

비정규직법 시행 효과 연구

남재량*

본고는 2007년 7월 1일에 시행된 비정규직법의 효과를 분석한다. 매칭모형(matching model)을 사용한 이론적 분석은 법 시행에 따른 노동비용 상승 및 조세격차(tax wedge) 증가로 인해 법 시행 대상 근로자의 고용 감소를 초래할 것임을 알려준다. 이러한 이론모형은 비정규직법의 효과를 분석하는 데에 필요한 기본적인 시각을 형성하는 데에 유익하다. 통제집단으로 55세 이상 고령자를 사용하여 이중차분 분석을 실시한 결과, 법 적용 대상이거나 법 적용 가능성이 높은 근로자의 고용불안이 통계적으로 매우 유의하게 증가하였다. 이론에 따르면 정규직으로 전환된 일부근로자들은 높은 고용안정성을 누릴 것이나 남아있는 비정규직 근로자들의 고용불안은 더욱 커질 것이다.

1. 서론

비정규직법은 비정규직에 대한 차별을 시정하고 비정규직의 남용을 방지하기 위한 것으로 공식적인 명칭은 「기간제 및 단시간 근로자 보호 등에 관한 법률」 및 「파견근로자 보호 등에 관한 법률」이다. 구체적으로 이 법은 비정규직, 즉 기간제, 단시간 및 파견 근로자에 대한 차별적 처우를 금지하는 동시에 기간제 근로자의 사용기간을 2년으로 제한하고 있다. 2년을 초과하여 기간제 근로자를 사용할 경우 정규직(무기계약 근로자)으로 전환된 것으로 간주한다.

이와 같은 내용을 담고 있는 비정규직법이 2007년 7월 1일에 시행된 후 1년여가 지난 상황에서 법 적용 대상 및 관련 근로자들의 규모와 구성에 있어 예전에 찾아볼 수 없었던 급격한 변화가 관찰되고 있다. 기간제 및 준기간제(반복갱신에 의한 근로의 지속) 근로자의 수가 64만명 감소하였으며 기간제 및 준기간제를 포괄하는 한시근로(contingent work) 가운데 가장 열악한 근로조건을 가진 계속근무 불가 근로자의 규모는 25만명이나 증가하였다.

본고는 이러한 기간제 근로자를 중심으로 한 한시근로에서 급격한 변화가 비정규직법 시행과 관련이 있는 지를 분석한다. 먼저 비정규직법 시행이 노동시장에 영향을 미칠 수 있는 경로를 이론을 통해 살펴본 뒤, 가장 핵심적인 경로에 대해서는 자세히 살펴보기로 한다. 비정규직법이 고용에 미치는 효과에 대한 최근의 논의들(남재량·박기성 2008, 유경준 2008, 이

* 한국노동연구원 연구위원

병희·정성미 2008, 이인재 2008 등)은 기술통계를 중심으로 실증적인 분석에 초점을 맞추고 있다. 본 연구는 그 동안 개발된 이론적인 성과를 자세히 검토함으로써 실증분석을 위한 토대로 삼는 동시에 비정규직법의 노동시장효과 분석에 대한 시각을 정립하고자 한다. 아울러 이론적인 배경에 대한 이해를 바탕으로 실시할 실증분석에 있어서도 계량경제적 연구결과를 가급적 많이 반영하기 위한 노력을 기울일 것이다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제2장은 비정규직법 실시가 노동시장에 미치는 경로를 세 가지로 구분하고 이들 가운데 핵심적인 부분에 대해 자세히 살펴본다. 제3장은 이론적인 검토를 바탕으로 법 시행의 효과를 검토하기 위한 실증분석을 실시한다. 제5장은 이상을 정리하고 연구를 결론짓는다.

II. 이론적인 고찰

1. 비정규직법 효과에 대한 접근

비정규직법의 핵심내용은 기간제, 단시간, 그리고 파견 근로자에 대한 차별적 처우의 금지와 기간제 및 파견 근로자의 사용기간 제한이라는 두 부분이다. 본 연구는 이 가운데 특히 후자에 초점을 맞추고 있다.¹⁾ 기간제 근로자를 2년 이상의 기간 동안 사용할 경우 그러한 근로자는 무기계약을 체결한 근로자, 즉 정규 근로자로 간주한다. 이러한 규정은 고용보호법제(Employment Protection Legislation, EPL)에 해당한다. 또한 기간제 근로자의 정규직 전환은 기업복지 비용 증가 등을 통해 준고정적 노동비용(quasi-fixed labor cost)²⁾을 증가시키는 요인으로 작용한다. 나아가 정규직 전환에 따른 사회보험분담은 조세격차(tax wedge)를 높이는 요인이 된다. 따라서 비정규직법은 첫째 고용보호로 인해, 둘째 분고정적 노동비용 증가를 통해, 셋째 조세격차 증가를 통해 노동시장에 영향을 미치는 것으로 파악할 수 있다.

먼저 고용보호의 효과에 대해 살펴보자. EPL이 노동시장에 미치는 효과에 대해서는 이론적으로나 경험적으로 많은 연구들이 이루어져 왔다.³⁾ 이론적으로 볼 때 이에 대한 분석은 매칭모형(matching model)을 사용하여 분석하는 것이 좋다.⁴⁾ EPL은 피용자의 해고를 강제

1) 남재량(2009)은 차별적 처우 대상 근로자 규모는 미미한 수준에 그치므로 비정규직법 효과의 대부분은 근로자의 사용기간 제한에 대한 것임을 말하고 있다.

2) 비임금 노동비용으로서 근로자의 근로시간당 비용이 아니라 근로자당 비용의 형태를 취한다.

3) 다만 한국을 대상으로 한 연구는 많지 않다.

