

정규-비정규직 임금 격차의 추세와 원인에 대한 분석*

금재호** · 최재문***

본 연구는 2004년 8월부터 2019년 8월까지 통계청 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사의 원시 자료를 활용하여 정규직과 비정규직의 임금 격차의 추세를 살펴보면서 그 원인과 현상이 어디에서 기인하고 있는지 밝히고자 하였다. 우선 Oaxaca and Ransom의 분해방법론을 사용하여 정규직-비정규직의 임금 격차에 가장 커다란 영향을 미치는 설명변수들로 근속기간, 직업, 학력, 사업체 규모, 성별, 연령 등 6개 변수를 선정하였다. 그리고 6개 변수를 이용하여 Juhn-Murphy-Pierce 임금분해를 실시하였다.

2004년 8월과 2019년 8월 두 시점으로 분석 대상을 한정하여 JMP 분해를 실시한 결과 16년 동안 정규-비정규직 임금 격차가 3.7%만큼 확대된 것으로 나타났다. 이외에도 2009년 8월을 전후로 임금 격차의 급격한 증가를 확인할 수 있었고, 2004. 8~2019. 8의 전 기간에 걸쳐 설명변수의 구성변화로 인한 양적효과는 임금 격차를 악화시키는 방향으로 작동하였으나 가격효과는 반대로 임금 격차를 개선하는 방향으로 움직였다. 따라서 정규-비정규직 임금 격차의 변화는 양적효과와 가격효과 중 어떤 것이 큰가에 따라 결정된다.

핵심주제어: 정규직, 비정규직, 임금 격차, 임금분해, JMP, 경제활동인구조사
경제학문헌목록 주제분류: J21, J23, J42, J63

* 본 논문은 한국노동경제학회 2020년도 하계학술대회에서 발표되었으며, 좋은 의견을 주신 토론자 및 참여자, 그리고 익명의 심사자들에게 감사드린다.

** 교신저자, 한국기술교육대학교 인력개발학과 교수, 전화: (041) 560-1404, E-mail: keumjaeho325@koreatech.ac.kr

*** 주저자, 한국기술교육대학교 인력개발학과 대학원생, 전화: (010) 9324-5996, E-mail: hanropong@koreatech.ac.kr

투고일: 2021. 1. 30 수정일: 2021. 3. 26 게재확정일: 2021. 3. 31

I. 서론

정보통신 혁명과 세계화 물결 등으로 인해 1990년 중반 이후 전 세계적으로 비정규직이 증가하였다. 한국은 특히 1998년의 외환위기 이후 비정규직의 비중이 급격히 증가함에 따라 비정규직의 보호를 위한 정책적 노력 및 입법이 중요한 과제로 대두되었다. 현재 한국의 비정규직 근로자는 2019년 8월 기준 7,481천 명으로 임금근로자의 36.3%에 이르는 것으로 나타나고 있으며, OECD 비정규직 기준에 의하면 회원국 평균의 2배 수준에 이른다고 보고되고 있다.

정규직과 비정규직의 임금 격차의 분석은 단순한 학문적 관심을 넘어 중요한 정책적 의의를 가진다. 비정규직 문제가 촉발된 계기는 정규직과 비정규직 사이에 존재하는 임금 격차와 고용불안 때문이라고 할 수 있는데, 따라서 양자 사이에 존재하는 임금 차이의 구체적인 크기가 어느 정도인지를 밝히는 작업은 향후 비정규직 문제에 대해 법적 혹은 정책적 개입의 타당성과 방향성을 제시할 수 있다(이인재, 2019).¹⁾

대부분의 국내 근로자 임금 격차 관련 선행 연구들의 특징은 Oaxaca류의 방법론을 활용하여 두 개의 상이한 특성으로 대변되는 집단의 평균임금 격차를 어느 한 시점에서 분석한 것이다. 정규직과 비정규직의 임금 격차는 당시의 법과 제도, 정책효과, 경기변동 등 다양한 원인에 따라 그 시기별로 차이가 있을 것으로 짐작된다. 따라서 본 연구에서는 지난 16년간 정규직과 비정규직 근로자의 임금 격차의 전체적인 추세 분석을 위하여 Juhn-Murphy-Pirec(1991, 1993) 분해방법(이하 JMP 분해방법)을 적용하였다. JMP의 분해방법은 서로 다른 두 시점 간의 비교, 즉 시계열적 변화의 분석에 유용하다. JMP 분해는 임금 격차의 변동이 설명변수 값의 변화(양적효과)에 의한 것인지 또는 설명변수에 대한 회귀계수 값의 변화(가격효과)에 기인한 것인지를 분해할 수 있다는 점에 강점이 있다. 국내에서는 JMP 분해법을 활용한 논문이 성별 임금 격차 부분에서 일부 활용되고 있으나, 정규-비정규직의 임금 격차에 대해 해당 연구방법론을 적용한 연구논문은 거의 없는 실정이다.²⁾ 이에 본고에서는 2004년 8월에서 2019년 8월까지 통계청의 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사의 임금자료를 이용하여 정규직과 비정규직의 임금 격차의 변화 추이와 원인을 살펴본다.

1) 본고에서는 2002년 노사정위원회에서 정의한 비정규직 정의를 사용하고 있다.

2) 관련 연구보고서로 김주영 외(2009), 김복순(2017) 등이 있다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제 I 절 서론에 이어 제 II 절에서는 정규-비정규직 임금 격차와 관련된 국내 선행 연구들을 정리한다. 제 III 절의 분석 자료와 연구모형에서는 데이터에 대한 간략한 설명과 더불어 Oaxaca and Ransom(1994)의 분해방법론과 JMP 분해방법론을 간략하게 설명한다. 제 IV 절에서는 2004년 8월 이후 정규-비정규직 간 임금 격차의 추이를 살펴보는 것과 더불어 데이터에 대한 기초분석을 실시하고, Oaxaca and Ransom의 임금분해를 통해 정규-비정규직 임금 격차에 영향을 미치는 요인들을 식별한다. 식별된 변수들을 중심으로 JMP 분해방법을 통해 정규-비정규직 임금 격차의 추이와 원인을 분석하고, 그 결과를 정리한다. 마지막 제 V 절에서는 연구의 주요 결과를 요약 정리할 것이다.

II. 이론 및 선행 연구의 검토

1998년 금융위기 이후 양적인 측면에서 전체 근로자 중 비정규직이 차지하는 비중이 지속적으로 증가하였을 뿐만 아니라 거의 모든 직종에서 확산이 되는 경향이 나타났다. 질적인 측면에서 비정규직의 임금수준이나 근로조건이 개선되지 못함에 따라 임금 격차, 고용안정성, 비정규직법 등 여러 방면에 걸쳐 많은 연구가 진행이 되어 왔다. 지금도 비정규직 근로자의 증가와 더불어 소득 양극화가 심화되는 등 비정규직 노동자에 대한 차별 해소의 문제는 노동시장에서 여전히 중요한 화두이다.

먼저 노동시장 임금불평등과 관련한 이론적 부분은 크게 인적자본이론(human capital theory)과 분단노동시장이론(segmented labor market theory)의 두 관점에서 접근할 수 있다(김기승·김명환, 2013). Becker(1973)의 인적자본이론에 의하면 고용형태에 따라 인적자본의 특성이 달라 정규직과 비정규직 간의 임금 격차가 발생한다. 즉, 정규직과 비정규직 사이에 임금 격차가 존재하는 이유는 두 집단 간에 교육이나 기술 등과 같은 인적자본의 수준이 달라 생산성의 차이가 발생하고, 이는 임금 격차로 이어진다는 것이다.

반면 분단노동시장이론에 의하면 노동시장은 고임금·고용안정의 1차 노동시장(primary market)과 저임금·고용불안의 2차 노동시장(secondary market)으로 분할되어 있다(Doeringer and Piore, 1971). 두 시장 간의 이동, 특히 2차 노동시장에서 1차 노동시장으로의 이동이 제한되기 때문에 1차 노동시장은 경쟁 부족에서 오는 임금 프리미엄을 누리게 된다. 여기서 발생하는 임금 프리미엄은 두

집단 간 생산성의 차이가 아닌 차별의 성격을 가지게 된다.³⁾

임금 격차에 관한 연구 결과들은 대체로 세 가지의 방법론에서 수행되어 왔다. 첫째는 내생성 또는 이질성을 통제한 회귀분석모형을 통해 정규직 더미변수의 값을 추정하는 연구들이다. 둘째는 전통적인 임금분해 기법인 Oaxaca류의 방법론을 활용한 연구이다. Oaxaca 기법을 사용하면 임금 격차는 모형으로 설명되는 부분과 설명되지 않는 부분으로 구분된다. 설명되는 임금 격차 부분은 생산성의 차이로 해석이 되며, 설명되지 않는 부분은 통상적으로 차별적 요인에 의한 것으로 해석된다. Oaxaca 분해법은 식 (1)의 β^* 추정이 자의적이라는 비판⁴⁾과 더불어 모형으로 설명되는 부분 또한 차별의 결과일 수 있다는 비판, 그리고 ‘모형으로 설명되지 않은 부분을 차별적 요인으로 간주하는 것이 적절한가?’ 등의 비판이 있다. 이러한 비판에도 불구하고 Oaxaca 분해법은 현재 널리 통용되는 분석방법이다(Kidd and Shannon, 1996). 셋째는 JMP 방법론으로 서론에서 간략하게 설명한 것처럼 서로 다른 두 시점 간의 비교, 즉 시계열적 변화의 분석에 유용하다. 이러한 방법론들을 활용한 국내 연구에 주목하여 정규직과 비정규직의 임금 격차의 주요 분석 결과를 살펴보고자 한다.

한국에서 정규직-비정규직 임금 격차에 관한 연구 결과들을 살펴보면 안주엽(2001)은 Oaxaca모형과 전환회귀모형을 사용하여 추정한 결과, 임금 결정요인을 통제하였을 때 정규직 근로자와 비정규직 근로자 사이의 시간당 임금 격차는 19%에 이르며, 임금 격차를 분해하면 4분의 1에서 3분의 1 정도가 동일한 생산성에 대하여 고용형태에 따라 상이한 가격을 지불하는 가격효과에 의한 것으로 분석하였다.

