인구집단별 비정규직 비중과 코로나19 위기의 영향*

황 선 웅**

이 글은 비정규직 비중이 높은 인구집단에서 코로나 위기 발생 후 취업률, 신규 입직률, 임금, 노동시간이 큰 폭으로 하락했고, 비자발적 이직률과 일시휴직률이 큰 폭으로 상승했음을 보인다. 위기 전에도 임금 수준이 낮았던 비정규직 비중 상위 집단과 임금 수준이 상대적으로 높았던 비정규직 비중 하위 집단 간 임금격차가 확대되면서 임금노동자 전체 소득 불평등이 증대되었다. 특히, 코로나 위기로 실직한 이들의 소득 감소분까지 고려하면 현재 일자리가 있는 이들의 임금 자료를 이용할 때보다 소득 불평등 확대 폭이 두 배 정도 크게 추정된다.

Ⅰ. 머리말

우리나라 노동시장의 주요 특징 중 하나는 경제 충격에 따른 고용 및 임금 조정 양상이 임금노동자의 고용형태에 따라 매우 다르다는 것이다. 이 글은 2020년 코로나19 충격이 정규직과 비정규직에 미친 영향을 실증적으로 분석한다.

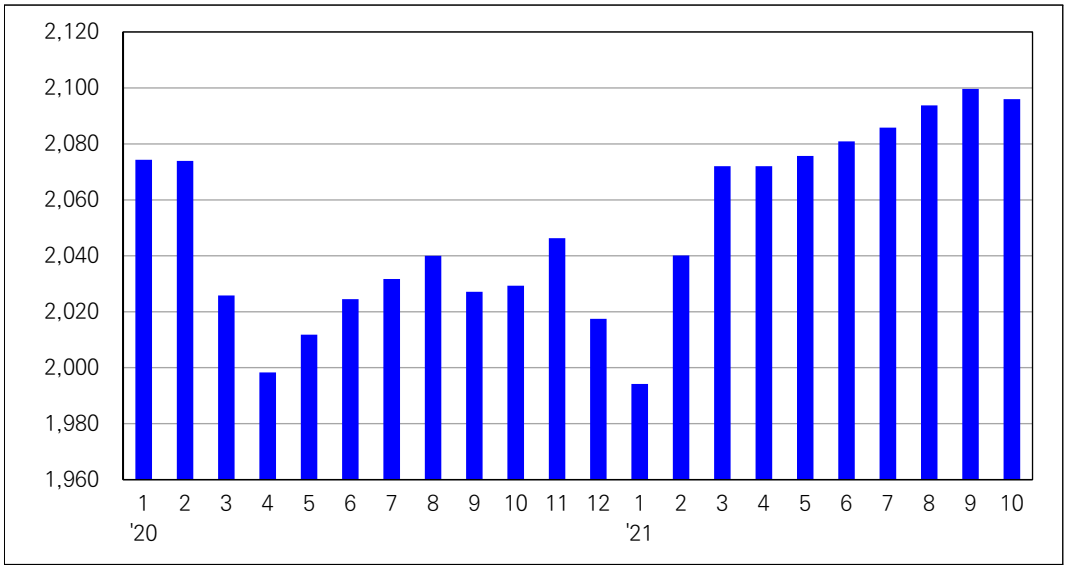
우리나라의 일반적 고용·노동 통계 자료로는 본 연구의 주제를 다루는 데 상당한 제약이 있다. 첫째, 통계청의 「경제활동인구조사」와 「지역별 고용조사」, 고용노동부의 「사업체노동력조사」는 임금노동자의 종사상 지위를 상용/임시/일용직으로만 구분하고, 정규직과 비정규직 여부는 조사하지 않기 때문이다.[1] 둘째, 통계청의 「경제활동인구조사 근로형태별 부가조사」와 고용노동부의 「고용형태별 근로실태조사」를 이용하면 응답자의 정규직 또는 비정규직 여부를

* 이 글은 장인성 외(2021), 『코로나19 감염 확산이 고용에 미친 영향』의 제10장 주요 내용을 요약·정리한 것이다.
** 부경대학교 경제학과 부교수(shwang@kpknu.ac.kr).
1) 상용직, 임시직, 일용직은 고용계약 기간에 따라 1년 이상, 1년 미만 1개월 이상, 1개월 미만인 경우로 정의된다. 상용직 중에도 예컨대 고용계약 기간 1년 이상 비정규직 노동자가 상당수 존재하기 때문에 종사상 지위에 대한 정보만으로는 정규직·비정규직 여부를 정확히 알 수 없다.