4) Cahuc and Zylberberg(2004). 이 모형은 불완전 경쟁적 노동시장의 동태적 기능을 나타내어 줄 뿐 아니라, 노동시장 경직성의 근원이 되는 요인들(고용보호, 강제분담금, 최저임금)이 실업과 고용에 미치는 영향을 연구하기에 충분할 정도로 정교하게 경제주체들의 행위를 묘사하고 있다. 또한 이 모형을 사용한 최근의 많이 연구들이 광범하게 받아들여지고 있던 기존 이론들이 예측하는 바와 다른 결과들이 도출될 수 있음을 보이고 있다. 아울러 이 모형을 사용하면 각종 제도들 간의 상호작용 효

적으로 제한하는 일련의 조치들이다. 이의 목적은 고용의 양과 안정성을 높이는 것이라고 되어 있으나, 실제 효과에 대해서는 격렬한 논쟁이 있다. EPL 도입에 따른 해고비용의 존재(증가)는 실제로 일자리 소멸을 감소시키나, 일자리의 창출에도 부정적인 효과를 미치므로, 고용에 미치는 순효과는 분명치 않다. 게다가 해고비용은 그러한 비용에 의해 직접 보호받는 일자리들에서 고용 안정성은 제고될 것이나, 임시직과 같이 보호받지 못하는 고용의 불안정성을 증대시킬 수 있다.⁵⁾ 따라서 EPL의 노동시장 효과는 경험적인 연구들을 통해 확인할 수 밖에 없다. 많은 연구들이 이루어졌으나 효과가 미미하다는 연구가 있는 반면, 고용에 부정적인 영향을 미친다는 연구도 있다. Ehrenberg and Smith(2002)는 고용보호를 위해 고안된 정책들이 실제로 고용을 감소시키는 역할을 한 경우들을 소개하면서 근로자들의 해고에 보다 많은 비용이 들 때 고용감소라는 결과가 나타날 것으로 파악하고 있다.

둘째, 비정규직법 시행은 기업이 부담하여야 하는 준고정적 비용을 증가시켜 노동수요를 위축시키는 것으로 알려져 있다. 법에 규정된 바와 같이 비정규 근로자를 정규 근로자로 전환함에 따라 기업들은 기업복지와 관련한 비용을 추가로 부담할 수 밖에 없다. Ehrenberg and Smith(2002)는 미국 시민들의 의료보험 적용범위를 확대시키기 위해 되풀이 되는 정책 제안이 모든 근로자에게 의료보험을 제공하자는 것임을 예로 들어 준고정적 비용의 증가가 시간제 근로자의 고용을 크게 감소시킬 수 있음을 지적하고 있다. 이들은 실제로 고용주에게 시간제 근로자에 대한 의료보험 제공 요구가 시간제 근로자들에 대한 수요를 크게 줄이게 된다는 연구를 소개하고 있다.

실제 우리나라의 기업복지 수혜율을 정규 및 비정규 근로자로 구분하여 보면 <표 1>과 같다. 표에서 보듯이 정규근로자의 퇴직금 수혜율은 2008년 8월에 74.5%이나, 비정규 근로자의 수혜율은 35.6%에 불과하다. 이 외에 상여금과 시간외 수당 및 유급휴가 등에서도 비정규 근로자의 수혜율은 정규 근로자에 비해 크게 낮다. 법 적용 대상 근로자에 국한해서 보더라도 비정규 근로자의 기업복지 수혜율은 정규 근로자의 경우와 큰 차이를 보인다.

법 적용 대상 비정규 근로자라 하더라도 이들 내부에서도 기업복지 수혜율은 크게 다르다. 반복갱신 근로자, 즉 계약의 반복갱신에 의해 근로가 지속되는 근로자의 경우 수혜율은 상여금을 제외하면 오히려 정규 근로자의 경우보다 더 높다. 상여금의 경우도 정규 근로자에 육박한다. 정규 근로자에 미치지 못하는 기간제 근로자의 경우도 수혜율은 높은 편에 속한다. 파견 근로자도 기간제 근로자와 유사한 정도이다. 반면 계속근무불가 근로자, 즉 비자발적인 사유로 근로의 계속을 기대하기 어려운 근로자의 기업복지 수혜율은 매우 낮다. 시간제 근로자의 경우도 마찬가지이다.

과까지도 고려할 수 있다는 장점이 있다.

5) Cahuc and Zylberberg(2004).

<표 1> 근로형태별 기업복지 수혜율

	퇴직금		상여금		시간외 수당		유급휴가	
	2007.8	2008.8	2007.8	2008.8	2007.8	2008.8	2007.8	2008.8
정 규 근 로	70.3	74.5	69.8	71.2	54.2	53.8	61.7	65.4
비정규근로	34.8	35.6	31.1	27.9	23.8	20.7	28.7	28.0
기 간 제	52.9	57.9	46.0	45.3	35.1	33.6	44.7	46.1
반 복 갱 신	75.7	76.3	72.4	66.7	55.9	47.2	61.2	65.6
계 속 불 가	3.9	8.1	5.0	5.6	3.9	3.6	3.2	5.4
시 간 제	1.9	3.7	3.1	3.6	2.3	2.2	2.3	2.4
과 권	58.6	66.1	48.3	48.4	42.2	43.1	45.3	49.9

자료 : 정성미(2008).

셋째, 조세격차(tax wedge)란 노동비용과 임금 구매력 간의 차이를 말한다. 근로소득에 대한 과세는 고용주들이 치러야 하는 노동비용과 근로자들에게 지급되는 임금의 구매력 간에 차이를 발생시킨다. 강제분담금(mandatory contributions)은 수익에 직접적인 보상을 하지 않으면서 경제주체들로 하여금 공공기관들에게 납부하도록 하는 모든 지급금(payment)을 말한다. 여기에는 엄밀한 의미에서 조세(tax)와 사회보험료 분담금(social security contributions)으로 구성되어 있다. 강제분담금은 보통 고용주가 지급하는 분담금과 근로자가 지급하는 분담금으로 구분되지만 실제로 이러한 구분은 큰 의미를 갖지 못한다. 강제분담금은 어떤 경우이건 간에 생산자가 창출하는 부가가치에서 전적으로 공제되기 때문이다.

다음의 <표 2>는 법 적용 대상자를 중심으로 한 사회보험 가입자 비율은 나타낸다. 표에서 보듯이 비정규 근로의 사회보험 가입률은 정규근로에 크게 미치지 못한다. 기간제 근로자는 정규 근로보다 다소 낮은 가입률을 보인다. 파견 근로자의 가입률은 기간제 근로의 경우 보다는 낮으나 정규 근로자보다는 높다. 시간제 근로자는 10%에도 이르지 못하는 낮은 수준이다. 반복갱신 근로자의 경우 세 가지 사회보험 가입률이 모두 정규 근로보다 높게 나타나, 이는 모든 정규 근로자에 대한 것이다. 반복갱신에 의해 근로가 지속되고 있는 근로자들과 동질적인 정규 근로자 집단으로 한정하여 사회보험 가입률을 살펴본다면, 정규 근로자의 경우보다 높지 않을 것이나, 관련된 자료가 가용하지 않다.

