

勞 動 經 濟 論 集
 第24卷 (1), 2001.3, pp. 125~147
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

산업특수적 숙련과 임금

전 병 유*

노동시장의 유연화와 산업구조의 급속한 변화로 노동이동(또는 일자리 상실), 특히 산업간 노동이동이 증대할 것으로 예상된다. 노동이동(또는 일자리 상실)의 경제적 비용의 하나는 노동자가 축적한 숙련의 상실이다. 노동자가 축적하는 숙련은 일반적 숙련, 기업특수적 숙련뿐만 아니라 산업특수적 숙련의 성격도 가진다. 한국노동패널 1~2차년도 정규직 노동자를 표본으로 하여 검토한 결과, 우리나라 노동자들의 숙련이 산업특수적 숙련을 가지는 것으로 분석되었다. 근속의 임금효과의 상당 부분은 산업특수적 경험을 반영하고 있다. 그러나 이러한 산업특수적 숙련은 노동자 계층별로 차별적으로 나타나고 있다. 고학력 화이트칼라의 경우 일반적 숙련(총노동경력)이 상대적으로 더 중요하고, 저학력 블루칼라의 경우 기업특수적 숙련(근속)이 임금결정에 더 중요하다. 산업특수적 숙련은 상대적으로 고학력 화이트칼라에서 유의미하게 나타났지만, 산업을 3자리로 세분화할 경우 저학력 블루칼라의 경우에도 산업특수적 숙련의 임금효과가 존재하는 것으로 나타났다. 이는 일자리 상실의 경제적 비용과 노동시장의 유연화가 숙련 형태별로, 노동자 계층별로 차별적인 의미를 지닐 수 있다는 시사점을 제공한다.

— 주제어: 숙련, 노동이동, 임금, 산업, 패널

투고일: 2001년 1월 2일, 심사일: 1월 15일, 심사완료일: 2월 22일

* 한국노동연구원 연구위원(bycheon@kli.re.kr)

I. 문제의 제기

1997년 금융위기로 촉발된 경제위기와 정리해고제와 파견근로제의 도입, 대기업과 금융권의 구조조정에 따른 내부노동시장의 약화, 그리고 경제위기 이후 산업구조의 양극화가 초래될 정도의 급속한 산업구조 변화와 서비스업의 확대는 노동시장 유연화와 노동이동(특히 산업간 노동이동)을 확대할 가능성이 있다. 많은 노동자들이 여러 기업을 옮겨다니지 않고 한 기업 내에서 오래 일하는 것이 더 이상 생산적이거나 가치있는 일이 아니라는 생각을 가지게 되었으며, 산업별 고용기회의 차별화로 현직과는 다른 산업에서의 일자리 기회에 대한 구직활동도 강화될 것으로 예상된다.

유연한 노동이동은 인적자원을 포함한 자원의 효율적 재배분을 통해 경제의 효율성을 높일 수 있지만 다른 한편으로는 대량실업이라는 사회적 비용뿐만 아니라 여러 가지 경제적 비용을 초래한다. 이러한 경제적 비용에는 노동자가 특정 기업에서 또는 특정 산업에서 축적한 숙련의 손실이 포함된다. 물론 노동자의 숙련이 기업을 옮길 때마다 가지고 다닐 수 있는 것이라면, 이러한 비용은 줄어들 것이다. 노동경제학에서는 숙련의 대응 지표로서 근속 또는 경력에 대한 보수가 결정되는 방식으로 이러한 비용을 평가한다.

기존의 연구가 기업특수적 경험(근속)과 일반적 경험(경력)에 주목하였다면, 이 글에서는 산업특수적인 경험에 주목하고자 한다. 숙련의 구조를 일반적이거나 기업특수적인 것뿐만 아니라, 산업특수적인 것까지 고려함으로써 노동이동(또는 일자리 상실)의 비용을 더 구체적으로 평가할 수 있다고 본다. 일자리 상실은 특정 기업에서의 노동의 중단인 동시에 특정 산업에서의 노동의 중단도 될 수 있기 때문이다. 예를 들어, 산업특수적 숙련이 기업특수적 숙련이나 일반적 숙련보다 중요하다면, 산업 내에서의 유연한 노동이동은 일자리 상실의 비용보다는 자원의 효율적 사용에 따른 이득을 더 크게 할 수도 있을 것이다. 반면, 특정 산업의 급속한 침체와 구조조정에 따른 일자리 상실은 기업특수적 숙련의 해체뿐만 아니라 산업특수적 숙련의 해체까지 초래하기 때문에 노동자 개인의 일자리 상실 비용은 더 커질 수 있다.

이 글은 노동자의 숙련이 기업특수적 숙련과 일반적 성격의 숙련으로만 나누어지지

않고 산업특수적인 숙련이라는 성격을 동시에 가진다는 가설을 검증하고, 숙련의 구성 형태가 노동자 계층별로 어떻게 차별적으로 나타나는가에 대해 검토하고자 한다.

II. 기존 연구

산업특수적 숙련에 관한 기존 연구는 이를 직접적으로 다루기보다는 노동이동의 비용을 추정하는 과정에서 부분적으로 언급이 이루어지는 방식으로 이루어졌다. 일자리를 옮기는 과정에서 산업을 바꾸는 경우 일반적으로 일자리 상실 비용이 커진다는 사실에 주목한 것이다.

Carrington(1993), Addison and Portugal(1989), Podgrusky and Swaim (1987) 등은 해고된 이후 산업을 바꿀 경우 훨씬 더 많은 임금소득의 감소를 경험한다고 분석하였다. 특히, 해고 전 일자리에서 근속이 길수록 일자리 상실의 비용이 증대하고 있음을 보여주고 있다. Kletzer(1989), Ruhm(1990) 등은 일자리 상실 전 근속이 일자리 상실 후 임금에 긍정적인 효과(positive effects)를 가진다고 분석하면서 이것은 숙련의 일반적 성격을 증명하는 것이고 횡단면자료를 토대로 하여 계산된 근속수익률은 개인의 이질성 편익(heterogeneous bias)로 오염된 것이라고 결론을 내렸다. Ong and Mar(1992)의 경우도 실리콘밸리 지역의 하이테크기업 전문직 노동자들은 일자리 상실 이후에도 동일한 하이테크 산업 내에서만 재취업될 경우, 거의 임금 손실이 없다는 것을 밝혔다. 기업을 옮기더라도 하이테크부문에 남아 있을 경우, 임금 손실이 거의 없다는 분석이다. 이는 기업 특수적 숙련이나 내부노동시장이론과는 배치되는 결과이고, 산업특수적 인적자본이 하이테크부문에 작동하고 있다는 점을 시사한다고 주장하였다.

반면, Kletzer(1996)는 일자리 상실 전의 근속이 일자리 상실 후의 임금에 미치는 영향을 분석하고 산업특수적 숙련보다는 일반적 숙련이 더 중요하다고 결론을 지었다. 그녀는 산업별로 나타나는 노동수요와 고용기회의 차별성이 중요하다고 보았다. 금융부문에서 일자리 상실 전 근속이 상실 후 새 일자리의 임금에 긍정적인 영향을 미치는 것이 확인되었지만, 이는 산업특수적 숙련의 효과라기보다는 이 부문에 대한 노동수요와 고용기회 확대의 결과로 해석하고 있다.

한편, Jacobson, LaLonde and Sullivan(1993)도 제조업 노동자의 경우, 이직 후 6년이 지나면, 소득 손실은 제조업 내에서만 재고용된다면 4단위 산업의 변경이 있더라도 거의 비슷해진다고 분석하고 있다. 단, 비제조업에서 일자리를 가진 경우에는 임금 손실이 38%에 달하는데 이는 제조업이 여타 부문에 비해 임금액이 크다는 사실을 반영하는 것으로 보고 있다. 그들은 이러한 사실들이 기업내부노동시장, 기업특수적 숙련, 일자리매칭 효과 등이 중요하다는 것을 의미한다고 주장한다.