송일호(2005)는 한국노동패널 6차년도(2003) 자료를 사용하고 Oaxaca의 임금 분해식을 이용해 정규직과 비정규직의 순 임금 격차를 추정하였다. 분석 결과 임금 격차는 생산성에 기인한 임금 격차가 23.6%인 반면, 차별에 기인한 임금 격차가 76.4%나 되는 것으로 분석했다. 추가로 비정규직 근로자의 비중이 높은 4개 산업을 선택해 임금 격차를 분해한 결과, 건설업과 기타 공공, 사회 및 개인 서비스업의 경우에 정규직 근로자와 비정규직 근로자 간의 임금 차별이 가장 크게 나타나고 있어 이의 시정을 위한 정책적 대안이 필요하다고 주장하였다.

어수봉·윤석천·김주일(2005)은 2005년 8월의 경제활동인구조사 근로형태별

3) 1차 노동시장과 2차 노동시장에 관한 자세한 논의는 Wachter(1974)를 참조할 수 있다.

4) 구체적으로 노동시장에서 관측되는 그룹의 임금 중 차별이 존재하지 않았다면 가능했을 균형임금을 정확하게 측정하지 못하는 한계가 있다.

부가조사를 이용하여 정규직 근로자와 비정규직 근로자의 임금 격차를 분석하였다. 분석 결과 인적자본 등을 통제하지 않은 상태에서 정규-비정규직 사이의 시간당 임금은 31% 차이가 나지만, 연령, 근속, 교육 등 인적자본을 통제하면 임금 격차는 2% 수준으로 하락하고 산업, 직종, 노조, 사업체 규모 등 사업체 특성을 추가로 통제하면 임금 격차가 거의 존재하지 않는다고 결론을 내렸다. 즉, 정규-비정규직 임금 격차는 생산성 차이에 기인하며 차별적 요인에 의한 임금 격차는 거의 없다고 주장하였다.

김용민·박기성(2006)은 2003년 사업체근로실태조사 자료를 사용하여 정규직과 비정규직 사이의 임금 격차를 분석했다. 그 결과 임금을 단순하게 비교하면 비정규직은 정규직에 비해 평균적으로 남성은 45.3%, 여성은 34.6% 낮은 시간당 임금을 받지만, 인적자본과 사업체의 고유한 이질성을 통제한 후 임금 격차를 추정해 본 결과 20.7~35.9% 정도 격차가 존재하는 것으로 분석하였다. 세부적으로 노동조합이 없는 사업체에 근무하는 남자의 경우 임금 격차는 20.7%로 매우 크지만, 저임금 사업체의 정규직 임금보다 고임금 사업체의 비정규직 임금이 더 높아 모든 사업체에 걸쳐 평균적인 임금 격차는 6.8%로 축소된다고 하였다.

김유선(2009)은 사업체근로실태조사(2007년 6월)와 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사(2007년 8월)를 사용하여 정규직과 비정규직 사이의 임금 격차를 추정하였다. 분석 결과 경제활동인구조사에서는 비정규직이 정규직보다 월평균 임금기준 18.6% 낮고, 시간당 임금은 14.4% 낮다고 하였으며, 사업체근로실태조사에서는 비정규직은 정규직보다 7.4~30.1% 낮은 것으로 보고하였다. 또한 정규직과 비정규직 사이의 임금 격차는 임금 하위 분위일수록 크고 상위 분위일수록 작다고 분석을 하였다.

신승배(2009)는 한국노동패널 1차에서 10차까지의 자료를 사용하여 정규-비정규직 임금 격차와 변동 추이를 분석하였다. 분석 결과 정규-비정규직 임금 격차는 0.51이었으며, 이 중 생산성 차이로 인한 임금 격차가 0.37이고, 차별에 기인한 임금 격차가 0.14라는 점으로 보였다. 차별에 기인한 임금 격차를 분해한 결과 교육기간의 차이로 설명되는 부분이 총임금 격차의 13.7%를 차지하고 있어 비정규직 근로자의 경우 교육기간이 증가하더라도 정당한 처우를 받지 못하고 있음을 알 수 있다고 주장했다.

이인재(2009)도 한국노동패널 1~10차 자료를 이용하여 임금 격차를 분석한 결과 인적자본 등을 통제하지 않은 상태에서의 단순 임금 격차는 정규직 근로자의 임금을 100으로 하면 비정규직 근로자의 임금은 64.1 수준이라고 분석하였으

며, OLS 회귀분석을 통해 인적자본 등을 통제한 상태에서의 차별적 임금 격차는 횡단면 분석의 경우 정규직이 7.5~13.3% 정도 더 높은 임금을 받고 있으며, 고정효과모형에서는 3.4~7.8% 정도 높은 임금을 받는다고 분석했다.

김복순(2017)은 2016년 8월의 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사 데이터를 사용하여 JMP 임금분해식을 통해 정규-비정규직 임금 격차를 분석한 결과 비정규직은 정규직의 약 67% 수준을 받고 있는 것으로 나타났으며, 2007년과 비교하여 2016년에 임금 격차가 더욱 확대되었다고 분석하였다. 중소기업 사업체가 비정규직 증가의 대부분을 흡수하면서 비정규직의 94.9%가 중소기업에 종사하고 있으며, 10인 미만 사업체 근로자의 절반 가까이가 비정규직인 것으로 나타났다. 즉, 이 연구에서는 차별요인으로 인한 가격효과보다는 비정규직의 내부 구성변화로 인한 임금 격차 확대, 즉 양적효과가 더 중요하였다고 분석하였다.

이처럼 정규-비정규 임금 격차와 관련된 연구의 대부분은 Oaxaca류의 분해방법을 사용하고 있으며, 정규직 임금 프리미엄의 추정과 차별적 정규-비정규 임금 격차에 연구의 초점을 맞추고 있다. 본고는 JMP 방법론을 사용한 김복순(2017)의 연구를 더욱 발전시켜 특정한 두 시점 간 임금 격차의 변화가 아니라 2004년 8월~2019년 8월까지의 16년에 걸쳐 임금 격차의 변화과정 및 그 원인을 분석하고 있다는 점에서 기존 연구와의 차별성을 지닌다.

III. 분석 자료와 연구모형

본 연구에서는 정규직과 비정규직의 임금 격차를 추정하기 위해 통계청에서 제공하는 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사(2004. 8~2019. 8)의 마이크로데이터를 활용하였다. 통계청의 경제활동인구조사는 가구조사라는 명백한 한계를 가지고 있으나 사업체 조사와는 다르게 개별 임금근로자의 생산성 및 인적 특성, 일터 특성에 관련된 자료들을 대부분 제공한다. 점과 1인 이상의 사업체 규모에 종사하는 근로자 전체를 대상으로 조사한다는 점에서 장점이 있다. 데이터의 질 측면에서 가장 신뢰할 수 있다는 점도 큰 장점이다.

경황 부가조사에서 근로소득 정보는 임금근로자에 한하여 제공되므로 분석 대상을 임금근로자로 한정하였다. 16년간 임금근로자의 전체 표본 규모는 413,911명이며, 정규직이 264,116명(63.8%), 비정규직은 149,795명(36.2%)이다. 정규-비정규직 임금 격차에 대한 보다 정확한 변화 양상을 파악하기 위해 여기에서는 2015

년의 GDP deflator를 기준으로 하는 시간당 실질임금을 사용한다.

분석방법으로 두 가지의 분해방법을 사용한다. 우선, 정규-비정규직 임금 격차에 영향을 미치는 요인들이 무엇인가를 식별(identify)하기 위해 Oaxaca and Ransom(1994) 방법론을 이용하여 임금 격차에 영향을 미치는 중요한 설명변수(요인)들을 파악한다. 구체적으로 2004년 8월~2019년 8월까지의 모든 데이터를 통합(pooling)한 자료를 이용하여 Oaxaca and Ransom의 임금분해 방법을 적용할 것이다. Oaxaca and Ransom(1994)의 임금분해는 식 (1)과 같다.

$$\overline{\ln W_r} - \overline{\ln W_n} = \overline{X'_r}(\hat{\beta}_r - \beta^*) + \overline{X'_n}(\beta^* - \hat{\beta}_n) + (\overline{X_r} - \overline{X_n})'\beta^* \quad (1)$$

식 (1)에서 왼쪽 항은 두 집단 r (정규직)과 n (비정규직) 사이의 임금 격차를 나타낸다. 오른쪽의 첫 번째 항은 집단 r 이 자신의 생산성 이상으로 받는 임금 프리미엄을, 그리고 두 번째 항은 집단 n 이 자신의 생산성보다 적게 받는 임금 손실분을 보인다. 세 번째의 마지막 항이 집단 r 과 집단 n 사이의 생산성 차이로 설명되는, 즉 모형의 설명변수들로 설명되는 임금 격차이다. $\hat{\beta}_r$ 과 $\hat{\beta}_n$ 은 각기 집단 r 과 집단 n 만을 대상으로 OLS 추정한 추정계수이고, β^* 는 두 집단을 통합(pooling)하여 추정한 OLS 추정계수를 의미한다. 나아가 $\overline{X_r}$ 과 $\overline{X_n}$, 그리고 $\overline{\ln W_r}$ 과 $\overline{\ln W_n}$ 은 각 집단의 설명변수 평균치와 로그 임금값의 평균치이다.

다음으로 Oaxaca and Ransom(1994) 분해 결과로 나타난 주요 설명변수들을 중심으로 JMP(1991, 1993)의 임금분해 방법론을 적용하여 두 시점 간 임금분해를 진행한다. Oaxaca류의 방법론이 특정 시점을 기준으로 대상 간의 임금 격차를 설명하는 요인들이 무엇인가를 파악하는 방법론이라면 JMP 방법론은 서로 다른 두 시점 사이에서 집단 간 임금 격차가 어떤 변화를 보이고 있으며, 그 변화의 요인이 설명변수 값의 변화에 기인한 것인지, 아니면 모수의 변화에 의한 것인지를 식별하여 설명한다는 특징을 지닌다. Oaxaca 분해(decomposition)에서는 오차항에 대한 특별한 분석이 존재하지 않는 것에 비해 JMP 분해에서는 임금의 분포도가 집단 간 임금 격차에 미치는 효과를 설명할 수 있다. 우선 식 (2)와 같은 일반적 회귀방정식을 보자.

$$y_t = X_t'\beta_t + e_t, \quad E(e_t) = 0 \quad (2)$$

식 (2)는 다음과 같이 재구성될 수 있다.

$$y_t = X_t\beta_t + r_t\sigma_t \quad (3)$$

여기서 σ_t 은 잔차항(residual term)의 표준편차를 나타내고, r_t 는 표준화된 잔차항의 벡터이다. 따라서 식 (3)은 두 개의 잔차항으로 구성된다. 즉, 잔차항은 시점 t 에서의 잔차의 불평등 수준(표준편차)과 잔차항 분포에서 잔차의 위치로 표시된다.