<표 2> 근로형태별 사회보험 가입자 비율

(단위: %)

	국민연금		건강보험		고용보험	
	2007.8	2008.8	2007.8	2008.8	2007.8	2008.8
정 규 근 로	76.3	77.3	76.7	78.0	64.3	65.8
비정규근로	-	39.0	-	41.5	-	39.2
기 간 제	59.3	62.6	62.7	66.5	57.6	62.3
반 복 갱 신	83.5	78.6	84.6	79.6	81.2	77.3
계 속 불 가	13.5	-	15.8	-	12.7	-
시 간 제	3.3	6.4	3.9	6.1	3.3	6.3
과 권	72.0	70.5	67.0	71.9	68.6	72.2

2. 조세격차(tax wedge) 증가의 효과⁶⁾

고용보호법제가 고용에 미치는 효과는 이론적으로 불분명하고 정규직 전환에 따라 기업이 추가 부담하여야 하는 기업복지 비용 등 준고정적 비용은 노동비용의 상승을 초래하여 노동 수요를 위축시킨다. 사용기간이 제한되어 있는 기간제 근로자의 정규직 전환에 따른 조세격차의 증가가 고용에 어떠한 영향을 미칠 것인가의 문제는 비정규직법 효과 분석에 가장 핵심적인 부분을 차지하고 최근 이와 관련된 이론적인 진전이 있었으므로 이론적인 검토를 하기로 한다.

(1) 조세격차

노동비용과 임금 구매력 간의 간격은 통상 조세격차(tax wedge)로 측정한다. W 와 P_f 를 각각 근로자가 받는 명목임금과 생산자 물가지수라 하자. t_f 가 기업들이 부담하여야 하는 강제적 공제액의 평균적인 율을 나타낸다고 하면, 고용주의 실질 노동비용은 다음과 같다.

$$(1) \quad w_f = \frac{W(1+t_f)}{P_f}.$$

t_c 와 t_e 를 각각 소비에 대한 간접세의 평균세율과 근로소득세의 평균세율이라 하고 소비세에만 적용되는 소비자 물가지수를 P_c 라 하자. 그러면 근로자의 구매력은 다음과 같게 된다.

$$(2) \quad w_e = \frac{W(1-t_e)}{P_c(1+t_c)}.$$

이들 두 식은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$(3) \quad w_f = \rho w_e, \text{ 여기서 } \rho = \frac{(1+t_c)(1+t_f)}{(1-t_e)} \left(\frac{P_c}{P_f} \right).$$

식에서 ρ 가 격차(wedge)를 나타내는데, 식에서 보듯이 두 부분으로 구성되어 있다. 첫째

6) 여기의 논의는 Cahuc and Zylberberg(2004)를 중심으로 이루어진다. 보다 자세한 것은 이들의 연구를 직접 참조하면 된다.

는 (P_c/P_f) 인데. 이는 이 비율은 수입물가에 의해 영향을 받을 수 있는데, 생산자 물가지 수는 국내 재화의 가격들로만 구성되어 있으나 P_c 는 수입물가들도 포함하고 있기 때문이다. 이 비율 (P_c/P_f) 는 환율의 변화로 인해 격차(wedge) 가운데 상대적으로 휘발적(volatile)이다. 둘째는 조세격차(tax wedge)로서 t_c , t_e , 그리고 t_f 로 구성되어 있다. 이하에서는 조세 격차에 초점을 맞추기 위해 (P_c/P_f) 를 1로 두기로 한다.

(2) 조세가 노동시장에 미치는 효과

강제분담금은 여러 경로를 통해 경제주체들의 행위와 자원배분에 영향을 미친다. 따라서 우리는 일관된 분석 틀 속에서 논의를 진행하여야 한다. 그러한 틀 속에서 임금설정, 노동공급, 그리고 노동수요를 묘사하여야 한다. 이를 위해 매칭모형(matching model)을 사용하기로 한다.

노동공급 모든 개인들은 1단위의 시간을 근로와 여가에 각각 l 과 $(1-l)$ 만큼 사용한다. 시간당 임금을 s 로 나타내면 l 시간 일하는 근로자가 얻는 총임금은 $w = sl$. 근로자의 구매력 w_e 와 이 근로자의 고용주가 치르는 비용 w_f 는 다음과 같다.

$$(4) \quad w_e = sl - T_e(sl) \quad \text{and} \quad w_f = sl + T_f(sl)$$

근로자의 효용은 $w_e \phi(1-l)$ 로 상정하는데, 여기서 $\phi(\cdot)$ 는 근로의 비효율을 측정하며 $\phi' > 0$ 이고 $\phi'' < 0$ 이다. 근로자가 납부하는 조세의 누진성에 영향을 미치는 파라미터를 χ 라 할 때, 금기의 효용은 $[sl - T_e(sl, \chi)]\phi(1-l)$ 로서 이를 l 에 대해 극대화하면 다음과 같은 1계조건에 도달한다.

$$(5) \quad F(s, \chi, l) \equiv \frac{\eta_e(sl, \chi)}{l} - \frac{\phi'(1-l)}{\phi(1-l)} = 0$$

2계조건은 $\partial F/\partial l < 0$ 이므로 위 방정식을 χ 에 대해 미분하면 다음과 같은 표현을 얻는다. $\partial l/\partial \chi = -(\partial F/\partial \chi)/(\partial F/\partial l) < 0$. 이는 주어진 시간당 임금률에서 조세의 누진성 증가가 노동공급의 감소를 가져옴을 알려준다.

노동수요 실업자는 일을 하지 않아 $l=0$ 이고 z 만큼의 소득 흐름을 얻어 실업자의 효용은 $z\phi(1)$ 인데, 표기의 단순화를 위해 $\phi(1)=1$ 로 정규화하자. 이 경우 취업자와 구직자의 기대효용 V_e 와 V_u 는 다음을 만족한다.

$$(6) \quad rV_e = w_e \phi(1 - \ell) + q(V_u - V_e)$$

$$(7) \quad rV_u = z + \theta m(\theta)(V_e - V_u) \quad \text{여기서 } \theta \equiv V/U.$$

이들 방정식에서 q 와 $\theta m(\theta)$ 는 각각 일자리 소멸률⁷⁾, 즉 이직률과 실업 탈출률, 즉 입직률을 나타낸다.

