

청년지원 고용안정사업의 효율성 평가

최강식* · 이종훈**

요약

본 연구에서는 고용보험의 각종 데이터 베이스를 이용하여 계량적 분석 방법으로 청년층에서 지원되는 신규고용장려금의 효과를 분석하였다. 주요 결과는 첫째, 직장탐색기간의 경우 청년지원금을 수혜한 집단의 직장탐색기간이 그렇지 않은 집단보다 오히려 더 긴 것으로 나타났다.

둘째, 취업 시 임금수준은 청년지원금을 수혜한 집단이 그렇지 않은 청년 집단보다 약 15% 정도, 다른 지원금을 수혜한 근로자 집단보다 약 13% 정도 높은 것으로 나타났다. 이러한 차이는 여자보다 남자에서 더 두드러졌다.

셋째, 취업 이후 고용유지 기간은 청년지원금을 받은 근로자들이 지원금을 받지 않은 청년보다 더 높은 것으로 나타났다. 다른 지원금을 받은 집단과의 비교에서는 수혜집단과 비고집단의 실직위험률 차이가 거의 없는 것으로 나타났다.

주제분류 : B030400

핵심 주제어 : 고용보조금, 청년실업

I. 서론

외환위기 이후 치솟았던 실업률이 다시 하향 안정화되었지만, 노동시장에서의 청년 실업문제는 여전히 우려할만한 수준으로 남아있다. 이에 따라 정부에서는 청년실업의 해소를 목적으로 2004년 10월부터 청년 신규고용 촉진 장려금 사업을 실시하고 있다. 신규고용촉진 장려금은 청년층을 대상으로 신규고용장려금, 청소년 직장체험 프로그램, 구인업체 개척사업상의

* 제1저자, 연세대학교 경제학부 교수, e-mail: kangchoi@yonsei.ac.kr

** 제2저자, 명지대학교 경영학과 교수, e-mail: rhee@mju.ac.kr

청년지원 등으로 구성되어 있다. 이들 사업에 대한 엄밀한 평가가 이루어져야 사업의 지속여부 결정과 정책 개선이 가능할 것이다.

본 연구에서는 고용보험 데이터 베이스를 이용하여 계량적 분석 방법으로 청년층에서 지원되는 신규고용장려금의 효과를 평가하고자 한다. 일반적으로 고용보조금의 효과를 분석하는데 있어서는 크게 두 가지 분석 방법이 있다. 고용보조금이 보조금 수혜를 받는 근로자의 노동시장 성과나 소득보전의 정도를 파악하는 미시적 분석과 고용보조금 제도가 노동시장 혹은 더 나아가 경제전체에 영향을 미치는 거시적인 분석이 있다. 본 연구는 이 중에서 미시적인 분석방법을 사용하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 II장에서는 고용보조금의 효과 분석과 관련된 이론적 논의 및 기존 연구결과를 소개할 것이다. 제 III장에서는 실증분석에서 비교집단을 어떻게 구성하였는가, 사용자료는 어떻게 추출되었는가 등을 논의할 것이다. 제 IV장에서는 직장탐색 기간을 분석한다. 먼저 OLS 결과를 분석한 후, Tobit 모형을 분석할 것이다. 제 V장에서는 취업 시에 임금수준을 분석할 예정이다. 취업 시에 임금수준은 OLS 방식을 이용할 것이다. 제 VI장에서는 취업 후 고용유지기간을 분석할 것이다. Kaplan-Meier의 방법을 이용하여 취업 후 고용유지율을 분석한 후, Cox의 비례위험모형을 추정할 것이다.

II. 이론적 배경과 기존 연구

고용보조금 효과를 분석하기 위한 미시적 방법에서는 주된 평가 지표가 해당 정책의 수혜자가 수혜를 입은 후에 실제 노동시장의 성과 즉, 취업여부, 취업가능성, 임금 그리고 취업 후 고용유지기간 등이 더 나아졌는가 하는 것이다. 예를 들어 고용보조금을 받은 사람이 고용보조금을 받지 않았을 경우보다 취업가능성이 더 늘어났는지, 혹은 취업자의 경우 임금이 더 상승하였는지 등이 주요 평가의 대상이 된다. 물론 개별 근로자의 생계보호 효과가 어느 정도였는지, 이 사업에 참가한 덕분에 향후 취업가능성이 높아졌는지 등이 평가대상이 될 수 있다.

하지만 개인에 미친 영향과 사회 전체에 미친 영향은 경우에 따라서 매

우 상이할 수 있다. 따라서 거시적인 평가는 노동정책이 경제 전반에 미친 영향, 즉 산업 경쟁력과 물가안정, 실업률 감소 등에 어떤 영향을 미쳤는지 등을 살펴보는 것이다. 또한 개별적인 미시 평가에서 알 수 없는 사하중 손실, 대체효과, 전치효과 등을 측정하는 것이 중요한 문제가 된다.¹⁾

본 연구에서 수행하고 있는 분석은 주로 고용보조금의 혜택을 받은 개별 근로자들의 노동시장 성과에 대한 분석이다. 따라서 미시적 분석이 갖고 있는 한계점을 인식하고 본 연구 결과를 이해하여야 할 것이다.

한편, 미시적인 분석에서도 보조금을 지급받은 근로자만을 분석해서는 안 된다. 왜냐하면 보조금을 받은 경우 효과를 측정할 때는 보조금을 받은 경우와 보조금을 받지 않았을 경우의 비교가 이루어져야 하기 때문이다. 이를 위해서는 평가지표를 비교할 수 있는 비교집단의 구성이 반드시 필요하다. 따라서 고용보조금을 받은 집단의 취업률이나, 임금상승률 등을 고용보조금의 효과라고 판단하면 이는 보조금의 효과를 매우 과대하게 추정한 것이다. 오히려 고용보조금을 받은 집단과 받지 않은 비교집단의 취업률을 비교하여 그 차이만큼이 고용보조금의 효과라고 판단하여야 할 것이다.²⁾

고용보조금에 대한 기존의 연구결과를 보면 먼저 김동헌 외(1999)에서는 531개 업체를 대상으로 설문조사를 분석하였다. 분석 결과를 보면 고용유지지원제도 활용이전에 비하여 근로자 수는 감소한 업체 비율이 높았으며, 반면 매출액과 가동률의 경우 증가한 업체의 비중이 높은 것으로 나타났다. 사례조사도 병행하였는데 고용유지지원제도가 근로자의 고용안정에 긍정적 기여를 했으나, 일부 기업들은 이 제도가 없었다라도 고용을 유지하였을 것이라는 응답을 보여 사하중 손실이 있음을 밝혔다. 반면 황덕순(1999)은 고용유지 지원제도로 인한 사하중 손실이 크지 않다고 보고하고 있다. 동시에 채용장려금의 고용효과는 평가를 내릴 수 없다고 결론지었다. 한편, 김주섭·이규용·김정우(2002)에서는 역시 설문조사를 이용