파악할 수 있지만, 이들 두 자료는 코로나19 확산 후 고용 감소 폭이 가장 컸던 시점이 아니라 그로부터 어느 정도 지난 시점의 정보만 제공한다는 한계가 있다. [그림 1]에서 볼 수 있듯이, 우리나라의 계절효과조정 임금노동자 수는 2020년 3월과 4월 두 달간 약 76만 명 감소했는데, 통계청의 「경제활동인구조사 근로형태별 부가조사」는 8월 기준, 고용노동부의 「고용형태별 근로실태조사」는 6월 기준 자료만 제공한다. [그림 2]를 보면, 통계청 「경제활동인구조사 근로형태별 부가조사」의 비정규직 비율은 2019년과 2020년에 36.4%와 36.3%로 큰 변화가 없는데, 이를 근거로 코로나19의 영향이 정규직과 비정규직 간에 큰 차이가 없었다고 결론짓기는 어려울 것이다. 2020년 3~4월의 고용 영향을 반영한 분석이 필요하다.

[그림 1] 임금노동자 수 추이, 2020.01~2021.10

(단위 : 만 명)



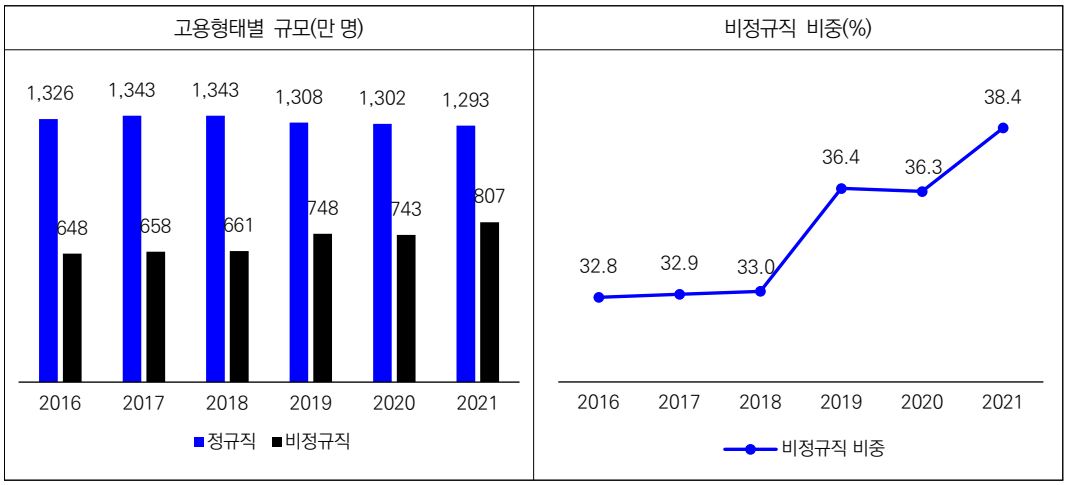
자료 : 통계청, 「경제활동인구조사」.

상술한 횡단면 자료들은 일자리를 상실한 비정규직의 임금 손실은 조사하지 않고 일자리를 유지한 비정규직의 임금 수준만 조사하므로 코로나19 위기가 비정규직의 임금에 미친 종합적 영향도 과소평가할 가능성이 있다. 비정규직 중에서도 저임금 노동자의 실직이 크게 늘어 전체 비정규직 내 비중이 줄어들면 비정규직 평균임금이 상승할 수 있기 때문이다. 실제로, [그림 3]에 제시된 「고용형태별 근로실태조사」 2020년 6월 기준 조사결과를 보면, 비정규직(-3.0%)의 시간당 임금 하락률이 정규직(-6.6%)보다 작았는데, 이는 상당 부분 노동력 구성 효과(composition effect)가 반영된 결과일 가능성이 크다.

이 글은 기존 고용·노동 통계 자료의 한계를 극복하기 위해 고용노동부 「고용형태별 근로실

태조사」 자료와 통계청 「지역별 고용조사」 자료를 연계하여 인구집단별 코로나19 발생 전 비정규직 비중과 코로나19 전후 고용·노동조건 변화 간의 관계를 추정한다. 「지역별 고용조사」는 매년 4월과 10월의 경제활동 정보를 수집하기 때문에, 코로나19 발생 후 고용 감소 폭이 가장 컸던 2020년 4월 상황을 반영할 수 있다는 장점이 있다. 동 자료의 또 다른 장점 중 하나는 매 시점 응답자 수가 35만~40만 명에 달하는 등 표본 규모가 상당히 크다는 점이다. 이 글은 Firpo et al.(2009)의 재중심 영향함수 접근법을 이용하여 코로나19로 인한 정규직과 비정규직 간 임금격차 변화가 임금분포 전체 불평등도(지니계수)에 미친 영향도 추정한다.

