

비정규직 이용이 정규직 임금에 미치는 효과: 사업체 패널 분석

황 선 응* · 장 희 은**

이 글은 개별 사업체의 비정규직 비율이 해당 사업체의 정규직 임금에 미치는 영향을 분석한다. 분석 자료는 2005-09년 사업체패널조사 자료를 이용하였고 분석 모형은 순위프로빗 패널자료 모형을 이용하였다. 분석 결과, 기업규모, 노동생산성, 재무적 성과, 여성노동자 비율 등 사업체 평균 정규직 임금에 영향을 미칠 수 있는 다른 요인들을 통제하더라도 비정규직 비율이 높은 사업체의 정규직들은 비정규직 비율이 낮은 사업체의 정규직보다 낮은 임금을 받을 확률이 높은 것으로 추정되었다. 이는 정규직 노동자들이 비정규직 노동자들의 희생을 바탕으로 높은 임금을 누리고 있다는 가설을 기각하는 결과이다.

주제어: 비정규직, 정규직, 임금협상, 노동소득분배율, 노동조합

1. 서론

2000년대 이후 우리 사회에서 비정규직 문제가 주요 노동 현안으로 대두되면서 관련 연구도 매우 활발히 전개되었다. 그간의 연구흐름을 보면 초기에는 비정규직의 정의와 규모, 증가 원인을 둘러싼 연구들이 주를 이루다가 최근에는 연구의 범위가 확대되면서 비정규직 이용의 사회경제적 효과에 관한 논의도 활발히 진행되고 있다.¹⁾ 하지만, 비정규직의 확산이 노동자의 임금에 미치는 영향에 대해서는 정규직과 비정규직의 임금격차에 관한 논의²⁾가 대부분이며, 정규직의 임금, 그 자체에 초점을 맞춘 연구는 선례를 찾기가 어려운 상황이다. 본 연구의 목적은 개별 사업체의 비정규직 비율이 해당 사업체의 정규직 임금에 어떠한 영향을 미치고 있는지를 밝힘으로써 비정규직 문제에 대한 이해를 넓히고 올바른 정책 대안을 모색하는 데 도움이 되려는 것이다.

* 산업연구원

** 연세대학교

1) 비정규직 문제의 다양한 측면을 다루고 있는 국내 저서 또는 종합 보고서로서는 김유선(2003), 정이환 외(2003), 안주엽 외(2003), 장지연 외(2008)와 유경준(2009)을 참조하라. 비정규직 이용의 사회경제적 효과에 초점을 맞춘 연구 중에서 경제전반의 소득분배와 경제성장률에 미치는 효과에 대한 연구로는 황선응(2009a)을, 기업의 생산성과 수익성에 미치는 효과에 대한 연구로는 권순식(2004), 이시균·김정우(2006), 정재훈·오주현(2009)을 참조하라.

2) 정규직-비정규직 간의 임금격차에 관한 연구는 안주엽(2001), 김용민·박기성(2006), 남재량(2007), 이인재(2009)를 참조하라.

비정규직 비율이 정규직 임금에 미치는 효과에 대해 별도의 관심을 기울일 필요가 있는 것은 다음과 같은 이유들 때문이다. 우선, 정규직-비정규직 간의 임금 격차에 대한 연구는 분석의 초점이 다른 조건은 동질적인 두 노동자가 단지 '고용형태의 차이'로 인해 서로 얼마나 다른 임금을 받고 있는지를 규명하는 데 있다. 하지만, '기업 또는 사업체 특성의 차이'로 인해 다른 조건은 동질적인 두 노동자가 서로 다른 임금을 받게 되는 경우도 있다. 고용주의 지불 능력과 노동자의 협상력이 기업 간에 서로 다르기 때문이다(Blanchflower et al. 1990; Nickell and Wadhvani, 1990). 한편, 비정규직 문제에 관한 여러 선행 연구들은 노동조합 가입률과 조정비용의 차이 등으로 인해 정규직의 임금은 그들의 협상력에 의해 결정되고 비정규직의 임금은 경쟁시장의 원리에 의해 결정되는 경향이 강하다고 설명한다(Jimeno and Toharia, 1993; Bentolila and Dolado, 1994; Saint-Paul, 1996). 이는 기업간 비정규직 비율의 차이로 인해 서로 다른 기업의 정규직 노동자 간에도 임금 격차가 발생할 수 있음을 의미한다. 본 연구의 초점은 이와 같은 이론적 추론의 타당성을 실증적으로 검토하는 데 있다.

두 번째 이유는 그에 대한 분석 결과가 비정규직 문제의 원인과 해법에 대해서도 중요한 시사점을 제공할 수 있기 때문이다. 최근 우리 사회의 일각에서는 비정규직 문제의 근본 원인이 정규직 이기주의와 고임금 문제에 있다는 주장을 제기하고 있다. 정규직들이 강력한 교섭력을 바탕으로 과도한 임금인상을 요구하고 있기 때문에 기업의 입장에서는 그 부담을 비정규직 노동자에게 전가할 수밖에 없다는 것이다(한국경영자총협회, 2011; 조선일보, 2011). 정규직들이 자신들만의 이익을 위해 기업의 비정규직 고용을 묵인 또는 동조하고 있다는 주장도 자주 접할 수 있다. 본 연구의 분석 결과는 이와 같은 주장의 타당성을 평가하기 위한 근거로도 이용될 수 있다. 만약 상술한 정규직 책임론이 옳다면 비정규직 이용에 더 적극적인 기업의 정규직들이 그렇지 않은 기업의 정규직보다 더 큰 임금 프리미엄을 누리는 양상이 관찰될 것이기 때문이다. 반대의 양상이 관찰된다면, 즉, 현실에서는 비정규직 비율이 높은 기업의 정규직들이 그렇지 않은 기업의 정규직보다 낮은 임금을 받고 있다면 상술한 정규직 책임론은 자신의 타당성을 주장하기가 매우 어려워질 것이다.

본 연구는 한국노동연구원의 2005-09년 □사업체패널조사□ 자료를 이용하여 개별 사업체의 비정규직 비율이 해당 사업체의 정규직 임금에 미치는 효과를 추정한다. 분석 방법은 □사업체패널조사□의 정규직 임금 관련 자료가 동종업계 평균 대비 5점 척도로 측정된다는 점을 고려하여 순위프로빗(ordered probit) 패널자료 모형을 이용한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 2장에서는 기업내 비정규직 비율이 동일 기업의 정규직 임금에 미치는 효과에 관한 선행 논의들을 정리한다. 제 3장에서는 분석 자료의 특징을 설명한다. 제 4장에서는 실증분석 모형을 설명하고 제 5장에서는 추정 결과를 제시한다. 제 6장에서는 분석 결과를 요약하고 후속 연구 과제를 논의한다.

II. 선행 연구 개관

이론적으로는 기업내 비정규직 비율의 상승이 해당 기업의 정규직 임금을 상승시키는 요인으로 작용할 수도 있고 하락시키는 요인으로 작용할 수도 있다. 따라서 실증분석을 통해 현실에서는 어떠한 효과가 더 크게 나타나고 있는지를 살펴볼 필요가 있다. 이 장에서는 두 가지 상반된 효과에 관한 기존의 이론적 논의들을 검토함으로써 실증분석 결과의 해석을 위한 시사점을 얻고자 한다.

