

시간 빈곤 진입·탈출 요인 분석*

이 경 희**

I. 머리말

최근 들어 우리 사회에서는 ‘공정함’이 매우 중요한 가치로 부각되고 있으며, 이에 따라 다양한 형태의 ‘격차’나 ‘불평등’의 만연·고착화를 우려하는 목소리가 커지고 있다. 우리나라는 세계 유례없이 빠른 산업화 과정을 거치면서 ‘모두가 빈곤’한 상태에서는 벗어났지만 직업·소득·자산 이동성의 감소 등으로 부의 편중과 양극화, 경제사회적 불평등이 심화되는 부작용을 겪고 있기 때문인 것으로 보인다. 이러한 ‘격차 사회’ 속에서도 ‘시간’은 누구에게나 공평하게 주어진 것으로, 격차나 불평등과는 관계가 없을 것으로 보인다. 하지만 ‘타임푸어(time-poor)’라는 용어가 등장하고 이와 관련된 사례나 자료들이 축적되면서 이루어진 보도나 연구 결과들을 보면, 시간 배분·사용에 있어서도 다양한 개인 및 가구 특성에 따른 차이가 나타나고 따라서 격차나 불평등으로부터 자유롭지 못하다는 것을 알 수 있다.

특히 우리나라의 경우, 스마트·디지털화, 장시간 노동, 가사 및 육아와의 이중부담 등으로 인해 ‘시간 빈곤’을 경험하는 비율과 정도가 심화되고 있는 시점이므로, 문제의식과 경각심을 가질 필요가 있다. 예를 들어, 2015년 6월 방영된 “추적60분”의 내용을 다룬 신문기사(2015. 6. 25)는, “대부분의 일하는 여성들은 결혼의 동반자인 남편의 도움을 전혀 받지 못한 채 가사, 육아의 책임을 전담하고 있느라 ‘시간 빈곤’에 시달리고 있는 형편”이라고 보도하고 있다. 또한 취업 관련 기관의 설문조사 결과를 인용한 기사(2016. 1. 4)를 보면, 직장인뿐만 아니라 대학생들도 시간 빈곤을 경험하는 것으로 나타났다. 그럼에도 불구하고, 아직까지 ‘시간 빈곤’에 대한 인식 부족, 측정 및 자료수집의 어려움 등으로 인해 국내 연구는 미흡한 상황이다.1) 이에

* 이 글은 이경희·김근주(2018), 『시간 빈곤(Time-Poor)에 관한 연구』 제3장의 일부를 발췌하여 수정·보완한 것이다.

** 한국노동연구원 선임연구위원(kheelee@kli.re.kr).

1) 시간 빈곤의 정의 및 측정방법, 시간 빈곤의 결정요인에 관한 선행연구들에 대해서는 이경희·김근주(2018)

본고에서는 개인수준의 패널자료인 한국노동패널조사 시간사용 자료를 이용하여 시간 빈곤 진입·탈출의 결정요인을 분석함으로써,²⁾ 시간 빈곤 취약계층을 파악하고 이들의 시간 빈곤 완화를 위한 시사점을 제공하고자 한다.

II. 분석 자료 및 방법

1. 분석 자료와 시간 빈곤의 정의

본 연구에서는 실증분석을 위해 개인 및 가구수준에서 조사된 한국노동패널조사(Korean Labor & Income Panel Study, 이하 KLIPS)의 자료를 사용하였다. KLIPS에서는 매년 정기적인 조사항목 이외에도 다양한 부가조사를 실시하는데, 본 연구에서는 7차와 17차 부가조사에 포함된 개인의 시간사용에 대한 설문결과를 사용하여 시간 빈곤을 분석하였다. 시간 빈곤 여부는 각각의 부가조사에서 주간 자유시간을 산출한 뒤, 중위수의 70%를 기준으로 설정하였다. 다만, 7차 부가조사와 17차 부가조사의 표본 및 설문조사 문항 구성이 상이하므로, 자유시간 응답에 체계적인 차이가 존재한다는 한계점이 있다. 이에 따라 7차와 17차 부가조사에서 각각의 시간 빈곤 기준을 설정하였으며, 개인의 주간 자유시간이 중위수의 70% 미만인 경우를 시간 빈곤으로 정의하였다.³⁾

자유시간은 1주일을 기준으로, 개인의 전체 시간에서 노동시간(근로 및 가사노동 시간), 인간생활유지에 필수적인 수면 및 개인관리시간을 차감하여 정의하였다.⁴⁾ 다만, 7차와 17차 부가조사 간의 차이가 있어 17차 조사의 경우 성향점수매칭(Propensity Score Matching, PSM)을 통해 주중 및 주말 자료를 생성하였다.

