

자연실험에 의한 정규직-비정규직의 임금격차 추정*

윤 종 인**

논문 초록 본 연구는 정규직 근로자와 비정규직 근로자의 임금격차를 추정하였다. 고용형태에 따른 임금격차는 과대추정되는 경우가 많은데, 이는 통제변수 또는 공변량을 이용하여 통제하지 않았기 때문이다. 그럼에도 불구하고 적절한 통제변수 또는 공변량을 찾는 일은 매우 어렵다. 이에 본 연구는 고용형태의 변화를 경험한 근로자를 대상으로 자연실험을 수행하였다. 결과에 따르면, 정규직에서 비정규직으로 전환된 근로자의 경우 임금변동의 77.2%를 근로자속성이 설명하고 나머지를 고용형태가 설명했다. 또한 비정규직에서 정규직으로 전환된 근로자의 경우, 임금변동의 70.5%를 고용형태가 설명하고 나머지를 근로자속성이 설명했다. 끝으로 정규직과 비정규직 근로자의 임금을 비교하면, 후자는 전자보다 12.5% 또는 18.4% 낮았다.

핵심 주제어: 비정규직 근로, 임금격차, 매칭(matching), 처치군에 대한 평균처치효과(ATT), 자연 실험

경제학문헌목록 주제분류: J31, N30

투고 일자: 2023. 7. 2. 심사 및 수정 일자: 2023. 8. 30. 게재 확정 일자: 2023. 10. 20.

* 본 논문을 심사해 주신 익명의 심사자에게 감사드립니다. 이 논문은 2023년 백석대학교 대학원 구비에 의하여 수행된 것임.

** 백석대학교 경상학부 교수, e-mail: jiyoon@bu.ac.kr

I. 문제제기

정규직 노동자와 비정규직 노동자의 임금격차는 여전히 논쟁적인 이슈이다. 임금격차가 대단히 크다는 연구결과도 있지만 그렇지 않다는 연구결과도 많기 때문이다. 예를 들어 안주엽·정성미(2012)에 따르면 정규직 임금 대비 비정규직 임금은 2004년 74%, 2009년 62%, 2011년 65%이었고, 김수현(2022)에 따르면 비정규직 임금은 정규직 임금에 비해 2019년에는 39.3%, 2020년 41.4% 낮았다. 반면에 김용민·박기성(2006)에 따르면, 평균임금격차는 6.8% 정도라고 한다. 또한 남재량(2006)은 2.2-3.4%, 이인재·김태기(2009)는 4-8%의 임금격차를 보고하였다. 조심스럽게 연구결과를 제시하기는 했으나 가장 적은 임금격차를 보고한 것은 김선애·김진영(2011)으로 정규직-비정규직의 임금격차는 사실상 없다는 결론을 제시했다.

고용형태에 따른 임금격차를 추정할 때, 근로자 속성이나 사업체 속성의 통제에 매우 중요한 문제이다. 정규직 근로자에 비해 비정규직 근로자의 임금이 낮다고 하더라도 그것이 전적으로 고용형태의 탓이라고 보기는 어렵기 때문이다. 따라서 근로자 속성 등을 통제하지 않은 연구는 고용형태에 따른 임금격차를 과대추정하는 오류를 범하게 된다. 물론 이를 극복하기 위한 시도가 학계에서 일찍부터 이루어졌다. 선행연구 중 고용형태에 따른 임금격차가 크지 않다고 보고한 것은 이를 고려하여 수행된 것이었다. 그럼에도 불구하고 단순히 정규직의 평균임금과 비정규직의 평균임금의 격차만을 이용한 주장이 여전히 제기되고 있다.

고용형태에 따른 임금격차의 추정에서 중요한 것은 첫째 임금에 영향을 미치는 요인 중 고용형태 이외의 통제변수를 찾는 것이고, 둘째 이 통제변수를 이용하여 적절한 통계기법으로 임금격차를 추정하는 것이다. 통계기법과 관련해서는 많은 연구들이 패널회귀분석을 이용하였고, 김선애·김진영(2011)은 매칭추정법(matching estimator)을 이용한 바 있다.

어떤 통계기법을 이용하든 간에 어려운 것은 적절한 통제변수 또는 공변량을 찾는 일이다. 통제변수로 널리 이용되는 것은 성, 연령, 학력 등인데, 이지영·고영선(2023)이 지적하고 있듯이 대졸자 간의 임금격차는 대단히 크다. 따라서 대학진학률이 80%에 육박하는 우리나라에서 학력을 이용하여 통제한다는 것은 측정오류(mismeasurement)의 위험을 안고 있다.

본 연구는 고용형태 이외의 요인을 통제하는 새로운 기법을 시도하였다. 즉 일종의 자연실험(natural experiment)을 이용하여 정규직과 비정규직 노동자의 임금격차를

추정하려는 것이다. 그 아이디어는 다음과 같다. 기존의 연구가 전지해 왔던 관점 즉 (패널회귀분석에서) 고용형태 이외의 요인을 나타내는 통제변수에 의한 통제 또는 (평균처리효과모형에서) 공변량(covariate)에 의한 매칭을 하되, 이를 자연실험을 통해 시도해보자는 것이다.

자연실험의 대상은 두 가지이다. 하나는 정규직에서 비정규직으로 전환된 근로자 집단이고, 다른 하나는 비정규직에서 정규직으로 전환된 근로자 집단이다. 이들은 정규직과 비정규직 간에 이동했던 집단이므로 고용형태 이외의 여러 속성에 의해 통제 또는 매칭된 집단으로 간주할 수 있다. 따라서 고용형태 변경 전후 두 집단의 임금을 비교하면 고용형태에 따른 임금격차, 즉 정규직-비정규직 임금격차를 추정할 수 있다. 물론 이렇게 추정된 임금격차에는 고용형태 이외의 속성이 매우 적은 영향을 미쳤을 것으로 생각할 수 있다. 왜냐하면 고용형태만이 바뀐 ‘동일한’ 근로자를 대상으로 하기 때문이다. 따라서 이 접근법의 장점은 분명하다. 통제변수 또는 공변량을 전혀 고려하지 않는다는 점이다. 고용형태만이 바뀐 ‘동일한’ 근로자를 대상으로 하기 때문에 매칭된 집단을 구하기 위해 통제변수를 이용할 필요가 없다.

이 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서 자료를 설명하고 연구방법으로서 자연실험을 제시한다. 제Ⅲ절에서는 임금격차를 분해하고, 정규직-비정규직 임금격차의 추정치를 제시한다. 제Ⅳ절에서 결론을 맺으며, 부록에서는 평균처리효과모형에 대해 간략하게 요약한다.

Ⅱ. 자료 및 연구방법

1. 자 료

본 연구는 1998-2020년 노동연구원의 한국노동패널(KLIPS)을 이용하였다. 모든 자료는 개인자료이며, 이에 대한 기술적 통계는 <표 1>에 제시되어 있다.

<표 1>에 제시된 표본은 정규직 근로자, 비정규직 근로자, 자영업자, 실업자, 비경제활동인구로 구분되어 있다. 이들을 모두 합산하면, 15세 이상 인구가 된다. 또한 8-10월에는 정규직 근로자, 비정규직 근로자의 평균임금과 자영업자의 평균소득이 제시되어 있다. 정규직 근로자, 비정규직 근로자의 임금과 자영업자의 소득은 6월 기준의 월 임금과 월 소득이다. 본 논문에서 임금과 소득은 소비자물가지수를 이용하여 2020년 가격으로 환산하였다.

〈표 1〉 표본의 기술적 통계

연도	표본수						평균임금(또는 평균소득)		
	총계	정규직근로자	비정규직근로자	자영업자	실업자	비경제활동인구	정규직근로자	비정규직근로자	자영업자
1998	13,306	3,236	1,277	1,901	1,010	5,882	198.0	111.6	217.6
1999	11,944	2,912	1,570	1,701	445	5,316	187.8	104.8	207.0
2000	11,202	2,877	1,370	1,564	255	5,136	188.7	113.6	224.9
2001	11,046	2,993	1,350	1,484	223	4,996	199.5	116.1	269.9
2002	10,960	3,091	1,337	1,526	200	4,806	211.2	126.4	299.3
2003	11,535	3,320	1,372	1,519	275	5,049	228.3	128.4	294.5
2004	11,656	3,309	1,418	1,557	282	5,090	241.6	131.8	314.3
2005	11,580	3,169	1,339	1,702	286	5,084	249.9	133.5	271.4
2006	11,753	3,347	1,366	1,636	279	5,125	259.8	137.0	310.6
2007	11,852	3,397	1,342	1,652	232	5,229	272.7	137.3	296.0
2008	11,732	3,390	1,344	1,640	182	5,176	269.3	135.4	302.3
2009	14,489	3,842	1,875	2,070	303	6,399	265.9	129.4	270.9
2010	14,116	3,871	1,932	2,035	190	6,088	266.3	133.8	270.8
2011	13,899	3,906	1,937	1,968	179	5,909	271.2	132.7	281.5
2012	13,994	3,974	1,969	2,002	191	5,858	277.6	137.3	283.4
2013	13,885	3,976	1,965	1,967	156	5,821	284.1	139.0	286.0
2014	13,168	3,823	1,966	1,890	153	5,336	287.6	142.1	289.7
2015	14,010	4,102	1,954	1,914	153	5,887	291.2	145.2	292.9
2016	14,202	4,225	1,995	1,928	142	5,912	293.7	147.2	304.6
2017	14,475	4,344	2,074	1,911	153	5,993	297.7	151.1	306.6
2018	23,970	6,780	3,408	3,084	253	10,445	298.1	148.4	290.6
2019	23,223	6,616	3,295	2,898	293	10,121	305.1	148.6	294.3
2020	22,959	6,482	3,129	2,825	289	10,234	314.5	149.2	306.9

주: 1) 노동연구원의 한국노동패널(KLIPS)로부터 필자가 계산한 것임.

