 장해판정 이후에 직장복귀를 위하여 투입된 직장탐색기간이 길수록 이직확률은 높아진다는 사실 그리고 이와 같은 이직경험은 이후의 산재근로자 취업력에 부정적인 영향을 미칠 수 있다는 사실이다. 다시 말해서 직장복귀에서 어려움을 경험한 산재근로자는 직업에 복귀하더라도 상대적으로 쉽게 이탈하게 되고, 이와 같은 경험이 반복되면서 실업 상태의 지속으로 연결될 수 있다는 것이다.

이러한 사실을 고려할 때, 앞으로 산재근로자 직장복귀정책과 관련하여 먼저 장해판정 이후의 직장복귀에 걸리는 기간이 단축될 수 있도록 하는 정책 수립이 필요하다. 한 가지 대안으로서는 산재근로자의 원직장복귀를 유도하면서 고용유지를 도모하는 것이다. 그리고 원직장복귀가 불가능한 경우에 대해서는 다른 직장으로 빠른 시일에 이동할 수 있도록 하는 취업지원서비스가 제공되어야 할 것이다. 말하자면 직업재활이 취업지원 서비스와 연계될 수 있도록 하는 체계의 개편이 요구된다는 것이다. 이상의 제안이 이 글의 분석 결과로부터 얻을 수 있는 정책적 시사점이라 하겠다.

■ 참 고 문 헌

1. 김재호 · 조준모, 『실업구조의 변화와 정책과제』, 한국노동연구원, 2000.
2. 신동균, “실직이 임금에 미치는 장기적 효과 : 실직 횟수인가 누적실업기간인가?,” 『노동경제론집』, 제27권 3호, 2004, pp.75-111.
3. 李昇烈, 『산재근로자의 직업복귀 실태와 결정요인 분석』, 한국노동연구원, 2003.
4. _____, “요양종결 이후 산재근로자의 취업기간 분석,” 『노동경제론집』, 제27권 3호, 2004, pp.25-52.
5. 황덕순 · 진병유 · 고 선, 『고용보험DB를 이용한 피보험자의 직장이동 분석』, 한국노동연구원, 2004.
6. Addison, John T. and Pedro Portugal, “Job Displacement, Relative Wage Changes, and Duration of Unemployment,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 7, No. 3, July 1989, pp.281-302.
7. Arulampalam, Wiji, “Is Unemployment Really Scarring? Effects of Unemployment Experiences on Wages,” *Economic Journal*, Vol. 111, November 2001, pp.F585-F606.
8. Butler, Richard J., William G. Johnson and Marjorie L. Baldwin, “Managing Work Disability: Why First Return to Work Is Not A Measure of Success,” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 48, No. 3, April 1995, pp.452-469.
9. Cater, Bruce I., “Employment, Wage and Accomodation Patterns of Permanently Impaired Workers,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 18, No. 1, January 2000, pp.74-97.
10. Clark, Andrew E., Yannis Georgellis and Peter Sanfey, “Scarring: The Psychological Impact of Past Unemployment,” *Economica*, New Series, Vol. 68, May 2001, pp.221-241.
11. Coleman, Thomas S., “Unemployment Behavior: Evidence from the CPS Work Experience Survey,” *Journal of Human Resource*, Vol. 24, No. 1, Winter 1989, pp.1-38.
12. Corak, Miles, “Is Unemployment Insurance Addictive? Evidence from the Benefit Durations of Repeat Users,” *Industrial and Labor Relation Review*, Vol. 47, No. 1, October 1993, pp.62-72.
13. Corcoran, Mary and Martha S. Hill, “Reoccurrence of Unemployment among Adult Men,” *Journal of Human Resource*, Vol. 20, No. 2, Spring 1985, pp.163-183.
14. Farber, Henry S., “The Analysis of Interfirm Worker Mobility,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 12, No. 4, October, 1994, pp.554-593.
15. Green, William H., *Econometric Analysis*, 4th ed. New Jersey: Prentice-Hall, 2000.
16. Gregory, Mary and Robert Jukes, “Unemployment and Subsequent Earnings: Estimating Scarring among British Men 1984-94,” *Economic Journal*, Vol. 111, November 2001, pp.F607-F625.
17. Heckman, James J. and George J. Borjas, “Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence,” *Economica*, Vol. 47, August, 1980, pp.247-283.

18. Jacobson, Louis S., Robert J. LaLonde and Daniel G. Sullivan, "Earning Losses of Displaced Workers," *American Economic Review*, Vol. 83, No. 4, September 1993, pp. 685-709.
19. Lynch, Lisa M., "The Youth Labor Market in the Eighties: Determinants of Re-employment Probabilities for Young Men and Women," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 71, No. 1, February 1989, pp. 37-45.
20. Narendranathan, Wiji and Peter Elias, "Influences of Past History on the Incidence of Youth Unemployment: Empirical Findings for the UK," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 55, No. 2, May 1993, pp. 161-185.
21. Ruhm, Christopher J., "Are Workers Permanently Scarred by Job Displacements?" *American Economic Review*, Vol. 81, No. 1, March 1991, pp. 319-324.
22. Stevens, Ann Huff, "Displacement: The Importance of Multiple Job Losses," *Journal of Labor Economics*, Vol. 15, No. 1, part 1, January 1997, pp. 165-188.
23. Vishwanath, Tara, "Job Search, Stigma Effect and Escape Rate from Unemployment," *Journal of Labor Economics*, Vol. 7, No. 4, October 1989, pp. 487-502.
24. Yee, Seung-Yeol, "Analysis of Job Retention of Employees Injured in Industrial Accidents," Presented in IIRA 5th Asian Regional Congress, June, 2004.

An Analysis on the Labor Turnover of the Injured Workers

Seung-Yeol Yee*

Abstract

We constructed the employment history from the records of employment insurance of the injured workers who were newly classified as disabled during the period from Jan. 1st, 1999 to Mar. 31th, 2002. It shows that the labor turnover rate of the injured workers is 29 to 30 % in 2000~2002, which level is not different from that of the general workers. But the involuntary turnover rate of the injured is higher than that of the general workers. Analysing the job spells, 59% of the injured experienced job separation during one year. The ordered probit analysis on the numbers of job spell during one year finds that the less-educated, the less-experienced, the heavily-disabled and the injured whose medical recuperation period was longer were inclined to have more job spells. And there are evidences of occurrence dependence in both job spells and unemployment spells of the injured, which means that the experience of job separation has negative effect on the employment history since they returned to their work.

Key Words: injured workers, labor turnover, occurrence dependence

* Research fellow, Korea Labor Institute