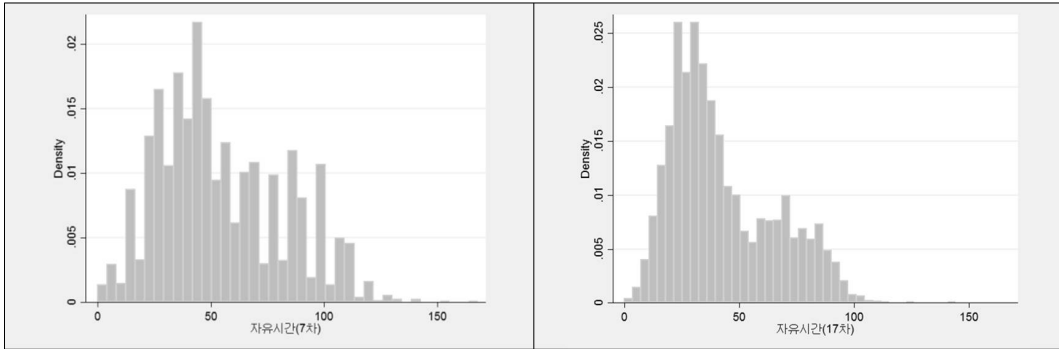
7차 부가조사는 평일과 주말의 평균적인 시간사용에 대해 모두 설문한 반면, 17차 부가조사의 경우 조사 당일을 기준으로 어제의 시간사용에 대하여만 설문하였다. 즉, 17차 부가조사는 개인의 주중 1일에 대한 시간 사용 정보만을 제공하고 있다. 주중과 주말의 시간 사용 패턴이 체계적 차이를 보이는 점을 고려하면, 1일의 시간 사용 정보만을 가지고 7일의 시간사용을 유

제3장 1절을 참조하기 바란다.

- 2) 본 연구는 국내자료를 이용하여 시간 빈곤의 진입과 탈출에 대한 생존분석을 시도한 최초의 연구라는 점에서 차별성과 의의를 가진다.
- 3) 시간 빈곤의 기준을 중위수의 60% 또는 50%로 바꿀 경우에도 분석의 질적 결과는 달라지지 않았다.
- 4) 근로시간에는 일자리와 관련된 주된 취업활동 시간(통근 시간 포함)과 부업 시간이 포함되며, 가사노동시간에는 자녀 또는 자녀 외 가족 돌보기 시간, 가사활동 시간이 포함된다. 자세한 활동시간 구분은 이경희·김근주(2018) [부록 2]를 참조하기 바란다.

추하는 것이 비합리적이라고 판단하여, 17차 부가조사의 경우 성향점수매칭(PSM)을 통해 관측되지 않은 주중 또는 주말의 대표적 1일의 자유시간을 추정하였다.⁵⁾

[그림 1] 자유시간의 분포



2. 분석 모형 및 방법

본 연구의 실증분석을 위해서는, 관측기간 내에 시간 빈곤 진입 또는 탈출 사건(event)이 발생하지 않은(관측기간 전체의 상태가 불변한) 표본이 다수 관측되는 점, 즉 우측절단(right censoring) 문제를 고려하여, 생존분석(survival analysis) 방법론을 이용하였다. 또한 시간 빈곤 진입 또는 탈출 시점을 비롯한 모든 분석 변수가 연속적으로 관찰되지 않아(연도별 변수) 이산 시간 위험모형(discrete time hazard model)을 적용하였다.

