

勞 動 經 濟 論 集
 第 23 卷(1), 2000. 6. pp. 47 ~ 63
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

雇傭維持支援金制度의 效果 評價*

김 동 현**

◀ 抄 錄 ▶

고용유지지원금제도 활용실태 조사(1999년 5월)를 분석한 결과 활용기업의 주관적인 응답을 기초로 고용유지지원금의 순고용효과는 평균적으로 20% 정도로 나타났다. 휴업 지원을 받은 기업들만을 대상으로 지원율이 고용변화에 미치는 영향을 회귀분석한 결과 도 이와 유사한 고용효과를 보여준다. 활용기업이 주관적으로 응답한 내용과 회귀분석 추정결과를 종합할 때 고용유지지원금의 고용효과는 약 20% 정도라고 추정된다.

I. 序 論

최근 정부의 실업대책, 특히 적극적 노동시장정책의 효과에 대한 관심이 고조되고 있고, 적극적 노동시장정책으로서의 고용유지지원금제도에 대한 평가 연구가 진행되고 있다(김동현 외, 1999; 김태성 외, 1999; 황덕순, 1999).

한국의 대표적인 고용보조금제도인 고용유지지원제도는 잉여인력이 발생하였는데도 사업주가 근로자를 감원시키지 않고 고용유지를 위한 적절한 조치를 취했을 경우 사업주에게 고용유지지원금을 지급해 주는 제도이다(이주환, 2000). 기업의 실업예방 노력을 지원하는 고용유지지원제도는 휴업, 인력재배치, 근로시간 단축, 훈련, 근로자 사외과건, 휴직 등으로 구성된다.

* 본 연구를 수행하는 데 많은 도움을 준 한국노동연구원 박의경 연구원에게 감사드린다. 그리고 본 논문의 내용에 대하여 유익한 논평을 해주신 최경수 교수님, 배진한 교수님, 조우현 교수님 그리고 익명의 논평자에게 감사드린다.

** 한국노동연구원 부연구위원

정부는 고용보험의 고용유지지원제도를 실업예방을 위한 유력한 정책수단으로 인식하고, 적극적인 홍보와 함께 지원 수준을 대폭 높이고 지원요건도 완화하였다. 이러한 정책의 결과로 1998년도에 모두 65만명, 1999년도에는 37만명이 고용유지지원제도의 혜택을 받았으며, 고용유지지원제도는 경기변동에 따른 기업구조조정의 연착륙을 도와주는 제도로 인식되고 있다.

본 연구에서는 한국노동연구원 실업대책모니터링센터가 실시한 고용유지지원금제도 활용실태 조사결과를 바탕으로 고용유지지원금의 고용유지 효과를 추정하는 데에 목적을 두고 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 OECD 국가들의 고용보조금제도에 대한 경험과 고용효과, 그리고 그 시사점을 살펴본다. 그리고 제Ⅲ장에서는 고용유지지원금제도 활용실태 조사에서 활용기업이 주관적으로 평가한 내용과 실증분석을 병행하여 고용유지지원금의 고용유지 효과를 추정한다. 마지막으로 제Ⅳ장에서는 연구결과를 요약하고 정책적 시사점을 살펴본다.

Ⅱ. 雇傭補助金制度：OECD 國家들의 經驗과 示唆點

1. OECD 국가들의 경험

OECD 국가들은 1970년대부터 다양한 고용보조금 프로그램들을 시행하였고, 그 효과도 프로그램에 따라 상이하다(김동현, 1999). 1996년의 경우 OECD 국가들은 평균적으로 적극적 노동시장정책 지출액의 11% 정도를 고용보조금 프로그램에 지출하였다(Martin, 1998). 국가별로 차이가 심해 일본의 경우 고용보조금이 적극적 노동시장정책에 차지하는 비중이 48%로 매우 높지만, 영국(1%) 혹은 미국(2%)의 경우에는 미미한 수준이다.

프로그램마다 차이는 있지만 고용보조금의 수준은 지급임금의 30~70% 수준이다. 지원 기간은 일반적으로 6개월 이상이며, 지원 기간이 길어짐에 따라 보조액 혹은 보조율이 감소하는 방식을 택하고 있다.

국가별로 고용보조금 프로그램의 대상은 다양하지만 가장 보편적인 대상집단(targeted group)은 장기실업자이다. 전반적으로 순고용효과(net employment effect)는 낮게 나타났지만, 일부 국가들의 경우 장기실업자 및 육아 문제로 인한 노동시장 재진입 여성 근로자의 고용촉진 수단으로 상당히 효과적이었다.

보조금 지원수준의 증가는 소규모 기업에게 더욱 영향을 미치지만, 일반적으로 소규

모기업의 경우 채용장려금제도에 대한 인지도가 낮게 나타난다. 호주의 장애인 채용장려금에 관한 최근의 연구를 보면, 50인 이상을 고용하는 기업의 고용의 임금비용탄력성은 -0.19 이고 50인 미만을 고용하는 기업의 고용의 임금비용탄력성은 -0.32 이다(OECD, 1993 : 64). 이 연구 결과를 통해 보조금 지원수준의 증가는 소규모 기업에게 더욱 영향을 미침을 알 수 있다. 그러나 일반적으로 소규모 기업의 경우 채용장려금제도에 대한 인지도가 낮기 때문에 활용도를 제고하기 위해서는 소규모 기업을 대상으로 한 홍보강화가 필요하다.