생산함수를 $f(\ell)$ 이라 하면, $f'(\ell) > 0$ 이고 $f''(\ell) < 0$, 채워진 일자리로부터 기대되는 수익은 다음과 같으며,

$$(8) \quad r\Pi_e = f(\ell) - w_f + q(\Pi_\nu - \Pi_e)$$

반면 공직, 즉 비어있는 일자리로부터 기대수익은 항상 다음 방정식을 만족한다.

$$(9) \quad r\Pi_\nu = -h + m(\theta)(\Pi_e - \Pi_\nu)$$

자유진입조건(free entry condition) $\Pi_\nu = 0$ 가 만족될 때, 공직으로부터 기대수익은 $\Pi_e = h/m(\theta)$ 로 된다. 이를 채워진 일자리에서 기대수익에 대한 정의, 즉 식 (36)과 함께 고려하면 w , ℓ 및 θ 간의 관계를 보여주는 노동수요 곡선을 얻는다.

$$(10) \quad \frac{h}{m(\theta)} = \frac{f(\ell) - w_f}{r + q}$$

식의 좌변은 공직의 평균비용을 나타내는 반면, 식의 우변은 채워진 일자리로부터 기대수익을 나타낸다. 자유진입 균형에서 양자는 일치해야 한다.

협상 및 임금설정 협상은 시간당 임금과 근로시간에 대해 동시에 이루어진다고 가정한다. 협상 결과는 일반화된 내쉬균형의 해에 해당하며 다음과 같이 표현된다.

$$(11) \quad \underset{(s, \ell)}{\text{Max}} \quad \gamma \ln(V_e - V_u) + (1 - \gamma) \ln(\Pi_e - \Pi_\nu)$$

여기서 $\gamma \in [0, 1]$ 은 근로자의 협상력을 나타내는 파라미터이다. 식 (36)과 (34)를 바꾸어

7) 매 순간 일자리 가운데 q 의 비율로 일자리가 소멸된다.

표현하면,

$$(12) \quad \Pi_e - \Pi_v = \frac{f(\ell) - w_f - r\Pi_v}{r+q} \quad \text{and} \quad V_e - V_u = \frac{W_e\phi(1-\ell) - rV_u}{r+q}$$

식 (39)의 1계조건은 자유진입 균형($\Pi_v = 0$) 하에서 다음과 같게 된다.

$$(13) \quad \Omega^w(w, \ell) \equiv \gamma \frac{\eta_e w_e \phi(1-\ell)}{w_e \phi(1-\ell) - rV_u} - (1-\gamma) \frac{\eta_f w_f}{f(\ell) - w_f} = 0$$

$$(14) \quad \Omega^\ell(w, \ell) \equiv -\gamma \frac{w_e \phi(1-\ell)}{w_e \phi(1-\ell) - rV_u} + (1-\gamma) \frac{f'(\ell)}{f(\ell) - w_f} = 0$$

두 개의 1계조건들에서 $\gamma/(1-\gamma)$ 를 제거하면 다음과 같은 계약곡선(contract curve) 방정식을 얻는다.

$$(15) \quad f'(\ell) \frac{\phi(1-\ell)}{\phi(1-\ell)} = \Psi w_f, \quad \text{여기서} \quad \Psi = \frac{\eta_f}{\eta_e}$$

위 식에서 계수 $\Psi = \eta_f/\eta_e$ 는 조세의 전체적인 누진성을 나타내는 지수이다. Ψ 의 상승은 전체적으로 보다 누진적이게 되는 것인데, 예를 들면 소득세의 누진성이 보다 가파르게 되거나(η_e 의 하락) 급여세의 누진성이 보다 가파르게 되는 것(η_f 의 상승)이다. 그리고 이러한 계수 Ψ 가 정부에 의해 통제되는 외생적인 파라미터라고 가정할 수 있다. 이는 정부가 예를 들어 한계율을 높이더라도 평균율을 일정하게 유지할 수 있음을 의미한다. 방정식 (43)은 계약곡선을 나타내는데, 이는 근로자와 고용주의 파레토 최적점(Pareto optima)들의 조합이기 때문이다.

노동시장 균형 노동시장의 균형은 협상의 결과를 나타내는 임금곡선(wage curve)과 노동수요를 나타내는 노동수요 곡선을 사용하여 나타낼 수 있다. 먼저 임금곡선에 대해 살펴보자. 내쉬기준인 식 (11)을 총임금 $s\ell$ 에 대해 미분하여 얻은 1계조건 (13)은 임금곡선과 유사하다. 근로자와 실업자의 기대효용을 정의하고 있는 방정식 (6)와 (7)을 바꾸어 표현하면 다음과 같다.

$$(16) \quad V_e - V_U = \frac{w_e \phi(1-\ell) - Z}{r+q+\theta m(\theta)}$$

이러한 표현 ($V_e - V_u$)를 1계조건인 식 (13)에 대입하고 실업급여가 근로자들의 구매력에 연동되어(indexed) 있다고 가정하면, 즉 $z = bw_e$ (여기서 b 는 순대체비율로서 외생적인 상수임), 임금곡선(wage curve)의 방정식은 다음과 같게 된다.

$$(17) \quad \frac{f(\ell) - w_f}{r + q} = \frac{1 - \gamma}{\gamma} \frac{\Psi w_f}{\phi(1 - \ell)} \frac{\phi(1 - \ell) - b}{r + q + \theta m(\theta)}$$

노동수요, 계약곡선, 그리고 임금곡선은 세 개의 미지수를 가진 세 방정식 체계, (10), (15), 그리고 (17)을 형성한다. 몇 차례의 대체를 거치면 미지수가 단지 두 개인 방정식 체계로 바꿀 수 있다. 계약곡선을 사용하면 노동비용 w_f 를 근로시간의 함수로 표현할 수 있고, 즉 $w_f = f' \phi / \Psi \phi'$, 이를 노동수요 (38)에 넣으면 다음과 같은 ℓ 과 θ 의 관계를 얻을 수 있는데, 우리는 이를 노동수요(labor demand)라고 부를 수 있다.