본 연구에서 사용한 이산형 해저드 함수는 다음의 식 (1)과 같이 표현될 수 있다. Jenkins(2005) 등이 지적한 추정상 편향 문제를 방지하기 위해 관찰되지 않는 개인효과 또는 이질성(unobserved individual heterogeneity or frailty)을 고려하여 모형을 구성하였다.⁶⁾

$$h_i(t_j, X_{i,j}) = 1 - \exp[-\exp(\beta' X_{i,j} + \gamma_j + v_i)] \quad (1)$$

여기에서 $h_i(t_j, X_{i,j})$ 는 개인 i 의 위험률(hazard rate), 즉 $t-1$ 기까지 사건이 발생하지 않은 조건하에서 구간 $[t-1, t]$ 에 사건이 발생할 조건부 확률이며, v_i 는 관찰되지 않는 이질성을 나타

5) 성향점수매칭 과정에 대한 보다 구체적인 사항은 이경희 · 김근주(2018) 3장 2절 참조.

6) 기본적인 위험모형에서는 관찰되지 않는 개인효과 또는 이질성이 고려되지 않는데, Jenkins(2005) 등에 따르면 이러한 경우 기간의존성(γ_j)의 추정이 편향될 수 있는 문제점이 있다. 이러한 문제를 방지하기 위해 관찰되지 않는 이질성(u_i)이 평균이 0인 정규분포를 따른다고 가정하고 이를 모형에 포함한 'frailty' 위험 모형을 설정하였다. 다만, 실제 추정 시에는, 시간 빈곤 변수가 7차와 17차, 10년 간격의 2개 연도에 대해서만 존재하기 때문에 시간 빈곤의 기간의존성을 나타내는 γ_j 는 포함하지 못하였다.

낸다. 이를 보 로그-로그 형태로 표현하면 식 (2)와 같다.)

$$\log(-\log[1 - h(t_j, X_{i,j} | v_i)]) = \beta' X_{i,j} + \gamma_j + u_i \quad (2)$$

위 식에서 γ_j 는 기본 해저드를 나타내며, $u_i = \log(v_i)$ 이다. 추정모형의 종속변수는 시간 빈곤 진입 또는 탈출 여부 더미변수이며, 독립변수들은 X 로 표현된다. 독립변수에는 개인 특성을 나타내는 학력(대졸 이상 여부), 연령(연령대별 더미), 직종(전문직 여부), 시간당임금, 업종(제조업 여부), 종사상지위(상용직/임시·일용직/자영업/무급가족종사/무직)가 포함되었다. 또한 가구 특성을 나타내는 기혼유배우 여부, 부모세대 동거 여부, 6세 이하 자녀 수가 포함되었으며, 연도별 효과 포착을 위해 17차 연도 더미가 포함되었다.

3. 기초통계 - 자유시간 및 시간 빈곤

연구의 분석 표본은 7차 및 17차 부가조사에서 시간사용에 대해 응답한 개인으로 설정하였다. 7차 부가조사와 17차 부가조사에서 각각 11,645명, 11,686명이 시간사용에 대해 응답하였는데, 시간 빈곤 진입·탈출의 결정요인을 살펴보기 위해 7차와 17차에서 모두 응답한 6,063명을 기본 표본으로 사용하였으며, 재학 중인 학생은 표본에서 제외하였다.

가. 자유시간

7차 부가조사의 주당 평균 자유시간은 55시간이었으나, 17차에서는 43시간으로 감소한 것으

〈표 1〉 자유시간의 기초통계

	7차 부가조사(2004년)				17차 부가조사(2014년)*			
	전체 표본		분석 표본		전체 표본		분석 표본	
평균	54.6		49.8		43.1		42.7	
중간 값	48.0		45.0		36.9		36.5	
표준편차	28.6		25.1		22.7		22.3	
	비취업자	취업자	상용근로자	자영업자	비취업자	취업자	상용근로자	자영업자
평균	72.3	38.6	40.7	36.5	66.2	31.1	31.4	30.2
중간 값	76.0	38.0	40.0	35.0	67.0	29.4	30.3	29.1
표준편차	24.4	16.4	15.4	16.9	17.9	13.3	13.0	12.4

주: * 본 표의 17차 부가조사는 PSM을 통해 얻은 수치임.