1. 비정규직 비율 상승이 정규직 임금을 상승시키는 경우

우선, 비정규직의 이용이 정규직 임금의 상승으로 이어지는 경우는 다음과 같다. 첫째, 비정규직이 도입되어 수량적 유연성 확보를 위한 완충수단(buffer)으로 이용되면 정규직의 해고확률(firing probability)이 감소하고 그로 인해 정규직들이 전보다 더 높은 임금을 요구할 기회를 갖게 된다(Jimeno and Toharia, 1993; Bentolila and Dolado, 1994; Sorensen, 2000). 정규직은 조정비용이 크고 비정규직은 조정비용이 작다.³⁾ 따라서 기업들은 생산물 수요변동으로 인해 고용조정의 필요성이 발생하면 정규직보다 비정규직을 우선적으로 해고할 유인을 갖는다(황선웅, 2009b). 즉, 비정규직의 도입은 정규직의 고용안정성을 증대시킬 수 있다. 한편, Nickell and Andrews(1983) 유형의 임금협상모형(wage bargaining model)에 의하면 임금은 고용주와 노동자의 협상력에 의해 결정되며 노동자들은 자신의 임금이 미래 해고확률에 미치는 영향을 염두에 두고 최적 요구안을 결정한다. 따라서 임금 이외의 요인, 예컨대 비정규직의 이용으로 미래 해고 부담이 감소하면 정규직 노동자들이 그렇지 않을 때보다 더 높은 임금을 요구할 가능성이 있다.

둘째, 비정규직을 이용하여 기업의 이윤이 증대되고 정규직들이 증대된 이윤의 일정 비율을 공유(profit sharing)하는 경우에도 정규직 임금이 상승할 수 있다(Blanchflower et al., 1990; Nickell and Wadhani, 1990). 셋째, 비정규직의 도입과 함께 업무영역이 이원화되어 정규직들이 가치창출 과정에서 더욱 중요한 역할을 수행하게 되거나 노무관리 측면에서 정규직들의 협조(cooperation) 문제가 전보다 더 큰 중요성을 갖게 되면 정규직들의 협상력이 증대될 수 있다.⁴⁾

이상의 논의들이 모두 특별한 가정에 근거하고 있다는 점에 주목하기 바란다. 만약 그러한 가정들의 현실 설명력이 떨어지면 기업내 비정규직 비율이 증대되더라도 정규직 임금이 상승하지 않을 수 있다. 예컨대 비정규직의 확대가 정규직의 고용안정성을 증대시키지 않고 오히려 위협하는 경우도 발생할 수 있다. 정규직과 비정규직 간의 임금격차가 해고비용의 차이를 상회하면 기업이 부정적 수요충격에 대하여 비정규직이 아닌 정규직을 해고할 유인을 갖기 때문이다(Koutentakis,

3) 여기서 말하는 조정비용에는 탐색비용, 채용비용, 훈련비용, 법정분쟁 비용, 퇴직금 등 명시적인 비용뿐만 아니라 해고과정에서의 갈등으로 인한 생산 차질, 노동력의 재배치 과정에서 발생하는 생산성 저하 등 눈에 보이지 않는 비용들도 포함된다.

4) Lindbeck and Snower(1988)의 설명에 의하면 기업내 신규 진입자들의 생산성과 일자리 만족도는 내부자들의 협력 여부와 좋은 인간관계 형성 노력에 큰 영향을 받는다. 고용주는 그와 관련된 내부자들의 행위를 정확히 관찰하기가 어렵다. 따라서 기업내 비정규직 이용이 확대되어 이직률과 입직률이 상승하면 정규직(내부자)들이 더 큰 경제적 지대를 요구할 가능성이 있다.

2008). 마찬가지로 비정규직 확대가 기업의 이윤에 반드시 긍정적인 영향을 미치느냐는 문제에 대해서도 의문이 제기될 수 있다. 노동비용이 감소해 기업의 수익성이 개선될 수도 있지만, 이직률 상승, 노력수준 저하, 노동생산성 저하로 인해 기업의 수익성이 감소할 수도 있기 때문이다 (Rodríguez-Gutiérrez, 2007; 권순식, 2004; 정재훈·오주연, 2009).

2. 비정규직 비율 상승이 정규직 임금을 하락시키는 경우

나아가 비정규직 비율의 상승이 정규직 노동자들의 임금을 하락시키는 상황에 대해서도 다양한 이론적 설명이 가능하다. 첫째, 기업내 비정규직 비율의 확대는 노동조합의 협상력을 약화시키는 요인으로 작용할 수 있다. 노동조합의 협상력은 노조조직률, 조직내 이해관계의 동질성, 파업의 (잠재적) 파괴력에 의존한다. 비정규직 노동자들은 노동조합 접근성이 떨어지고 높은 해고 위험으로 인해 파업에 적극적으로 나서기도 어렵다. 이는 노조의 조직률과 파업의 파괴력에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 한편 사안에 따라 비정규직 노동자들과 정규직 노동자들의 이해관계가 상충될 수 있다는 점도 노동조합의 단결력과 협상력에 부정적인 영향을 미치는 요인이다.

둘째, 비정규직 도입에 따른 정규직 고용안정성 증대는 다른 조건이 일정할 때 정규직 노동자들의 시점간 효용을 증대시킨다. 이는 기업이 상대적으로 낮은 임금수준에서 정규직 노동자들의 근로유인을 충족시킬 수 있음을 의미한다(Saint-Paul, 1996).

셋째, 동일한 사업장에서 유사한 업무를 수행하지만 자신보다 고용조건이 열악한 다수의 비정규직 노동자가 존재한다는 사실은 정규직 노동자들의 주관적 일자리 만족도에 큰 영향을 미칠 수 있다(Cappelli, 1999). 표준적인 경제모형에서는 노동자의 효용이 오직 자기 자신의 임금 수준과 소비량에 의존한다고 가정한다. 하지만, 사회심리학과 행동경제학의 여러 연구 결과들에 의하면 노동자의 일자리 만족도는 임금의 절대적 크기만이 아니라 다른 이들의 임금과 비교한 자기 임금의 상대적 크기에도 영향을 받는다(Hamermesh, 1975; Rees, 1993; Clark and Oswald, 1996). 정규직 노동자들이 다른 기업의 정규직 노동자들 중에서 자신과 동일한 조건을 지닌 비교대상을 찾아 그들의 임금과 자신의 임금을 비교하고 이직 여부를 결정하는 데는 많은 불확실성과 비용이 수반된다. 반면 같은 작업장에서 일하는 비정규직 노동자들의 생산성과 근로조건은 비교적 쉽게 관찰할 수 있다. 기업내 비정규직 비율의 하락은 해당 기업의 평균 임금을 하락시킨다. 따라서 기업내 비정규직 이용이 확대되면 정규직 노동자들이 자신의 근로조건을 평가하기 위해 적용하는 기준점(reference point)이 전보다 낮은 수준에서 형성될 수 있다.

넷째, 비정규직의 확대는 조직 구성원들의 행위규범(behavioral norm)에도 영향을 미칠 수 있다. 인간의 행위는 행위의 정당성(justice)에 대한 외부의 평가에 큰 영향을 받는다(Kahneman et al., 1986). 한편, 행위의 정당성에 대한 평가는 필요(need), 노력(effort), 효율성(efficiency)이라는 세 가지 일반적 원칙 뿐 아니라 행위가 발생한 맥락(context)에도 영향을 받는다(Kahneman et al., 1986; Konow, 2001). 비정규직은 정규직에 비해 근무조건은 더 열악하지만 높은 해고위험으로 인해 자신의 요구를 적극적으로 제기하기가 어렵다. 그로 인해 정규직 노동자들 또한 임금인상 요구를 적극

적으로 제기하는 데 곤란을 겪을 수 있다. 고용주와의 관계만을 생각하면 상술한 세 가지 기준 모두에서 정당한 것으로 평가될 수 있는 정규직의 성과배분 요구도 협상력이라는 자원(endowment)을 보유하지 못한 저임금 비정규직 노동자들의 존재로 인해 ‘다른 이들의 더 큰 어려움은 무시한 채 자기 이익만을 챙기는 행위’로 비난받을 수 있기 때문이다.