$$(18) \quad \frac{h}{m(\theta)} = \frac{f'(\ell)}{r + q} \left[r - \frac{\phi(1 - r)}{\phi'(1 - r)} \right]$$

게다가 식 (10)은 임금곡선 방정식인 식 (17)의 좌변이 공식의 평균비용인 $h/m(\theta)$ 와 같음을 보여준다. 식 (17)의 우변에 새로운 방정식 $w_f = y \phi / \Psi \phi'$ 을 사용하면 임금곡선(wage curve)이라 부를 두 번째 방정식을 얻는다. 이와 같은 형태의 임금곡선은 파라미터 Ψ 에 의존하지 않는다는 장점을 가진다.

$$(19) \quad \frac{r + q + \theta m(\theta)}{m(\theta)} = \frac{(1 - r)f'(\ell)}{\gamma h} \frac{\phi(1 - \ell) - b}{\phi'(1 - \ell)}$$

이제 실업수당 z 가 외생적인 상수로 주어져 있지 앞서처럼 연동되어 있지 않다고 하자. (연동되어 있다는 가정으로 인해 조세가 전체적인 누진성을 나타내는 파라미터 Ψ 를 통해서만 노동시장 균형에 영향을 미쳤으며, 이러한 결과는 분담금의 누진성이나 역진성이 분담금 금액 그 자체보다 더 중요하다는 결론에 도달하게 하였다. 이는 실업급여가 외생적으로 고정되어 있다고 가정한다면 분명해질 것이다.) 이 경우 노동수요(LD)는 여전히 식 (18)에 의해 정의된다. 임금곡선(WC)을 얻기 위해 먼저 (16)에 있는 $V_e - V_u$ 를 1계조건 (14)에 대체하면 다음을 얻는다.

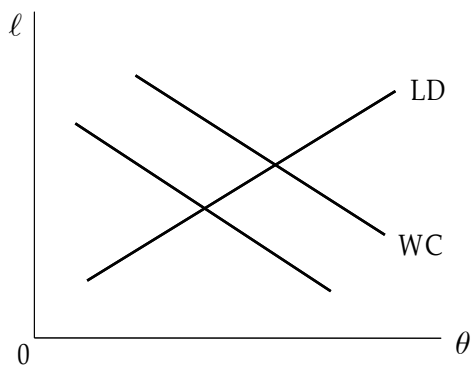
$$(20) \quad \frac{f(\ell) - w_f}{r + q} \frac{1}{r + q + \theta m(\theta)} = \frac{1 - r}{r} \frac{w_e \phi(1 - \ell) - z}{w_e \phi'(1 - \ell)}$$

이제 노동수요를 정의하는 관계식 (10)에 따라 (20) 식의 좌변에 나타나는 항 $[f(\ell) - w_f]/(r + q)$ 은 $h/m(\theta)$ 과 같다. 식에서 ρ 는 앞에서와 마찬가지로 조세격차(tax wedge)를 나타낸다고 하면, 계약곡선인 (15)에 따라 우리는 $w_e = w_f/\rho = f'(\ell)\phi/\rho\phi'\Psi$ 라는 관계를 갖는다. 그러면 식 (20)은 몇 가지 재조정을 거치면 다음과 같게 된다.

$$(21) \quad \frac{r + q + \theta m(\theta)}{m(\theta)} = \frac{1 - \gamma}{\gamma h} \left[\frac{\phi(1 - \ell)}{\phi'(1 - \ell)} - \frac{\rho z \Psi}{f'(\ell)\phi(1 - \ell)} \right]$$

이제 노동시장은 (18)과 (21)의 두 방정식 체계에 의해 묘사된다. 우리는 보다 가파른 누진성이 항상 근로시간의 감소와 노동시장 타이트함의 증가를 가져옴을 쉽게 입증할 수 있다. 과세 금액 자체도 이제는 영향을 미치게 되는데, 실업급여가 순임금 w_e 에 비례적인 상황에서는 그렇지 못하였다. (21) 식에 의해 묘사되고 있는 임금곡선은 이제 조세격차 ρ 에 의존한다. 이를 분명히 하기 위해 전체적인 누진성을 나타내는 계수 Ψ 가 일정하게 유지된다고 가정하고(예를 들어 조세가 비례적이며 따라서 $\Psi = 1$ 임을 상정함) 조세격차 ρ 가 커진다고 하자. 새로운 노동시장 균형은 [그림 1]에 나타나 있다. LD곡선은 ρ 와 독립적이기 때문에 움직이지 않지만, WC곡선은 아래로 이동한다. 조세격차의 증가가 노동시장 타이트함의 균형 가치를 감소시키고, 그리하여 실업을 높인다. 이는 또한 개인들의 근로시간 감소와 총근로시간의 감소를 가져온다. 노동비용과 임금 구매력에 미치는 효과는 불분명하다.

[그림 1] 조세격차 상승의 효과



결국 이론 모형은 보다 누진적인 조세가 실업과 근로시간을 감소시키는 반면, 조세격차의 증가는 실업급여가 순임금에 완전하게 연동되어 있지 않다면 실업을 높이고 근로시간을 감소시킬 것임을 알려준다. 이러한 결과들은 참가율이 주어진 것으로 간주함으로써 얻어졌음에

주목하는 것이 중요하다. 그러나 조세는 참가율에 영향을 미친다. 특히 강제 분담금액의 증가는, 노동시장에서 얻을 수 있는 이득을 줄여, 참가율을 낮추고 방금 보았던 효과들을 증폭하는 경향을 가진다.

경험증거 많은 경험적인 연구들은 위와 같은 이론적인 결과를 지지한다. Daveri and Tabellini(2000)는 1965-1995년 기간 동안 14개 OECD 국가의 자료를 사용하여 조세가 노동에 미치는 효과를 추정해 보았다. 이들은 임금설정이 분권화된 경우에서 조세부담의 증가는 실업률의 상승을 가져온다는 이론 모형과 일치하는 결과를 얻고 있다. 다른 경험 연구들도 강제 분담금과 전체적인 실업수준 간에는 정이긴 하지만 제한적인 연계가 존재함을 보이고 있다. Layard and Nickell(1999)은 영국에 대한 연구에서 모든 강제 분담금의 10% 감축은 평균적으로 실업률을 25% 가량 줄인다는 결과를 얻었다. 한편 Nickell(1997)은 조세격차 구조에서의 변화(예를 들면 사회보장 분담금의 감소와 부가가치세의 증가)는 고용에 장기적인 효과를 가지지 못하는 것으로 추정한다. 그에 따르면, 노동비용의 장기 균형 값은 강제 분담금의 구성에 의존하는 것이 아니라, 조세격차의 전체적인 크기에 의존한다.