고용보조금 프로그램의 활성화를 위해서는 지역 행정담당자의 적극적인 노력과 함께 기업의 참가비용을 최대한 낮추는 것이 중요하다. 일반적으로 고용보조금 프로그램에 대한 참여도는 낮은 편이다. 예를 들어, 미국의 대표적인 채용장려금제도인 Targeted Jobs Tax Credit의 경우 1979년도에 사용자들의 참가율은 겨우 2.25%로 매우 낮은 편이었다. 이렇게 참가율이 저조한 이유 중의 하나는 보조금 프로그램의 존재와 요건에 대한 인지도가 낮다는 점이다. 따라서 프로그램 담당자가 사용자와의 직접적인 접촉을 통하여 이러한 인지부족을 극복하고자 노력한다면 인지부족의 문제점뿐만 아니라 참가율에도 큰 영향을 미칠 수 있다(Bishop and Montgomery, 1986).

2. 고용보조금의 효과

일반적으로 특정한 근로자들, 예를 들어 저임금근로자들과 장기실업자들을 대상으로 한 고용보조금 정책은 이들에 대한 노동 수요를 증가시켜 실업률을 줄이고 실수입을 높이기 위한 것이다(김동현·김미란·이주환, 1999). 고용보조금에 대한 평가 문헌에 의하면, 고용보조금의 고용효과를 제한하는 요인은 다음과 같이 세 가지가 있다.

- 사중손실(deadweight loss)
- 전치효과(displacement effect)
- 대체효과(substitution effect)

사중손실이란 보조금의 지급 여부와 상관없이 어쨌든 고용이 창출 혹은 유지되는 경우에 발생한다. 이 경우 사업주는 무상으로 보조금의 혜택(windfall)을 누리게 되며 사회적 손실이 발생한다. 전치효과는 보조금을 받은 회사가 가격경쟁력을 바탕으로 보조금을 받지 않은 회사와 상품시장에서 경쟁하여 그 회사의 고용 수준을 감소시키는 효과이다. 한편 대체효과는 보조금을 받은 근로자가 보조금을 받지 않은 근로자를 대체하여 고용의 순효과가 발생하지 않는 경우를 의미한다. 채용장려금의 예를 들면, 어떤 사업주가 자발적인 이직자를 채용할 예정이었지만 채용장려금을 받기 위해 그 대신에 고용조정으

로 이직된 자를 채용한다면 실제로 고용이 순창출된 것이 아니고 단순히 고용기회가 자발적 이직자에서 고용조정으로 이직된 자로 재분배된 것이다.¹⁾ 물론 대체효과를 고려할 것인지의 여부는 보조금 프로그램의 목적에 달려 있다. 만일 목표가 고용수준의 증가에 있다면 대체효과를 고려해야 하지만, 고용조정으로 이직된 자와 같은 특정집단의 고용기회를 증가시키기 위한 프로그램이라면 대체효과는 불가피하게 발생한다고 본다. 따라서 이론적으로는 고용보조금의 순고용효과는 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$\text{순효과} = \text{총효과} - \text{사중손실} - \text{대체효과} - \text{전치효과}$$

유럽에서는 미국에 비해 각종 고용보조금 프로그램이 많이 시도되었다. 유럽에서 실시되었던 고용보조금 프로그램의 효과를 연구한 내용을 살펴보면 사중손실, 대체효과 등으로 인하여 순고용효과는 제한적임을 파악할 수 있다. OECD의 1982년 보고에 의하면 1970년대에 실시되었던 고용보조금 프로그램의 순고용효과는 프로그램에 의해 증가한 총고용 수준의 20~50% 수준이다(OECD, 1982). OECD의 1998년 보고서에 의하면 호주, 벨기에, 아일랜드, 그리고 네덜란드에서 시행되었던 고용보조금 프로그램의 순고용효과는 겨우 10% 정도라고 추정한다(Martin, 1998).

보조금의 대상집단이 광범위한 경우 지원수준의 증가는 활용도를 제고하겠지만 그와 함께 사중손실의 크기도 증가하여 순고용효과는 감소한다. 순고용효과의 크기는 대상집단을 명확하게 한정하거나 제도의 남용을 방지하기 위한 장치를 강화함으로써 증가되겠지만, 반면에 보조금의 대상집단을 좁게 한정할 경우 기업의 활용도(참여도)가 낮아진다는 점을 고려해야 한다.

결론적으로, 고용보조금 프로그램의 순고용효과가 제한적이라는 OECD 국가들의 경험을 고려한다면 적극적 노동시장정책 프로그램의 성공은 활용도(참여도)뿐만 아니라 그 프로그램의 실효성에 의해 평가되어야 함을 알 수 있다.

Ⅲ. 雇傭維持支援金の 雇傭效果

제Ⅱ장에서 언급하였듯이 이론적으로 고용보조금의 순고용효과는 다음과 같이 계산할 수 있다 : 순효과 = 총효과 - 사중손실 - 대체효과 - 전치효과. 고용유지지원금의 경우

1) 사업주가 채용장려금을 지급받기 위해 기존인력을 감원할 경우에도 대체효과가 발생한다. 따라서 채용장려금 프로그램을 설계할 경우 이러한 사업주의 도덕적 해이를 방지하기 위한 제도적인 장치가 필요하다.

