

직업의 산업집중도가 개인의 임금과 노동이동에 미치는 영향*

강 승 복**

이 연구는 직업의 산업집중도가 근로자의 임금수준과 다른 산업 및 직종으로의 이동성, 실업으로 변화할 확률 등에 미치는 효과를 살펴보았다. 이를 위해 ‘지역별 고용조사’를 이용하여 소분류 차원(3-digit)에서 직업의 산업집중도인 CEI를 산출하고 이를 한국노동패널(KLIPS)과 연결하여 CEI가 개인의 임금, 산업 및 직업 간 이동, 실업확률에 미치는 효과를 추정하였다.

본 연구의 결과는 다음과 같다. 첫째, CEI가 높을수록 개인의 임금은 낮아지게 된다. 둘째, CEI가 높을수록 개인의 산업간 또는 직종간 이동확률이 낮아지게 된다. 셋째, 특정 산업에서 경제 충격이 발생하여 일자리가 사라지는 상황을 가정하면 CEI가 높을수록 실업에서 취업으로의 확률은 낮아지며, 취업에서 실업으로의 확률은 높아진다.

본 연구를 통해 특정 산업에서 경제 충격이 발생하였을 때 CEI가 높은 근로자들은 그렇지 않은 근로자들보다 직업 이동과 임금수준의 회복이 늦기 때문에 정책 시행 시 이에 대한 고려가 필요한 것을 알 수 있다.

주요용어 : 직업의 산업집중도, CEI, 허핀달 지수, 산업간 이동성, 실업확률

1. 머리말

최근, 기술의 발전과 이로 인한 기계화는 근로자의 산업간 이동을 촉진시키고 있다. 이러한 상황에서 근로자의 산업 간 이동성은 다음과 같은 측면에서 국가와 개인에게 중요할 것이다.

첫째, 산업간 이동성이 높다면 근로자의 교섭력을 향상시켜 임금을 상승시킬 것이다. 즉 자신이 최대로 받을 수 있는 임금 수준을 탐색하는 범위가 넓게 되어 사용자와의 교섭에서 우위에 있게 될 것이다. 둘째, 산업간, 직종간 이동성은 헌법에 보장된 국민의 직업선택권을 보장하고 효과적으로 사용할 수 있게 한다. 셋째, 산업 간 이동성은 산업간 노동력 재배치를 신속하게 하여 경제의 효율적 운영과 소득 불평등을 줄이는 데 기여할 수 있다.

본 연구는 직업의 산업집중도(the Concentration of an occupations Employment among Industries, CEI)라는 개념을 이용하여 직업이 특정 산업에 집중되어 있는 정도를 측정한다. 즉, CEI가 높다는 것은 특정 직업이 특정 산업에 몰려 있다는 것을 의미한다.

* 본 연구는 필자의 개인적인 연구로서 건설근로자공제회의 입장을 대표하지 않는다.

** 건설근로자공제회 차장(kangsb7077@naver.com, 010-2316-7077)

CEI는 특정 기업의 시장 집중도를 측정하는 허핀달-허쉬만 지수(Herfindahl-Hirschman Index)를 응용한 것으로서 최근 노동시장 이동성과 관련한 연구에서 이용되고 있다.

본 연구는 CEI가 근로자의 임금수준에 미치는 효과와 더불어 다른 산업 및 직종으로의 이동성(mobility), 실업으로 변화할 확률 등에 미치는 효과를 살펴본다. 구체적으로는 통계청의 ‘지역별 고용조사’를 이용하여 소분류 차원(3-digit)의 CEI를 산출하고 이를 ‘한국노동패널(KLIPS)’와 연결하여 CEI와 개인의 임금, 산업 및 직업 간 이동, 실업확률에 미치는 효과를 추정한다.

본 연구의 결과는 다음과 같다. 첫째, CEI가 높을수록 개인의 임금은 낮아지게 된다. 둘째, CEI가 높을수록 개인의 산업간 또는 직종간 이동확률이 낮아지게 된다. 셋째, 특정 산업에 경제충격이 발생하여 일자리가 사라진 특수한 상황을 가정할 때, CEI는 취업에서 실업으로의 확률을 높이며 반대로 실업에서 취업으로의 확률은 낮춘다.

II. 선행연구

근로자 개인의 산업간 이동성에 대한 효과는 개인 임금의 향상과 자원 배분, 불평등과 관련하여 국내외에서 이전부터 연구되어 왔던 분야이다.

먼저, 산업간 이동성과 임금에 대한 최근의 연구들은 다음과 같다. Bivens 외(2014), De Loecker 외(2020), Stansbury 외(2020) 등에 의하면 근로자의 산업간 이동성은 개인의 임금을 향상시킨다. 그 이유는 근로자의 이동성이 커지면 일자리 선택 범위가 넓어지게 되며, 따라서 임금 교섭력(bargaining power)을 높이기 때문이라고 하였다. 또한 Manning(2003)에 의하면 특정 산업에 특화(specialized)된 직업(직종)에 속한 근로자는 자신이 속한 산업을 변경하기가 어려우며 이러한 사실은 고용주의 임금 교섭력을 근로자보다 높게 만드는 방향으로 작용한다고 하였다.