산업특수적 숙련을 좀더 직접적으로 다룬 것은 Parent(2000)와 Neal(1995)이다. Parent(2000)는 산업특수적 경험(산업경력)이 임금에 미치는 효과를 일반최소자승법과 도구변수법을 이용해서 직접 추정했고, Neal(1995)은 일자리 상실 비용을 산업을 바꾼 경우와 그렇지 않은 경우로 나누어서 추정하였고, 일자리 상실 전 근속이 일자리 상실 후 임금에 미치는 효과를 산업을 바꾼 경우와 바꾸지 않은 경우로 나누어서 검토했다. 이들은 미국에서 산업특수적 숙련이 강력하게 존재한다는 것을 증명하고 있다.

산업특수적 숙련에 관한 국내 연구는 그리 많지 않다. 류기철(1992, 1995)의 경우, 미국의 the Study of Income and Program Participation(SIPP) 자료를 활용하여, 산업경력이 산업내 노동이동을 높이고, 산업간 노동이동을 낮춘다는 사실을 보여줌으로써 산업특수적 숙련의 존재를 확인하였고, 동일산업에서 외부의 임금제외에 더 유리한 입장을 가질 수 있게 한다고 분석하고 있다.

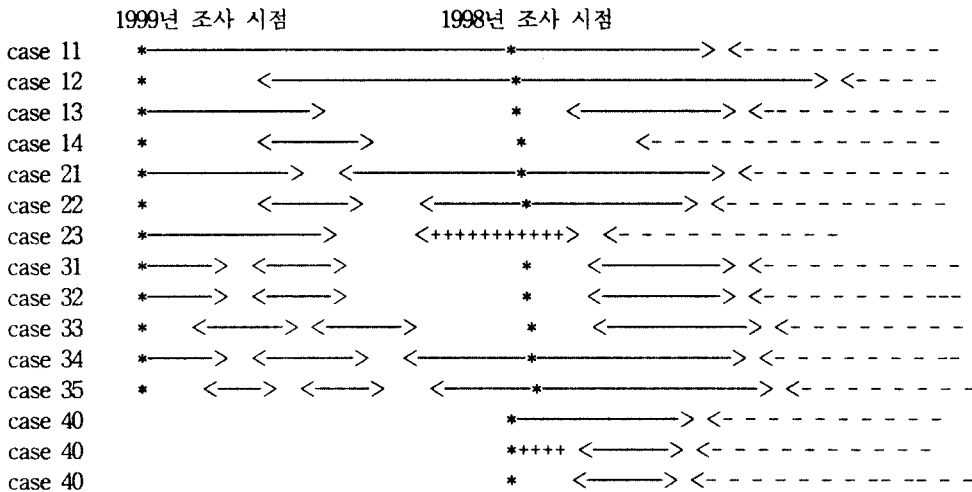
이 글에서는 Parent(2000)과 Neal(1995) 등에서 사용된 가설과 방법 등을 활용해서 분석하고자 한다. 우선, 산업특수적 숙련의 존재 여부와 규모에 관해서는 다음과 같은 두 가지 방법으로 추정하고자 한다. 첫째, 기존의 임금결정 방정식에 현재 일자리의 산업과 동일한 산업에서의 총경력을 포함시킬 때 발생하는 변화를 검토하는 방법이다. 이 경우, 기업특수적 경험(근속)의 임금효과가 떨어지고 산업특수적 경험(산업경력)의 임금효과가 크게 나타난다면, 현상적으로 보이는 근속의 임금효과는 기업특수적 숙련의 기여뿐만 아니라 산업특수적 숙련의 기여를 반영하는 것으로 볼 수 있다. 이는 일반적 숙련(전체 경력)의 임금효과에도 동일하게 적용될 수 있을 것이다.

둘째, 일자리를 옮긴 경우, 이전 일자리에서의 경험이 현재 일자리에서의 임금에 미치는 효과를 산업을 바꾼 경우(Switcher)와 그렇지 않은 경우(Stayer)를 비교하는 방법이다. 전자(산업을 옮긴 경우)에 비해 후자(산업을 옮기지 않은 경우)의 경우에 이전 일자리에서의 경험이 새 일자리에서의 임금에 더 커다란 긍정적 효과를 가진다면, 산업특수적 숙련이 존재하는 것으로 볼 수 있을 것이다.

Ⅲ. 자 료

분석 자료는 한국노동패널 1~2차년도 자료를 결합하여 사용하였다. 전체 표본 중에서 적어도 한 번은 임금근로 경험을 가지고 있는 샘플을 뽑을 경우 8,277명에 달한다. 이들의 직업경력 형태를 보여준 것이 [그림 1]과 <표 1>이다. 본 연구에서 활용한 표본은 8,277명의 직업경력에서 1998년과 1999년에 임금근로자로 관찰된 관측치들이다. 따라서 한 개인이 두 번의 관측치를 가질 수 있다. 이에 따라 8,063개의 관측치가 추출되었으나, 단시간근로, 불규칙한 근로, 임시직, 일용직 등을 모두 제외하고 정규직 노동자만을 추출하였고, 월급여가 500만 원 이상인 노동자, 20만 원 미만인 근로자를 제외하였으며, 연령은 15세 이상 65세 미만인 임금근로자로 제한하였다. 본 연구에 사용된 최종 표본의 관측치는 모두 5,051개이다. 이 중 1999년의 관측치가 2,283개이고, 1998년의 관측치가 2,768개이다.

(그림 1) 임금근로 경력이 있는 표본의 직업경력 유형



주: — 임금근로, + 자영업 < 이직, - 입직
 ----- 임금근로일 수도 있고 그렇지 않을 수도 있음.

〈표 1〉 표본 구성

Case	개인 전체	표본 관찰치
11	2,328	3,527
12	602	284
13	515	219
14	383	0
21	136	443
22	79	17
23	64	40
31	45	4
32	32	19
33	30	0
34	11	24
35	11	1
40	4,041	473
	8,277	5,051

관측치에 관한 평균통계량은 <표 2>에 제시되어 있다. 한국의 노동력 전체 모집단에 비해 연령과 교육년수 등이 약간 많은 것으로 나타났다. 또한 기혼자의 비중이 72.8%에 달한다. 이는 본 연구에서 사용된 표본이 정규직 중심으로 되어 있기 때문일 것이다. 다만, 직종비중에서 전문기술직과 준전문기술직의 비중이 더 높게 나타나고 있다. 상대적으로 사무직의 비중은 적게 나오고 있다. 이는 본 연구의 분석 결과를 해석할 때 주의를 요하는 부문이다.

본 연구의 주된 변수인 산업경력변수는 Parent(2000)의 방법에 따라서, '연속적인 산업경력(continuous spell)'과 '비연속적 산업경력(non-continuous spell)'으로 나누어 계산하였다. 연속적 산업경력은 바로 이전 일자리가 현재의 일자리와 같은 산업이면 합산하고 다른 산업이면 0으로 처리하는 방식으로 계산된 경력이다. 따라서 그 이전에 현재와 동일한 산업에서 일한 경험이 있더라도 중간에 다른 산업의 일자리를 가졌을 경우 그 경력은 0으로 처리된다. 반면, 비연속적 산업경력은 이전 일자리와 다른 산업의 일자리를 구했더라도 그 이전에 현재 일자리와 동일한 산업의 일자리를 가진 적이 있으면 이를 합하는 방식으로 계산된 산업경력이다. 이는 산업특수적 숙련이 마모되는 속도라는 관점에서 두 극단이라고 할 수 있다. 즉 '연속적 산업경력'은 산업특수적 숙련이 일자리를 마침과 동시에 다른 동일산업의 일자리를 구하지 않으면 바로 사라진다는 가정에 따른 것이며, '비연속적 산업경력'은 한 번 특정한 산업의 일자리를 경험했으면 그 산업에