식 (3)을 이용하면 두 집단 간의 평균적 임금 격차는 아래와 같이 분해된다. 본고에서 dy_t 는 식 (1)의 $\overline{\ln W_r} - \overline{\ln W_n}$ 와 동일하다.

$$dy_t = dX_t'\beta_t + dr_t\sigma_t \quad (4)$$

여기서 dy_t 는 피설명변수 평균값의 집단 간 차이를 의미하며, dX_t 는 집단 간 설명변수 평균값의 차이, 그리고 dr_t 는 집단 간 표준화된 잔차의 평균값 차이이다. 우측 첫 번째 항 $dX_t'\beta_t$ 는 모형에 의해 예측되는 차이이다. 즉, 모형에 의해 설명되는 부분의 변화를 뜻한다. 두 번째 항인 $dr_t\sigma_t$ 는 잔차의 변화, 즉 설명되지 않은 부분의 변화를 나타낸다.

다음 단계로 식 (4)를 두 시점 $t(=1)$ 와 $t'(=2)$ 사이의 변화로 확대하여 정리하면 다음과 같다.

$$dy_2 - dy_1 = (dX_2'\beta_2 - dX_1'\beta_1) + (dr_2\sigma_2 - dr_1\sigma_1) = dE + dU \quad (5)$$

식 (5)를 더 세분화하여 정리하면 두 시점 사이 집단 간 임금 격차는 아래의 식 (6), 식 (7)과 같이 정리되어 진다. 여기에서 식 (6)은 모형으로 예측되는 변화(dE)를 표시하고, 식 (7)은 오차항의 변화(dU)를 표시한다.

$$dy_2 - dy_1 = dE + dU$$

$$dE = (dX_2 - dX_1)'\beta_1 + dX_1'(\beta_2 - \beta_1) + (dX_2 - dX_1)'(\beta_2 - \beta_1) \quad (6)$$

$$dU = (dr_2 - dr_1)\sigma_1 + dr_1(\sigma_2 - \sigma_1) + (dr_2 - dr_1)(\sigma_2 - \sigma_1) \quad (7)$$

식 (6) dE 의 오른쪽 첫 번째 항은 $t(=1)$ 와 $t'(=2)$ 의 두 기간 동안 설명변수의 변화로 인해 발생하는 임금 격차의 변화를 의미하며, 본고에서는 양적효과(quantity effect)⁵⁾로 이를 정의한다. 두 번째 항은 두 기간 사이 추정계수의 변화로 나타나는 임금 격차의 변화로 본고에서는 이를 가격효과(price effect)라고 칭한다. 그리고 마지막 항은 설명변수와 추정계수의 변화의 교차항이다.

이러한 식 (6)의 해석은 식 (7)에도 동일하게 적용될 수 있다. 식 (7)의 오른쪽 첫 번째 항은 표준화된 잔차(residual)의 변화에 의한 임금 격차의 변화로 때로는 '갭 효과'(gap effect)라고 불린다. 이는 잔차분포(residual distribution)에서의 위치변화에 기인하는 부분이다. 두 번째 항은 잔차항 표준편차의 변화에 기인하는 부분이고 마지막 항은 교차항을 나타낸다.

IV. 정규-비정규직 임금 격차의 변화와 데이터의 기초분석

1. 임금 격차 주요 변수의 식별

JMP 방법론이 가지는 커다란 장점은 두 시점 사이의 임금 격차의 변화와 관련된 그러한 변화가 설명변수 값의 변화(양적효과)에 기인하는 부분과 회귀계수 값의 변화(가격효과)에 기인하는 부분으로 나누어진다는 점이다. 더불어 임금 함수 추정식에 포함된 각각의 설명변수에 대해 양적효과와 가격효과를 별도로 파악할 수 있다는 점도 하나의 장점이다. 하지만 임금함수 추정에 포함된 모든 설명변수의 각각에 대해 양적효과와 가격효과를 분석하는 것은 노력에 비해 그 결과가 미흡할 우려가 있다. 이러한 문제 해결을 위해 본고에서는 정규직과 비정규직의 임금 격차에 가장 커다란 영향을 미치는 설명변수들이 무엇인가를 먼저 식별하고, 식별된 설명변수들로 분석의 범위를 제한하는 방법을 선택⁶⁾하였다.

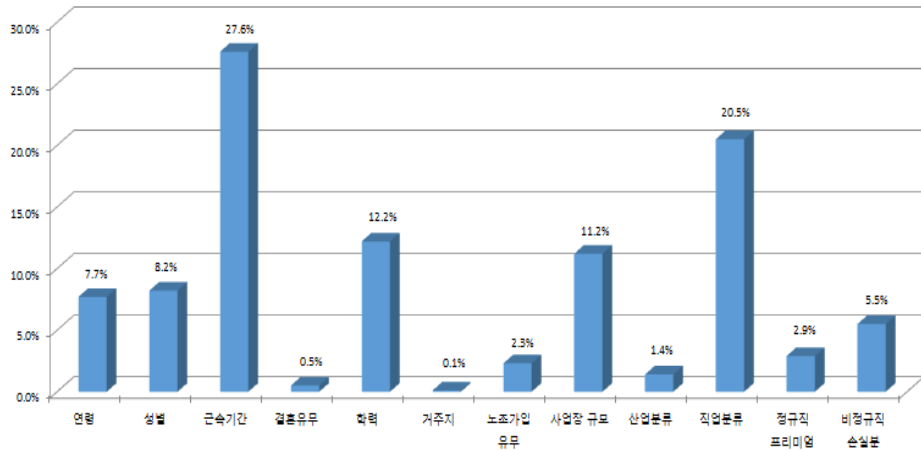
중요한 설명변수의 식별을 위해 여기에서는 Oaxaca and Ransom의 분해방법

5) 김주영(2009)은 이를 자원효과(endowment effect)로 정의하고 있으나 본고에서는 양적효과로 표현하는 것이 더욱 적절한 것으로 판단되어 양적효과라는 용어를 사용한다.

6) 실제로 JMP 분해를 통한 두 그룹 간의 로그 임금 격차의 값은 변수의 개수와 상관없이 동일하게 나타난다. 다만 정규직과 비정규직 사이의 임금 격차에 관한 각 설명변수의 영향력을 Oaxaca and Ransom(1994)의 방법론을 통해 먼저 확인한 뒤, 임금 격차에 영향력이 높은 변수들을 중심으로 JMP 분해를 진행할 경우 양적효과와 가격효과 측면에서 더욱 현실적인 값을 얻을 수 있다.

을 적용한다. 구체적으로 2004년 8월에서 2019년 8월까지의 자료를 결합(pool)한 데이터의 OLS 추정 결과⁷⁾를 이용하여 Oaxaca and Ransom 분해를 실시하였고, 그 결과는 <그림 1>과 같다.

<그림 1> 정규직-비정규직 임금분해 결과(2004~2019 pooling)



$$\ln(W_r/W_n) = \overline{X}'_r(\hat{\beta}_r - \beta^*) + \overline{X}'_n(\beta^* - \hat{\beta}_n) + (\overline{X}_r - \overline{X}_n)' \beta^* \\ -0.00329(2.9\%) + -0.0060(5.5\%) + 0.43251(91.6\%)^8$$

분해 결과 모형으로 설명되는 정규-비정규직의 임금 격차는 91.6%이며, 2.9%는 설명되지 않는 요인에 의해 정규직이 자신의 생산성 이상으로 받는 임금 프리미엄이다. 그리고 5.5%는 비정규직 근로자들이 자신의 생산성보다 적게 받는 임금 손실을 의미한다.

이 분해 결과에서 알 수 있듯이 정규-비정규직의 임금 격차 대부분은 설명변수를 통해 설명이 가능함을 알 수 있다. <그림 1>에는 임금함수 추정에 포함된 설명변수들이 임금 격차에서 차지하는 비중이 나타나 있는데, 근속기간(27.6%), 직업(20.5%), 학력(12.2%), 사업체 규모(11.2%), 성별(8.2%), 연령(7.7%) 등의 6개 변수가 가장 커다란 영향력을 미치는 것으로 보인다.

7) 추정 결과는 부록에 나타나 있다.

8) Oaxaca and Ransom(1994)의 자세한 분해방식과 관련하여서는 금재호(2002, 2011)를 참고할 수 있다.

따라서 본고에서는 임금 격차에 미치는 영향력이 큰 근속기간, 직업, 학력, 사
업체 규모, 성별, 연령 6개 변수를 중심으로 JMP의 임금분해를 시도한다. 즉, 6개
의 설명변수만이 포함된 임금함수를 추정한 뒤 추정된 결과를 활용하여 JMP 임
금분해를 실시한다.

2. 정규직과 비정규직의 실질임금 비교

정규직과 비정규직의 실질임금은 <표 1>로 확인할 수 있다. 2004년 8월~
2019년 8월까지 월평균 실질임금을 기준으로 계산한 정규직 대비 비정규직의 상
대임금이 하락한 것을 확인할 수 있다. 반면 시간당 실질임금은 2009년 8월까지
비정규직의 상대임금이 하락하는 추세였지만, 2010년 8월 이후 비정규직의 상대
임금이 꾸준히 상승하고 있다. 그러나 아직도 비정규직법이 도입되기 이전인
2004년 8월~2006년 8월의 상대임금의 수준을 회복하지 못하고 있다.

