

零細規模 事業體 勤勞實態調査의 有用性⁽¹⁾

金 大 逸

본 논문에서는 최근 수집되기 시작한 『영세규모 사업체 근로실태조사』를 이용하여 그 간 노동시장 연구에서 누락되어 왔던 10인 미만 사업장 근로자에 대한 분석을 하였다. 영세규모 사업체에 종사하는 근로자는 여성·저연령·저학력 및 도소매·음식·숙박 및 서비스업 비중이 높으며, 근로시간과 임금 등 일의 質(job quality)이 열악한 것으로 판명되었다. 한편, 임금 분포에 있어서는 영세규모 사업체가 임금수준은 낮지만 그 분포는 10인 이상 사업체에 비하여 상대적으로 평등한 것으로 추정되었고 이는 사업체 규모가 증가할수록 상대적으로 높은 임금수준이 차지하는 비중이 커지는 점을 반영하고 있는 것으로 추정되었다. 또한 이러한 양상은 대부분 관측 가능한 인적 자본 요인(성, 학력 및 연령) 분포의 차이에서 비롯되는 것으로 추정된다. 마지막으로 본 논문에서는 영세규모 사업체 근로실태조사의 근속기간 자료에 존재하는 반올림 오차가 심각한 수준에 있음을 보이고, 이러한 오차를 수정하는 간단한 방법으로 소개하고 있다.

1. 序 論

한 나라의 노동시장을 분석함에 있어서 어느 규모 이상의 個人別 資料(individual data)는 필수 불가결한 요소이다. 개인의 노동공급이나 임금분포, 그리고 고용과 임금간의 상관관계 등 노동경제학에서 중요하게 다루고 있는 모형은 대부분 실증적인 검증을 거쳐야 하며, 이 과정에서 대규모 개인별 자료는 매우 중요한 부분을 차지하고 있다.

이러한 연구에 사용되는 개인별 자료는 국가별로 다양한 형태로 존재한다. 일례로 미국의 경우에는 勞動統計局(Bureau of Labor Statistics)에서 1960년대 초반부터 CPS(Current Population Surveys) 자료를 집계하여 왔는데, 이 자료는 미국 국민의 代表性을 갖는 標本(representative sample)에서 경제활동, 취업, 임금 등에 대하여 매월 광범위한 정보를 수집하고 이를 일반 연구자에게 공개하여 노동시장에 대한 학계의 분석을 지원하고 있다. 한편 人口調査局(Bureau of Census)에서는 1800년대 말 이후 매년 인구 전체를 대상으로 人口調査(Census)를 실시하며, 이 과정에서 역시 취업 및 임금에 관한 정보를 수집하고 있다. 이 자료는 1960년대 이후 1% 표본으로 축소되어 일반에게 연구용으로 제공되고

(1) 자료수집에 도움주신 노동부 여러분께 감사드린다. 본 연구는 서울대학교 경제연구소 발전기금의 연구비(과제번호: 0405-19990012) 지원으로 수행되었다.

있다. 이와 같이 정부의 통계담당 부서는 정보자료를 일반에게 공개하고 학계에서 얻어진 분석결과에 따라 자료의 정확성을 개선하려는 노력을 경주함과 동시에 노동시장 정책 입안 과정에서 분석결과를 유용하게 사용한다.

한편 미국의 경우에는 학계에서도 자료를 수집하는 경우가 종종 존재하는데, 그 대표적인 경우가 미시간 대학(University of Michigan)에서 실시하는 PSID(Panel Study of Income Dynamics)이다. 이 자료는 자료수집 대상가구를 매년 추적하여 가구원의 취업 및 임금에 관한 정보를 수집한다. 따라서 이 자료는 개인별 경제활동의 변이나 임금분포의 시계열 변화, 노동이동 등을 분석하는 데 유용하게 사용되고 있다. 이와 함께 NLSY(National Longitudinal Survey of Youth), SIPP(Survey of Income and Program Participation) 등의 자료도 노동시장 분석에 유용하게 사용되는 개인별 자료이다.

우리 나라의 경우에는 개인별 자료로서 통계청에서 매월 조사하여 집계하는 『경제활동인구조사』, 분기별로 발표하는 『도시가계조사』, 5년 단위로 조사되는 『인구센서스』와 노동부에서 집계하는 『임금구조 기본통계조사』 등이 있다 이 가운데 우리 나라의 학계에서 가장 빈번하게 사용되어 온 대표적 개인별 자료로는 통계청에서 매월 조사하여 집계하는 『경제활동인구조사』와 노동부의 『임금구조 기본통계조사』를 고려할 수 있는데, 이 두 자료는 1960년대 후반 조사되기 시작하여 근대화 과정의 노동시장 분석에 유용하게 사용되어 왔다.

그러나 자료의 특성이란 측면에서 볼 때 위의 두 자료는 매우 중요한 문제점을 가지고 있었다. 우선 『경제활동인구조사』는 개인의 성별, 학력, 연령 등 인구학적 변수와 취업자의 경우 취업내용에 대하여 상세한 자료를 수집하고는 있으나, 가장 중요한 변수 가운데 하나인 소득에 대한 자료가 존재하지 않는다. 즉, 개인의 자산소득은 물론이고 근로자의 임금소득, 자영업자의 영업소득에 대한 자료가 전혀 공개되지 않고 있다. 결과적으로 근로소득에 대한 연구는 노동부의 『임금구조 기본통계조사』에 의존하여 왔는데, 이 조사는 개인별 자료가기는 하지만 표본 추출대상이 사업체를 기준으로 하는 事業體 調査(yellow page survey)이기 때문에 엄밀한 의미에서 個人別 資料(white page survey)와는 차이를 갖는다. 결과적으로 표본 구성에 차이가 발생하고 따라서 『경제활동인구조사』와 1대1의 대응관계를 갖지 못한다는 문제점이 있다. 또한 『임금구조 기본통계조사』는 조사 대상이 비농수산 민간 부문 임금근로자에 국한되기 때문에 자영업자의 근로소득이나 공공부문의 임금에 대한 분석이 불가능하며, 표본 추출 대상도 10인 이상 정규직 근로자를 고용하고 있

(2) 이 밖에도 1992년까지 통계청에서 매 3년마다 조사되었던 『고용구조 특별조사』를 들 수 있다.

는 민간기업에 국한되어 있어 이 조사에 의해 대표되는 근로자는 1998년의 경우 전체 취업자의 40%에도 이르지 못하고 있다.⁽³⁾ 즉, 우리 나라의 자료 가운데 고용과 소득에 대한 정보가 동시에 존재하는 대단위 개인별 자료가 존재하지 않는다는 점, 특히 소득에 대한 자료가 희소하다는 점이 중요한 문제점이라고 할 수 있다.⁽⁴⁾ 이러한 문제에 대하여 일부 연구자는 『경제활동인구조사』의 근로자와 『임금구조 기본통계조사』의 임금을 연계하여 분석하기도 하였다(김대일(1999)). 그러나 이 분석방식에서는 자영업자뿐 아니라 임금 근로자 가운데에서도 10인 이상 기업에 고용되어 있는 근로자만이 분석 대상이 될 수 있으므로 그 결과의 대표성에 한계가 있었다.

최근에 노동부에 의해 집계되기 시작한 『영세규모 사업체 근로실태조사』는, 자료 부족의 문제를 근본적으로 해결하였다고는 할 수 없으나, 비농수산 민간 부문의 임금근로자 전체를 대상으로 자료가 수집된다는 점에서 볼 때 매우 중요한 부가가치를 지닌다고 할 수 있다. 『영세규모 사업체 근로실태조사』는 『임금구조 기본통계조사』에서 누락되어 왔던 10인 미만 규모의 사업체에서 일하는 근로자의 임금 및 취업형태를 조사하고 있다. 따라서 아직 자영업자에 대한 소득자료는 존재하지 않지만, 임금소득은 『임금구조 기본통계조사』와 『영세규모 사업체 근로실태조사』에 의해 전체 임금근로자에 대하여 존재한다고 볼 수 있다. 결과적으로 『영세규모 사업체 근로실태조사』는 전체 근로자를 대상으로 賃金所得 不均衡度(wage inequality), 賃金 決定 函數(wage equation) 등의 분석을 가능케 하는 근거가 되고 있다. 이러한 분석 결과는 우리 나라 노동시장의 양상을 보다 정확하게 반영함으로써 학계와 정책당국이 관심을 유도할 수 있을 것이다.

본 논문에서는 『영세규모 사업체 근로실태조사』를 사용하여 우리 나라 노동시장에서의 임금결정함수와 임금소득분포 및 사업체 규모별 근로자 분포 등을 분석·비교하고자 한다. 이러한 비교 분석은 우리 나라 노동시장의 실태를 보다 정확히 반영하는 결과라는 점에서 본 연구결과는 『영세규모 사업체 근로실태조사』의 부가가치를 판단할 수 있는 근거가 될 수 있을 것이다. 즉, 기존의 불충분한 자료에서 얻어진 결과와 『영세규모 사업체 근로실태조사』를 포함시킨 결과의 차이가 바로 그 부가가치라고 할 수 있으므로, 두 결과

(3) 전체 취업자 가운데 임금근로자의 비중은 61.2%로 추정되며, 이 가운데 10인 이상 사업체에 취업한 근로자의 비중은 60% 수준으로 추정되고 있다(통계청, 『경제활동인구조사』, 『사업체 기초통계조사』, 1998).

(4) 고용과 소득에 대한 정보가 동시에 존재하는 개인별 자료로는 통계청의 『도시가계조사』, 대우경제연구소의 『대우 패널』, 한국노동연구원의 『노동패널(KLIPS)』 등이 있다. 『도시가계조사』는 대상이 도시 근로자 가구에 국한된다는 제약이 있어 대표성을 갖는 자료라고 보기 힘들다. 한편 『대우 패널』과 『노동패널』도 대부분 도시를 기준으로 표본을 추출하고 있고, 특히 이 자료들은 조사가 시작된지 채 5년이 안된 자료들로서 기존의 자료와 많은 차이를 보이고 있다.

간에 얼마나 큰 차이가 나타나는지를 비교할 필요가 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 다음 장에서는 『영세규모 사업체 근로실태조사』의 개요를 간략히 소개한다. 3장에서는 기존 자료와의 비교 분석 결과를 제시하고, 4장에서는 이 조사에서 문제점으로 드러난 근속기간의 오차 해결에 대하여 간략히 논의한다. 5장은 이상의 결과를 바탕으로 결론을 내리고 있다.

2. 零細規模 事業體 勤勞實態 調査의 概要

『영세규모 사업체 근로실태조사』는 상용 근로자 수가 1인 이상 5인 미만인 사업체를 대상으로 실시하는 조사와 5인 이상 10인 미만 사업체를 대상으로 실시하는 조사로 나뉜다. 5-9인 사업체에 대한 조사는 1994년 처음 실시되어 1999년까지 6회 실시되었고, 1998년 조사결과까지 공표되었다. 1-4인 사업체에 대한 조사는 1998년 처음 실시되어 그 조사결과가 이미 공표되었고, 1999년 조사결과는 2000년도에 공표될 예정이다. 이 두 조사의 경우 대상 사업체의 규모가 다르다는 것 이외에는 아무런 차이를 갖지 않는다. 조사 설문지도 동일하며 결과적으로 조사 내용도 동일하다. 다만 10인 이상 사업체를 조사하는 『임금구조 기본통계조사』(1968년 처음 조사 시작)와는 설문 내용에 다소 차이가 있어 변수의 정의가 다소 차이를 보이는데, 이에 대해서는 이 장의 말미에 자세히 다루기로 한다.

우선 이와 같이 각 자료의 조사대상 범위를 정하는 상용 근로자의 의미를 살펴볼 필요가 있다. 『영세규모 사업체 근로실태조사』 및 『임금구조 기본통계조사』에서 공통적으로 사용하는 상용 근로자란 개념은 다음과 같은 4가지 조건 가운데 최소한 하나를 만족시키는 근로자를 이른다.