3. 선행 실증 연구

결국 이론적 추론만으로는 기업내 비정규직 비율의 상승이 정규직 임금에 미치는 효과의 방향을 판단하기가 어렵고 실증분석의 힘을 빌릴 수밖에 없다. 문제는 이 주제에 관한 실증연구의 수가 매우 적고, 그마저도 모두 스페인의 경우만을 대상으로 상당히 제약적인 조건에서 분석을 수행하여 시사점을 일반화하기가 어렵다는 것이다.

Jimeno and Toharia(1993)는 스페인의 산업별 패널자료(1987-91년, 44개 부문)를 분석하여 산업내 계약직 비율과 노사협상 타결임금 증가율이 정(+)의 상관관계를 갖는다는 결과를 제시하였다. 하지만 그들의 연구는 기업별 자료가 아닌 산업별 자료를 이용했다는 점과 비정규직 비율 이외의 통제변수를 포함하지 않았다는 점에서 한계가 있다.

Bentolila and Dolado(1994)는 스페인의 기업별 패널자료(1985-88년, 1,167개 제조업 민간기업)를 이용하여 기업내 임시직 비율이 1% 상승하면 1인당 인건비가 0.64% 감소하고 상용직 임금은 0.36% 상승한다는 추정결과를 제시하였다. 이들의 연구가 갖는 문제는 (자료의 제약 때문에) 상용직 임금에 미치는 효과를 상용직 임금 자료를 이용하여 직접 추정하지 않고 1인당 인건비에 미치는 효과를 바탕으로 간접 계산하였다는 것이다. 따라서 이들의 연구 역시 결론을 일반화하기가 어려운 면이 있다.

Polavieja(2003)는 스페인의 1991년 노동자 설문조사 자료를 이용하여 기업내 비정규직 비율과 정규직 임금이 역 U자형의 관계를 갖는다는 추정 결과를 제시하였다. 그의 연구는 상용직 임금 자료와 기업별 임시직 비율 자료를 이용했다는 점에서 앞의 두 경우보다 진전된 면이 있다. 하지만 패널자료가 아닌 횡단면 자료를 이용했다는 점, 그로 인해 관찰되지 않는 기업별 속성을 통제하지 못했다는 점에서 Polavieja(2003)의 연구 역시 분석 결과의 시사점을 일반화하는 데 한계가 있다.

본 연구는 (i) 그간 스페인의 경우에 국한되어 논의되었던 비정규직 비율과 정규직 임금 간의 관계를 우리나라의 자료를 이용하여 분석한다는 점, (ii) 산업 수준이 아닌 사업체 수준에서 두 변수 간의 관계를 살펴봄으로써 이론적 논의와의 정합성을 제고한다는 점, (iii) 횡단면 자료가 아닌 패널자료를 이용하여 관찰되지 않는 사업체 속성을 통제한다는 점에서 기존의 연구들과 차별화된다.

III. 분석 자료

본 연구는 한국노동연구원에서 격년 단위로 조사/발표하고 있는 □사업체패널조사(Workplace Panel Survey)□ 자료를 이용하여 사업체 비정규직 비율이 동일 사업체의 정규직 임금에 미치는 효과를 추정한다. 분석에 이용한 자료는 2005, 2007, 2009년 조사결과이다. □사업체패널조사□는 사업체 단위 표본조사로서 개별 사업체의 정규직 임금과 비정규직 비율에 관한 자료를 동시에 제공하고 있다는 점에서 본 연구의 목적에 잘 부합하는 자료라고 할 수 있다. 또한 해당 사업체의 노동생산성과 재무 관련 정보, 기업 규모 등에 관한 정보도 제공하고 있기 때문에 통제변수를 구축하는 데도 매우 유용하다. 한계는 상용근로자 30인 이상 사업체를 모집단으로 표본이 구축되어 그보다 규모가 작은 사업체의 특징이 반영되지 않는다는 것이다.⁵⁾ 본 연구의 분석결과를 해석할 때도 그로 인한 오류가 있을 수 있다는 점에 주의하기 바란다.

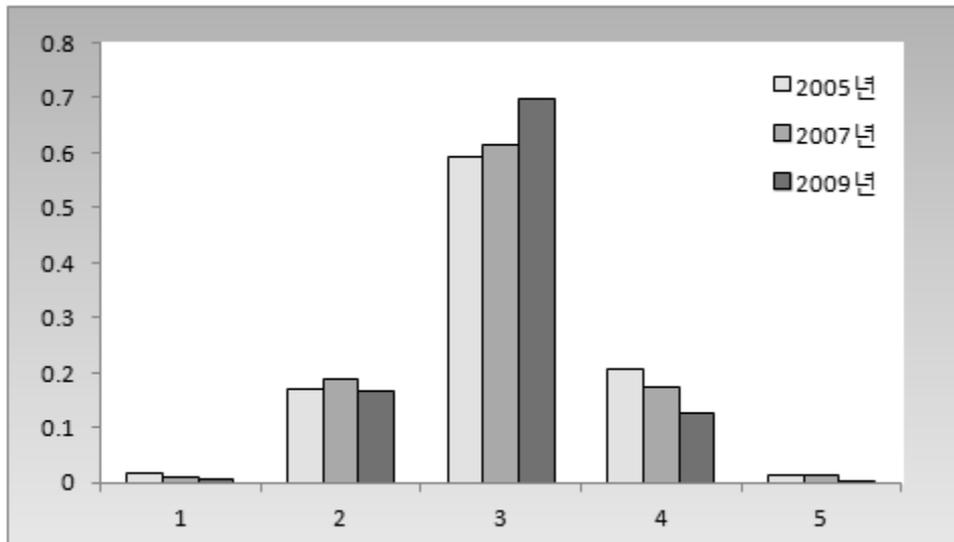
2005-09년 동안 □사업체패널조사□에 포함된 전체 표본수는 5,393개이다. 2005년에는 1,905개, 2007년과 2009년에는 각각 1,744개의 사업체가 조사에 응답하였다. 그 중 501개 표본은 정규직 임금, 노동생산성, 재무적 성과에 대한 질문에 “해당없음” 또는 “모름”이라고 답했다. 이들 사업체를 제외하면 표본수가 4,892개로 줄어든다. 한편, 그 중 4개 사업체는 비정규직 비율을 100%로 보고하고 있는데, 이 경우 해당 사업체의 정규직 임금을 분석한다는 것이 무의미하므로 본 연구에서는 이들 사업체도 분석대상에서 제외하였다. 남아 있는 4,888개의 표본 중 3차례의 조사에 모두 응답한 사업체들(1,008개)만 고려하면 표본수가 3,024개로 줄어든다. 본 연구의 추정에 이용되는 자료는 이와 같은 방식으로 구축된 균형패널(balanced panel) 자료이다.