<표 1> 정규직과 비정규직의 임금

관측 시점	시간당 실질임금		상대 임금	월평균 실질임금		상대 임금
	정규직	비정규직		정규직	비정규직	
2004. 8	10,683	7,425	69.5%	217.6	134.4	61.8%
2005. 8	11,137	7,470	67.1%	223.3	133.8	59.9%
2006. 8	11,622	7,951	68.4%	231.1	139.8	60.5%
2007. 8	12,129	8,110	66.9%	237.9	142.8	60.0%
2008. 8	12,654	8,266	65.3%	244.6	143.3	58.6%
2009. 8	12,729	7,568	59.5%	241.6	127.5	52.8%
2010. 8	12,938	7,826	60.5%	244.5	129.0	52.8%
2011. 8	13,339	8,382	62.8%	250.2	136.2	54.4%
2012. 8	13,886	8,691	62.6%	256.5	140.4	54.7%
2013. 8	14,385	9,093	63.2%	264.7	143.9	54.4%
2014. 8	14,628	9,182	62.8%	269.2	144.5	53.7%
2015. 8	14,589	9,183	62.9%	270.0	140.5	52.0%
2016. 8	14,868	9,460	63.6%	273.8	141.5	51.7%
2017. 8	14,875	9,531	64.1%	275.0	143.5	52.2%
2018. 8	15,600	10,169	65.2%	287.3	147.5	51.3%
2019. 8	16,586	10,880	65.6%	304.7	155.2	51.0%

시간당 실질임금을 기준으로 정규-비정규직 상대임금의 변화를 살펴보면, 2004년 8월부터 2009년 8월까지 상대임금이 하락하여 최저점을 기록하였다가 이후 상대임금이 완만하게 상승하는 V자형의 모습을 보인다. 이러한 상대임금의 추이는 JMP 분해방법의 적용에 있어 2009년 8월 이전과 이후를 구분하여야 할 필요성을 제기한다.⁹⁾

3. 주요 설명변수 평균치의 변화: 2004년 8월과 2019년 8월

2004년 8월과 2019년 8월의 두 시점을 기준으로 정규직과 비정규직의 각각에 대해 핵심 설명변수의 평균치가 어떤 변화를 보이는지를 <표 2>를 통해 확인하였다.

설명변수 평균치의 변화를 분석하면 우선 학력과 관련되어 두 기간 중 전반적인 학력의 상승이 파악되고, 이러한 현상은 정규직과 비정규직 모두에게서 관찰된다. 구체적으로 <표 2>에서 정규직 중 고졸 이하 비중은 2004년 8월의 56.6%에서 2019년 8월 38.4%로 낮아진 반면, 4년제 대졸 학력자의 비중은 25.7%에서 38.9%로 높아졌다. 이러한 고학력화 현상은 비정규직에서도 발견되는데 변화의 폭에 있어 비정규직보다 정규직의 변화 폭이 더 큰 것으로 나타났다.

둘째, 평균 근속기간¹⁰⁾도 기간 중 상당한 증가를 기록하였다. 정규직의 평균 근속기간이 비교 기간 중 5.783년에서 7.853년으로 36%나 늘어난 반면, 비정규직은 2.001년에서 2.422년으로 21% 증가하여 정규직의 근속기간 상승폭이 더 크다.

셋째, 사업체 규모를 살펴보면 정규직의 경우 1~4인 사업체에 근무하는 비중이 비교기간 중 16% 줄어든 반면, 300인 이상의 비중은 10% 상승하였다. 이에 비해 30인 이상 사업체에 근무하는 비정규직의 비중이 사업체 규모에 따라 11~20% 줄어들었다. 이러한 결과는 비정규직법과 비정규직 축소를 위한 정부 정책의 결과 규모 있는 사업체들이 비정규직 사용을 억제한 결과이다.

넷째, 성별에 따라서는 여성의 경제활동 활성화에 따라 취업자 중 여성의 비

9) <표 1>에서 시간당 임금보다 월평균 임금에서 정규-비정규 임금 격차가 더 큰 폭으로 줄어든 것은 정규직보다 비정규직의 평균 근로시간 하락이 더 크기 때문이다. 분석기간 중 정규직은 주당 평균근로시간이 6.4시간(49.7 → 43.3) 줄어들었으나 비정규직은 11.1시간(44.7 → 33.6)이 감소하였다. 이러한 현상은 비정규직 내에서도 근로시간이 짧은 시간제 근로의 비중이 증가한 것에 원인이 있는 것으로 판단된다. 그리고 비정규직 보호법이 비정규직의 근로시간에 끼친 효과는 발견하기 어려웠다.

10) 경제활동인구조사의 근속기간은 '조사 당시, 현 직장에 얼마나 근무하고 있는가?'의 근속기간으로 입사에서 퇴직 시점까지의 근속기간이 아니다.

<표 2> 정규직과 비정규직의 평균치의 변화

구분	설명변수 평균치의 변화					
	정규직			비정규직		
	2004. 8	2019. 8	증감률	2004. 8	2019. 8	증감률
근속기간(년)	5.783	7.853	36%	2.001	2.422	21%
직업						
관리자	0.022	0.024	9%	0.009	0.006	-33%
전문가 및 관련종사자	0.206	0.262	27%	0.148	0.155	5%
사무종사자	0.261	0.279	7%	0.132	0.114	-14%
서비스종사자	0.087	0.076	-13%	0.101	0.152	50%
판매종사자	0.077	0.065	-16%	0.118	0.108	-8%
농림어업 숙련 종사자	0.002	0.003	50%	0.007	0.005	-29%
기능원 및 관련 기능 종사자	0.097	0.084	-13%	0.137	0.089	-35%
장치, 기계 조작 및 조립 종사자	0.154	0.134	-13%	0.079	0.062	-22%
단순노무종사자	0.094	0.073	-22%	0.270	0.308	12%
학력						
중졸 이하	0.131	0.057	-130%	0.279	0.222	-26%
고졸	0.435	0.327	-25%	0.447	0.437	-2%
전문대졸	0.135	0.164	21%	0.094	0.113	20%
대졸	0.257	0.389	51%	0.155	0.198	28%
대학원졸	0.041	0.063	54%	0.025	0.030	20%
사업체 규모						
1~4인	0.157	0.135	-16%	0.255	0.270	6%
5~9인	0.153	0.156	2%	0.193	0.215	11%
10~29인	0.212	0.216	2%	0.225	0.235	4%
30~99인	0.208	0.207	0%	0.178	0.159	-11%
100~299인	0.114	0.115	1%	0.081	0.065	-20%
300인 이상	0.156	0.171	10%	0.069	0.056	-19%
성별						
여성	0.373	0.386	3%	0.493	0.551	12%
남성	0.627	0.614	-2%	0.506	0.449	-11%
연령(세)	36.884	41.895	14%	39.596	47.163	19%

중이 증가함에 따라 남성은 정규직과 비정규직 모두 그 비중이 감소하였다. 남성은 비교기간 중 비정규직의 비중이 줄어들었으나 여성은 비정규직의 증가율이 정규직 증가율보다 더 높았다.¹¹⁾ 즉, 남성은 정규직의 비중이 증가하였으나 여성은 반대로 비정규직의 비중이 늘어났다.

다섯째, 임금근로자의 평균연령은 2004년 8월의 37.97세에서 2019년 8월에는 43.81세로 늘어났다. 기간 중 정규직의 평균연령은 14% 늘어났지만 비정규직은 19%나 늘어나 정규직과 비정규직의 연령 차이가 더욱 확대되었다.¹²⁾

여섯째, 직업의 경우 정규직은 관리직, 전문직, 사무직의 비중이 증가하고 있으나 비정규직은 서비스직에서의 비중 증가가 현저하다.

4. 추정된 회귀계수(β)의 변화: 2004년 8월과 2019년 8월

다음으로 2004년 8월과 2019년 8월의 두 시점에 대하여 시간당 임금함수를 추정하고 추정된 회귀계수의 값이 어떤 변화를 보였는가를 살펴본다. 추정식의 종속변수로는 시간당 실질임금의 로그값을, 설명변수로는 Oaxaca and Ransom(1994)의 임금분해를 통해 식별된 학력, 근속기간, 사업체 규모, 성별, 연령 및 직업의 6가지 설명변수를 사용하였다. 2004년 8월과 2019년 8월의 두 시점에 대해 정규직과 비정규직 각기 OLS 회귀분석을 실시하였다. 추정 결과는 <표 3>에 나타나 있다.

먼저 학력에 대한 회귀계수 값을 보면, 고졸과 4년제 대졸 이상 고학력자의 경우 정규직과 비정규직 공통으로 회귀계수 값의 하락이 관찰된다. 이러한 추정 결과는 중졸 이하의 저학력자와 비교하여 고졸 및 4년제 대졸 이상 고학력자의 임금 프리미엄이 정규-비정규직 모두 하락하였음을 보여준다. 즉, 고졸과 고등교육에 대한 투자의 수익률이 정규직 및 비정규직 모두 감소하였다는 것이다. 하지만 여기에서 주의 깊게 보아야 할 점은 4년제 대졸에 대한 임금 프리미엄의 절대적 크기는 2019년 8월에도 여전히 비정규직보다 정규직이 높다는 점이다. 이러한 결과는 비정규직은 정규직과 비교하여 학력이 임금에 미치는 영향력이 작다는 것, 즉 학력수준이 높더라도 정규직만큼 충분히 인정을 받고 있지 못하다는

11) 여성의 경우 비교기간 중 정규직은 3,434천 명에서 5,038천 명으로 146.7% 늘어났지만 비정규직은 2,662천 명에서 4,125천 명으로 155.0% 늘어났다. 한편, 남성은 비정규직의 비중이 32.2%에서 29.5%로 하락하였다.

12) 정규직과 비정규직의 나이 차이는 2004년 8월의 2.73세에서 2019년 8월 5.27세로 벌어졌다.