산업간 이동성과 불평등과 자원 재분배에 대한 연구로는 최근에 Haltiwanger 외(2022)의 연구가 있다. 그는 근로자의 산업간 이동성의 확대는 국가의 임금 불평등도를 낮추는 효과가 있다고 하였다. 산업간 이동성 확대의 효과 중 자원 즉 노동력의 재분배를 효과적으로 진행시킨다는 연구는 Elliott 외(2006), Neffke 외(2016, 2017) 등이 있다. 이 연구들에 의하면 한 산업에서 경제적인 충격이 발생했을 때 산업간 이동성이 높다는 것은 자원의 효율적인 재분배 측면에서 매우 중요한 요인이라고 하였다.

한편, Herv(2023)는 산업간 이동성을 허핀달-허쉬만 지수(HHI)를 응용하여 측정할 바 있다. 그는 허핀달-허쉬만 지수를 응용하여 직업의 산업간 집중도(CEI)를 산출하여 미국의 임금 등에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 미국에서 CEI와 개인 임금은 음의 관계를 보이며, CEI가 1사분위에서 3사분위로 올라가면 임금을 13퍼센트 하락한다고 하였다. 또한 CEI가 높은 근로자는 그렇지 않은 근로자보다 산업간, 직종간 이동의 빈도가 낮아진다고 하였다.

한국에서 산업간 노동이동성에 대한 연구로는 이은석 외(2013), 김태기(2018), 박창현 외(2019) 등의 연구가 있다. 이은석 외(2013)는 한국의 산업간 노동이동성을 IR(Industry Reallocation of

Employment) 지표 등으로 측정하였다. 연구 결과로는 한국에서의 산업간 노동이동성이 1990년대 이후 추세적으로 하락하다가 최근에는 낮은 수준에서 정체되고 있는 것으로 나타났다. 정책제언으로는 생산성이 낮은 부문에서 높은 부문으로 산업간 노동이동이 원활히 이루어지기 위해서 기존의 저부가 서비스업에 종사하는 근로자들이 직업 재교육 등을 통해 고부가 산업으로 이동할 수 있도록 직업훈련 체계를 효율화할 필요가 있다고 하였다. 박창현 외(2019)는 고-저생산성 산업의 2부문(two-sector) 일반균형모형을 설정하여 한국의 산업간 노동이동을 분석하였다. 분석 결과 한국의 사업간 노동이동의 경직성이 심화되고 있는 것으로 나타났다. 이들은 노동이동의 제약 증대는 산업간 임금격차를 확대시키고 노동력 분배의 비효율(misallocation)을 초래함으로써 국내총생산을 잠식하는 경제적 손실을 야기한다고 하였다. 박창현(2019)는 1974년부터 2014년의 약 40년에 걸친 OECD의 STAN database 분석을 통해 한국에서 노동이동성이 점차 하락하고 있으며, 노동생산성이 높은 제조업에서 노동생산성이 낮은 서비스업으로 노동이 이동하고 있음을 밝혔다. 또한 서비스업 내에서도 건설 도매 공공행정과 같은 노동생산성이 낮은 부문으로 노동이 이동하고 있다고 하였다. 그는 이러한 노동 이동 현상이 노동생산성 증가를 둔화의 요인이 되고 있다고 하였다.

본 연구는 선행연구들 중 Herv(2023)가 허핀달-허쉬만 지수를 응용하여 제시한 직업의 산업집중도 측정 방법인 CEI를 이용하여 한국에서 직업의 산업간 집중도를 산출하고 이의 효과를 검증한다.

III. CEI의 개념과 연구에 사용한 데이터

1. CEI의 개념

CEI는 특정 직업이 특정 산업에 집중되어 있는 정도를 살펴보기 위한 지수이다. 먼저, CEI를 산출하기 위해 특정 직업에 속한 근로자들의 산업별 배분율 s 를 (식 1)과 같이 구한다. (식 1)에서 하첨자 o 는 직업(직종), j 는 산업, y 는 연도를 의미한다.

$$s_{o,j,y} = \frac{Employment_{o,j,y}}{Employment_{o,y}} \times 100 \quad (\text{식 1})$$

다음으로 위에서 구한 s 를 제공하여 직업의 산업집중도인 CEI 지수를 (식 2)와 같이 구한다. 이론적으로 어느 한 직업이 특정 산업에 모두 몰려있다면 CEI는 10000의 값을 갖게 된다.

$$CEI_{o,y} = \sum s_{o,j,y}^2 \quad (\text{식 2})$$

이러한 CEI 산출방법은 산업내 특정 기업의 점유율을 측정하는 허핀달-허쉬만 지수의 측정방법을 Justine Herv가 그의 2023년 논문에서 응용한 것이다. 허핀달-허쉬만 지수에서는 CEI의 직업 o 대신에 산업, J 대신에 기업, 고용(Employment) 대신에 시장 점유분을 사용하여 산업내 기업들의 점유 집중도를 계산한다.