① 근로계약기간이 1개월을 넘거나 계약기간이 명시되지 않은 근로자

② 임시직 또는 일용직 근로자로서 현 사업체에서 지난 3개월간 45일 이상 근무한 근로자

③ 관리직으로서 임금을 지급 받으며 사업체에 상근하는 근로자

④ 사업주의 친인척으로서 임금을 지급받으며 사업체에 상근하는 근로자

결과적으로 1998년을 기준으로 할 때 1-4인 사업체에 대해서는 전국에서 14,970개의 표본 사업체를 대상으로 33,116명의 근로자에 대한 조사가 실시되었으며 5-9인 사업체에 대해서는 4,687개 표본 사업체에서 34,129명의 근로자에 대한 조사가 실시되었다. 한편 같은 해 10인 이상 사업체에 대해서는 5,500여개 표본 사업체를 대상으로 384,567명의 근로자에 대한 조사가 실시되었다.

『영세규모 사업체 근로실태조사』에서 조사되는 항목은 다음과 같다. 우선 사업체가 위치한 지역과 산업을 조사한다. 산업은 한국표준분류(KSIC)를 사용하며 두 자리 코드를 사용한다. 한편 사업체에 대하여 퇴직금의 지급여부도 조사는 하고 있으나 信憑性(reliability)의 문제로 연구자에게 제공되지는 않는다. 근로자에 대해서는 성별, 연령 및 학력 등 人口學的 變數(demographic variables)와 직종, 근속기간, 출근일수, 근로시간, 급여액 및 연간 특별급여액 등 勤勞에 관련된 事項(job-related variables)을 조사한다. 직종은 산업과 달리 한국표준분류와 다소 차이를 갖는 한 자리 코드를 사용하며 1-8의 값을 갖는다.

『영세규모 사업체 근로실태조사』와 『임금구조 기본통계조사』와의 가장 큰 차이는 후자에서 조사되는 변수가 전자에서 조사되는 변수보다 많다는 점이다. 『임금구조 기본통계조사』에서는 우선 사업체 규모를 세분화하는 규모변수와 노동조합의 존재여부, 종사상의 지위, 그리고 경력 등을 추가로 조사하고 있다. 또 다른 차이는 『임금구조 기본통계조사』의 경우 산업과 직종 모두 한국표준분류를 사용하며 세 자리 코드를 사용하고 있다. 산업의 경우 코드의 자릿수만 다르지만 직종의 경우 코드에도 다소 차이를 보인다. 그러나 실증 분석 결과 직종도 대체적으로 비교가 가능한 것으로 드러났다.

3. 賃金構造 基本統計調査와의 比較

본 장에서는 『영세규모 사업체 근로실태조사』와 『임금구조 기본통계조사』를 비교 분석하여 사업체 규모가 고용 및 임금구조에 미치는 영향 등을 분석하고자 한다. 『영세규모 사업체 근로실태조사』와 비교 가능한 자료로는 『임금구조 기본통계조사』 이외에도 『경제활동인구조조사』, 『사업체 기초통계조사』, 『대우 패널』, 『한국노동연구원 패널』 등을 고려할 수 있을 것이다. 그러나 이러한 자료들은 『임금구조 기본통계조사』에 비하여 그 비교 분석에 많은 문제점을 안고 있다. 『경제활동인구조조사』는 사업체 규모에 대한 정보 및 임금소득에 대한 정보가 존재하지 않는다.⁽⁵⁾ 『사업체 기초통계조사』는 조사항목이 종업원 수 등 매우 기초적인 범위를 넘지 못하고 있어 근로자 개인에 대한 자세한 정보가 존재하지 않는다. 한편 『대우 패널』이나 『한국노동연구원 노동패널』은 조사대상이 도시로 국한되는 제약 이외에도, 그 표본의 대표성에 아직 논란이 있어 적절한 비교대상으로는 부적

(5) 『경제활동인구조조사』에서는 사업체 규모를 조사하고는 있으나, 자료의 信憑性(data reliability) 문제로 인해 정확한 분석에는 부적합한 것으로 알려져 있고, 그 결과 일반 연구자에게 제공되지 않고 있다.

합한 것으로 판단된다(김대일·남재량·류근관(2000)). 이에 반하여 『임금구조 기본통계조사』는 『영세규모 사업체 근로실태조사』와 동일한 조사 주체(노동부)가 동일한 표본추출 방식을 통해 유사한 정보를 수집하고 있기 때문에 직접적인 비교가 훨씬 효과적으로 진행될 수 있다.⁽⁶⁾

3.1. 雇傭 比較

우선 인구학적 분포를 사업체 규모별로 비교하기로 한다. <表 1>은 각 규모의 사업체에 종사하는 근로자의 유형별 분포를 추정한 결과이다. 『영세규모 사업체 근로실태조사』의 대상이 1-4인 사업체, 5-9인 사업체와 『임금구조 기본통계조사』의 대상인 10인 이상 사업체를 비교하면 가장 두드러지는 차이가 남녀 성비임을 알 수 있다. 1998년을 기준으로 볼 때 1-4인 사업체에서는 남성과 여성의 구성비가 거의 비슷한 반면, 사업체 규모가 증가함에 따라 남성의 비중이 빠르게 증가하고 있다. 결과적으로 10인 이상 사업체에서는 남성이 전체 임금 근로자의 70% 이상을 차지하고 있다. 이러한 결과는 기존의 『임금구조 기본통계조사』에 의존한 연구 결과가 상대적으로 더 많은 여성 임금 근로자를 제외하고 얻어진 결과임을 시사하고 있다. 따라서 남성과 여성의 성과가 노동시장에서 다르게 나타나는 만큼 그 결과에 편의가 심하였을 가능성이 존재한다.

한편 연령별로 보면 남성과 여성에게서 다소의 차이점을 보이고 있다. 우선 남성의 경우 모든 규모에서 25-34의 비중이 가장 높은 반면 여성에서는 20-29세의 비중이 가장 높다. 여기에는 남성의 경우 병역의무로 인해 노동시장 진입연령이 여성에 비하여 상대적으로 높다는 점과 여성의 경우 결혼, 출산 등에 따라 30대 초반에 빠른 속도로 노동시장에서 퇴장하는 경향이 그 원인으로 판단된다. 규모별로 볼 때 남성의 경우 연령분포가 규모별로 거의 차이를 보이고 있지 않으나, 여성의 경우에는 10인 이상 사업체에서 20대의 비중이 매우 높게 나타나고 있다. 반면 30대로 가면 10인 이상 사업체에서 여성의 비중은 빠르게 낮아지고 있다는 점이 특기할 만하다. 이와 같이 30대 초반 여성의 비중이 낮은

(6) 이와 같이 동일한 표본추출 방식에 의거한 자료의 비교가 갖는 또 하나의 장점은 그 표본추출 방식이 대표성에 오차를 초래하는 경우에도 그 비교결과는 유용하게 사용될 수 있다는 점이다. 일례로 통계청의 家口調査(white page survey)인 『경제활동인구조사』의 경우 1998년도 임금근로자는 1,239만 명으로 추정되고 있으나, 노동부의 事業體 調査(yellow page survey)인 『영세규모 사업체 근로실태조사』와 『임금구조 기본통계조사』에서 추정할 경우 임금근로자는 683만여명으로 추정된다. 이는 조사 대상이 되는 표본이 약 절반 수준이라는 의미로 해석될 수도 있다. 물론 『경제활동인구조사』가 대표성을 갖는 자료라고 단정지을 수는 없지만, 만일 그렇게 가정한다면 노동부의 임금자료는 대표성을 가지지 못한다고 상정할 수도 있을 것이다. 그러나 이러한 경우에도 그 대표성이 침해되는 효과가 『임금구조 기본통계조사』와 『영세규모 사업체 근로실태조사』간에 동일하다면 이 두 자료의 비교로부터 얻어지는 결과는 대표성 오차가 상쇄된 결과라고 볼 수 있을 것이다.

〈表 1〉 事業體 規模別 勤勞者의 類型分布

(단위: %)

기업 규모	남성			여성		
	1-4인	5-9인	10인 이상	1-4인	5-9인	10인 이상
전체	51.4	65.6	72.8	48.5	34.4	27.2
연령별: 15-19세	1.1	0.7	1.0	1.9	2.6	8.5
20-24세	8.0	5.0	6.4	27.6	29.1	31.4
25-29세	25.4	20.2	20.4	25.3	30.2	18.7
30-34세	21.9	21.0	20.6	11.0	10.6	7.8
35-39세	15.9	18.3	18.9	10.8	8.7	9.3
40-44세	10.4	12.3	12.6	9.6	7.5	8.4
45-49세	5.6	6.8	8.4	5.7	4.3	6.8
50-54세	4.3	5.9	5.7	4.0	3.1	4.6
55-59세	3.3	4.8	4.1	2.5	2.1	3.1
60세 이상	4.1	5.1	2.0	1.5	1.7	1.3
학력별: 고졸 미만	12.5	10.6	14.2	17.0	11.4	22.8
고졸	58.8	51.9	46.4	57.5	57.6	51.6
초대졸	10.9	13.2	11.0	14.2	18.4	13.9
대졸 이상	17.8	24.3	28.4	11.4	12.6	11.7

註: 1) 사업체에 종사하는 근로자 가운데 남성의 비중.

2) 각 성별 내에서 연령, 학력별 비중.

資料: 노동부, 『영세규모 사업체 근로실태조사』, 『임금구조 기본통계조사』, 1998.

현상을 일차적으로 기혼 여성에 대한 차별이 10인 이상 사업체에서 상대적으로 심하다는 것으로 해석할 수도 있으나, 그 반대로 10인 이상 사업체에서 근무하는 여성일수록 결혼, 출산 등과 함께 노동시장에서 퇴장하는 경향이 강하다는 것을 의미하는 것으로 볼 수도 있을 것이다.

학력별로는 사업체 규모와 함께 고학력 근로자의 비중이 증가하는 양상이 남성 근로자에게서 뚜렷이 나타나고 있다. 일례로 대졸자의 비중은 1-4인 사업체에서는 17.8%에 불과하지만, 10인 이상 사업체에서는 28.4% 수준을 보이고 있다. 그러나 여성에게서는 사업체 규모와 학력분포 사이에 오히려 반대의 관계가 성립하고 있다. 대졸 여성의 비중은 규모별로 큰 차이를 보이고 있지 않으나 고졸 미만 여성의 경우 10인 이상 사업체에서 그 비중이 22.8%로 가장 높게 나타나고 있다.⁽⁷⁾

(7) 이와 같이 여성의 경우 남성과는 달리 학력분포가 사업체 규모와 함께 높아지지 않는 원인은 직종분포와 밀접한 관계가 있는 것으로 보인다. 남성의 경우 저학력·생산직 근로자의 비중

〈表 2〉 事業體 規模別 産業 · 職種 分布

(단위 : %)

산업	사업체 규모			직종 ¹⁾	사업체 규모		
	1-4인	5-9인	10+인		1-4인	5-9인	10+인
광업	0.1	0.3	0.2	관리직	2.9	7.0	4.3
제조업	16.0	27.9	41.9	전문가	4.0	5.4	10.7
전기 · 가스 · 수도	0.0	0.1	0.1	준전문가	11.1	12.0	11.9
건설	4.0	11.8	5.6	사무직	24.1	36.9	24.0
도소매 · 음식 · 숙박	49.6	24.5	9.5	판매 · 서비스	31.1	8.4	3.9
통신 · 운송	2.2	4.3	10.9	기능원	11.9	15.7	13.5
금융 · 보험 · 부동산	7.4	20.5	19.0	장치 · 기계조작	7.3	9.0	24.6
기타 서비스	20.7	10.6	10.9	단순노무직	7.6	5.6	7.1

註: 1) 『영세규모 사업체 근로실태조사』의 8개 직종을 기준으로 설정.

資料: 노동부, 『영세규모 사업체 근로실태조사』, 『임금구조 기본통계조사』, 1998.

한편 산업별 분포도 사업체 규모에 따라 뚜렷한 차이를 보이고 있다. 〈表 2〉의 결과에 의하면 소규모 사업체일수록 제조업 및 금융 · 보험 · 부동산업의 비중이 매우 낮고 상대적으로 도소매 · 음식 · 숙박업과 서비스업의 비중이 높게 나타나고 있다. 이러한 현상은 제조업과 금융 · 보험업에 規模의 經濟(scale economy)가 존재하며 도소매 · 음식 · 숙박업과 서비스업에서는 初期 資本(start-up capital)이 크지 않음을 반영하고 있는 것으로 판단된다. 직종별로는 소규모 사업체일수록 관리직 · 전문직 등 고위직 근로자의 비중이 낮고, 판매 및 서비스 관련 종사자의 비중이 압도적으로 크게 나타나고 있다. 이와 같은 직종분포는 대체로 산업분포의 양상을 반영하고 있는 것으로 판단된다.