7) 개인의 위험률에서 보 로그-로그 형태로 전환하는 과정 등, 이산시간 위험모형에 관한 상세한 설명은 이경희(2013) 또는 이경희 외(2014)의 해당 부분을 참고하기 바란다.

로 나타났다.⁸⁾ 자유시간 중간 값의 70%(시간 빈곤 기준선)는 7차와 17차에서 각각 34시간과 26시간인데, 이는 각각의 제1사분위수와 유사한 수준이다. 취업자 중 자영업자의 경우 근로시간이 상용근로자 대비 길고 자유시간은 짧지만 17차에서는 그 격차가 7차 대비 감소하는 모습을 보였다.

나. 시간 빈곤

<표 2>는 시간 빈곤 여부에 대한 성별 기초통계 값(평균 및 표준편차)을 제시하고 있다. 우선, 전체 표본의 27.3%가 시간 빈곤을 경험하고 있는 것으로 조사되었으며, 남성의 24.7%, 여성의 29.6%가 시간 빈곤에 해당하여 성별 차이가 존재하는 것으로 분석되었다. 특히 맞벌이의 경우 여성 맞벌이 표본의 55.1%가 시간 빈곤에 해당하여 남성(30.5%) 대비 시간 빈곤이 심각한 것으로 나타났는데, 이는 비대칭적 가사분담률 등에 기인한 것으로 보인다.

<표 2> 전체 및 성별 시간 빈곤 기초통계

	전 체		남 성		여 성	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
시간 빈곤*	0.273	0.446	0.247	0.431	0.296	0.456
N	12,126		5,706		6,420	

주: * 시간 빈곤일 경우 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수.

한편, <표 3>을 통해 시간에 따른 변화를 살펴보면, 남녀 모두에서 2004년과 2014년 사이 시간 빈곤 비중이 감소하는 경향을 보인다. 구체적으로, 남성 시간 빈곤자 비중은 25.8%(7차)에서 23.7%(17차)로 2.1%p 감소하였으며, 여성 시간 빈곤자는 동 기간 32.3%에서 26.8%로 5.5%p 감소하였다. 이러한 변화는 고정표본 특성상 개인 및 가구 특성이 7차와 17차에서 부분적으로 변화한 것에 기인할 가능성이 있음에 유의해야 한다. 예를 들어, 남성의 경우 혼인과

<표 3> 성별 및 차수별 시간 빈곤 기초통계

	남 성				여 성			
	7차(2004년)		17차(2014년)		7차(2004년)		17차(2014년)	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
시간 빈곤*	0.258	0.437	0.237	0.425	0.323	0.468	0.268	0.443
N	2,853		2,853		3,210		3,210	

주: * 시간 빈곤일 경우 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수.

8) 이에 대한 원인은 실제 자유시간의 감소뿐만 아니라 앞서 설명한 조사문항의 차이에서도 찾을 수 있다.

분가 등으로 인해 기혼유배우 비중은 76.4%에서 83.5%로 증가하였으며, 부모세대 동거 비중은 23.7%에서 9.9%로 감소하였다. 반면, 여성의 경우에는 기혼유배우 비중이 78%에서 79.8%로 소폭 증가하였으며,⁹⁾ 부모세대 동거 비중은 19.3%에서 6.7%로 감소하였다.