1) 사하중 손실(deadweight effect)은 고용보조금이 없었다라도 어차피 채용될 인력을 대상으로 정부가 지원함에 따라 기업만 특혜를 받게 되고, 원래 정책 목표는 실현하지 못하는 것이다. 대체효과(substitution effect)는 기업이 기존 근로자를 해고하고 지원 대상 자격이 되는 근로자로 대체하는 효과이다. 전치효과는 지원 받은 기업이 더 경쟁력을 가지게 됨에 따라 지원 받지 못한 기업의 시장을 잠식하고, 그 기업의 고용이 줄게되는 효과이다.

2) 미시적인 분석에서 주의하여야 할 또 다른 점은 선택편의(selection bias)이다.

한 분석에서 소규모업체일수록 고용유지지원금의 순고용효과가 큰 것으로 나타났으며, 노조가 있는 사업체의 고용감소가 무노조 사업체에 비하여 낮은 것으로 나타났다. 장지연·김정우(2001)는 고령자고용촉진 장려금, 여성고용촉진장려금, 장기실업자고용촉진장려금 등에 대하여 설문조사를 통하여 순고용효과를 분석하였다. 특히 사하중 손실을 측정된 결과 대부분의 사업에서 매우 높은 것으로 나타났다.

반면에 금재호·장지연·이규용(2002)에서는 고용유지지원금의 효과를 단순히 사하중 손실의 추정을 통하여 판단하는 것은 무리가 있다고 지적한다. 고용유지 노력을 기울인 기업일수록 이후에도 고용유지의 노력을 기울일 가능성이 커진다는 것이다. 또한 고령자신규고용촉진장려금, 고령자재고용장려금, 여성재고용장려금 등의 수급자는 비수급자에 비하여 재취업소요기간이 짧은 것으로 분석되었다.

Ⅲ. 표본 구성 및 사용자료

1. 비교집단의 구성

본 연구에서 사용된 표본 집단은 세 집단으로 구성이 된다. 신규고용촉진 장려금 중에서 청년지원금을 받은 집단, 지원금을 받지 않은 청년층 중에서 (청년지원금을 받은 집단과 비교하기 위하여) 구성된 집단, 신규고용촉진 장려금 중에서 청년지원금 이외의 (고령자, 여성, 장기구직자 등의) 지원금을 받은 집단이다. 본 연구에서 분석의 주된 대상인 청년지원금을 받은 집단은 이하에서 “수혜집단(treatment group)”이라고 지칭할 것이다. 또한, 지원금을 받지 않은 청년층 집단을 “비교집단 I (comparison group I)”이라고 지칭하고, 청년지원금 이외의 지원금을 받은 집단을 “비교집단 II (comparison group II)”라고 지칭할 것이다.

먼저 비교집단 I (지원금을 받지 않은 청년층 집단)의 경우 같은 청년층 중에서 수혜집단과 특성이 매우 비슷한 집단으로 구성하였다. 이는 수혜를 받은 집단과 그렇지 않은 집단의 관찰된 특성은 최대한 통제하려고 했기 때문이다. 비교집단 II (청년지원금 이외에 고령자, 여성 지원금을

받은 집단)를 구성한 이유는 지원금을 받은 집단과 지원금을 받지 않은 집단간에 있을 수 있는 selection bias를 통제하는 한 방법으로 이용하기 위함이며, 또 다른 이유는 고용보조금 사업 내에서 청년과 여타 집단간의 보조금 예산 배분에 있어서 각 사업의 효율성을 비교하기 위함이다.

2. 사용자료

본 연구에서 사용된 자료는 고용보험의 각종 데이터베이스에서 추출한 것이다. 고용보험 Database(DB)는 몇 가지 종류가 있는데 본 연구에서 사용된 DB는 고용보험 DB 원부, 신규고용촉진장려금 DB, 피보험자 이력 DB, 사업장 DB 등이다. 고용보험 DB 원부는 고용보험 피보험자의 기본적인 정보를 담고 있다. 신규고용촉진장려금 DB는 지원금의 종류, 채용일, 지원시작 및 종료일, 성, 연령, 최초 구직 등록일 등의 정보를 제공한다. 이를 통하여 신규고용촉진 장려금을 지원 받은 근로자들의 직장탐색기간을 파악할 수 있다. 피보험자 이력 DB는 채용일, 채용경로, 피보험자의 (고용보험)자격변경 여부 및 변경일자, 변경 사유 등이 나와 있어, 피보험자의 직장탐색기간과 고용유지 기간 등을 파악할 수 있다. 이밖에, 월평균급여액, 주당 소정근로시간 등의 정보를 파악할 수 있다.

분석을 위한 세 집단의 표본을 추출한 구체적인 방법은 다음과 같다.

- (1) 피보험자 이력 DB에서 이력데이터 중에서 취업과 실직을 경험한 경우의 16,897,534 건을 사용한다.
- (2) 이력데이터의 학력이 다소 오류가 있으므로, 원부데이터 16,734,228 건을 이용하여 학력을 붙인다.
- (3) 신규고용촉진 289,390 건에서 데이터에러를 제외한 289,020건을 이용한다. 이는 인원으로 환산하면 총 46,398 명에 해당된다.
- (4) 이력데이터(2) 중에서 신규고용촉진에도 있는(seqnum과 사업장id가 같은 경우) 관찰치를 가지고 “비교집단 II (comparison group II)”를 만든다(총 43,080명).
- (5) (4)의 이력데이터 중에서 청년지원금($\equiv Y$)에 해당되는 것만을 추출하여 수혜집단 (treatment group)그룹을 만든다(총 30,483건).
- (6) (4)의 이력데이터 중에서 지원금을 받지 않은 표본으로 새로운 집

단을 만든다(총 16,854,454 건).

- (7) (6)의 집단에서 연령 30세 이하의 청년층만을 추출한다(총 5,121,973건). 여기서 작업(5)에서 구한 “수혜집단”의 연령 및 학력 분포와 유사하게 표본을 추출하되 총 인원 수는 “수혜집단”의 약 2배가 되도록 “비교집단 I”을 구성한다(총 61,173건).
- (8) 마지막으로 사업장데이터에서 사업장 정보를 세 집단의 기존 정보에 추가한다(사업장 정보는 총 2,740,439 건인데 이 중에서 중복된 것을 제외하면 2,740,360 건이다).