III. 실증분석

1. 실증분석 방법

다음과 같은 회귀모형을 생각해 보자.

$$(22) \quad y_{it} = \alpha + \beta D_i + \gamma T_t + \delta D_i T_t + \lambda X_{it} + \epsilon_{it}, \quad t = 1, 2; i = 1, 2, \dots, n.$$

여기서 y_{it} 는 이산변수로서 취업상태에 계속 머물러 있는지 여부를 나타낸다. D_i 는 실험 여부를 나타내는 더미변수로서 실험집단(비정규직법 적용대상)여부를 반영한다. T_t 는 법 적용시기 여부를 의미한다. X 는 개인들 간에 관측되는 차이들을 바로잡기 위한 변수들의 벡터이다. δ 는 상호작용항(interaction term)의 계수로서 이의 추정량이 곧 이중차분(difference in difference, DD) 추정량에게 된다.

위의 회귀식을 추정함에 있어 선형확률모형(LPM)이나 비선형모형(logit, probit)을 사용할 수 있고 이들은 모두 이중차분에 대한 불편추정량을 제공한다. 우리는 흔히 프로빗 모형을 선형확률모형 보다 선호하는데, 이는 두 모형이 모두 불편 추정치를 제공함에도 불구하고 전자에서 확률예측치들이 1보다 크거나 0보다 작지 않게 되고 한계효과도 일정하지 않고 변할 수 있기 때문이다. 그런데 비선형모형에서 DD 추정치를 계산하는 것은 까다로운 것으로 알려져 있다. 이에 대해서는 Ai and Norton(2003)가 잘 지적하고 있다. 이들은 1980년부터

2000년까지 JSTORE의 명부에 올라있는 13개의 경제학 잡지에 발표된 논문들 가운데 비선형모형의 상호작용항을 사용하고 연구가 72편인데, 이들 가운데 단 한편의 연구도 상호작용항의 계수를 올바르게 해석하지 못하고 있었다고 지적한다.⁸⁾

DeLeire(2004) 역시 프로빗 모형에서 상호작용항의 계수 추정치의 부호와 크기 및 유의성은 DD 추정치의 부호와 크기 및 유의성에 대해 유의한 정보를 제공하고 있지 못함을 실례를 들어 보이고 있다. 그는 많은 연구자들이 DD 추정치가 아닌 상호작용항 계수 추정치를 검토하는 잘못을 범하고 있다고 지적한다. 뿐만 아니라 그는 많은 연구자들이 한계효과를 마치 상호작용항이 더미변수인 것처럼 계산하고 있음도 지적하고 있으며 그러한 한계효과가 반드시 DD 추정치와 관련되어 있지는 않다고 언급한다.

DeLeire(2004)가 제시하고 있는 DD 추정치를 살펴보자. 실험집단(treatment group)과 비교 집단(control group)이라는 두 집단과 실험이 이루어지기 이전과 이후라는 두 기간이 존재하는 DD 모형을 상정하자. 이 경우 다음에서 보는 바와 같이 LPM이나 프로빗 가운데 어느 하나를 사용하여 추정을 할 수 있다.

$$\text{LPM: } y_{it} = \alpha + \beta D_i + \gamma T_t + \delta D_i T_t$$

$$\text{Probit: } y_{it} = \Phi(\alpha_p + \beta_p D_i + \gamma_p T_t + \delta_p D_i T_t)$$

LPM에서 DD 추정치를 계산하는 것은 매우 간단하다. 상호작용항에 대한 계수 추정치인 δ 가 곧 DD 추정치이다. 프로빗을 사용할 경우 DD 추정량은, 상호작용항의 계수인 δ 가 아니라, 아래에서 보는 바와 같이 다소 복잡하다.

$$DD = [\Phi(\alpha_p + \beta_p + \gamma_p + \delta_p) - \Phi(\alpha_p + \gamma_p)] - [\Phi(\alpha_p + \beta_p) - \Phi(\alpha_p)]$$

그리고 상호작용항 $D_i T_t$ 에 대한 한계효과 추정치는 더미변수에 대한 표준적인 공식을 사용할 경우 다음과 같게 된다.

$$ME_{DD} = \Phi(\alpha_p + \beta_p \overline{D_i} + \gamma_p \overline{T_t} + \delta_p) - \Phi(\alpha_p + \beta_p \overline{D_i} + \gamma_p \overline{T_t})$$

한편 Blundell and Dias(2008) 역시 비선형 분석에서 발생하는 문제점을 지적하고 있는데, Blundell et al.(2004)이 사용한 방법론을 소개하고 있다. Blundell et al.(2004)은 영국의 청년 뉴딜(the New Deal for the Young People) 정책의 효과에 대한 분석에서 비선형 모형을 사용하여 비선형 이중차분 분석을 실시하고 있다. 이들은 널리 알려져 있는 인덱스 모형(index model)을 사용하면서 인덱스의 선형성을 가정할 것을 제안한다. 그러나 매우 단순한 비선형

8) 최근에 이루어진 DeLeire(2000)의 연구가 이에 대한 유일한 예외임.

모형이라할지라도 DD 분석은 그 장점인 단순함의 많은 부분을 상실하게 된다. 본고는 DeLeire(2004)의 제안을 따라 LPM 방정식을 사용하여 DD를 계산하는 방법을 사용하기로 하고 Blundell et al(2004)가 실증분석을 위해 설정하였던 모형과 유사한 (22)와 같은 실증모형을 세우기로 한다.