<표 1>은 본 연구에 이용된 변수들의 목록과 기초통계량을 보여준다. 우선, 종속변수로서 이용할 변수는 정규직 임금이다. 이와 관련된 자료는 (정규직 근로자를 기준으로) “국내 동종업계의 평균 임금수준과 비교할 때 귀 사업장의 임금수준은 어떻습니까?(C404)”라는 질문에 대한 답으로서 5점 척도(1: 매우 낮음, 2: 낮음, 3: 동종업계와 비슷, 4: 높음, 5: 매우 높음)로 측정된다. [그림 1]은 정규직 임금 5점 척도의 연도별 분포를 보여준다. 매해 60-70%의 사업체는 자기 사업체의 정규직 임금이 동종업계 평균과 비슷하다고 응답하고 있다. 자기 사업체의 정규직 임금이 동종업계 평균보다 낮다고 응답하는 비율과 높다고 응답하는 비율은 각각 20% 정도로서 서로 크게 다르지 않다. 단, 시간이 갈수록 자기 사업체의 정규직 임금이 동종업계 평균보다 높다고 응답하는 비율은 감소하고 동종업계 평균과 비슷하다고 응답하는 비율이 늘고 있는 점은 눈 여겨 볼 만하다.

5) 단, 실제 조사결과를 보면 2005-09년의 조사에 포함된 총 5,393개의 사업체 중 173개(3.2%) 사업체는 전체 근로자수가 30인 미만이다.

<표 1> 변수 설명 및 기초통계량

변수명	평균	표준편차	변수 설명
정규직 임금	2.995	0.654	국내 동종업계 평균 대비 정규직 임금 (1: 매우 낮음, 2: 낮음, 3: 비슷, 4: 높음, 5: 매우 높음)
비정규 비율	0.157	0.213	비정규직 근로자수/전체 근로자수
노동생산성	3.198	0.647	국내 동종업계 평균 대비 노동생산성 (1: 매우 낮음, 2: 낮음, 3: 비슷, 4: 높음, 5: 매우 높음)
재무성과	3.171	0.740	국내 동종업계 평균 대비 재무적성과 (1: 매우 낮음, 2: 낮음, 3: 비슷, 4: 높음, 5: 매우 높음)
사업체규모	5.195	1.241	전체 근로자수의 자연대수
여성비율	0.276	0.235	여성 근로자수/전체 근로자수
노조더미	0.401	0.490	노동조합 유무 (1: 노조 존재, 0: 노조 부재)
노조조직률	0.252	0.342	노동조합 가입자수/전체 근로자수



[그림 1] 연도별 정규직 임금 5점 척도 분포

본 연구의 목적에서 볼 때 가장 중요한 설명변수는 분석 대상 사업장의 비정규직 비율이다. 이는 연말 기준 전체 근로자 중에서 비정규직 근로자가 차지하는 비중을 나타낸다. 비정규직 근로자는 기간제(EP042, EP142), 파트타임(EP043, EP143), 파견(EP046, EP146), 특수고용형태/독립도급(EP047, EP147), 재택/가내(EP048, EP148), 사내하청/용역(EP049, EP149), 일용(EP050, EP150), 외국인(EP045, EP145), 기타 비정규직(EP051, EP151) 근로자를 모두 포함한다. 전체 근로자수(EP002)는 정규직 근로자수와 직접고용 비정규직 근로자수(기간제 근로자와 파트타임 근로자)를 더한 값이다. 본 연구의 정규직/비정규직 정의는 □사업체패널조사□의 정의를 그대로 따른 것으로서 각각의 고용형태에 대한 자세한 설명은 <표 A1>을 참조하기 바란다. 분석에 이용된 균형패널 자료에서 사업체 평균 비정규직 비율은 15.7%로 집계된다. 이는 가구 및 개인 조사인 □경제활동인구조사□와

□한국노동패널□에서 집계되는 것보다 상당히 낮은 수치이다. 고용형태에 대한 개인의 인식과 사업체의 인식이 다를 수 있다는 점, □사업체패널조사□의 표본이 상용근로자 30인 이상 사업체를 모집단으로 구축되어 있다는 점 등이 상술한 차이를 야기한 주된 요인으로 보인다.

비정규직 비율 이외의 사업체 특성 변수로는 동종업계 평균 대비 노동생산성과 재무적 성과, 사업체 규모(전체 근로자수의 자연대수), 여성근로자 비율, 노조 유무 더미변수, 노동조합 조직률을 고려한다. 이들은 여러 선행 연구에서도 기업간 임금격차에 영향을 미치는 사업체 특성 변수로서 자주 이용된 변수들이다. 변수별 특징을 간략히 살펴보면, 노동생산성과 재무적 성과는 동종업계 평균과 비슷하다는 응답이 각각 62.3%, 54.3%를 차지하고 있다. 평균은 각각 3.198, 3.171로 집계되었다. 여성노동자 비율은 평균 27.6%로 집계되었다. 유노조 사업장 비율은 40.1%로, 노동조합 조직률은 25.2%로 집계되었다. 유노조 사업장 비율과 노동조합 조직률이 일반적으로 알려진 것보다 높은 편인데 이 또한 상용근로자 30인 이상 사업체를 모집단으로 구축된 □사업체패널조사□의 특징에 기인한 것으로 보인다.

끝으로, 경기 상황과 실업률 변화 등 외부적 공통요인의 효과는 2007년과 2009년을 나타내는 더미변수를 이용하여 통제한다.

IV. 실증 분석 모형

본 연구에서 종속변수로서 이용하는 정규직 임금 자료는 동종업계 평균 대비 5점 척도로 측정된 자료이다. 이와 같은 자료의 특징을 감안하여 본 연구는 다음과 같은 순위프로빗(ordered probit) 패널자료 모형을 추정한다.

$$y_{it}^* = \beta' x_{it} + \alpha_i + \epsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

여기서, y_{it}^* 는 금액 또는 퍼센트로 측정된 동종업계 평균 대비 정규직 임금이며, x_{it} 는 그와 같은 임금수준에 영향을 미치는 사업체 특성 변수이다. α_i 는 관찰되지 않는 개별 사업체의 특성 중 시간에 걸쳐 변화하지 않는 부분이며, ϵ_{it} 는 관찰되지 않는 개별 사업체의 특성 중 시간에 걸쳐 변화하는 부분이다. ϵ_{it} 는 표준정규 분포를 따르며 $j \neq i$ 인 모든 ϵ_{jt} , $s \neq t$ 인 모든 ϵ_{is} , 그리고 α_i 와 상관관계가 없다고 가정한다.

앞 장에서 설명한 대로 □사업체패널조사□에서 제공하는 정보는 y_{it}^* 그 자체가 아니라 y_{it}^* 를 크기 순으로 5개 그룹으로 분류한 5점 척도 지수이다. 이를 y_{it} 라고 하자. y_{it} 와 y_{it}^* 의 관계는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_{it} = m, \text{ if } \mu_{m-1} < y_{it}^* < \mu_m, m = 1, \dots, 5 \quad (2)$$

여기서, $\mu_0 = -\infty$, $\mu_m \leq \mu_{m+1}$, $\mu_5 = \infty$ 로 가정한다.

ϵ_{it} 가 정규분포를 따른다는 가정 하에서 i 사업체가 t 시점에 $y_{it} = m$ 으로 응답할 확률은 다음과 같다.

$$P(y_{it} = m) = \Phi(\mu_m - \beta'x_{it} - \alpha_i) - \Phi(\mu_{m-1} - \beta'x_{it} - \alpha_i) \quad (3)$$

여기서, $\Phi(\cdot)$ 는 표준 정규분포 함수를 나타낸다.