정의상 대체효과가 발생하지 않기 때문에 사중손실과 전치효과의 정도를 추정할 수 있다면 순고용유지효과를 알 수 있다. 그러나 실제적으로 사중손실과 전치효과의 크기를 추정하기 힘들기 때문에 고용유지지원금의 순효과를 정확히 파악하기는 어려운 측면이 있다.

따라서 본 연구에서 사용한 고용유지지원금제도 활용실태 조사는 고용유지지원금 활용업체들에게 직접적으로 순고용유지효과의 정도를 개략적으로 파악할 수 있는 질문을 담고 있다.²⁾ 즉 만일 고용유지지원금을 활용하지 못했더라면 고용유지지원금 수혜인원 중 대략 어느 정도가 감원되었을 것으로 추정하는지를 물어봄으로써, 활용기업이 주관적으로 평가한 순고용효과를 살펴본 결과 평균 22.5%로 나타났다.³⁾ 이 결과는 앞에서 살펴본 OECD 국가들의 경험과 유사한 것으로 판단된다.

산업별로 살펴보면 비제조업의 경우 지원대상인원의 29% 정도가 감원되었을 것으로 추정된 반면, 제조업의 경우 지원대상인원의 21%만이 감원대상으로 추정되었다. 따라서 비제조업의 경우 고용유지지원금이 상대적으로 높은 고용유지효과를 갖는 것으로 보인다. 사업체 규모별로 고용유지지원금의 고용유지효과를 분석한 결과 10인 미만 업체의 경우 고용유지지원금제도를 활용하지 못했다면 지원대상인원의 3분의 1 가량이 감원대상이었을 것으로 추정된 반면, 100인 이상 업체의 경우 그 비율은 17~19% 수준에 머물러 소규모 기업체일수록 고용유지지원금제도의 고용유지효과가 높은 것으로 보인다. 한편 비노조기업(24%)과 같이 해고 위험이 높다고 생각되는 기업일수록 노조가 있는 기업(18%)에 비해 고용유지지원금 활용시 고용유지효과가 상대적으로 높은 것으로 나타났다.

1998년 7월 1일부터 고용유지지원금제도가 대폭적으로 변화했으며, 그 내용은 지원요건의 완화와 지원수준의 상향조정이었다. 이러한 변화는 한편으로는 사중손실을 증대시켜 고용유지효과를 감소시킬 수도 있지만 다른 한편으로는 제도개선 및 홍보강화 노력에 힘입어 고용유지지원이 필요한 업체들의 활용이 증가함으로써 고용유지효과가 증대되는 결과도 가져왔을 것으로 추정된다. 지원금 신청 후 지금까지는 어느 정도 시차가

2) 고용유지지원금제도 활용실태 조사는 1998년 1월 1일부터 1999년 3월 20일까지 고용유지지원금을 받은 총 2,416개 사업체(인력재배치 및 근로자 사외파견 제외)를 각 지원금 종류별로 분류한 후 휴업지원금, 훈련지원금, 유급휴직지원금, 무급휴직지원금 수급업체에 대해서는 25%를 무작위 표본추출하고 근로시간단축지원금 수급업체(26개)는 전체를 대상으로 조사하였다. 조사방법으로는 총 604개의 조사 사업체를 선정, 조사원이 직접 사업체를 방문하여 해당업무 담당자를 만나 구조화된 조사표로 면접조사를 실시하였다. 표본으로 선정된 604개의 사업체를 대상으로 조사를 하여 540개의 조사표가 회수(회수율 89.4%)되었고, 회수된 조사표 중 응답이 부실한 9개 사례를 제외하고 531개 사례를 분석하였다. 고용유지지원금제도 활용실태 조사의 자세한 분석결과는 김동현 외(1999)를 참조하기 바란다.

3) 이 결과를 해석할 경우 한 가지 유의할 점은 총응답업체(494개)의 22.1%인 109개 업체가 추정감원비율이 0%라고 응답하였다는 점이다. 추정감원비율이 0%라고 응답한 업체들과 그렇지 않다고 응답한 업체들을 비교하였을 때 특성상 별다른 차이를 발견할 수 없었다.

있다는 점을 감안하여 1998년 9월 이후 최초로 지원금을 지급받은 기업들과 1998년 8월 이전에 지원금을 지급받은 기업들을 서로 비교하였다. 이 결과에 의하면 1998년 8월 이전(19%)보다 1998년 9월 이후(24%)의 추정감원비율이 증가하여 전자보다는 후자의 영향이 보다 크게 작용한 것으로 판단된다.

