

비공식근로와 빈곤*

이 병 희**

◀ 요약 ▶

본 연구는 사회보험에 가입하지 않은 일자리를 비공식 근로로 정의하여, 빈곤층이 경험하는 비공식 근로의 특성을 밝히고, 취업빈곤 문제를 해결하기 위한 사회보험 정책과제를 모색하였다. 이를 위해 한국복지패널을 이용하여 비공식 근로와 빈곤간의 관계를 정태적·동태적으로 분석하였다. 빈곤층에서 비공식 근로의 비중은 3/4에 이르는데, 정태적으로 비공식 근로와 빈곤 결정간의 내생성을 통제하였을 때 빈곤층은 비빈곤층에 비해 비공식 취업 가능성이 58.8%p 높으며, 동태적으로도 비공식 근로 경험은 빈곤을 지속적으로 또는 반복적으로 경험할 가능성을 높인다. 또한 비공식 근로 경험은 다음 해에도 비공식 근로를 지속할 확률을 59.4% 높이고 있다. 이러한 비공식 근로의 지속성이 개인적인 이질성이 아니라 상태 의존성에 기인한다는 분석 결과는 비공식 근로를 억제하는 보편적인 정책이 필요함을 시사한다.

주제어: 비공식 근로, 빈곤, 상대의존성, 사회보험료 지원정책

* 이 글은 「2011년 한국복지패널 자료를 통해 본 한국의 사회지표」(한국보건사회연구원) 일환으로 이루어진 연구 결과를 보완한 것이다.

** 한국노동연구원 선임연구위원(lbh@kli.re.kr)

1. 문제의식

취업이 빈곤을 탈출할 수 있는 주요한 경로이긴 하지만, 일을 하는데도 빈곤 상태를 벗어나지 못하는 취업빈곤층이 광범하게 존재하고 최근 들어 취업빈곤율이 증가하고 있다는 사실¹⁾은 취업촉진 우선정책(work-first policies)만으로 근로빈곤 문제를 대응하는데 한계가 있음을 의미한다. 근로빈곤의 노동시장 요인을 분석한 이병희(2010)는 근로빈곤층의 노동시장 활동성이 낮지 않으며, 저소득과 실직 위험에 따라 빈곤을 벗어나기 어렵고, 빈곤을 벗어나더라도 빈곤선 주위에서 이동하여 재빈곤으로 이어질 가능성이 높다는 점을 밝히고 있다. 이러한 분석결과에 기초하여 저소득과 실직 위험이 고착화되지 않도록 고용안전망 확충과 최저임금의 현실화, 차별 시정, 근로감독행정 강화 등의 노동시장정책을 제안하고 있다.

본 연구는 근로빈곤 문제를 사회보험정책 측면에서 접근하고자 하는 시도이다. 국민연금, 건강보험, 노인장기요양보험은 모든 국민을 대상으로, 고용보험과 산재보험은 1인 이상을 고용한 사업장의 근로자 모두를 대상으로 하고 있음에도 불구하고 보험료를 납부한 가입자에게만 보장이 이루어지기 때문에 사회보험의 사각지대는 여전히 광범하게 존재한다. 또한 사회보험으로부터의 배제가 저임금과 열악한 근로조건, 높은 실직 위험 등의 일자리 질과 밀접한 관련을 가지며, 정책적으로도 최저임금·근로조건·노동조합·취업지원서비스 등 노동정책과 제도의 사각지대로 이어진다. 사회보험 측면에서 근로빈곤 문제를 다루는 본 연구는 최근 제기되고 있는 사회보험료 지원정책이 근로빈곤층에게 가지는 의미와 사회보험정책과 노동정책의 연계가 가지는 적극적인 의의를 규명할 수 있을 것이다.

본 연구는 사회보험에 가입하지 않은 일자리를 비공식 근로(informal work)로 정의하여, 빈곤층이 경험하는 비공식 근로의 특성을 밝히고, 취업빈곤 문제를 해결하기 위한 사회보험 정책과제를 모색하고자 한다. 본 연구의 구성은 다음과 같다. 우선 2장에서 분석방법과 자료를 소개한다. 본 연구에서는 비공식 근로를 사회보험의 가입 측면에서

¹⁾ 「가계조사」 연간자료(통계청)에서 취업자 가운데 빈곤 상태에 있는 비중은 가구 시장소득 기준으로 2006년 8.8%에서 2010년 9.7%로 증가하였으며, 가구 가처분소득 기준으로도 7.7%에서 8.3%로 증가하였다(이병희, 2011a).

사각지대로 정의한다. 3장에서는 비공식 근로와 빈곤간의 정태적 관계를 분석한다. 취업빈곤층의 상당수가 사회보험 사각지대에 놓여 있는 사실은 널리 알려져 있지만, 사회보험 배제로 인한 비취업기간 동안의 소득 상실과 일자리 탐색의 비효율성이 빈곤에 얼마나 영향을 미치는지는 규명되어야 할 과제이다. 본 연구에서는 비공식 근로와 빈곤간의 내생성(endogeneity)을 고려한 연립방정식 모형을 통해 비공식 근로가 가구 빈곤에 미치는 영향을 분석한다. 4장에서는 비공식 근로와 빈곤간의 동태적인 관계를 규명한다. 우선 비공식 근로가 지속되는 현상이며, 개인적 이질성을 통제한 뒤에도 상태의존성을 높음을 보인다. 또한 비공식 근로의 고착화와 상대적으로 높은 실직 위험에 따라 빈곤을 지속적으로 또는 반복적으로 경험할 가능성이 높음을 밝힐 것이다. 마지막으로 5장에서는 이상의 발견에 기초하여 비공식 근로를 억제하는 보편적인 정책이 필요함을 강조하면서, 사회보험료 지원정책의 정책적 의의를 살펴본다.

2. 비공식 근로 정의와 자료

비공식 근로는 열악한 근로조건, 경력 개발 기회의 제한, 실직·질병·노령 등의 위험에 대한 보호로부터의 배제뿐만 아니라 경제적으로도 세수 탈루, 공적 부담의 재정 부담 증가, 비공식 고용 부문의 비효율적인 생산의 온존에 따른 경제적 비효율을 초래하고, 사회적으로도 사회적 위험 증가와 사회적 이동성 제한으로 인해 사회 통합을 저해할 가능성이 높다. 이에 따라 ILO, OECD, EU 등의 국제기구에서는 공식 고용으로의 전환 정책을 권고하고 있다. OECD(2004)는 중간소득국가에서 실업 문제보다 비공식 근로 문제가 더 심각하다고 지적하고 있으며, EU는 고용정책 가이드라인에서 미신고 근로를 공식 근로로 전환하는 조치를 회원국이 시행하도록 명시하고 있다.

비공식근로에 대한 합의된 정의는 없지만, ILO가 2003년 17차 국제노동통계총회에서 채택한 개념적인 정의가 널리 수용되고 있다. 이 정의는 1993년 15차 국제노동통계총회에서 채택된 비공식 부문 취업(employment in the informal sector)의 정의를 비공식 취업(informal employment)으로 확장한 것이다. 새로운 정의에 따라 비공식 근로는 ① 비공식 부문 기업의 자영업자와 고용주 ② 공식 또는 비공식 부문의 무급가족종사

자 ③ 비공식 고용 ④ 생산자 협동조합의 구성원 ⑤ 자가 소비를 위한 생산에 종사하는 자영업자 등의 다섯 가지 유형으로 구성된다. 새로운 정의에서는 비공식 부문에서의 취업자뿐만 아니라 법제도와 사회보험의 혜택을 받지 못하는 공식 부문에서의 임금근로자와 무급가족종사자도 포함하고 있다. ③의 비공식 고용(employees holding informal jobs)은 “법적으로든 관행상으로도든 노동법, 소득과세, 사회보장, 고용관련 보호(해고시 사전통지, 퇴직금, 유급휴가, 유급 병가 등)를 받지 못하는” 고용으로 정의함으로써 노동정책과 사회보장정책을 연계할 수 있는 계기를 제공하고 있다.