〈표 2〉 표본 특성 및 변수의 평균치

		(단위, %)		
		전 체	남 성	여 성
		5051	3421	1630
연령	AGE(세)	36.3	37.8	33.2
교육년수	EDY(년)	12.8	13.1	12.1
근속년수	TEN(년)	6.7	7.6	4.7
총경력년수	TXA(년)	11.6	13.4	7.8
산업경력년수 1	NXSC(년)	8.5	9.7	6.0
산업경력년수 2	NXSN(년)	8.7	9.9	6.1
산업경력년수 3	NXSC3(년)	7.7	8.8	5.5
산업경력년수 4	NXSN3(년)	7.9	9.0	5.5
결혼여부	MRG	72.0	80.0	57.0
관리직	O1	1.0	2.0	0.0
전문기술직	O2	11.0	10.0	13.0
준전문기술직	O3	14.0	15.0	13.0
사무직	O4	22.0	18.0	31.0
판매서비스직	O5	9.0	6.0	16.0
조립원	O7	21.0	24.0	13.0
기능직	O8	11.0	14.0	6.0
제조업	MAF	33.0	35.0	30.0
건설업	CON	5.0	6.0	3.0
금융보험업	FNS	6.0	5.0	8.0
사업서비스	SEV1	8.0	9.0	7.0
교육보건사회행정	SEV2	20.0	16.0	26.0
도소매음식업	DSF	14.0	12.0	18.0
대규모사업체	SG	27.0	30.0	22.0
노조사업장 여부	UN	29.0	32.0	21.0

주 : 1) 산업경력년수 1=산업대분류기준+연속적 기간 기준, 산업경력년수 2=산업대분류 기준+비연속적 기간 기준, 산업경력년수 3=산업 3자리 기준+연속적 기간 기준, 산업경력년수 4=산업 3자리 기준+비연속적 기간 기준

2) 대규모사업장은 500인 이상인 경우 =1. 그 외는 0으로 처리하였음.

관한 숙련이 평생 지속된다는 가정에 따른 것이다. 또한 산업대분류 기준(표본산업분류에서 A, B, C, D 등으로 분류된 기준)에 따른 산업경력뿐만 아니라 산업 3자리 기준으로 더 세분된 산업경로도 계산하였다.

8,277명 중에서 전체 12,006번의 일자리 이동이 발생했으며, 이 중에서 산업을 옮긴 비율은 산업대분류 기준으로 6,659번으로 55.4%에 달하고, 산업 3자리 기준으로 볼 때 9,139번으로 76.1%에 달한다. 어수봉(1992)의 경우, 한국의 노동이동이 산업간 이동보다는 '산업 내에서의 빈번한 노동이동'이라고 분석하였다. 그의 주장은 산업간 입·이직률

보다는 사업체 입·이직률이 높다는 사실에 근거하고 있다. '55.4%'가 상대적인 수치이기 때문에 판단하기가 어렵지만 산업대분류 수준에서 절반 이상이 산업을 바꾼다는 것은 산업간 노동이동이 대단히 활발하다고 볼 수 있다. 한편, 새로운 일자리를 정규직보다는 비정규직 형태로 가질 경우, 이전 직장과는 다른 산업에서 일자리를 구하는 비중이 높다. 정규직 일자리를 구할 경우, 이전 산업과 동일한 산업에서 일자리를 구하는 비중이 50.0%로 비정규직 35.1%, 일용직 36.3%보다 높다(표 3 참조).

이를 전직 및 현직 일자리의 산업별 구성을 비교한 것이 <표 4>이다. 동일한 산업으

<표 3> 종사상 지위별 산업간 노동이동 경험 여부

(단위: 명, %)

	상용직	임시직	일용직
Switcher	3,633(50.0)	1,863(64.8)	789(63.7)
Stayer	3,633(50.0)	1,008(35.1)	449(36.3)

주 : Switcher=일자리를 옮길 때, 산업을 바꾼 경우

Stayer=일자리를 옮길 때, 산업을 바꾸지 않은 경우

<표 4> 산업간 노동이동

(단위, 명, %)

새 직장	전 직장						전 체
	농림어업	제조업	건설업	전기운수통신	금 융	기 타	
농림어업	129 (18.6)	94 (2.3)	31 (3.2)	22 (4.0)	3 (1.4)	85 (2.3)	364
제조업	227 (32.7)	2,498 (59.7)	164 (16.8)	81 (14.7)	50 (23.5)	659 (17.6)	3679
건설업	116 (16.7)	276 (6.6)	502 (51.4)	55 (10.0)	8 (3.8)	243 (6.5)	1,200
전기운수통신	40 (5.8)	147 (3.5)	48 (4.9)	245 (44.4)	5 (2.4)	188 (5.0)	673
금융업	7 (1.0)	80 (1.9)	10 (1.0)	7 (1.3)	56 (26.3)	125 (3.3)	285
기 타	175 (25.2)	1,089 (26.0)	222 (22.7)	142 (25.7)	91 (42.7)	2,450 (65.3)	4,169
전 체	694 (100.0)	4,184 (100.0)	977 (100.0)	552 (100.0)	213 (100.0)	3,750 (100.0)	10,370 100.0

로의 이동 비율은 전반적으로 제조업이 높은 편이다¹⁾. 기타의 경우 여러 산업을 포괄해 놓았기 때문에 높게 나타나고 있다. 특이한 것은 금융부문의 경우 산업간 노동이동이 매우 활발한 것으로 나타났다. 전직 일자리가 금융부문인 경우 새로운 일자리를 금융부문에서 찾는 비율이 26.3%에 불과하다. 고용보험 데이터를 활용해서 동일한 방식으로 계산한 수치가 55%를 넘는 것으로 나타나고 있음에 비추어볼 때, 상당히 낮은 것이다.

IV. 산업특수적 경험의 임금효과

현재의 일자리와 동일한 산업에서의 경력을 임금방정식에 추가할 때, 근속의 임금효과에 전혀 변화가 없다면, 근속의 임금효과는 순수하게 기업특수적 성격을 반영하는 것일 수 있다. 만일, 관찰되지 않은 개인특수적 이질성과 일자리 매칭과 관련된 이질성이 통제될 수 있다면, 이 때 근속의 임금효과는 기업특수적 숙련을 나타내는 것이라고 볼 수 있다. 반대로, 산업경력이 포함될 때, 근속의 임금효과가 상당히 줄거나 상쇄된다면, 근속의 임금효과의 일정 부분은 산업특수적 숙련의 효과라고 보아야 할 것이다. 이는 전체 일자리 경력에 대해서도 마찬가지로 해석할 수 있을 것이다.

다음과 같은 임금방정식을 생각해 보자.

$$\ln W_{ijk_t} = \beta_1 Ten_{ijt} + \beta_2 Exp_{ijt} + \beta_3 IndExp_{ikt} + \xi_{ijt} \dots \dots \dots (1)$$

$$\xi_{ijt} = \gamma_i + \delta_{ij} + \epsilon_{ikt} + u_{ijt}$$

여기서 W_{ijk_t} 는 t 시점에 i 라는 개인이 K 라는 산업에서 j 라는 일자리를 가지고 있을 때의 월평균임금이다²⁾. Ten 는 근속, Exp 는 총경력, $IndExp$ 는 앞에서 검토한 산업경력

1) 일반적으로 산업특수적 숙련이 산업간 노동이동을 제한한다고 할 때, 제조업에서의 산업간 노동이동이 제한된다는 사실에서 제조업부문에서의 산업특수적 숙련의 축적이 상대적으로 크다고 유추할 수 있을 것이다. 그러나 산업특수적 숙련이 산업간 노동이동을 억제한다고 하더라도, 산업간 노동이동은 산업별 고용기회의 차이, 사업체 규모나 생산기술, 노동조합 여부 등 특정 산업에 부여되는 산업특수적 지대(산업지대)의 여부에 따라 결정되는 것이기 때문에 현상적으로 산업특수적 숙련과 산업간 노동이동이 밀접하게 관련되지 않을 수도 있다.
 2) 월평균임금을 사용한 것은 표본에서 노동시간에 대한 조사가 상실된(missing) 관측치가 많았기 때문이다. 우리 표본이 단시간근로자나 임시일용직, 불규칙한 근로 등을 모두 배제하고

을 나타낸다. 여타 통제 변수들과 제곱항들은 편의상 제외하였다. 기존의 임금함수 형태에 관한 많은 연구들은, 관찰되지 않는 이질성(unobserved heterogeneity)이 개인특수적 고정효과(γ_i)와 일자리매칭효과(δ_{ij})로 분해될 수 있다고 보았다. 여기에 산업경력 변수를 하나 더 고려할 때, 개인과 산업간의 매칭효과(ϵ_{ik})까지 고려될 수 있다. 일반적으로 최소자승추정(OLS)은 근속, 경력, 산업경력이 이러한 에러항들과 독립적이라는 가정하에서 이루어지는 추정이기 때문에 OLS 추정치는 편의된다. 예를 들어, 어떤 개인이 특정 산업에 더 적합할 경우(ϵ_{ik} 가 큰 경우) 그 사람의 $IndExp_{ik}$ 가 길어질 것이다. 이러한 관찰되지 않는 특징을 통제하지 않은 상태에서 추정된 β_3 를 산업특수적 숙련을 반영하는 추정치로 해석하기가 어려워진다. 따라서, 여러 가지 방법을 통해서 이러한 에러항들을 통제해주게 된다.