이제까지 활용기업이 주관적으로 응답한 내용을 기초로 고용유지지원금의 고용효과의 정도를 추정하였다. 한편 고용유지지원금제도 활용실태 조사에서는 기업의 고용수준과 고용변화에 영향을 미칠 것으로 판단되는 변수들에 관한 정보를 얻을 수 있다. 여기서는 이 변수들을 이용하여 어떤 변수가 고용유지지원금제도 활용 전후의 고용변화에 영향을 미치는가를 살펴보고자 한다. 활용기업들만을 대상으로 고용효과를 추정하였다는 점에서 본 연구는 Bishop and Montgomery(1993)와 황덕순(1999)의 연구가 추정한 방식과 유사하다. 즉 분석의 초점은 활용기업의 고용변화율에 지원제도와 관련된 변수가 어떤 영향을 미치는가를 규명하는 것이다.

1. 고용변화에 영향을 미치는 요인

고용변화에 영향을 미치는 요인을 첫째, 기업 일반적 특성, 기업환경, 근로자 특성, 그리고 지원제도와 관련된 변수 등 크게 네 가지로 구분하였다. 우선 기업의 일반적 특성으로 업종, 기업규모, 내수비율 등을 들 수 있다.

둘째, 기업의 환경적 특성이다. 즉 기업 내 노조의 유무, 최근 몇 년간 인력감축에 대한 경험, 기본적으로 기업경영층에서 추구하는 고용전략 등 기업의 내부적 환경요인과 기업이 처해 있는 경제상황 변화를 보여주는 매출액과 가동률의 변화 등과 같은 기업 외부적 환경요인이다.

셋째, 근로자 특성과 관련된 변수로는 근로자들이 해당기업 내에서 얼마나 오래 근무했는가를 보여주는 평균 근속연수를 들 수 있다. 사업체의 남녀비율은 기업의 고용변화에 영향을 미친다고 판단되는 유력한 변수이기는 하지만, 아쉽게도 활용실태 조사에서는 남녀비율에 대한 정보를 얻을 수가 없다. 근로자의 평균임금도 근로자 특성과 관련된 변수이다. 활용실태 조사에서 조사시점(1999년 5월)의 월평균 임금은 파악할 수 있지만 활용시점의 월평균 임금에 대한 정보는 얻을 수가 없다. 조사시점의 월평균 임금은 고용변화에 의해 오히려 영향받을 수도 있다는 점을 고려하여 본 연구에서는 고용변화율에 영향을 미치는 배경변수에서 제외하였다.

넷째, 고용유지지원제도의 활용과 관련된 변수이다. 활용실태 조사에서는 우선 휴업, 근로시간 단축 등과 같이 어떤 제도를 활용하였는가를 알 수 있다. 다음으로 각 활용제

도별로 지원일수, 지원인원, 지원금액에 대한 정보가 있다. 이 정보로부터 우리는 지원금 활용 1개월 전 상시근로자수 대비 지원인원, 즉 지원율을 구할 수 있다. 우리가 설정하는 모형에서 주목하는 것은 이 지원율 변수와 고용변화율과의 관계이다. 한편 지원인원 1인당 지원일수와 지원인원 1인당 지원금액도 제도활용과 관련된 변수이다. 이 두 변수들은 지원율에 비해 중요하지 않다고 판단된다. 시험적인 회귀분석에서 이 두 변수들을 함께 고려하였지만 고용변화율에 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타나, 본 연구에서는 활용제도와 지원율만을 고려하기로 한다.

고용변화율에 대한 정의 및 고용변화율에 영향을 미치는 요인들을 정리하면 <표 1>과 같다.

2. 분석방법

앞서 보았던 고용변화에 대한 모형은 분석대상과 종속변수인 고용변화율에 따라 크게 네 가지 모형으로 구분하여 분석하였다.

<표 1> 전체 변수에 대한 설명

변수명	내 용
고용변화율(1)	지원금 활용 1개월 전과 3개월 후 간의 상시근로자수 변화율
고용변화율(2)	지원금 활용 1개월 전과 조사시점 간의 상시근로자수 변화율
산업	업종 더미(제조업 = 1, 비제조업 = 0)
내수비율	해당 기업제품의 국내 판매비율
매출액 변화율	1997년과 1998년 간의 매출액 변화율
가동률 변화율	지원금 활용 1개월 전과 3개월 후 간의 가동률 변화율
기업규모	지원금 활용 1개월 전 상시근로자수에 로그를 취한 값
노조	노동조합 유무 더미(노조 = 1, 비노조 = 0)
인력감축 경험	지난 3년간 인력감축 경험 유무 더미(있음 = 1, 없음 = 0)
지원율	지원금 활용 1개월 전 상시근로자수 대비 지원인원수
고용전략	지원금제도가 없었을 경우의 조치계획 더미 (감원 = 1, 감원의 기타방법 = 0)
근속연수	근속기간 더미

첫째, 분석대상의 구분이다. 즉 조사대상을 전체 활용기업과 조사대상기업 중 휴업지원만을 활용한 기업으로 구분하여 두 가지로 나누어 분석하였다. 왜냐하면 조사대상기업 중 80%가 휴업지원제도를 활용한 것으로 나타났기 때문에 순수한 휴업지원제도의 고용유지효과를 파악할 필요가 있다고 보았기 때문이다.