2. 연구에 사용한 데이터

본 연구에서 CEI 지수는 통계청의 ‘지역별 고용조사’를 사용하여 구하였다. ‘지역별 고용조사’를 사용한 이유는 다음과 같다. CEI를 최대한 자세하게 구하기 위해서는 직종과 산업분류상 소분류(3-digit) 이상을 사용할 필요가 있는데, 이를 제공하는 조사 중 대표성을 감안하면 ‘지역별 고용조사’가 가장 적합하기 때문이다.¹⁾ 본 연구는 ‘지역별 고용조사’의 2013~2022년의 10년간 자료를 이용하였으며, 상반기와 하반기를 가중평균하여 연간자료로 환산한 후 분석에 사용하였다.

‘지역별 고용조사’를 이용하여 산출한 CEI의 각종 기초통계치는 다음과 같다.

<표 1>은 연도별로 CEI 지수의 최대, 최소, 평균값을 구한 것이다. 2022년의 경우 CEI의 최대값은 9902, 최소값은 2920, 평균값은 131이다. 연도별로는 CEI 지수가 추세적으로 증가하거나 감소하지는 않은 것으로 보인다.

<표 2>는 산업대분류별로 CEI 지수의 평균과 임금 평균을 구한 것이다. 임금은 ‘지역별 고용조사’의 월 평균임금을 소비자물가지수로 나누어 ‘실질 월 평균임금’을 구한 후 이를 월 근로시간으로 나눈 ‘실질 시간당 임금’을 계산한 것이다. 동 조사에서 근로시간은 월 근로시간이 아닌 주 근로시간을 조사하므로 이에 4.345를 곱하여 월 근로시간으로 환산한 수 이용하였다.

<표 2>를 보면, 2022년에 CEI는 공공행정, 보건업, 교육 서비스업, 협회 및 단체, 국제 및 외국 기관 등에서 높게 나타나며, 광업, 전기가스업, 건설업, 부동산업, 수도·하수폐기물업 등에서 낮게 나타난다. 여기서 CEI가 높은 산업은 해당 산업에 종사하는 직종들의 해당 산업에 대한 밀집도들이 높다는 것을 의미한다. 즉, CEI가 높은 산업은 여기에 속한 직업을 가진 근로자들이 다른 산업에 종사하는 비율이 낮다는 것을 의미한다. 실질 시간당 임금은 2022년에 가구내 고용활동업에서 118원으로 가장 낮고 금융 및 보험업에서 206원으로 가장 높았다. 한편, 산업 차원에서는 CEI와 임금의 특별한 관계는 발견할 수 없었다.

[그림 1]은 2013~2022년 기간의 평균 CEI의 상위 5직종과 하위 5개 직종들의 CEI 지수와 임금 수준을 동시에 나타낸 것이다. 이를 보면 대략적으로 CEI가 낮은 직종에서 임금수준이 높은 것으로 나타나며, 반대의 경우에는 임금수준이 상대적으로 낮게 나타난 것을 볼 수 있다.

1) 2023년 현재 ‘지역별 고용조사’는 반기별로 조사되는데, 조사결과는 행정구역 시군구, 산업 및 직종 대분류를 제공하는 A형과 행정구역 미제공, 산업 및 직종 소분류를 제공하는 B형으로 나누어 제공된다. 본 연구에서는 연구의 목적 상 ‘지역별 고용조사’ B 형을 이용하였다.

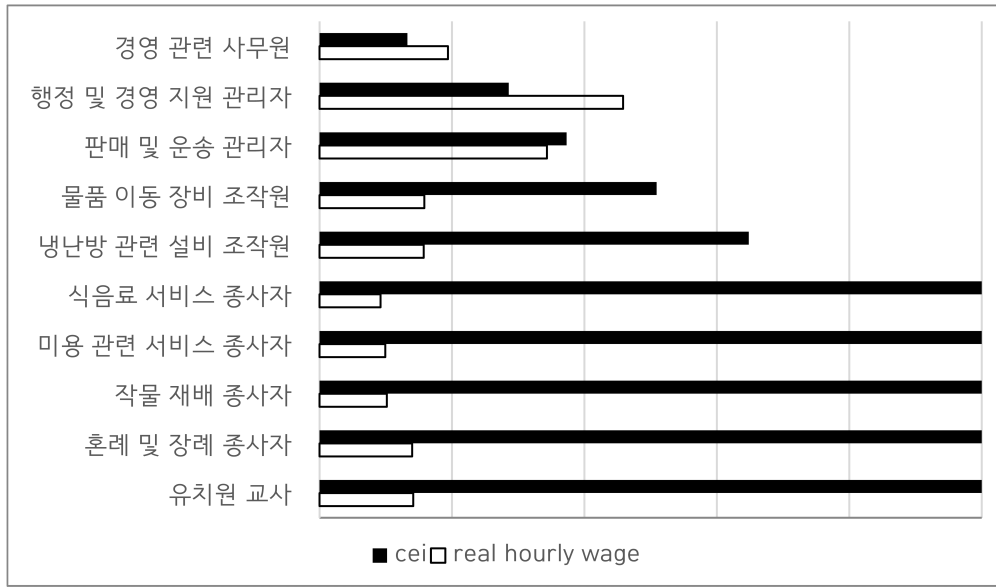
<표 1> CEI 기초통계치

year	max cei	mean cei	min cei
2013	9,887	2,905	129
2014	9,947	3,004	128
2015	9,904	3,076	131
2016	9,773	3,012	134
2017	10,000	3,088	136
2018	10,000	2,967	133
2019	9,930	2,865	134
2020	9,892	2,827	133
2021	9,908	2,941	132
2022	9,902	2,920	131