ILO의 개념적 정의를 통계 자료를 통해 규모와 특성을 파악하는 것은 어려운 일이다. 우리나라에서 비공식 근로에 대한 국가 통계는 개발되어 있지 않으며, 외국의 연구에서도 사회보험 가입·수혜 여부, 근로계약 유무(임금근로), 사업자등록 여부(비임금근로) 등을 사용하여 조각적으로 정의하고 있다. 우리나라는 서면 근로계약 작성 관행이 발달하지 않아 비정규직뿐만 아니라 정규직의 경우에도 근로계약이 없는 경우가 많다. 또한 사업자 등록을 하지 않거나 취업 사실을 누락 또는 소득을 과소 신고하여 탈세하는 규모를 간접적으로 추정하는 연구들은 있지만, 개인별로 현황을 파악할 수 있는 자료는 없다. 이러한 제약 때문에 본 연구에서는 많은 외국 연구들과 마찬가지로, 사회보험에 가입하지 않은 고용 문제를 비공식 근로로 정의하고자 한다.

사회보험의 사각지대는 가입 측면과 급여 측면에서 네 가지로 분류할 수 있다. 첫째, 법적으로 적용대상에서 제외되는 경우이다. 고용보험에서 특수형태 근로종사자, 가사노동자, 월 60시간 미만의 단시간 근로자가 해당한다. 둘째, 법적인 적용대상임에도 불구하고 사업주의 의무 불이행 또는 보험료 부담으로 보험료를 납부하지 않는 경우이다. 국민연금에서 납부 예외자, 장기 체납자, 고용보험에서 미가입자가 해당한다. 셋째, 수급요건이 엄격하여 보장을 받지 못하는 경우이다. 고용보험에서 피보험단위를 충족하지 못하거나 자발적으로 이직한 피보험자, 국민연금에서 가입 기간이 짧아 연금 수급권을 확보하지 못한 계층이 해당한다. 넷째, 수급하더라도 급여수준이 낮거나 수급기간이 짧아서 보장이 충분하지 못한 경우이다. 국민연금에서 연금 수급권을 확보하였으나 연금액이 적어 노후 빈곤에 노출되는 계층이나 실업급여에서 수급기간이 3개월인 자기에 해당한다. 본 연구는 급여 수준의 적절성과 관련된 유형을 제외하고, 가입 측면에서의 사각지대인 첫째, 둘째 유형으로 비공식 근로를 정의한다.²⁾

분석자료는 한국보건사회연구원과 서울대학교가 공동으로 조사하는 「한국복지패널」 1~5차년도 자료(조사 기준연도는 2005~2009년)를 사용한다. 「한국복지패널」은 농어를 포함한 전국을 대표하고 있지만, 저소득층을 과대표집하므로 통계의 대표성을 확보하기 위하여 일반 가중치를 적용하여 분석하였다.

한편 빈곤과 비공식 근로간의 관계를 분석하기 위하여 개인 단위의 자료를 구성하였다. 이를 위해 ‘가구 자료’에 포함되어 있는 가구 및 개인 정보를 ‘가구원 정보’의 개인 정보와 결합하여 개인 단위의 자료로 재구성하였다. 그리고 가구의 빈곤 여부는 시장소득(=근로소득+사업소득+재산소득+사적 이전소득)을 기준으로 상대적 빈곤 개념으로 판별하였다. 가구균등화 지수(가구원수의 제곱근)를 적용하여 산출한 가구소득이 중위소득의 50% 미만인 가구에 속한 개인을 빈곤층으로 정의하였다.

그리고 비공식 근로는 공적 연금과 고용보험에 가입되어 있지 않는 취업자로 정의하였다. 산재보험은 사업주 배상 책임에 근거하여 보험 가입 여부에 관계없이 보상 급여가 지급되고 있으므로 고려하지 않는다. 건강보험 가입 여부는 가구 단위로 조사되었기 때문에, 개인 단위의 분석에서 제외하였다.

3. 비공식 근로와 빈곤간 관계

1) 비공식 근로의 규모와 추이

분석 표본은 국민연금의 가입 대상인 18~59세이면서 연말 기준의 취업자로 한정하였다. 최종적으로 구성된 표본은 5차년도의 경우 5,254명(가중된 표본수는 19,689천명)이다.

[표 1]에는 취업형태별 공적 연금과 고용보험의 가입 현황이 제시되어 있다. 2009년 말 현재 18세 이상 60세 미만 취업자 가운데 공적 연금에 가입하여 보험료를 납부하는 비중은 64.9%로 나타난다. 임금근로자의 공적 연금 가입률은 70.4%이며, 비임금근로자는 훨씬 낮은 44.5%에 그치고 있다.

2) 구인회·백학영(2008), 김태완·박지혜(2009)도 가입 측면에서 사회보험 사각지대의 규모와 특성, 결정요인을 분석하고 있다.

공적 연금 적용 대상자인데도 실직·휴직·사업 중단 등을 이유로 한 납부 예외, 보험료 미납, 미가입 등 보험료를 납부하지 않는 취업자는 16.4%이다. 적용대상이면서 미가입·미납자의 비중은 비임금근로자가 25.6%로 임금근로자의 13.9%에 비해 높다. 그리고 적용제외자는 취업자의 18.7%이며, 임금근로자의 15.7%에 비해 비임금근로자가 29.9%로 높다.

고용보험을 보면, 임금근로자의 고용보험 가입률은 57.6%이며, 적용 대상임에도 미가입한 자가 30.2%, 적용제외자가 12.2%로 나타난다.

[표 1] 취업형태별 공적 연금과 고용보험 가입 현황 (2009, 18~59세 취업자)

(단위 : 천명, %)

			취업자		임금		비임금	
전체			19,688.9	(100.0)	15,507.1	(100.0)	4,181.8	(100.0)
연금	가입·납부	직장 가입	9,104.6	(46.2)	8,795.2	(56.7)	309.4	(7.4)
		지역 가입	2,173.5	(11.0)	623.4	(4.0)	1,550.2	(37.1)
		특수직역연금	1,500.9	(7.6)	1,500.9	(9.7)		
	미가입·미납	납부예외	2,648.7	(13.5)	1,780.2	(11.5)	868.6	(20.8)
		미납	139.5	(0.7)	39.4	(0.3)	100.1	(2.4)
		미가입	438.1	(2.2)	334.3	(2.2)	103.8	(2.5)
	적용제외	비해당	3,549.9	(18.0)	2,344.5	(15.1)	1,205.4	(28.8)
		연금수급	133.6	(0.7)	89.3	(0.6)	44.4	(1.1)
	고용보험	가입		9,004.7	(45.7)	8,929.3	(57.6)	75.4
미가입		4,679.6	(23.8)	4,679.6	(30.2)			
적용제외		특수직역	1,500.9	(7.6)	1,500.9	(9.7)		
		자영업	4,106.4	(20.9)			4,106.4	(98.2)
		비해당	397.3	(2.0)	397.3	(2.6)		

자료 : 한국복지패널, 5차년도.

[표 2]에서 상대적 빈곤 여부별로 가입 현황을 보면, 공적 연금 가입률은 빈곤하지 않는 취업자가 64.9%인 반면 빈곤한 취업자는 29.1%에 불과하다. 빈곤 취업자 가운데 국민연금 납부 예외자가 23.3%, 적용제외자가 43.5%에 이른다. 취업 빈곤계층의 고용보험 가입률은 23.3%로, 비빈곤 취업자의 절반에 불과하다.

[표 2] 빈곤 여부별 공적 연금과 고용보험 가입 현황 (2009, 18~59세 취업자)

(단위 : 천명, %)

			비빈곤		빈곤	
전체			18,124.4	(100.0)	1,564.6	(100.0)
연금	가입·납부	직장 가입	8,775.2	(48.4)	329.4	(21.1)
		지역 가입	2,047.3	(11.3)	126.3	(8.1)
		특수지역연금	1,500.9	(8.3)		
	미가입·미납	납부예외	2,283.5	(12.6)	365.3	(23.3)
		미납	125.8	(0.7)	13.7	(0.9)
		미가입	388.8	(2.1)	49.3	(3.2)
	적용제외	비해당	2,926.3	(16.1)	623.5	(39.9)
		연금수급	76.5	(0.4)	57.1	(3.7)
고용보험	가입		8,639.9	(47.7)	364.7	(23.3)
	미가입		3,969.8	(21.9)	709.8	(45.4)
	적용제외	특수지역	1,500.9	(8.3)		
		자영업	3,734.2	(20.6)	372.3	(23.8)
		비해당	279.5	(1.5)	117.8	(7.5)

자료 : 한국복지패널, 5차년도.