2) 8-9월의 값은 정규직근로자와 비정규직근로자의 월평균임금이고, 10월의 값은 자영업자의 월평균소득임.

2020년을 기준으로 할 때, 각 고용형태가 차지하는 비율은 다음과 같다. 15세 이상 표본(=정규직 근로자+비정규직 근로자+자영업자+실업자+비경제활동인구) 대비로 정규직 근로자는 28.2%, 비정규직 근로자는 13.6%, 자영업자는 12.3%, 실업자는 1.3%, 비경제활동인구는 44.6%이었다. 또한 취업자(=정규직 근로자+비정규직 근로자+자영업자) 대비로는 정규직 근로자가 52.1%, 비정규직 근로자는 25.2%, 자영업자는 22.7%이었다. 임금근로자(=정규직 근로자+비정규직 근로자) 대비로는 정규

직 근로자가 67.4%, 비정규직 근로자는 32.5%이었다.

취업자 대비 각 고용형태가 차지하는 비율의 추이를 살펴보면 다음과 같다. 취업자 대비 정규직 근로자의 비율은 50% 아래로 떨어진 적도 있지만 대체로 50%를 약간 상회하는 수준에서 등락을 거듭하고 있다. 2020년에는 52.1%이었다. 한편 취업자 대비 비정규직 근로자의 비율은 2008년 21.1%에서 2009년 24.1%로 높아졌는데 이후 25% 수준에서 큰 변동이 없다. 끝으로 취업자 대비 자영업자의 비율은 하락추세가 있었던 것으로 보이는데, 2012년까지 25%를 넘었으나 2013년 25% 아래로 떨어졌으며 2020년에는 22.7%까지 낮아졌다.

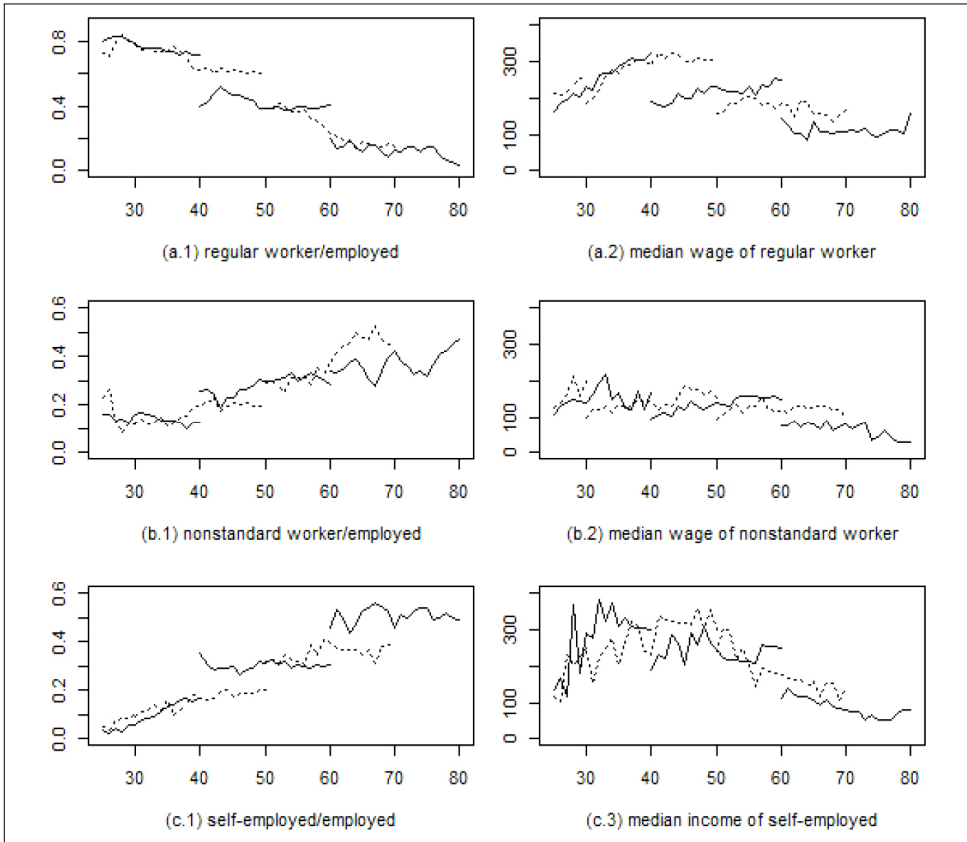
정규직 근로자의 임금 대비 비정규직 근로자의 임금은 2000년 60.2%에서 2007년에는 48.7%로 50% 이하가 되었다. 이후 50%을 넘은 적도 있지만 대체로 50%를 넘지 못했고, 2020년에는 47.5%로 가장 낮은 수준에 도달하기도 했다. 반면에 정규직 근로자의 임금 대비 자영업자의 소득은 2017년까지는 100%를 넘었다. 하지만 2018년 이후 100% 이하로 낮아졌고, 2020년에는 97.6%이었다. 자영업자의 소득이 임금소득과 자본소득의 합이라는 점을 감안하면, 자영업자의 소득은 상당히 적은 편이라고 볼 수 있다. 게다가 자영업자 소득이 하락 추세에 있다는 점에서 자영업자의 저소득도 비정규직 문제만큼 중요한 문제임을 알 수 있다.

한편 <그림 1>에는 연령프로파일(age profile)이 제시되어 있다. (a. 1), (b. 1), (c. 1)은 취업자 대비로 정규직 근로자, 비정규직 근로자, 자영업자가 차지하는 비율의 연령프로파일을 보여준다. 정규직 근로자 비율은 연령이 높아질수록 점차 하락하여 60세가 넘으면 20%까지 낮아진다. 반면에 비정규직 근로자 비율은 40대 이전에는 20% 이하이지만 연령이 높아질수록 상승하여 60세에 이르면 30%를 넘는다. 자영업자 비율은 20대 10% 이하에서 시작하여 연령이 높아질수록 상승하며 60세에 이르면 40%를 넘는다. 이 결과는 고용형태에 관한 한 연령효과(age effect)가 있음을 보여준다. 즉 경제활동 초기에는 정규직 근로자가 많지만 연령이 높아짐에 따라 비정규직 근로자와 자영업자로 이동하는 라이프사이클이 관찰된다.

코호트효과(cohort effect)도 있다. 코호트효과가 가장 뚜렷하게 관찰되는 것은 1960년생의 40-60세 프로파일과 1970년생의 30-50세 프로파일이다. 이 두 코호트의 경우 40대의 비율을 공통적으로 관찰할 수 있는데, (a. 1)에서 1970년생의 경우 40대 정규직 근로자 비율은 60%를 넘지만 1960년생의 경우 40대 정규직 근로자 비율은 40% 정도이다. 한편 (b. 1)을 보면, 1960년생과 1970년생의 비정규직 근로자 비율에는 코호트 간 차이가 뚜렷하지 않다. 끝으로 (c. 1)을 보면, 1960년생의 40대 자영업

자 비율은 30%를 넘는 반면 1970년생의 비율은 20%를 넘지 않는다. 1970년생의 연령 프로파일과 1980년생, 1990년생의 프로파일이 거의 겹친다는 것을 감안하면, 이러한 코호트효과는 1970년생 이후 일반적으로 나타난다고 볼 수 있다.

〈그림 1〉 고용형태별 비중 및 임금(또는 소득)의 연령프로파일



- 주: 1) 모든 그림에서 연령프로파일은 우측에서부터 코호트별로 점선과 실선이 번갈아 그려져 있음. 가장 우측은 1940년생(실선), 그 다음은 1950년생(점선), 1960년생(실선), 1970년생(점선), 1980년생(실선), 1990년생(점선)의 연령프로파일임.
- 2) (a.1), (b.1), (c.1)은 정규직근로자, 비정규직근로자, 자영업자의 (취업자 대비) 비중의 연령 프로파일이고, (a.2), (b.2), (c.2)는 정규직근로자, 비정규직근로자, 자영업자의 임금 또는 소득의 (중앙값의) 연령프로파일임.

코호트효과를 요약하면 다음과 같다. 1960년생 이후 세대의 경우 정규직 근로자는 많아지고, 자영업자는 감소했지만, 비정규직 근로자에는 큰 변화가 없었다. 바꾸어 말하면, 1960년생 이후 세대에서 나타난 코호트효과의 핵심은 정규직 근로자가 증가

했지만 - 그 대신 비정규직 근로자가 감소하는 것이 아니라 - 자영업자가 감소하는 것으로 나타났다는 점이다. 우리는 흔히 비정규직 문제만을 이야기하지만 노동시장의 실상을 올바르게 파악하려면 자영업자의 감소를 함께 논의하지 않으면 안 된다. <표 1>의 결과에서 2010년 이후 정규직 근로자와 비정규직 근로자의 비중에 큰 변화가 없었던 반면에 자영업자의 비중이 감소했다고 말한 바 있는데, 여기에는 연령효과와 코호트효과가 함께 작용했던 것으로 보인다.

다음으로 <그림 1>의 (a. 2), (b. 2), (c. 2)는 정규직 근로자와 비정규직 근로자의 임금, 그리고 자영업자의 소득의 연령프로파일을 보여준다. (a. 2)를 보면 정규직 근로자의 임금은 20대 이후 높아지다가 50대에 정점에 이르고 이후 낮아졌던 것으로 보인다. 물론 코호트효과도 있었던 것으로 보인다. 한편 (b. 2) 비정규직 근로자의 경우 연령효과와 코호트효과는 작았다. 연령이 증가함에 따라 임금은 서서히 하락했던 것으로 보이지만 정규직 근로자만큼 큰 변화를 보이지는 않았다. 끝으로 (c. 2) 자영업자의 임금프로파일은 꽤 다른 형태를 보여준다. 30~50세일 때 가장 소득이 많았던 것으로 보이며, 50대 이후에는 큰 폭으로 소득이 감소했다.