<표 3> 정규직과 비정규직의 회귀계수 변화

구분	회귀계수(β)의 변화					
	정규직			비정규직		
	2004	2019	정규직 변화율	2004	2019	비정규직 변화율
근속기간(년)	0.029 (0.000)	0.019 (0.000)	-36%	0.036 (0.000)	0.016 (0.000)	-54%
직업분류(단순노무 종사자 기준)						
관리자	0.588 (0.000)	0.569 (0.000)	-3%	0.753 (0.000)	0.888 (0.000)	18%
전문가 및 관련종사자	0.411 (0.000)	0.301 (0.000)	-27%	0.574 (0.000)	0.339 (0.000)	-41%
사무종사자	0.383 (0.000)	0.276 (0.000)	-28%	0.384 (0.000)	0.184 (0.000)	-52%
서비스종사자	0.175 (0.000)	0.075 (0.000)	-57%	0.187 (0.000)	0.068 (0.000)	-64%
판매종사자	0.218 (0.000)	0.167 (0.000)	-23%	0.339 (0.000)	0.136 (0.000)	-60%
농림어업 숙련 종사자	0.164 (0.012)	0.020 (0.708)	-88%	-0.040 (0.531)	0.063 (0.320)	-258%
기능원 및 관련 기능 종사자	0.250 (0.000)	0.196 (0.000)	-22%	0.400 (0.000)	0.317 (0.000)	-21%
장치, 기계 조작 및 조립 종사자	0.176 (0.000)	0.104 (0.000)	-41%	0.230 (0.000)	0.166 (0.000)	-28%
학력(중졸 이하 기준)						
고졸	0.167 (0.000)	0.132 (0.000)	-21%	0.119 (0.000)	0.100 (0.000)	-17%
전문대졸	0.209 (0.000)	0.186 (0.000)	-11%	0.168 (0.000)	0.177 (0.000)	5%
대졸	0.400 (0.000)	0.286 (0.000)	-29%	0.343 (0.000)	0.238 (0.000)	-30%
대학원졸	0.503 (0.000)	0.392 (0.000)	-22%	0.544 (0.000)	0.519 (0.000)	-5%
사업체 규모(1~4인 기준)						
5~9	0.143 (0.000)	0.153 (0.000)	7%	0.061 (0.000)	0.087 (0.000)	43%
10~29	0.244 (0.000)	0.218 (0.000)	-11%	0.122 (0.000)	0.147 (0.000)	20%
30~99	0.307 (0.000)	0.274 (0.000)	-11%	0.166 (0.000)	0.170 (0.000)	2%
100~299	0.322 (0.000)	0.309 (0.000)	-4%	0.176 (0.000)	0.224 (0.000)	27%
300인 이상	0.453 (0.000)	0.418 (0.000)	-8%	0.252 (0.000)	0.248 (0.000)	-2%
성별(여성=0 기준)	0.265 (0.000)	0.204 (0.000)	-23%	0.214 (0.000)	0.107 (0.000)	-50%
연령	0.003 (0.000)	0.002 (0.000)	-50%	0.001 (0.021)	0.000 (0.892)	-96%
상수항	-1.331 (0.000)	-0.617 (0.000)	-54%	-1.212 (0.000)	-0.480 (0.000)	-60%
표본 수	16,252	15,465	-	9,914	9,990	-
F-value	1,302.92	775.67	-	304.05	191.31	-
Adjust R-squarea	0.6157	0.5005	-	0.3794	0.2759	-

주: 괄호 안의 값은 $P > |t|$.

점을 시사한다.

둘째, 근속기간에 대한 임금 프리미엄도 기간 중 정규-비정규직 모두 하락하였으며, 비정규직의 하락 정도가 더욱 크다. 또한 정규직의 임금 프리미엄이 비정규직보다 더 높아지는 역전 현상을 발견할 수 있다. 2004년 8월에는 근속기간 1년의 증가에 따라 시간당 임금이 정규직은 2.9%, 비정규직은 3.6% 증가하여 근속기간의 임금효과가 비정규직이 더 높았으나 2019년 8월에는 근속기간의 증가에 따라 정규직은 시간당 임금이 1.9% 증가하나 비정규직은 1.6%의 증가에 그쳐 역전 현상이 일어났다.

셋째, 남녀 성별에 따라서도 정규직과 비정규직 모두 남성의 임금 프리미엄 하락이 관찰된다. 특히, 비정규직에서 남성의 임금 프리미엄 하락이 현저한데, 2004년 8월에는 비정규직 남성은 비정규직 여성보다 21.4% 더 많이 받았지만 2019년 8월에 와서는 그 값이 10.7%로 낮아졌다. 이러한 사실을 성별 임금 격차가 완화되었음을 보여준다.

넷째, 사업체 규모와 관련되어 1~4인의 영세 사업체와 비교하여 10인 이상 사업체가 가지는 임금 프리미엄이 정규직은 하락하였으나 반대로 비정규직은 300인 이상 사업체를 제외하고 전반적으로 상승하였다. 이처럼 사업체 규모에 따른 임금 프리미엄이 정규직은 하락하고 비정규직은 증가하였지만 절댓값은 여전히 정규직이 높다. 즉, 정규직은 2019년 8월에도 사업체 규모가 큰 기업에 근무할수록 영세 사업장보다 높은 정규직 임금 프리미엄을 누리고 있다는 것이다.

다섯째, 연령에 따른 임금의 변화는 정규직과 비정규직 모두 기간 중 줄어들었다. 연령 증가에 따른 임금 상승폭은 정규직과 비정규직 모두 크지 않은데, 특히 2019년 8월의 경우 비정규직은 나이가 늘어나더라도 임금에는 영향을 주지 못한다는 결과가 나왔다.

여섯째, 직업과 관련되어서는 단순노무 종사자를 기준으로 다른 직업군이 얻는 임금 프리미엄이 분석기간 중 정규직과 비정규직 모두 하락한 것으로 추정되었다.

V. JMP 임금분해의 결과

정규직과 비정규직의 임금 격차의 변화 양상 및 그 원인의 파악을 위해 본고에서는 다음의 단계를 따라 분석을 한다. 먼저, JMP의 임금분해를 위해서는 먼

저 임금함수의 추정이 요구된다. 이를 위해 본고에서는 정규-비정규직 임금 격차의 설명력이 가장 높은 근속기간, 직업분류, 학력, 사업체 규모, 성별, 연령 6개 설명변수만으로 임금함수를 추정한다.

둘째, 2004년 8월에서 2019년 8월까지의 16년 동안 임금 격차의 변화 및 그 원인 분석을 위해 2004년 8월과 2019년 8월 두 시점으로 분석 대상을 한정하여 JMP 분해를 시도하였다.

셋째, <표 1>과 같이 시간당 실질임금을 기준으로 정규-비정규직 상대임금의 변화를 살펴보면, 2004년 8월부터 2009년 8월까지는 상대임금이 하락하여 최저점을 기록하였다가 이후 상대임금이 완만하게 상승하는 V자형의 모습을 보인다. 이러한 사실을 반영하여 본고에서는 기간을 2004년 8월~2009년 8월과 2010년 8월~2019년 8월의 두 구간을 나누어 JMP 임금분해를 한다.

넷째, 정규-비정규직 임금 격차의 변화 양상 및 그 원인을 심층적으로 분석하기 위한 시도로 2004년 8월에서 2019년 8월까지 매 2년 간격으로 JMP 임금분해를 실시하고, 분석 결과를 정리하도록 한다.

1. 2004년 8월과 2019년 8월의 JMP 임금분해¹³⁾

2004년 8월과 2019년 8월의 두 시점에 대해 JMP 임금분해를 한 결과 16년의 기간 동안 정규-비정규직 임금 격차가 3.7%만큼 확대된 것으로 나타나고 있다. 임금 격차의 변화를 분해하면 <표 4>와 같이 양적효과(Q)는 양(+)¹⁴⁾인 반면, 가격효과(P)는 음(-)으로 나타났다. 이러한 결과는 두 기간 사이에 근속기간, 직업, 학력, 사업체 규모 등에 있어 정규-비정규직 간 설명변수 값의 차이가 확대되었으나 설명변수들이 임금에 미치는 효과, 즉 β 값의 차이는 정규-비정규직 임금 격차를 완화하는 방향으로 움직였다는 점을 보인다.

나아가 설명변수의 각각에 대해 총효과(E)를 보면, 직업, 학력, 성별, 연령은 정규-비정규직 임금 격차를 완화하는 방향으로 움직였으나 근속기간과 사업체 규모가 격차를 악화시킨 것으로 보인다. 특이한 점은 모든 설명변수에 대해 양적효과(Q)는 양(+)¹⁵⁾의 값을 보이지만, 가격효과(P)는 음(-)의 값을 보이는 사실이다.

13) 여기에서 dy_1 을 2019년 8월의 정규직-비정규직 임금 격차(=정규직 임금-비정규직 임금), dy_2 를 2004년 8월의 정규직과 비정규직의 임금 격차라고 할 때, 변화의 값이 ‘음(-)’이라는 것은 기간 중 대상 간의 임금 격차가 개선되었음을, 그리고 ‘양(+)¹⁶⁾’의 값은 대상 간의 임금 격차가 확대되었다는 것을 의미한다.

즉, 2004년 8월과 2019년 8월의 두 기간을 비교하였을 때, 정규-비정규직 간 설명변수 값의 격차가 확대되어 임금 격차가 나빠질 상황이었으나 가격효과가 정규-비정규직 간의 임금 격차의 확대를 방어하였다고 해석할 수 있다.

<표 4> 정규-비정규직 임금 격차의 JMP 분해 결과: 2004년 8월과 2019년 8월

(단위: %)

	총효과(E)	양적효과(Q)	가격효과(P)	교차항(Q×P)
관측된 효과(dE)	0.12	14.63	-10.08	-4.44
-근속기간	1.16	3.03	-1.05	-0.82
-직업	-1.59	5.96	-5.30	-2.25
-학력	-0.02	2.00	-1.48	-0.53
-사업체 규모	0.63	1.99	-1.03	-0.32
-성별	-0.05	1.43	-1.12	-0.37
-연령	-0.01	0.22	-0.10	-0.13

2004년 8월~2019년 8월 시점 사이에서 관측된 효과(dE)를 세부적으로 살펴보면 양적효과(Q)는 직업, 근속기간, 학력, 사업체 규모, 성별, 연령의 순으로 양(+)의 값이 나타났으며, 가격효과(P)는 직업, 학력, 성별, 근속기간, 사업체 규모, 연령의 순으로 음(-)의 값이 나타난 것을 확인할 수 있다. 세부적으로 직업과 관련되어 양적효과는 고임금을 받는 직군에서는 정규직의 비중이 증가하고 저임금을 받는 직군에서 비정규직의 수가 증가함에 따라 임금 격차가 확대되는 방향으로 움직였으나, 해당 직군 내에서 비정규직의 상대임금 상승으로 인해 전체적으로는 임금 격차가 완화(-1.59%)된 것으로 추론된다.

2. 2004년 8월과 2009년 8월의 JMP 임금분해

<표 1>과 같이 2004년 8월부터 2009년 8월까지의 비정규직의 상대임금이 하락하여 최저점을 기록하였다가 이후 상대임금이 완만하게 상승하는 V자형의 모습을 보인다. 이러한 사실에 착안하여 기간을 2004년 8월~2009년 8월과 2010년 8월~2019년 8월의 두 구간으로 나누고 각각의 구간에 대해 JMP 임금분해를 할 필요가 있다.

먼저 2004년 8월~2009년 8월의 기간에 대해 JMP 임금분해를 한 결과, <표 5>와 같이 관측된 변화(dE)의 값이 6.94%로 정규-비정규직 임금 격차의 악화가 발생한 것으로 나타났다. 세부적으로 양적효과가 8.12%, 가격효과가 -0.80%로 분석되어 설명변수의 격차 확대가 임금 격차 확대의 주요 원인으로 판단된다.