위와 같은 과정을 거쳐서 구한 “수혜집단”, “비교집단 I”, “비교집단 II”의 기본적인 통계 값이 <표 1>에 나타나있다.

[표 1] 기초변수의 평균값 및 표준편차

(단위: 천원, 일, 년, 명)

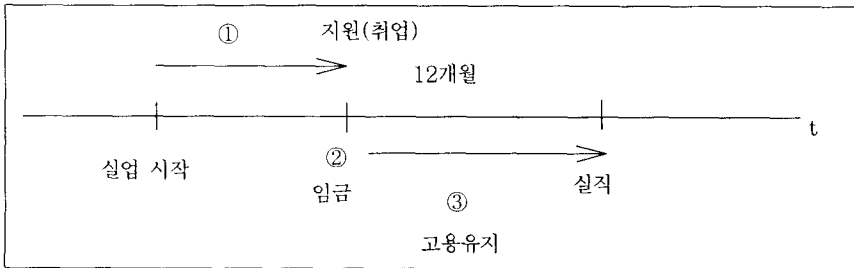
	수혜집단	비교집단 I	비교집단 II
분석대상변수			
월평균임금 (취업자인경우)	767(488)	979(455)	770(516)
직장탐색기간	255.0(344.0)	312.6(415.7)	300.8(422.5)
고용유지기간	254.1(169.1)	544.5(626.0)	262.0(174.0)
개인특성변수			
학력	14.1(1.7)	14.0(1.8)	13.7(2.2)
연령	25.4(2.5)	25.9(2.8)	29.3(8.6)
노동시장경력 (연령-교육년수-6)	5.3(2.7)	5.9(3.1)	9.6(9.4)
성별(남자=1)	0.46(0.50)	0.47(0.50)	0.49(0.50)
사업체특성변수			
지역(서울=1)	0.33(0.470)	0.37(0.48)	0.29(0.45)
산업			
제조업(=1)	0.21(0.41)	0.36(0.48)	0.25(0.43)
도소매및숙박음식	0.22(0.41)	0.22(0.41)	0.21(0.41)
부동산및사업서비스	0.33(0.47)	0.13(0.34)	0.29(0.454)
N(총수)	27996	50330	38773

주: ()은 표준편차

3. 고용보조금 성과 지표

청년 지원금의 효과분석을 위하여 피설명변수로 사용된 지표는 다음의 세 가지이다. 첫째는 직장을 찾기 위해 소요된 기간 즉, 직장탐색기간이다 (그림 1의 ①). 둘째는 취업한 경우 임금수준이다 (그림 1의 ②). 마지막으로 고려한 지표가 취업한 이후 그 직장에서 얼마나 고용되고 있었는지를 나타내는 고용유지 기간이다 (그림 1의 ③). 이하의 계량분석에서는 우선 이들 변수를 피설명변수로 하는 통상최소자승법 추정을 실시하였다. 그리고 나서 피설명 변수의 특성을 고려한 별도 모형의 추정도 아울러 실시하였다.

【그림 1】 지원금 효과분석에 사용된 지표



IV. 직장탐색 기간 분석

먼저 직장탐색기간을 고용지원금의 효과 지표로 사용한 경우를 분석하였다. 그런데 실제 직장탐색기간을 구하는 과정에서는 자료의 한계가 존재한다. 청년지원금을 받은 집단 (수혜집단)의 직장탐색기간은 최초 구직 등록일을 기준으로 하면 큰 문제가 없다. 최초구직등록일이 신규고용촉진 장려금 DB에 나타나있기 때문이다. 그러나 비교집단의 경우 최초 구직 등록일에 대한 정보가 없기 때문에 부득이 1회 이상 취업을 하고 실직을 경험한 경우에만 직장탐색기간의 측정이 가능하다. 따라서 결과의 해석에서 이 점을 유념하여야 할 것이다.

1. 집단별 직장 탐색기간 평균 비교

〈표 2〉에는 직장탐색 기간 변수의 평균값 및 표준편차가 수혜집단과 비교집단별로 나타나있다. 먼저 집단별로 직장탐색기간의 평균값을 보면 수혜집단의 경우 255일로 나타나서 가장 짧은 직장탐색기간을 보이고 있다. 그리고 비교집단 I (지원금을 받지 않은 청년층 집단)이 312.6일로 가장 긴 직장탐색기간을 보였고, 비교집단 II (청년지원금 이외의 지원금을 받은 집단)의 경우가 300.8일로 나타났다.

학력별로 보면 수혜집단과 비교집단 I 및 II 모두 고졸이상의 학력을 가진 사람들이 직장탐색기간이 고졸미만 집단보다 짧은 것으로 나타났다. 수혜집단의 경우 고졸미만이 278.7일, 고졸이상은 246.3일로 나타났다. 비교집단 I의 경우는 고졸미만의 경우 339.1일, 고졸이상은 299.6일로 나타나 역시 고학력자의 직장탐색기간이 짧은 것으로 나타났다. 비교집단 II의 경우도 비슷한 추세이다.

연령별로 보면 연령이 적을수록 직장탐색기간이 짧은 것으로 나타났다. 수혜집단의 경우 25세 미만은 215.3일, 25세에서 30세까지는 294.1일로 나타났다. 비교집단 I의 경우도 비슷하다. 비교집단 II의 경우 역시 25세 미만이 220.4일로 가장 짧고, 30세 이상의 경우는 492.5일로 매우 길게 나타났다.