2. 연구방법

본 연구의 방법은 자연실험에 해당한다. 이하의 설명은 평균처치효과모형의 맥락에서 제시되고 있는데, 평균처치효과모형에 관한 설명은 부록에 제시하였다. 따라서 이하에서 등장하는 매칭, 처치, ATT, 가상, 공변량 등의 개념은 부록의 설명을 참조하면 된다.

자연실험의 기본 아이디어는 다음과 같다. 정규직에서 비정규직(또는 비정규직에서 정규직)으로 전환된 동일한 근로자의 임금변동을 살펴보는 것이다. 이 접근법은 평균처치효과모형의 두 가지 가정을 충족한다. 동일한 근로자를 대상으로 하기 때문에 무시가능성(ignorability)이 충족된다. 또한 이 근로자의 수가 충분히 많다면, 중첩(overlap)의 가정도 충족된다.

이 방법의 가장 큰 장점은 통제변수 또는 공변량을 굳이 선택하지 않아도 된다는 점이다. 즉 자연실험을 이용하면, 처치(정규직인가 비정규직인가 여부)를 제외한 모든 요인이 같은 집단을 쉽게 구할 수 있다. 우선 $t-1$ 기 정규직에서 t 기 비정규직으로 전환된 근로자로 이루어진 집단을 생각해 보자. 이 집단은 동일한 근로자로 이루어져 있기 때문에 이 집단에 속한 $t-1$ 기 근로자와 t 기 근로자는 고용형태만 다를 뿐

모든 것이 같다(연령은 1년 차이가 있게 되지만 그 차이는 크지 않다고 가정한다). 결국 평균처치효과모형의 개념을 따르면, $t-1$ 기 근로자와 t 기 근로자는 매칭된 집단이 된다. 물론 $t-1$ 기 비정규직에서 t 기 정규직으로 전환된 근로자로 이루어진 집단도 마찬가지이다. 본래 평균처치효과모형에서는 매칭된 집단을 구하기 위해서 통제변수 또는 공변량을 이용한다. 하지만 본 연구에서는 자연실험을 통해 매칭된 집단을 구하므로 통제변수 또는 공변량이 필요없다.

매칭된 집단을 구하였으므로 우리는 정규직-비정규직 임금격차를 추정할 수 있다. 이는 평균처치효과모형에서 ATT를 추정하는 것과 같다. 이제 자연실험의 대상은 두 집단이다. 하나는 $t-1$ 기에 정규직이었던 근로자 중에 t 기에 비정규직으로 전환된 근로자이다. 이 근로자의 t 기 임금과 $t-1$ 기 임금의 차이를 구하면 - 처치(treatment)를 비정규직으로 정의할 때 - ATT가 된다. 다른 하나는 $t-1$ 기에 비정규직이었던 근로자 중에 t 기에 정규직으로 전환된 근로자이다. 이 근로자의 경우 t 기 임금과 $t-1$ 기 임금의 차이를 구하면 - 처치를 정규직으로 정의할 때 - ATT가 된다. 따라서 본 연구는 자연실험을 통해 매칭된 두 근로자집단을 구하고 두 개의 ATT, 즉 두 개의 정규직-비정규직 임금격차 추정치를 구하게 된다.

본 연구의 1차적인 목표는 정규직-비정규직 임금격차를 추정하는 것이다. 많은 경우 정규직-비정규직 임금격차를 과대추정하곤 하는데, 그 이유는 정규직과 비정규직 근로자의 전체 임금격차를 고용형태에 따른 것으로 환원시켜버리는 데 있다. 이하의 방법을 이용하면, 고용형태에 따른 임금격차를 추정할 수 있을 뿐만 아니라 정규직과 비정규직 근로자의 전체 임금격차를 고용형태에 의한 것과 그것을 제외한 요인에 의한 것으로 분해할 수 있도록 해준다.

근로자의 임금을 좌우하는 요인을 크게 두 가지로 구분하기로 하자. 하나는 정규직-비정규직 여부이고, 또 다른 하나는 이를 제외한 근로자의 속성이다. 근로자의 속성에는 연령, 성, 학력 등 관측가능한 요인과 함께 관측불가능한 모든 요인이 포함된다. 그렇다면 임금격차는 '정규직-비정규직 임금격차'와 '근로자 속성에 따른 임금격차'로 분해할 수 있다.

이를 위해 우선 근로자를 $t-1$ 기와 t 기의 고용형태에 따라 4개 집단으로 구분한다. 1집단은 정규직→정규직인 근로자이고, 2집단은 정규직→비정규직인 근로자이다. 또한 3집단은 비정규직→정규직인 근로자이고, 4집단은 비정규직→비정규직인 근로자이다. 여기에서 2집단은 $t-1$ 기와 t 기에 걸쳐 고용형태의 변화를 겪었을 뿐 모든 근로자속성이 같은 집단이므로 매칭된 집단이 된다. 또한 마찬가지로 3집단도

$t-1$ 기와 t 기에 걸쳐 매칭된 집단이 된다.

$w_{i,t}^r$ 를 정규직인 i 집단의 t 기 임금이라 하고, $w_{i,t}^n$ 를 비정규직인 i 집단의 t 기 임금이라 하자($i=1, 2, 3, 4$). 정규직-비정규직 임금격차를 구하기 위하여 다음의 (1)을 가정한다.

$$w_{2,t}^* = w_{2,t-1}^r + (w_{1,t}^r - w_{1,t-1}^r) \quad (1a)$$

$$w_{3,t}^* = w_{3,t-1}^n + (w_{4,t}^n - w_{4,t-1}^n) \quad (1b)$$

$w_{2,t}^*$ 는 2집단이 t 기에 정규직으로 남았다고 가정할 때 가상의(counterfactual) 임금을 나타내고, $w_{3,t}^*$ 는 3집단이 t 기에 비정규직으로 남았다고 가정할 때 가상의 임금을 나타낸다. 따라서 (1a)는 1집단과 2집단이 t 기에 모두 정규직으로 남는다면 두 집단의 임금상승의 크기는 같다고 가정하는 것이고, (1b)는 3집단과 4집단이 t 기에 모두 비정규직으로 남는다면 두 집단의 임금상승의 크기는 같다고 가정하는 것이다. 이에 대해서는 (2)를 설명한 후에 다시 논의한다.

(1)의 가정 하에 (2a)는 t 기 1집단의 정규직 임금과 2집단의 비정규직 임금의 차이를 나타내며, (2b)는 t 기 3집단의 정규직 임금과 4집단의 비정규직 임금의 차이를 나타낸다.

$$w_{1,t}^r - w_{2,t}^n = (w_{1,t}^r - w_{2,t}^*) + (w_{2,t}^* - w_{2,t}^n) \quad (2a)$$

$$\begin{aligned} &= w_{1,t}^r - [w_{2,t-1}^r + (w_{1,t}^r - w_{1,t-1}^r)] + [w_{2,t-1}^r + (w_{1,t}^r - w_{1,t-1}^r)] - w_{2,t}^n \\ &= (w_{1,t-1}^r - w_{2,t-1}^r) + [w_{2,t-1}^r - (w_{2,t}^n - (w_{1,t}^r - w_{1,t-1}^r))] \end{aligned}$$

$$w_{3,t}^r - w_{4,t}^n = (w_{3,t}^r - w_{3,t}^*) + (w_{3,t}^* - w_{4,t}^n) \quad (2b)$$

$$\begin{aligned} &= w_{3,t}^r - [w_{3,t-1}^n + (w_{4,t}^n - w_{4,t-1}^n)] + [w_{3,t-1}^n + (w_{4,t}^n - w_{4,t-1}^n)] - w_{4,t}^n \\ &= [w_{3,t-1}^n - (w_{3,t}^r + (w_{4,t}^n - w_{4,t-1}^n))] + (w_{3,t-1}^n - w_{4,t-1}^n) \end{aligned}$$

(2a)는 t 기 1집단의 정규직 임금과 t 기 2집단의 비정규직 임금의 차이가 근로자속성에 따른 임금격차 ($w_{1,t}^r - w_{2,t}^*$)과 정규직-비정규직 임금격차 ($w_{2,t}^* - w_{2,t}^n$)로 분해됨을 의미한다. (2a)의 셋째 줄을 보면 근로자속성에 따른 임금격차는 첫째 항 ($w_{1,t-1}^r - w_{2,t-1}^r$)을 이용하여 구하고, 정규직-비정규직 임금격차는 둘째 항 [$w_{2,t-1}^r$

$-(w_{2,t}^n - (w_{1,t}^r - w_{1,t-1}^r))]$ 을 이용하여 구하면 된다. 또한 (2b)는 t 기 3집단의 정규직 임금과 t 기 4집단의 비정규직 임금의 차이가 정규직-비정규직 임금격차 ($w_{3,t}^r - w_{3,t}^*$)과 근로자속성에 따른 임금격차 ($w_{3,t}^* - w_{4,t}^n$)로 분해됨을 의미한다. (2b)의 셋째 줄을 보면 정규직-비정규직 임금격차는 첫째 항 $[w_{3,t}^r - (w_{3,t-1}^n + (w_{4,t}^n - w_{4,t-1}^n))]$ 을 이용하여 구하고, 근로자속성에 따른 임금격차는 둘째 항 ($w_{3,t-1}^n - w_{4,t-1}^n$)을 이용하여 구하면 된다.