기간 중 학력, 근속기간, 직업, 성별, 연령 등 설명변수의 대부분이 비정규직의 상대임금을 악화시키는 방향으로 움직였다. 특히 사업체 규모를 제외하고는 설명변수들의 양적효과가 양(+)¹⁾의 값을 나타내고 있다. 반면, 가격효과는 설명변수에 따라 서로 다른 방향으로 움직이고 있으며, 종합적으로는 정규-비정규직 임금 격차가 완화되는 방향으로 작동하였다.

<표 5> 정규-비정규직 임금 격차의 JMP 분해 결과: 2004년 8월과 2009년 8월

(단위: %)

	총효과(E)	양적효과(Q)	가격효과(P)	교차항(Q×P)
관측된 효과(dE)	6.94	8.12	-0.80	-0.38
-근속기간	1.89	1.70	0.13	0.06
-직업	1.41	3.04	-1.35	-0.29
-학력	1.97	2.27	-0.21	-0.09
-사업체 규모	0.00	-0.55	0.60	-0.05
-성별	1.67	1.55	0.09	0.03
-연령	0.01	0.11	-0.06	-0.04

2004년 8월~2009년 8월의 시점 사이에서 관측된 변화(dE)를 세부적으로 살펴보면 임금 격차는 대부분 양적효과(Q)에 기인하였다. 학력의 경우 비정규직 대비 정규직이 고학력 부분에서 분포가 증가하여 임금 격차가 확대되는 방향으로 움직인 것으로 나타나며, 근속기간의 경우 비정규직보다 정규직에서 장기근속이 상대적으로 증가하여 임금 격차를 확대하는 방향으로 나타났다. 가격효과(P)는 관측된 효과(dE)의 값이 -0.80% 정도로 약하게 나타나 임금 격차를 일부 개선하는 방향으로 움직였으나 양적효과(8.12%)로 인해 임금 격차가 확대된 것을 확인할 수 있다. 결론적으로 2004년 8월~2009년 8월 시점에서는 양적효과의 값이 가격효과의 값보다 우위를 점하면서 임금 격차가 증가하였다.

3. 2010년 8월과 2019년 8월의 JMP 임금분해

정규-비정규직의 상대임금은 비정규법 적용이 본격적으로 시작된 2009년 8월 최악으로 상황에 이르렀다. 당시의 글로벌 금융위기도 비정규직의 상대임금을 악화시킨 것으로 판단된다. 하지만 기업과 근로자들이 비정규직법에 적응하기 시작하고, 글로벌 금융위기가 신속히 극복됨에 따라 임금 격차는 2010년 8월 이후 점차 개선되는 모습을 보인다. 여기에는 비정규직의 어려운 상황에 대한 사회적 인식의 제고와 더불어 비정규직 처우 개선을 위한 정부의 노력이 작용한 것으로 판단된다.

이러한 변화를 감안하여 2010년 8월에서 2019년 8월까지의 기간을 대상으로 JMP 임금분해를 하였고, 그 결과는 <표 6>에 정리되어 있다.

<표 6>에서 설명변수로 인한 관측된 변화의 값은 -5.45%로 기간 중 설명변수들이 비정규직의 상대임금을 개선하는 방향으로 작동하였음을 알 수 있다. 양적효과는 2004년 8월에서 2009년 8월의 기간과 마찬가지로 비정규직의 상대임금을 악화시키는 방향으로 움직였지만, 가격효과로 인해 종합적으로는 임금 격차가 개선되었다. 즉, 비정규직에 대한 차별적 임금이 완화되었을 가능성을 제기한다.

<표 6> 정규-비정규직 임금 격차의 JMP 분해 결과: 2010년 8월과 2019년 8월

(단위: %)

	총효과(E)	양적효과(Q)	가격효과(P)	교차항(Q×P)
관측된 효과(dE)	-5.45	8.72	-11.55	-2.61
-근속기간	-0.06	1.66	-1.29	-0.42
-직업	-1.78	3.55	-4.26	-1.06
-학력	-1.05	0.72	-1.59	-0.17
-사업체 규모	-0.21	2.45	-1.98	-0.68
-성별	-1.77	0.03	-1.79	-0.01
-연령	-0.59	0.32	-0.63	-0.27

이러한 분석 결과는 2010년 8월 이후 학력, 근속기간, 사업체 규모, 성별 등 임금 격차를 설명하는 핵심 요인의 구성이 정규직-비정규직 사이의 격차를 계속 확대하는 방향으로 움직였을 가능성을 제기한다. 세부적으로 살펴보면 2010년

8월과 2019년 8월의 두 시점 사이에 근속기간, 직업, 학력, 사업체 규모, 성별, 연령 등의 격차는 계속 확대되었다. 하지만 이들 요소의 가격이 비정규직에게 유리하게 변화하는 가격효과로 인해 총효과가 음(-)의 값, 즉 비정규직의 상대임금이 개선된 것으로 해석된다.

4. 2년 단위 JMP 임금분해: 2004년 8월~2019년 8월

다음으로 JMP 분해방법에 따라 2004년과 2019년 크게 두 개의 시점을 통한 분석과 더불어 2004년 8월~2019년 8월까지 16년을 2년 단위로 시점을 나누어 정규-비정규직의 임금 격차의 분석을 시도하였다. <표 7>에서, ‘관측된 효과’(dE)는 양적효과(quantity effect)와 가격효과(price effect)가 더해진 값으로서 OLS 모형에서 설명변수로 통제된 변수의 값이며, ‘관측되지 않은 효과’(dU)는

<표 7> 2년 단위 JMP 임금분해와 비정규직 상대임금의 변화

(단위: %)

	로그임금의 격차 ($dy_2 - dy_1$)	관측된 효과 (dE)	관측되지 않은 효과(dU)
2004~2019(전체)	3.70	0.12	3.58
2004~2005	3.89	3.38	0.51
2005~2006	-2.35	-3.27	0.93
2006~2007	0.20	1.07	-0.88
2007~2008	-0.21	1.36	-1.57
2008~2009	8.56	4.40	4.16
2009~2010	-1.20	-1.38	0.18
2010~2011	-1.03	-1.38	0.35
2011~2012	1.05	0.02	1.03
2012~2013	-0.70	-0.88	0.17
2013~2014	-0.61	-0.24	-0.37
2014~2015	-0.89	0.16	-1.04
2015~2016	0.17	1.05	-0.88
2016~2017	-1.30	-1.30	0.00
2017~2018	-1.60	-1.68	0.08
2018~2019	-0.27	-1.19	0.92

연구모형에서 통제된 변수 이외의 요인에 의해 발생하는 정규-비정규의 임금 격차를 나타내는 부문으로 식 (7)의 잔차항이다. 로그 임금의 격차가 음(-)의 값을 보이면 정규직과 비정규직의 임금 격차가 완화되는 것이며, 양(+의 값을 가지면 임금 격차가 커지는 것으로 해석된다.

2년 단위로 비교 분석을 하였을 때 몇 가지의 흐름을 파악할 수 있다. 첫째는 2009년 8월을 전후로 하여 정규-비정규직 임금 격차의 급격한 증가를 확인¹⁴⁾할 수 있었고, 둘째 2012년 8월 이후에는 정규직과 비정규직의 임금 격차가 완화되고 있었는데 이는 주로 관측된 효과(dE)의 개선에 기인하고 있다. 셋째는 설명 변수의 구성변화로 인한 양적효과가 임금 격차를 악화시키는 방향으로 작동하였으나 가격효과는 반대로 임금 격차를 개선하는 방향으로 움직였다. <표 8>에서 관측된 효과(dE)에서 양적효과는 4개 기간을 제외하고 모두 양(+의 값을 보였고, 반대로 가격효과는 4개 기간을 제외하고 모두 음(-)의 값을 보였다. 따라서 설명변수들이 임금 격차에 미치는 종합적 영향은 양적효과와 가격효과 중 어떤 값이 더 크가에 따라 결정되었다.

<표 8>을 통해 JMP 임금분해의 결과를 세부적으로 살펴보자. 앞서 논의한 것처럼 2008년 8월~2009년 8월의 기간에서 정규직과 비정규직의 임금 격차가 가장 크게 확대되었다. 이 기간 사이 관측된 양적효과(Q)가 5.31%이지만 관측된 가격효과(P)는 -0.77%로 나타나 근속기간, 학력 등의 주요 변수에 대한 가격효과보다 비정규직 내부의 구성변화가 임금 격차의 확대에 크게 기여한 것으로 해석할 수 있다. 당시 비정규직법, 글로벌 금융위기 사태 등으로 인하여 비정규직의 구성변화가 일어났다는 점은 선행 연구 등이 뒷받침을 하고 있다.

금재호(2015)는 비정규직과 정규직의 임금함수 추정 결과를 바탕으로 근속기간 변화에 대한 의태분석을 실시한 결과 비정규직 상대임금 악화의 상당 부분이 비정규직보호법으로 인한 비정규직 근속기간의 단축에 기인하고 있음을 밝혔다. 또한 비정규직법이 시행된 2007년 8월~2008년 8월 사이 기간제가 급격히 감소하다가, 2009년 8월에 들어 기간제의 비중 증가가 발생하였다. 이처럼 비정규직 사용을 억제하려는 비정규직 입법이 기간제의 감소에 준 효과는 제한적이었다(금재호, 2020). 한국노동패널조사를 이용한 남재량·박기성(2009)의 연구에 의하면 비정규직법이 시행된 지 1년여가 지나면서 법 적용 대상 및 관련 근로자들의 규모와 구성에 있어서 예전에 볼 수 없었던 급격한 변화가 나타나기 시작하였는데, 2008년 8월의 기간제 및 준기간제 근로자 수가 1년 전과 비교하여 64만 명이나

14) 2009년 8월 비정규직의 상대임금이 8.56%나 낮아졌다.