이러한 에러항을 통제해 주는 방법으로는 Altonji and Shakotko(1987)의 도구변수 활용법, Abraham and Faber(1987)에서와 같이 추정된 '완결된 일자리 기간(completed job duration)'을 통제변수로 활용하는 방법, Topel(1991)의 2단계차분(Two-Step First Difference) 추정 방법 등 다양하게 생각해 볼 수 있을 것이다³⁾. 그러나 우리의 자료가 2개 연도만 관찰된 자료이기 때문에 도구변수법을 사용하는 데에 한계가 있고⁴⁾, 여타 방법에도 식별 문제(identification problem)나 활용 가능한 자료에서 제한적이라는 문제가 있고, 이러한 방법들이 γ_i 나 δ_{ij} 를 통제할 수 있다고 하더라도, ϵ_{ik} 를 통제한다고 보기 어렵다. 따라서 본 연구에서 이질성 통제의 문제는 추후의 과제로 남겨 두고⁵⁾, 이에 대한 대안으로 다음 절에서 '외생적 요인에 의해 일자리를 상실한 표본'을 대상으로 하여 근속과 경력의 일자리 상실 후의 임금효과를 검토하는 방법을 사용하고자 한다. '외생적 요인에 의해 일자리를 상실한 표본'을 사용할 경우 적어도 일자리 매칭과 관련한 이질성

있기 때문에 시간당 임금 대신 월평균임금을 사용해도 큰 문제는 없을 것으로 생각된다.

- 3) 임금함수 추정에서 관찰되지 않는 이질성을 통제하는 방법에 대한 개괄적 평가는 Altonji and Williams(1997) 참조.
- 4) 도구변수법에 의한 이질성의 통제는 현재의 근속과 개인의 관찰된 근속의 평균과의 차이($T_{ijt} - E(T_{ijt})$), 개인의 현재 산업경력과 관찰된 산업경력의 평균과의 차이($IndExp_{ijt} - E(IndExp_{ijt})$) 등을 도구변수로 활용하는 방법이다. 이 경우 도구변수들이 에러항과 독립적일 수 있다. 물론 도구변수법도 한계를 가진다. 예를 들어, 산업경력이 일자리 매칭과 관련된 에러항(δ_{ij})과 가지는 상관관계를 가질 수 있다. 즉 특정 산업에서 오래 일할 경우, 자기에게 더 알맞는 일자리를 구할 수 있기 때문이다. 도구변수법은 이러한 관련성까지 통제할 수 있는 방법은 아니다.
- 5) 본 연구에서는 Abraham and Faber(1987)의 방법대로 이질성을 통제해 보았으나 결과는 크게 달라지지 않았다.

은 통제할 수 있기 때문이다.

<표 5>는 앞 절에서 설명한 자료를 관찰되지 않은 이질성을 고려하지 않은 일반최소자승(OLS) 추정 결과이다. 남녀 구분없이 전체 표본을 대상으로 한 경우를 보면, 산업경력이 포함될 경우, 근속의 임금효과가 상당히 큰 폭으로 하락하는 것을 알 수 있다. 산업대분류를 기준으로 해서 볼 경우, 1년 근속의 임금효과는 산업경력이 포함되지 않았을 경우 1.5%에서 0.85%로 약 43%가까이 하락하였다. 반면, 경력의 경우에는 2.27%에서 1.76%로 22% 정도 하락하였다. 특히, 근속의 경우에는 산업 3자리 기준의 산업경력이 포함될 경우 근속수익률은 유의한 수준에서 존재하지 않는 것으로 나타나고 있다. 이는, 산업경력을 '비연속적인 기간'으로 계산할 경우에도 거의 비슷하게 나타나고 있다.

이러한 결과는 미국의 NLSY 및 PSID를 가지고 동일한 분석을 한 Parent(2000)의 근속수익률 하락 폭인 45% 수준과 거의 비슷한 수준이다. 반면, 미국의 경우에는, 총경력의 임금효과는 산업경력이 포함될 경우에도 거의 변함이 없지만, 우리의 경우에는 경력의 임금효과도 산업경력이 포함될 때, 22%나 감소하는 것으로 나타났다. 우리의 경우, 총 노동경력이 완전한 의미에서의 일반적 숙련, 완벽하게 이전 가능한(transferable) 숙련이라기보다는 산업 또는 부문특수적인 숙련을 반영하는 정도가 더 높은 것으로 보아야 할 것이다.

남성과 여성을 포괄하는 전체 표본의 경우, 근속 1년이 늘어남에 따라 증가하는 임금은 순수한 근속효과(기업특수적 숙련효과) 0.85%, 순수한 경력효과(일반적 숙련효과) 1.76%, 산업특수적 경험효과(산업특수적 숙련효과) 1.20% 등으로 구성된다고 볼 수 있다. 산업 3자리를 기준으로 할 경우에는 산업특수적 숙련효과가 1.82%까지 증가하고, 연속적 산업경력이 아닌 불연속적 산업경력까지 포함할 경우 이 수치는 1.93%까지 증가한다.

남성과 여성으로 분리해서 검토해 볼 경우, 남성의 경우 근속의 임금효과 감소 폭이 훨씬 더 큰 것으로 나타났다. 남성의 경우, 근속의 임금효과는 산업경력이 포함될 경우 그렇지 않은 경우에 비해 68%나 감소하고, 산업 3자리 기준의 산업경력이 포함될 경우에는 거의 사라지고 만다.

<표 5-4>, <표 5-5>는 남성만을 대상으로 하여, 고학력 화이트칼라와 저학력 블루칼라로 나누어서 검토한 결과이다. 고학력 화이트칼라는 직종대분류 1번에서 5번이면서 학력이 전문대졸 이상인 경우로, 저학력 블루칼라는 직종대분류 7번 이상으로 학력이 고졸 미만인 경우로 분류하였다. 고학력 화이트칼라의 경우, 근속의 임금효과는 산업대분

〈표 5〉 숙련의 임금효과

5-1) 전체 표본

		연속적 기간		비연속적기간	
		산업 1자리	산업 3자리	산업 1자리	산업 3자리
OJ	-0.0421 (0.0144)	-0.0446 (0.0143)	-0.043 (0.0143)	-0.0457 (0.0143)	-0.0428 (0.0143)
TEN	0.0150 (0.0024)	0.0085 (0.0031)	0.0020 (0.0035)	0.0091 (0.0030)	0.0019 (0.0034)
TENSQ	-0.0099 (0.0082)	-0.0085 (0.0105)	0.0139 (0.0117)	-0.0104 (0.0102)	0.0142 (0.0114)
TXA	0.0225 (0.0021)	0.0176 (0.0024)	0.0183 (0.0022)	0.0163 (0.0025)	0.0172 (0.0022)
TXASQ	-0.0524 (0.0055)	-0.0488 (0.0064)	-0.0452 (0.0060)	-0.0473 (0.0066)	-0.0431 (0.0061)
INDEXP		0.0120 (0.0030)	0.0182 (0.0033)	0.0128 (0.0030)	0.0193 (0.0032)
INDESQ		-0.0045 (0.0099)	-0.0305 (0.0108)	-0.0044 (0.0099)	-0.0338 (0.0105)
R-square	0.5697	0.5762	0.5745	0.5768	0.5752
N	5051	5051	5051	5051	5051