3.2. 作業의 質(Job Quality)

사업체 규모별로 작업환경 또는 作業의 質(job quality)에도 큰 차이를 보이고 있다. 여기서는 작업의 질로서 근로일수, 근로시간 및 평균 임금을 고려하기로 한다. 〈表 3〉에 의하면 소규모 사업체일수록 근로자들이 장시간 근로하는 것으로 나타난다. 특히 1-4인 사업체의 경우 근로자들은 5-9인 사업체의 근로자들과 비교하여 평균적으로 근로일수는 유사한 수준을 보이고 있으나, 10인 이상 사업체의 근로자에 비해서는 근로일수가 10%(2.6일) 많은 것으로 추정되었다. 한편 평균 근로시간의 경우 1-4인 사업체의 근로자들은 5-9

이 사업체 규모별로 각각 41.0%, 38.0%와 46.2%로 비교적 유사한 데 비하여 여성의 경우에는 11.6% 15.6% 및 27.1%를 보이고 있어 10인 이상 사업체에서 그 비중이 가장 높게 나타나고 있다. 특히 단순 노무직의 비중은 남성의 경우 사업체 규모와 함께 감소하는 양상을 보이고 있으나 여성의 경우에는 10인 이상 사업체에서 8.9%로 가장 높게 나타나고 있다.

〈表 3〉 事業體 規模別 勤勞日數 및 勤勞時間

(단위: 일, 시간)

	월평균 근로일수			평균 주당 근로시간		
	1-4인	5-9인	10인 이상	1-4인	5-9인	10인 이상
전 체	25.9	25.5	23.3	54.2	50.4	46.2
남 성	25.8	25.5	23.1	53.7	50.8	46.7
여 성	26.0	25.6	23.7	55.1	49.7	44.9

資料: 노동부, 『영세규모 사업체 근로실태조사』, 『임금구조 기본통계조사』, 1998.

인 사업체의 근로자들과 비교하여 주당 3.8시간(또는 7.5%) 더 근로하며 10인 이상 사업체 근로자에 비해서는 주당 8시간(또는 17.3%) 더 근로하는 것으로 추정되었다. 결과적으로 1-4인 사업체 근로자의 근로시간은, 근로일수가 많아서 근로시간이 길어진 효과를 제외하고도, 5-9인 사업체 근로자에 비해서 5.9%, 10인 이상 사업체 근로자에 비해서는 5.5% 정도 긴 것으로 추정되었다.

이러한 차이는 남성보다는 여성에게서 더 크게 나타나고 있다. 10인 이상 사업체의 근로자와 비교할 때 1-4인 사업체의 근로 일수 및 근로시간은 남성의 경우 각각 2.7일과 7시간의 차이를 보이고 있으나 여성의 경우에는 2.3일과 10.2시간의 차이를 보이고 있다. 이와 같은 근로시간의 차이는 남성의 경우 근로시간의 15%, 여성의 경우에는 22.7%에 해당하여, 그 차이가 매우 큼을 시사하고 있다.

한편 임금을 기준으로 작업의 질을 평가하여도 유사한 결과가 얻어진다. 〈表 4〉에 의하면 소규모 사업체일수록 임금 수준이 상당히 낮음을 알 수 있다. 1-4인 사업체의 경우 5-9인 사업체 근로자에 비하여 19.8% 낮은 것으로 추정되고 10인 이상 사업체의 근로자에 비해서는 무려 36.8% 낮은 것으로 추정되었다. 앞서 〈表 3〉에서 보았듯이 소규모 사업체 근로자들은 근로시간이 길기 때문에, 이러한 임금격차는 시간당 임금률에서 더 크게 나타나고 있다. 1-4인 사업체의 근로자는 5-9인 사업체에 비하여 시간당 임금률이 25.7% 낮고, 10인 이상 사업체에 비해서는 44.6% 낮은 수준을 보이고 있다.

임금 격차를 성별로 구분하여 보면, 여성보다는 남성에게서 임금 격차가 더 크게 추정되었다. 1-4인 사업체의 남성 근로자는 5-9인 사업체와 10인 이상 사업체에 비하여 각각 16.4%와 33.2% 낮은 임금수준을 보이고 있고, 1-4인 사업체의 여성 근로자는 각 규모에 비해 14.5%와 26.9% 낮은 임금 수준을 보이고 있다. 바꾸어 말하면 성별 임금격차는 사업체 규모와 함께 증가하는 양상을 보이고 있는데, 규모별로 남성 근로자가 여성 근로자

〈表 4〉 事業體 規模別 月 平均 및 時間當 賃金

(단위: 1,000원, 원)

	월 평균 임금 ¹⁾			시간당 임금률 ²⁾		
	1-4인	5-9인	10인 이상	1-4인	5-9인	10인 이상
전 체	943.8	1,176.8	1,493.4	4,047	5,446	7,299
남 성	1,112.3	1,330.8	1,665.3	4,877	6,110	8,056
여 성	754.8	883.0	1,033.0	3,194	4,149	5,193

註: 1) 정액급여, 초과급여 및 연간 특별급여/12를 포함.

2) 월 급여액을 근로시간으로 나누어 표본의 평균을 구한 값.

資料: 노동부, 『영세규모 사업체 근로실태조사』, 『임금구조 기본통계조사』, 1998.

에 비해 초과적으로 받는 임금은 48.7%, 50.7% 및 61.2% 수준을 보이고 있다.

이러한 규모별 임금격차의 남녀 차이(또는 성별 임금격차의 규모별 차이)는 대부분 근로시간의 차이에서 비롯되는 것으로 판단된다. 시간당 임금률을 기준으로 1-4인 사업체와 10인 이상 사업체를 비교할 경우 1-4인 사업체의 남성 근로자는 39.5% 낮은 시간당 임금을 받고 있으며, 여성은 38.5% 낮은 시간당 임금을 받고 있는 것으로 추정되어 남녀간에 거의 차이가 없는 것으로 나타났다. 또한 성별 임금격차도 시간당 임금을 기준으로 하면 각 규모에서 52.7%, 47.3% 및 55.1%로 월평균 임금에 비해 훨씬 작은 차이를 보이고 있다. 즉, 소규모 사업체에 근로함에 따른 임금 저하 효과는 남성과 여성에 있어서 큰 차이를 보이고 있지 않지만, 소규모 사업체에 근로함에 따라 근로시간이 길어지는 효과는 여성에게서 더 크게 나타나고 있기 때문에 월 평균 임금의 규모 격차는 여성보다 남성에게서 더 크게 나타나고 있다는 의미이다. 즉, 소규모 사업체의 낮은 임금에 대해 긴 노동시간으로 소득의 일부를 보전하는 효과가 남성보다 여성에게서 강하게 나타나고 있다는 의미이다.

이와 같이 영세규모 사업체에서 제공되는 작업의 질이 남성보다는 여성에게서 더 열악하다는 것은 영세규모 사업체에서 여성 근로자의 비중이 높다는 사실(〈表 1〉)이 수요측면이라기보다는 공급측면의 요인에 의해 유발된 결과일 가능성을 시사하고 있다. 즉, 영세사업체일수록 여성의 相對的 勞動供給(relative supply of women)이 더 크기 때문에 여성 고용 비중은 높게, 그리고 여성 임금(근로시간의 차이로 인한 보상적 격차를 감안한 임금)은 낮게 나타난다고 볼 수 있는 것이다. 이와 같이 여성의 노동공급이 영세규모 사업체로 집중되는 원인은 상대적으로 큰 규모의 사업체에서 성차별이 더 심할 가능성과, 각 규모의 사업체에서 제공되는 직종과의 適合度(job match)의 차이를 반영하고 있는 것으로

판단된다.

3.3. 賃金 決定式 및 賃金分布의 比較

10인 미만의 소규모 사업체에 대한 자료가 집계됨으로서 기대할 수 있는 매우 중요한 효과는 임금분포에 대한 보다 정확한 정보를 활용할 수 있다는 점으로 보인다. <表 4>에서 보았듯이 임금과 사업체 규모는 강한 正의 관계를 가지고 있고, 또한 그러한 관계가 10인 이상의 사업체에서도 존재하고 있음은 이미 많이 보고되어 왔기 때문에, 소규모 사업체에 대한 정보는 기본적으로 저임금 근로자에 대하여 중요한 자료로 활용될 수 있고, 결과적으로 전체 노동시장의 임금 불균형을 보다 면밀하게 검토할 수 있는 기회를 제공한다.⁽⁸⁾

이러한 관점에서 <表 5>에서는 두 가지 임금분포 지표를 사용하여 로그 임금의 불평등도를 측정하고 있다.⁽⁹⁾ <表 5>의 결과에 의하면 우선 <表 4>에서 보았던 바와 마찬가지로 소규모 사업체의 임금이 낮게 나타나고 있다. 한편 標準 偏差(standard deviation)로 판단한 로그 임금의 불평등도는 사업체 규모와 함께 증가하는 양상을 보이고 있어, 1-4인 사업체에서는 0.437의 수준을 보이고 있고 10인 이상 사업체에서는 0.516의 수준을 보이고 있다. 여기서 표준편차가 0.437이라는 것은 1-4인 사업체의 평균 임금을 기준으로 할 때 1단위 표준편차만큼 낮은 임금은 평균 임금에 비하여 35.4%($=1-e^{-0.437}$) 낮은 수준을 보인다는 의미이다.

『영세규모 사업체 근로실태조사』가 실시되기 이전에는 10인 이상 사업장에 대한 결과만이 존재하였고, 따라서 <表 5>에서 세 번째 열에 나타난 결과만이 존재하였다. 따라서 새로운 자료의 효과는 세 번째 열과 모든 규모의 자료를 모아서 추정한 마지막 열을 비교함으로써 가늠할 수 있다. 이 비교에 의하면 전체적인 임금 불평등도는 10인 이상 사업체만

(8) 현재까지 우리 나라 소득 및 임금의 불평등도에 대한 연구는 10인 이상 근로자만을 대상으로 하거나 도시근로자가구를 대상으로 한 연구가 대부분이었다(Whang and Lee(1997), Fields and Yoo(2000)).

(9) 임금 분포를 측정함에 있어서 명목임금이 아닌 로그 임금을 사용하는 이유는 임금의 不平等度(wage inequality)는 賃金分布(distribution)와 賃金水準(level)의 상대적 크기에 의해 결정되기 때문이다. 예를 들어 100만원의 소득과 그 두 배의 200만원의 소득을 비교하면 후자가 전자에 비하여 소득이 100만원 높다. 반면 1억원과 1억 100만원의 소득을 비교하면 역시 100만원의 차이이지만 이에 따른 불평등도는 상대적으로 작다고 할 수 있다. 즉, 명목상의 소득 격차는 불평등도와 직접적인 연관을 갖지 못한다. 이러한 문제를 로그 임금을 사용함으로써 제거할 수 있다. 로그 임금의 격차는 임금 비율에 의하여 결정되기 때문에 100만원과 200만원의 소득분포와 1억원과 2억원의 소득 분포를 동일한 불평등도로 추정하게 된다. 이와 같이 로그 임금을 사용한 예로는 Juhn, Murphy and Pierce(1993), Kim and Topel(1995), Fields and Yoo(2000) 등을 고려할 수 있다.

〈表 5〉 로그 月平均 賃金의 不平等度

	사업체 규모			전체	
	1-4인	5-9인	10인 이상		
평균 로그 임금 ¹⁾	13.662	13.865	14.080	13.968	
표준 편차	0.437	0.465	0.516	0.528	
분위별 격차 ²⁾	90-75분위	0.306	0.292	0.296	0.326
	75-50분위	0.287	0.349	0.346	0.373
	25-50분위	0.239	0.288	0.385	0.357
	10-25분위	0.262	0.223	0.320	0.286

註: 1) 로그 임금 = $\log(\text{정액급여} + \text{초과급여} + \text{연간 특별급여} / 12)$.

2) 고분위일수록 고임금을 의미.