(2a)와 (2b)에 대해서는 조금 더 설명할 필요가 있다. (2a)는 2집단을 매칭된 집단으로 이용하는 것이다. 우선 (2a)의 셋째 줄에서 첫째 항 ($w_{1,t-1}^r - w_{2,t-1}^r$)은 근로자속성에 따른 임금격차인 것이 자명해 보인다. 하지만 정규직-비정규직 임금격차를 나타내는 둘째 항에 대해서는 설명이 필요하다. 2집단 근로자는 $t-1$ 기에서 t 기가 되면서 두 가지 임금 하락을 겪는다. 하나는 정규직에서 비정규직으로 전환되면서 $w_{2,t-1}^r$ 에서 $w_{2,t}^n$ 으로 임금이 하락한다. 또 다른 하나는 정규직으로 그대로 남았다면 얻을 수 있었던 $w_{1,t}^r - w_{1,t-1}^r$ 을 상실한 것이다. 후자는 기회비용에 해당하는 것으로 이것도 정규직-비정규직 임금격차에 반영되어야 한다. 따라서 (1a)의 가정이 필요한 이유는 기회비용을 반영해야 하기 때문이다. 결국 정규직-비정규직 임금격차는 $w_{2,t-1}^r$ 과 $w_{2,t}^n - (w_{1,t}^r - w_{1,t-1}^r)$ 의 차이가 되는데, 이는 $t-1$ 기에서 t 기가 되면서 나타난 임금격차로 이해할 수 있다. 흔히 정규직-비정규직 임금격차를 나타낼 때 정규직 임금 대비 비율로 나타내곤 하는데, 본 연구는 $[w_{2,t-1}^r - (w_{2,t}^n - (w_{1,t}^r - w_{1,t-1}^r))]$ 을 $w_{2,t-1}^r$ 으로 나누어 구하였다. 이하의 <표 4>의 4열에 제시된 수치가 바로 그것이다. 따라서 이 비율은 $t-1$ 기에서 t 기에 걸쳐 나타난 정규직-비정규직 임금격차를 $t-1$ 기 정규직 임금으로 나누어 구한 것으로 이해하면 된다. 즉 $t-1$ 기 정규직이었던 근로자가 t 기에 비정규직으로 전환되면, 이 비율만큼 전기 대비로 임금하락을 겪게 된다는 뜻이다. 2집단을 이용한 (2a)에 대한 설명은 3집단을 이용한 (2b)에도 그대로 적용된다.

이제 (1a)와 (1b)의 가정에 대해 생각해 보자. (1a)의 가정은 1집단이든 2집단이든 정규직으로 남기만 한다면, 동일한 크기의 임금상승을 누린다고 가정하는 것이므로 자연스럽다고 생각할 수 있다. 하지만 2집단이란 결국 비정규직으로 전환된 집단이기 때문에 2집단의 임금상승은 1집단의 임금상승보다는 작을 가능성이 높다. 따라서 (1a)는 정규직-비정규직 임금격차를 과대평가할 수 있다. (1a)와 비교할 때 정반

대의 극단적인 가정은 기회비용인 $w_{1,t}^r - w_{1,t-1}^r$ 을 무시하는 것이다. 그 경우 정규직-비정규직 임금격차 추정치는 작아진다. 따라서 실제의 정규직-비정규직 추정치는 (1a)의 가정 하에 추정한 것과 기회비용을 무시한 가정 하에 추정한 것 사이에 있을 것으로 볼 수 있다. (1b)의 가정도 마찬가지이다. 이 가정에 따르면 3집단을 이용하여 추정한 정규직-비정규직 임금격차도 과대평가될 수 있다. 본 연구는 (1a)와 (1b)의 가정 하에 추정한 결과를 제시하되 이하 제III절에서 다시 논의하기로 한다.

III. 정규직-비정규직 전환에 따른 임금변동의 추정

이 절에서는 가장 먼저 근로자의 고용형태가 어떻게 전환되어 왔는가를 살펴보고, 이로부터 근로자를 1~4집단으로 구분한 결과를 제시한다. 이어서 임금격차를 분해하고, 정규직-비정규직 임금격차의 추정치를 제시한다. 다음으로 고용형태 변경에 따른 임금변동에 시차가 있었는가를 알아보기 위해 장기적인 임금변동이 어떠했는가를 살펴본다. 끝으로 두 개의 자연실험 집단인 2집단과 3집단의 특성, 즉 성, 학력, 연령을 비교한다.

1. 고용형태의 변화

우선 고용형태의 변화를 살펴보기로 하자. <표 2>는 $t-1$ 기와 t 기의 고용형태 변화를 보여준다. 3열, 4열, 5열에는 각각 $t-1$ 기에 정규직이었다가 t 기에 정규직으로 남은 근로자(1집단)의 수, 비정규직으로 바뀐 근로자(2집단)의 수, 자영업자로 바뀐 근로자의 수가 제시되어 있다. 6열은 이들의 합이다. 한편 7열, 8열은 각각 $t-1$ 기에 비정규직이었다가 t 기에 정규직으로 바뀐 근로자(3집단)의 수, 비정규직으로 남은 근로자의 수(3집단)이고, 9열은 이들의 합이다. 하단에 제시된 2015~2020년 평균값을 중심으로 살펴본다.

3~5열의 2015~2020년 평균값을 보면, $t-1$ 기에 정규직이었다가 t 기에 정규직으로 남은 근로자는 97.3%, 비정규직으로 전환된 근로자는 1.6%, 자영업자로 전환된 근로자는 1.2%이다. 연도별 추이를 보면, 차이가 큰 편은 아니지만 2010년 이전보다 2010년 이후 정규직에서 비정규직 또는 자영업자로 전환되는 비율이 하락했던 것으로 보인다. 한편 7~8열의 2015~2020년 평균값을 보면, $t-1$ 기에 비정규직이었다가 t 기에 정규직으로 바뀐 근로자는 7.1%, 비정규직으로 남은 근로자는 91.2%이었다.

〈표 2〉 고용형태의 전환

전환 연도	총계	정규직근로자에서				비정규직근로자에서		
		정규직 을 유지	비정규직 으로 전환	자영업자로 전환	소계	정규직 으로 전환	비정규직 을 유지	소계
2001	3,790	2,109 (0.961)	44 (0.020)	41 (0.019)	2,194	84 (0.148)	461 (0.813)	567
2002	4,039	2,296 (0.955)	40 (0.017)	67 (0.028)	2,403	69 (0.113)	520 (0.850)	612
2003	4,179	2,376 (0.95)	51 (0.020)	73 (0.029)	2,500	88 (0.142)	512 (0.824)	621
2004	4,440	2,506 (0.938)	93 (0.035)	73 (0.027)	2,672	111 (0.173)	518 (0.809)	640
2005	4,583	2,487 (0.934)	56 (0.021)	119 (0.045)	2,662	93 (0.133)	577 (0.823)	701
2006	4,756	2,571 (0.964)	55 (0.021)	42 (0.016)	2,668	84 (0.120)	599 (0.856)	700
2007	4,938	2,721 (0.962)	50 (0.018)	58 (0.021)	2,829	101 (0.136)	620 (0.837)	741
2008	4,906	2,723 (0.959)	66 (0.023)	51 (0.018)	2,840	92 (0.128)	610 (0.851)	717
2009	4,828	2,657 (0.952)	81 (0.029)	53 (0.019)	2,791	65 (0.091)	634 (0.889)	713
2010	5,854	3,059 (0.957)	87 (0.027)	50 (0.016)	3,196	94 (0.095)	869 (0.878)	990
2011	6,056	3,154 (0.965)	68 (0.021)	47 (0.014)	3,269	98 (0.091)	964 (0.891)	1,082
2012	6,219	3,263 (0.964)	69 (0.020)	54 (0.016)	3,386	109 (0.095)	1,013 (0.886)	1,143
2013	6,282	3,285 (0.965)	59 (0.017)	61 (0.018)	3,405	107 (0.091)	1,030 (0.877)	1,174
2014	6,320	3,325 (0.975)	53 (0.016)	31 (0.009)	3,409	67 (0.056)	1,109 (0.924)	1,200
2015	6,271	3,275 (0.97)	49 (0.015)	52 (0.015)	3,376	119 (0.097)	1,088 (0.882)	1,233
2016	6,628	3,535 (0.966)	71 (0.019)	52 (0.014)	3,658	94 (0.075)	1,132 (0.907)	1,248
2017	6,848	3,713 (0.974)	56 (0.015)	45 (0.012)	3,814	88 (0.067)	1,195 (0.915)	1,306
2018	6,923	3,753 (0.966)	77 (0.020)	54 (0.014)	3,884	132 (0.099)	1,178 (0.88)	1,339
2019	10,588	5,729 (0.981)	73 (0.012)	39 (0.007)	5,841	122 (0.058)	1,944 (0.931)	2,087
2020	10,299	5,583 (0.974)	90 (0.016)	61 (0.011)	5,734	103 (0.051)	1,874 (0.931)	2,013
2015~ 2020	7,226	4,265 (0.973)	69 (0.016)	51 (0.012)	4,385	110 (0.071)	1,402 (0.912)	1,538

주: 1) 〈표 1〉의 주1)과 같음.

2) 괄호 안은 각 근로자집단이 소계에서 차지하는 비중임. 예를 들어 2001년 3월 괄호 안의 96.1%는 $2,109/2,194=0.961$ 로 계산된 것임.

연도별 추이를 보면, 비정규직에서 정규직으로 전환되는 비율이 2008년까지 10%를 넘었지만 2009년 10% 이하를 기록한 이후 최근에는 6% 이하로 떨어졌다. 따라서 정규직→비정규직의 전환 비율과 비정규직→정규직의 전환 비율은 최근까지 조금씩 하락했다고 보면 된다.

2015~2020년 인원수 평균을 보면 다음과 같다. $t-1$ 기 정규직에서 t 기 비정규직으로 전환된 근로자(2집단)는 평균 69.3명이었고, $t-1$ 기 정규직에서 t 기 자영업자로 전환된 근로자는 평균 50.5명이었다. 한편 $t-1$ 기 비정규직에서 t 기 정규직으로 전환된 근로자(3집단)는 평균 109.7명이었다. 즉 정규직→비정규직의 전환 인원(69.3명) 보다는 비정규직→정규직의 전환 인원(109.3명)이 훨씬 더 많았다. 하지만 정규직→비정규직의 전환 인원과 정규직→자영업자의 전환 인원을 합하면(119.8명) 비정규직→정규직의 전환 인원보다 더 많았다.