이와 같은 모형의 모수는 최우추정법(maximum likelihood)을 이용하여 추정할 수 있다. 단, 구체적인 방법은 α_i 에 대한 가정과 x_{it} 의 내생성(endogeneity)에 대한 가정에 따라 달라진다. 본 연구는 분석 결과의 강건성(robustness)을 확인하기 위하여 다음과 같은 네 가지 경우를 고려한다.

모형 (1) : α_i 가 모든 i 에 대해 동일하다고 가정하고 주어진 모형을 합동 추정법(pooled estimation)을 이용하여 추정한다.

모형 (2) : α_i 와 x_{it} 의 상관관계가 없다고 가정하는 임의효과(random effect) 모형을 Gauss-Hermite 구적법(quadrature)을 이용하여 추정한다. 이는 개별 사업체의 관찰되지 않는 특성으로 인해 추정결과에 편의(bias)가 발생하는 것을 줄이기 위함이다.

모형 (3) : α_i 와 x_{it} 의 상관관계를 허용하는 고정효과(fixed effect) 모형을 Mundlak(1978)의 개체내 추정법(within estimation)을 이용하여 추정한다. 이는 개별 사업체의 관찰되지 않는 특성 중 시간에 걸쳐 변하지 않는 부분과 회귀식의 설명변수 간에 상관관계가 존재하여 추정결과에 편의가 발생하는 것을 억제하기 위함이다.

모형 (4) : 비정규직 비율과 ϵ_{it} 의 상관관계, 즉, 일반적인 의미에서 비정규직 비율의 내생성(endogeneity)을 허용하는 모형을 도구변수 추정법을 이용해 추정한다. 이는 정규직 임금과 비정규직 비율 간에 역의 인과관계(reverse causality)가 존재하거나 두 변수가 제 3의 공통요인에 의해 영향을 받음으로써 추정결과에 편의가 발생하는 것을 줄이기 위함이다. 비정규직 비율의 도구변수로는 정부·공공부문, 금융기관, 외국인이 해당 사업체의 최대 주주인지를 나타내는 더미변수와 해당 사업체가 2003-05년 동안 비정규직 고용을 확대했는지에 관한 더미변수를 이용한다.⁶⁾ 참고로, 노동생산

6) 기업 소유구조 관련 변수를 비정규직 비율의 도구변수로 이용한 것은 Dolado and Stucchi(2008)의 선행 연구를 따른 것이다. Dolado and Stucchi(2008)는 스페인의 기업내 비정규직 비율이 총요소생산성(TFP)에 미치는 효과를 분석하

성과 재무적 성과의 내생성을 허용하는 모형의 추정 결과도 정성적인 면에서는 이하에서 제시되는 결과와 크게 다르지 않았음을 밝혀 둔다.

V. 추정 결과

1. 비정규직 비율이 정규직 임금에 미치는 효과

<표 2>는 상술한 네 가지 모형에 의거하여 동종업계 평균 대비 정규직 임금 함수를 추정한 결과를 보여준다. 회귀계수 아래 괄호 안의 값은 추정치의 표준오차를 나타낸다. ***, **, *는 추정 결과가 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

가장 중요한 결과는 비정규직 비율의 회귀계수가 모든 경우에 대해 유의한 음수(-)로 추정되었다는 것이다. 회귀계수의 크기는 모형 (1)~(3)의 경우에는 대략 -0.3 내외로 추정되었고 도구변수 추정법을 이용한 모형 (4)의 경우에는 약 -0.6 정도로 추정되었다. 이와 같은 효과는 다른 변수들의 효과와 비교해도 상당히 큰 편에 속한다. 추정결과의 통계적 유의성도 상당히 뚜렷이 나타났다. Mundlak의 방법을 이용한 모형 (3)의 경우에만 추정 결과가 10% 수준에서는 유의하였고 나머지 모든 경우에는 추정 결과가 1% 수준에서 유의하였다.

노동생산성, 재무적 성과, 사업체 규모, 여성노동자 비율의 회귀계수 부호도 이론적 예상과 부합하는 방향으로 추정되었다. 즉, 노동생산성과 재무적 성과, 사업체 규모는 정규직 평균 임금을 상승시키는 요인으로, 여성노동자 비율은 정규직 평균 임금을 하락시키는 요인으로 추정되었다. 2007년 더미변수와 2009년 더미변수의 회귀계수는 모두 음수(-)로 추정되었다. 이는 앞서 [그림 1]에서 살펴본 대로 시간이 갈수록 자기 사업체의 정규직 임금이 동종업계 평균보다 높다고 응답하는 비율이 줄고 동종업계 평균과 비슷하다고 응답하는 비율이 늘고 있기 때문으로 보인다.

비정규직 비율의 효과에 관한 이상의 결과는 어떤 사업체가 비정규직 이용에 더 적극적으로 나설수록 해당 사업체에 속한 정규직 노동자들은 동종업계 평균보다 낮은 임금을 받을 확률이 증대됨을 의미한다. 이는 이론적 관점에서 정규직 임금의 상승을 예측하는 세 가지 가설, 즉, (i) 비정규직을 고용조정의 완충수단(buffer)으로 이용함에 따라 정규직의 해고확률이 감소하고 정규직 임금이 상승한다는 가설, (ii) 비정규직의 활용으로 기업의 이윤이 증대되면서 정규직 임금도 상승한다는 가설, (iii) 정규직의 역할이 더욱 중요해지면서 정규직의 협상력과 임금이 증대된다는 가설이 우리나라의 현실을 설명하는 데는 적절하지 않다는 것을 의미한다.

면서 자본의 구성이 기업의 생산성에는 별다른 영향을 미치지 않지만 비정규직 비율에는 유의한 영향을 줄 수 있다고 보고 공공부문 지분율을 비정규직 비율의 도구변수로서 이용하였다.

<표 2> 정규직 임금함수 추정 결과

	(1) Pooled, 기준모형	(2) RE, 기준모형	(3) RE, Mundlak 방법	(4) RE, IV 추정
비정규비율	-0.311 *** (0.099)	-0.374 *** (0.135)	-0.329 * (0.183)	-0.599 *** (0.195)
노동생산성	0.177 *** (0.035)	0.229 *** (0.044)	0.217 *** (0.052)	0.259 *** (0.046)
재무성과	0.293 *** (0.031)	0.310 *** (0.040)	0.200 *** (0.049)	0.297 *** (0.040)
사업체규모	0.098 *** (0.017)	0.116 *** (0.026)	-0.021 (0.070)	0.142 *** (0.029)
여성비율	-0.353 *** (0.089)	-0.423 *** (0.141)	0.339 (0.444)	-0.244 (0.158)
2007년 더미	-0.067 (0.050)	-0.089 * (0.054)	-0.079 (0.054)	-0.093 * (0.054)
2009년 더미	-0.133 *** (0.051)	-0.173 *** (0.054)	-0.168 *** (0.055)	-0.174 *** (0.054)
비정규비율 평균			-0.112 (0.271)	
노동생산성 평균			-0.015 (0.101)	
재무성과 평균			0.322 *** (0.087)	
기업규모 평균			0.152 ** (0.076)	
여성비율 평균			-0.814 * (0.469)	
μ_1	-0.638 (0.155)	-1.026 (0.217)	-0.392 (0.291)	-0.823 (0.226)
μ_2	0.844 (0.145)	0.837 (0.203)	1.477 (0.283)	1.039 (0.214)
μ_3	2.757 (0.151)	3.304 (0.213)	3.956 (0.295)	3.503 (0.224)
μ_4	4.224 (0.168)	5.211 (0.239)	5.872 (0.318)	5.403 (0.249)
로그우도값	-2862.4	-2729.5	-2717.4	-2728.7
표본수	3024	3024	3024	3024

주: 종속변수는 동종업계 평균과 비교한 정규직 임금의 상대적 크기임. 괄호 안은 표준오차를 나타냄. ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄. μ_1, \dots, μ_4 에 대한 설명은 본문을 참조할 것.