본 연구에서 공식 근로는 공적 연금과 고용보험에 모두 가입한 임금근로자³⁾와 공적 연금에 가입한 비임금근로자로, 비공식 근로는 적용제외자와 전부 또는 일부 미가입자로 정의하였다. 이때 적용 제외자는 연금 적용 제외 또는 수급중인 자·고용보험의 적용 제외자이며, 나머지를 미가입자로 분류하였다.

[표 3]에는 비공식 근로의 규모가 제시되어 있다. 취업자 가운데 38.4%가 비공식 근로이다. 취업형태별로 보면, 임금근로자의 33.8%가 비임금 근로에 종사하고 있으며, 비임금 근로자는 이보다 높은 55.5%에 이른다. 빈곤 여부별로 보면, 빈곤 상태에 있는 취업자의 비공식 근로 비중은 73.9%로, 비빈곤 취업자의 35.4%에 비해 훨씬 높다.

³⁾ 직장 가입과 지역 가입을 구분하지 않는다.

[표 3] 비공식 근로의 규모 (2009, 18~59세 취업자)

(단위 : 천명, %)

		공식 근로		비공식 근로		계
				미가입	적용제외	
전체		12,122.0	7,566.9	3,863.2	3,703.8	19,688.9
		(61.6)	(38.4)	(19.6)	(18.8)	(100.0)
취업형태	임금	10,262.4	5,244.7	2,790.7	2,454.0	15,507.1
		(66.2)	(33.8)	(18.0)	(15.8)	(100.0)
	비임금	1,859.6	2,322.2	1,072.5	1,249.7	4,181.8
		(44.5)	(55.5)	(25.6)	(29.9)	(100.0)
빈곤 여부	비빈곤	11,713.8	6,410.6	3,399.2	3,011.4	18,124.4
		(64.6)	(35.4)	(18.8)	(16.6)	(100.0)
	빈곤	408.2	1,156.3	464.0	692.3	1,564.6
		(26.1)	(73.9)	(29.7)	(44.3)	(100.0)

자료 : 한국복지패널, 5차년도.

[표 4]에는 비공식 취업률의 추이가 제시되어 있다. 취업자 가운데 비공식 근로가 차지하는 비중은 2005년 41.1%에서 2009년 38.4%로 약간 감소하였다. 비공식 취업률의 소폭 감소는 빈곤 여부와 관계없이 나타나지만, 빈곤층의 비공식 취업률은 비빈곤층의 그것에 비해 2배를 상회하는 수준을 유지하고 있다.

한편 복지 수혜 여부별로 세분하여 보면, 기초생활보장 수급중인 취업자는 대부분 비공식 근로에 종사하며, 비공식 취업률은 2005년 95.3%에서 2009년 98.5%로 오히려 증가하였다.

[표 4] 빈곤 여부별 비공식 취업률 추이 (18~59세 취업자)

(단위 : %)

		2005	2006	2007	2008	2009
전체		41.1	39.9	41.6	38.6	38.4
비빈곤		37.7	36.4	38.1	35.8	35.4
빈곤		76.4	78.2	83.4	73.9	73.9
	기초생활 비수급	73.2	73.0	78.7	68.2	66.0
	기초생활 수급	95.3	95.7	96.7	96.0	98.5

자료 : 한국복지패널, 1차~5차년도.

[표 5]에서 취업 빈곤율은 2005년 8.9%에서 2008년 7.3%로 하락하다가 2009년에는 7.9%로 소폭 증가하였다. 이러한 추세는 비공식 근로 여부와 관계없이 나타난다. 한편

2009년 비공식 취업자의 빈곤율은 15.3%로, 공식 취업자의 3.4%에 비해 4.5배나 높다.

[표 5] 공식 근로 여부별 빈곤율 추이 (18~59세 취업자)

	2005	2006	2007	2008	2009
전체	8.9	8.5	7.7	7.3	7.9
공식 근로	3.6	3.1	2.2	3.1	3.4
비공식 근로	16.5	16.7	15.4	14.0	15.3

(단위 : %)

자료 : 한국복지패널, 1차~5차년도.

2) 비공식 근로와 빈곤간 관계

취업빈곤층의 상당수가 사회보험에 가입하지 않는 비공식 근로에 종사한다는 사실은 널리 알려져 있지만, 사회보험 혜택을 받지 못하는 일자리 경험으로 인한 비취업기간 동안의 소득 상실과 일자리 탐색의 비효율성이 빈곤에 얼마나 영향을 미치는지는 규명되어야 할 과제이다. 빈곤과 비공식 근로는 내생적인 관계를 가질 수 있다. 한편으로는 비공식 근로가 빈곤을 야기하는 하나의 원인일 수 있으며, 다른 한편으로는 빈곤한 가구의 구성원이 사회안전망이 미비한 상태에서 비공식 근로를 선택할 가능성이 높기 때문이다.

비공식 근로와 빈곤간 내생성을 고려하여 Amuedo-Dorantes(2004)의 방법에 따라 비공식 근로 가능성과 가구 빈곤 가능성을 다음과 같이 연립방정식 프로빗으로 추정하였다.

$$Informal\ Job_i = \alpha_1' Poverty_i + \beta_1' P_{i,1} + \delta_1' H_{i,1} + \gamma_1' F_{i,1} + \epsilon_i$$

$$Poverty_i = \alpha_2' Informal\ Job_i + \beta_2' P_{i,2} + \delta_2' H_{i,2} + \gamma_2' F_{i,2} + \nu_i$$

i 는 개인을 나타내는데, 각 방정식에서 P_i 는 인적 특성, H_i 는 가구 특성, F_i 는 일자리 특성이다. 연립방정식에서 α_1 은 가구 빈곤이 비공식 근로에 미치는 영향, α_2 는 비공식 근로가 가구 빈곤에 미치는 영향을 측정하는 것이다.

추정 모형에서 인적 특성으로 연령, 가구주와의 관계, 학력을 포함하였으며, 일자리 특성으로는 개인이 종사하는 근속, 직업 정보와 사업체 규모, 산업 등의 사업체 특성을, 가구 특성으로 가구원수, 가구원내 취업자수를 포함하였다. 연립방정식을 추정하는 과정

에서 비공식 근로 결정 방정식에는 가구원내 취업자수를, 빈곤 결정 방정식에는 사업체 규모를 제외하였다.⁴⁾

[표 6] 표본 특성 (2009, 18~59세 취업자)

		공식 근로		비공식 근로	
		평균	(표준편차)	평균	(표준편차)
빈곤율		0.033	(0.360)	0.153	(0.659)
인적 특성	여성	0.350	(0.960)	0.548	(0.911)
	15~29세	0.165	(0.746)	0.166	(0.681)
	40~49세	0.298	(0.921)	0.334	(0.863)
	50~59세	0.211	(0.821)	0.295	(0.835)
	배우자	0.197	(0.800)	0.362	(0.880)
	가구원	0.191	(0.791)	0.214	(0.751)
	중졸 이하	0.092	(0.582)	0.249	(0.792)
	초대졸	0.160	(0.738)	0.077	(0.487)
	대졸 이상	0.382	(0.978)	0.164	(0.678)
일자리 특성	근속년수	7.797	(16.199)	5.257	(13.301)
	1~4인 사업체	0.182	(0.777)	0.613	(0.892)
	5~9인 사업체	0.099	(0.601)	0.139	(0.633)
	10~29인 사업체	0.133	(0.684)	0.109	(0.571)
	관리전문직	0.258	(0.880)	0.148	(0.650)
	사무직	0.261	(0.883)	0.052	(0.405)
	서비스판매직	0.151	(0.721)	0.322	(0.856)
	단순노무직	0.097	(0.597)	0.245	(0.787)
	농림어광업	0.021	(0.286)	0.066	(0.453)
	전기가수도업	0.030	(0.342)	0.005	(0.134)
	건설업	0.059	(0.473)	0.096	(0.540)
	도소매음식숙박업	0.127	(0.669)	0.320	(0.854)
	운수창고통신업	0.104	(0.614)	0.057	(0.426)
	금융보험, 사업서비스	0.117	(0.647)	0.091	(0.526)
	공공, 사회, 개인서비스	0.293	(0.916)	0.262	(0.805)
가구 특성	가구원수	3.417	(2.388)	3.476	(2.224)
	가구내 취업자수	1.899	(1.640)	2.088	(1.579)
빈도수(명)		2,988		2,251	
가중된 빈도수(천명)		12,097		7,542	

자료 : 한국복지패널, 5차년도.