둘째, 고용변화율을 측정할 기간에 따른 구분이다. 활용실태 조사에서는 고용유지조치 실시 시작 1개월 전의 근로자수, 고용유지조치 실시 종료 3개월 후의 근로자수, 그리고 조사시점의 근로자수에 대한 정보를 얻을 수 있다. 고용변화율(1)은 지원제도 활용 1개월 전 상시근로자수와 활용 후 3개월이 지난 시점에서의 상시근로자수간의 고용변화이다. 한편 고용변화율(2)은 지원제도 활용 1개월 전 상시근로자수와 본 연구의 조사시점인 1999년 5월 현재 상시근로자수간의 고용변화이다. 따라서 고용변화율(1)은 고용변화율(2)에 비해 보다 단기적인 기간 동안의 고용변화를 나타낸다. 이러한 구분은 기간에 따른 고용유지지원제도의 고용효과를 비교하는 데 의미가 있다고 본다.

이러한 절차를 거쳐 고용변화에 영향을 주는 요인들 전체를 대상으로 회귀분석을 실시한 후 중요하지 않다고 판단되는 요인들을 제외하였다. 여기서 추정된 네 가지 모형을 정리하면 다음과 같다.

- 모형 1 : 조사대상 기업 전체, 종속변수는 고용변화율(1)
- 모형 2 : 조사대상 기업 전체, 종속변수는 고용변화율(2)
- 모형 3 : 휴업지원만을 활용한 기업, 종속변수는 고용변화율(1)
- 모형 4 : 휴업지원만을 활용한 기업, 종속변수는 고용변화율(2)

한편 각각의 모형에 대한 분석시 지원율이 100% 이하인 것만을 대상으로 분석하였는데 이는 분석의 정확성을 기하기 위함이다. 즉 조사대상 기업 중 지원율이 100%가 넘는 기업이 존재한다는 것은 2회 이상 지원금을 받았기 때문이다. 이러한 경우 본 연구에서 의도한 중복되는 인원을 제외한 지원인원과는 상당히 차이가 나타나기 때문에 분석결과에 대한 신뢰성을 제고하기 위하여 이를 제외하고 분석하였다.

3. 분석 결과

분석에서 사용한 변수들의 기초통계량은 다음 <표 2>에 나타나 있다. 우선 지원 전후의 고용변화율(1)을 보면 평균적으로 5.7% 감소하여 그 기간 동안 고용이 감소한 기업이 상당수 있음을 보여준다. 반면에 지원 전과 조사시점(1999년 5월)간의 고용변화율(2)은 평균적으로 1.2% 정도가 증가한 것으로 나타났으며, 매출액과 가동률도 증가한 것

〈표 2〉 변수들의 기초통계량

변수명	표본수	최소값	최대값	평균	표준편차
고용변화율(1)	329	-0.77	1.25	-0.057	0.2045
고용변화율(2)	330	-0.77	2.14	0.012	0.3114
내수비율	325	0	100	83.34	28.05
매출액 변화율	286	-1.00	24.00	0.3900	2.0136
가동률 변화율	288	-1.00	17.00	0.2567	1.1742
기업규모	330	1.10	7.87	3.7999	1.4924
지원율	330	0.01	1.00	0.6371	0.3034

〈표 3〉 모형 1에 대한 회귀분석 결과

변수	모형 1-1		모형 1-2	
상수항	0.0113	(0.090)	0.0192	(0.070)
산업	-0.0152	(0.037)	-0.0134	(0.036)
내수비율	0.0001	(0.000)	-0.0001	(0.000)
매출액 변화율	0.0040	(0.006)	0.0046	(0.006)
가동률 변화율	0.0228**	(0.010)	0.0220**	(0.010)
기업규모	-0.0159	(0.012)	-0.0153	(0.011)
노조	0.0412	(0.038)	0.0460	(0.035)
인력감축 경험	-0.1340***	(0.024)	-0.1370***	(0.023)
지원율	0.0869**	(0.041)	0.0892**	(0.041)
고용전략	-0.0382	(0.025)		
근속연수(1~3년 미만)	0.0186	(0.068)		
근속연수(3~5년 미만)	0.0278	(0.069)		
근속연수(5~7년 미만)	0.0018	(0.073)		
근속연수(7~10년 미만)	0.0080	(0.079)		
근속연수(10년 이상)	0.0758	(0.092)		

모형 1-1 : $R^2 = .195$, $F = 4.320$, $p = .000$, $N = 263$

모형 1-2 : $R^2 = .181$, $F = 7.022$, $p = .000$, $N = 263$

종속변수 : 고용변화율(1)

주 : 1) ()안은 표준오차

2) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

으로 나타났다. 한편 조사대상 대부분의 기업이 수출보다는 내수에 의존하고 있는 것으로 나타났다.