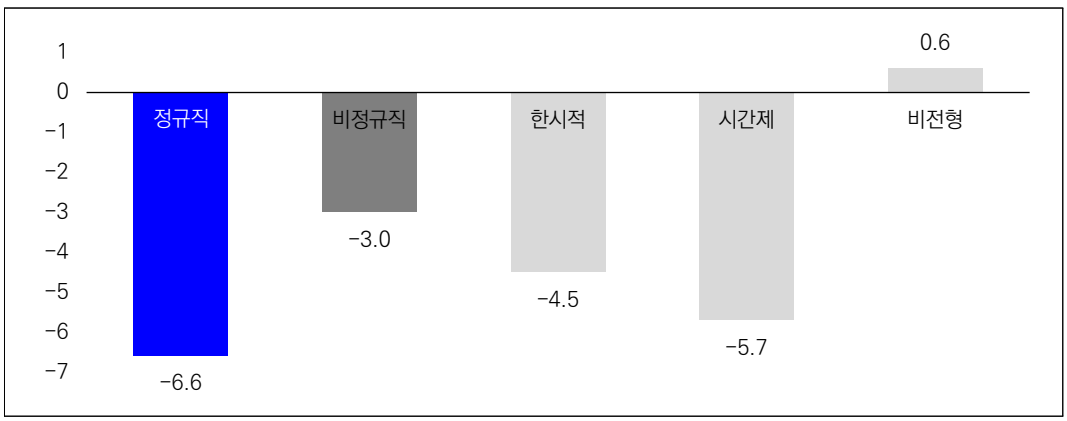
[그림 2] 고용형태별 취업자 수와 비정규직 임금노동자 비중 추이



자료: 통계청, 「경제활동인구조사 근로형태별 부가조사」.

[그림 3] 고용형태별 2020년 시간당 임금 증가율

(단위 : %)



자료 : 고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사」.

Ⅱ. 분석 방법과 자료

1. 분석 방법

코로나19가 정규직보다 비정규직의 고용 · 노동조건에 더 큰 영향을 미쳤다면, 코로나19 위기 전 비정규직 취업 비중이 높은 인구집단에서 코로나19 위기 후 고용 · 노동조건이 더욱 악화했을 것이다. 본 연구는 이러한 가정에 근거해 코로나19 영향의 집단 간 차이를 추정한다. 표본 기간은 2017년 상반기(4월)부터 2020년 하반기(10월)까지이며, 2017~19년을 처치 전 기간(pre-treatment period), 2020년을 처치 후 기간(post-treatment period)으로 구분한다.

집단별 처치 강도(treatment intensity) 변수로는 인구집단별 2017~19년 평균 비정규직 비율을 이용한다. 코로나19는 모든 집단에 영향을 미친 공통 충격이므로 통상적인 이중 차분 모형처럼 처치집단과 통제집단을 0 또는 1의 이항 변수로 구분할 수 없다. 본 연구는 연속적 변수인 비정규직 비율을 집단별 처치 강도로 정의해 해당 비율이 높은 집단과 낮은 집단 간의 성과 변화 차이를 분석한다. 처치 강도는 통상적인 이중 차분 모형처럼 처치(코로나19) 전 기간의 자료만을 이용해 계산한다.

인구집단은 성, 나이, 학력을 기준으로 총 72개 집단으로 구분한다. 나이는 20세 이상 64세 이하 인구를 5세 단위(20~24세, …, 60~64세)로 총 9개 집단으로 구분하고, 학력은 고졸 미만, 고졸, 전문대졸, 4년제 대졸 등 4개 집단으로 구분한다. 인구집단별 2017~19년 평균 비정규직 비율은 고용노동부의 「고용형태별 근로실태조사」를 이용해 계산하고, 해당 집단에 속한 각 개인의 2017년 상반기부터 2020년 하반기까지의 경제활동 정보는 통계청의 「지역별 고용조사」를 통해 파악한다.[2] 비정규직은 통계청 「경제활동인구조사 근로형태별 부가조사」와 마찬가지로 한시적, 시간제, 비전형 노동자로 구분한다.[3] 임금 자료는 소비자물가지수를 이용해 실질 변수로 변환한다.

회귀 모형은 코로나19와 무관한 추세적 영향을 통제하기 위해 다음과 같이 집단 특수 시간

2) 비정규직 비율 계산에 「경제활동인구조사 근로형태별 부가조사」 대신 「고용형태별 근로실태조사」를 이용한 이유는 표본 크기 때문이다. 「경제활동인구조사 근로형태별 부가조사」는 예컨대 2019년의 임금노동자 조사 대상자 수가 2만 5천여 명에 그치는 등 전체 표본 크기가 상대적으로 작아서 세부 인구집단별 비정규직 비율의 정확성이 낮다. 그에 비해 「고용형태별 근로실태조사」는 같은 해 임금노동자 조사 대상자 수가 약 98만 명에 달하는 등 표본 크기가 매우 커서 세부 집단별 통계도 정확성이 높다고 판단했다.