위의 [표 6]에는 표본 특성이 비공식 근로 여부별로 제시되어 있다. 비공식 근로는 여성, 중장년, 비가구주, 저학력자에 집중되어 있다. 일자리 특성별로 보면 비공식 취업자의

⁴⁾ [표 6]에 보듯이 비공식 취업자의 61.3%가 5인 미만 사업체에 종사하고 있기 때문에, 빈곤 결정 방식에 사업체 규모와 비공식 근로를 함께 통제하면 비공식 근로의 영향을 충분히 측정하지 못하는 문제가 발생한다. 이에 따라 Amuedo-Dorantes(2004)에서처럼, 사업체 규모 변수는 비공식 근로의 결정 방정식에는 포함하되, 빈곤 결정 방정식에는 제외하였다.

근속 연수는 상대적으로 짧으며, 영세사업장, 서비스·판매·단순노무 직종, 건설업·도소매음식숙박업에 종사하는 비중이 높다. 비공식 취업자가 속한 가구의 가구원수와 가구 내 취업자수는 약간 많은 것으로 나타난다.

[표 7] 비공식 근로와 빈곤에 대한 연립방정식 프로빗 추정

	비공식 근로				빈곤			
	추정계수	(표준오차)		한계효과	추정계수	(표준오차)		한계효과
빈곤	1.919	(0.061)	***	0.588				
비공식 근로					1.884	(0.049)	***	0.404
여성	0.089	(0.064)		0.034	0.197	(0.076)	**	0.036
15~29세	0.157	(0.074)	**	0.061	-0.068	(0.097)		-0.012
40~49세	0.012	(0.056)		0.004	0.117	(0.072)		0.022
50~59세	-0.002	(0.067)		-0.001	0.207	(0.083)	**	0.040
배우자	0.463	(0.067)	***	0.181	-0.488	(0.073)	***	-0.076
가구원	0.247	(0.068)	***	0.096	0.018	(0.083)		0.003
중졸 이하	0.015	(0.064)		0.006	0.080	(0.072)		0.015
초대졸	-0.439	(0.072)	***	-0.158	0.235	(0.099)	**	0.047
대졸 이상	-0.093	(0.061)		-0.035	-0.184	(0.089)	**	-0.031
근속연수	-0.016	(0.003)	***	-0.006	-0.005	(0.003)		-0.001
1~4인 사업체	0.992	(0.052)	***	0.375				
5~9인 사업체	0.673	(0.065)	***	0.264				
10~29인 사업체	0.432	(0.066)	***	0.170				
관리전문직	-0.158	(0.082)	*	-0.060	-0.076	(0.125)		-0.013
사무직	-0.580	(0.086)	***	-0.205	0.049	(0.122)		0.009
서비스판매직	0.063	(0.075)		0.025	-0.047	(0.086)		-0.008
단순노무직	0.126	(0.063)	**	0.049	0.168	(0.068)	**	0.032
농림어광업	0.150	(0.099)		0.059	0.447	(0.100)	***	0.100
전기가스수도업	-0.164	(0.190)		-0.061	0.062	(0.254)		0.012
건설업	0.625	(0.083)	***	0.245	-0.303	(0.097)	***	-0.046
도소매음식숙박업	0.397	(0.075)	***	0.156	-0.231	(0.083)	***	-0.038
운수창고통신업	0.175	(0.082)	**	0.068	-0.041	(0.094)		-0.007
금융보험, 사업서비스	0.472	(0.084)	***	0.186	-0.142	(0.124)		-0.024
공공, 사회, 개인서비스	0.226	(0.069)	***	0.088	0.085	(0.078)		0.015
가구원수	-0.015	(0.018)		-0.006	0.072	(0.023)	***	0.013
가구내 취업자수					-0.334	(0.037)	***	-0.060
상수항	-1.194	(0.098)	***		-1.656	(0.121)	***	
ρ					1.000	(0.000)		
Log likelihood					-3307.2			
표본수					5,239			

주 1) 기준 집단은 남성 30대 가구주 고졸, 제조업 30인 이상 사업체에 종사하는 생산직임.

2) $\rho = 0$ 의 우도비 검정 결과: $\chi^2(1) = 1098.17$ Prob > $\chi^2 = 0.0000$

3) *는 10%, **는 5%, ***는 1% 수준에서 유의함

자료: 한국복지패널, 5차년도.

[표 7]에는 비공식 근로와 빈곤에 대한 연립방정식 프로빗 추정결과가 제시되어 있다. 각 방정식 잔차의 상관계수 ρ 가 0이라는 귀무가설은 기각되어, 내생성을 고려한 연립방정식 프로빗 추정이 타당한 것으로 나타난다.

다른 요인들을 통제할 때 비공식 취업 가능성은 청년층, 비가구주에서 상대적으로 높으며, 고학력자일수록 낮다. 일자리 특성별로 보면, 단기 근속자, 영세 사업장 종사자, 판매직, 단순노무직, 건설업, 도소매음식숙박업, 사업지원서비스업에서 비공식 취업 가능성이 높다.

또한 가구 빈곤 가능성은 여성이 남성에 비해 높으며, 대졸 이상의 고학력자는 낮다. 직업별로는 단순노무직에서 가구 빈곤 가능성이 높다. 가구원수가 많을수록 빈곤 상태일 가능성이 높고, 가구내 취업자수가 많을수록 낮게 나타난다.

우리의 관심인 가구 빈곤이 비공식 취업 가능성에 미치는 영향을 보면, 빈곤층은 비빈곤층에 비해 비공식 취업 가능성이 58.8%p 높다. 공식적인 일자리를 획득하기까지 소요되는 탐색비용이 존재하는 상황에서 빈곤층은 생계 유지를 위해 비공식 일자리에 비자발적으로 종사할 가능성이 높음을 시사한다.

한편 비공식 근로는 공식 근로에 비해 가구 빈곤 가능성을 통계적으로 유의하게 40.4%p 높인다. 비공식 근로가 고착화될 경우 빈곤을 지속적으로 또는 반복적으로 경험할 가능성이 높음을 시사한다. 비공식 근로의 지속성 여부는 다음 장에서 다룬다.

4. 비공식 근로의 지속성과 빈곤에 미치는 영향

1) 비공식 근로의 경험과 지속

「한국복지패널」 1차~5차년도 자료에서 근로능력이 있는 18~59세 개인들을 대상으로 이웃하는 두 해 동안 모두 조사된 개인들을 결합하여 ‘연간 패널자료’를 구성하였다. 이때 근로능력 판별은 연말 기준의 연령, 근로능력에 관한 주관적 응답, 장애 등급, 주된 경제활동상태, 경제활동상태 정보를 이용하였다. 즉, 15세 미만의 아동, ‘근로능력 없음’으로 응답한 자, 비경제활동인구이면서 65세 이상·재학 중·군복무 중·중증 장애인을

근로무능력자로 정의하고, 나머지를 근로능력자로 분류하였다. 연결 패널자료의 표본 수는 4~5차년도에의 경우 6,536명(가중된 표본수는 22,668천명)이다.