資料: 노동부, 『영세규모 사업체 근로실태조사』, 『임금구조 기본통계조사』, 1998.

을 대상으로 추정한 것보다 크다는 점을 알 수 있다. 즉, 그 동안 『임금구조 기본통계조사』를 통해서 추정된 임금불평등도는 실제 불평등도를 과소평가하고 있었다고 추론할 수 있다.

여기서 한 가지 주목할 점은 소규모 사업체의 임금 불평등도가 대규모 사업체에 비하여 낮다는 사실이다. 따라서 이러한 소규모 사업체를 포함하여 임금 분포를 추정하면 그 표준편차가 오히려 작아져야 한다. 그럼에도 불구하고 모든 규모를 포함시켰을 때 표준편차가 증가하는 것은 소규모 사업체의 임금이 상당히 낮은 수준을 보이기 때문이다. 즉, 세 번째 열에서 마지막 열로 옮겨갈 때, 추가적으로 낮은 임금자료가 도입되어 임금분포를 확대시키는 효과가 좁은 임금분포가 도입되어 불평등도가 작아지는 효과를 상쇄하는 이상으로 크게 나타나고 있다는 의미이다.⁽¹⁰⁾

〈表 5〉의 나머지에서는 分位別 賃金格差(percentile differentials)를 보여주고 있다. 분위별 격차는 표준 편차에 비례하여 증가하기 때문에 표준 편차와 유사하게 불평등도를 추정할 수 있으며, 추가적으로 賃金 分布의 模樣(skewness)에 대한 정보도 제공한다는 장점을 갖는다. 분위별 격차는 임금 수준에 따라 자료를 100분위로 나누어 각 분위에서 평균 임금을 구하고, 그 격차를 계산한 값이다. 따라서 임금 분포가 저임금에 높은 비중을 갖고 고임금에서는 긴 꼬리(thin and long right tail)를 가지고 있는 형태라면 저분위와 중간분위

(10) 지니계수(Gini Coefficient)를 통해 본 불평등도는 각 규모별로 0.2393, 0.2658, 0.2877로 나타나 표준 편차에 의거한 분석과 동일한 결과를 보이고 있다. 한편 모든 규모를 합쳤을 경우 지니계수는 0.2959로 증가한다.

의 격차는 작고 고분위와 중간분위의 격차는 클 것이다. 반면 표준편차는 임금분포의 모양에 대해서는 거의 아무런 정보도 제공하지 못한다. 즉, 위 예와 그 反對 모양의 分布 (mirror image)의 경우 동일한 표준 편차가 얻어지기 때문이다.

〈表 5〉의 결과에 의하면 1-4인 사업체에서는 90-75분위의 격차가 25-10분위의 격차보다 크고, 75-50분위 격차도 50-25분위 격차보다 큼을 알 수 있다. 이는 곧 상대적으로 저임금에 많은 비중이 주어진 분포라고 할 수 있다. 반면 사업체 규모가 증가하면서 저분위의 임금격차가 고분위의 임금격차보다 커지는 양상을 보이고 있다. 이는 규모가 커지면서 고임금의 비중이 점점 커지고 저임금의 비중이 작아지는 임금분포를 가진다는 의미이다. 이러한 결과는 대규모 사업체의 임금수준이 평균적으로 높다는 것과는 독립적인 결과이다. 여기서 고임금의 비중이 높고 저임금의 비중이 낮다는 의미는, 주어진 임금 분포 내에서의 고임금과 저임금을 지칭하는 것이지, 절대적인 수준에서 고임금과 저임금을 지칭하는 것이 아니기 때문이다. 모든 규모의 자료를 모두 더한 마지막 열의 결과에 의하면 전체적인 임금분포는 상대적으로 고임금의 비중이 낮고, 저임금의 비중이 높은 것으로 나타난다. 즉, 임금분포가 왼쪽에 높은 비중을 갖고 오른쪽에는 상대적으로 얇고 긴 꼬리를 갖는 형태라는 의미이다. 이는 임금분포에 있어서 소규모 사업체의 저임금이 대규모 사업체의 고임금보다 더 중요하게 작용하고 있음을 시사하고 있다.

지금까지 본 〈表 5〉의 결과는 〈表 1〉에 나타난 근로자 유형분포의 차이가 전혀 감안되지 않은 결과이다. 즉, 임금이 사업체 규모와 함께 증가하는 양상이 학력, 경력 등 勤勞者의 特性(observable human capital components)을 반영하는 것인지 아니면, 觀測되지 않는 生産性(unobservable human capital components)의 차이를 반영하고 있는 것인지 구분하지 않고 있다는 의미이다. 또한 임금의 분포가 소규모 사업체에서 상대적으로 좁게 나타난 결과도 대규모 기업보다는 소규모 기업의 근로자가 보다 더 同質的(more homogeneous)인 데서 발생한 결과인지, 아니면 다른 요인에 의해 발생한 결과인지 구분하고 있지 않다.

여기서는 개별 근로자의 임금을 관측 가능한 요인에 의하여 설명되는 부분과 그렇지 않은 부분으로 나누어 각각의 분포를 측정하고자 한다. 즉, 임금 결정함수를 관측가능한 인적 자본 요인의 함수로 추정하고, 이 추정의 결과로 설명되는 부분과 그렇지 못한 부분으로 임금을 구분하는 것이다. 이 분석을 위해 다음과 같은 임금 결정함수를 추정한다.

$$(3.1) \quad \log(W_i) = X_i \beta + \varepsilon_i$$

위에서 W_i 는 근로자 i 의 월 평균 임금이며, X_i 는 설명변수 벡터이다. X_i 에 포함되는 변수는 常數(constant), 性別 더미(gender dummy), 학력 더미 및 연령더미 등이다. 여기서 더미변수를 사용하는 이유는 임금결정식의 각 요인이 갖는 효과를 추정함에 있어 그 함수 형태에 주어지는 제약을 최소화할 수 있다는 장점 때문이다. 이러한 추정결과를 통해서 두 가지 의미있는 분석을 할 수 있다. 첫째로, 근로자의 인적 자본 요소에 대한 시장가격이 사업체 규모별로 차이를 보이는지에 대한 분석이다. 즉, β 가 사업체 규모별로 상이한가에 대한 분석이다. 둘째로 임금분포의 결정요인을 학력, 연령 등 일반적인 인적 자본 요인과 그 이외의 요인에 의한 부분으로 나누어 분석할 수 있다는 점이다.

위의 임금 결정식을 각 규모별로 따로 추정한 결과는 <表 6>의 1-3열에 표기하였다. 모든 규모에서 기준이 되는 근로자 유형은 공통적으로 15-19세의 고졸 미만 여성 취업자

<表 6> 人的 資本 理論에 의한 賃金 決定 函數

독립변수	규모	1-4인	5-9인	10인 이상	전체
상수항		6.092 (0.018)	6.034 (0.020)	6.194 (0.017)	5.939 (0.011)
규모더미					
5-9인 = 1		—	—	—	0.116 (0.006)
10인 이상 = 1		—	—	—	0.294 (0.002)
성별더미					
남성 = 1		0.295 (0.004)	0.232 (0.005)	0.271 (0.006)	0.278 (0.002)
학력더미					
고졸 = 1		0.121 (0.007)	0.245 (0.008)	0.307 (0.006)	0.265 (0.004)
초대졸 = 1		0.131 (0.009)	0.323 (0.010)	0.429 (0.010)	0.356 (0.007)
대졸 이상 = 1		0.245 (0.008)	0.493 (0.009)	0.678 (0.006)	0.580 (0.004)
연령더미					
20-24세 = 1		0.159 (0.017)	0.210 (0.020)	0.162 (0.019)	0.159 (0.011)
25-29세 = 1		0.338 (0.017)	0.371 (0.019)	0.249 (0.017)	0.282 (0.010)
30-34세 = 1		0.465 (0.017)	0.523 (0.020)	0.405 (0.016)	0.429 (0.010)
35-39세 = 1		0.517 (0.018)	0.637 (0.020)	0.544 (0.016)	0.546 (0.010)
40-44세 = 1		0.518 (0.018)	0.683 (0.020)	0.632 (0.019)	0.612 (0.011)
45-49세 = 1		0.563 (0.019)	0.700 (0.021)	0.656 (0.019)	0.640 (0.011)
50-54세 = 1		0.518 (0.020)	0.664 (0.021)	0.618 (0.020)	0.599 (0.012)
55-59세 = 1		0.516 (0.021)	0.590 (0.022)	0.441 (0.021)	0.459 (0.013)
60세 이상 = 1		0.309 (0.021)	0.473 (0.022)	0.270 (0.023)	0.292 (0.014)
R^2		0.2869	0.3379	0.3922	0.4288

註: 종속변수는 로그 임금 = $\log(\text{정액급여} + \text{초과급여} + \text{연간 특별급여}/12)$.
 資料: 노동부, 『영세규모 사업체 근로실태조사』, 『임금구조 기본통계조사』, 1998.

이다.

우선 성별 임금격차(성별 더미의 계수)를 보면 1-4인 사업체에서 가장 크고, 그 다음으로 10인 이상 사업체에서 큰 것으로 나타난다. 이는 성별 임금격차가 규모와 함께 증가하였던 <表 4>의 결과와 배치된 결과이다. 따라서 <表 4>의 결과는 학력과 연령 등 임금을 결정하는 요인의 남녀간 격차가 소규모 사업체보다 대규모 사업체에서 큰 데서 비롯된 결과라고 볼 수 있는 것이다. 즉, 대규모 사업체에서는 상대적으로 남녀별 학력 및 연령 격차가 커서 남녀간 임금 격차도 크게 벌어지고 있지만, 이러한 학력·연령 격차가 제거될 경우 진정한 의미에서의 성별 임금격차는 오히려 1-4인 사업체보다 작다고 할 수 있다. 만일 성별 더미변수의 추정계수를 성차별에 의한 임금격차라고 추정한다면, 이 결과는 성차별이 소규모 기업에서 오히려 더 심하다는 결론을 내릴 수도 있을 것이다.⁽¹¹⁾

學力에 대한 報償(returns to education)은 사업체 규모와 함께 상당히 빠르게 증가하고 있다. 대졸자의 경우 고졸 미만 근로자에 비해 1-4인 기업에서는 27.8%, 5-9인 사업체에서는 63.7%, 그리고 10인 이상 사업체에서는 97.0% 더 높은 임금을 받고 있다.⁽¹²⁾ 즉, 학력은 대규모 사업체일수록 높은 가치를 부여받고 있다. 이는 결국 대규모 사업체에서 근로자의 생산성이 학력과 훨씬 더 밀접한 관계를 가지고 있다는 의미로 해석될 수 있다. 이러한 결과를 <表 1>에서 보았던 고학력자의 비중이 대규모 사업체에서 높게 나타난 결과에 견주어 볼 때 학력의 임금상승 효과가 고학력자의 選擇(self-selection)에서 중요한 단서로 작용하고 있음을 알 수 있다.

한편 임금이 최고점에 달하는 연령은 모든 규모의 사업체에서 공통적으로 45-49세 연령층으로 추정되고 있어 임금/연령 곡선은 매우 유사한 형태를 보이고 있는 것으로 추정되었다. 다만 연령에 따른 임금 격차도 학력의 경우와 유사하게 사업체 규모와 함께 증가하는 양상을 보이고 있는데, 그 격차는 1-4인파 5-9인 사업체간에 크고, 5-9인파 10인 이상 사업체간에는 크지 않은 것으로 나타났다. 한편 임금이 최고점에 이른 뒤에 연령에 따라 하락하는 속도도 10인 이상 사업체에서 다소 크게 나타나고 있다. 이와 같이 볼 때 <表 6>의 결과로부터 인적 자본을 구성하는 요소에 대한 시장에서의 보상이 사업체 규모

(11) 그러나 반대의 해석도 가능하다. <表 1>에 의하면 30세 이상 여성의 비중이 대규모 사업체에서 낮게 나타나고 있다. 이는 대기업에서 기혼여성에 대한 성차별이 더 심하고, 결과적으로 많은 여성 취업자가 대기업 부문에서 퇴출되고 있음을 의미할 수도 있다. 이 경우 대기업에 잔류하는 기혼 여성은 상대적으로 고생산성 여성일 가능성이 높고, 따라서 이러한 標本抽出의 偏倚(selectivity bias)가 성별 임금격차를 감소시키는 방향으로 작용하고 있을 가능성도 높다.