3) 한시적 노동자는 기간제와 비기간제 임시직, 비전형 노동자는 파견 · 용역 · 일일 · 재택/가내 · 특수고용 노동자를 포함한다.

추세를 포함한 이중 차분 모형을 이용한다.

$$Y_{it} = \delta(D_g \times P_t) + \phi D_g + \pi(D_g \times t) + \zeta_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

여기서, Y_{it}는 개인 i의 t 시점 임금노동 취업 여부, 최근 2개월 내 입·이직 여부, 일시휴직 여부, 임금수준과 노동시간 등을 나타낸다. D_g는 개인 i가 속한 인구집단 g의 2017~19년 임금노동자 중 비정규직 유형별 비중이며, P_t는 2020년에는 1, 2017~19년에는 0인 더미 변수이다. $(D_g \times P_t)$의 회귀계수 δ가 본 연구의 초점인 코로나19로 인한 집단 간 격차 변화를 나타낸다. t는 선형 시간 추세이고, ζ_t는 각 연도 4월과 10월에 해당하는 관측 시점 고정효과이다. 표준오차는 인구집단 및 관측 시점에 대한 양방향 클러스터 표준오차를 이용한다.

본 연구는 Firpo et al.(2009)의 재중심 영향함수(recentered influence function) 통상최소제곱법(RIF-OLS)을 이용해 코로나19로 인한 정규직과 비정규직 간 임금격차 변화가 지니계수(Gini coefficient)로 측정한 전반적 임금 불평등에 어떠한 영향을 미쳤는지도 분석한다. 이를 위한 회귀 모형은 다음과 같다.

$$RIF(Y_{it}; GINI_Y) = \delta(D_g \times P_t) + \phi D_g + \pi(D_g \times t) + \zeta_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

이 식은 우변의 형태는 일반적 이중 차분 선형 회귀 모형과 같고, 좌변의 종속변수만 지니계수의 재중심 영향함수를 이용한다는 특징이 있다. 지니계수의 재중심 영향함수는 각각의 임금 관측값 Y_{it}가 임금분포 전체로부터 계산되는 지니계수에 미치는 영향을 나타내며, 구체적으로 각각의 관측값 Y_{it}에 대해 다음과 같이 계산될 수 있다(Davies et al., 2017).

$$RIF(Y_{it}; GINI_Y) = 2\frac{Y_{it}}{\mu_Y} GINI_Y + 1 - \frac{Y_{it}}{\mu_Y} + \frac{2}{\mu_Y}\int_0^{Y_{it}} F_Y(z)dz \quad (3)$$

여기서, μ_Y, $GINI_Y$, F_Y는 각 연도 임금 관측값의 평균, 지니계수, 누적분포함수이다.

2. 기초통계

〈표 1〉은 본 연구의 회귀 분석에 이용된 자료의 기초통계를 보여준다. 전체 표본의 응답자 수는 203만 6천여 명이며, 2017~19년은 약 155만 명, 2020년은 약 48만 7천 명이다. (인구집단, 조사 시점) 셀당 관측치 수는 2017~19년이 5,684명, 2020년이 평균 5,364명이다. 참고로, 인구집단별 비정규직 비중 계산을 위해 이용한 「고용형태별 근로실태조사」 자료의 관측치 수는 총 2,793,511명이고, 셀당 관측치 수는 평균 38,799명이다.

〈표 1〉 기초통계량

	전 체		비정규직 비중 < 중윗값		비정규직 비중 ≥ 중윗값	
	2017~19	2020	2017~19	2020	2017~19	2020
관측치	1,549,550	486,553	772,553	245,441	776,997	241,112
셀당 관측치	5,684	5,364	4,760	4,405	6,602	6,340
남성	0.504	0.505	0.624	0.618	0.349	0.353
여성	0.496	0.495	0.376	0.382	0.651	0.647
고졸 미만	0.107	0.095	0.000	0.000	0.245	0.222
고졸	0.357	0.354	0.163	0.153	0.607	0.624
전문대졸	0.194	0.204	0.286	0.296	0.075	0.081
4년제 대졸	0.342	0.348	0.551	0.551	0.072	0.074
20~24세	0.087	0.084	0.048	0.046	0.138	0.135
25~29세	0.101	0.105	0.141	0.142	0.049	0.055
30~34세	0.098	0.096	0.132	0.129	0.055	0.052
35~39세	0.118	0.112	0.177	0.167	0.043	0.039
40~44세	0.116	0.113	0.161	0.160	0.057	0.050
45~49세	0.132	0.128	0.129	0.126	0.136	0.129
50~54세	0.123	0.127	0.124	0.131	0.121	0.121
55~59세	0.125	0.123	0.056	0.061	0.214	0.207
60~64세	0.100	0.112	0.031	0.038	0.188	0.211
임금노동 취업	0.550	0.542	0.618	0.611	0.463	0.449
이직, 전체	0.020	0.024	0.017	0.021	0.023	0.028
이직, 자발적	0.013	0.011	0.012	0.010	0.015	0.012
이직, 비자발적	0.007	0.013	0.006	0.011	0.008	0.016
입직	0.069	0.060	0.058	0.051	0.084	0.071
일시휴직	0.007	0.017	0.009	0.020	0.004	0.015
시간당 임금(원)	14,922	16,984	17,158	19,206	11,108	12,925
주당 노동시간	42.8	39.6	43.1	40.0	42.3	38.9
월 임금(만 원)	266.9	278.2	310.2	318.7	192.7	204.2