5-2) 남 성

		연속적 기간		비연속적기간	
		산업 1자리	산업 3자리	산업 1자리	산업 3자리
OJ	-0.0454 (0.0188)	-0.0481 (0.0186)	-0.0463 (0.0187)	-0.0487 (0.0186)	-0.045 (0.0187)
TEN	0.0131 (0.0029)	0.0042 (0.0038)	-0.0071 (0.0046)	0.005 (0.0037)	-0.005 (0.0043)
TENSQ	0.0005 (0.0099)	0.0077 (0.0135)	0.0556 (0.0168)	0.0047 (0.0131)	0.0477 (0.0159)
TXA	0.0227 (0.0026)	0.0165 (0.0029)	0.0175 (0.0027)	0.015 (0.0030)	0.0166 (0.0027)
TXASQ	-0.0551 (0.0068)	-0.0466 (0.0077)	-0.0431 (0.0071)	-0.0449 (0.0079)	-0.0415 (0.0073)
INDEXP		0.0146 (0.0038)	0.026 (0.0045)	0.0154 (0.0038)	0.0247 (0.0043)
INDESQ		-0.015 (0.0132)	-0.0685 (0.0163)	-0.0143 (0.0130)	-0.062 (0.0154)
R-square	0.4546	0.4611	0.4648	0.4615	0.461
N	3421	3421	3421	3421	3421

5-3) 여 성

		연속적 기간		비연속적기간	
		산업 1자리	산업 3자리	산업 1자리	산업 3자리
OJ	-0.0311 (0.0221)	-0.0325 (0.0220)	-0.0339 (0.0219)	-0.0334 (0.0220)	-0.0354 (0.0219)
TEN	0.0234 (0.0045)	0.0183 (0.0055)	0.0106 (0.0061)	0.0192 (0.0054)	0.0082 (0.0060)
TENSQ	-0.0230 (0.0152)	-0.0268 (0.0177)	-0.0135 (0.0185)	-0.0288 (0.0175)	-0.0082 (0.0182)
TXA	0.0166 (0.0035)	0.0148 (0.0043)	0.0158 (0.0040)	0.0143 (0.0045)	0.0139 (0.0041)
TXASQ	-0.0357 (0.0095)	-0.0450 (0.0128)	-0.0467 (0.0124)	-0.0443 (0.0132)	-0.0421 (0.0124)
INDEXP		0.0082 (0.0053)	0.0155 (0.0056)	0.0077 (0.0055)	0.0197 (0.0056)
INDESQ		0.0087 (0.0162)	-0.0042 (0.0165)	0.0101 (0.0165)	-0.0137 (0.0163)
R-square	0.5101	0.5149	0.5172	0.5146	0.5189
N	1630	1630	1630	1630	1630

5-4) 남자 고학력 화이트칼라

		연속적 기간		비연속적기간	
		산업 1자리	산업 3자리	산업 1자리	산업3자리
OJ	-0.0288 (0.0335)	-0.0326 (0.0334)	-0.0356 (0.0335)	-0.0273 (0.0334)	-0.0305 (0.0335)
TEN	0.0165 (0.0053)	0.0002 (0.0076)	-0.0082 (0.0096)	0.0081 (0.0070)	0.0062 (0.0084)
TENSQ	-0.0344 (0.0174)	-0.0004 (0.0259)	0.0347 (0.0316)	-0.0281 (0.0238)	-0.0099 (0.0274)
TXA	0.0318 (0.0053)	0.0244 (0.0058)	0.0269 (0.0055)	0.0263 (0.0062)	0.0284 (0.0058)
TXASQ	-0.0594 (0.0152)	-0.0435 (0.0168)	-0.0455 (0.0159)	-0.056 (0.0181)	-0.0512 (0.0171)
INDEXP		0.0237 (0.0081)	0.0300 (0.0097)	0.0137 (0.0077)	0.0135 (0.0087)
INDESQ		-0.0496 (0.0272)	-0.0832 (0.0321)	-0.0109 (0.0262)	-0.0320 (0.0288)
R-square	0.4706	0.4761	0.4749	0.4751	0.4718
N	1203	1203	1203	1203	1203

5-5)남자 저학력 블루칼라

		연속적 기간		비연속적기간	
		산업 1자리	산업 3자리	산업 1자리	산업 3자리
OJ	-0.0215 (0.0295)	-0.0234 (0.0294)	-0.0198 (0.0294)	-0.0243 (0.0294)	-0.0193 (0.0294)
TEN	0.0212 (0.0055)	0.0195 (0.0063)	0.0082 (0.0070)	0.0183 (0.0062)	0.0069 (0.0068)
TENSQ	-0.0378 (0.0218)	-0.0477 (0.0246)	-0.0030 (0.0275)	-0.0434 (0.0243)	0.0021 (0.0271)
TXA	0.0085 (0.0037)	0.0070 (0.0041)	0.0050 (0.0039)	0.0053 (0.0042)	0.0039 (0.0039)
TXASQ	-0.0266 (0.0092)	-0.0285 (0.0104)	-0.0182 (0.0096)	-0.0251 (0.0105)	-0.0158 (0.0096)
INDEXP		0.0023 (0.0052)	0.0175 (0.0060)	0.0055 (0.0053)	0.0205 (0.0059)
INDESQ		0.0154 (0.0171)	-0.0448 (0.0213)	0.0064 (0.0171)	-0.0540 (0.0209)
R-square	0.2659	0.2738	0.2729	0.2765	0.2754
N	1269	1269	1269	1269	1269

- 주 : 1) OJ는 근속기간 1년 미만을 나타내는 더미변수임. TEN=근속, TENSQ=근속제곱항, TXA=총경력, TXASQ=총경력제곱항, INDEXP=산업경력, INDEXPQ=산업경력제곱항
 2) 근속, 경력, 산업경력 등의 제곱항의 회귀계수는 각 제곱항을 100으로 나누어 새로 만든 변수에 대한 회귀계수임. 따라서, 정확한 회귀계수값은 100으로 나누어주어야 함.
 3) 이 임금방정식에는 표에 제시되지 않은 통제변수들로, 교육년수, 결혼 여부 더미, 직종 더미, 산업 더미, 사업체규모 더미, 사업장 노조유무 더미, 관측치 연도 더미 등이 포함되어 있음.
 4) ()는 표준편차를 나타냄.

류 수준에서의 산업경력이 포함되는 경우에도 거의 사라지고 만다. 반면에, 저학력 블루칼라의 경우에는 8.7% 하락에 그친다. 그러나, 저학력 블루칼라의 경우에도 산업 3자리 기준의 산업경력이 포함될 경우에는 근속의 임금효과도 크게 떨어지고 유의성도 낮아진다. 예를 들어, 제조업⁶⁾ 고졸 이하 생산직 노동자들은 제조업에서 일한 경력이 동일하다

6) 여기서 결과를 제시하지는 않았지만, 제조업의 경우만을 대상으로 하여 분석해 볼 경우에도, 산업경력을 임금방정식에 추가할 경우에도, 근속의 임금효과는 크게 변하지 않았다. 반면 서

고 하더라도 기업 근속에 따라 임금에 차이가 나지만, 현재 일자리와 매우 유사한 산업에서 일한 경력이 차이가 날 경우에는, 근속이 동일하다고 하더라도 그 경력이 긴 경우 더 많은 임금을 받게 된다는 것이다. 산업을 3자리까지 분류하면, 이 때의 산업경력은 상당히 기업특수적인 숙련에 가까워진다고 볼 수 있다. 제조업 생산직의 경우 숙련의 성격이 상대적으로 일반적인 성격보다는 기업특수적이고 매우 세분화된 부문특수적인 성격이 강하다고 할 수 있고, 반면 고학력 화이트칼라의 경우에는 일반적 숙련이나 대분류 산업 내에서 이전 가능한 숙련을 가지는 것으로 볼 수 있다.