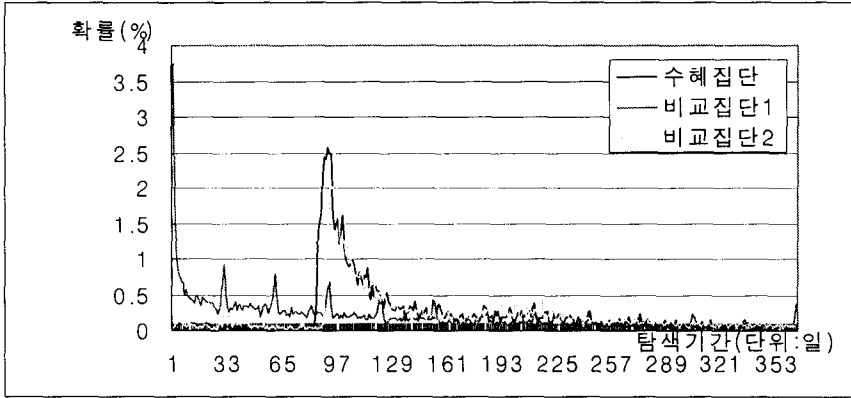
【표 2】 직장탐색 기간 변수의 평균값 및 표준편차

(단위: 일)

	수혜집단	비교집단 I	비교집단 II
전체	255.0(344.0)	312.6(415.7)	300.8(422.5)
성별			
남자	275.8(380.8)	308.4(432.1)	320.1(452.1)
여자	233.3(299.2)	316.3(400.8)	281.0(388.8)
학력별			
고졸미만	278.7(369.8)	339.1(438.7)	352.7(490.4)
고졸이상	246.3(333.6)	299.6(568.0)	272.3(377.0)
연령별			
25세미만	215.3(252.2)	243.1(317.4)	220.4(263.4)
25세-30세	294.1(411.1)	336.3(441.7)	305.3(428.2)
30세이상	-	-	492.5(623.3)

주: ()은 표준편차

【그림 2】 직장탐색기간의 분포



주: 365일 이후 기간은 약 0.01%로 0에 수렴하여 그래프에서 생략함.

한편 <그림 2>에는 직장탐색기간의 분포를 그림으로 표시한 것이다. 수혜집단과 비교집단 II의 경우는 직장탐색기간의 대략 100일 정도가 가장 많은 것으로 나타났다.

2. 직장탐색 기간의 통상최소자승(OLS) 추정 결과

앞에서 살펴 본 직장탐색기간의 집단간 평균값 비교는 근로자의 특성이 집단별로 매우 상이할 경우 잘못된 결론으로 유도될 수 있다. 예를 들어 교육년수가 길수록 직장탐색기간이 짧는데 고학력자 비중이 A집단이 B 집단보다 더 높으면 A 집단의 직장탐색기간이 B보다 더 짧게 나타날 수 있다. 그런데 동일한 교육년수를 가지고 있으면서 A라는 집단에 속해 있는 경우가 B라는 집단에 속한 경우보다 직장탐색기간이 짧다면 평균값으로 두 집단을 비교하는 것은 잘못된 결과를 낳는다. 따라서 교육년수가 동일한 자들의 직장탐색기간을 비교하여야 할 것이다. 더 나아가서 교육년수 뿐만 아니라 연령, 성 등의 변수 역시 직장탐색기간에 영향을 미친다. 따라서 수혜집단과 비교집단의 직장탐색기간을 정확하게 비교하기 위해서는 직장탐색기간에 영향을 미치는 다른 모든 변수를 통제된 상태에서 수혜집단과 비교집단의 직장탐색기간을 비교하여야 올바른 결과를 얻을 수 있다. 이를 위해서는 집단간 평균의 차이 분석으로는 불가능하고, 다변량 회귀분석을 실시하여야 한다.

여기서는 먼저 일반적으로 가장 많이 사용하는 통상최소자승(Ordinary Least Square) 방법을 사용하였다 추정에 사용된 설명변수는 개인의 교육년수, 노동시장에서의 잠재적 경력(=연령-교육년수-6), 경력의 제공항, 성별을 나타내는 더미 변수(남자=1, 여자=0), 서울지역인지 아닌지 여부의 더미변수(서울=1, 나머지=0), 그리고 세 개의 산업더미가 포함되었다. 즉, 제조업 더미(제조업=1, 나머지=0), 도소매음식숙박 더미(도소매음식숙박=1, 나머지=0), 부동산 및 사업서비스업 더미(부동산 및 사업서비스=1, 나머지=0)이다. 마지막으로 본 분석에서의 가장 주된 관심사인 청년지원금 수혜여부를 나타내는 더미변수가 포함되어 있다. 청년지원금 수혜를 받은 경우는 1의 값을 가지고, 나머지는 0의 값을 지닌다. 따라서 이 더미 변수의 계수가 (+)의 값을 가지면 청년지원금 수혜를 받은 집단이 그렇지 않은 집단보다 직장탐색기간이 더 길다는 의미가 된다.

수혜집단과 비교집단 I(지원금을 받지 않은 청년층 집단)을 대상으로 한 OLS 추정결과는 <표 3>에 나타나 있다. 먼저 전체 표본 집단을 대상으로 한 회귀 결과를 보면 교육년수가 길수록 직장탐색기간은 짧은 것으로 나타났다. 구체적으로는 교육년수가 1년 더 길면 직장탐색기간이 약 3% 정도 짧아지는 것으로 나타났다. 경력의 경우 계수 값이 0.1로 나타나서 경력이 길수록 오히려 직장탐색기간이 증가하는 것으로 나타났는데, 경력 제공항은 반대로 -0.30이어서 체감적으로 증가하는 패턴을 보이고 있다. 남성 더미의 계수는 -0.22으로 나타나서 남성의 직장탐색기간이 여성보다 약 22% 짧은 것으로 추정되었다. 지역은 서울 지역의 경우가 기타 지역보다 직장탐색기간이 약 4% 정도 짧은 것으로 나타났다. 산업별로는 도소매음식숙박업, 제조업, 부동산 및 사업서비스업, 그리고 나머지 산업 순서로 직장탐색기간이 긴 것으로 나타났다.

한편, 본 분석의 주된 관심사인 청년지원금 수혜 여부더미의 계수는 0.64로 나타나서 청년지원금을 수혜한 집단의 직장탐색기간이 오히려 더 긴 것으로 나타났다. 앞서의 평균값 비교와는 다른 결과이다. 이는 회귀분석에서는 교육년수, 경력, 성, 지역, 산업 등의 여러 가지 변수를 통제한 후에 지원금 수혜여부가 직장탐색기간에 미치는 영향을 살펴 본 것이기 때문이다. 이 같은 결과는 두 가지로 해석될 수 있다. 첫째는 직장탐색기간

이 긴 사람들일수록 청년지원금 신청을 많이 했기 때문으로 볼 수 있다. 또 다른 가능성은 앞서 자료의 제약에서 밝힌 대로 청년 지원금을 지원받지 않은 비교집단은 최소 1회 이상 취업을 경험한 후 실업한 사람들의 경우에만 직장탐색기간의 추정이 가능하였다. 따라서 취업의 경험이 있는 사람들이 더 빨리 구직하는 경향을 보여주는 결과일 수도 있다.