2. 임금격차의 분해와 정규직-비정규직 임금격차

〈표 3〉은 $t-1$ 기와 t 기의 고용형태 변화에 따른 임금 변화를 보여준다. 2~3열에는 1집단의 $w_{1,t-1}^r$ 과 $w_{1,t}^r$, 4~5열에는 2집단의 $w_{2,t-1}^r$ 과 $w_{2,t}^n - (w_{1,t}^r - w_{1,t-1}^r)$, 6~7열에는 3집단의 $w_{3,t-1}^n$ 과 $w_{3,t}^r + (w_{4,t}^n - w_{4,t-1}^n)$, 8~9열에는 4집단의 $w_{4,t-1}^n$ 과 $w_{4,t}^n$ 이 제시되어 있다.

이에 기초하여 〈표 4〉에는 근로자속성에 따른 임금격차와 정규직-비정규직 임금격차의 추정치가 제시되어 있다. 2~3열에는 (2a)식에서 정의된 바와 같이 2집단을 이용한 경우, 근로자속성에 따른 임금격차와 정규직-비정규직 임금격차의 추정치가 제시되어 있다. 또한 5~6열에는 (2b)식에서 정의된 바와 같이 3집단을 이용한 경우, 근로자속성에 따른 임금격차와 정규직-비정규직 임금격차의 추정치가 제시되어 있다. 끝으로 4열과 7열은 2집단과 3집단의 정규직-비정규직 임금격차를 2집단과 3집단의 정규직 임금으로 나누어 구한 비율이다.

〈표 4〉를 보면 연도별 차이가 적지 않다. 심지어 2014년의 경우 비교적 최근 자료임에도 불구하고 정규직-비정규직 임금격차가 (-)의 값을 갖기도 한다. 따라서 이하에서는 2015~2020년 추정치를 중심으로 결과를 요약하기로 한다. 그 결과는 〈표 4〉의 하단에 제시되어 있다.

우선 2집단을 자연실험대상으로 이용한 경우 근로자속성에 따른 임금격차는 90.6

만원이고, 정규직-비정규직 임금격차는 26.7만원이었다. 전체 임금격차가 117.3만원이므로 근로자속성에 따른 임금격차는 77.2%를 차지하고, 정규직-비정규직 임금격차는 22.8%를 차지한다. 끝으로 정규직 임금 대비 정규직-비정규직 임금격차는 12.5%이다.

〈표 3〉 각 집단의 평균임금

연도	1집단		2집단		3집단		4집단	
	$w_{1,t-1}^r$	$w_{1,t}^r$	$w_{2,t-1}^r$	$w_{2,t}^n - (w_{1,t}^r - w_{1,t-1}^r)$	$w_{3,t-1}^n$	$w_{3,t}^r + (w_{4,t-1}^n - w_{4,t-1}^r)$	$w_{4,t-1}^n$	$w_{4,t}^n$
2001	196.5	209.6	123.7	107.2	124.3	148.4	119.9	124.0
2002	204.2	224.9	164.8	131.3	146.5	139.5	123.5	135.0
2003	220.0	240.3	140.8	123.8	118.0	155.2	137.2	140.3
2004	238.1	255.5	150.5	133.7	132.5	149.7	135.2	138.9
2005	248.8	264.7	165.8	134.0	139.3	152.5	138.0	141.3
2006	258.0	276.4	177.3	139.8	129.8	165.8	142.0	144.6
2007	268.4	289.0	203.5	122.9	135.8	162.2	143.4	148.0
2008	280.3	281.6	216.9	125.8	140.9	175.4	141.6	145.7
2009	277.7	279.5	168.2	141.9	141.8	183.6	142.3	138.8
2010	270.8	278.9	169.4	142.4	132.9	171.0	135.4	140.7
2011	272.8	281.2	166.9	144.1	148.3	172.2	133.5	139.6
2012	277.0	287.3	177.6	151.1	157.7	182.7	137.7	142.2
2013	282.0	293.9	177.0	146.8	158.3	182.7	139.7	144.8
2014	289.9	296.3	196.5	197.5	167.5	189.3	141.1	145.1
2015	292.4	304.1	204.0	173.6	155.7	186.1	145.4	149.2
2016	297.9	304.5	199.7	169.6	172.2	200.3	147.7	154.1
2017	300.8	309.0	221.4	197.4	149.5	183.1	152.2	157.2
2018	305.2	315.3	194.9	188.4	157.5	194.9	152.6	161.2
2019	302.3	312.6	234.8	195.0	164.0	204.1	151.1	155.2
2020	312.8	322.3	212.6	183.1	158.9	206.4	153.0	154.1
2015~ 2020	301.9	311.3	211.2	184.5	159.6	195.8	150.3	155.2

주: 1) 〈표 1〉의 주1)과 같음.

- 2) 1집단은 정규직에서 정규직으로 고용형태가 유지된 집단, 2집단은 정규직에서 비정규직으로 고용형태가 전환된 집단, 3집단은 비정규직에서 정규직으로 고용형태가 전환된 집단, 4집단은 비정규직에서 비정규직으로 고용형태가 유지된 집단임.

〈표 4〉 정규직-비정규직 임금격차

연도	2집단을 이용한 추정		3집단을 이용한 추정		2집단 평균임금 vs 3집단 평균임금	
	근로자 속성에 따른 임금격차	정규직-비정규직 임금격차	근로자 속성에 따른 임금격차	정규직-비정규직 임금격차	정규직 임금	비정규직임 금
2001	72.8	16.5 (0.133)	4.5	24.1 (0.163)	-1.946*	-1.227
2002	39.4	33.5 (0.203)	23.1	-7.0 (-0.050)	1.894*	-0.509
2003	79.2	16.9 (0.120)	-19.2	37.2 (0.240)	-0.314	1.126
2004	87.6	16.8 (0.111)	-2.6	17.2 (0.115)	0.696	0.781
2005	83.0	31.8 (0.192)	1.4	13.2 (0.086)	1.733*	0.009
2006	80.7	37.5 (0.212)	-12.2	36.0 (0.217)	1.350	1.332
2007	64.9	80.6 (0.396)	-7.7	26.4 (0.163)	1.041	-0.673
2008	63.3	91.2 (0.420)	-0.7	34.5 (0.197)	0.542	-1.537
2009	109.6	26.3 (0.156)	-0.5	41.8 (0.228)	-0.725	0.358
2010	101.4	27.0 (0.159)	-2.5	38.1 (0.223)	-0.256	0.798
2011	105.8	22.8 (0.137)	14.8	23.9 (0.139)	-0.576	-0.471
2012	99.4	26.5 (0.149)	20.0	25.0 (0.137)	-0.373	-0.451
2013	105.0	30.2 (0.171)	18.6	24.5 (0.134)	-0.445	-0.912
2014	93.4	-1.0 (-0.005)	26.4	21.8 (0.115)	0.371	1.284
2015	88.4	30.4 (0.149)	10.2	30.4 (0.163)	0.982	0.851
2016	98.2	30.1 (0.151)	24.5	28.1 (0.141)	-0.305	-0.384
2017	79.4	24.0 (0.108)	-2.7	33.6 (0.183)	2.223**	2.934***
2018	110.2	6.5 (0.034)	4.9	37.4 (0.192)	-0.379	0.907
2019	67.5	39.8 (0.169)	12.9	40.1 (0.196)	1.117	1.155
2020	100.1	29.6 (0.139)	5.9	47.5 (0.230)	0.870	2.157**
2015~ 2020	90.6	26.7 (0.125)	9.3	36.2 (0.184)		

주: 1) 〈표 1〉의 주1)과 같음.

2) 〈표 3〉의 주2)와 같음.

3) 2월 근로자속성에 따른 임금격차는 〈표 3〉의 2월과 4월의 차이이고, 3월 정규직-비정규직 임금격차는 〈표 3〉의 4월과 5월의 차이임. 4월 괄호 안은 정규직-비정규직 임금격차를 〈표 3〉의 4월로 나누어 구한 값임. 5월 근로자속성에 따른 임금격차는 〈표 3〉의 6월과 8월의 차이이고, 6월 정규직-비정규직 임금격차는 〈표 3〉의 6월과 7월의 차이임. 7월 괄호 안은 정규직-비정규직 임금격차를 〈표 3〉의 7월로 나누어 구한 값임.

4) 8월은 2집단과 3집단의 정규직 평균임금이 같다는 귀무가설, 9월은 2집단과 3집단의 비정규직 평균임금이 같다는 귀무가설에 대한 t검정 통계량임. 또한 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

다음으로 3집단을 자연실험대상으로 이용한 경우 근로자속성에 따른 임금격차는 9.3만원이고, 정규직-비정규직 임금격차는 36.2만원이었다. 전체 임금격차가 45.5만원이므로 근로자속성에 따른 임금격차는 20.4%를 차지하고, 정규직-비정규직 임금격차는 79.6%를 차지한다. 끝으로 정규직 임금 대비 정규직-비정규직 임금격차는 18.4%이다.

2집단과 3집단은 모두 자연실험의 대상이다. 그런데 8열과 9열의 결과를 보면, 2집단과 3집단은 꽤 비슷한 집단이기도 하다. 8열에는 2집단과 3집단의 정규직 임금이 같다는 귀무가설에 대한 t-검정결과가 제시되어 있다. 즉 <표 3>의 4열과 7열이 같다는 귀무가설에 대한 검정결과이다. 2001, 2002, 2005년과 비교적 최근인 2017년을 제외하면 대부분의 기간에 대해 2집단과 3집단의 정규직 임금이 같다는 귀무가설은 기각할 수 없었다. 또한 9열에는 2집단과 3집단의 비정규직 임금이 같다는 귀무가설에 대한 t-검정결과가 제시되어 있다. 즉 <표 3>의 5열과 6열이 같다는 귀무가설에 대한 검정결과이다. 2017, 2020년을 제외하면 대부분의 기간에 대해 2집단과 3집단의 비정규직 임금이 같다는 귀무가설은 기각할 수 없었다.