인구집단별 임금노동자 중 비정규직 비중의 중앙값은 31%이다. 여성, 저학력(고졸 미만~고졸), 20대 초반 및 50대 중반 이상 집단에서 그러한 비중이 높다.

전체 인구 임금노동 취업률은 2017~19년 55.0%에서 2020년 54.2%로 0.8%포인트 하락했다. 비정규직 비중 중앙값을 기준으로 상위 집단과 하위 집단을 비교해 보면, 하위 집단의 취업률은 61.8%에서 61.1%로 0.7%포인트 하락했고, 상위 집단의 취업률은 46.3%에서 44.9%로 1.4%포

인트 하락해, 상위 집단의 하락 폭이 하위 집단의 두 배에 달했다.

이 글은 조사 시점 직전 2개월 이내에 취업자에서 미취업자로 이행한 경우를 신규 이직으로 정의하고, 「지역별 고용조사」 이직 사유 설문 문항 중 '개인·가족적 이유', '육아', '가사', '작업 여건(시간·보수 등) 불만족', '심신장애', '정년퇴직·연로', '기타' 등의 사유로 이직한 경우를 자발적 실직, '임시 또는 계절적 일의 완료', '일거리가 없어서 또는 사업부진', '직장의 휴업·폐업', '명예·조기퇴직·정리해고' 등의 사유로 이직한 경우를 비자발적 실직으로 구분한다.[4)]

전체 인구 대비 신규 이직자 비중은 2017~19년 2.0%에서 2020년 2.4%로 0.4%포인트 증가했는데, 자발적 이직자 비중은 1.3%에서 1.1%로 0.2%포인트 감소했고, 비자발적 이직자 비중은 0.7%에서 1.3%로 0.6%포인트 증가했다. 자발적 이직률은 비정규직 비중이 높은 집단에서 상대적으로 큰 폭으로 감소했다. 비정규직 비중 중위 미만 집단은 1.2%에서 1.0%로 0.2%포인트 감소했고, 중위 이상 집단은 1.5%에서 1.2%로 0.3%포인트 감소했다. 반대로, 비자발적 이직률은 비정규직 비중이 높은 집단에서 큰 폭으로 증가했다. 중위 미만 집단은 0.6%에서 1.1%로 0.5%포인트 증가했고, 중위 이상 집단은 0.8%에서 1.6%로 0.8%포인트 증가했다.

본 연구는 조사 시점 직전 2개월 이내에 현 직장에서 임금노동자로 일하기 시작한 경우를 신규 입직으로 정의한다.[5)] 그러한 신규 입직률도 비정규직 비중이 높은 집단에서 큰 폭으로 감소했다. 전체 입직률은 6.9%에서 6.0%로 0.9%포인트 감소했는데, 비정규직 비중 하위 집단은 5.8%에서 5.1%로 0.7%포인트 감소했고, 비정규직 비중 상위 집단은 8.4%에서 7.1%로 1.3%포인트 감소했다. 일시휴직자 비중은 0.7%에서 1.7%로 1.0%포인트 상승했는데, 비정규직 비중 하위 집단은 0.9%에서 2.0%로 1.1%포인트 증가했고, 비정규직 비중 상위 집단은 0.4%에서 1.5%로 1.1%포인트 상승했다.

시간당 임금은 전체 인구의 경우 14,922원에서 16,984원으로 13.8%, 비정규직 비중 하위 집단은 17,158원에서 19,206원으로 11.9%, 비정규직 비중 상위 집단은 11,108원에서 12,925원으로 16.4% 증가했다. 1주 평균 노동시간은 전체 인구의 경우 42.8시간에서 39.6시간으로 7.5%, 비정규직 비중 하위 집단은 43.1시간에서 40.0시간으로 7.2%, 비정규직 비중 상위 집단은 42.3시간에서 38.9시간으로 8.0% 감소했다. 월평균 임금은 전체 인구의 경우 266.9만 원에서 278.2만 원으로 4.2%, 비정규직 비중 하위 집단은 310.2만 원에서 318.7만 원으로 2.7%, 비정규직 비중 상위 집단은 192.7만 원에서 204.2만 원으로 6.0% 증가했다.