〈표 3〉에는 남자의 표본과 여자의 표본만을 대상으로 분석한 결과 역시 보고 되어 있다. 남자의 경우는 교육년수가 길수록 직장탐색기간이 짧아지고, 제조업과 도소매 음식숙박업의 경우 직장탐색기간이 더 길어지는 것으로 나타났다. 여자인 경우는 반대로 교육년수가 길면 오히려 직장탐색기간이 더 길어지는 것으로 나타났다.

청년지원금 수혜여부가 직장탐색기간에 미치는 영향은 남녀 각각의 표본에서도 지원금을 수혜 받은 사람들의 직장탐색기간이 그렇지 않은 청년층보다 더 긴 것으로 나타났다.

〔표 3〕 직장탐색 기간의 OLS 결과: 비교집단 1

독립변수	전체	남자	여자
교육년수	-0.03** (-5)	-0.10** (-10)	0.03** (3)
경력(연령-교육년수-6)	0.10** (8)	0.03 (1.44)	0.10** (6)
경력 ² /100	-0.30** (-3)	-0.20 (-1.28)	-0.04 (-0.3)
성 (남성=1)	-0.22** (-11)	-	-
지역	-0.04* (-2.01)	0.004 (0.13)	-0.10** (-3)
산업더미(제조업=1)	0.20** (8)	0.14** (3)	0.27** (8)
도소매 음식숙박	0.26** (9)	0.29** (6)	0.24** (6)
부동산 및 사업서비스업	0.06* (2.01)	0.06 (1.19)	0.07* (1.89)
청년지원금수혜 (=1, 비수혜청년=0)	0.64** (26)	0.64** (18)	0.60** (18)
상수항	4.62** (44)	5.65** (35)	3.66** (25)
R ²	0.03	0.04	0.04
N	29224	13725	15499

주: 1) ()안은 t값임.

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

다음으로는 비교집단을 다른 지원사업의 혜택을 받은 집단(비교집단 II)으로 선정하여 전체 표본과 남녀 각각의 표본에 대하여 회귀분석을 실시한 결과가 <표 4>에 나타나 있다. 여기서도 서울지역의 근로자 직장탐색기간이 다른 지역보다 짧은 것으로 나타났다.

하지만 청년지원금을 수혜한 집단의 직장탐색기간이 여타 지원금을 수혜한 집단보다 더 짧은 것으로 나타났다.

[표 4] 직장 탐색 기간의 OLS 결과: 비교집단 2

독립변수	전체	남자	여자
교육년수	0.004 (0.85)	-0.01* (-1.73)	0.02** (3)
경력(연령-교육년수-6)	0.05** (11)	0.04** (6)	0.06** (9)
경력 ² /100	-0.08** (-10)	-0.08** (-6)	-0.09** (-7)
성 (남성=1)	0.03 (1.32)	-	-
지역	-0.10** (-4)	-0.07* (-2.31)	-0.15** (-5)
산업더미(제조업=1)	0.01 (0.56)	0.04 (0.92)	0.01 (0.27)
도소매 음식숙박	0.03 (1.26)	0.05 (1.31)	0.03 (0.69)
부동산 및 사업서비스업	0.08** (3)	0.12** (3)	0.05 (1.59)
청년지원금수혜 (=1, 비수혜청년=0)	-0.18** (-4)	-0.26** (-5)	-0.06 (-1.06)
상수항	5.04** (55)	-5.36** (41)	4.63** (35)
R ²	0.06	0.04	0.07
N	9911	5062	4849

주: 1) ()안은 t값임.

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

3. 직장탐색 기간의 토빗 (Tobit) 모형 추정 결과

직장탐색기간의 결정요인을 분석할 때 한 가지 주의해야 할 사항은 직장탐색기간은 (-)의 값을 갖지 않는다는 점이다. 즉, 직장을 탐색하지 않는 사람들은 모두 0의 값을 가지게 된다. 이와 같은 경우에 통상적인 최소자

승법을 사용하게 되면 추정계수가 편의(bias)를 가지게 된다. 따라서 이와 같은 분석에서는 Tobit 모형을 추정하여야 한다.

〈표 5〉에는 수혜집단과 비교집단 I 을 대상으로 직장탐색기간의 결정요인을 Tobit 모형으로 추정한 결과가 나타나있다. 그 결과는 앞서의 OLS 추정결과와 계수 값의 차이는 있지만 계수의 부호(sign)는 큰 차이가 없다. 즉, 교육년수가 길수록, 남자일수록, 그리고 서울에 있는 근로자가 직장탐색 기간이 더 짧은 것으로 나타났다. 반면에 제조업, 도소매음식숙박업, 부동산 및 사업서비스업에 취업한 근로자의 직장탐색 기간이 더 긴 것으로 나타났다.

그리고, 본 분석의 주된 관심사인 청년지원금 수혜 여부더미의 계수는 OLS의 계수보다는 작지만 통계적으로 유의하게 0.45로 나타나서 청년지원금을 수혜한 집단의 직장탐색기간이 오히려 더 긴 것으로 나타났다.

【표 5】 직장탐색 기간의 Tobit 추정 결과: 비교집단 I

독립변수	전체	남자	여자
교육년수	-0.02** (-4)	-0.07** (-9)	0.02** (3)
경력(연령-교육년수-6)	0.09** (8)	0.03 (1.60)	0.09** (7)
경력 ² /100	-0.28** (-3)	-0.16 (-1.19)	-0.07 (-0.60)
성 (남성=1)	-0.20** (-11)	-	-
지역	-0.07** (-4)	-0.003 (-0.10)	-0.09** (-4)
산업더미(제조업=1)	0.11** (5)	0.11** (3)	0.20** (7)
도소매 음식숙박	0.17** (6)	0.22** (6)	0.19** (6)
부동산 및 사업 서비스업	0.04 (1.53)	0.05 (1.36)	0.06* (1.81)
청년지원금 수혜 (=1, 비수혜청년=0)	0.45** (21)	0.57** (20)	0.49** (18)
상수항	4.77** (49)	5.37** (40)	3.89** (31)
Log L	-53,116	-31,633	-33,639
N	29,101	16,911	18,342

주: 1) ()안은 t값임.