Ⅲ. 분석 결과

본 연구에서는 시간 빈곤 진입과 탈출에 영향을 미치는 요인을 분석하기 위해 시간 빈곤 진입 또는 탈출을 특정사건으로 하는 생존분석을 실시하였다. 우선 시간 빈곤으로의 진입을 특정사건으로 정의할 경우, 자료의 한계로 인해 다음과 같은 방법으로 기초자료를 설정하였다. 먼저 7차 조사 이전까지 모든 표본이 시간 비빈곤 상태였다고 가정하고, ① 7차 조사에서 시간 빈곤으로 나타난 표본은 특정사건이 발생한 것으로 간주하여 7차 정보만 사용하고,¹⁰⁾ ② 7차 조사에서 시간 비빈곤으로 나타난 표본은 17차에서의 특정사건(시간 빈곤) 발생여부 정보를 사용하였다. 반대로, 시간 빈곤 탈출을 특정사건으로 하는 분석을 수행하기 위해서는, 7차 조사 이전까지 모든 표본에 대해 시간 빈곤 상태를 가정하고, ① 7차에서 시간 빈곤으로부터 탈출한 표본(시간 비빈곤 표본)은 특정사건이 발생한 것으로 간주하여 7차 정보만 사용하고, ② 7차 조사에서 시간 빈곤으로 나타난 표본은 17차에서의 특정사건(시간 빈곤 탈출 또는 시간 비빈곤) 발생여부를 파악하였다. 이와 같은 방법을 통해 3기에 걸친 이산시간 위험모형의 추정이 가능하다.

1. 시간 빈곤 진입 요인

생존분석 결과, 부모세대 동거, 비취업(무직), 대졸 학력, 고령 등은 남녀 공히 시간 빈곤 진입을 막는 요소로 작용하며, 여성은 기혼 유배우자이거나 어린 자녀가 있는 경우 시간 빈곤 진입 가능성이 급증하는 것으로 나타났다. 좀 더 구체적으로 살펴보면, 기혼 유배우인 경우 여성은 시간 빈곤 진입 가능성이 유의하게 증가하는 반면, 남성은 통계적으로 유의하지 않은 음의 결과가 도출되어 대조를 이루었다. 6세 이하 자녀 수는 예상대로 성별에 상관없이 시간 빈곤 진입 가능성을 높이는 것으로 나타났으며, 특히 여성의 경우 그 효과가 훨씬 크게 추정되었

9) 여성은 혼인으로 인해 분가한 경우 추적조사 성공비율이 상대적으로 낮고, 수명이 상대적으로 길기 때문인 것으로 판단된다.

10) 따라서 본 연구에서는 반복사건은 고려되지 않는다.

다. 한편, 부모세대 동거와 대학졸업 학력은 남녀 모두에서 시간 빈곤 진입 가능성을 낮추는 것으로 분석되었는데, 부모세대 동거는 여성에서, 대출 학력은 남성에서 그 효과가 더 큰 것으로 분석되었다. 나이 또는 생애주기와의 관계를 보면, 모든 연령대에서 기준 연령대인 40대 대비 시간 빈곤 진입 가능성이 낮은 경향을 보이는데, 특히 65세 이상 고령층에서 남녀 공히 시간 빈곤 진입 가능성이 유의하게 급감하는 양상을 보인다. 이러한 결과는 6세 이하 미취학 자녀가 있는 40대 기혼(유배우) 취업 여성이 시간 빈곤에 가장 취약함을 시사한다.

〈표 4〉 시간 빈곤 진입 : 이산시간 위험모형 추정결과

	남 성		여 성	
	계수 값(β)	표준오차	계수 값(β)	표준오차
기혼 유배우	-0.0641	0.1050	0.3656***	0.0948
부모세대 동거	-0.2747***	0.1033	-0.3318***	0.1150
6세 이하 자녀수	0.1716***	0.0654	0.6635***	0.0815
시간당임금	-0.0017	0.0071	-0.0612***	0.0178
전문직	-0.3975***	0.1280	-0.1880	0.1380
제조업	-0.2625***	0.0820	0.1571	0.0981
임시, 일용근로자	-0.0961	0.1008	-0.0543	0.0946
종업원이 없는 자영업자	0.0758	0.0994	0.1911	0.1251
종업원이 있는 자영업자	0.1180	0.0903	0.5021***	0.1502
무급가족종사자	-0.2647	0.4614	0.2188	0.1792
무직자	-3.8416***	0.4195	-2.6165***	0.1448
대출	-0.6362***	0.1075	-0.2133**	0.1055
연령 15~19세	0.3668	0.6141	-1.1968	1.0419
연령 20~29세	-0.0664	0.1546	-0.5882***	0.1439
연령 30~39세	-0.1073	0.0947	-0.0626	0.0953
연령 50~59세	-0.1537*	0.0841	-0.0226	0.0895
연령 60~64세	-0.1944	0.1268	-0.2328	0.1431
연령 65세 이상	-0.4769***	0.1773	-0.5265***	0.1870
17차 더미	-0.1306	0.1097	-0.3055***	0.0786
N	4,869		5,037	
Log likelihood	-2,347.9165		-2,163.6281	