[표 8]에는 연간 이행확률이 제시되어 있다. 비공식 근로가 1년 후에도 비공식 근로를 유지할 확률은 73.9%에 이르며, 공식 근로로 전환할 확률은 15.0%에 그친다. 그리고 비공식 근로가 1년 후에 비취업 상태에 있을 확률은 11.1%로, 공식 근로의 5.2%에 비해 두 배를 상회하여, 비공식 취업자의 실직 위험이 높게 나타난다. 또한 비취업자가 1년 후 비공식 근로로 취업할 확률은 15.4%로, 공식 근로로 취업할 확률 8.3%에 비해 높다. 즉, 비공식 근로가 고착화되거나 실직 위험이 높아서 ‘비공식 ↔ 비취업 순환’ 가능성이 높음을 알 수 있다.

한편 빈곤 여부별로 보면, 비공식 근로에 종사하는 빈곤층이 공식 근로로 전환할 확률은 9.5%로, 비빈곤층의 16.0%에 비해 크게 낮다. 또한 비공식 취업자가 1년 후 비취업 상태로 전환할 확률도 빈곤층이 13.5%로, 비빈곤층의 10.6%에 비해 높다. 그리고 비취업자가 비공식 근로로 전환하는 확률은 빈곤층이 21.1%로, 비빈곤층의 14.1%에 비해 높다. 이는 빈곤층의 비공식 근로 고착화와 실직 위험이 높음을 보여 준다.

[표 8] 일자리 특성별·빈곤 여부별 1년 후 일자리 특성의 변화 (15~59세 근로능력자)

(단위 : %)

빈곤 여부	t	t+1	백분율			열 백분율 (연간 이행행렬)		
			공식	비공식	비취업	공식	비공식	비취업
전체	공식		38.5	2.8	2.3	88.4	6.5	5.2
	비공식		4.4	21.5	3.2	15.0	73.9	11.1
	비취업		2.3	4.2	20.8	8.3	15.4	76.2
비빈곤	공식		42.1	3.0	2.4	88.7	6.3	5.0
	비공식		4.4	20.3	2.9	16.0	73.3	10.6
	비취업		2.1	3.5	19.2	8.4	14.1	77.5
빈곤	공식		9.1	1.5	1.2	77.1	12.5	10.4
	비공식		3.9	31.9	5.6	9.5	77.0	13.5
	비취업		3.8	9.9	33.0	8.2	21.1	70.7

자료 : 한국복지패널, 1차~5차년도 연간 패널자료

비공식 근로의 경험(incidence)과 지속(persistence) 문제를 보다 장기간에 걸쳐 살펴보기 위하여 동일한 개인을 대상으로 장기 패널자료를 구성하였다. 「한국복지패널」 1차~5

차년도 자료에서 근로능력이 있는 18~59세 개인들을 대상으로 모든 조사연도에 조사되고, 최소한 한 해 이상 취업경험이 있는 개인들을 결합하여 ‘전체 패널자료’를 구성하였다. 표본수는 4,808명(가중된 표본수는 15,682천명)이다.

[표 9]에서 5년 동안 취업 경험자를 대상으로 1차년도의 일자리 특성별로 비공식 근로 경험과 지속을 살펴보았다.

우선 1차년도 비공식 취업자의 38.9%만이 5년 동안 한 번 이상 공식 근로를 경험하며, 오히려 비취업자의 공식 근로 경험이 41.3%로 높게 나타나, 비공식 취업자가 사회보험 혜택을 받는 일자리로 이동할 가능성이 제한되어 있음을 보여준다. 그리고 실직 경험은 비공식 취업자가 28.0%로 공식 취업자의 15.0%에 비해 높다.

한편 5년간 누적 경험기간을 보면, 비공식 취업자는 5년간 3.6년의 비공식 근로경험을 기록하여, 비공식 취업자가 사회적 보호로부터 지속적으로 배제될 가능성이 높음을 알 수 있다. 또한 비공식 취업자의 비취업 경험기간은 0.5년에 불과하여, 높은 실직 위험에 비해 노동시장 이탈성향이 낮음을 알 수 있다.⁵⁾

마지막으로 1차년도 비공식 취업자의 41.8%는 5년 동안 비공식 근로를 지속적으로 경험하는 것으로 나타난다.

[표 9] 비공식 근로 경험과 지속 (15~59세 취업경험자)

		공식 근로	비공식 근로	비취업	전체
5년간 경험 여부 (비중)	공식 근로	1.000	0.389	0.413	0.688
	비공식 근로	0.191	1.000	0.762	0.568
	비취업	0.150	0.280	1.000	0.344
5년간 누적 경험기간 (년)	공식 근로	4.4	0.9	0.9	2.6
	비공식 근로	0.4	3.6	1.6	1.7
	비취업	0.2	0.5	2.5	0.7
5년간 지속 경험 (비중)	공식 근로	0.706			0.341
	비공식 근로		0.418		0.143

주: 일자리 특성 분류는 2005년 기준임.
자료: 한국복지패널, 1차~5차년도 전체 패널자료.

⁵⁾ 우리나라의 장기실업률이 낮고, 취약계층일수록 평균 실직기간이 짧은 현상은 이를 말해준다.

이상의 발견은 비공식 근로가 고착화되어 있으며, 사회보험으로부터 지속적으로 배제되거나 단기간 가입하는데 그치고 있음을 보여준다. 또한 사회보험으로의 배제 때문에 실직 위험이 높더라도 장기적인 실업상태에 있지 않고 노동시장에 빨리 복귀하는 성향이 높음을 시사한다.

2) 비공식 근로의 지속성

비공식 근로의 지속성은 두 가지 메커니즘에 의해 발생할 수 있다. 첫째 가능성은 비공식 근로 확률이 높은 개인적 이질성(individual heterogeneity)에 기인할 수 있다. 관찰가능한 인적 자본이나 관찰 불가능한 근로의욕 등에서의 차이 때문에 비공식 근로가 지속성을 띠는 것을 말한다. 둘째 가능성은 특정 시점의 비공식 근로가 이후의 비공식 근로 확률에 직접적으로 인과적인 영향을 미칠 경우에 발생한다. 이러한 상태 의존성(state dependence)은 비공식 일자리에 종사하는 동안 인적자본의 미축적(non-accumulation)이나 감가상각(depreciation)에 의해 공식 일자리로의 상향 이동이 제한될 경우에 발생한다.

진정한 상태 의존성을 파악하기 위해서는 비공식 근로에 영향을 미치는 이질성을 통제해야 한다.⁶⁾ 비공식 근로 여부가 이산적 종속변수이기 때문에 방정식 (1)과 같은 동태적 확률효과 프로빗 모형(dynamic random effects probit model)을 사용한다.

$$I_{it}^* = \gamma I_{it-1} + x_{it}'\beta + \epsilon_i + u_{it} \quad (i = 1, \dots, N; t = 2, \dots, T) \quad (1)$$

I_{it}^* 는 t 기에 개인 i 가 비공식 근로에 있을 잠재 변수이다. I_{it-1} 는 직전 시기에 개인 i 의 비공식 근로 여부다. x_{it} 는 설명변수 벡터이다. 확률 오차항은 두 항으로 구성된다. 개인 특수적 오차항 ϵ_i 은 시간의 경과에도 변함이 없으며 관측 불가능한 이질성이다. 반면 u_{it} 는 평균이 0이고, 계열상관이 없으며, x_{it} , ϵ_i 와 상관관계가 없다고 가정한다.

표준적인 확률효과 모형에서는 ϵ_i 가 x_{it} 와 상관관계가 없다고 가정하지만, 이는 현실성이 없는 경우가 잦다. 이러한 문제는 Mundlak(1978)의 방법에 따라 ϵ_i 와 설명변수들의

⁶⁾ 추정방법은 Stewart(2007), Clark and Kanellopoulos(2009)를 참고하였다.

시간 평균값과의 다음과 같은 관계를 가정함으로써 해결할 수 있다. $\epsilon_i = \overline{x_i} \delta + \alpha_i$, $\alpha_i \sim iid N(0, \sigma_\alpha^2)$.