2. 비교집단 선정과 자료(data)

앞에서 살펴본 이론적인 이론 모형에서 예측하는 바와 위와 같은 실증분석을 통해 검증하기 위해서는 무엇보다도 먼저 2007년 7월 1일부터 시행된 비정규직법의 적용을 받는 집단과 그렇지 않는 집단을 구분하여야 한다. 즉 이중차분법을 적용하기 위해서는 실험집단 혹은 처리집단(treatment group)과 비교집단 또는 통제집단(control group)이 있어야 하며 이러한 집단의 구분은 법 시행에 의해 영향을 받지 않는 외생성을 갖추어야 한다. 자연적인 실험에서 이러한 조건을 갖춘 집단을 찾는 것은 매우 중요하다.

비정규직법, 즉 「기간제 및 단시간근로자 보호 등에 관한 법률」 및 관련 법률과 부칙 및 시행령 등을 자세히 살펴보면, 55세 이상의 고령자는 이 법률의 적용대상에서 제외되어 있음을 알 수 있다. 즉 기간제근로자의 사용을 규정하고 있는 비정규직법 제4조는 “「고령자고용촉진법」 제2조 제1호의 규정에 의한 고령자와 근로계약을 체결하는 경우”에 대해 2년을 초과하여 기간제근로자를 사용할 수 있음을 명시하고 있다. 고령자 연령차별금지 및 고령자고용촉진에 관한 법률(고령자고용촉진법)은 고령자를 대통령령으로 정하도록 규정하고 있고 그 시행령은 고령자를 55세이상인 자로 정하고 있다. 따라서 55세 이상인 고령자는 비정규직법에서 기간제 근로자 사용제한 규정의 적용을 받지 않는다.

다만 이중차분법을 적용함에 있어 실험집단과 통제집단이 공통의 시간추세를 가져야 한다는 조건이 만족되지 못하는 경우가 있는데, 본고의 실증분석도 그러한 위험에 일부 노출되어 있다. 55세 이상의 고령자는 그렇지 않은 연령자들에 비해 경기에 반응하는 정도에서 차이를 보일 수 있다. 그러나 일반적으로 55세 이상 고령자들은 55세 미만 근로자들에 비해 경기에 보다 민감한 모습을 보일 것이다. 이를 바야들인다면 55세를 기준으로 하는 연령구분은 오히려 법 시행 효과를 과소 추정하는 원인이 된다. 이는 본고에서 이중차분 분석의 결과 법 시행 효과가 존재하는 것으로 나타난다면, 실제 효과는 그러한 정보보다 더 클 것임을 의미한다.

실증분석 방법과 비교집단의 선정이 이루어졌으므로 분석에 사용할 자료에 대해 살펴보아야 한다. 본고는 먼저 KLIPS를 사용하여 분석을 진행하여 보았다. 법 시행 이후의 시기에 해당하는 2007년 7월 1일 이후 조사된 표본이 많지 않고 또 법 시행 이후라고 하더라도 시작한 지 오래되지 않아 아직 법의 효과를 파악하기에 충분하지 않았다. 이러한 이유로 본 연구는 KLIPS를 사용하여 분석한 결과를 제시하기 보다는 주로 경제활동인구조사를 사용하여 분석하기로 한다.

3. 실증분석 결과

아래의 표는 앞에서 언급한 실증분석 방법을 사용하여 LPM을 시행한 결과이다. 분석은 대상 연령을 두 가지로 구분하여 이루어졌다. 55세 이상은 고령이므로 이를 예컨대 20대 청년 집단과 비교하는 데에는 여러 모로 무리가 따른다. 따라서 연령을 비롯한 여러 인적 특성과 일자리 특성들이 실증분석에서 통제되고 있으나, 아예 비슷한 연령의 기간제 근로자로 연령을 한정하여 분석하는 것도 의미를 가진다. 이러한 생각을 반영하여 본고는 연령을 50세 이상으로 제한하여 50-54세를 실험집단으로 삼아 분석해 보았다. 표에서 보듯이 이 경우 추정치들의 부호는 기간제와 반복갱신의 경우 양의 값을 가지며 통계적으로 크게 유의한 것으로 나타난다. 이는 이론에서 예측하는 바와 일치하는 결과이다. 이러한 결과는 연령을 50세 이상으로 제한하지 않을 경우에도 유사하게 나타난다. 표에서 보듯이 기간제와 반복갱신에서 추정치는 모두 통계적으로 매우 유의한 정의 값을 보여준다.

〈표 3〉 실증분석 결과

		기간제	반복갱신	계속근무불가
분석 대상	50세이상	0.017 (0.000)	0.231 (0.000)	-0.077 (0.000)
	전체연령	0.060 (0.000)	0.088 (0.000)	-0.111 (0.000)

단, () 안은 p-값.

다만 계속근무불가 근로자의 경우 두 가지 분석 모두에서 통계적으로 유의미한 음의 부호를 보여주는데, 이는 기업들이 비정규직법 시행에 따라 계속근무불가 근로자들의 고용을 오히려 증가시키고 있음을 보여주는 결과이다. 이론에서 말하고 있듯이 기업들은 법 적용 대상인 기간제와 반복갱신 근로자의 고용을 줄일 것이다.⁹⁾ 대신 기업은 이들이 수행하고 있던 업무 가운데 일부를 남아 있는 기간제나 반복갱신 및 정규 근로자에게 추가로 부담케 하고 나머지 일부 업무는 근속기간이 짧아 비정규직법을 쉽게 회피할 수 있는 계속근무불가 근로자를 활용하는 형태로 반응할 수 있다. 이 경우 위와 같은 결과가 초래될 수 있다.

IV. 결론

본 연구는 비정규직법 시행의 효과에 대해 분석하였다. 먼저 동법의 시행이 어떠한 경로를 거쳐 노동시장에 영향을 미치게 될 것인지를 세 가지로 구분하여 보았다. 해고 제한을 핵심

9) 기간제 근로자는 명백한 법 적용 대상자이며 반복갱신 근로자는 법 적용 가능성이 매우 큰 근로자들이다.

으로 하는 고용보호법제를 통한 노동시장 효과가 그 하나이며, 기간제 근로자의 정규직 전환에 따른 기업의 복지비용을 통한 노동비용 상승이 또 하나이다. 나머지 하나는 조세격차를 통해 노동시장에 영향을 미치는 효과로서 이 부분에서 그 동안 많은 이론적인 진전이 있었다.