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

〈표 6〉에는 수혜집단과 비교집단 II를 대상으로 직장탐색기간의 결정요인을 Tobit 모형으로 추정한 결과가 나타나있다. 앞의 비교집단 I과는 달리 청년지원금 수혜 여부더미의 계수는 통계적으로 유의하게 -0.16으로 나타나서 청년지원금을 수혜한 집단의 직장탐색기간이 더 짧은 것으로 나타났다. 그러나 남녀 각각의 표본을 추정한 결과는 남자의 경우 -0.26으로 통계적 유의성을 띠고 있지만, 여자 표본의 경우는 -0.01로 통계적 유의성이 없어서 청년지원금의 수혜를 받았는가 아니면 다른 지원금의 수혜를 받았는가의 여부가 직장탐색기간에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

〔표 6〕 직장탐색 기간의 Tobit 추정 결과: 비교집단 II

독립변수	전체	남자	여자
교육년수	0.004 (1.09)	-0.004 (-0.65)	0.02** (2.54)
경력(연령-교육년수-6)	0.04** (12)	0.04** (7)	0.06** (11)
경력 ² /100	-0.08** (-11)	-0.07** (-7)	-0.09** (-8)
성 (남성=1)	0.03* (1.69)	-	-
지역	-0.12** (-6)	-0.11** (-4)	-0.14** (-6)
산업더미(제조업=1)	0.004 (0.19)	-0.003 (-0.08)	0.02 (0.62)
도소매 음식숙박	-0.007 (-0.29)	-0.03 (-0.70)	0.02 (0.51)
부동산 및 사업 서비스업	0.06** (2.93)	0.09** (2.67)	0.04 (1.43)
청년지원금 수혜 (=1, 비수혜청년=0)	-0.16** (-5)	-0.26** (-6)	-0.01 (-0.18)
상수항	5.05** (63)	5.33** (47)	4.72** (41)
Log L	-17,307	-8,999	-8,280
N	13,063	6622	6,441

주: 1) ()안은 t값임.

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

V. 취업 시 임금수준 분석

1. 집단별 취업 시 임금수준 평균 비교

이하에서는 근로자가 취업하였을 당시 임금수준을 지원금 효과 측정의 지표로 사용하여 분석하겠다. 먼저 수혜집단의 평균임금은 76만 7천원, 비교집단 II의 평균임금은 77만원으로 아무런 지원금을 받지 않은 청년층 집단 (비교집단 I)의 평균임금 97만9천원에 비하면 매우 낮은 수준이다 (표 1 참조).

〈표 7〉에 나타난 임금의 분포에 있어서는 비교집단 I의 경우가 고임금에 더 많이 분포되어 있음을 알 수 있다. 반면 수혜집단과 비교집단 II의 임금분포는 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

【표 7】 월평균 임금의 분포

(단위: 명, %)

	수혜집단	비교집단 I	비교집단 II
60만원미만	7,009 (25.0)	11,959 (23.8)	9,934 (25.6)
60만원-100만원	13,080 (46.7)	23,495 (46.7)	18,321 (47.3)
100만원-150만원	6,896 (24.6)	11,006 (21.9)	8,619 (22.2)
150-200만원	890 (3.2)	2,782 (5.5)	1,469 (3.8)
200-300만원	102 (0.4)	985 (2.0)	371 (1.0)
300만원이상	4 (0.01)	47 (0.09)	40 (0.1)
N	27,981	50,274	38,754

2. 취업 시 월 임금 결정식의 통상최소자승(OLS) 추정 결과

이하에서는 임금결정 방정식의 추정을 통하여 지원금 효과를 측정하겠다. 임금결정 방정식의 종속변수는 월평균임금의 대수치가 사용되었다. 지표로 사용하여 분석하겠다. 먼저 수혜집단과 비교집단 I의 표본을 사용하

여 비교분석한 것이 <표 8>에 나타나있다. 여기에 따르면 교육년수와 경력년수가 높을수록 임금이 높아지는 것으로 나타났다. 교육년수의 경우 1년이 증가하면 임금은 약 4% 증가하는 것으로 나타나서, 교육의 투자수익률이 그리 높지는 않은 것으로 보인다. 경력년수의 경우 제곱항이 (-)로 나타나서 경력년수 증가에 따른 임금상승 정도는 체감하는 것으로 나타났다. 남성의 경우가 여성보자 약 12% 정도 임금을 더 받는 것으로 나타났고, 서울지역 근로자가 기타 지역보다 역시 약 12% 정도 더 받는 것으로 나타났다. 산업별로는 도소매 음식숙박업의 경우 다른 산업보다 약 4% 정도 적게, 그리고 부동산 및 사업서비스업의 경우는 약 1% 정도 더 많이 받는 것으로 나타났다.

한편, 본 분석의 주된 관심사인 청년지원금 수혜 여부더미의 계수는 통계적으로 유의미하게 0.15로 나타나서 다른 조건이 일정할 때 청년지원금

[표 8] 취업 시 월 임금의 OLS 결과: 비교집단 1

독립변수	전체	남자	여자
교육년수	0.04** (29)	0.05** (24)	0.04** (18)
경력(연령-교육년수-6)	0.02** (7)	0.03** (7)	0.03** (7)
경력 ² /100	-0.10** (-5)	-0.10** (-3)	-0.26** (-9)
성 (남성=1)	0.12** (28)	-	-
지역	0.12** (25)	0.08** (11)	0.15** (24)
산업더미(제조업=1)	0.004 (0.67)	0.04** (5)	-0.03** (-4)
도소매 음식숙박	-0.04** (-6)	-0.04** (-4)	-0.03** (-3)
부동산 및 사업서비스업	0.01* (1.93)	0.02 (1.64)	0.01 (1.35)
청년지원금수혜 (=1, 비수혜청년=0)	0.15** (28)	0.19** (26)	0.12** (17)
상수항	12.87** (571)	12.76** (370)	12.96** (414)
R ²	0.13	0.10	0.13
N	29224	13725	15499

주: 1) ()안은 t값임.

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

을 수혜한 집단의 월 임금이 그렇지 않는 청년집단보다 약 15% 정도 임금이 높은 것으로 나타났다. 이 역시 앞서의 평균값 비교와는 다른 결과이다. 마찬가지로 회귀분석에서 교육년수, 경력, 성, 지역, 산업 등의 여러 가지 변수가 통제되었기 때문이다. 남녀별 분석 결과를 보면 남자의 경우는 청년지원금을 수혜한 집단의 월 임금이 그렇지 않는 청년집단보다 약 19% 정도, 그리고 여자의 경우는 약 12% 정도 임금이 높은 것으로 나타났다.

〈표 9〉에는 수혜집단과 비교집단 II의 표본을 사용하여 비교분석한 결과가 나타나있다. 비교집단 I의 경우와 비슷하게 교육년수와 경력년수가 높을수록, 그리고 여성보다 남성이, 기타지역보다 서울지역 근로자가 더 높은 임금을 받는 나타났다.