(12) 이 수치들은 $e^{\beta}-1$ 을 계산하여 얻은 값들이다.

에 따라 매우 상이함을 알 수 있다. 특히 임금/연령 곡선의 기울기가 크게 차이를 보이는 점은 소규모 기업에 취업함으로써 근로자가 감당해야 하는 저임금 효과가 경력이 쌓여 가면서 오히려 계속 확대되고 있음을 의미한다.

마지막으로 규모별 임금함수 추정식에서 주목할 점은 동일한 모형의 설명력(explanatory power)이 큰 차이를 보인다는 점이다. R^2 를 기준으로 판단할 때 모형의 설명력은 사업체 규모와 함께 증가하고 있다. 이는 이 모형에서 고려되고 있는 변수가 성별, 학력 및 연령 등 매우 기초적인 변수임을 감안할 때, 연공서열에 의한 효과로 판단된다. 즉, 연공서열에 의한 임금체계가 소규모 사업체보다는 대규모 사업체에서 상대적으로 빈번하게 관측되거나, 또는 보다 확고히 정립되어 있는 데 따른 효과인 것이다. 실제 이와 같이 단순한 모형을 사용할 경우 미국의 자료에서는 R^2 가 0.2-0.3수준에 불과한 점을 감안하면, 현재 추정 결과에서 거의 두 배의 R^2 가 얻어진 사실도 미국에서는 상대적으로 개인의 능력에 따른 보상체계가 우세하고, 우리 나라에서는 연공서열에 의한 보상체계가 우세하다는 증거로 해석될 수 있을 것이다.

한편 모든 규모를 모아서 하나의 임금 결정식을 추정한 결과는 <表 6>의 마지막 열에 표기되어 있다. 앞의 세 추정식과는 달리 여기서는 규모 더미를 추가하여 임금수준 및 인적 자본 요인에 대한 보상가격의 규모별 차이에 따른 규모별 임금격차를 두 개의 더미변수로 제어하고 있다. 이와 같이 추정된 결과는 대체로 규모별로 추정한 결과와 일치하고 있다. 우선 성별 임금격차도 0.278 로그 포인트, 즉 남성이 여성에 비하여 32% 가량 높은 임금을 받고 있는 것으로 추정된다. 이는 각 규모의 성별 임금격차 추정치의 가중평균값으로 주어지고 있다. 한편 학력과 연령에 따른 임금격차도 유사한 양상을 보이고 있는데, 임금/연령 곡선의 최고점이 역시 45-49세에서 발생하고 있는 것으로 추정되었다.

이와 같은 추정결과에 있어서 모형의 설명력이 40%에 불과하다는 것, 즉, R^2 가 0.4에 불과하다는 것은 모형에 포함된 설명변수가 전체 로그 임금의 분포에서 설명할 수 있는 부분이 40%에 불과하고 나머지 60%는 모형에 포함되지 않은 요인, 즉 관측되지 않는 인적 자본 요인에 의해 설명된다는 의미로 해석할 수 있다. 결과적으로 임금분포를 설명하는 데 있어서 설명되는 부분보다는 설명되지 못하는 부분이 차지하는 비중이 높다는 의미이다. 결과적으로 임금의 분포를 설명되는 부분과 그렇지 못한 부분으로 나누어 각각의 모양을 파악해야 한다는 것이 중요한 정보가 아닐 수 없다.

<表 7>에서는 이와 같은 추정을 통해 개별 임금을 인적 자본 요소에 의해 설명되는 부분과 그렇지 못한 부분으로 나누어 분석하고 있다. 이러한 분석을 위해서는 이제까지 논의한 규모별 추정 결과를 사용하기로 한다. 즉, 임금의 추정값($X\hat{\beta}$)을 관측가능한 인적 자

〈表 7〉 推定賃金($X\hat{\beta}$) 및 誤差($\hat{\epsilon}$)의 分位別 隔差

분위	기업규모	분위			
		1-4인	5-9인	10인 이상	전체
90-75분위	추정임금	0.054	0.129	0.145	0.196
	추정오차	0.208	0.224	0.221	0.217
75-50분위	추정임금	0.142	0.193	0.229	0.265
	추정오차	0.207	0.239	0.250	0.242
50-25분위	추정임금	0.169	0.232	0.250	0.279
	추정오차	0.222	0.250	0.267	0.237
25-10분위	추정임금	0.189	0.162	0.190	0.199
	추정오차	0.241	0.231	0.275	0.270

資料: 노동부, 『영세규모 사업체 근로실태조사』, 『임금구조 기본통계조사』, 1998.

본 요인에 의해 설명되는 부분으로 간주하고, 추정 오차($\hat{\epsilon} = \log(W) - X\hat{\beta}$)는 그렇지 않은 부분으로 구분하여 각각의 분포를 분석하는 것이다. 이 두 항은 독립적으로서 로그임금의 분산은 각 항의 분산의 합과 같다.⁽¹³⁾

〈表 7〉의 결과에 의하면 추정임금과 추정오차에서 공통적으로 고분위 격차보다는 저분위 격차가 크게 추정되고 있다. 이러한 양상은 모든 규모의 사업체에서 볼 수 있다. 이는 추정임금과 오차가 모두 긴 왼쪽 꼬리를 갖고 있음을 반영한다. 이는 소규모 사업체의 경우 〈表 5〉에서 보았던 결과와 다른 양상을 보이고 있다. 〈表 5〉에서는 1-4인 사업체의 경우 임금분포의 오른쪽 꼬리가 긴 것으로 추정되었으나, 임금을 추정임금과 추정오차로 구분할 경우 두 추정치의 분포는 모두 왼쪽 꼬리가 긴 것으로 나타나고 있다.

이러한 상반된 결과는 추정상의 오류로 인한 것이 아니라 추정오차의 분포가 각 추정임금 수준에서 달리 나타나고 있다는 사실을 반영한다.⁽¹⁴⁾ 필자의 분석에 의하면 소규모 사업체의 경우 추정임금($X\hat{\beta}$)이 낮은 유형의 근로자에게서 오차($\hat{\epsilon}$)의 평균값이 크고 그 표본 분산도 크게 나타나고 있다. 〈表 7〉에서 볼 수 있듯이 오차($\hat{\epsilon}$)의 분포가 추정임금($X\hat{\beta}$)의 분포보다 넓게 나타나는 상황에서 이러한 추정임금과 오차 분포의 관계는 두 분포가 모두 긴 왼쪽 꼬리를 가지면서도 전체 임금분포는 긴 오른쪽 꼬리를 갖게 하는 원인이 되고 있다.

(13) 독립적이라는 의미는 共分散(covariance)이 0이라는 의미이다.

(14) 추정오차와 추정임금이 독립적, 즉, 공분산이 0이라는 점은 $E(\hat{\epsilon}X) = 0$ 이라는 의미로서, 표본 내에서 특정 변수의 분포와 추정오차의 분포가 독립적이라는 의미이다. 그러나 이는 특정유형에 속한 근로자들의 추정오차($\hat{\epsilon}$) 평균이 항상 0이 된다는 의미는 아니다. 즉, 특정유형에 속한 근로자들의 추정오차의 표본 평균값은 0이 아닐 수 있다.

실제로 추정임금분포는 모든 규모에서 왼쪽 꼬리가 상대적으로 길기는 하지만, 그 정도가 규모별로 큰 차이를 보이고 있는 것으로 나타났다. 즉, 추정임금과 오차의 분위별 격차는 사업체 규모와 함께 공통적으로 증가하고 있으나, 그 양상이 매우 다르다. 추정오차의 경우는 모든 분위별 격차가 유사하게 증가하고 있어 그 분포가 비례적으로 확대되고 있음을 시사하나, 추정임금의 경우에는 저분위보다는 고분위 격차가 훨씬 빠르게 증가하고 있다. 이는 사업체 규모가 작을수록 왼쪽 꼬리가 길게 확대되어 나간다는 의미로 해석할 수 있다.

그러나 이러한 결과는 사업체 규모가 작을수록 추정임금이 높은 근로자의 비중이 증가하고 있음을 반영하는 것이 아니라 오히려 그 반대 현상을 의미한다. 소규모 사업체에서는 매우 낮은 임금, 즉 대규모 사업체에서는 찾아 보기 힘들 정도로 낮은 임금을 받는 근로자가 많이 발견되기 때문에 이러한 근로자들이 왼쪽 꼬리를 확장시키고 있는 것이다. 즉, 사업체 규모가 작아질 때 왼쪽 꼬리가 길어지는 결과가 동일한 임금구간에서의 임금 분포 변화를 의미하는 것이라면 이는 고임금 근로자의 비중이 높아지는 것으로 판단할 수 있을 것이다. 그러나 규모별 비교에서는 임금구간이 동일하게 주어지는 것이 아니라 규모가 작아지면서 임금구간도 따라서 작아지는 쪽으로 이동하고 있기 때문에 위의 결과를 저임금 근로자가 유입됨에 따른 결과로 이해하여야 한다.

이와 같이 볼 때 규모별 임금분포의 모양을 결정하는 데 있어서 추정오차보다는 추정임금의 역할이 큼을 알 수 있다. 규모별로 추정오차 분포는 유사한 모양을 하고 있을 뿐 아니라 그 분포의 넓이도 추정임금에 비하여 상대적으로 매우 유사하다. 반면 추정임금의 분포는 그 모양은 규모별로 유사하다고도 할 수 있으나, 그 위치에 있어서 매우 큰 차이가 나고 있음을 알 수 있다. 즉, 1-4인 사업체의 예와 같이 추정임금이 낮은 수준을 보임에 따라 추정오차의 분포와 결합될 경우 오히려 전체 임금의 분포가 긴 오른쪽 꼬리를 갖는 형태로 나타나고 있다고 할 수 있다. 다시 말하면, 규모별 임금분포를 결정하는 중요한 요인은 추정오차의 분포가 아니라 추정임금의 결정변수인 인적 자본 요인의 분포라는 점을 주의 깊게 받아들여야 할 것이다.

4. 勤續年數 變數의 修正

근로 계약에 있어서 매우 중요한 요소의 하나는 임금과 근속기간과의 관계라고 할 수 있다. 근로자의 勤勞誘因(work incentive) 촉진을 위한 移延賃金(deferred wages) 체계 및 기업 특수적인 인적 자본의 축적 모형에서 임금은 근속기간에 따라 증가한다는 시사점이

언어진다. 결과적으로 사업체 규모별로 이러한 임금/근속기간의 관계가 상이하게 나타나지는지의 여부는 이러한 임금 결정 요인의 중요성이 규모별로 차이를 보이고 있는지에 대한 판단근거가 된다고 할 수 있다.