입·이직률 및 일시휴직 비중과 달리, 취업률, 임금, 노동시간 등은 코로나 위기 발생 전에도

4) 산업재해로 인한 건강 악화로 퇴직하는 경우와 사업체의 경영 여건 악화로 임금이 하락해 이직하는 경우 등을 자발적 실직으로 볼 수 있을지 논란이 있을 수 있지만, 본 연구는 기존 문헌의 관례를 따라 위와 같은 용어법과 구분 기준을 이용한다.

5) 「지역별 고용조사」의 신규 입직자에는 미취업 상태에서 신규 취업한 이들과 임금노동자 지위를 유지하면서 직장만 이동한 이들이 혼재되어 있다.

시간에 걸쳐 상승 또는 하락하는 추세가 뚜렷했다. 코로나19 영향을 파악하기 위해서는 그러한 집단별 시간 추세를 통제한 회귀 결과를 살펴볼 필요가 있다.

Ⅲ. 분석결과

〈표 2〉는 인구집단별 비정규직 비중과 코로나 위기 발생 전후 고용 실적 변화 간 관계를 추정한 결과를 보여준다. 이 표의 수치는 식 (1)에서 $(D_g \times P_t)$의 회귀계수 δ를 추정한 결과이며, 인구집단별 2017~19년 비정규직 비중 1%포인트 차이가 코로나 위기 발생 전후 고용 실적 변화에 몇 %포인트의 영향을 미쳤는지를 나타낸다. 여기서는 비정규직 세부 유형을 한시적, 시간제, 비전형 노동자로 구분한 결과도 제시한다.

주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 비정규직 비중이 높은 집단에서 코로나19 확산 후 임금노동 취업률이 큰 폭으로 감소했다. 특히, 한시적 노동자 비중이 높은 집단에서 그러한 감소 폭이 크고 통계적으로 유의했다. 둘째, 비정규직 비중이 높은 집단일수록 '일거리 감소 및 사업 부진' 등의 비자발적 사유로 인한 이직률이 큰 폭으로 증가했다. 반면, 개인·가족 관련 사유, 가사, 육아, 심신장애, 작업여건(시간/보수) 불만족 등의 사유로 인한 이직률은 비정규직 비중과의 관련성이 유의하지 않거나 비정규직 비중이 높은 집단에서 큰 폭으로 하락했다. 셋째, 비정규직 비중이 높을수록 신규 입직률 하락 폭과 일시휴직률 증가 폭이 컸다.

〈표 3〉은 인구집단별 2017~19년의 비정규직 비중과 코로나 위기 발생 전후 임금·노동시간 변화 간 관계를 보여준다. 비정규직 비중이 높을수록 시간당 실질임금, 노동시간, 월 임금 하락 폭이 컸다. 특히, 인구집단 전체 1인당 임금소득 하락률은 고용 감소 효과가 더해져 임금노동자 1인당 임금 하락률을 2배 정도 상회했다.[6] 비정규직 세부 유형별로는 한시적 노동자 비중이 높은 집단에서 월 임금 하락 폭이 컸고, 다른 유형의 비정규직 비중은 월 임금 하락률과의 관계가 통계적으로 유의하지 않았다.

〈표 3〉의 마지막 두 패널은 비정규직 비중이 높은 집단의 코로나 위기 발생 후 임금 하락이 지니계수로 측정한 임금노동자 전체 임금 불평등을 확대했음을 보여준다. 이 역시 코로나 위기 발생 후에도 일자리를 유지한 임금노동자 표본만 고려할 때보다 실직자를 포함한 전체 인구를 고려할 때 소득 불평등 확대 효과가 2배 이상 크게 추정되었다.

6) 전체 인구 분석에서는 임금노동자가 아닌 이들의 월 임금을 0으로 처리했다. 분석결과를 해석할 때 임금 이외의 다른 소득 원천도 포함한 총소득에 대한 분석이 아니라는 점에 주의할 필요가 있다.