이제 정규직 임금 대비 정규직-비정규직 임금격차에 주목하기로 하자. <표 4>을 보면, 2집단을 대상으로 한 경우 4열에 제시된 바와 같이 12.5%이고, 3집단을 대상으로 한 경우 7열에 제시된 바와 같이 18.4%이다. 이는 정규직에서 비정규직으로 전환되는 근로자의 경우 (정규직 임금 대비로) 12.5% 가량의 임금 하락을 경험한다는 뜻이고, 비정규직에서 정규직으로 전환되는 근로자의 경우 (정규직 임금 대비로) 18.4% 가량의 임금 상승을 경험한다는 뜻이다.

앞에서 연구방법을 설명할 때 (1a)와 (1b)의 가정으로 인해 이 추정치가 과대평가될 수 있다고 말한 바 있다. 이 가정을 버리고 기회비용을 무시한다면 2집단을 대상으로 한 경우 추정치는 9.5%가 되는데, 이는 본 연구의 결과가 최대 3%p 가량 정규직 임금 대비 정규직-비정규직 임금격차를 과대평가할 수 있다는 뜻이다. 하지만 기회비용을 모두 무시한다는 것도 지나친 가정일 것이다. 이를 감안하면 실제 추정치는 12.5%보다 조금 더 작다고 보는 것이 좋을 듯하다. 이는 3집단을 대상으로 구한 18.4%에 대해서도 마찬가지이다.

흔히 정규직-비정규직 임금격차를 과대평가하는 이유는 근로자속성에 따른 차이를 무시하기 때문이다. 예를 들어 2015~2020년 평균을 기준으로 할 때, <표 3>의 3열과 5열을 비교하면 비정규직 임금은 정규직 임금의 56.8%이고, 7열과 9열을 비교하면 비정규직 임금은 정규직 임금의 74.7%라는 식이다. 심지어 <표 3>의 3열과 9열을

비교하여 비정규직 임금이 정규직 임금의 47.8%라고 주장하기도 한다. 이러한 주장은 근로자속성에 따른 차이를 무시하므로 과대평가된 추정치임이 분명하다. 또한 본 연구의 결과는 정규직-비정규직 임금격차가 거의 없다는 기존의 연구결과와도 다르다. 즉 본 연구는 정규직 임금 대비로 비정규직 임금이 12.5% 또는 18.4% 가량 낮다고 보는 것이 합리적이라고 판단한다.

3. 고용형태 변경의 장기적인 효과

고용형태 변경 후 장기적으로 임금이 조정되었을 가능성을 검토한다. 즉 <표 3>과 <표 4>의 결과는 $t-1$ 기와 t 기의 임금만을 비교한 것이지만 시간이 지남에 따라 추가적인 임금 조정이 나타날 수도 있다. 이를 위하여 2집단이 비정규직으로 전환된 이후 비정규직 임금의 장기적인 움직임이 어떠한가를 살펴보아야 한다. 또한 3집단이 정규직으로 전환된 이후 정규직 임금이 장기적으로 어떻게 조정되었는지도 살펴보아야 한다.

<표 5>는 t 기에 고용형태가 변경된 후 ($t-1$ 기의 임금과 비교하여) t , $t+1$, $t+2$, ..., $t+5$ 기의 임금이 얼마나 변동했는가를 보여준다. 상반부에는 2집단과 1집단 간 임금변동률의 차이, 하반부에는 3집단과 4집단 간 임금변동률의 차이가 제시되어 있다. 연도별 결과와 함께 기간별 평균이 제시되어 있는데, 기간별 평균으로는 2010~2015의 것과 2010 이후 이용이 가능한 기간까지의 것을 함께 제시하였다.

이 결과를 보면, 시간이 지남에 따라 임금이 추가로 조정되었는가는 불분명하다. 이는 고용형태 변경에 따른 임금변동이 대부분 t 기에 발생하며, 그 이후에는 큰 변동이 없음을 의미한다. 따라서 정규직에서 비정규직으로 전환되거나 비정규직에서 정규직으로 전환되거나 상관없이 임금변동은 고용형태가 변경되는 시점에서 대부분 이루어지고, 이후에는 그것이 유지되었을 뿐이다. 고용형태의 변경은 임금결정에 있어서 상당히 안정적인 요인임을 시사한다.

이 결과는 그 자체로서 중요한 시사점을 제공한다. 즉 고용형태 변경에 따른 임금변동은 즉각적으로 나타나며, 지연되지 않는다는 것이다. 또한 이 결과는 연구방법에 대한 시사점도 갖는다. 즉 본 연구를 포함하여 여러 연구가 수행하고 있듯이, $t-1$ 기와 t 기의 자료만으로 정규직-비정규직 임금격차를 추정하는 방법에 큰 무리가 없다는 것이다. 따라서 장기적인 조정 효과를 고려하더라도 <표 4>의 추정결과는 크게 달라지지 않을 것이다.

〈표 5〉 고용형태 전환 후 시간에 따른 임금변동

전환연도	t	t+1	t+2	t+3	t+4	t+5
2집단(정규직에서 비정규직으로 전환)						
2010	-0.164	-0.129	-0.138	-0.221	-0.168	-0.182
2011	-0.140	-0.130	-0.051	0.033	0.101	-0.121
2012	-0.154	-0.198	-0.147	-0.203	-0.121	-0.147
2013	-0.177	-0.184	-0.186	-0.194	-0.184	-0.197
2014	0.005	-0.051	-0.014	0.031	-0.084	-0.117
2015	-0.154	-0.070	-0.148	-0.223	-0.321	-0.198
2016	-0.154	-0.037	-0.086	-0.120	-0.163	
2017	-0.111	-0.131	-0.248	-0.214		
2018	-0.034	-0.114	-0.162			
2019	-0.175	-0.288				
2020	-0.143					
2010~2015	-0.131	-0.127	-0.114	-0.130	-0.130	-0.160
2010~	-0.127	-0.133	-0.131	-0.139	-0.134	-0.160
3집단(비정규직에서 정규직으로 전환)						
2010	0.299	0.327	0.376	0.327	0.448	0.372
2011	0.170	0.222	0.162	0.083	0.121	0.072
2012	0.165	0.245	0.229	0.262	0.261	0.215
2013	0.161	0.125	0.121	0.163	0.185	0.141
2014	0.134	0.145	0.109	0.174	0.082	0.131
2015	0.201	0.259	0.241	0.225	0.325	0.302
2016	0.172	0.193	0.224	0.244	0.207	
2017	0.233	0.320	0.394	0.402		
2018	0.253	0.309	0.261			
2019	0.251	0.256				
2020	0.301					
2010~2015	0.188	0.221	0.206	0.206	0.237	0.206
2010~	0.213	0.240	0.235	0.235	0.233	0.206

주: 1) 〈표 1〉의 주1) 과 같음.

2) 〈표 3〉의 주2) 와 같음.

3) 고용형태가 전환되기 직전의 임금 대비 고용형태가 전환된 이후 시간에 따른 임금의 변동률을 나타냄.

4. 두 자연실험 집단의 비교

2집단은 정규직에서 비정규직으로 전환된 근로자로 이루어져 있으며, 3집단은 비

정규직에서 정규직으로 전환된 근로자로 이루어져 있다. 즉 본 연구는 2집단과 3집단을 대상으로 두 개의 자연실험을 수행한 셈이다. 결과에 따르면, 정규직 임금 대비 정규직-비정규직 임금격차는 2집단을 대상으로 한 경우 12.5%, 3집단을 대상으로 한 경우 18.4%이었다.

그렇다면 두 개의 추정치 12.5%와 18.4%는 얼마나 비슷한가? 이 질문은 2집단과 3집단이 얼마나 비슷한가라는 질문과 관련되어 있다. 이에 대해 살펴보자.

평균처리효과모형의 핵심은 공변량을 이용하여 매칭된 집단을 구하는 데 있다. 본 연구는 자연실험을 이용하였기 때문에 공변량을 이용하지 않고 매칭된 집단을 구한다. 즉 $t-1$ 기의 2집단과 t 기의 2집단을 매칭된 집단으로 간주하고, $t-1$ 기의 3집단과 t 기의 3집단을 매칭된 집단으로 간주한다. 아마도 가장 이상적으로 매칭된 집단은 정규직에서 비정규직으로 전환되었다가 다시 정규직으로 전환되는 등 정규직과 비정규직을 넘나드는 근로자의 집단일 것이다. 이런 집단을 구하기 쉽지 않기 때문에 본 연구는 2집단과 3집단을 각각 이용했던 것이다.

다만 <표 4>에서 확인한 바와 같이, 2집단이 정규직이었을 때 임금과 3집단이 정규직이었을 때 임금은 크지 다르지 않았다. 또한 2집단이 비정규직이었을 때 임금과 3집단이 비정규직이었을 때 임금도 크지 다르지 않았다. 그런 의미에서 보면, 2집단과 3집단은 고용형태 변화가 반대 방향으로 나타났을 뿐 꽤 동질적인 근로자로 이루어져 있다고 생각할 수 있다.

<표 6>에는 2집단과 3집단을 대상으로 성, 연령, 학력을 비교하고 있다. 이 변수들은 근로자속성을 나타내는 대표적인 변수로 평균처리효과모형에서도 공변량으로 널리 이용되고 있다. 최근 자료를 이용한 2015~2020년 평균을 중심으로 결과를 요약하기로 한다.