<표 2> 산업별 CEI 및 임금 수준(2022년)

산업	CEI(지수)	임금(원)
전산업 평균	2,453	169
공공행정, 국방 및 사회보장 행정	3,020	167
보건업 및 사회복지 서비스업	2,914	137
교육 서비스업	2,794	158
협회 및 단체, 수리 및 기타 개인 서비스업	2,725	149
국제 및 외국기관	2,709	189
예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	2,683	152
전문, 과학 및 기술 서비스업	2,682	193
농림어업	2,632	168
가구 내 고용활동 및 달리 분류되지 않은 자가소비 생산활동	2,581	118
사업시설 관리, 사업 지원 및 임대 서비스업	2,565	161
금융 및 보험업	2,438	206
제조업	2,436	192
숙박 및 음식점업	2,415	153
도매 및 소매업	2,319	162
정보통신업	2,316	201
수도, 하수 및 폐기물 처리, 원료 재생업	2,191	163
운수 및 창고업	2,191	187
부동산업	2,137	150
건설업	2,078	172
전기, 가스, 증기 및 공기조절 공급업	1,984	205
광업	1,704	168

[그림 1] CEI와 임금(2013~2022년 평균)



IV. 직업의 산업집중도의 효과

1. CEI와 임금과의 관계

여기서는 개인별 임금 데이터를 이용하여 CEI와 임금과의 관계를 살펴본다. 앞서 살펴본 이론적인 설명에 따르면 CEI가 높으면 개인의 임금 교섭력이 낮아지기 때문에 협상에서 불이익을 받으며, 따라서 임금수준도 낮아질 것이다.

<표 3>은 2013~2022년 기간 동안 개인의 실질 시간당 임금을 종속변수로 하고 CEI 등을 설명변수로 한 OLS 결과를 보여준다.²⁾ 사용한 표본의 수는 약 2백4십만 여개이다. 여기서 OLS 1은 설명변수로 CEI만 사용한 것이며, OLS 2에서 OLS 8은 설명변수로 CEI 외에 연도더미와 개인 특성변수들을 추가하거나 빼는 것이다. 변수 중 year변수는 연도더미, age는 연령, age2는 연령의 제곱, tenu는 근속연수, tenu2는 근속연수의 제곱, yedu는 교육연수 yedu2는 교육연수의 제곱, gender는 남성이 1, 여성이 0을 갖는 더미변수, hhead는 가구주는 1, 가구주가 아니면 0을 갖는 더미변수를 뜻한다.

<표 3>을 보면 모든 경우에서 CEI 계수가 1% 유의수준에서 유의하게 나타나며 계수값은 음의 값을 갖는다. 예컨대 OLS 8에서는 CEI 계수가 1% 증가하면 실질 시간당 임금이 0.018% 감소하는 것으로 나타난다.

2) 실질 시간당 임금 외에 명목 시간당 임금, 명목 월 임금총액, 실질 월 임금총액 등을 종속변수로 생각해볼 수 있으나 물가변동, 개인의 근로시간의 차이 등을 감안하면 실질 시간당 임금변수가 분석에 가장 적합하다고 판단된다.

<표 3> cei와 임금과의 관계(OLS 분석 결과)

	ols1	ols2	ols3	ols4
log_cei	-0.169*** (0.000)	-0.166*** (0.000)	-0.117*** (0.000)	-0.046*** (0.000)
year=2014		0.638*** (0.000)	0.644*** (0.000)	0.612*** (0.000)
year=2015		0.718*** (0.000)	0.729*** (0.000)	0.687*** (0.000)
year=2016		0.764*** (0.000)	0.780*** (0.000)	0.732*** (0.000)
year=2017		0.821*** (0.000)	0.844*** (0.000)	0.772*** (0.000)
year=2018		0.858*** (0.000)	0.879*** (0.000)	0.802*** (0.000)
year=2019		0.900*** (0.000)	0.932*** (0.000)	0.849*** (0.000)
year=2020		1.058*** (0.000)	1.101*** (0.000)	1.002*** (0.000)
year=2021		0.910*** (0.000)	0.956*** (0.000)	0.845*** (0.000)
year=2022		0.916*** (0.000)	0.969*** (0.000)	0.853*** (0.000)
age			0.011*** (0.000)	
age2			-0.000*** (0.000)	
tenu				0.142*** (0.000)
tenu2				-0.005*** (0.000)
yedu				
yedu2				
gender				
hhead				
Constant	6.002*** (0.000)	5.229*** (0.000)	4.862*** (0.000)	3.751*** (0.000)
R-squared	0.093	0.296	0.362	0.508
N	2,411,413	2,411,413	2,411,413	2,411,413

주: 1) ***는 1%, **은 5%, *는 10% 유의수준에서 유의함.
 2) ()안은 P값임.