이제 고용변화와 다른 변수들간의 회귀분석 결과를 살펴보자. <표 3>에서 모형 1-1은 앞에서 살펴본 모든 변수들을 고려한 것이고, 모형 1-2는 큰 영향을 미치지 않는다고 판단되는 고용전략과 근속연수 변수를 제외한 것이다. 두 모형의 추정 결과에서 일관되게 유의미한 변수들은 지원율, 가동률 변화율, 그리고 인력감축 경험이다. 반면에 기존연구(예를 들면 Perloff and Wachter, 1979)와는 달리 매출액 변화율은 고용변화에 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 특히 주목되는 결과는 인력감축 경험이 고용유지지원제도 활용 전후의 고용변화에 부정적인 영향을 미친다는 점이다. 인력감축 경험은 기업의 고용전략을 압축적으로 보여주는 변수이다(황덕순, 1999). 산업과 기업규모 등의 변수가 통제된 상태에서도 이 변수가 유의미한 값을 가진다는 것은 기업의 고용전략이 제도활용 시기에도 여전히 고용변화에 영향을 미치고 있음을 시사한다. 한편 지원 전과 조사시점간의 고용변화를 분석대상으로 한 모형 2-1과 모형 2-2에서는 지원

<표 4> 모형 2에 대한 회귀분석 결과

변 수	모형 2-1		모형 2-2	
상수항	0.1740	(0.152)	0.2420**	(0.117)
산업	-0.0072	(0.062)	-0.0106	(0.061)
내수비율	-0.0002	(0.001)	-0.0202	(0.001)
매출액 변화율	-0.0091	(0.010)	-0.0081	(0.009)
가동률 변화율	0.0485***	(0.016)	0.0502***	(0.016)
기업규모	-0.0453**	(0.020)	-0.0440**	(0.019)
노조	0.0220	(0.064)	0.0215	(0.059)
인력감축경험	-0.1310***	(0.040)	-0.1320***	(0.039)
지원율	0.0554	(0.069)	0.0526	(0.068)
고용전략	0.0009	(0.042)		
근속연수(1~3년 미만)	0.0608	(0.115)		
근속연수(3~5년 미만)	0.0923	(0.115)		
근속연수(5~7년 미만)	0.0430	(0.122)		
근속연수(7~10년 미만)	0.0747	(0.133)		
근속연수(10년 이상)	0.0800	(0.154)		
모형 2-1 : $R^2 = .131$, $F = 2.698$, $p = .001$, $N = 264$				
모형 2-2 : $R^2 = .127$, $F = 4.640$, $p = .000$, $N = 264$				
종속변수 : 고용변화율(2)				

주 : 1) ()안은 표준오차

2) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

율이 양의 계수값을 가지지만 더 이상 통계적으로 유의미하게 나타나지 않고, 기업규모 변수가 유의미하게 나타난다(표 4 참조).

휴업지원을 받은 기업들만을 대상으로 한 회귀분석도 이와 유사한 결과를 보여준다(표 5 및 표 6 참조). 즉 지원 전후간의 비교적 단기간의 고용변화율(1)이 종속변수인 모형 3에서는 지원율이 매우 유의미하지만, 지원 전과 조사시점(1999년 5월) 간의 고용 변화율(2)이 종속변수인 모형 4에서는 지원율이 더 이상 유의미하지 않게 나타난다. 특히 모형 3에서는 지원율의 계수값이 0.18 정도로 앞에서 활용기업이 주관적으로 응답한 내용을 기초로 추정된 순고용유지효과에 근접한 계수값을 보여준다.

이제까지의 추정 결과를 살펴보면 지원 전후간의 비교적 단기간에는 고용유지지원금 활용이 고용변화에 어느 정도 영향을 미치는 것으로 보인다. 그 크기는 활용기업이 주관적으로 응답한 내용과 회귀분석 추정 결과를 종합할 때 지원인원 10명당 최대 2명 정도라고 추정된다. 즉 지원인원 10명에서 8명은 사중손실이며 2명 정도가 순고용효과라고 해석할 수 있다. 그러나 모형 3과 모형 4의 추정 결과를 비교하면 이런 효과도 기간이 지남에 따라 사라질 수도 있다는 점을 시사한다.

〈표 5〉 모형 3에 대한 회귀분석 결과

변 수	모형 3-1	모형 3-2
상수항	-0.0707 (0.100)	-0.0502 (0.079)
산업	-0.0638 (0.047)	-0.0636 (0.046)
내수비율	0.0001 (0.000)	0.0001 (0.000)
매출액 변화율	0.0047 (0.006)	0.0049 (0.006)
가동률 변화율	0.0183* (0.009)	0.0179* (0.009)
기업규모	-0.0063 (0.013)	-0.0068 (0.012)
노조	0.0358 (0.043)	0.0259 (0.038)
인력감축 경험	-0.1300*** (0.026)	-0.1280*** (0.025)
지원율	0.1740*** (0.050)	0.1830*** (0.047)
고용전략	-0.0227 (0.029)	
근속연수(1~3년 미만)	0.0468 (0.073)	
근속연수(3~5년 미만)	0.0364 (0.073)	
근속연수(5~7년 미만)	0.0101 (0.077)	
근속연수(7~10년 미만)	0.0020 (0.085)	
근속연수(10년 이상)	0.0342 (0.107)	

모형 3-1 : $R^2 = .244$, $F = 4.021$, $p = .000$, $N = 188$
 모형 3-2 : $R^2 = .234$, $F = 6.870$, $p = .000$, $N = 188$
 종속변수 : 고용변화율(1)