여성이 차지하는 비율은 (2015~2020년 평균을 기준으로) 2집단의 경우 49.7%이고 3집단의 경우 58.1%이었다. 하지만 연도별로 두 집단의 여성 비율이 같다는 귀무가설에 대한 검정결과를 보면, 2002, 2017년에만 기각되었다. 이는 대부분의 기간 동안 2집단과 3집단의 여성 비율이 다르다고 보기 어려움을 의미한다. 또한 고졸 이하의 저학력 근로자가 차지하는 비율은 (2015~2020년 평균을 기준으로) 2집단의 경우 16.9%, 3집단의 경우 14.1%이었다. 역시 연도별로 두 집단의 저학력자 비율이 같다는 귀무가설에 대한 검정결과를 보면, 2004, 2008, 2012, 2013년에만 기각되었다. 이는 대부분의 기간 동안 2집단과 3집단의 저학력자 비율이 다르다고 보기 어려움을 의미한다. 하지만 평균연령을 보면 2집단과 3집단의 차이가 있었던 것으로 보인

다. 평균연령은 (2015~2020년 평균을 기준으로) 2집단의 경우 46.5세이고 3집단의 경우 42.0세이었다. 그리고 2006년 이후에는 대부분의 연도에 걸쳐 평균연령이 같다는 귀무가설은 기각되었다. 이는 2집단에 속하는 근로자의 연령이 3집단에 속하는 근로자의 연령보다 평균적으로 높았음을 의미한다.

〈표 6〉 2집단과 3집단의 근로자속성 비교

연도	여성 여부			평균 연령			고졸 이하 여부		
	2집단	3집단	χ^2	2집단	3집단	t	2집단	3집단	χ^2
2001	0.523	0.488	0.035	37.2	37.3	-0.048	0.455	0.369	0.560
2002	0.275	0.536	5.992**	35.5	36.5	-0.465	0.275	0.406	1.359
2003	0.510	0.477	0.038	38.6	37.1	0.731	0.333	0.295	0.076
2004	0.473	0.559	1.157	40.7	38.2	1.434	0.430	0.306	2.841*
2005	0.375	0.462	0.761	39.7	38.2	0.749	0.321	0.323	0.000
2006	0.400	0.464	0.327	38.9	34.3	2.444**	0.309	0.179	2.501
2007	0.500	0.485	0.000	40.7	37.5	1.579	0.400	0.307	0.912
2008	0.561	0.457	1.275	43.3	37.5	2.976***	0.333	0.185	3.798*
2009	0.481	0.462	0.005	41.4	39.7	0.809	0.247	0.215	0.063
2010	0.517	0.436	0.888	43.7	39.4	2.394**	0.253	0.160	1.879
2011	0.544	0.592	0.204	41.7	38.6	1.631	0.338	0.194	3.696*
2012	0.435	0.541	1.515	44.1	39.9	2.224**	0.232	0.183	0.350
2013	0.492	0.533	0.120	45.2	40.9	2.190**	0.339	0.150	6.960***
2014	0.396	0.478	0.499	45.9	41.7	1.798*	0.208	0.164	0.138
2015	0.571	0.521	0.181	44.5	41.9	1.259	0.224	0.168	0.407
2016	0.408	0.511	1.311	45.0	40.9	1.957*	0.155	0.128	0.075
2017	0.411	0.659	7.599***	45.8	41.8	1.736*	0.161	0.148	0.000
2018	0.506	0.598	1.321	46.5	42.3	2.153**	0.156	0.136	0.033
2019	0.575	0.566	0.000	48.4	41.7	3.623***	0.164	0.098	1.284
2020	0.511	0.631	2.359	48.7	43.2	2.772***	0.156	0.165	0.000
2015~ 2020	0.497	0.581		46.5	42.0		0.169	0.141	

주: 1) 〈표 1〉의 주1)과 같음.

2) 〈표 3〉의 주2)와 같음.

3) 2~3월은 2집단과 3집단의 근로자 중 여성이 차지하는 비중, 5~6월은 2집단과 3집단의 근로자의 평균연령, 8~9월은 2집단과 3집단의 근로자 중 저학력자(고졸 이하)가 차지하는 비중을 나타냄.

4) 4월은 2집단과 3집단의 여성 비중이 같다, 7월은 2집단과 3집단의 근로자 평균연령이 같다, 10월은 2집단과 3집단의 저학력자 비중이 같다는 귀무가설에 대한 검정통계량임. 또한 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

2집단과 3집단은 성과 학력이라는 측면에서 비슷하지만 연령이라는 측면에서 차이가 있었던 것으로 보인다. 즉 2집단은 3집단보다 연령만이 높은 편이었다. 그런데 <그림 1>의 연령프로파일에서 확인한 바 있듯이, 연령이 높을수록 정규직은 감소하고 비정규직은 증가한다. 2집단은 정규직에서 비정규직으로 전환된 근로자로 이루어져 있는데 여기에는 연령이 높은 근로자가 많이 포함되어 있을 것이고, 3집단은 비정규직에서 정규직으로 전환된 근로자로 이루어져 있는데 여기에는 연령이 낮은 근로자가 상대적으로 많이 포함되어 있다.

고용형태 변화가 반대 방향으로 나타나기는 했지만 2집단과 3집단은 얼마나 동질적인 집단일까? 두 집단이 모두 정규직이었을 때 임금을 비교하거나 두 집단이 모두 비정규직이었을 때 임금을 비교하면, 두 집단의 차이는 크지 않았다. 또한 공변량을 비교하더라도, 성과 학력의 차이는 크지 않았다. 두 집단의 차이가 관찰되는 것은 연령 뿐이었던 것으로 보인다. 그런 의미에서 보면 2집단과 3집단은 상당히 동질적인 집단이다. 따라서 정규직 임금 대비 정규직-비정규직 임금격차도 12.5%와 18.4%로 큰 차이를 보이지 않았다고 생각할 수 있다. 물론 12.5%와 18.4%의 차이가 크다고 생각할 수도 있다. 아마도 거기에는 두 집단의 차이, 예를 들어 연령 차이 등이 작용했을 것이다. 즉 정규직-비정규직 임금격차는 연령이 상대적으로 많은 2집단에서는 적게 나타나고, 연령이 상대적으로 적은 3집단에서는 크게 나타난 것이다.

IV. 결론 및 시사점

본 연구는 자연실험을 이용하여 매칭된 집단을 구하고 정규직과 비정규직 근로자의 임금격차를 추정하였다. 실험대상은 두 가지였는데, 하나는 ‘정규직에서 비정규직으로 전환된 근로자’로 이루어진 집단이고 다른 하나는 ‘비정규직에서 정규직으로 전환된 근로자’로 이루어진 집단이다. 이 두 집단은 각각 매칭된 집단이므로 이들을 이용할 경우 두 개의 자연실험을 수행할 수 있고, 결과적으로 두 개의 정규직-비정규직 임금격차를 추정할 수 있다.

주요 결과는 다음과 같다.

첫째 (최근 자료를 이용한 2015~2020년 평균을 기준으로 할 때) 정규직에서 비정규직으로 전환된 근로자의 경우, 근로자속성에 따른 임금격차는 90.6만 원이고, 정규직-비정규직 임금격차는 26.7만 원이다. 따라서 전자가 전체 임금격차의 77.2%를 차지한다. 한편 비정규직에서 정규직으로 전환된 근로자의 경우, 근로자속성에 따른

임금격차는 9.3만 원이고, 정규직-비정규직 임금격차는 36.2만 원이다. 따라서 후자가 전체 임금격차의 70.5%를 차지한다.

둘째 (최근 자료를 이용한 2015~2020년 평균을 기준으로 할 때) 정규직에서 비정규직으로 전환된 근로자의 경우, 정규직 임금 대비 정규직-비정규직 임금격차는 12.5%이었다. 또한 비정규직에서 정규직으로 전환된 근로자의 경우, 정규직 임금 대비 정규직-비정규직 임금격차는 18.4%이었다. 따라서 비정규직 임금은 정규직 임금에 비해 12.5% 또는 18.4% 더 낮았다.

셋째 고용형태 변경에 따른 임금변동은 고용형태가 변경된 시기에 즉각적으로 나타났고, 이후에는 큰 변동이 있었던 것으로 보이지 않는다. 이 결과는 그 자체로 중요한 시사점을 갖지만 방법론적으로 볼 때에도 중요하게 받아들여져야 한다. 그 이유는 장기간에 걸친 임금변동이 아니라 두 기간만의 임금변동을 비교하여 정규직-비정규직 임금격차를 추정하는 접근법을 지지하기 때문이다.

비정규직 문제는 우리나라에서 큰 관심을 끌고 있는 문제이다. 그중에서도 정규직-비정규직의 임금격차는 핵심적인 관심사항이다. 하지만 이 연구에서 어려운 점은 고용형태 이외의 요인을 적절하게 통제하는 일이며, 이는 통제변수 또는 공변량의 선택이 얼마나 어려운가를 의미한다. 이에 본 연구는 평균처치효과모형의 개념에 근거하되 자연실험을 이용하여 매칭된 집단을 구하는 접근법을 시도하였다. 물론 본 연구의 타당성은 두 집단이 얼마나 잘 매칭된 집단인가 여부에 달려 있다. 따라서 본 연구는 매칭된 집단을 구하는 하나의 시도로 간주되어야 한다. 향후 이에 관한 보다 더 좋은 연구방법이 제시되기를 기대해 본다.

정규직-비정규직 임금격차가 존재한다는 사실은 이 문제의 양면성을 잘 보여준다. 본래 비정규직 고용은 노동시장의 불완전성을 해결하는 하나의 방법으로 도입된 것이다. 그럼에도 불구하고 충분한 방법은 아니다. 따라서 근로자의 속성을 무시하고 정책적으로 비정규직을 정규직으로 전환시키는 식의 피상적인 접근법이 아니라 우리나라 노동시장에 존재하는 불완전성을 다루는 차원에서 근본적인 접근법이 요망된다고 하겠다. 예를 들어 노동시장의 이중구조(전병유·황인도·박광용, 2022)와 같은 근본적인 문제를 다루는 차원에서 접근하지 않으면, 비정규직 고용은 한국 노동시장의 이중구조를 해소하기 위한 불완전한 시도로 남게 될 것이다.