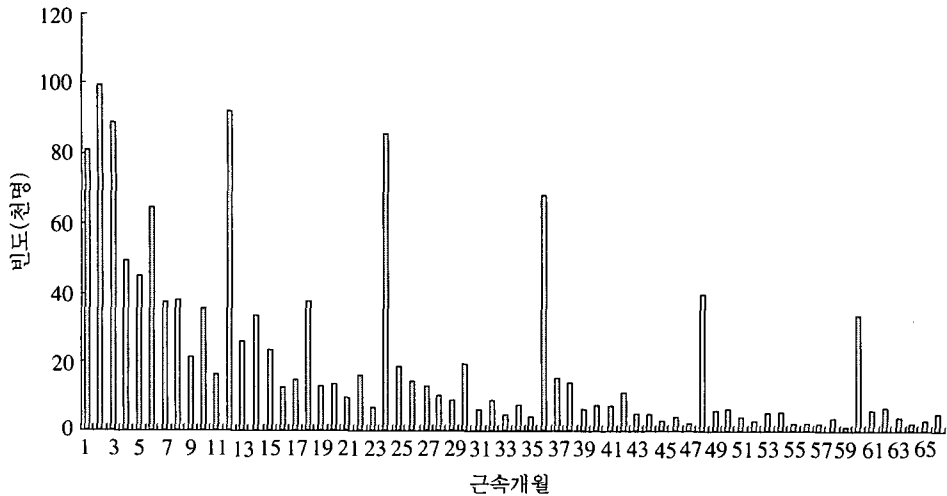
사업체 규모별로 임금/근속기간 함수를 추정하는 데 있어서 표본내 근속기간에 오차가 작아야 함은 필수적이다. 그러나 『영세규모 사업체 근로실태조사』에는 근속기간에 대한 정보에 상당한 오차가 존재하고 있는 것으로 판단된다. <그림 1>에는 『영세규모 사업체 근로실태조사』에서 추출된 1-4인 사업체의 근속월수 분포를 표기하였는데, 근속월수가 6개월 및 1년 단위에서 비정상적으로 높은 비중을 갖고 있는 것으로 나타나고 있다. 이러한 양상은 일반적으로 반올림 誤差(rounding error)로 사료되는데, 조사 응답자가 정확한 근속월수 대신 6개월 또는 1년 단위로 반올림한 값으로 답하는 데 따른 결과라고 할 수 있을 것이다.⁽¹⁵⁾

이와 같은 근속기간의 오차는 비단 임금함수의 추정 이외에도 여러 중요한 변수의 추정을 어렵게 한다. 이러한 변수의 하나가 바로 移職率(job separation rates)인데, 이는 雇傭의 質(job quality)에서 대단히 큰 비중을 차지하는 변수라고 할 수 있다.⁽¹⁶⁾ 물론 『영세규모 사업체 근로실태조사』나 『임금구조 기본통계조사』가 모두 횡단면 자료라는 점에서 이 직률을 직접 추정하기는 힘들고, 따라서 굳이 추정한다면 간접적인 방식이 사용되어야 할 것이다. 일례로 新規採用(new hire) 및 退職(retirement)이 안정적이고 또한 移職率(separation rates)이 均齊狀態(steady state)에 있다고 가정한다면, 횡단면 자료에 나타난 근속기간의 분포를 통해 이직률을 추정할 수 있다. 또는 이 횡단면 자료들에 포함된 사업장들이 여러 해에 걸쳐서 連繫(matching)될 수 있다면, 각 연도별 근속기간 분포를 비교하여 이직률을 추정하는 방식도 가능하다. 그러나 이러한 모든 추정에 있어서 근속기간이 오차 없이 추정되어야 함은 매우 중요하다.

이러한 관점에서 출발하여 본 절에서는 『영세규모 사업체 근로실태조사』의 근속기간을

(15) 일반적으로 근속년수는 오차를 가지고 측정되는 경우가 매우 빈번하다. 일례로 미국 PSID 자료의 근속년수 수정에 대한 논의는 Brown and Light(1992)을 참조할 수 있다.

(16) 여기서 이직률은 반드시 해고를 통한 이직을 반영하고 있을 필요는 없다. 해고는 근로자의 의사에 반해 사업주가 결정을 내리기 때문에 자발적 사직(辭職)보다 근로자 효용에 직접적으로 연계된다는 인식이 일반적이라서 雇傭 安定性(job stability)이라는 측면에서 주요 관심사였다. 그러나 고용 안정성이 아니라 고용의 질이라는 측면에서는 두 개념이 구분될 필요가 없다. 왜냐하면 근로자가 현 직장에 만족하지 못하고 더 낫은 代案(better alternative)을 찾아가는 것이 바로 사직이기 때문이다. 즉, 해고가 고용의 안정성이라는 경로를 통해 고용의 질에 연관되어 있다면, 사직은 근로자의 효용극대화 과정을 통해 고용의 질에 연관되어 있다는 의미이다. 따라서 이직률이 높은 직장일수록 고용의 질이 떨어진다고 볼 수 있다.



資料: 노동부, 『영세규모 사업체 근로실태조사』, 1998.

〈그림 1〉 勤續期間의 分布(1-4人 事業場, 1998)

재추정하는 방법을 간단히 논의하기로 한다. 그 오차 발생과정에 대한 가정에 따라 수정 방식도 다양하게 주어질 수 있기 때문에 여기서는 가장 간단한 두 가지 방식을 고려하고자 한다. 즉, 본 절에서 논의되는 수정방식은 가장 바람직한 수정방식이라기보다는, 자료의 오차를 수정하는 여러 가지 방법 가운데 하나로 인식되는 것이 타당하다. 앞으로 논의 될 두 가지 방식은 근속기간이 12개월 또는 6개월의 배수가 아닌 근로자의 일부가 자신의 근속기간을 실제 값 부근의 12개월 또는 6개월의 배수 값으로 잘못 응답한다는 가정에서 공통적으로 출발하지만, 이러한 확률이 발생하는 경로 및 그 제약조건에 다소 차이를 갖는다.

첫째 방식(이하 수정방식 1로 표기)은 그 확률이 실제 근속기간과 그 부근의 12개월 또는 6개월 배수값과의 차이에 따라 일정하게 주어진다고 가정한다. 즉, 근속기간이 13개월인 근로자가 12개월로 잘못 응답할 확률과 근속기간이 25개월인 근로자가 24개월로 잘못 응답할 확률이 동일하다고 가정하는 것이다. 이 경우 표본 내에서 근속기간이 y 년 m 개월인 근로자의 수(= $R(y, m)$)와 실제 근속기간이 y 년 m 개월인 근로자의 수(= $A(y, m)$)의 관계는 다음과 같이 정의될 수 있다.

$$R(y, m) = (1 - p_{m,0} - p_{m,6})A(y, m), \quad m = 1, 2, \dots, 5$$

$$R(y, m) = (1 - q_{m,0} - q_{m,6})A(y, m), \quad m = 7, 8, \dots, 11$$

$$(4.1) \quad R(y, 0) = A(y, 0) + \sum_{m=1}^5 (p_{m,0}A(y, m) + q_{12-m,0}A(y-1, 12-m))$$

$$R(y, 6) = A(y, 6) + \sum_{m=1}^5 (p_{m,6}A(y, m) + q_{12-m,6}A(y, 12-m))$$

위에서 $p_{m,0}$ 은 근속기간이 y 년 m 개월인 근로자가 y 년으로 잘못 응답할 확률이고, $p_{m,6}$ 은 근속기간이 y 년 m 개월인 근로자가 y 년 6개월로 잘못 응답할 확률을 나타내며, 이는 $1 \leq m \leq 5$ 인 근로자에게 적용된다. 한편 $q_{m,0}$ 은 근속기간이 y 년 m 개월인 근로자가 $y+1$ 년으로 잘못 응답할 확률이고, $q_{m,6}$ 은 근속기간이 y 년 m 개월인 근로자가 y 년 6개월로 잘못 응답할 확률을 나타내며, 이는 $7 \leq m \leq 11$ 인 경우에 해당한다. 즉, 반올림 오차는 항상 가까운 6개월 또는 12개월의 배수로 발생하고 일례로 근속기간이 13개월인 근로자는 12개월 또는 18개월로 잘못 응답할 수는 있어도 24개월 또는 6개월로 잘못 응답하지는 않는다고 가정하는 것이다. 한편 위에서는 이러한 (사전적) 오차 확률이 m 값에 따라 다르게 나타나지만, y , 즉 근속년수에는 무관하게 일정한 값으로 주어진다고 가정하였다.

두번째 방식(이하 수정방식 2로 표기)에서는 이러한 오차 확률이 y , 즉 근속 년수에는 무관하게 주어진다는 가정을 새로운 가정으로 대체한다. 따라서 여기서는 위의 p, q 확률은 y 에 따라 변할 수 있지만, 그 결과로 사후적으로 나타난 분포에 있어서 자료상 6개월 또는 12개월의 배수인 근속기간을 갖는 근로자의 일정 비율이 실제로는 그 부근의 근속기간을 갖는 근로자라고 가정하고, 이 사후적 비율이 모든 y 에서 일정하다고 가정한다. 일례로 근속기간이 y 년인 근로자의 일부는 실제 근속기간이 $y-1$ 년 11개월이고 이러한 비중이 역시 y 에는 의존하지 않는다고 가정한다. 이와 같은 가정 하에서는 다음과 같은 관계가 존재한다.

$$A(y, m) = (1 + \pi_{m,0} + \pi_{m,6})R(y, m), \quad m = 1, 2, \dots, 5$$

$$A(y, m) = (1 + \varphi_{m,0} + \varphi_{m,6})R(y, m), \quad m = 7, 8, \dots, 11$$

$$(4.2) \quad A(y, 0) = R(y, 0) \left(1 - \sum_{m=1}^6 \pi_{m,0} - \sum_{m=1}^5 \varphi_{12-m,0}\right)$$

$$A(y, 6) = R(y, 6) \left(1 - \sum_{m=1}^5 \pi_{m,6} - \sum_{m=1}^5 \varphi_{12-m,6}\right)$$

위에서 $\pi_{m,0}$ 은 자료상의 근속기간이 y 년인 근로자 가운데 실제 근속기간은 y 년 m 개월인 근로자의 비중이고, $\pi_{m,6}$ 은 자료상의 근속기간이 y 년 6개월인 근로자 가운데 실제 근속기간이 y 년 m 개월인 근로자의 비중이며, 이 비중들은 $1 \leq m \leq 5$ 에서 정의된다. 한편 $\varphi_{m,0}$ 은 자료내의 근속기간이 y 년인 근로자 가운데 실제 근속기간은 $y-1$ 년 m 개월인 근로자의 비중이고, $\varphi_{m,6}$ 은 자료상의 근속기간이 y 년 6개월인 근로자 가운데 실제 근속기간은 y 년 m 개월인 근로자의 비중이며, 이 비중들은 $7 \leq m \leq 11$ 인 경우에 정의된다. 즉, 여기서도 반올림 오차는 항상 가까운 6개월 또는 12개월의 배수로 발생한다고 가정하고 있다. 위의 수정방식 1이 (사전적) 반올림 오차 확률이 y 값에 관계없이 일정히 주어지는 반면, 이 수정방식 2는 사전적 오차확률은 y 값에 따라 변할 수 있으나, 그 결과로 나타난 잘못된 분포와 원래 분포간의 차이는 y 값에 의존하지 않는다고 가정한 것이다.⁽¹⁷⁾

근속기간이 1부터 T 까지의 값을 갖는다고 할 경우 실제 근속기간의 분포를 $A_{(T \times 1)}$ 라는 벡터로 표기하고 자료상의 근속기간의 분포를 $R_{(T \times 1)}$ 라는 벡터로 표기하면, 각각의 방식에서 $A = R(P)$ 또는 $A = R(\Pi)$ 라는 관계를 정의할 수 있다. 여기서 P 는 p 와 q 를 모은 벡터이고 Π 는 π 와 φ 를 모은 벡터이다. 즉, P 와 Π 가 추정하고자 하는 값인데, 여기서 이 추정치의 選擇 基準(selection criteria of estimators)을 다음과 같은 함수를 최소화하는 것으로 삼는다.

$$(4.3) \quad \underset{P \text{ 또는 } \Pi}{\text{minimize}} \quad A'(I - X(X'X)^{-1}X')A$$

위에서 X 는 $T \times 3$ 행렬로 첫 열은 모두 1의 값을 갖고, 둘째 열은 근속기간, 셋째 열은 근속기간의 자승 항을 원소로 갖는다. 위의 목적함수는 실제 근속기간의 분포를 근속기간과 근속기간의 자승 항에 선형회귀 분석할 경우 얻어지는 推定誤差의 제곱합(sum of squared errors)이다. 이 제곱합은 주어진 근속기간의 분포(R 벡터)에 있어서 P 또는 Π 에 따라 다른 값을 갖게 되는데, 여기서 이 제곱합이 최소가 되는 P 또는 Π 를 추정한다는 것은, 결국 P 또는 Π 에 의해 도출되는 실제 분포의 추정(A)치가 근속기간 및 근속기간

(17) 또 하나의 차이는 수정방식 1에서는 실제 근속년수가 y 년 6개월인 근로자가 y 년 또는 $y+1$ 년으로 잘못 응답할 확률이 0이라고 가정한 반면, 수정방식 2에서는 이 확률이 존재한다고 가정하였다는 점이다. 수정방식 1에서 이 확률이 0이 아니라고 할 경우 실제 근속년수 분포와 자료상 근속년수 분포의 관계를 나타내는 식이 상당히 복잡해진다. 그럼에도 불구하고 실제 수정방식 1의 추정에서는 이런 확률이 0이 아님을 가정하고 추정하였고, 그 결과 이 확률이 0일 때 최적값이 얻어졌다. 따라서 표기의 편의상 그 확률이 0이라고 가정하였다.