요약하면, 여성이나 남성의 저학력 블루칼라 노동자들의 경우, 근속의 임금효과가 남성이나 고학력 화이트칼라보다 높은 것으로 나타나고 있다. 이는 산업경력이 포함되든 되지 않든 변함이 없다. 이러한 사실은 내부노동시장 관행의 혜택을 받는 남성 화이트칼라들이 근속의 임금효과가 더 크다는 기존의 관념과는 반대되는 결과를 보여준다⁷⁾. 이러한 현상이, 1998년과 1999년이라는 경제위기와 그에 따른 정리해고제 도입 등 노동시장의 유연화 의 결과인지, 아니면 노동력 구성의 변화나 기존 연구들이 상대적으로 제한적인 자료(상대적으로 규모가 크고 근대적인 부문의 자료)를 대상으로 분석한 결과인지는 좀더 연구가 필요한 부분이라고 생각된다.

위의 분석이 갖는 한계는 다음과 같다. 첫째, 2개 연도의 관찰치를 사용하고 있기 때문에 1,911명의 경우, 관찰치가 두 개 연도에 걸쳐서 관찰되고 있다. 따라서, $Cov(u_{ijt}, u_{ijt+1}) \neq 0$ 일 가능성이 있다. 이 때문에 1개 연도 관측치 자료를 가지고 다시 분석해 보았으나, 결과는 거의 변함이 없었다. 패널조사가 3차년도 이상 계속된다면, Fixed-Effects 모델 등을 사용할 필요가 있을 것이다. 둘째, 산업경력(IndExp)과 근속 또는 총경력 사이에는 일정한 상관관계가 있기 때문에, 산업경력을 임금방정식에 포함할 경우, 근속년수가 설명하는 분산량이 줄어들어 근속수익률이 과소추정될 가능성이 있다. 이러한 문제는 다음 절에서 고찰하는 두 번째 방법을 통해서 부분적으로 해소될 수 있을 것이다.

비즈니스에서는 산업특수적 숙련(산업경력)효과가 상대적으로 크게 나타났다.

7) 이는 류기철(1995)에서 미국의 자료를 가지고 분석한 결과와도 배치된다. 그는 제조업체의 경우, 근속은 외부 체외임금에 부정적인 영향을 미치는 반면, 산업경력은 긍정적인 효과를 가지는 것으로 분석하고 있다.

V. 산업간 노동이동과 임금효과

산업특수적 숙련의 존재 여부를 보기 위한 또 하나의 방법은 일자리를 옮겼을 경우, 이전 일자리에서의 경험(근속 또는 경력)이 새로운 일자리에서의 임금에 미치는 효과를 산업을 바꾼 경우(Switcher)와 그렇지 않은 경우(Stayer)로 나누어 비교하는 방법이다.

$$\text{Stayer} : \ln W_{\text{newjob}} = \beta_1 X + \alpha_2 T_{\text{oldjob}} + \alpha_3 E_{\text{oldjob}} + \epsilon_1 \dots\dots\dots (2)$$

$$\text{Switcher} : \ln W_{\text{newjob}} = \beta_1 X + \beta_2 T_{\text{oldjob}} + \beta_3 E_{\text{oldjob}} + \epsilon_2 \dots\dots\dots (3)$$

식 (2), (3)에서 W_{newjob} 은 새 일자리에서의 임금을, T_{oldjob} 와 E_{oldjob} 은 각각 이전 일자리에서의 근속과 산업특수적 경력(산업경력, 이전 일자리 산업과 동일한 산업에서의 경력)을 나타낸다. X 는 근로자 특성으로 일자리 변동에 관계없이 동일한 개인 특성 변수이고, ϵ_1, ϵ_2 는 평균이 0인 에러항이다. 이전 일자리에서의 근속과 산업경력이 새 일자리의 임금에 미치는 효과가 일자리 이동과 함께 산업을 바꾼 경우(Switcher)보다 산업을 바꾸지 않은 경우(Stayer)에 더 크게 나타난다면, 즉 $\alpha_3 > \beta_3$ 이면 산업특수적 숙련이 존재한다고 볼 수 있다.

일자리 변경이 이루어진 자료를 활용하는 장점은 일자리 매칭에 따른 관찰되지 않는 이질성을 자연스럽게 통제할 수 있다는 점이다. 이전 직장에서의 일자리 매칭은 새 직장에서의 일자리 매칭과는 상관관계가 없다고 보는 것이다. 그러나 이 경우, 일자리 변경이 완전히 '외생적인 요인'에 의해서 이루어져야 하고, '임의로'(randomly) 새로운 직업을 가진다는 가정이 필요하다. 완전히 외생적인 요인에 의해 일자리를 바꾼 경우에 한정하여 근로자 표본을 구해야 전체 근로자 모집단을 대표할 수 있는 임의 표본(random sample)이 될 수 있기 때문이다. 이 기준에 맞추기 위해 우선 비자발적 이직자만을 표본으로 추출하였으며, 이직 전후 정규직 풀타임 일자리를 가진 경우에 한정하였다⁸⁾.

8) 물론 '비자발적 이직'이라는 기준도 완전한 의미에서의 랜덤한 표본을 추출하기 위한 기준이 되기는 어렵다. 예를 들어, 기업들이 겉으로 보기에는 비슷하지만 덜 생산적인 사람들을 해고하는 경향이 있기 때문에, 표본은 '외생적으로 해고된 사람'(징계해고가 아니라 폐업과 같은 외생적 변수에 다른 해고)만을 추출해야 한다. 그러나 이 경우에도 전체 노동자 모집단을

<표 6>은 비자발적 이직 후의 새로운 일자리에에서의 임금에 대해 이직 전 근속과 산업경력을 회귀한 결과이다. 우선, 이전 일자리 근속의 새 일자리 임금효과를 보면, 산업을 바꾸지 않은 경우(Stayer)가 바꾼 경우(Switcher)에 비해 이전 일자리 근속의 새 일자리 임금효과가 더 크다는 사실을 알 수 있다. 산업을 바꾸지 않은 경우, 이전 일자리 근속 1년에 새일자리 로그임금 2.7%가 증가하는 반면, 산업을 바꾼 경우 0.9%에 불과하였고 유의하지도 않다. 한편, 이전 일자리에서의 산업경력(이전 일자리와 동일한 산업에

<표 6> 이동 전의 경력과 근속의 임금 효과 (OLS Estimates)

	전직장임금		새직장임금 (Stayer)		새직장임금 (Switcher)	
	회귀계수	표준편차	회귀계수	표준편차	회귀계수	표준편차
OJ	0.0452	0.0731	0.1462	0.0964	-0.1178	0.0758
TEN	-0.0258	0.0103	0.0271	0.0169	0.0091	0.0121
TENSQ	0.0002	0.0004	-0.0009	0.0008	-0.0004	0.0004
R-square	0.5124		0.4946		0.6344	
OJ	0.0155	0.0587	0.1348	0.0943	-0.1001	0.0760
TEN	-0.0209	0.0130	-0.0148	0.0214	-0.0159	0.0186
TENSQ	0.0008	0.0005	0.0007	0.0010	0.0007	0.0007
INDEXP	0.0502	0.0126	0.0595	0.0189	0.0314	0.0170
INDESQ	-0.1646	0.0513	-0.1996	0.0758	-0.1210	0.0663
R-square	0.5124		0.4566		0.6420	
N	421		222		198	

주 : 1) Stayer: 산업을 바꾸지 않은 경우, Switcher: 산업을 바꾼 경우

2) 여기에서 OJ, TEN, TENSQ, INDEXP, INDESQ 등은 모두 이전 직장의 변수들임. 이외에 새 직장에서의 근속 및 근속의 제곱항 그리고 학력, 결혼 여부, 관찰년도 더미(1999년도 더미), 이직년도 더미 등을 통제변수로 포함하였음.