주 : 1) ()안은 표준오차

2) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

〈표 6〉 모형 4에 대한 회귀분석 결과

변 수	모형 4-1	모형 4-2
상수항	0.1360 (0.190)	0.2340 (0.150)
산업	-0.0393 (0.089)	-0.0464 (0.087)
내수비율	0.0002 (0.001)	0.0003 (0.001)
매출액 변화율	-0.0088 (0.011)	-0.0095 (0.011)
가동률 변화율	0.0490*** (0.018)	0.0505*** (0.018)
기업규모	-0.0503** (0.025)	-0.0524** (0.024)
노조	0.0696 (0.081)	0.0349 (0.073)
인력감축 경험	-0.1170** (0.049)	-0.1130** (0.048)
지원율	0.1080 (0.094)	0.0898 (0.090)
고용전략	0.0185 (0.056)	
근속연수(1~3년 미만)	0.0848 (0.139)	
근속연수(3~5년 미만)	0.0872 (0.138)	
근속연수(5~7년 미만)	0.0552 (0.146)	
근속연수(7~10년 미만)	-0.0042 (0.161)	
근속연수(10년 이상)	-0.0389 (0.203)	
모형 4-1 : $R^2 = .137$, $F = 1.982$, $p = .022$, $N = 189$		
모형 4-2 : $R^2 = .127$, $F = 3.295$, $p = .002$, $N = 189$		
중속변수 : 고용변화율(2)		

주 : 1) ()안은 표준오차

2) * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

IV. 結論과 示唆點

기업의 실업예방 노력을 지원하는 고용유지지원금의 활용은 1998년 기간중 급격히 증가하여, 총 742.2억원이 지원되었고 65만 4천여명이 고용유지지원제도의 혜택을 받았다. 여기서 65만 4천명이라는 지원인원은 일종의 수혜 연인원 개념의 숫자이며, 고용유지지원금제도의 총(gross)효과를 나타내는 것이다.

적극적 노동시장정책에 대한 평가 연구에 의하면 고용보조금제도는 사중손실, 대체효과, 전치효과 등과 같이 효율성을 제한하는 효과를 유발한다(Fay, 1996 ; Martin, 1998). 따라서 고용유지지원금의 지원인원수를 순(net)고용효과로 간주할 수는 없다. 순고용효과를 파악하기 위해서는 우선 사중손실, 대체효과, 그리고 전치효과의 정도를 추정하여야 한다.

고용유지지원금은 채용장려금이나 고용촉진장려금과는 달리 대체효과가 발생하지 않는다. 다음으로 고용유지지원금의 전치효과도 크지 않을 것으로 예상된다(김태성 외,

1999 : 62~69). 전치효과란 고용유지지원금의 지원을 받은 기업의 경쟁력이 상승하여 지원을 받지 못한 다른 기업의 고용을 하락시켜 총고용의 변화를 가져오지 못하는 효과이다. 전치효과를 추정하기 위해서는 일반균형모형을 고려하여야 하며(Bishop and Montgomery, 1993 : 303), 실제로 엄밀하게 추정한다는 것은 어렵다고 본다. 그러나 고용유지지원금에서 휴업이 차지하는 비중이 압도적이라는 사실을 고려한다면 고용유지지원금의 전치효과는 미약하리라고 예상된다. 왜냐하면 휴업에 대한 지원이 경쟁업체의 경쟁력 저하와 고용감소를 발생시킨다고 보기는 힘들기 때문이다. 따라서 우리가 우려해야 할 것은 바로 고용유지지원금의 사중손실의 정도이다.

고용유지지원금제도 활용실태 조사는 고용유지지원금의 사중손실의 정도를 추정하기 위한 몇가지 질문을 담고 있다. 이 질문에 대한 활용기업의 주관적인 응답을 기초로 고용유지지원금제도의 사중손실은 약 80%인 것으로 추정된다. 따라서 순고용효과는 평균적으로 20% 정도로 나타났으며, 이 결과는 OECD 국가들의 경험과 거의 유사한 것이다(Kang et al., 1999). 산업별로는 제조업보다는 비제조업에서, 그리고 사업체 규모별로 보면 소규모 기업체일수록 고용유지지원금의 고용유지효과가 높은 것으로 나타났다.

휴업지원을 받은 기업들만을 대상으로 한 회귀분석도 이와 유사한 고용유지효과를 보여준다. 지원 전후간의 비교적 단기간의 경우 지원율은 고용변화율에 매우 유의미한 영향을 미치며 그 계수값은 0.18 정도이다. 이 결과는 지원인원 10명당 8명은 사중손실이고 2명 정도가 순수한 고용유지효과라고 해석할 수 있다. 그러나 또다른 회귀분석 결과는 이런 효과도 장기적으로는 사라질 수 있다는 점을 시사한다. 물론 어떤 기업의 고용수준이나 고용변화는 매우 복잡한 변수들에 의해 영향을 받는다는 점을 고려한다면, 고용유지지원금의 활용이 장기적으로 고용변화에 별다른 영향을 미치지 못할 것이라는 점을 짐작할 수 있다. 따라서 고용유지지원금과 같은 단기적 고용정책 프로그램은 장기적 고용효과의 성패에 의해 평가되기보다는 단기적 고용효과에 의해 평가되어야 한다고 본다.