이러한 관계를 식 (1)에 대입하면 다음과 같다.

$$I_{it}^* = \gamma I_{it-1} + x_{it}' \beta + \overline{x_i} \delta + \alpha_i + u_{it} \quad (2)$$

그러나 패널 자료를 이용하여 이질성을 잘 통제하더라도 초기조건 문제(initial conditions problem)가 발생한다. 종속 변수의 최초 관찰치인 I_{i1} 는 관측 불가능한 이질성 ϵ_i 과 상관관계를 가질 수 있기 때문이다. 상관성이 존재하면, 식(2)의 추정결과는 상태의존성을 과대 측정하게 된다.

본 연구에서는 Wooldridge(2005)의 제안에 따라 다음과 같은 관계를 도입한다. $\alpha_i = a_0 + a_1 I_{i1} + a_2 \overline{x_i} + \xi_i$. 단, $\xi_i \sim N(0, \sigma_\xi^2)$ 이며 L_{i1} , x_i 과 독립적이다.

이를 식 (2)에 대입하면, 다음과 같은 최종적인 추정 방정식 (3)이 도출된다.

$$I_{it}^* = \gamma I_{it-1} + \alpha_1 I_{i1} + x_{it}' \beta + \alpha_2 \overline{x_i} + \xi_i + u_{it} \quad (3)$$

추정방정식에서 γ 가 본 연구에서 추정하는 진정한 상태의존성의 크기이다.

[표 10]에는 비공식 근로의 지속성에 대해 자료를 통합하여 프로빗 추정한 결과와 동태적 확률효과 프로빗 추정한 결과가 함께 나타나 있다. 추정계수 대신에 비공식 근로 확률에 대한 설명변수들의 한계 효과(marginal effect)⁷⁾를 제시하였다. 이 때 표본은 이웃하는 두 해 동안 취업 상태를 유지한 자로 한정하였다. 분석 표본수는 4,241명의 10,766개 일자리(가중할 경우 14,332천명의 38,545천개 관측치)다.

동태적 확률 효과 프로빗 모형을 이용한 추정 결과에서 ρ 가 0이라는 귀무가설을 기각하지 못하여, 자료를 통합한 추정치와 패널 추정치가 다르지 않은 것으로 나타난다.

자료를 통합하여 프로빗 추정한 결과에서는 지난 해 비공식 근로의 경험은 비공식 근로 확률을 66.4% 높이는 것으로 나타나며, 이질성과 초기 조건을 통제한 동태적 확률

⁷⁾ 한계 효과는 모든 변수의 평균값 수준에서 연속변수의 경우 $dF(x)/dx$, 더미변수의 경우 0에서의 1로 변할 때의 확률 변화분을 의미한다.

효과 프로빗 모형 추정에서는 그 크기가 59.4%인 것으로 나타난다. 비공식 근로 경험은 이후에도 지속적인 영향을 미치며, 따라서 비공식 근로를 억제하기 위한 정책이 필요함을 시사한다.

[표 10] 비공식 근로의 지속 확률 추정

	통합 프로빗			동태적 확률효과 프로빗		
	한계 효과	(표준 오차)		한계 효과	(표준 오차)	
전기 비공식근로	0.664	(0.011)	***	0.594	(0.012)	***
최초 비공식근로				0.233	(0.015)	***
여성	0.035	(0.022)		0.044	(0.023)	**
15~29세	0.003	(0.029)		-0.010	(0.070)	
40~49세	0.034	(0.016)	**	0.089	(0.048)	*
50~59세	0.012	(0.020)		0.104	(0.070)	
배우자	0.044	(0.023)	*	0.010	(0.101)	
가구원	-0.014	(0.025)		-0.095	(0.078)	
중졸이하	0.044	(0.019)	**	-0.161	(0.118)	
초대졸	-0.031	(0.021)		0.132	(0.158)	
대졸 이상	-0.013	(0.019)		0.159	(0.144)	
근속	-0.005	(0.001)	***	-0.005	(0.002)	***
1~4인 사업체	0.233	(0.018)	***	0.174	(0.031)	***
5~9인 사업체	0.157	(0.025)	***	0.119	(0.036)	***
10~29인 사업체	0.090	(0.024)	***	0.091	(0.033)	***
관리전문직	-0.053	(0.022)	**	-0.097	(0.043)	**
사무직	-0.129	(0.020)	***	-0.150	(0.041)	***
서비스판매직	0.024	(0.023)		0.048	(0.042)	
단순노무직	0.028	(0.022)		0.061	(0.022)	***
농림어공업	0.138	(0.035)	***	0.102	(0.083)	
전기가수수도업	-0.023	(0.050)		0.091	(0.107)	
건설업	0.133	(0.030)	***	0.225	(0.066)	***
도소매음식숙박업	0.088	(0.027)	***	0.174	(0.056)	***
운수창고통신업	0.028	(0.028)		0.116	(0.063)	*
금융보험, 사업서비스업	0.134	(0.032)	***	0.188	(0.063)	**
공공,사회,개인서비스업	0.055	(0.023)	**	0.075	(0.054)	
rho				0.000	(0.000)	
Log pseudo-likelihood	-10578.6			-2943.5		
표본수	10,766					

주 1) 기준 집단은 남성 30대 가구주 고졸, 제조업 30인 이상 사업체에 종사하는 생산직임.

2) 동태적 확률효과 프로빗 추정 결과에서 시간 가변적인 변수의 평균과 연도 터미의 효과를 별도로 제시하지 않음.

3) $\rho = 0$ 의 우도비 검정 결과 : $\text{chibar2}(01) = 2.6e-04 \text{ Prob} \geq \text{chibar2} = 0.494$

4) *는 10%, **는 5%, ***는 1% 수준에서 유의함.

자료: 한국복지패널, 1차~5차년도 취업자 연간 패널자료.

3) 비공식 근로와 빈곤간 동태적 변화

빈곤 탈출의 주요한 경로는 취업 상태로의 전환이지만, 빈곤 탈출률이 가장 높은 경로는 공식 일자리를 유지하거나 전환하였을 때이다. [표 11]을 보면, 빈곤 탈출률은 공식 일자리를 유지하였을 때 76.8%, 비공식 취업자가 공식 일자리로 전환하였을 때 76.4%, 비취업자가 공식 일자리를 획득하였을 때 66.4% 순으로 나타난다.

한편 비빈곤층이 다음 해에 빈곤 상태로 전환하는 확률은 실직하였을 때 가장 크며, 이어서 비공식 일자리로 전환하였을 때이다.

[표 11] 일자리 특성 변화별 빈곤 상태의 변화 (15~59세 근로능력자)

(단위 : %)

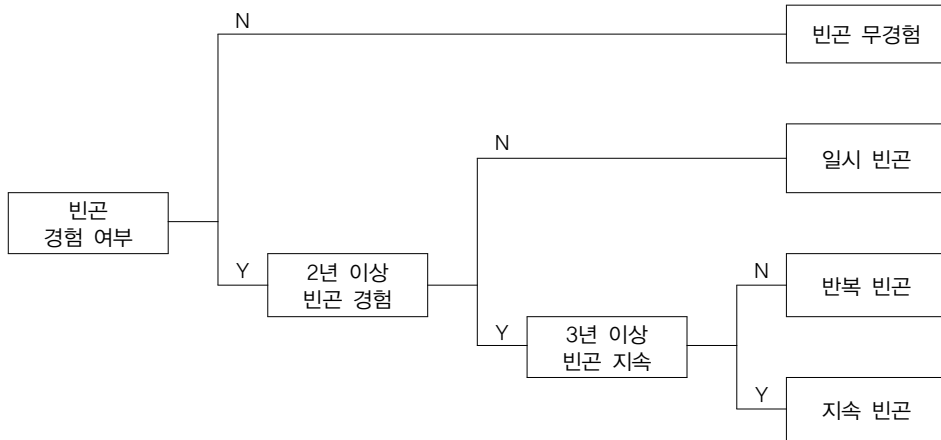
	비빈곤→ 비빈곤 A	비빈곤→ 빈곤 B	빈곤→ 비빈곤 C	빈곤→ 빈곤 D	빈곤 유입률 B/(A+B)	빈곤 탈출률 C/(C+D)
공식→ 공식	95.8	1.6	2.0	0.6	1.6	76.8
공식→비공식	87.9	6.3	3.4	2.3	6.7	59.9
공식→비취업	80.9	13.1	1.6	4.4	13.9	26.8
비공식→ 공식	87.3	2.9	7.5	2.3	3.2	76.4
비공식→비공식	78.0	5.8	6.8	9.4	7.0	41.9
비공식→비취업	68.3	12.7	6.2	12.8	15.7	32.6
비취업→ 공식	76.1	5.5	12.2	6.2	6.7	66.4
비취업→비공식	67.9	6.5	12.0	13.7	8.7	46.6
비취업→비취업	76.3	6.3	5.6	11.8	7.6	32.3
전체	84.5	4.6	4.8	6.1	5.1	44.2

자료 : 한국복지패널, 1차~5차년도 연간 패널자료.