<표 8> 2년 단위 JMP 임금분해의 세부적 결과

(단위: %)

연도	관측된 효과의 변화 E = Q+P+QP	관측된 양적효과 (Q)	관측된 가격효과 (P)	교차항 (Q×P)
2004~2009(전체)	0.12	14.63	-10.08	-4.44
2004~2005	3.38	2.35	0.97	0.07
2005~2006	-3.27	-2.56	-0.74	0.03
2006~2007	1.07	0.44	0.62	0.01
2007~2008	1.36	2.49	-1.04	-0.08
2008~2009	4.40	5.31	-0.77	-0.14
2009~2010	-1.38	-2.01	0.59	0.05
2010~2011	-1.38	-0.34	-1.05	0.02
2011~2012	0.02	0.71	-0.71	0.01
2012~2013	-0.88	-0.12	-0.76	0.01
2013~2014	-0.24	0.81	-1.01	-0.04
2014~2015	0.16	1.64	-1.43	-0.05
2015~2016	1.05	1.03	0.02	0.00
2016~2017	-1.30	1.40	-2.62	-0.09
2017~2018	-1.68	1.33	-2.87	-0.15
2018~2019	-1.19	1.08	-2.20	-0.07
연도	관측되지 않은 변화 U = Q+P+QP	관측되지 않은 양적효과(Q)	관측되지 않은 가격효과(P)	교차항 (Q×P)
2004~2019(전체)	3.58	4.42	0.35	-0.49
2004~2005	0.51	-0.20	0.55	0.16
2005~2006	0.93	1.08	0.61	-0.76
2006~2007	-0.88	-0.57	0.09	-0.40
2007~2008	-1.57	-1.15	-0.53	0.11
2008~2009	4.16	3.75	0.39	0.02
2009~2010	0.18	0.25	-0.10	0.03
2010~2011	0.35	0.08	0.33	-0.07
2011~2012	1.03	1.10	-0.06	-0.01
2012~2013	0.18	0.45	-0.18	-0.09
2013~2014	-0.37	-0.18	-0.12	-0.06
2014~2015	-1.04	-0.79	-0.20	-0.06
2015~2016	-0.88	-0.98	0.19	-0.08
2016~2017	0.00	0.14	-0.03	-0.12
2017~2018	0.08	0.15	0.02	-0.09
2018~2019	0.92	1.59	-0.50	-0.18

감소하였다. 반면에 한시적 근로(contingent work) 가운데 법 적용 가능성이 매우 낮을 뿐 아니라 동시에 가장 열악한 근로조건을 가진 근로자의 규모는 25만 명이나 증가하고 있음을 확인하였다.

결과적으로 2007~2009년 당시 비정규직법 시행으로 인하여 비정규직의 인력의 수량(구성)적 변화가 일어난 것이 정규직과 비정규직의 임금 격차를 상승시키는 데 주요 원인이 되었음을 시사한다. 반면에 이병희·정성미(2008)와 유경준·강창희(2008)는 이러한 변화가 글로벌 금융위기로 인한 경기침체에서 비롯되었을 가능성을 제기하였다.

세부적으로 2008~2009년의 기간 동안 JMP 분해를 시도한 결과, 정규-비정규직 임금 격차의 주요 원인을 보면, 근속기간(1.84%), 성별(1.42%), 직업(1.17%), 학력(0.75%), 연령(0.18%) 등의 양적효과로 인하여 임금 격차가 확대된 것으로 나타났다. 학력을 제외한 나머지 변수의 가격효과는 반대로 줄어든 것으로 확인이 되었다. 즉, 당시 비정규직법, 글로벌 금융위기 등으로 인한 정규-비정규직 구성의 변화, 즉 양적효과(quantity effect)가 임금 격차의 주요 원인으로 지적된다.

앞에서 2010년 8월과 2019년 8월의 두 시점을 비교 분석한 결과 정규-비정규 임금 격차가 완화되었는데, 이러한 현상은 주로 가격효과에 기인하였다. 특히, <표 9>에서 2016년 8월 이후 정규-비정규직 임금 격차의 개선이 뚜렷하게 드러나고 있다. 이 시기를 분석하면 관측된 양적효과는 모두 양(+의 값으로 임금 격차를 증가시키는 방향으로 작용하였지만, 관측된 가격효과는 전부 음(-의 값을 보였고 종합적으로 정규-비정규의 임금 격차가 완화되었음을 알 수 있다.

<표 9> 정규-비정규 임금 격차의 관측된 변화 효과(2016. 8~2019. 8)

(단위: %)

설명변수	2016. 8~2019. 8	
	양적효과(Q)	가격효과(P)
근속기간	1.87	-2.69
직업	0.40	-0.55
학력	0.85	-0.72
사업체 규모	0.61	-1.76
성별	0.18	-0.93
연령	0.11	-0.75

특히 근속기간의 경우 양적효과(Q)와 가격효과(P)의 설명력 차이가 4.56%로 가장 크게 나타났다. 양적효과에서는 비정규직에 비해 정규직이 근속기간이 길어짐에 따라 두 그룹 간의 임금 격차가 확대되는 방향으로 움직였으나 근속기간에 대한 가격효과의 하락으로 인해 임금 격차가 줄어들었다. 사업체 규모의 경우 양적효과와 가격효과의 설명력의 값의 차이가 2.37%로 비교적 높게 나타났다. 근속기간과 마찬가지로 양적효과는 대규모 사업체에 근무하는 정규직 비중이 증가하면서 임금 격차를 확대시키는 방향으로 움직였으나 가격효과의 하락으로 인해 종합적으로는 사업체 규모에 따른 임금 격차의 감소가 발생하였다. 이러한 현상은 성별, 연령, 직업 등에서도 마찬가지로 발견되었다.

VI. 결론

본 연구는 2004년 8월부터 2019년 8월까지 통계청 경제활동인구조사 근로형태별 부가조사의 원시 자료를 활용하여 정규직과 비정규직의 임금 격차의 추세를 살펴보면서 그 원인과 현상이 어디에서 기인하고 있는지 밝히고자 하였다. 정규-비정규직의 임금 격차는 최근 들어 다소 완화되고 있으나, 비정규직의 시간당 실질임금은 2004년 8월 정규직의 69.5%에서 2019년 8월 65.6%로 과거의 수준을 회복하지 못하고 있다.

정규직과 비정규직 간의 임금 격차의 원인과 추세를 분석하기 위하여 본고에서는 Oaxaca and Ransom(1994)의 분해방법론을 사용하여 정규직과 비정규직의 임금 격차에 가장 커다란 영향을 미치는 설명변수들이 무엇인가를 먼저 식별하고, 식별된 설명변수들로 분석의 범위를 제한하는 방법을 선택하였다. 분석 결과 정규-비정규직의 임금 격차의 대부분(91.6%)은 모형의 설명변수로 설명이 된다. 그리고 임금 격차의 설명력이 높은 변수들로 근속기간(27.6%), 직업(20.5%), 학력(12.2%), 사업체 규모(11.2%), 성별(8.2%), 연령(7.7%) 등 6개 변수가 선정되었다. 이를 다시 정규직과 비정규직 간의 임금 격차의 추세에 대한 현상을 밝히기 위하여 6개 변수만을 사용하여 OLS 추정을 하고, 그 추정 결과를 활용하여 JMP 임금분해를 시도하였다.

본고에서는 몇 가지 측면에서 JMP 임금분해를 하였다. 먼저, 2004년 8월에서 2019년 8월까지의 16년 동안 임금 격차의 변화 및 그 원인 분석을 위해 2004년 8월과 2019년 8월 두 시점으로 분석 대상을 한정하여 JMP 분해를 하였다. JMP

임금분해 결과 16년의 기간 동안 정규-비정규직 임금 격차가 3.7%만큼 확대된 것으로 나타나고 있다. 이는 지난 16년간 정규직과 비정규직의 임금 격차에 관한 정부의 다양한 정책적 지원과 노력에도 불구하고 임금 격차가 오히려 상승하였다는 것은 그간의 정책을 되짚어 보고 보완책이 필요하다는 점을 시사한다.

이러한 결과는 우선 2004년 8월 이후 정규직과 비정규직 사이의 인적 자원 및 인적 특성의 차이가 확대되었다는 점을 시사한다. 즉, 근속연수, 학력, 성, 연령, 사업체 규모, 직업 등의 측면에서 정규직과 비정규직 사이의 양극화가 발생하였다. 하지만 비정규직의 임금에 대한 차별적 처우가 개선되면서 종합적으로는 정규-비정규직 임금 격차가 3.7% 늘어나는 것에 그쳤다.

둘째, <표 1>과 같이 2004년 8월부터 2009년 8월까지의 비정규직의 상대임금이 하락하여 최저점을 기록하였다가 이후 상대임금이 완만하게 상승하는 V자형의 모습을 보인다. 이러한 사실을 감안하여 본고에서는 기간을 2004년 8월~2009년 8월과 2010년 8월~2019년 8월의 두 구간을 나누어 각기 JMP 임금분해를 실시하였다.

먼저, 2004년 8월~2009년 8월의 기간에 대해 JMP 임금분해를 한 결과, 정규-비정규직 임금 격차가 확대된 것으로 나타났다. 세부적으로 설명변수 수량(구성)의 변화가 임금 격차 확대의 주요 원인으로 보인다.

둘째, 2010년 8월~2019년 8월의 기간에 대해서도 JMP 임금분해를 하였는데, 그 결과 설명변수들이 비정규직의 상대임금을 개선하는 방향으로 작동하였음을 알 수 있다. 양적효과는 2004년 8월에서 2009년 8월의 기간과 마찬가지로 비정규직의 상대임금을 악화시키는 방향으로 움직였지만, 가격효과로 인해 종합적으로 임금 격차가 개선되었다.

셋째, 2년 단위로 비교 분석을 하였을 때 몇 가지의 흐름을 파악할 수 있다. 먼저, 2009년 8월을 전후로 하여 정규-비정규직 임금 격차의 급격한 증가를 확인할 수 있었고, 두 번째는 2012년 8월 이후 정규-비정규의 임금 격차가 완화되고 있었는데, 이는 관측된 효과(dE)의 개선에 기인하고 있었다. 세 번째로 2004년 8월~2009년 8월의 전 기간에 걸쳐 설명변수의 구성변화로 인한 양적효과가 임금 격차를 악화시키는 방향으로 작동하였으나 가격효과는 반대로 임금 격차를 개선하는 방향으로 움직였다. 따라서 설명변수들이 임금 격차에 미치는 영향은 양적효과와 가격효과 중 큰 것에 따라 결정되었다.

본 연구를 통해 정규직과 비정규직의 임금 격차의 추세와 원인을 살펴보았으며 몇 가지의 특정 시점을 중심으로 그 현상을 분석하였다. 다만 비정규직의 형

태 내에서 시간제, 기간제, 비전형 근로 등 세부적인 부분까지 연구범위를 넓히지 못한 한계가 있다.