청년지원금 수혜 여부더미의 계수는 통계적으로 유의미하게 0.13으로

【표 9】 취업 시 월 임금의 OLS 결과: 비교집단 2

독립변수	전체	남자	여자
교육년수	0.03** (19)	0.03** (17)	0.02** (8)
경력(연령-교육년수-6)	0.01** (11)	0.03** (14)	0.005** (2.99)
경력 ² /100	-0.02** (-9)	-0.04** (-11)	-0.02** (-4)
성 (남성=1)	0.12** (21)	-	-
지역	0.13** (20)	0.11** (11)	0.16** (18)
산업더미(제조업=1)	0.14** (17)	0.19** (16)	0.08** (7)
도소매 음식숙박	0.06** (7)	0.08** (6)	0.06** (5)
부동산 및 사업서비스업	0.04** (5)	0.07** (5)	0.02** (2.56)
청년지원금수혜 (=1, 여타지원금수혜=0)	0.13** (12)	0.17** (11)	0.08** (5)
상수항	13.0** (489)	12.93** (340)	13.3** (346)
R ²	0.19	0.14	0.15
N	9911	5062	4849

주: 1) ()안은 t값임.

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

나타나서 다른 조건이 일정할 때 청년지원금을 수혜한 집단의 월 임금이 다른 지원금을 수혜한 근로자 집단보다 약 13% 정도 임금이 높은 것으로 나타났다. 남녀별 분석 결과를 보면 남자의 경우는 청년지원금을 수혜한 집단의 월 임금이 다른 지원금을 수혜한 집단보다 약 17% 정도, 그리고 여자의 경우는 약 8% 정도 임금이 높은 것으로 나타났다.

VI. 취업 후 고용유지기간 분석

지원금의 효과를 측정하는 마지막 지표는 취업 후 고용을 얼마나 오랫동안 유지하는가 하는 취업 후 고용유지 기간이다. 고용유지 기간의 분석에 있어 주의할 점은 먼저 현재 시점에서 취업하고 있는 사람의 고용유지 기간이 현재 시점에서 실직한 사람의 고용유지 기간과 같은 기간으로 표시된다는 점이다. 그러나 현재 시점에서 취업하고 있는 사람의 고용유지 기간은 이보다는 최소한 더 길다. 그러나 이 사람들이 언제 실직할지 모르는 상황이기 때문에 이들의 고용유지기간은 실직위험에 대한 특정한 분포를 가정하여서 추정할 수밖에 없다. 이하의 분석에서는 이 점을 유의하여야 한다.

1. 집단별 취업 후 고용유지기간 평균 비교

〈표 10〉에는 취업 후 고용유지 기간의 평균값 및 표준편차가 수혜집단과 비교집단별로 나타나있다. 집단별 취업 후 고용유지 기간의 평균값을 보면 수혜집단의 경우 254일로 나타나서 가장 짧은 고용유지기간을 보이고 있다. 그리고 비교집단 I (지원금을 받지 않은 청년층 집단)이 무려 544.5일로 가장 긴 고용유지기간을 보였고, 비교집단 II (청년지원금 이외의 지원금을 받은 집단)의 경우가 262.0일로 나타났다.

성별로 보면 수혜집단과 비교집단 I의 경우에는 남자가 여자보다 고용유지 기간이 더 짧은 것으로 나타났으나, 비교집단 II의 경우에는 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

학력별로 보면 수혜집단과 비교집단 II의 경우는 고졸이상의 학력을 가

진 사람의 고용유지 기간이 고졸미만보다 조금 더 길다. 그러나 비교집단 I의 경우는 고졸이상의 고용유지기간이 오히려 더 짧은 것으로 나타났다. 연령별로 보면 연령이 적을수록 고용유지기간이 짧은 것으로 나타났다.

한편 <그림 3>에는 직장탐색기간의 분포를 그림으로 표시한 것이다. 수혜집단과 비교집단 II의 경우는 대략 30일 단위로 높은 비중을 보이고 있다. 이는 지원금 수혜자들의 지원금 혜택이 끝나는 시점에 해고되는 경향이 강하기 때문인 것으로 보인다.

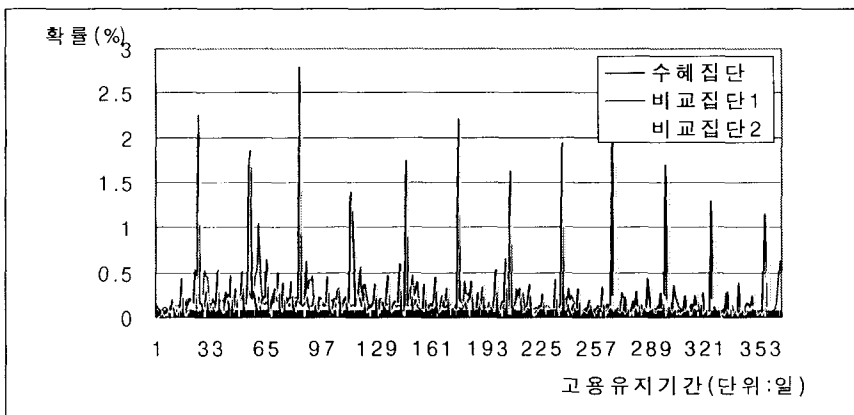
【표 10】 고용유지기간 변수의 평균값 및 표준편차

(단위: 일)

	수혜집단	비교집단 I	비교집단 II
전체	254.1(169.1)	544.5(626.0)	262.0(174.0)
성별			
남자	248.7(165.9)	500.5(576.9)	262.7(174.2)
여자	259.8(172.2)	583.3(664.0)	261.2(173.9)
학력별			
고졸미만	245.0(172.2)	597.0(728.2)	260.0(177.9)
고졸이상	257.4(167.8)	518.9(568.0)	263.1(171.8)
연령별			
25세미만	238.3(159.9)	366.5(417.3)	237.9(159.7)
25세-30세	269.6(176.3)	628.9(687.8)	271.6(177.71)
30세이상	-	-	297.8(190.0)

주: ()은 표준편차

【그림 3】 고용유지기간의 분포



주: 365일 이후 기간은 약 0.01%로 0에 수렴하여 그래프에서 생략함.

그러나 이 같은 비교는 앞서 밝힌 대로 고용유지기간 변수가 오른쪽 절단(right censoring)의 상태이므로 해석에 있어 주의를 요한다. 즉, 현재 시점에서 취업하고 있는 사람의 고용유지 기간이 현재 시점에서 실직한 사람의 고용유지 기간과 같은 기간으로 표시되기 때문이다.