〈표 2〉 인구집단별 비정규직 비중과 코로나 위기 발생 전후 고용 변화 간 관계

	임금노동 취업	이직 : 전체	이직 : 개인/가족 관련
비정규직	−0.0252 (0.0064) ***	0.0098 (0.0184)	−0.0257 (0.0055) ***
한시적	−0.1856 (0.0347) ***	0.0266 (0.0032) ***	−0.0513 (0.0158) **
시간제	−0.0484 (0.0323)	0.0498 (0.0308)	−0.0544 (0.0142) ***
비전형	0.0008 (0.0091)	−0.0025 (0.0164)	−0.0300 (0.0036) ***

	이직 : 육아 관련	이직 : 가사 관련	이직 : 심신장애
비정규직	−0.0004 (0.0002) *	−0.0010 (0.0003) **	−0.0009 (0.0006)
한시적	0.0002 (0.0005)	0.0008 (0.0005)	−0.0033 (0.0011) **
시간제	0.0013 (0.0002) ***	−0.0018 (0.0011)	−0.0007 (0.0015)
비전형	−0.0019 (0.0004) ***	−0.0022 (0.0003) ***	−0.0014 (0.0009)

	이직 : 정년퇴직/연로	이직 : 작업여건 (시간/보수) 불만족	이직 : 직장의 휴업/폐업
비정규직	0.0004 (0.0001) ***	0.0012 (0.0008)	0.0070 (0.0035) *
한시적	0.0009 (0.0003) **	0.0054 (0.0426)	0.0121 (0.0078)
시간제	0.0008 (0.0004) *	0.0094 (0.0057)	0.0204 (0.0077) **
비전형	0.0005 (0.0004)	−0.0023 (0.0002) ***	0.0061 (0.0040)

	이직 : 명예퇴직/ 조기퇴직/정리해고	이직 : 일시 또는 계절적 일의 완료	이직 : 일거리가 없어서 또는 사업 부진
비정규직	0.0058 (0.0041)	0.0017 (0.0043)	0.0254 (0.0115) *
한시적	0.0104 (0.0048) *	0.0096 (0.0035) **	0.0495 (0.0178) **
시간제	0.0121 (0.0086)	0.0231 (0.0070) **	0.0529 (0.0128) ***
비전형	0.0080 (0.0060)	−0.0101 (0.0020) ***	0.0331 (0.0210)

	이직 : 기타 사유	입직	일시휴직
비정규직	−0.0004 (0.0004)	−0.0337 (0.0042) ***	0.0304 (0.0143) *
한시적	0.0005 (0.0013)	−0.0062 (0.0251)	0.0576 (0.0128) ***
시간제	−0.0008 (0.0009)	−0.0149 (0.0263)	0.0766 (0.0442)
비전형	−0.0009 (0.0003) **	−0.0822 (0.0083) ***	0.0324 (0.0084) ***

주 : ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함. 괄호 안의 값은 인구집단 및 관측 시점 단위 양방향 클러스터 표준오차임.

〈표 3〉 인구집단별 비정규직 비중과 코로나 위기 발생 전후 임금·노동시간 변화 간 관계

	시간당 실질임금	노동시간	월 임금 : 임금노동자 표본
비정규직	−0.1122 (0.0090) ***	−0.0456 (0.0031) ***	−0.0620 (0.0147) ***
한시적	−0.4222 (0.0607) ***	−0.1152 (0.0258) ***	−0.3430 (0.1036) **
시간제	−0.2142 (0.0415) ***	−0.1029 (0.0133) ***	−0.0841 (0.0925)
비전형	−0.1501 (0.0348) ***	−0.0638 (0.0140) ***	−0.1089 (0.0591)

	월 임금 : 전체 인구 표본	월 임금 지니계수 : 임금노동자 표본	월 임금 지니계수 : 전체 인구 표본
비정규직	−0.1297 (0.0317) ***	0.0126 (0.0012) ***	0.0291 (0.0068) ***
한시적	−1.0308 (0.2361) ***	0.0299 (0.0024) ***	0.1916 (0.0345) ***
시간제	−0.2070 (0.1980)	0.0231 (0.0049) ***	0.0532 (0.0328)
비전형	−0.0062 (0.0695)	0.0167 (0.0030) ***	0.0066 (0.0097)

주 : ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함. 괄호 안의 값은 인구집단 및 관측 시점 단위 양방향 클러스터 표준오차임.

Ⅳ. 맺음말

이 글은 비정규직 비중이 높은 인구집단에서 코로나 위기 발생 후 취업률, 신규 입직률, 임금, 노동시간이 큰 폭으로 하락했고, 비자발적 이직률과 일시휴직률이 큰 폭으로 상승했음을 보였다. 비정규직 비중이 높은 저임금 집단과 그러한 비중이 낮은 고임금 집단 간 임금격차가 확대되면서 지니계수로 측정한 임금 불평등이 증대되었다. 특히, 코로나 위기로 실직한 이들의 소득 감소분까지 고려하면 코로나 위기 중에도 일자리를 유지한 이들만 고려할 때보다 소득 불평등 확대 폭이 두 배 정도 크게 추정되었다.