실직 위험이 높은 비공식 취업자는 소득의 변동성이 크기 때문에 빈곤을 벗어나더라도 재빈곤화 가능성이 클 것이다. 이에 Fouarge and Layte(2005), 이병희(2010)의 빈곤 유형화 방식에 따라 5년간의 빈곤 이력 정보를 구성하여 빈곤의 지속성과 반복성을 고려한 빈곤 유형을 구분하였다. 우선, 빈곤무경험층(the persistent non-poor)을 구분하고, 빈곤경험층은 해당 기간 중 1년만 빈곤을 경험한 계층을 일시 빈곤(the transient poor), 1번 이상 빈곤했으되 매회당 빈곤기간이 2년을 넘지 않는 반복빈곤(the recurrent poor),

최소한 연속된 3년 이상 빈곤한 지속빈곤(the persistent poor)로 분류하였다. 이 때 빈곤 시작시기 또는 빈곤 종료시기를 파악할 수 없는 좌측 또는 우측 절단(left or right censoring) 문제는 고려하지 않는다.

[그림 1] 빈곤이력에 따른 빈곤 유형 구분



[표 12]에는 비공식 근로 여부별로 빈곤 유형이 제시되어 있다. 우선 취업경험자가 가운데 분석대상인 5년 동안 빈곤을 한 번 이상 경험하는 계층은 23.9%로 나타난다. 빈곤 경험층의 구성을 보면, 취업경험자의 특성상 한 해만 빈곤을 경험한 일시빈곤이 가장 많으며, 이어서 빈곤을 반복하거나 경험하거나 연속된 2년 동안 빈곤을 경험한 반복빈곤, 연속된 3년 이상 빈곤한 지속빈곤 순으로 나타난다.

1차년도 일자리 특성별로 보면, 공식 취업자가 5년 동안 빈곤을 한 번 이상 경험하는 비중은 11.9%인데 비해, 비공식 취업자는 33.7%, 비취업자는 37.8%에 이른다. 또한 공식 취업자는 빈곤을 경험하더라도 일시적인 빈곤의 특성을 가지는 반면, 비공식 취업자와 비취업자는 상대적으로 반복빈곤과 지속빈곤의 비중이 높다. 흥미로운 것은 비취업자의 빈곤 경험률이 비공식 취업자에 비해 다소 높지만, 빈곤 유형은 거의 차이가 없다는 점이다. 이는 취업경험자 내에서는 두 집단이 이질적인 집단이 아니라 비공식 근로와 비취업을 반복적으로 경험하는 집단이기 때문으로 보인다.

한편 빈곤 유형별로 5년간의 누적 경험기간을 보면, 빈곤 경험층은 비공식 근로를 2.5년, 공식 근로를 1.3년, 비취업을 1.2년 경험한다. 빈곤 유형별로 보면, 연속된 3년 이

상 지속적인 빈곤상태에 있는 집단에서도 비공식 근로가 3.0년에 이르며, 비취업은 1.4년에 그친다. 반복 빈곤층에서도 비공식 근로(2.5년)와 비취업(1.3년)을 합하여 3.8년에 이른다. 즉 빈곤을 지속하거나 반복하는 계층에서 비공식근로와 짝은 실직을 경험하는 것으로 나타난다.

[표 12] 비공식 근로와 빈곤 유형 (15~59세 취업경험자)

(단위 : %, 년)

		빈곤무경험	빈곤경험				전체
				일시빈곤	반복빈곤	지속빈곤	
전체		76.1	23.9	12.0	6.4	5.5	100.0
			[100.0]	[50.2]	[26.8]	[23.0]	
2005년 일자리 특성	공식근로	88.1	11.9	8.0	2.6	1.4	100.0
			[100.0]	[67.0]	[21.4]	[11.6]	
	비공식근로	66.3	33.7	15.2	9.5	9.0	100.0
			[100.0]	[45.0]	[28.2]	[26.7]	
	비취업	62.2	37.8	16.9	10.9	10.0	100.0
			[100.0]	[44.7]	[28.9]	[26.4]	
5년간 누적 경험기간	공식근로	2.9	1.3	1.8	1.2	0.6	2.6
	비공식근로	1.5	2.5	2.2	2.5	3.0	1.7
	비취업	0.6	1.2	1.0	1.3	1.4	0.7

주: []은 빈곤경험층 대비 구성비중임.
자료: 한국복지패널, 1차~5차년도 전체 패널자료.

[표 13]은 빈곤 유형의 결정요인을 다항로짓모델(multinomial logit model)을 이용하여 추정된 결과가 제시되어 있다. 이 때 기준 집단은 5년간 빈곤을 경험하지 않는 집단으로 설정하였다.

비공식근로 경험기간이 1년 증가할 때, 빈곤 무경험에 비해 일시빈곤 위험이 1.3배, 반복빈곤이 1.4배, 지속빈곤이 1.8배 증가한다. 비취업 경험기간이 1년 증가할 때는 일시빈곤의 상대적 위험이 1.4배, 반복빈곤이 1.7배, 지속빈곤이 2.1배 증가한다. 이러한 추정결과는 비공식근로와 비취업 경험이 빈곤 경험 가능성을 높이며, 특히 지속적이거나 반복적인 빈곤을 경험할 가능성을 높인다.

[표 13] 빈곤 유형의 결정요인(취업경험자, 다항로짓)

	일시빈곤/빈곤무경험			반복빈곤/빈곤무경험			지속빈곤/빈곤무경험		
	상대 위험도	로버스트 표준오차		상대 위험도	로버스트 표준오차		상대 위험도	로버스트 표준오차	
여성	1.053	(0.174)		1.258	(0.237)		1.980	(0.396)	***
15-29세	1.317	(0.233)		0.463	(0.114)	***	0.402	(0.119)	***
40-49세	1.303	(0.162)	**	1.160	(0.188)		1.342	(0.247)	
50-59세	0.980	(0.171)		1.215	(0.263)		1.279	(0.288)	
배우자	0.639	(0.126)	**	0.448	(0.101)	***	0.202	(0.048)	***
가구원	1.268	(0.258)		2.295	(0.511)	***	2.491	(0.668)	***
중졸 이하	1.739	(0.247)	***	2.182	(0.373)	***	3.930	(0.705)	***
초대졸	0.904	(0.157)		0.884	(0.203)		0.715	(0.241)	
대졸 이상	0.591	(0.082)	***	0.568	(0.106)	***	0.413	(0.110)	***
가구원수	1.072	(0.050)		1.086	(0.072)		1.230	(0.085)	***
가구내 취업자수	0.554	(0.042)	***	0.398	(0.039)	***	0.303	(0.043)	***
5년간 비공식근로 경험년수	1.259	(0.035)	***	1.447	(0.054)	***	1.834	(0.104)	***
5년간 비취업 경험년수	1.387	(0.065)	***	1.705	(0.098)	***	2.131	(0.160)	***
Log pseudo-likelihood	-10665.1								
표본수	4,808								

주 1) 일자리 특성 경험년수를 제외한 설명변수는 1차년도 기준임.

2) 기준 집단은 남성 30대 가구주 고졸임.

3) *는 10%, **는 5%, ***는 1% 수준에서 유의함.

자료 : 한국복지패널, 1차~5차년도 전체 패널자료.