<표 3> cei와 임금과의 관계(OLS 분석 결과) - 계속

	ols5	ols6	ols7	ols8
log_cei	-0.024*** (0.000)	-0.160*** (0.000)	-0.165*** (0.000)	-0.018*** (0.000)
year=2014	0.626*** (0.000)	0.639*** (0.000)	0.638*** (0.000)	0.618*** (0.000)
year=2015	0.691*** (0.000)	0.716*** (0.000)	0.716*** (0.000)	0.687*** (0.000)
year=2016	0.726*** (0.000)	0.763*** (0.000)	0.763*** (0.000)	0.726*** (0.000)
year=2017	0.773*** (0.000)	0.820*** (0.000)	0.820*** (0.000)	0.769*** (0.000)
year=2018	0.787*** (0.000)	0.857*** (0.000)	0.857*** (0.000)	0.788*** (0.000)
year=2019	0.834*** (0.000)	0.901*** (0.000)	0.899*** (0.000)	0.837*** (0.000)
year=2020	0.989*** (0.000)	1.059*** (0.000)	1.057*** (0.000)	0.991*** (0.000)
year=2021	0.824*** (0.000)	0.911*** (0.000)	0.908*** (0.000)	0.828*** (0.000)
year=2022	0.824*** (0.000)	0.917*** (0.000)	0.913*** (0.000)	0.832*** (0.000)
age				-0.000*** (0.000)
age2				0.000*** (0.000)
tenu				0.076*** (0.000)
tenu2				-0.002*** (0.000)
yedu	0.454*** (0.000)			-0.124*** (0.000)
yedu2	-0.010*** (0.000)			0.010*** (0.000)
gender		0.172*** (0.000)		0.101*** (0.000)
hhead			0.081*** (0.000)	0.011*** (0.000)
Constant	0.093*** (0.000)	5.094*** (0.000)	5.176*** (0.000)	3.717*** (0.000)
R-squared	0.553	0.314	0.300	0.593
N	2,411,413	2,411,413	2,411,413	2,411,413

주: 1) ***는 1%, **은 5%, *는 10% 유의수준에서 유의함.

2) ()안은 P값임.

2. CEI와 산업간, 직종간 이동성과의 관계

다음으로 CEI가 개인의 산업간 이동성에 미치는 영향을 살펴본다. 산업간 이동 분석을 위해 직종별 CEI를 한국노동패널(KLIPS) 16차 자료(2013년)부터 25차 자료(2022)의 10년간 개인데이터와 결합하였다. 개인의 산업간 이동여부는 KLIPS 데이터에서 전년도와 금년도의 소분류(3-digit) 단위에서 산업코드가 다른 이들을 산업이 변경된 근로자로 정의하였다. 그리고 앞서 ‘지역별 고용조사’를 통해 구한 CEI를 직종 소분류를 기준으로 KLIPS와 매칭하여 분석하였다.

<표 4>는 CEI가 산업간 이동에 미치는 영향을 패널로짓 분석한 것이다. 패널로짓 분석은 설명변수로 CEI만 사용하였거나 연도 더미, 개인변수를 포함하여 다양하게 살펴보았다. 개인변수로는 가구주 여부(hhead), 성별 더미(gender), 연령(age), 교육연수(yedu), 노조가입여부(union) 등이다. 이의 결과를 보면 설명변수의 설정과 관계없이 CEI가 산업간 이동에 미치는 영향은 모두 통계적으로 유의하게 음의 값을 갖는 것을 알 수 있다. 예컨대 설명변수를 다양하게 사용한 panel logit 3을 보면 CEI가 1% 증가할 때 개인의 산업간 이동확률은 0.076%포인트 감소하는 것으로 나타났다. CEI 외의 변수들을 보면, 가구주는 산업간 이동 확률을 높이는 반면 남성, 연령, 교육연수, 노조가입 등은 산업간 이동확률을 낮추는 것으로 나타났다.

다음은 CEI가 개인의 직종간 이동에 미치는 영향을 살펴본다. 직종간 이동 분석도 산업간 이동과 마찬가지로 한국노동패널(KLIPS) 16차 자료(2013년)부터 25차 자료(2022)의 10년간 개인데이터를 이용하였다. 또한 전년도와 금년도의 소분류(3-digit) 단위에서 직종코드가 다른 이들을 직종이 변경된 근로자로 정의하였다. <표 5>의 패널로짓 분석의 결과를 보면, CEI는 직종간 이동확률을 낮추는 것으로 나타났다. 또한 CEI 외의 변수를 보면, 산업간 이동과 마찬가지로 가구주는 직종간 이동 확률을 높이는 반면 남성, 연령, 교육연수, 노조가입 등은 직종간 이동확률을 낮추는 것으로 나타났다.