한편 고용유지 조치기간 이후 수혜근로자의 고용 여부를 파악할 수 있는 적절한 자료가 없기 때문에, 고용유지지원금의 비용효과는 수혜근로자에 대한 추적조사 등 보다 적절한 조사방법과 자료에 기초한 분석이 필요하다. 다시 말하면 고용유지지원금을 포함한 고용안정사업의 고용효과 및 비용효과성을 파악하기 위해서는 활용기업뿐만 아니라 수혜근로자에 대한 노동시장 결과(labor market outcomes)에 관한 정보를 바탕으로 종합적으로 검토하여야 할 것이다.

또한 고용안정사업을 활용한 기업들과 활용하지 않은 기업들의 고용변화를 비교분석하는 연구, 지원수준의 증가와 지원요건의 완화와 같은 제도변화가 고용안정사업을 활

용한 경험이 있는 기업들이 계속 고용안정사업을 활용하려는 유인을 제공하는지의 여부 등 고용안정사업의 효과성을 규명하는 보다 엄밀한 연구가 절실히 요구된다고 하겠다.

결론적으로, 본 연구 결과에 의하면 고용유지지원금의 순고용효과는 약 20%(사중손실 80%) 정도라고 판단된다. 그리고 고용유지지원금의 활용은 단기적으로는 어느 정도 고용유지효과가 있을지라도 장기적으로는 활용기업의 고용변화에 별다른 영향을 미치지 않을 것으로 판단된다. 물론 향후 이들 활용기업들에 대한 추적조사 등을 실시하여 고용유지지원금의 장기적 효과에 대한 엄밀한 분석을 할 필요가 있다.

최근 OECD 국가들의 고용보조금제도의 효과를 연구한 결과들을 살펴보면(예를 들면 Betcherman et al., 1999), 사중손실과 대체효과를 최소화하기 위해 보다 정교한 표적화(careful targeting)와 함께 사업주의 제도남용을 방지하기 위해 모니터링을 강화시켜야 한다는 정책적 시사점을 제시한다. 1997년 말의 경제위기 이후 정부는 고용유지지원금 제도의 활성화를 위하여 많은 노력을 경주하였다. 앞으로는 이러한 노력과 함께 고용유지지원금제도의 실효성을 보다 제고하는 방향으로 제도가 운영되어야 할 것이다. 아울러 고용안정사업에 대한 종합적인 평가를 실시하여 제도상의 문제점을 파악하고, 고용안정제도의 내실있는 발전을 기하기 위해 고용유지지원금제도를 비롯한 고용안정사업 체계의 정비방안을 적극적으로 모색할 필요가 있다.

參 考 文 獻

- 김동헌. 「채용장려금제도 개선방안」. 『고용보험동향』 제4권 제1호(1999) : 93-113.
- 김동헌 · 김미란 · 이주환. 「고용유지지원 사례연구와 제도개선방안」. 서울 : 한국노동연구원, 1999.
- 김동헌 · 박의경 · 전수연 · 장홍근 · 노정휘 · 김정우 · 한귀영 · 이주환. 「고용보험에 의한 기업의 고용유지 활성화 방안」. 노동부, 1999.
- 김태성 · 조홍식 · 김진구 · 주은선. 「고용보험과 실업률과의 관계에 관한 연구」. 서울 : 서울대학교 사회과학연구원, 1999.
- 이주환. 「고용보험실무 해설의 법률지식」. 서울 : 청림출판사, 2000.
- 황덕순. 「소규모사업체 고용안정사업 활용제고방안」. 노동부, 1999.
- Betcherman, G. et al. *Active Labor Market Policies : Policy Issues for East Asia*. Washington : The World Bank, October 1999.
- Bishop, John H. and Mark Montgomery. "Does the Targeted Jobs Tax Credit Create Jobs at Subsidized Firms?" *Industrial Relations* 32 (Fall 1993) : 289-306.
- _____. "Evidence on Firm Participation in Employment Subsidy Programs." *Industrial Relations* 25 (Winter 1986) : 56-64.
- Fay, Robert G. *Enhancing the Effectiveness of Active Labour Market Policies: Evidence from Programme Evaluations in OECD Countries*. OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers, No. 18. Paris : OECD, 1996.
- Kang, Soon-Hie, Jaeho Keum, Dong-Heon Kim, and Donggyun Shin. *Labor Market Outcomes and Policy Responses after the Crisis : The Case of Korea*. Seoul: Korea Labor Institute, 1999.
- Martin, John P. *What Works among Active Labour Market Policies : Evidence from OECD Countries' Experiences*. OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers, No. 35. Paris : OECD, 1998.
- OECD. *Marginal Employment Subsidies*. Paris : OECD, 1982.
- _____. *Employment Outlook*. Paris : OECD, 1993.

Perloff, Jeffrey M. and Michael L. Wachter. "The New Jobs Tax Credit : An Evaluation of the 1977-78 Wage Subsidy Program." *American Economic Review* 69 (May 1979) : 173-179.

abstract

Evaluating the Impact of Layoff-Deferring Subsidy Programs

Dong-Heon Kim

This paper uses the results of an employer survey conducted in May 1999 to investigate the impacts of the layoff-deferring subsidy in the Employment Insurance System on employment at participating firms. Using a sample of the firms that received the subsidy for temporary shutdown allowance only, we estimate that the net employment effect of the program is about 20 percent on average, which is similar to the result based on interviews with employers.