주 : *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

전문직과 시간당 임금 또한 시간 빈곤의 진입에 음(-)의 효과를 가지는 것으로 보이나, 전문직은 남성의 경우에만 통계적으로 유의하며, 반대로 시간당 임금은 여성의 경우에만 통계적으로 유의하였다. 남성은 제조업에 종사할 경우에도 시간 빈곤 진입 가능성이 유의하게 감소하지

만 여성의 경우에는 그러한 효과가 나타나지 않았다. 한편, 여성의 경우 종업원이 있는 자영업자의 시간 빈곤 진입 가능성이 상대적으로 높은 것으로 추정되었는데, 종업원에는 무급가족종사자도 포함되며 역인과관계의 가능성도 존재하므로 해석에 유의할 필요가 있다.

〈표 5〉 시간 빈곤 진입 : 한계효과

	남 성		여 성	
	한계효과 추정치	표준오차	한계효과 추정치	표준오차
기혼 유배우	-0.0090	0.0149	0.0537***	0.0130
부모세대 동거	-0.0353***	0.0126	-0.0481***	0.0152
6세 이하 자녀수	0.0237***	0.0092	0.1047***	0.0125
시간당임금	-0.0002	0.0010	-0.0097***	0.0028
전문직	-0.0483***	0.0141	-0.0279	0.0193
제조업	-0.0340***	0.0103	0.0260	0.0170
임시, 일용근로자	-0.0129	0.0131	-0.0084	0.0145
종업원이 없는 자영업자	0.0107	0.0144	0.0320	0.0222
종업원이 있는 자영업자	0.0169	0.0134	0.0934***	0.0322
무급가족종사자	-0.0328	0.0512	0.0372	0.0327
무직자	-0.2638***	0.0121	-0.4618***	0.0195
대졸	-0.0774***	0.0132	-0.0319**	0.0149
연령 15~19세	0.0587	0.1127	-0.1222**	0.0613
연령 20~29세	-0.0090	0.0204	-0.0785***	0.0162
연령 30~39세	-0.0145	0.0125	-0.0098	0.0147
연령 50~59세	-0.0205*	0.0109	-0.0036	0.0140
연령 60~64세	-0.0252	0.0154	-0.0343*	0.0196
연령 65세 이상	-0.0560***	0.0180	-0.0709***	0.0211
17차 더미	-0.0179	0.0147	-0.0475***	0.0121
N	4,869		5,037	

주 : 1) 관심변수를 제외한 나머지 변수는 평균에 고정시킨 후 <표 4>의 추정결과를 이용하여 한계효과 계산.

2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2. 시간 빈곤 탈출 요인

시간 빈곤 탈출 분석결과는 시간 빈곤 진입 결과와 전체적으로 대칭을 이루었다. 부모세대 동거, 비취업(무직), 대졸 학력, 고령 등은 시간 빈곤 탈출에 도움을 주는 반면, 결혼과 어린 자녀는 시간 빈곤 탈출을 저해하는 것으로 추정되었다. 구체적으로, 여성은 남성과 달리 기혼 유배우자인 경우 시간 빈곤 탈출 가능성이 유의하게 낮은 것으로 나타났다. 6세 이하 자녀 수

는 성별에 관계없이 시간 빈곤 탈출 가능성을 낮추는(-) 효과를 보인 반면, 부모세대 동거는 남녀 공히 시간 빈곤 탈출에 통계적으로 유의한 정(+)의 영향을 보였다. 두 변수 모두 여성에게 미치는 효과가 훨씬 크게 추정되었다. 연령대별 효과를 보면, 기준연령대인 40대 대비 여타 연령대의 시간 빈곤 탈출 가능성이 높은 경향을 보이며, 65세 이상으로 나이가 들 경우 그 가능성이 현격히 증가하는 것으로 나타났다. 한편, 전문직은 남성에만 시간 빈곤 탈출에 유의미한 정(+)의 영향을, 시간당 임금은 여성에만 유의미한 정(+)의 영향을 미쳐 역시 시간 빈곤 진입과 대칭적 결과를 보였으며, 자영업자의 시간 빈곤 탈출이 상용근로자 대비 어려운 것으로 나타났다.11)