<표 4> cei가 산업간 이동에 미치는 영향(패널로짓 분석 결과)

	industry to industry		
	panel logit 1	panel logit 2	panel logit 3
log_cei	-0.118*** (0.000)	-0.078*** (0.000)	-0.076*** (0.000)
hhead		0.147*** (0.002)	0.164*** (0.000)
gender		-0.249*** (0.000)	-0.239*** (0.000)
age		-0.006*** (0.000)	-0.011*** (0.000)
yedu		-0.053*** (0.000)	-0.068*** (0.000)
union		-1.216*** (0.000)	-1.230*** (0.000)
2014.year			-0.175** (0.014)
2015.year			-0.090 (0.191)
2016.year			-0.097 (0.159)
2017.year			-0.183*** (0.008)
2018.year			-0.251*** (0.000)
2019.year			-0.209*** (0.001)
2020.year			-0.009 (0.873)
2021.year			-0.122** (0.041)
Constant	-2.398*** (0.000)	-1.347*** (0.000)	-0.781*** (0.000)
Observations	103,704	71,517	66,325
Number of pid	18,867	14,339	14,052

주: 1) ***는 1%, **은 5%, *는 10% 유의수준에서 유의함.

2) ()안은 P값임.

<표 5> cei가 직종간 이동에 미치는 영향(패널로짓 분석 결과)

	occupation to occupation		
	panel logit 4	panel logit 5	panel logit 6
log_cei	-0.074*** (0.000)	-0.030* (0.053)	-0.028* (0.073)
hhead		0.120*** (0.007)	0.132*** (0.003)
gender		-0.232*** (0.000)	-0.224*** (0.000)
age		-0.005*** (0.001)	-0.009*** (0.000)
yedu		-0.044*** (0.000)	-0.055*** (0.000)
union		-0.907*** (0.000)	-0.919*** (0.000)
2014.year			0.027 (0.688)
2015.year			-0.030 (0.655)
2016.year			0.005 (0.941)
2017.year			-0.100 (0.131)
2018.year			-0.227*** (0.000)
2019.year			-0.217*** (0.000)
2020.year			-0.085 (0.146)
2021.year			-0.102* (0.079)
Constant	-2.574*** (0.000)	-1.754*** (0.000)	-1.312*** (0.000)
Observations	103,704	71,517	66,325
Number of pid	18,867	14,339	14,052

주: 1) ***는 1%, **은 5%, *는 10% 유의수준에서 유의함.

2) ()안은 P값임.

3. CEI와 취업에서 실업, 실업에서 실업으로 이행과의 관계

<표 6>은 앞서 개인의 산업간, 직종간 이동과 마찬가지로 방법으로 개인이 취업에서 실업으로 이동할 확률을 구한 것이다. 이를 보면 3개의 모형 중 CEI만 설명변수로 사용한 panel logit 7에서만 CEI 계수값이 통계적으로 유의하게 음의 관계를 나타내며 나머지 설명변수를 추가한 모형에서는 계수값이 통계적으로 유의하지 않다.

한편, 특정 산업에서 경제적인 충격이 발생하여 해당 산업에서의 일자리가 대거 사라지는 상황이 발생할 수 있다.³⁾ 이러한 경우에 산업 간 이동이 유리한 직업을 가진 근로자는 취업상태를 계속 유지할 가능성이 높지만 산업내에 특화정도가 심한 직업을 가진 근로자는 실업자가 될 가능성이 상대적으로 더 높을 것이다. <표 7>은 산업에 극심한 불황이 발생하여 산업내 취업이 지속되기 어려운 상황을 가정한 분석결과이다. 다시 말해 다음연도에 해당 산업과 다른 산업으로의 취업자는 취업으로 간주하되, 산업내에서 취업이 지속된 근로자는 실업자로 간주한 후에 CEI가 취업에서 실업으로의 확률에 미치는 영향을 분석한 것이다.

<표 7>의 결과는 <표 6>과 반대의 방향으로 나타난다. 예를 들어, CEI의 계수가 통계적으로 유의한 panel logit 10 모형을 보면, 특정 산업의 노동시장에 극한 충격이 발생하여 일자리가 사라지는 상황에서 CEI가 높을수록, 즉 특정산업에 특화된 직업을 가진 근로자들은 취업에서 실업으로의 확률이 높아지는 것을 볼 수 있다.

<표 8>은 <표 6>과 반대로 CEI가 실업에서 취업으로 이동할 확률에 미치는 영향을 본 것이다. <표 8>의 결과를 보면, 앞서 취업에서 실업으로의 분석과 달리 설명변수를 다양하게 설정한 3가지 모형에서 CEI 계수값이 모두 통계적으로 유의하게 나타난다. 하지만 설명변수로 CEI만을 사용한 panel logit 13과 설명변수를 다양하게 사용한 panel logit 14 및 15에서의 CEI 계수의 방향이 다르게 나타난다. 즉 설명변수로 CEI만을 사용한 모형에서는 CEI의 계수값이 음인 반면 설명변수를 다양하게 사용한 모형에서는 양으로 나타난다. 따라서 <표 8>만으로는 CEI가 실업에서 취업으로의 이동확률에 미치는 효과를 단정적으로 말하기 어렵다.

<표 9>는 <표 7>과 마찬가지로 특정 산업에서 경제적인 충격이 발생하여 해당 산업에서의 일자리가 대거 사라지는 상황이 가정한 것이다. 즉, <표 9>는 산업에 극심한 불황이 발생하여 산업내 취업이 지속되기 어려운 상황을 가정하고 산업내 취업이 지속된 근로자는 실업자로 간주한 후에 CEI가 실업에서 취업으로의 확률에 미치는 영향을 분석한 것이다.