서 일한 경력)이 포함될 경우에 이전 일자리 근속의 임금효과는 거의 사라지고, 이전 일자리 산업경력이 더 커다란 새 일자리 임금효과를 가져오는 것을 알 수 있다. 특히, 산업을 바꾸지 않은 경우, 산업을 바꾼 경우에 비해 그 효과가 크다는 사실을 알 수 있다. 즉 Stayer의 경우, 이전 일자리까지 축적된 산업경력 1년은 약 6.0%의 새 일자리 임금을

대표하는 임의표본을 완벽하게 얻을 수는 없다. 왜냐하면, 사업체 폐쇄에 따라 해고될 확률은 산업별로 다를 수 있기 때문이다. 징계해고(discharge)의 경우, 기업들이 일반적으로 덜 생산적인 근로자들을 징계해고한다는 점에서, 그리고 사업체의 폐쇄에 따른 정리해고(layoff or displacement)의 경우에도, 산업별로 사업체의 폐쇄에 따라 해고되는 확률이 다르다는 점에서 임의 표본(random sample)으로서 한계를 가질 수 있다.

증가시키지만, Switcher의 경우에는 약 3.1% 수준에 그친다. 이는 산업특수적 숙련이 존재한다는 것을 간접적으로 보여주는 지표라고 할 수 있다⁹⁾.

그러나 이러한 분석에도 선택편의(selection bias)가 존재할 수 있다. 일반적으로 산업특수적 숙련을 상대적으로 적게 가진 경우 산업을 바꿀 확률이 높기 때문이다. 이를 교정해 주기 위해, Heckman의 2단계추정법을 활용하여 산업간 이동에 관한 프로빗 모델을 추정하고, 여기서 얻어진 추정치를 통해 선택편의가 교정된 임금방정식을 다시 추정하고자 한다.

우선, 다음과 같은 산업선택방정식(selection equation)에서

$$s_{it} = Z_i \beta + u_i \dots \dots \dots (4)$$

s_{it} 는 외생적인 요인에 의해 일자리를 상실한 i 가 산업을 바꾸는 것을 나타내는 관찰되지 않는 잠재적인 변수이다. $s_{it} > 0$ 이면 산업을 옮기는 것으로 관찰되고 그렇지 않으면 옮기지 않는 것으로 관찰된다. 여기서 Z_i 는 산업간 이동을 설명하는 변수들이고, β 는 추정되어야 할 계수들이다. u_i 는 산업을 바꾸는 것에 영향을 미치는 관찰되지 않는 개인적인 오차항이고, $u_i \sim N(0, 1)$ 로 가정한다. 따라서 산업이동선택식은 프로빗모형이 되며, 최우추정법으로 추정하게 된다. 그러나 이 모델에서는 Neal(1995)이 문제 제기를 했던 바

9) 본 논문에 대한 한국노동경제학회의 익명의 심사자는 관찰되지 않는 근로자의 개인적 특성, 특히 보수를 높일 수 있는 개인적인 능력(individual-specific earnings capacity)을 통제하기 위해 전 직장에서의 임금을 임금함수에 포함시키는 것이 좋겠다는 지적을 하였다. Ong and Mar(1992)도 해고 전 직장의 임금을 새 직장의 임금함수에 포함시켰다. 그러나 이 경우에는 해고가 발생한 시점이 동일한 경우(예를 들어 1984년)이기 때문에 해고 당시의 임금을 포함시키는 것이 큰 문제가 되지 않았던 것으로 보인다. 만일, 이직이나 해고 시기가 모두 다를 경우, 이직 전 임금이 근로자의 개인적 특성을 통제하는 데에는 한계를 가지는 것으로 생각된다. 그러나 우리의 표본은 이직 시기가 특정 시점에 집중해 있지 않고, 과거 특정 시점에서의 임금에 관한 정보도 제공하지 않고 있기 때문에 과거의 임금을 활용하는 데에는 한계가 있다고 생각되어서 이를 임금방정식에 포함하지 않았다. 이러한 한계가 있음을 고려한 상태에서 심사자의 지적대로 이전 직장의 임금을 포함한 임금방정식을 회귀해 보았다. 그 결과 역시 개인적 특성을 통제한 효과가 반영되어 전 직장의 근속이나 산업경력의 효과는 다소 낮아진다. <표 6>의 결과와는 달리, 근속의 경우 유의성이 거의 사라진다. 그러나 산업경력의 경우, 이전 직장의 임금을 포함하지 않은 경우 Stayer 0.0595, Switcher 0.0314의 회귀계수값을 가지지만, 이전 직장의 임금을 포함한 경우에는 각각 Stayer 0.0485, Switcher 0.0221로 낮아진다. 그러나 이 정도의 결과가 기존의 해석을 뒤바꿀 수 있는 결과는 아니라고 생각되어 이전 직장의 임금을 포함하지 않는 기존의 모델을 그대로 유지하기로 하였다. 유의한 코멘트를 해준 익명의 심사자에게 다시 한번 감사드린다.

와 같이, 산업이동선택방정식과 임금방정식의 설명변수들이 대부분 동일할 경우, 모델의 식별이 완전히 함수형태에만 의존하게 된다. 따라서 Neal(1995)의 방법대로, 임금에 영향을 미치지 않으면서(임금방정식에 포함되지 않으면서) 산업간 노동이동을 결정하는데 영향을 미칠 수 있는 변수로서 산업별 고용증가율(IMG)과 산업별 고용규모(ESZ) 변수를 산업이동선택방정식에 추가하였다¹⁰⁾. 한편 2단계 임금함수는 LIMDEP 7.0을 활용하여 추정하였다.

<표 7>은 산업간 이동에 관한 프로빗모델의 결과를 보여주고 있다. 산업간 이동에 유의한 영향을 미치는 것은 역시 그 산업에서의 경력 변수인 것으로 나타났다. 산업경력이 길수록 산업을 바꾸지 않는 것으로 나타났다. 반면, 총경력은 산업간 이동에 양의 효과를 나타내는 것으로 보이고, 근속은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

<표 7> 산업간 노동이동 여부에 관한 프로빗 모델

종속변수: Switcher = 1, Stayer = 0		
	회귀계수	표준편차
Constant	-0.0566	0.9634
TEN	0.0277	0.0457
TENSQ	0.0010	0.0020
TXA	0.0724	0.0326
TXASQ	-0.1693	0.0883
INDEXP	-0.1602	0.0502
INDESQ	0.3616	0.1954
IMG	0.3143	0.7880
ESZ	0.0040	0.0125
EDY	0.0057	0.0259
MRG	-0.1900	0.1891
O2	-0.8100	0.4221
O3	-0.0162	0.2426
O4	-0.2994	0.2467
O5	0.1385	0.3006
O7	-0.0116	0.1957
O8	-0.0563	0.2375
Log-L	-276.3	
N	443	

주 : 자발적 이직 시기에 관한 더미 변수와 이직 후 재고용까지의 기간이 포함되어 있으며, 직종 더미는 이직시 직종을 나타냄.

10) 산업별 고용증가율은 이직 시점을 t 라 하면, $(t+1$ 기의 고용 $- t-1$ 기의 고용) $/t$ 기의 고용'으로 계산하였고, 산업별 고용규모는 이직 시점의 고용규모를 나타낸다. 자료는 『경제활동인구조사』 자료를 활용하였다.

<표 8>은 산업간 이동에 관한 추정치를 활용한 선택편의 교정항(correction term)을 포함한 모형의 결과를 보여주고 있다. 결과는 이 교정항이 포함되지 않은 경우에 비해서 산업을 바꾼 경우와 그렇지 않은 경우와의 차이가 줄어드는 것으로 나타났다. 이는 이전 일자리의 근속 지표만을 볼 경우에도 그렇고, 산업경력 변수가 포함된 경우에도 마찬가지로 나타나고 있다. 특히 선택편의 교정항이 포함될 경우, 이전 직장 산업경력의 새 일자리 임금효과는 더 커지는 것으로 나타났고, 특히 산업을 바꾼 경우(Switcher)에 이 효과는 더 많이 커진다. 산업을 바꾸고자 하는 성향의 차이를 통제할 경우, 산업을 바꾼 경우에도 이전 산업경력은 새 일자리 임금에 영향을 미친다. 이는 산업경력의 상당부분이 완전하게 산업특수적인 숙련뿐만 아니라 일반적 숙련의 성격을 가지고 있음을 의미한다.