〈표 6〉 시간 빈곤 탈출 : 이산시간 위험모형 추정결과

	남 성		여 성	
	계수 값(β)	표준오차	계수 값(β)	표준오차
기혼 유배우	0.1373	0.0876	-0.3299***	0.0670
부모세대 동거	0.1838**	0.0825	0.3257***	0.0770
6세 이하 자녀수	-0.1067*	0.0580	-0.4335***	0.0542
시간당임금	0.0066	0.0045	0.0299***	0.0110
전문직	0.2666***	0.1026	0.0503	0.1165
제조업	0.2448***	0.0724	-0.0646	0.0911
임시, 일용근로자	0.0852	0.0852	-0.0551	0.0875
종업원이 없는 자영업자	-0.1459*	0.0869	-0.1928*	0.1150
종업원이 있는 자영업자	-0.2060**	0.0800	-0.5234***	0.1558
무급가족종사자	-0.4310	0.5037	-0.4045**	0.1859
무직자	1.7668***	0.3133	1.5945***	0.0768
대졸	0.4745***	0.0982	0.1522**	0.0761
연령 15~19세	-0.0624	0.4591	0.6692	0.5128
연령 20~29세	0.1232	0.1191	0.3413***	0.0907
연령 30~39세	0.0693	0.0786	0.1304*	0.0759
연령 50~59세	0.2133***	0.0731	-0.0459	0.0689
연령 60~64세	0.0692	0.1130	0.1730*	0.0955
연령 65세 이상	0.4437***	0.1716	0.4502***	0.1527
17차 더미	0.1276	0.1840	0.2450***	0.0651
N	3,488		3,909	
Log likelihood	-1,771.6584		-1,802.2519	

주 : *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

11) 단, 시간 빈곤 진입 분석에서 자영업 변수는 종업원이 있는 여성의 경우에만 유의하였다.

〈표 7〉 시간 빈곤 탈출 : 한계효과

	남 성		여 성	
	한계효과 추정치	표준오차	한계효과 추정치	표준오차
기혼 유배우	0.0405	0.0256	-0.1124***	0.0413
부모세대 동거	0.0513**	0.0215	0.1099***	0.0422
6세 이하 자녀수	-0.0308*	0.0166	-0.1534***	0.0512
시간당임금	0.0019	0.0013	0.0106**	0.0049
전문직	0.0715***	0.0236	0.0177	0.0409
제조업	0.0673***	0.0175	-0.0230	0.0334
임시, 일용근로자	0.0241	0.0234	-0.0196	0.0319
종업원이 없는 자영업자	-0.0435*	0.0262	-0.0696	0.0468
종업원이 있는 자영업자	-0.0619**	0.0241	-0.1902***	0.0630
무급가족종사자	-0.1368	0.1680	-0.1473*	0.0787
무직자	0.2877***	0.0150	0.4970***	0.1240
대졸	0.1236***	0.0178	0.0528*	0.0306
연령 15~19세	-0.0184	0.1375	0.1933*	0.1049
연령 20~29세	0.0345	0.0315	0.1144**	0.0457
연령 30~39세	0.0198	0.0220	0.0456	0.0297
연령 50~59세	0.0593***	0.0194	-0.0163	0.0250
연령 60~64세	0.0196	0.0309	0.0596	0.0369
연령 65세 이상	0.1097***	0.0337	0.1438**	0.0606
17차 더미	0.0360	0.0455	0.0848**	0.0343
N	3,488		3,909	

주 : 1) 관심변수를 제외한 나머지 변수는 평균에 고정시킨 후 <표 6>의 추정결과를 이용하여 한계효과 계산.