<표 9>의 결과를 보면, CEI의 계수값이 3가지 모형 모두 통계적으로 유의하게 음으로 나타난다. 즉, 특정산업 노동시장에 극한 충격이 발생하여 일자리를 잃은 근로자들은 일자리를 잃기 전 직업의 CEI가 높을수록, 다시 말해 특정산업에 특화된 직업을 가질수록 실업에서 취업으로의 확률이 낮아진다고 할 수 있다.

3) 예컨대 한국에서 최근의 조선업의 불황으로 해당 산업 일자리가 대폭 감소한 사실이 있다.

<표 6> cei가 취업에서 실업으로 이동에 미치는 영향(패널로짓 분석 결과)

	employment to unemployment		
	panel logit 7	panel logit 8	panel logit 9
log_cei	-0.097*** (0.002)	0.009 (0.784)	0.012 (0.728)
hhead		0.030 (0.751)	0.004 (0.964)
gender		-0.029 (0.755)	-0.029 (0.764)
age		-0.024*** (0.000)	-0.021*** (0.000)
yedu		-0.094*** (0.000)	-0.083*** (0.000)
union		-0.909*** (0.000)	-0.915*** (0.000)
2014.year			0.129 (0.460)
2015.year			-0.124 (0.501)
2016.year			-0.025 (0.890)
2017.year			0.118 (0.494)
2018.year			0.223 (0.151)
2019.year			0.486*** (0.001)
2020.year			0.053 (0.744)
2021.year			-0.497*** (0.006)
Constant	-4.870*** (0.000)	-2.829*** (0.000)	-3.090*** (0.000)
Observations	103,704	71,517	62,339
Number of pid	18,867	14,339	13,582

주: 1) ***는 1%, **은 5%, *는 10% 유의수준에서 유의함.

2) ()안은 P값임.

<표 7> cei가 취업에서 실업으로 이동에 미치는 영향(패널로짓 분석 결과) -
 산업내 취업지속은 실업으로 간주

	employment to unemployment		
	panel logit 10	panel logit 11	panel logit 12
log_cei	0.056** (0.032)	-0.024 (0.414)	-0.042 (0.202)
hhead		1.003*** (0.000)	0.967*** (0.000)
gender		0.001 (0.995)	0.014 (0.887)
age		0.036*** (0.000)	0.054*** (0.000)
yedu		0.061*** (0.000)	0.122*** (0.000)
union		0.741*** (0.000)	1.003*** (0.000)
2014.year			10.225*** (0.000)
2015.year			9.611*** (0.000)
2016.year			10.085*** (0.000)
2017.year			10.161*** (0.000)
2018.year			7.899*** (0.000)
2019.year			9.807*** (0.000)
2020.year			9.848*** (0.000)
2021.year			9.173*** (0.000)
2022.year			6.563*** (0.000)
Constant	4.538*** (0.000)	1.272*** (0.000)	-8.343*** (0.000)
Observations	81,658	55,694	55,694
Number of pid	18,866	14,136	14,136

주: 1) ***는 1%, **은 5%, *는 10% 유의수준에서 유의함.

2) ()안은 P값임.

<표 8> cei가 실업에서 취업으로 이동에 미치는 영향(패널로짓 분석 결과)

	unemployment to employment		
	panel logit 13	panel logit 14	panel logit 15
log_cei	-0.064** (0.038)	0.062* (0.056)	0.063* (0.052)
hhead		-0.232*** (0.010)	-0.201** (0.025)
gender		0.126 (0.152)	0.129 (0.140)
age		-0.033*** (0.000)	-0.036*** (0.000)
yedu		-0.058*** (0.000)	-0.073*** (0.000)
union		-1.502*** (0.000)	-1.505*** (0.000)
2014.year			-0.451*** (0.003)
2015.year			-0.471*** (0.002)
2016.year			-0.299** (0.036)
2017.year			-0.349** (0.015)
2018.year			-0.681*** (0.000)
2019.year			-0.549*** (0.000)
2020.year			-0.145 (0.228)
2021.year			-0.192 (0.113)
Constant	-5.020*** (0.000)	-3.059*** (0.000)	-2.295*** (0.000)
Observations	103,704	71,517	66,325
Number of pid	18,867	14,339	14,052

주: 1) ***는 1%, **은 5%, *는 10% 유의수준에서 유의함.

2) ()안은 P값임.

<표 9> cei가 실업에서 취업으로 이동에 미치는 영향(패널로짓 분석 결과) -
 산업내 취업지속은 실업으로 간주

	unemployment to employment		
	panel logit 16	panel logit 17	panel logit 18
log_cei	-0.098*** (0.000)	-0.042*** (0.006)	-0.037** (0.016)
hhead		0.074* (0.096)	0.104** (0.019)
gender		-0.138*** (0.001)	-0.126*** (0.004)
age		-0.003** (0.035)	-0.008*** (0.000)
yedu		-0.033*** (0.000)	-0.050*** (0.000)
union		-1.257*** (0.000)	-1.260*** (0.000)
2014.year			-1.814*** (0.000)
2015.year			-0.242*** (0.001)
2016.year			-0.190*** (0.008)
2017.year			-0.186*** (0.008)
2018.year			-0.290*** (0.000)
2019.year			-0.505*** (0.000)
2020.year			-0.042 (0.486)
2021.year			-0.087 (0.149)
Constant	-2.481*** (0.000)	-1.981*** (0.000)	-1.268*** (0.000)
Observations	103,704	71,517	66,325
Number of pid	18,867	14,339	14,052

주: 1) ***는 1%, **은 5%, *는 10% 유의수준에서 유의함.