본 연구의 분석 결과는 학술적 관점에서도 흥미롭지만 실천적 관점에서도 매우 중요한 시사점을 제공한다. 서론에서 언급한 대로 최근 우리 사회의 일각에서는 정규직들이 비정규직의 희생을 바탕으로 과도하게 높은 임금을 누리고 있다는 주장을 제기해 왔다. 정규직 노동자들이 임금과 일자리의 안정성 면에서 비정규직 노동자들보다 상대적으로 양호한 상황에 있다는 것은 분명하다.⁷⁾ 일부 정규직 노동자들이 함께 일하는 비정규직 노동자의 고통은 도외시한 채 자기 이익만을 우선시한 행태를 보이는 것도 사실이다. 문제는 그와 같은 사실들이 비정규직 문제에 대한 정규직 책임론을 뒷받침하는 직접적인 근거가 될 수는 없다는 것이다.

만약 정규직 책임론의 주장이 타당하다면 비정규직 이용이 정규직 임금에 미치는 효과가 양수(+)로 추정되었을 것이다. 하지만 현실의 자료에서는 반대의 양상이 관찰된다. 비정규직 비율이 높은 사업체일수록 정규직 임금이 낮은 양상이 관찰되는 것이다. 따라서 본 연구의 분석 결과는 정규직 책임론의 설명력에 심각한 의문을 제기하는 결과로 해석될 수 있다.

앞서 언급한 대로 비정규직 문제에 관한 여러 경제 모형은 정규직 임금은 그들의 협상력에 의해 결정되고 비정규직 임금은 경쟁시장 균형 수준에서 결정된다고 가정한다. 이와 같은 관점에 의하면 본 연구의 분석 결과는 비정규직 비율의 상승이 저임금 노동자의 비율을 증대시켜 사업체 단위 노동소득분배율을 낮추는 효과가 있을 뿐만 아니라 정규직의 임금수준도 낮춤으로써 노동소득분배율의 추가적 하락을 이끄는 효과가 있음을 시사한다. 즉, 정규직 책임론이 암묵적으로 가정하고 있는 것처럼 노동에게 귀속될 몫이 미리 정해져 있는 상황에서 정규직 노동자들이 비정규직 노동자들에게 돌아갈 몫을 점취하여 자신의 몫을 늘리고 있는 것이 아니라, 노동에게 귀속되는 파이의 크기 자체가 감소하면서 정규직 또한 상대적으로 낮은 임금을 받고 있다는 것이다.

아울러, 본 연구의 분석 결과에 의하면 정규직의 임금인상을 억제하여 비정규직의 근로조건을 개선하자는 대안 또한 설득력을 갖기가 어려워 보인다. 이미 동종업계 평균에 비해 상대적으로 낮은 임금을 받고 있는 정규직들의 임금을 추가적으로 낮춰 같은 사업체에 속한 비정규직 노동자들의 근로조건 개선을 위한 재원을 마련하자는 방안이 현실에서 과연 어느 정도의 설득력을 가질 수 있을지 의문이기 때문이다. 비정규직 이용에 의존하지 않고도 업계 평균 이상의 임금을 지급하고 있는 기업들의 경영전략에서 문제 해결의 단초를 찾아야 할 것으로 판단된다.

2. 노동조합 효과?

앞서 우리는 비정규직 비율의 상승이 정규직 노동자들의 임금을 하락시키는 경우에 대하여 네 가지 가설을 제시하였다. 현재로서는 자료의 제약으로 인해 그러한 가설들의 설명력을 일일이 비교/분석하기가 어려운 실정이다. 다만 노동조합 관련 자료는 이용이 가능하므로 비정규직의 확대가 노동조합의 협상력을 약화시켜 정규직 임금의 하락을 이끈다는 가설의 타당성은 살펴볼 수 있다. <표 3>은 그와 같은 가설에 관한 분석 결과를 보여준다.

7) 2009년 □사업체패널조사□에 의하면 비정규직 노동자는 정규직 노동자와 유사한 업무를 수행하더라도 정규직 임금의 87.9%에 해당하는 임금을 받는 것으로 조사되고 있다.

<표 3>의 첫 번째 열은 <표 2>의 두 번째 열과 동일한 형태를 갖는 임의효과 순위프로빗 패널 자료 모형에 노조 유무를 나타내는 더미변수와 노조 더미변수*비정규직 비율을 추가적인 설명변수로 포함한 모형을 추정한 결과이다. 만약 비정규직 비율의 상승이 정규직 임금을 하락시키는 이유가 순전히 노동조합의 협상력 약화 때문이라면 <표 3>의 첫 번째 열에서 비정규직 비율의 회귀계수는 0으로, 노조 더미*비정규직 비율의 회귀계수는 음수(-)로 추정되어야 한다. 하지만, 실제 추정 결과를 보면 비정규직 비율의 회귀계수는 절대값의 크기가 노조 효과를 고려하지 않을 때보다 오히려 조금 더 큰 음수(-)로 추정되었고 노조 더미*비정규직 비율의 회귀계수는 통계적으로 유의하지 않은 양수(+)로 추정되었다. 이는 비정규직 비율과 정규직 임금 간 부(-)의 관계는 노조 유무와 무관하게 관찰되는 것이며 노동조합의 존재는, 비록 통계적으로 유의하지는 않지만, 비정규직 비율이 정규직 임금을 미치는 부정적 효과를 완화시키는 경향이 있음을 의미한다. 즉, 노동조합의 협상력 약화가 주된 경로는 아니라는 말이다. <표 3>의 두 번째 열은 이산적 변수인 노조 유무 더미변수 대신 연속적 변수인 노동조합 조직률을 이용한 모형의 추정 결과를 보여주는데, 그로부터 도출되는 결론도 노조 유무 더미변수를 이용할 때와 별반 다르지 않았다.

<표 3>의 세 번째 열과 네 번째 열은 전체 표본을 유노조 집단과 무노조 집단으로 구분한 후 각각의 집단에 대하여 정규직 임금함수를 추정한 결과이다. 만약 노동조합의 협상력 약화가 주된 경로라면 비정규직 비율의 회귀계수가 유노조 집단에서는 음수(-)로, 무노조 집단에서는 0으로 추정되어야 한다. 무노조 집단에서는 노동조합 협상력 경로가 작동하지 않으므로 기업간 비정규직 비율의 차이가 정규직 임금의 차이를 야기하지 않을 것이고 유노조 집단에서는 비정규직 비율과 노동조합의 협상력이 부(-)의 관계를 가질 것이기 때문이다. <표 3>의 세 번째 열과 네 번째 열에서 제시되는 결과는 그러한 이론적 예상과 크게 다른 양상을 보여주고 있다. 비정규직 비율의 회귀계수가 두 집단 모두에서 음수(-)로 추정되긴 했지만, 유노조 사업장의 추정 결과는 10% 수준에서도 유의하지 않은 반면 무노조 사업장의 추정 결과는 1% 수준에서 유의하였다. 이 또한 앞의 두 열에서 제시된 결과들과 마찬가지로 비정규직 이용이 정규직 임금을 하락시키는 것은 노동조합의 기능과 무관한 다른 이유 때문이며 노동조합은 오히려 기업간 비정규직 비율의 차이로 인한 정규직 임금 격차를 축소시키는 역할을 수행하고 있음을 의미한다.