■ 참 고 문 헌

1. 김선애 · 김진영, “데이터 매칭을 이용한 비정규직의 임금격차 분석,” 『노동경제논집』, 제34권 제2호, 2011, pp. 53-77.
2. 김수현, “코로나19 확산 전후 근로형태별 임금수준 및 분포 변화 분석,” 『산업노동연구』, 제28권 제1호, 2022, pp. 38-68.
3. 김용민 · 박기성, “정규-비정규근로자 임금격차,” 『노동경제논집』, 제29권 제3호, 2006, pp. 25-48.
4. 남재량, “비정규 근로와 정규 근로의 임금격차에 관한 연구 - 패널자료를 사용한 분석,” 『노동경제논집』, 제30권 제2호, 2007, pp. 1-31.
5. 안주엽 · 정성미, “고용형태별 정규-비정규 임금격차: 업종별 분석,” 비정규직 워킹페이퍼시리즈 2012-04.
6. 이인재 · 김태기, “정규직과 비정규직의 임금격차: 노동조합과 기업규모의 영향을 중심으로,” 『노동경제논집』, 제32권 제3호, 2009, pp. 1-26.
7. 이지영 · 고영선, “대학서열과 생애임금격차,” 『경제학연구』, 제71집 제2호, 2023, pp. 155-204.
8. 전병유 · 황인도 · 박광용, “노동시장의 이중구조와 정책대응: 해외사례 및 시사점,” BOK 경제연구, 2022.
9. Wooldridge, J. W., *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd edition, MIT Press, 2010.

〈부 록〉

평균처치효과모형(Average Treatment Effect Model)의 기본개념을 요약한다. 이 모형을 이용하면, ‘평균처치효과(ATE: Average Treatment Effect)’와 ‘처치집단(the treated)에 대한 평균처치효과(ATT: Average Treatment Effect for the Treated)’를 추정할 수 있다.

이 모형의 목적은 처치가 결과에 미치는 효과를 추정하는 것이다. 표본을 처치집단(the treated)과 통제집단(the controlled)으로 나눌 때, 두 집단의 결과값(y)의 차이를 추정한 후 그 차이를 처치(treat)의 효과로 보는 것이다. 여기에서 처치는 비정규직이고, 결과값은 임금이다. 따라서 처치효과는 비정규직과 정규직의 임금격차를 나타낸다. 따라서 처치집단을 1로 나타내고 통제집단을 0으로 나타내기로 한다. w 가 1이면 처치집단(비정규직)에 속하고, w 가 0이면 통제집단(정규직)에 속한다. 이제 ATE와 ATT는 각각 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$ATE \equiv E(y_1) - E(y_0) \quad (A1a)$$

$$ATT \equiv E(y_1 | w = 1) - E(y_0 | w = 1) \quad (A1b)$$

ATE는 모집단으로부터 임의로 추출된 표본의 경우 처치의 기대효과를 나타내고, ATT는 처치에 참여한 표본의 경우 처치의 기대효과를 나타낸다.

일견 ATE와 ATT를 추정하는 일은 매우 간단해 보인다. 즉 처치집단의 결과값과 통제집단의 결과값의 차이를 추정하기만 하면 될 것 같다. 하지만 그렇게 쉽지는 않은데, 이를 설명하기 위하여 $E(y_1)$ 와 $E(y_0)$ 를 다음과 같이 정리하자.

$$E(y_1) = E(y_1 | w = 1) + E(y_1 | w = 0) \quad (A2a)$$

$$E(y_0) = E(y_0 | w = 1) + E(y_0 | w = 0) \quad (A2b)$$

문제의 핵심은 우리가 관측할 수 있는 것이 $E(y_1 | w = 1)$ 과 $E(y_0 | w = 0)$ 뿐이고, $E(y_1 | w = 0)$ 과 $E(y_0 | w = 1)$ 은 관측할 수 없다는 점이다. 즉 ‘비정규직일 때 비정규직의 임금’과 ‘정규직일 때 정규직의 임금’은 관측할 수 있지만, ‘정규직인 근로자가 비정규직일 때 비정규직 임금’과 ‘비정규직인 근로자가 정규직일 때 정규직 임금’

은 관측할 수 없다. 하지만 임금격차의 타당한 정의는 동일한 근로자가 비정규직일 때의 임금과 정규직일 때의 임금의 차이이다. 왜냐하면 근로자 속성의 차이가 있음을 고려해야 하기 때문이다. 즉 속성이 다른 근로자를 대상으로 단순히 비정규직일 때의 임금과 정규직일 때의 임금의 차이를 비교하여 이를 모두 고용형태에 따른 임금격차라고 정의한다면 이는 근로자의 속성을 무시하는 것이다. 예를 들어 고난도의 수술을 수행하는 정규직 의사의 임금과 중졸의 저숙련 비정규직 근로자의 임금을 비교한다면, 그 차이를 모두 정규직-비정규직 임금격차로 볼 수 없다. 바꾸어 말하면 관측가능한 정규직 임금과 비정규직 임금격차에는 고용형태에 따른 차이와 근로자 속성에 따른 차이가 모두 포함되어 있으므로 이 두 가지를 분리하지 못할 때 비정규직에 따른 임금격차를 논하기는 어렵다.

따라서 처치효과에 대한 가장 간단한 추정치인 평균의 차이(DiF: Difference in Means)는 올바른 처치효과를 나타내지 못한다. (A2) 식을 예로 들면 다음과 같다. 즉 DiF는 $E(y_1 | w = 1)$ 과 $E(y_0 | w = 0)$ 의 차이일 뿐이다. 이는 ATE 또는 ATT와 다르다. 그러므로 처치효과를 추정하는 방법에서 가장 중요한 것은 관측할 수 없는 $E(y_1 | w = 0)$ 과 $E(y_0 | w = 1)$ 을 어떻게 다룰 것인가에 있다. 즉 가상의 것(the counterfactuals)을 다루는 문제가 이 모형에서 핵심이다.

만약 y_1 이 w 와 독립적이거나 y_0 가 w 와 독립적이면, DiF는 ATE 및 ATT가 된다. 이는

$$E(y_1 | w = 1) = E(y_1 | w = 0) \quad (\text{A3a})$$

$$E(y_0 | w = 1) = E(y_0 | w = 0) \quad (\text{A3b})$$

일 때 (A2) 식으로부터 이를 쉽게 확인할 수 있다. 물론 ATE와 ATT도 같다.

따라서 y 가 w 와 독립적인가가 이 분석에서 관건이 된다. 즉 y 가 w 와 독립적인 것처럼 간주함으로써 관측할 수 없는 $E(y_1 | w = 0)$ 과 $E(y_0 | w = 1)$ 을 다루어야 한다. 이를 위해서는 두 가지 가정이 필요하다. 하나는 무시가가능성(ignorability)이고 다른 하나는 중첩(overlap)이다.

무시가가능성이라는 가정은 이 분야의 선구자인 Paul R. Rosenbaum과 Donald B. Rubin에 의해 도입되었다. 즉 공변량(covariate) x 를 도입함으로써 아래의 식이 성립한다고 하자(평균처치효과모형에서 공변량은 패널회귀분석에서 통제변수와 같은

역할을 한다).

$$E(y_1 | w = 1, x) = E(y_1 | w = 0, x) \quad (A4a)$$

$$E(y_0 | w = 1, x) = E(y_0 | w = 0, x) \quad (A4b)$$

이 가정의 의미는 x 의 조건부 하에서(conditional on x) y 가 w 와 독립적이라는 것이다. 그렇다면 (A2)식을 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$E(y_1 | x) = E(y_1 | w = 1, x) + E(y_1 | w = 0, x) \quad (A5a)$$

$$E(y_0 | x) = E(y_0 | w = 1, x) + E(y_0 | w = 0, x) \quad (A6b)$$

그리고 ATE와 ATT는 다음과 같다.

$$ATE = E(y_1 | x) - E(y_0 | x) \quad (A6a)$$

$$ATT = E(y_1 | w = 1, x) - E(y_0 | w = 1, x) \quad (A6b)$$

또 하나 더 중첩의 가정이 필요하다. 이는 다음과 같다.

$$0 < P(w = 1 | x) < 1 \quad (A7)$$

이 가정의 의미는 x 의 조건부 하에서 $P(w = 1 | x)$ 가 0과 1이 아니라는 것이다. 즉 x 의 조건부 하에서는 처치를 받게 될 확률이 0도 아니고 1도 아니다. 바꾸어 말하면, 우리는 x 의 조건부 하에서 가상의 것인 $y_1 | w = 0$ 과 $y_0 | w = 1$ 를 충분히 구할 수 있다는 뜻이다.

무시가능성과 중첩의 가정이 충족되면, ATE와 ATT는 (A6)식을 이용하여 구할 수 있다.

Natural Experiments on the Wage Differentials between Standard and Nonstandard Work

Jong In Yoon*

Abstract

This study estimated the wage gap between standard and non-standard workers. The wage differentials by employment status are often overestimated because it is not controlled using control variables or covariates. Nevertheless, finding appropriate control variables or covariates is very difficult. Therefore, this study conducted a natural experiment focusing on workers who experienced changes in employment status. According to the results, in the case of workers who switched from standard to non-standard workers, 77.2% of the wage change was explained by the employee attributes and the rest by the employment status. In addition, in the case of workers who switched from non-standard to standard workers, 70.5% of the wage change was explained by the employment status and the rest by the employee attributes. From this, comparing the wages of standard and non-standard workers, the latter was 12.5~18.4% lower than the former.

Key Words: nonstandard worker, wage differential, matching, average treatment effect for the treated(ATT), natural experiment

JEL Classification: J31, N30

Received: July 2, 2023. Revised: Aug. 30, 2023. Accepted: Oct. 20, 2023.

* Professor, Division of Business and Commerce, Baekseok University, Munam-ro 76, Dongnam-gu, Cheonan 31065, Korea, Phone: +82-41-550-0525, e-mail: jiyoon@bu.ac.kr