이 글의 결과는 코로나19 위기 발생 후 비정규직의 고용·노동조건이 정규직보다 악화했다는 인식을 실증적으로 뒷받침하며, 비정규직에 대한 고용유지·소득안정·재취업 지원정책을 확대·강화할 필요가 있음을 시사한다. 1998년 외환위기 때는 정규직과 비정규직 모두 취업자 수가 대폭 감소했지만, 이번 코로나19 위기 중에는 고용 조정의 대부분이 비정규직에서 발생했다(황선웅, 2021a). 이는 일정 부분 수요 충격과 공급 충격의 상대적 중요성 등에서 1998년 외환위기와 이번 위기의 성격 차이가 반영된 결과이기도 하지만, 지난 20여 년간 기업의 비정규

직을 활용하는 수량적 유연성 확보 전략이 더욱 강화되었기 때문이기도 하다.

코로나19 위기 첫 두 달 동안 취업자 수가 약 100만 명 감소했고, 일시휴직자 수가 최대 160만 명 증가했으며, 그중 상당 비율이 비정규직이었다는 사실은 더욱 신속하고 유연한 정책 대응 필요성을 제기한다. 고용유지·소득안정 지원제도의 자동안정화 기능도 강화되어야 한다.

OECD 회원국 중 가장 높은 수준의 비정규직 비중과 경제위기 시 비정규직 중심 큰 폭의 고용 조정은 한국 경제의 숙련 활용 구조 및 성장 방식과 긴밀한 연관이 있다(정준호, 2020). 고숙련 노동력을 성장 원천으로 삼는 중장기적 경제 체질 개선과 정규직과 비정규직 간 숙련 축적 기회 격차 해소를 위한 직업훈련 체계 개선이 필요하다. 기업 경쟁력에서 기업 특수 숙련의 중요성이 클수록 일시적 수요 충격 발생 시에도 기존 고용 관계를 유지하려는 유인이 증대되기 때문이다.

경제위기로 인한 실직 경험이 평생 소득에 미치는 중장기적 부정적 영향을 완화하기 위한 노력도 필요하다. 직업훈련 및 고용서비스 제도 등 재취업 지원정책이 강화되어야 한다.

노동조합 가입률 제고, 초기업 단위 교섭 확대, 단체협약 효력확장, 노사협의회 활성화 등을 통해 비정규직 노동자의 이해 대변 수준을 강화할 필요가 있다. 황선웅(2021b)에 따르면, 코로나 위기 중에 노동조합 비가입자는 노동조합 가입자보다 7배 높은 확률로 비자발적 실직을 겪었고, 이러한 노조 효과 자체는 정규직과 비정규직 간에 큰 차이가 없었는데, 비정규직의 노동조합 가입률은 2.7%로 정규직의 1/5 수준에 불과했다. 이는 정규직과 비정규직 간 노조 가입률 차이가 코로나 위기 중 비자발적 실직률 차이에 상당한 영향을 미쳤음을 보여준다.

비정규직 노동자의 고용보험 가입률 제고, 고용유지지원제도 실효성 강화, 고용보험 미가입 노동자에 대한 실업 부조 확대 노력도 계속되어야 한다. 황선웅(2021b)에 따르면, 2020년 비자발적 실직자의 실업급여 수급자 비중은 비정규직(21.2%)이 정규직(40.2%)의 절반 정도에 불과했는데, 주된 원인은 비정규직의 고용보험 가입률이 2019년 기준 52.4%로 정규직(80.4%)의 2/3 수준에 불과했기 때문이다. 이는 비정규직의 높은 실직률뿐 아니라 낮은 고용보험 가입률도 코로나 위기에 따른 소득충격의 정규직과 비정규직 간 차이를 초래한 주된 요인임을 의미한다. KLI

[참고문헌]

정준호(2020), 「한국 제조업 성장의 주요 특성과 발전 방향」, 박명준 외, 『기계산업 인적경쟁력 강화방안 연구(Ⅰ)-총론 편』, 한국노동연구원, 제2장.

황선웅(2021a), 「문재인 정부 4년, 고용·노동시간 동향과 과제」, 소득주도성장특별위원회 토

론회(2021. 4. 28.) 발표문.

_____(2021b), 「정규직과 비정규직의 코로나19 영향 차이 분석」, 장인성 외, 『코로나19 감염 확산이 고용에 미친 영향 : 노동시장 전반에 미친 영향 및 향후 정책방향에 대한 시사점』, 한국노동연구원, 제10장.

Davies, James B., Nicole M. Fortin, Thomas Lemieux(2017), "Wealth Inequality: Theory, Measurement and Decomposition," *Canadian Journal of Economics*, 50(5), pp.1224~1261.

Firpo, Sergio, Nicole M. Fortin, Thomas Lemieux(2009), "Unconditional Quantile Regressions," *Econometrica*, 77(3), pp.953~973.