그렇다면 노동조합의 기능과 무관한 다른 이유라는 것이 과연 무엇이며 노동조합은 그와 같은 요인에 의한 임금 격차 확대를 어떠한 방식으로 축소시키고 있는가? 이 글 제 2장의 설명에 의하면 고용안정성 증대에 따른 정규직 노동자들의 유인 변화, 정규직 노동자의 근로조건 평가를 위한 기준점(reference point) 변화, 적극적 임금인상 요구의 정당성에 대한 평가기준 변화 등이 대안적 가설로 제기될 수 있다. 문제는 현재 □사업체패널조사□에서 제공되는 정보만으로는 이들 가설의 현실 설명력을 자세히 분석하기가 어렵다는 것이다. 아쉽지만, 후속 연구의 진전된 분석을 기다릴 수밖에 없는 상황이다. 본 연구의 의의는 그와 같은 후속 연구의 필요성을 제기하고 분석 방향을 제시했다는 점에서 찾아야 할 것으로 판단된다.

<표 3> 정규직 임금함수 추정 결과: 노조효과

	(1) 전체 표본	(2) 전체 표본	(3) 유노조 사업체	(4) 무노조 사업체
비정규비율	-0.447 *** (0.159)	-0.426 *** (0.154)	-0.200 (0.241)	-0.455 *** (0.166)
노동생산성	0.231 *** (0.044)	0.231 *** (0.044)	0.261 *** (0.066)	0.198 *** (0.060)
재무성과	0.312 *** (0.040)	0.315 *** (0.040)	0.351 *** (0.059)	0.293 *** (0.055)
사업체규모	0.099 *** (0.029)	0.094 *** (0.028)	0.104 ** (0.043)	0.093 ** (0.039)
여성비율	-0.394 *** (0.144)	-0.348 ** (0.146)	-0.313 (0.221)	-0.450 ** (0.190)
노조더미	0.067 (0.089)			
비정규비율*노조더미	0.251 (0.288)			
노조조직률		0.185 (0.120)		
비정규비율*노조조직률		0.402 (0.449)		
2007년 더미	-0.087 (0.054)	-0.080 (0.054)	-0.055 (0.083)	-0.130 * (0.072)
2009년 더미	-0.173 *** (0.054)	-0.169 *** (0.054)	-0.209 ** (0.084)	-0.165 ** (0.073)
μ_1	-1.061 (0.218)	-1.037 (0.217)	-0.608 (0.344)	-1.473 (0.295)
μ_2	0.802 (0.205)	0.823 (0.204)	1.103 (0.328)	0.504 (0.274)
μ_3	3.269 (0.214)	3.290 (0.213)	3.370 (0.343)	3.141 (0.285)
μ_4	5.177 (0.240)	5.199 (0.240)	5.201 (0.377)	5.183 (0.329)
로그우도값	-2728.1	-2726.5	-1165.7	-1558.1
표본수	3024	3024	1214	1810

주: 종속변수는 동종업계 평균과 비교한 정규직 임금의 상대적 크기임. 괄호 안은 표준오차를 나타냄. ***, **, *는 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄. μ_1, \dots, μ_4 에 대한 설명은 본문을 참조할 것.

VI. 결 론

비정규직 문제가 우리 사회의 주요 화두로 제기되면서 비정규직 이용의 사회경제적 효과에 대해서도 많은 연구가 이루어졌다. 하지만, 비정규직의 확대가 해당 사업체의 정규직 임금에 어떠한 효과를 미치느냐는 문제에 대해서는 그동안 별다른 관심을 기울이지 못한 것이 사실이다. 본 연구는 그와 같은 의문을 해소할 수 있는 실증적 근거를 제시함으로써 비정규직 문제에 대한 이해를 넓히고 올바른 대응방안을 모색하는 데 도움이 되고자 하였다.

본 연구의 분석 결과를 간략히 정리하면 다음과 같다. 2005-09년 사업체패널조사 자료에 순위프로빗 패널자료 모형을 적용한 결과, 비정규직 비율이 높은 사업체의 정규직들은 비정규직 비율이 낮은 사업체의 정규직보다 낮은 임금을 받을 확률이 높은 것으로 추정되었다. 이는 정규직 노동자들이 비정규직 노동자들의 희생을 바탕으로 높은 임금을 누리고 있다는 우리사회 일각의 주장에 반하는 결과이다.

비정규직의 확대로 인해 정규직 임금이 하락하는 주된 이유는 노동조합의 기능과 무관한 다른 이유 때문이며 노동조합의 존재는 오히려 비정규직의 이용이 정규직 임금에 미치는 부정적 효과를 완화시키는 경향이 있는 것으로 나타났다. 본 연구는 고용안정성 증대에 따른 정규직 노동자들의 유인 변화, 정규직 노동자의 근로조건 평가를 위한 기준점(reference point) 변화, 적극적 임금인상 요구의 정당성에 대한 평가기준 변화 등을 대안적 가설로 제시하였다.

본 연구의 한계와 후속 연구 방향을 제시하면 다음과 같다. 우선, 본 연구에서는 정규직 임금의 5점 척도 자료를 이용했는데, 금액으로 표시된 정규직 임금 자료를 이용하여 비정규직 비율의 상승이 정규직 임금에 미치는 효과를 정량적으로 엄밀히 추정할 필요가 있다. 다음으로, 스페인의 경우에 대한 선행 연구들의 분석 결과와 우리나라의 자료를 이용한 본 연구의 분석 결과가 어떠한 이유 때문에 서로 다르게 나타난 것인지를 규명할 필요가 있다. 만약 분석 방법의 차이 때문이 아니라면 어떠한 제도적 차이가 중요한지를 면밀히 분석할 필요가 있다. 끝으로, 본 연구는 비정규직의 확대가 정규직 임금의 하락을 이끄는 이유에 대하여 노동조합의 협상력 약화 때문이 아니라는 점은 밝혔지만 나머지 대안적 가설의 현실 설명력을 비교/분석하지는 못했다. 후속 연구를 통해 진전된 논의가 이어지기를 기대한다.