5. 요약과 정책적 시사점

본 연구는 가입을 기준으로 사회보험 사각지대를 비공식 근로로 정의하여, 비공식 근로와 빈곤간의 관계를 정태적·동태적으로 분석함으로써 빈곤층이 경험하는 비공식 근로의 특성을 밝히고, 취업빈곤 문제를 해결하기 위한 사회보험 정책과제를 모색하고자 하였다. 주요한 발견은 다음과 같다.

첫째, 비공식 근로는 취업자의 1/3을 상회하는데, 빈곤층에서 비공식 근로의 비중은 3/4에 이른다. 비공식 취업률은 최근 들어 소폭 감소하였지만, 빈곤층의 비공식 근로의 비중은 비빈곤층에 비해 2배를 상회하는 수준을 유지하고 있다.

둘째, 비공식 근로와 빈곤 결정간의 내생성을 통제한 추정에서, 빈곤층은 비빈곤층에 비해 비공식 취업 가능성이 58.8%p 높다. 이는 사회안전망이 미비한 상태에서 빈곤층은 비공식 근로에 비자발적으로 종사하고 있음을 보여주고 있다.

셋째, 비공식 근로가 공식 근로로 이동할 가능성은 1년이 경과한 시점에서는 15.0%에 그치며, 분석기간인 5년 동안 38.9%만이 공식 근로를 경험하는 것으로 나타나, 상향 이동 가능성이 낮다.

넷째, 비공식 근로 경험은 다음 해에도 비공식 근로를 지속할 확률을 59.4% 높이며, 이러한 비공식 근로의 지속성은 개인적인 이질성이 아니라 상태 의존성에 기인한다.

다섯째, 공식 근로로 전환할 때 빈곤 탈출률이 가장 높지만, 비공식 근로의 고착화 경향이 높으며, 이에 따라 빈곤을 지속적으로 또는 반복적으로 경험할 가능성이 높다.

비공식 근로의 지속성을 발생시키는 원인이 무엇이나에 따라 정책적인 대응은 달라져야 할 것이다. 주로 개인적 이질성에 기인한다면, 비공식 근로의 지속성을 높이는 특성을 가진 집단으로 표적화하는 정책이 요구되는 반면, 상태의존성이 주된 요인이라면, 비공식 근로를 억제하는 보편적인 정책이 보다 적절한 수단일 것이다. 비공식 근로의 고착화가 상태의존성의 측면이 강하며, 지속적 또는 반복적 빈곤의 원인이 된다는 본 연구의 분석 결과는 비공식 근로를 억제하고 공식 근로로의 전환을 촉진하는 보편적인 정책이 필요함을 시사한다.

공식 근로 전환 촉진 정책 가운데 본 연구의 관심인 사회보험 정책적 함의와 국한해서, 최근 제기되고 있는 사회보험료 지원정책의 정책적 의의를 보다 확장하여 이해할 필요가 있음을 지적하고자 한다.⁸⁾ 주지하다시피, 사회보험료 지원정책은 사회보험 가입 유인을 제공함으로써 사회보험의 보험적 기능을 확충하고자 하는 것이다. 즉 사회보험의 사각지대가 불평등을 오히려 생산할 위험이 크기 때문에 노동시장 지위가 사회보험으로부터의 배제로 이어지는 고리를 단절하고자 하는 것이다. 이에 더하여 본 연구에서는 사회보험료 지원정책이 공식 고용으로의 전환을 촉진함으로써 근로빈곤층이 직면하는 노동시장의 불안정성 문제를 해소하는 방향으로 나아갈 필요가 있음을 강조하고자 한다. 사회보험 가입은 취업 및 소득에 대한 공적 자료의 확보를 통해 근로기준, 최저임금, 고용 서비스를 비롯한 노동시장정책·제도의 사각지대를 발굴하고 이를 해결하는 계기가 될 수 있을 것이기 때문이다.

⁸⁾ 사회보험료 지원정책과 사회보험 사각지대 해소를 위한 보다 자세한 정책적인 논의는 이병희(2011c), 이병희 외(2012) 참조. 사회보험 정책 이외에 공식근로 전환을 촉진하기 위한 노동정책, 조세정책에 대해서는 이후 연구과제로 수행할 예정이다.

■ 참고문헌 □

- 구인회, 백학영 (2008). 사회보장의 사각지대: 실태와 영향요인. *사회보장연구*. 24(1). 175-204.
- 김태완, 박지혜 (2009). 사회보장제도 사각지대 규모 및 특성. 제2회 한국복지패널 학술대회 발표문.
- 이병희, 강성태, 은수미, 장지연, 도재형, 박귀천, 박제성 (2012). 사회보험 사각지대 해소 방안: 사회보험료 지원정책을 중심으로. 한국노동연구원.
- 이병희 (2011(a)). 근로빈곤. 김문길, 김태완, 박신영, 이병희, 임병인, 이서현. 2011년 빈곤통계연보. 한국보건사회연구원.
- _____ (2011(b)). 사회보험료 지원을 통한 사회보험 사각지대 해소 방안. 동향과 전망. 82. 185-211.
- _____ (2011(c)). 사회보험료 지원을 통한 공식고용 촉진 방안. 한국노동연구원 개원 23주년 기념 토론회 발표문. 2011.10.13.
- 이병희 (2010). 근로빈곤의 노동시장 요인과 빈곤 동학. *경제발전연구*. 16(1). 93-116.
- Amuedo-Dorantes, C. (2004). Determinants and Poverty Implications of Informal Sector Work in Chile. *Economic Development and Cultural Change*, 52(2). 347-368.
- Clark, K. & N. C. Kanellopoulos (2009). Low Pay Persistence in European Countries. IZA Discussion Papers. No. 4183.
- Crettaz, E. & G. Bonoli (2010). Why are Some Workers Poor? The Mechanisms that produce Working Poverty in a Comparative Perspective. Working Papers on the Reconciliation of Work and Welfare in Europe. REC-WP 12/2010.
- Devicienti, F., F. Groisman & A. Poggi (2009). Informality and poverty: Are these processes dynamically interrelated? Evidence from Argentina. ECINEQ, Society for the Study of Economic Inequality. Working Papers 146.
- Fouarge, D. & R. Layte (2005). Welfare Regimes and Poverty Dynamics: The Duration and Recurrence of Poverty Spells in Europe. *Journal of Social Policy*. 34(3). 407-426.
- ILO (2003). Guidelines concerning a statistical definition of informal employment, endorsed by the Seventeenth International Conference of Labour Statisticians.
- Mundlak, Y. (1978). On the Pooling of Time Series and Cross Section Data. *Econometrica*, 46(1). 69-85.
- OECD (2008). Declaring work or staying underground: informal employment in seven OECD countries. *Employment Outlook*. Paris: OECD.
- _____ (2004). Informal Employment and Promoting the Transition to a Salaried Economy.

Employment Outlook. Paris: OECD.

Stewart, M. B. (2007). The Inter-related Dynamics of Unemployment and Low-Wage Employment. *Journal of Applied Econometrics*, 22(3), 511-531.

Williams, C. C. & P. Renooy (2008). Measures to tackle undeclared work in the European Union. Dublin: European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions.

Wooldridge, J. M. (2005). Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, non-linear panel data models with unobserved heterogeneity. *Journal of Applied Econometrics*, 20(1), 39-54.

Informal Work and Poverty

Lee, ByungHee*

By defining jobs without social insurance coverage as a proxy for informal work, this paper investigates poverty implications of informal work. To study the static and dynamic interrelation between informal work and poverty, I use Korea Welfare Panel Study 2005-2009. About 3/4 of the working poor is not registered for the mandatory social insurance. Results from simultaneous equation probit estimation show that informal work significantly increases the likelihood of household poverty while correcting for the simultaneity of informal work and household poverty. In terms of dynamic perspective, the informal work also increases the likelihood of persistent or repeat poverty. Even after heterogeneity and initial conditions are controlled, more than half of informal employment remained in informal work after a year. The finding that the persistence of informal work is due to state dependence highlights the need for encompassing policies to promote formal work.

Key words: informal work, working poor, state dependence, incentive policies

◆ 2011.12.05. 접수 / 2012.01.09. 1차 수정 / 2012.01.20. 게재 확정

* Senior economist, Korea Labor Institute (lbh@kli.re.kr)