2) ()안은 P값임.

V. 맺음말

이상에서 직업이 산업에 집중된 정도를 나타내는 CEI 지수가 근로자들의 임금, 산업간 및 직종간 이동, 취업에서 실업확률, 실업에서 취업확률 등을 분석하였다.

머리말에서 언급한 바와 같이 CEI가 높다는 것은 근로자의 취업선택 범위가 좁다는 것을 의미하며, 그만큼 사용자와의 임금협상에서 불리한 상황에 처한다는 것을 의미한다.

이와 같은 이론적 가정은 본 연구에서 실제 데이터로 입증 가능하였다. CEI가 임금에 미치는 영향을 살펴본 결과, CEI가 높은 근로자일수록 실질 시간당 임금이 낮아지는 것을 볼 수 있었다. 또한 CEI 지수와 KLIPS 데이터를 연결하여 분석한 결과, CEI가 높을수록 산업간 이동과 직종간 이동확률이 낮아지는 것을 볼 수 있었다. 또한 일반적인 상황에서는 CEI가 취업에서 실업확률과 실업에서 취업확률에 미치는 효과는 통계적 유의성이 낮거나 모형에 따라 부호가 각기 다르게 나타나 뚜렷한 결론을 내리기 어려웠으나, 특정 산업에 경제충격이 발생하여 일자리가 사라진 특수한 상황을 가정한 결과 CEI는 취업에서 실업확률을 높이며, 반대로 실업에서 취업확률을 낮추는 방향으로 작용한다는 것을 발견하였다.

이 연구의 시사점은 다음과 같다. 특정 산업에 편중된 직업은 임금수준이 상대적으로 낮고, 산업간, 직종간 이동이 드물다. 이러한 특성 때문에 이러한 직업을 가진 근로자는 자신이 속한 산업에 커다란 경제충격이 발생하면 쉽게 실업자로 바뀌거나 실업자였어도 다시 취업을 갖기 어려운 상황에 놓인다. 따라서 정책당국은 특정 산업의 경제 충격이 발생하였을 때 CEI가 높은 근로자들은 그렇지 않은 근로자들보다 직업 이동과 임금수준의 회복이 늦다는 것을 염두에 두고 정책을 시행해야 할 필요가 있다. 예컨대 CEI가 높은 근로자에게 직업 이동 비용을 낮추기 위해 훈련비의 혜택을 주거나 직업 이동 정보를 충실히 제공함으로써 직업 이동을 촉진시킬 수 있을 것이다. 이를 통해 특정 산업에서 경제 위기 시 근로자들이 신속하게 직업 이동을 하게 된다면 국가적으로도 노동력의 효율적 사용 측면에서 바람직할 것이다.

참고문헌

- 김태기(2018). 「한국의 산업간 노동이동과 노동생산성 변화 분석」. 『산업경제연구』 31권 1호 (2018. 2): 113-131.
- 박창현, 이상아(2019). 「산업간 노동이동 경직성의 거시경제적 영향」. 『조사통계월보』 2019년 12월 호 (2019. 12): 16-36.
- 이은석, 박창현, 박세준, 김주영(2013). 「산업간 노동이동성 분석 및 시사점」. 『조사통계월보』 67권 10호 (2013. 10): 16-34.
- Bivens, J., Gould, E., Mishel, E., Shierholz, H., 2014. "Raising Americas pay". Economic Policy Institute Briefing Paper 378.
- De Loecker, J., Eeckhout, J., Unger, G., 2020. "The rise of market power and the macroeconomic implications". The Quarterly Journal of Economics 135, 561 - 644.
- Elliott, R.J., Lindley, J., 2006. "Skill specificity and labour mobility: Occupational and sectoral dimensions". The Manchester School 74, 389 - 413.
- Haltiwanger, J.C., Hyatt, H.R., Spletzer, J., 2022. *Industries, mega firms, and increasing inequality. Technical Report*. National Bureau of Economic Research.
- Herv, J., 2023. "Specialists or Generalists? Cross-Industry Mobility and Wages". Labor Economics 84, Article 102391
- Manning, A., 2003. *Monopsony in motion: Imperfect competition in labor markets*. Princeton University Press.
- Neffke, F., Otto, A., Hidalgo, C., 2016. "The mobility of displaced workers: How the local industry mix affects job search strategies". CID Research Fellow and Graduate Student Working Paper Series.
- Neffke, F.M., Otto, A., Weyh, A., 2017. "Inter-industry labor flows. Journal of Economic Behavior & Organization 142", 275 - 292.
- Stansbury, A., Summers, L.H., 2020. "The declining worker power hypothesis: An explanation for the recent evolution of the American economy". Technical Report. National Bureau of Economic Research.