자승항의 함수에 잘 들어 맞는, 그러한 P 또는 Π 를 추정한다는 의미라고 할 수 있다.(18)

각 확률 및 비중이 0과 1 사이의 값을 갖도록 제약하고, 또한 추정치의 수를 되도록 제한한 결과, 각각의 수정방식에서 근속기간이 13개월 이상 66개월 이하에 상응하는 분포를 사용하여 추정한 P 와 Π 는 다음과 같다.(19) 수정방식 1에서는 $p_{m,0}$ 과 $q_{12-m,0}$ 이 각각 $m=1, 2, 3$ 일 때 추정되었고, $p_{m,6}$ 와 $q_{12-m,6}$ 는 각각 $m=4, 5$ 일 때 추정되었다. 즉, 나머지 확률들은 각 확률이 0보다 커야 한다는 제약에 위배되어 0의 값을 갖는 것으로 설정되었다.(20)

$$p_{1,0} = 0.2176, p_{2,0} = 0.0950, p_{3,0} = 0.3054, p_{4,6} = 0.2601, p_{5,6} = 0.1703$$

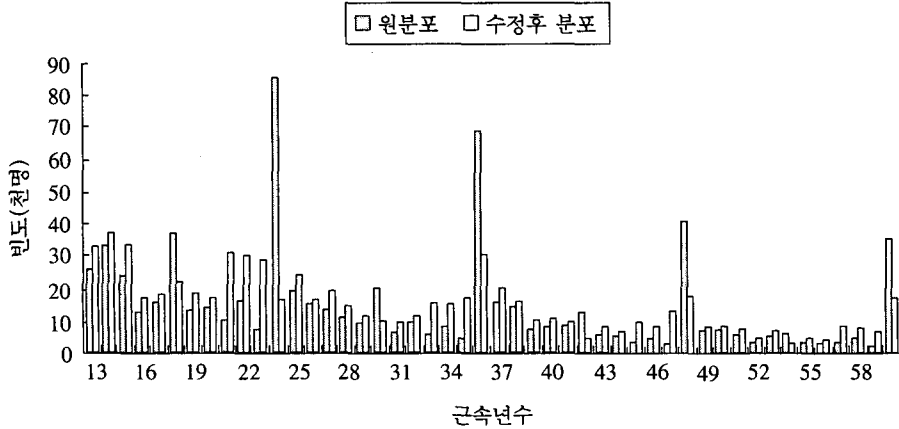
$$q_{11,0} = 0.7613, q_{10,0} = 0.4576, q_{9,0} = 0.6745, q_{8,6} = 0.1731, q_{7,6} = 0.2681$$

위의 추정된 확률을 이용하여 근속기간 분포를 수정한 결과는 <그림 2>에 원 분포와 비교되어 있다. 원 분포와 비교하여 수정된 분포는 1년 단위와 6개월 단위의 근속년수가 차지하는 비중이 뚜렷하게 낮아져 이제는 그 분포가 거의 완만하게 감소하는 형태를 가지고 있다.

한편 수정방식 2를 통해 추정된 비중 재배치율은 다음과 같다. 여기서는 앞에서와 마찬가지로 $\pi_{m,j} = \varphi_{12-m,j}$ ($m = 1-6, j = 0, 6$)이라는 제약을 주었고, 또한 $j = 6$ 인 경우에는 $m = 3, 4, 5$ 일 경우에만 그 비중 재배치율이 0이 아니라고 가정하였다.

$$\pi_{1,0} \equiv \varphi_{11,0} = 0.0730, \pi_{2,0} \equiv \varphi_{10,0} = 0.0307, \pi_{3,0} \equiv \varphi_{9,0} = 0.0841$$

-
- (18) 한편 제곱합(SSR)을 최소화하는 P 와 Π 가 아니라, 선형회귀 분석결과의 $1-R^2$, 즉 $A'(I-X(X'X)^{-1}X')A/A'A$ 를 최소화하는 P 와 Π 를 추정 기준으로 삼을 수도 있을 것이다. 본 논문에 보고된 결과는 이 제곱합을 최소화하는 P 와 Π 로서, $1-R^2$ 을 최소화하는 추정값과 다소의 차이를 보일 수 있다.
- (19) 근속기간의 범위를 제약한 이유는 66개월을 넘어서는 자료상에서 근속기간이 연속되지 않는 문제가 있고 12개월 이하 근로자는 경제위기가 촉발된 이후에 채용된 근로자이므로 각 채용 시점에서의 경제상황에 따라 채용규모가 많은 영향을 받았으리라고 판단되기 때문이다. 따라서 분포가 응답 오차 이외의 요인을 반영하고 있을 가능성이 높기 때문에 추정에서 제외시켰다.
- (20) 일반적으로 q 값이 p 값에 비하여 큰 이유는 <그림 1>에서 볼 수 있듯이 y 년도 7-11개월의 근속기간을 갖는 근로자의 비중이 y 년도 1-5개월의 근속기간을 갖는 근로자의 비중에 비하여 작은 값을 갖고 있는 데서 비롯된 것으로 보인다. 원 분포에서 1-5개월과 7-11개월 사이에 보이는 이러한 차이를 이직이 누적됨에 따른 차이로 볼 수도 있으나, 그 이후에 오는 $y+1$ 년 근속한 근로자의 비중이 지나치게 높은 점을 감안하면 이러한 차이가 반드시 이직의 누적만을 반영한다고 볼 수는 없는 것으로 판단된다.



〈그림 2〉 原分布와 修正된 分布의 比較 (修正方式 1)

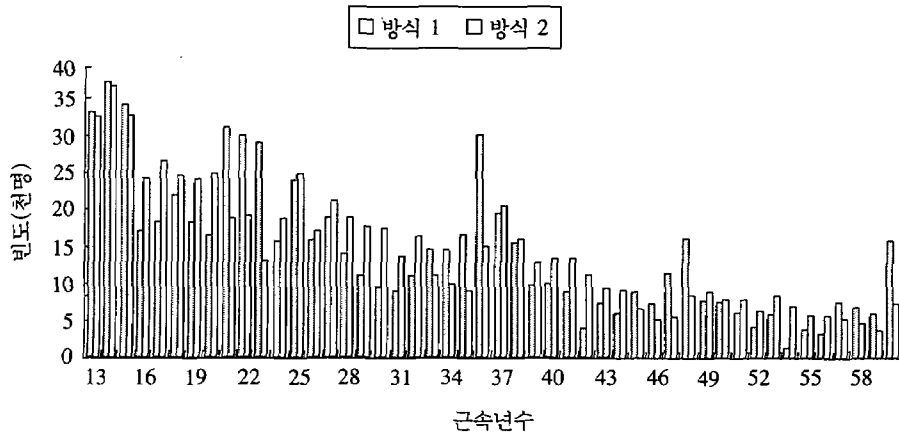
$$\begin{aligned} \pi_{4,0} &\equiv \varphi_{8,0} = 0.0645, \quad \pi_{5,0} \equiv \varphi_{7,0} = 0.0645, \quad \pi_{6,0} \equiv \varphi_{6,0} = 0.0734 \\ \pi_{3,6} &\equiv \varphi_{9,6} = 0.1490, \quad \pi_{4,6} \equiv \varphi_{8,6} = 0.1526, \quad \pi_{5,6} \equiv \varphi_{7,6} = 0.0421 \end{aligned}$$

이러한 재배치율을 사용하여 수정한 근속기간의 분포는 〈그림 3〉에 수정방식 1의 결과에 비교되어 있다. 이 결과에 의하면 두 방식에 의해 수정된 근속기간의 분포가 거의 차이를 보이고 있지 않은 것으로 나타난다.⁽²¹⁾

한편 이와 같이 수정된 분포와 수정되지 않은 원 분포간에 근속기간의 분포는 큰 차이를 보이고 이는 결과적으로 이직률에 대한 추정결과가 매우 다르게 나타날 수 있음을 의미한다. 원표본에서 도출된 근속기간의 분포(〈그림 1〉)와 수정된 분포(〈그림 2〉와 〈그림 3〉)를 근속기간의 2차 함수로 회귀분석한 결과는 다음과 같다.

위의 결과를 토대로 離脫率(hazard rate)을 추정한 결과는 〈그림 4〉에 나타나 있는데 각 추정결과별로 상당한 차이를 보이는 것으로 나타난다.⁽²²⁾ 원 분포에서는 이탈률이 상당

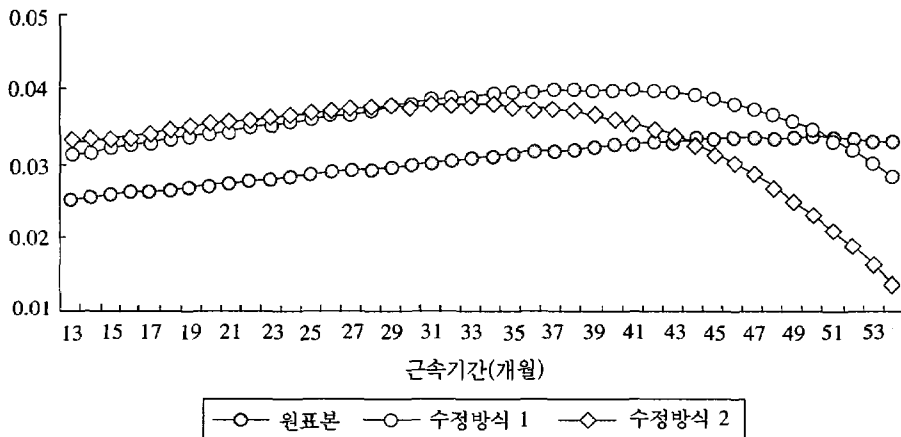
(21) 물론 여기서 소개된 근속기간의 수정방식이 가장 적합한 방식이라고 말할 수는 없다. 예를 들어 移職率 模型(hazard model)에서 사용하여 규정한다면 고정 이직률을 h 라고 하면 근속기간의 분포 $A(t)$ 는 $A(t) = N \times \exp(-ht)$ 의 형태를 가지게 된다. 따라서 근속기간 분포를 근속기간의 2차 함수로 규정한 위의 추정방식보다는 $\log(A(t))$ 를 근속기간의 일차 함수로 가정하여 그 추정오차의 제곱합을 최소화하는 것이 타당할 수도 있다. 본 장에서 근속기간의 분포를 근속기간의 2차 함수로 규정한 이유는 첫째, 추정에 사용된 근속기간 범위에서는 두 함수가 큰 차이를 보이지 않고, 둘째 제곱합을 최소화하는 추정에 소요되는 시간이 훨씬 짧기 때문이다. 따라서 본 결과의 의미는 추정 결과 자체보다는 오차가 존재하는 근속기간 변수에 대하여 수정이 필요함을 밝히고, 또한 그 때 사용될 수 있는 방식을 하나 소개하였다는 점에서 찾는 것이 더 타당할 것이다.