부록

<부표 1> 정규직-비정규직 임금함수의 OLS의 추정 결과(2004~2019 pooling)

설명변수	정규직	비정규직	전체
연령	0.04466(0.000)	0.02754(0.000)	0.03495(0.000)
연령의 제곱	-0.00051(0.000)	-0.00029(0.000)	-0.00039(0.000)
성별(여성=0)	0.25029(0.000)	0.16041(0.000)	0.22888(0.000)
근속기간	0.02667(0.000)	0.03767(0.000)	0.03160(0.000)
근속기간의 제곱	-0.00017(0.000)	-0.00073(0.000)	-0.00032(0.000)
결혼 상태(무배우=0)	0.05169(0.000)	0.02365(0.000)	0.04431(0.000)
학력(고졸 이하 기준)			
전문대졸	0.12397(0.000)	0.12300(0.000)	0.12665(0.000)
대학졸	0.23068(0.000)	0.21966(0.000)	0.23779(0.000)
대학원졸	0.32776(0.000)	0.43772(0.000)	0.35484(0.000)
거주지(읍, 면, 동=0)	0.01440(0.000)	0.00605(0.080)	0.01386(0.000)
노조가입(미가입=0)	0.05929(0.000)	0.09056(0.000)	0.07502(0.000)
사업장 규모(1~4 기준)			
5~9인	0.13669(0.000)	0.08134(0.000)	0.11133(0.000)
10~29인	0.21305(0.000)	0.12337(0.000)	0.17313(0.000)
30~99인	0.26369(0.000)	0.16892(0.000)	0.22091(0.000)
100~299인	0.30568(0.000)	0.22244(0.000)	0.26666(0.000)
300인 이상	0.42385(0.000)	0.26664(0.000)	0.37086(0.000)
산업(농림어업 등 기준)			
제조업(광업 포함)	0.10929(0.000)	0.16982(0.000)	0.16946(0.000)
건설업	0.13859(0.000)	0.30156(0.000)	0.19925(0.000)
도매 및 소매업	0.09565(0.000)	0.09126(0.000)	0.12568(0.000)
운수업	-0.02044(0.140)	0.19037(0.000)	0.05905(0.000)
숙박 및 음식점업	-0.00231(0.867)	0.19336(0.000)	0.09522(0.000)
출판, 영상, 방송통신서비스업	0.16884(0.000)	0.23421(0.000)	0.21762(0.000)
금융 및 보험업	0.29745(0.000)	0.38242(0.000)	0.33494(0.000)
부동산업 및 임대업	-0.01128(0.439)	0.13376(0.000)	0.05304(0.000)
전문, 과학 및 기술서비스업	0.21900(0.000)	0.29935(0.000)	0.27009(0.000)
시설관리 및 지원서비스업	0.11278(0.000)	0.18801(0.000)	0.12652(0.000)
공공행정, 국방 및 사회보장 행정	0.10670(0.000)	0.13884(0.000)	0.15391(0.000)

<부표 1> 계속

설명변수	정규직	비정규직	전체
교육 서비스업	0.10280(0.000)	0.17154(0.000)	0.14292(0.000)
보건업 및 사회복지 서비스업	0.07097(0.000)	0.21988(0.000)	0.14328(0.000)
예술, 스포츠 및 여가 서비스업	-0.03054(0.000)	0.17521(0.000)	0.06663(0.000)
협회 및 단체 및 기타 개인 서비스	-0.09247(0.000)	0.15250(0.000)	0.00523(0.545)
전기·가스·환경·자가·생산활동	0.11977(0.000)	0.30748(0.000)	0.21045(0.000)
직업분류(관리자 기준)			
전문가 및 관련종사자	-0.23162(0.000)	-0.33104(0.000)	-0.24247(0.000)
사무종사자	-0.28916(0.000)	-0.49751(0.000)	-0.31655(0.000)
서비스종사자	-0.42336(0.000)	-0.64875(0.000)	-0.47053(0.000)
판매종사자	-0.40680(0.000)	-0.54885(0.000)	-0.43687(0.000)
농림어업 숙련 종사자	-0.44715(0.000)	-0.68398(0.000)	-0.51406(0.000)
기능원 및 기능 종사자	-0.36904(0.040)	-0.54704(0.000)	-0.40280(0.000)
장치기계조작 및 조립	-0.44934(0.000)	-0.57506(0.000)	-0.46522(0.000)
단순노무	-0.60374(0.000)	-0.79783(0.000)	-0.65132(0.000)
상수항	-1.22459(0.000)	-0.79041(0.000)	-1.06133(0.000)
표본 수	264,659	150,068	414,727
F-value	10,707.86	2,360.99	14,156.70
Adjusted-R-square	0.6181	0.3861	0.5773

주: 괄호 안의 값은 P>|t|.

참 고 문 헌

- 김재호, “비정규직법과 근로자 임금 및 정규직 전환,” 『1~17차년도 한국노동패널 학술대회 논문집』, 한국노동연구원, 2015, 14~25.
- , “성별 임금 격차의 현상과 원인에 대한 연구,” 『국제경제연구』 제18권 제3호, 2011, 177~180.
- , “비정규직법과 근로자의 고용불안 -기간제 근로자를 중심으로,” 『한국경제연구』 제38권 제1호, 2020, 131~162.
- 김기승·김명환, “정규직과 비정규직의 임금분해분석을 통한 기업규모별 임금체계 비교,” 『산업관계연구』 제23권 제1호, 2013, 141~161.
- 김복순, “비정규직 고용과 근로조건,” 『월간 노동리뷰』 1월호, 2017, 91~101.
- 김용민 외, “정규-비정규직 근로자 임금 격차,” 『노동정책연구』 제7권 제3호, 2006, 35~45.
- 김유선, “한국노동시장의 임금결정 요인 -OLS 회귀분석과 분위회귀분석,” 『산업관계연구』 제19권 제2호, 2009, 1~31.
- 김윤환·김기승, “임금분포에 따른 정규직과 비정규직의 임금 격차에 관한 연구,” 『한국직업능력개발연구』 제21권 제3호, 2018, 170~172.
- 김주영, “성별 임금 격차와 여성의 경력단절,” 『월간 노동리뷰』 7월호, 2009, 38~51.
- 김주영 외, “한국의 임금 격차,” 『한국노동연구원 정책연구』, 2009, 144~147.
- 남재량, “비정규 근로와 정규 근로의 임금 격차 연구,” 『노동경제논집』 제30권 제2호, 2007, 1~31.
- 박기성·김용민, “정규-비정규근로자의 임금 격차비교: 2003년과 2005년,” 『노동정책연구』 제7권 제3호, 2007, 35~61.
- 송일호, “우리나라 정규직과 비정규직 근로자의 생산성 격차분석,” 『한국생산성학회』 제1권, 2005, 9~17.
- 안주엽, “정규근로와 비정규근로의 임금 격차,” 『노동경제논집』 제24권 제1호, 2001, 67~96.
- 어수봉·윤석천·김주일, 『고용정책 측면에서의 비정규직 고용개선방안 연구』, 노동부, 2005.
- 유경준, “최근 고용부진의 원인 분석: 비정규직법 효과 및 외국인 근로자 효과를

- 중심으로,” 『노동리뷰(특집)』, 한국노동연구원, 2008, 16~25.
- 유경준 · 강창희, “비정규직법의 고용효과 분석,” 『비정규직 문제 종합 연구』, 한국개발연구원, 2009, 90~91.
- Becker, Gary S., *The Economics of Discrimination*, 2nd ed., Chicago: University of Chicago Press, 1971.
- Blau, Francine and Lawrence Kahn, “Wage Structure and Gender Earnings Differentials: An International Comparison,” *Economica*, 62, 1996, S29~S62.
- Doeringer, P. B. and M. J. Piore, “Internal Labor Markets and Manpower Analysis,” *Industrial & Labor Relations Review*, 1972, 270~272.
- Juhn, Chinhui, Kevin M. Murphy, and Brooks Pierce, “Accounting for the Slowdown in Black-white Wage Convergence,” *Workers and Their Wages: Changing Patterns in the United States*, EI Press, 1991, 107~143.
- _____, “Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill,” *Journal of Political Economy*, 101(3), 1993, 410~442.
- Kidd, M. P. and Michael Shanon, “Does the Level of Occupational Aggregation Affect Estimates of the Gender Wage Gap,” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 46, No. 2, 1996, 317~329.
- Mincer, J., *Schooling, Experience, and Earnings*, New York, Columbia University Press for National Bureau of Economic Research, 1974.
- Oaxaca, Ronald L. and Michael R. Ransom, “On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials,” *Journal of Econometrics*, 61(1), 1994, 5~21.
- Wachter, Michael L., “Primary and Secondary Labor Markets: A Critique of the Dual Approach,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, 1974, 637~693.

[Abstract]

An Analysis on the Trend and Reasons of the Regular-Nonregular Wage Gap

Jaeho Keum* · Jaemoon Choi**

This paper is to examine trend of the wage gap between regular and non-regular workers using raw data from the Supplementary Survey of the Economically Active Population Survey from August 2004 to August 2019. First, using Oaxaca and Ransom's decomposition methodology, six variables were selected as explanatory variables that have the greatest influence on the wage gap between regular and non-regular workers, including tenure, occupation, education, business size, gender, and age. Juhn-Murphy-Pierce wage decomposition was performed using six variables.

As a result of the JMP decomposition at two points in August 2004 and August 2019, it was found that the wage gap between regular and non-regular workers expanded by 3.7% over 16 years. In addition, it was possible to confirm a sharp increase in the wage gap around August 2009. Over the entire period from August 2008 to August 2019, the quantity effect due to the change in the composition of the explanatory variable worked in a direction to worsen the wage gap, but the price effect reversed the wage gap moved in the direction of improving. Therefore, the change in the wage gap between regular and non-regular workers depends on which effect, between the quantity effect and the price effect, is greater.

* Corresponding Author, Professor, Department of Human Resource Development, Korea University of Technology and Education, Tel: +82-41-560-1404, E-mail: keumjaeho325@koreatech.ac.kr

** First Author, Graduate Student, Department of Human Resource Development, Korea University of Technology and Education, Tel: +82-10-9324-5996, E-mail: hanaropong@koreatech.ac.kr

Keywords: regular worker, non-regular worker, wage gap, wage decomposition,
JMP, Economically Active Populaton Survey

JEL Classification: J21, J23, J42, J63