한편, 이 글에서는 제시하지 않았지만, 고학력 화이트칼라와 저학력 블루칼라로 나누어서 볼 경우 통계수치들이 유의하지는 않지만, 대체로 고학력 화이트칼라의 경우, 산업을 바꾼 경우나 바꾸지 않은 경우 모두 산업경력이 새 일자리 임금에 일정한 효과를 가지면서 차이가 그리 크지 않게 나타나고 있다. 생산직의 경우, 산업을 바꾸거나 바꾸지

<표 8> 이동 전의 경력과 근속의 임금 효과 (Two-Stage Estimates)

	새직장 임금 (Stayer)		새직장 임금 (Switcher)	
	회귀계수	표준편차	회귀계수	표준편차
OJ	0.1498	0.0960	-0.1172	0.0761
TEN	0.0220	0.0171	0.0102	0.0136
TENSQ	-0.0006	0.0008	-0.0004	0.0005
Correction	0.2515	0.1505	-0.0239	0.1365
R-square	0.5017		0.6345	
OJ	0.1305	0.0944	-0.0830	0.0763
TEN	-0.0201	0.0221	-0.0233	0.0190
TENSQ	0.0006	0.0010	0.0006	0.0007
INDEXP	0.0748	0.0242	0.0561	0.0226
INDESQ	-0.2356	0.0838	-0.1740	0.0734
Correction	-0.2418	0.2392	-0.3227	0.1963
R-square	0.5252		0.6476	
N	222		198	

주 : 1) Stayer: 산업을 바꾸지 않은 경우, Switcher: 산업을 바꾼 경우
 2) 여기에서 OJ, TEN, TENSQ, INDEXP, INDESQ 등은 모두 이직전 직장의 변수들이다. 이외에 새 직장에서의 근속 및 경력년수, 그리고 인적 특성에 관한 변수들이 통제변수로 사용되었음.

않거나 상관없이 이전 직장의 근속이나 산업경력이 거의 유효하지 않은 것으로 나타났고, 무엇보다도 새로운 직장에서의 근속이 큰 효과를 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 앞 절에서 본 산업경력의 임금효과 분석 결과와 비슷한 의미를 가진다.

VI. 결 론

산업특수적 숙련은 특정 산업부문에 특수한 숙련이지만, 또 특정부문 내에서는 이전 가능한 숙련이다. 다시 말해, 완전히 특수하지도 완전히 일반적이지도 않은 중간적인 성격의 숙련이라고 할 수 있다. 이러한 중간적 숙련이 현실적인 숙련의 성격을 가장 많이 반영할 수도 있다. Becker도 “대부분의 OJT는 완전하게 특수하지도 않고, 완전하게 일반적이지도 않다. 하지만 이를 제공하는 기업에서 생산성을 높인다면 특수한 훈련의 범주에 속한다”라고 보았다. 대부분의 숙련은 기업특수적 성격을 가지면서도 어느 정도 시장성을 가지는 숙련일 것이다. 본 논문은 그러한 숙련이 산업특수적인 성격일 수 있다는 것을 보이려고 하였다. 따라서, 임금함수 추정에서 이러한 산업특수적 숙련이 임금효과를 상당부분 가지는 것은 당연하게 나타날 수 있는 결과이다.

또한 이 글에서는 숙련의 임금효과 및 일자리 상실 비용이 근로자 계층별로 차별적으로 나타날 수 있다는 시사점을 얻을 수 있다. 고학력 화이트칼라의 경우, 상대적으로 더 일반적 숙련이 중요하고, 저학력 블루칼라의 경우에는 기업특수적 숙련이 더 중요하며, 산업대분류 기준의 산업특수적 숙련은 화이트칼라에게 상대적으로 더 중요하고, 산업소분류 기준(산업 3자리 기준)의 산업특수적 숙련은 블루칼라에게 더 중요한 것으로 나타났다.

경제위기로 노동이동이 많아지고 빨라지고 있다. 이는 노동 자원의 효율적 배분에 기여할 수도 있지만, 일자리 상실의 경제적 비용을 증대할 가능성도 가지고 있다. 본 논문은 숙련의 임금효과가 숙련 형태별로, 근로자 계층별로 차별적으로 나타날 수 있음을 보였다. 이는 일자리 상실의 경제적 비용도 숙련 형태별로 그리고 근로자 계층별로 차별적으로 나타날 수 있음을 의미한다. 따라서, 노동시장의 유연화는 일반적으로 추진되기보다는 이러한 다양한 변수들에 대한 구체적인 고려하에서 이루어질 때만 사회적 후생의

증대에 기여할 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

- 류기철, 「An Empirical Study of Industry-Specific Components on Productivity」, 『노동경제논집』 15권 (1992. 12): 341-365.
- 류기철, 「Effects of Industry-Specific Human Capital on Wages and Productivity」, 『노동경제논집』 19권 1호 (1996. 7): 247-272.
- 어수봉, 『한국의 노동이동』, 서울:한국노동연구원, 1992.
- Abraham Katherine G., and Henry Faber. "Job Duration, Seniority, and Earnings." *American Economic Review* 77 (3) (July 1987): 278-297.
- Addison, John, and Portugal, Perdo. "Job Displacement, Relative Wage Changes, and Duration of Unemployment." *Journal of Labor Economics* 7 (3) (July 1989): 3-19.
- Altonji, J. and Shakotoko, R. "Do Wages Rise With Seniority?" *Review of Economic Studies* 54 (3) (July 1987): 437-459.
- Altonji, J. and Nicolas Williams. "Do Wages Rise With Seniority? A Reassessment" NBER Working Paper Series 6010, 1997.
- Carrington, William J. 1993. "Wage Losses for Displaced Workers: Is It Really The Firm That Matters." *Journal of Human Resources* 28 (3) (Summer 1993): 435-462.
- Jacobson, Louis S., Robert J. LaLonde, and Daniel G. Sullivan. "Earnings Losses of Displaced Workers." *American Economic Review* 83 (4) (September, 1993): 685-709.
- Kletzer, Lori G. "Returns to Seniority after Permanent Job Loss." *American Economic Review* 79 (3) (July 1989): 536-543.
- _____. "The Role of Sector-Specific Skills in Postdisplacement Earnings" *Industrial*

Relations 35 (4) (October 1996): 473-490.

Neal Derek, "Industry-Specific Human Capital: Evidence from Displaced Workers."

Journal of Labor Economics 13 (4) (October 1995): 653-677.

Ong, Paul M., and Don Mar. "Post-Layoff Earnings Among Semiconductor Workers."

Industrial and Labor Relations Review 45 (2) (January 1992): 366-379.

Parent, Daniel. "Industry-Specific Capital and the Wage Profile: Evidence from the

NLSY and the PSID." *Journal of Labor Economics* 18 (2) (April 2000): 306-323.

Podgursky, Michael, and Paul Swaim. "Job Displacement and Earnings Loss:

Evidence from Displaced Workers." *Journal of Labor Economics* 13 (4) (October 1987): 653-677.

Ruhm, Christopher. "Do Earnings Increase with Job Seniority?" *Review of Economics*

and Statistics 72 (1) (February 1990): 143-147.

Topel, R. "Specific Capital, Mobility, and Wages: Wages Rise with Job Seniority"

Journal of Political Economy, 99 (1) (February 1991): 145-176.

abstract

Industry-specific skills and Wage

Byung You Cheon

It is expected that labor mobility and inter-industry labor turnover would rise due to the rapid changes in the industrial structure and legal institutions of layoffs after the 1997 economic crisis in Korea. One aspect of economic costs of labor mobility is demise of accumulated skills of workers. Workers' skills could be decomposed into three parts, general skills, firm-specific skills, and industry-specific skills. Using data from the panel data of Korea Labor Institute(KLIPS), I show that the net return to seniority is markedly reduced once industry-experience are controlled for. The returns to industry-specific experience are relatively high. Particularly, the experience in one-digit industry is more important for the white-collar workers, while the experience in three-digit industry is also important for the blue-collar workers. Therefore, it seems that the economic cost of labor mobility would be diverse between the skills and between the working classes.