고용보호법제는 해고비용의 상승을 통해 고용을 안정시키는 기능을 하는 반면, 일자리 창출을 억제하는 효과도 가지므로 이론적으로 고용에 미치는 순효과가 불분명하다. 경험적인 연구들도 대립하고 있으나 고용보호법제는 대체로 고용에 부정적인 것으로 보인다. 기업의 복지비용 상승은 노동비용의 상승을 초래하므로 고용에 부정적인 영향을 미치게 된다. 조세격차의 증가 역시 고용에 부정적인 효과를 미치는 것으로 이론은 예측하고 있다. 본고는 조세격차에 대한 최근의 이론적인 진전을 소개함으로써 비정규직법 시행의 노동시장 효과를 어떠한 틀 속에서 바라보아야 할 것인지에 대한 시각을 정립하기 위해 노력하였다.

이러한 이론적인 검토를 바탕으로 본 연구는 이론에서 예측하는 바와 동일한 결과가 초래되는 지 여부를 알아보기 위해 실증분석을 실시하였다. 법이나 정책의 효과를 평가하는 데에는 자연적인 실험에 대한 분석이나 준실험적인 평가가 매우 효과적인 방법이다. 본 연구는 비정규직법, 구체적으로 기간제 근로자 사용기간 제한이 55세 이상의 고령자에게는 예외규정으로 되어 있음에 착안하여 이들을 비교집단(통제집단)으로 사용하여 이중차분법을 사용한 분석을 실시하였다.

실증분석 결과, 본고는 기간제 근로자 보호 등에 관한 법률(기간제법)의 명백한 적용대상 이거나 적용 가능성이 높은 근로자 집단의 고용불안이 통계적으로 매우 유의하게 높아졌음을 확인할 수 있었다. 나아가 기간제 등을 포괄하는 한시근로의 범주에 속하지만 기간제법 적용 가능성이 낮은 근로자 집단의 고용은 통계적으로 매우 유의하게 감소한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 비정규직법의 시행이 법 적용 대상 가능성이 높은 근로자의 고용에 부정적인 영향을 미치는 대신, 법 적용 가능성이 매우 낮은 근로자 집단의 고용에 긍정적인 효과를 미치고 있음을 말한다. 그러나 법 적용 가능성이 매우 낮은 근로자 집단은 근로조건이 매우 열악하여 비정규직법이 의도와 달리 비정규 근로자들의 근로조건을 악화시키는 효과를 가지게 됨도 알 수 있다.

결국 비정규직법은 비정규 근로자의 고용불안과 근로조건 악화라는 부작용을 초래하는 것으로 요약할 수 있다. 법 시행에 따라 정규근로로 전환된 기간제 근로자들의 고용안정성은 매우 높아졌을 것이나 정규직 전환 근로자 규모는 4만명 남짓한 수준에 불과하다.(남재량·박기성 2008) 아울러 남아있는 기간제 근로자의 고용불안은, 이론에서 예측하는 바와 같이, 과거보다 더욱 높아질 것이다. 따라서 현재 시행되고 있는 비정규직법의 부작용을 최소화하기 위한 노력이 필요하다. 기간제 사용기간 제한을 완화하거나 폐지하는 대신 비정규직에 대한 차별시정을 강화하고 비정규직에 대한 사회보험 수급요건을 완화하는 동시에 이에 대한 지원을 통한 사회안정망 강화가 중요할 수 있다. 비정규 근로자의 생산성 향상을 위한 능력개발 지원도 중요할 것이다. 그러나 학계에서 널리 받아들여지고 있는 바와 같이 비정규직 문

제의 핵심은 정규직 노동시장의 경직성에 있기 때문에, 정규직에 대한 과보호를 완화함으로써 비정규직을 양산하는 원인을 원천적으로 제거하는 것이 중요하다.

참고문헌

- 김동배·김정환·남재량·배규식·이동명, “새로운 행정수요에 대응한 노동위원회 적정인력 분석,” 노동부, 2006.
- 남재량, “차별시정 대상 근로자 규모 추정에 관한 연구,” 2009 경제학공동학술대회 발표예정 논문, 2009. 2.
- 남재량·박기성(2008), “비정규직법 시행 효과 연구,” 미발표원고, 2008.
- 유경준, “비정규직법의 고용효과 분석_최근 고용부진과 관련하여,” 한국노사관계학회 2008년 추계 정책토론회, 2008. 10.
- 이규용·박성재, “외국인력 고용구조와 영향,” 노동리뷰 2008년 9월호, 통권 제45호, 한국노동연구원, 2008.
- 이병희·정성미, “2008년 3월 비정규직 규모와 구성변화: 2008년 3월 경제활동인구 부가조사를 이용하여,” 노동리뷰 2008년 9월호, 통권 제45호, 한국노동연구원, 2008.
- 이인재, “비정규직법의 시행효과 분석에 관한 대체적 접근방식,” 미발표원고, 2008.
- 정성미(2008), “비정규직 근로조건 변화 - 2008년 8월 경제활동인구조사 부가조사를 이용하여 -,” 노동리뷰 통권 제48호.
- Ai, C. and Norton E.(2003), Interaction terms in logit and probit models, *Economics Letters* 80, 123-129.
- DeLeire, T.(2000), The wage and employment effects of the Americans with Disabilities Act, *Journal of Human Resources* 35(4): 693-715.
- DeLeire, T.(2004), A Note on Calculating Difference in Differences Using Probit Models versus Linear Probability Models.
- Blundell and Dias(2008), Alternative Approaches to Evaluation in Empirical Microeconomics, DP 2008-05.
- Blundell, Richard, Monica Costa Dias, Costas Meghir, and John Van Reenen(2004), Evaluating the Employment Impact of a Mandatory Job Search Assistance Program, *Journal of European Economic Association*, 2(4): 596-606.
- Cahuc and Zylbergberg(2004), *Labor Economics*.
- Ehrenberg and Smith(2002), *Modern Labor Economics*, MIT.
- Daveri, F. and Tabellini, G.(2000), Unemployment, growth, and taxation in industrial countries, *Economic Policy*, April, pp.49-104.
- Layard, R. and Nickell, S.(1999), Labor market institutions and economic performances, in Ashenfelter, O., and Card, D. (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3C, chap. 46, Amsterdam: Elsevier Science/North-Holland.
- Nickell(1997), Unemployment and labor market rigidities: Europe versus North America, *Journal of Economic Perspectives*, 3, pp.55-74.