2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

IV. 맺음말

본 연구에서는 최근 사회적 문제로 대두되고 있는 일·생활 균형 및 삶의 질과 관련하여 개인의 시간 빈곤 진입 및 탈출에 영향을 미치는 요인들이 무엇인지 분석하였다. 분석 자료는 한국노동패널조사의 7차 및 17차 부가조사 자료를 사용하였으며, 분석 방법은 이산시간 위험 모형을 이용하였다. 주된 관심변수인 시간 빈곤의 기준선은 분석 대상 표본 자유시간 중간 값

의 70%로 설정하였다. 주요 분석결과는 다음과 같이 요약할 수 있다.

우선, 시간 빈곤 여부를 판단하는 기준이 되는 자유시간을 분석한 결과를 보면, 7차 부가조사에서 평균적인 개인은 주당 54.6시간의 자유시간을 가진 것으로 보고되나, 시간 빈곤자의 경우에는 평균적으로 33.6시간 미만의 자유시간을 활용하는 것으로 나타났다. 17차의 경우 전체 평균 자유시간은 43.1시간, 시간 빈곤자는 25.8시간으로 그 (비율)격차가 7차와 유사하였다. 취업여부별로는 비취업자의 자유시간이 압도적으로 길었으며, 취업자 중에서는 상용근로자의 자유시간이 자영업자 대비 길었으나 17차 조사에서는 그 격차가 7차 대비 감소하였다.

다음으로, 우측절단 문제를 고려하여 시간 빈곤 진입과 탈출 요인을 생존분석 모형으로 분석한 결과를 보면, 부모세대 동거, 대졸 학력, 고령 등은 남녀 모두 시간 빈곤 진입을 막는 요소로, 6세 이하 자녀 수와 취업은 진입확률 증대 요인으로 작용하는 것으로 나타났다. 특히, 여성은 기혼 유배우자이거나 어린 자녀가 있는 경우, 그리고 시간당임금이 낮을수록, 시간 빈곤 진입 확률이 급증하는 양상을 보였다. 남성의 경우에는 여성과는 달리 전문직이거나 제조업에 종사할 경우에도 시간 빈곤 진입 확률이 감소하는 것으로 나타났다. 시간 빈곤 탈출은 진입과 대척적인 결과를 보였으며, 이러한 생존분석 결과는 시간 빈곤의 결정요인에 대한 패널 프로빗 분석결과와도 부합하는 결과를 보였다.¹²⁾

이러한 결과는 6세 이하 미취학 자녀가 있는 40대 기혼(유배우) 취업 여성이 시간 빈곤에 가장 취약할 가능성이 높으며, 여성의 시간 빈곤은 소득빈곤 위험과 관련이 깊을 수 있음을 시사한다. 따라서 국민 삶의 질 향상을 위해서는, 시간 빈곤 취약층에 대한 다방면 - 예. 보육, 교육, 노동, 복지 등 - 의 제도적 지원과 정책적 개선을 비롯하여 가사분담에 대한 성별 격차를 해소하려는 전 사회적 노력이 필요할 것으로 보인다. **KLI**

[참고문헌]

- 미디어스(2015. 6. 25), 「'추적60분 - 시간 빈곤, 엄마의 시간은 어디로 갔을까?' 숨겨진 엄마들의 '가난'을 찾아낸다」.
- 이경희(2013), 『문화적 차이가 이혼에 미치는 영향- 가사분담공평성의 매개효과를 중심으로』, 한국노동연구원.
- 이경희·김기선·박문수(2014), 『글로벌 아웃소싱의 노동시장 효과- 직업안정성을 중심으로』, 한국노동연구원.

12) 패널 프로빗 모형을 이용한 시간 빈곤 결정요인 분석결과는 이경희·김근주(2018) 제3장 제3절 참조.

이경희·김근주(2018), 『시간 빈곤(Time-Poor)에 관한 연구』, 한국노동연구원.
위클리서울(2016.1.4), 「슈퍼맨 요구하는 사회, ‘시간 빈곤자’ 만든다」.

Jenkins, S.(2005), “Survival Analysis”, Unpublished Manuscript, Institute for Social and Economic Research, University of Essex, Colchester, UK.