〈그림 3〉 修正方式의 比較

〈表 8〉 勤續期間 分布의 推定

설명변수	표본	원표본	수정방식 1	수정방식 2
상수		35.127 (13.260)	43.106 (4.862)	45.865 (4.862)
근속기간(개월)		-0.783 (0.737)	-1.161 (0.270)	-1.297 (0.148)
근속기간 ²		0.005 (0.009)	0.009 (0.003)	0.011 (0.001)
R ²		0.1570	0.6562	0.6562



〈그림 4〉 離脫率의 推定

〈表 9〉 勤續年數 修正에 따른 賃金 決定 函數 變化(1-4人)

독립변수	근속년수		포함	
	제외	수정 이전	수정방식 1	수정방식 2
상수항	6.126 (0.018)	6.084 (0.017)	6.099 (0.017)	6.082 (0.017)
근속기간				
월수/10	—	0.121 (0.004)	0.131 (0.004)	0.128 (0.004)
월수 ² /1000	—	-0.124 (0.007)	-0.138 (0.008)	0.129 (0.007)
성별더미				
남성 = 1	0.276 (0.005)	0.259 (0.004)	0.250 (0.005)	0.257 (0.004)
학력더미				
고졸 = 1	0.089 (0.007)	0.071 (0.007)	0.062 (0.007)	0.072 (0.004)
초대졸 = 1	0.091 (0.009)	0.064 (0.009)	0.047 (0.009)	0.067 (0.007)
대졸 이상 = 1	0.170 (0.009)	0.148 (0.009)	0.137 (0.009)	0.158 (0.004)
연령더미				
20-24세 = 1	0.163 (0.017)	0.116 (0.017)	0.104 (0.016)	0.116 (0.017)
25-29세 = 1	0.337 (0.017)	0.249 (0.017)	0.250 (0.016)	0.251 (0.017)
30-34세 = 1	0.460 (0.018)	0.361 (0.017)	0.356 (0.017)	0.358 (0.017)
35-39세 = 1	0.497 (0.018)	0.400 (0.017)	0.397 (0.017)	0.402 (0.017)
40-44세 = 1	0.479 (0.018)	0.382 (0.018)	0.391 (0.017)	0.387 (0.017)
45-49세 = 1	0.513 (0.019)	0.403 (0.019)	0.402 (0.019)	0.408 (0.019)
50-54세 = 1	0.447 (0.020)	0.338 (0.020)	0.333 (0.020)	0.338 (0.020)
55-59세 = 1	0.454 (0.022)	0.333 (0.021)	0.323 (0.022)	0.328 (0.021)
60세 이상 = 1	0.270 (0.022)	0.127 (0.022)	0.108 (0.022)	0.112 (0.022)
R ²	0.2606	0.3114	0.3143	0.3212

註: 종속변수는 로그 임금 = $\log(\text{정액급여} + \text{초과급여} + \text{연간 특별급여}/12)$.

資料: 노동부, 『영세규모 사업체 근로실태조사』, 『임금구조 기본통계조사』, 1998.

기간 동안 느리게 증가하다가 50개월에서 다소 하락하는 것으로 추정되었지만, 분포를 수정할 경우 이탈률은 초기에는 높다가 빨리 하락하기 시작하는 것으로 추정된다. 이탈률이 하락하는 시점은 수정방식 2에서 다소 이르게 나타나고 있다.

이와 같이 근속기간에 존재하는 오차는 이탈률 추정에 상당히 큰 차이를 초래하지만, 임금/근속기간 함수에 미치는 영향은 상대적으로 그리 크지 않은 것으로 보인다. 〈表 9〉에는 수정되지 않은 근속기간과 근속기간을 수정하여 추정한 임금함수의 결과가 수록되어 있다. 이 추정에는 근속기간이 13개월 이상 66개월 미만인 근로자를 대상으로 하였다.⁽²³⁾

(22) 이탈률은 $-\Delta N(t)/N(t)$ 로 추정되었다. 여기서 $N(t)$ 는 t 의 근속기간을 갖는 근로자 수의 추정치이다.

(23) 근속기간의 수정에 있어서 이 범위안의 근속기간을 가진 근로자만이 대상이 되었기 때문에

표에서 우선 근속기간을 사용하지 않을 때와 원 변수를 사용할 때를 비교하면 오차가 존재하는 근속기간임에도 불구하고 그 정보가 매우 유용하게 나타나고 있다.

표의 첫 번째 열과 두 번째 열을 비교하면 근속기간이 임금에 유의한 영향을 미침과 동시에 R^2 도 0.26에서 0.31로 크게 증가하고 있는 등 모형의 適合度(goodness of fit)를 상당히 개선시키는 것으로 나타나고 있다. 한편 근속기간을 포함시키는 경우 다른 변수의 계수 값도 유의하게 변화하는데, 특히 모든 계수가 감소하고 있음을 주목할 필요가 있다. 이는 근속기간이 남성일수록, 고학력자일수록, 그리고 고연령일수록 길게 나타나고 있음을 반영하는 결과라고 할 수 있다.

표의 셋째 열과 넷째열은 각각의 수정방식을 통하여 근속기간을 수정한 후 임금함수를 재추정한 결과이다.⁽²⁴⁾ 이 결과를 두 번째 열과 비교하면 근속기간을 수정함으로써 모형의 적합도가 제고되는 효과도 미미한 것으로 드러났고, 또한 임금/근속기간의 추정함수도 큰 변화를 보이지 않는다. 또한 다른 설명변수의 추정계수도 큰 변화를 보이고 있지 않다는 점을 주목할 필요가 있다. 이는 근속기간에 존재하는 誤差의 性格 및 程度(nature and magnitude of errors)가 성, 학력 및 연령 등에 따라 큰 차이를 보이지 않는 데서 발생한 결과라고 판단된다. 따라서 근속기간에 존재하는 오차가 임금함수의 추정보다는 이직률 추정에 있어서 더 중요한 요인으로 작용한다고 할 수 있다.

5. 要 約

본 논문에서는 최근 수집되기 시작한 『영세규모 사업체 근로실태조사』를 사용하여 그간 임금연구에서 누락되어 왔던 10인 미만 사업장 근로자에 대한 분석을 하였다. 영세규모 사업체에 종사하는 근로자는 일반적으로 남성보다는 여성일 가능성이 높고, 또한 저연령·저학력 근로자일 가능성도 높은 것으로 나타났다. 또한 산업이나 직종으로 볼 때 도소매·음식·숙박 및 서비스업이 영세규모 사업체의 주종을 이루는 것으로 나타났다. 한편 작업의 질이라는 측면에서 근로시간과 임금 등을 비교한 결과 사업체 규모가 작을수록 작업의 질이 감소하고 있으며, 이러한 효과는 남성보다 여성에게서, 청년보다는 장년층에

일관성 유지를 위해 임금함수의 추정에도 표본을 제한하였다. 결과적으로 근속기간을 포함하지 않았을 경우의 임금함수 추정식은 앞의 <表 6>과 다소 차이를 보인다.

(24) 임금함수에서 근속기간을 수정하는 방법은 개인별로 가중치를 수정하는 방식을 사용하였다. 즉, 근속기간이 y 년인 근로자의 가중치가 R 로 주어져 있을 경우 이 근로자의 실제 근속기간이 y 년일 확률이 s 라고 한다면 sR 을 새 가중치로 사용하는 방법이다. Juhn, Kim and Vella(1999)에서는 이와 유사한 방법으로 교육년수를 수정하고 있다.

서 더 심각하게 나타나고 있는 것으로 보인다. 이러한 결과들은 외국의 노동시장에서 사업체 규모와 근로자의 유형간에 존재할 것으로 생각되는 관계가 우리 나라 노동시장에서도 실존함을 의미하고 있다(Brown, Hamilton and Medoff(1990)).

한편 임금수준은 규모와 함께 증가하는 것으로 나타나 대기업-고임금의 관계가 존재하고 있는 것으로 판명되었고, 이 결과는 기존의 10인 이상 사업체를 대상으로 얻은 결과(Kim and Topel(1995), 박환구·박세일(1984))가 10인 미만 사업체에도 연장될 수 있음을 의미하고 있다. 임금 분포 또는 불평등도에 있어서는 영세규모 사업체가 임금수준은 낮지만 그 분포는 10인 이상 사업체에 비하여 상대적으로 평등한 것으로 추정되었다. 결과적으로 10인 미만 사업체를 포함하여 임금 불평등도를 추정할 경우 이를 제외하고 추정한 결과에 비하여 불평등도가 약간 증가하는 데 그치는 것으로 나타났다. 즉, 영세 사업체의 낮은 임금은 불평등도를 증가시키는 효과를 갖지만, 반대로 영세 사업체의 평등한 임금분포는 불평등도를 감소시키는 효과를 갖는 것이다. 이 두 상반된 효과 가운데 전자가 다소 크게 나타나고 있어 임금 불평등도는 증가하고 있다.

사업체 규모별로 임금분포의 양상을 비교하면 사업체 규모가 증가할수록 상대적으로 높은 임금수준이 차지하는 비중이 커지는 것으로 추정되었다. 즉, 영세 사업체는 임금분포가 긴 오른쪽 꼬리를 갖는 반면 10인 이상 사업체는 긴 왼쪽 꼬리를 갖고 있다는 의미이다. 이러한 양상은 대부분 관측 가능한 인적 자본 요인(성, 학력 및 연령) 분포의 차이에서 비롯되는 것으로 판단된다. 특히 관측되지 않는 요인에 의한 임금분포는 모든 사업체 규모에서 정도의 차이는 있으나 유사한 양상을 보여주고 있다. 이와 같이 관측가능한 요인에 의한 임금분포의 양상이 크게 영향받는 원인은 연공서열에 의한 임금결정 방식이 널리 확산되어 있는 데서 비롯된 결과로 해석할 수도 있을 것이다.

마지막으로 본 논문에서는 『영세규모 사업체 근로실태조사』의 근속기간 자료에 존재하는 반올림 오차가 심각한 수준에 있음을 지적하고, 이러한 오차를 수정하는 간단한 방법을 소개하고 있다. 수정된 근속기간과 원래의 근속기간을 비교한 결과 이직률 등의 추정에서는 상당한 영향을 미치는 것으로 나타나고 있으나, 임금결정함수의 추정에서는 근속기간의 수정이 추정계수에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 무엇보다도 근속기간의 반올림 오차가 성, 학력, 연령 등에 따라 다른 양상을 보이는 것이 아니라 공통적인 양상을 보이기 때문인 것으로 판단된다.

이와 같이 『영세규모 사업체 근로실태조사』는 다소의 오차를 갖고는 있으나 10인 미만 사업체 임금근로자에 대한 중요한 정보를 제공하고 있다는 점에서 그 가치가 매우 높다고 할 수 있다. 다만 노동시장에 대하여 보다 정확한 분석을 실행하기 위해서는, 근로자와 사

업체의 성격에 대한 보다 구체적인 자료가 수집될 필요가 있고, 또한 전체 취업자의 40%를 차지하고 있는 자영업자에 대한 소득자료도 반드시 수집되어야 할 것으로 판단된다.

서울대학교 經濟學部 助教授

151-742 서울특별시 관악구 신림동 산 56-1

전화: (02)880-6364

팩시: (02)886-4231

E-mail: dikim@plaza.snu.ac.kr

參 考 文 獻

- 김대일(1999): “경제위기와 실업의 동태적 변화,” 미출간 논문, 서울대학교.
- 김대일·남재량·류근관(2000): “한국노동패널 표본의 대표과 및 패널조사 표본이탈자의 특성연구,” 『노동경제논집』, **23**, 특별호.
- 노동부(1988a): 『영세규모사업체 근로실태조사』 원자료.
- _____ (1988b): 『임금구조 기본통계조사』 원자료.
- 박현구·박세일(1984): 『한국의 임금구조』, 한국개발연구원.
- 통계청(1998a): 『경제활동 인구조사』 원자료.
- _____ (1998b): 『사업체 기초통계 조사보고서』.
- Brown, Charles, James Hamilton, and James Medoff(1990): *Employers Large and Small*, Cambridge MA, Harvard University Press.
- Brown, James N., and Audrey Light(1992): “Interpreting Panel Data on Job Tenure,” *Journal of Labor Economics*, **10**, **3**.
- Fields, Gary, and Gyeongjoon Yoo(2000): “Falling Labor Income Inequality in Korea’s Economic Growth: Patterns and Underlying Causes,” *The Review of Income and Wealth* (forthcoming).
- Juhn, Chinhui, Kevin M. Murphy, and Brooks Pierce(1993): “Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill,” *Journal of Political Economy*, **101**, **3**.
- Juhn, Chinhui, Dae Il Kim, and Francis Vella(1999): “The Expansion of College Education in the US 1940-1990 : Is There Evidence of Declining Cohort Quality?” paper presented at the *National Bureau of Economic Research Labor Studies Meeting*, Boston MA.

Kim, Dae Il, and Robert Topel(1995): “Labor Markets and Economic Growth: Lessons from Korea’s Industrialization, 1970-1990,” in Richard Freeman and Lawrence Katz(eds.), *Differences and Changes in Wage Structure*, Chicago IL, University of Chicago Press.

Whang, Seong-Hyeon, and Joung-Woo Lee(1997): “The Problems of Income Distribution and Related Policy Issues in Korea,” paper presented at the Hoover-KDI Joint Conference on *An Agenda for Economic Reform in Korea: International Perspectives*, Stanford CA.