참고문헌

- 권순식(2004). 「비정규직 고용이 기업성장에 미치는 영향에 관한 실증연구: 교환이론적 관점을 중심으로」. □경영학연구□ 33 (3) : 891~931.
- 김용민·박기성(2006). 「정규-비정규근로자 임금격차」. □노동경제논집□ 29 (3) : 25~48.
- 김유선(2003). □한국 노동시장의 비정규직 증가 원인에 대한 실증연구□. 고려대학교 경제학과 박사학위논문.
- 남재량(2007). 「비정규 근로와 정규 근로의 임금격차에 관한 연구: 패널자료를 사용한 분석」. □노동경제논집□ 30 (2) : 1~31.
- 안주엽(2001). 「정규근로와 비정규근로의 임금격차」. □노동경제논집□ 24 (1) : 67~96.
- 안주엽·김동배·이시균(2003). □비정규근로실태와 정책과제(III)□. 한국노동연구원.
- 유경준 편(2009). □비정규직 문제 종합 연구□. 한국개발연구원.
- 이시균·김정우(2006). 「비정규직 활용이 기업성장에 미치는 영향」. □노동리뷰□ 19 (2006.07) : 65~76.
- 이인재(2009). 「정규직과 비정규직의 임금격차 현황과 정책과제」. 유경준 편. □비정규직 문제 종합 연구□. 한국개발연구원. pp.161~183.
- 장지연·양수경·이택면·은수미(2008). □고용유연화와 비정규노동□. 한국노동연구원.
- 정이환·이병훈·정건화·김연명(2003). □노동시장 유연화와 노동복지□. 인간과복지.
- 정재훈·오주연(2009). 「비정규직 고용이 노동생산성과 재무적 성과에 미치는 영향」. □경영논집□ 15 (2) : 195~207.
- 조선일보(2011). 「이제 정규직 노조가 비정규직 문제에 성의 보일 때」. 2011.09.09.
- 한국경영자총협회(2011). 「黨·政의 비정규직 종합 대책에 대한 경영계 입장」. 2011.09.09.
- 황선웅(2009a). 「비정규직 고용의 확대, 소득분배, 경제성장」. □동향과전망□ 77 : 169~201.
- 황선웅(2009b). 「경기변동과 임시일용직 고용」. □노동정책연구□ 9 (1) : 221~245.
- Bentolila, S. and J.J. Dolado(1994). "Labour Flexibility and Wages: Lessons from Spain." *Economic Policy* 9 (18) : 53-99.
- Blanchflower, D.G., Oswald, A.J. and M.D. Garrett(1990). "Insider Power in Wage Determination." *Economica* 57 (226) : 143-170.
- Cappelli, P.(1999). *The New Deal at Work: Managing the Market-Driven Workforce*. Harvard Business Press.
- Clark, A.E. and A.J. Oswald(1996). "Satisfaction and Comparison Income." *Journal of Public Economics* 61 (3) : 359-381.
- Dolado, J.J. and R. Stucchi(2008). "Do Temporary Contracts Affect TFP? Evidence from Spanish Manufacturing Firms." IZA-Institute for the Study of Labor, Discussion Paper No.3832.

- Hamermesh, D.S.(1975). "Interdependence in the Labour Market." *Economica* 42 (168) : 420-429.
- Jimeno, J.F. and L. Toharia(1993). "The Effects of Fixed-Term Employment on Wages: Theory and Evidence from Spain." *Investigaciones-Económicas* 17 (3) : 475-494.
- Kahneman, D., Knetsch, J.L. and R. Thaler(1986). "Fairness as a Constraint on Profit Seeking: Entitlement in the Market." *American Economic Review* 76 (4) : 728-741.
- Konow, J.(2001). "Fair and Square: The Four Sides of Distributive Justice." *Journal of Economic Behavior & Organization* 46 (2) : 137-164.
- Koutentakis, F.(2008). "The Effect of Temporary Contracts on Job Security of Permanent Workers." *Economics Letters* 101 (3) : 220-222.
- Lindbeck, A. and D.J. Snower(1988). "Cooperation, Harassment, and Unvoluntary Unemployment: An Insider-Outsider Approach." *American Economic Review* 78 (1) : 167-188.
- Mundlak, Y.(1978). "On the Pooling of Time Series and Cross Section Data." *Econometrica* 46 (1) : 69-85.
- Nickell, S. and M. Andrews(1983). "Unions, Real Wages and Employment in Britain, 1951-79." *Oxford Economic Papers* 35 : 183-206.
- Nickell, S. and W. Wadhvani(1990). "Insider Forces and Wage Determination." *Economic Journal* 100 (401) : 496-509.
- Polavieja, J.G.(2003). "Temporary Contracts and Labour Market Segmentation in Spain: An Employment-Rent Approach." *European Sociological Review* 19 (5) : 501-517.
- Rees, A.(1993). "The Role of Fairness in Wage Determination." *Journal of Labor Economics* 11 (1) : 243-252.
- Rodríguez-Gutiérrez, C.(2007). "Effects of Temporary Hiring on the Profits of Spanish Manufacturing Firms." *International Journal of Manpower* 28 (2) : 152-174.
- Saint-Paul, G.(1996). *Dual Labor Market: A Macroeconomic Perspective*. MIT Press.
- Sorensen, A.B.(2000) "Toward a Sounder Basis for Class Analysis." *American Journal of Sociology* 105 (6) : 1523-1558.

<표 A1> 사업체패널조사의 정규직/비정규직 정의

정규직 근로자	단일한 고용주와 계약관계에 있고, 고용기간이 미리 정해지지 않으면서 계속 고용이 보장되고, 근로시간은 전일제로 하며, 임금수준이 연공서열의 영향을 받는 근로자. 전체근로자 가운데 기간제(계약직/한시직) 및 파트타임(단시간)근로자는 제외됨.
외국인 근로자	외국인 근로자 가운데 취업지가(E1-E7)를 받은 전문 인력은 제외함. 산업연수생, 고용허가제 적용근로자, 방문취업자, 불법체류근로자 등이 해당.
기간제 근로자	일정기간의 근로계약기간을 정하거나(구도 또는 목시적 약속이나 계약도 포함) 이의 반복갱신을 통하여 고용관계를 유지하되 정식사원으로 대우하지 않는 경우.
파트타임 근로자	통상적인 근로시간(보통은 1주일에 44시간 전후)보다 현저하게 짧은 시간(예를 들면 1주일에 30시간) 또는 통상적인 근무일수보다 적게(예를 들면 1주일에 3~4일) 근로하는 경우.
파견 근로자	'파견근로에 관한 법'의 파견사업주를 통해 고용되거나 사용자 사업체에서 근로하는 자. 임금이나 신분상의 고용관계는 파견사업주의 관리를 받지만 업무상 지시 등 근로제공 방법에 있어서는 사용업체의 지휘·감독을 받는 경우.
특수고용형태/독립도급 근로자	스스로 고객을 찾거나 맞이하여 상품·서비스를 제공하고 일한만큼 소득수수료, 수당 등을 얻고 근로제공의 방법이나 근로시간 등은 본인이 독자적으로 결정하는 경우. 보협설계사, 학습지도사, 퀵서비스 배달기사, 골프장도우미, 레미콘 운전기사, 신용카드모집인 등이 해당.
채택/가내 근로자	근로제공 방법이나 근로시간 등은 전적으로 본인이 결정하는 경우. 근로의 장소가 사용자와 공간적으로 분리되고 있고 업무성취도에 따라 고정급을 지급받는 채택근로자(114전화안내 등)와 대개 가정주부 등이 고용관계 없이 부업으로 물품의 가공 등 가내수공업적인 용역을 제공하고 그 대가를 지급받는 가내근무자(의류·모피제품에 단추달기 등)로 구분.
사내하청 근로자	하청업체에 고용된 자로 대부분 원청회사의 지휘·감독 하에서 원청회사 근로자들과 함께 동일한 업무를 수행하는 경우.(사내하청이란 하청업체가 일정한 생산 업무를 도급받아 원청회사의 사업체와 생산시설을 이용하여 수행하는 것임.)
용역 근로자	다른 사업주(용역업체)가 고용하고 사용자의 사업체에서 근로자는 자로 '파견근로에 관한 법'에 해당되지 않은 경우로 임금, 신분상의 고용관계 및 업무상 지시 등 모두를 용역업체의 지휘·감독을 받는 경우. 청소용역, 경비용역 등이 해당.
일용 근로자	고용·근무형태와 관계없이 근무지속성, 규칙성이 없이 일자리가 생겼을 경우 단기간 근무하는 자로서, 아는 사람이나 업체, 협회, 취업알선기관 등의 호출을 받아 일시적으로 근로를 제공하는 경우. 백화점이나 대형 할인점의 아르바이트 사원, 행사도우미, 건설 일용근로자 등이 해당.

출처: Workplace Panel Survey 2009 Questionnaire.