2. Kaplan-Meier의 고용유지율 분석

그러나 앞서와 같은 비교는 이미 밝힌 대로 고용유지기간 변수가 오른쪽 절단된 상태의 변수이므로 단순평균 비교가 문제일 수 있다. 자료의 오른쪽 절단문제를 해결하기 위해서는 소위 Duration 분석을 해야 한다. Duration 분석은 두 가지로 시행할 수 있는데 첫 번째는 고용기간이 늘어남에 따라 고용을 유지하고 있는 확률을 집단별로 비교하는 방법이다. 즉 시간이 지남에 따라서 어떤 집단에 고용을 유지하고 있는 사람들의 비중이 얼마나 되는가를 집단별로 비교할 수 있다. 두 번째는 고용기간을 결정해주는 요인을 분석하는 방법이다.

먼저 첫 번째 방법은 취업한 날부터 시작하여 취업 이후의 취업기간을 카플란-마이어 추정량(Kaplan-Meier estimator)을 통해 파악하는 것이다. 카플란-마이어 추정량에 대해 간략히 설명하면 다음과 같다.

먼저 기간(duration)이 $t_1 < t_2 < \dots < t_k$ 존재한다고 하면, t_i 까지 취업하고 있을 임금근로자가 n_i 명, t_i 까지 은퇴하였을 임금근로자가 d_i 명 존재한다고 가정하자. 그리고 취업 이후에 근로자가 t 기간까지 계속 일을 하고 있을 확률(고용유지확률)을 $\hat{S}(t)$ 라 하면 $\hat{S}(t)$ 는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\hat{S}(t) = \prod_{i: t_j \leq t} \left(\frac{n_i - d_i}{n_i} \right) = \prod_{i: t_j \leq t} \left(1 - \frac{d_i}{n_i} \right) \quad (1)$$

여기에서 물론 t 는 $t_1 < t < t_k$ 이다.

이때 t 기간까지 계속 일하는 임금근로자 가운데에서 t 기간에 은퇴한 임금근로자의 비율을 뜻하는 위험률(hazard rate) $\hat{\lambda}(t)$ 은 위 식의 표현에 따를 때, 다음과 같이 이해할 수 있다.

$$\hat{\lambda}(t) = \frac{d_i}{n_i} \tag{2}$$

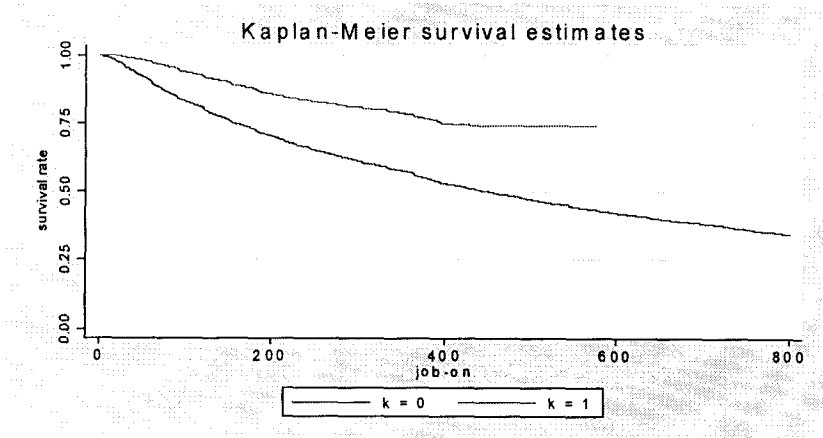
따라서 식 (1)은 다음과 같게 된다.

$$\hat{S}(t) = \prod_{i:t_j \leq t} (1 - \hat{\lambda}(t)) \tag{3}$$

바로 이 식 (3)이 카플란-마이ер 추정량으로서 이 추정량을 통하여 취업 이후의 고용유지 확률을 구할 수 있게 된다.

〈그림 4〉에는 수혜집단과 비교집단 I에 대하여 위 식 (3)을 이용하여 취업 이후의 고용유지 확률을 구한 결과가 나타나 있다. 이 결과를 보면 시간(고용유지기간)이 길어짐에 따라서 고용을 유지하고 있는 확률(1-실직 확률)이 비교집단 I의 경우가 (수혜집단보다) 더 적다는 것을 알 수 있다. 다시 말하면 수혜집단이 비교집단 I보다 실직할 확률이 적다는 것이다.

〔그림 4〕 Kaplan-Meier 분석: 수혜집단 vs. 비교집단 I



주: Red는 수혜집단, Blue는 비수혜집단, 단위는 일수

그런데 앞에서 살펴본 집단별 고용유지기간 평균값은 수혜집단보다 비교 집단 I의 값이 확연히 크게 나타났었다. 이러한 모순이 생기는 이유는 앞서 설명한 대로 t 시점에서 고용유지기간을 측정할 때 이미 고용이 종료된

경우와 그때까지 고용이 지속되고 있는 경우가 똑같이 (t - 최초고용시점)의 기간으로 측정된다는 것 때문에 그렇다.

【표 11】 고용유지기간별 고용유지확률: 수혜집단

고용유지기간	취업자	실직자	잘려진관측치수 (censored)	고용유지확률	표준오차 (95%신뢰수준)
1	10,547	67	470	0.9936	0.0008
2	10,010	191	708	0.9747	0.0016
3	9,111	216	689	0.9516	0.0022
4	8,206	216	556	0.9265	0.0027
5	7,434	167	522	0.9057	0.0031
6	6,745	176	511	0.8821	0.0035
7	6,058	160	383	0.8588	0.0038
8	5,515	119	445	0.8403	0.0041
9	4,951	82	442	0.8263	0.0043
10	4,427	72	453	0.8129	0.0045
11	3,902	53	380	0.8019	0.0047
12	3,469	60	340	0.7880	0.0050
13	3,069	79	359	0.7677	0.0053
14	2,631	50	340	0.7531	0.0056
15	2,241	10	316	0.7498	0.0057
16	1,915	5	219	0.7478	0.0058
17	1,691	1	287	0.7474	0.0058
18	1,403	0	558	0.7474	0.0058
19	845	0	677	0.7474	0.0058
20	168	0	168	0.7474	0.0058

주: 단위는 개월

〈그림 4〉를 자세히 보면 이러한 추측이 많다는 것을 알 수 있다. 수혜집단의 경우 대략 400일 정도의 고용유지기간 이후에는 고용유지율이 거의 일정한 값을 유지하고 있다. 반면에 비교집단의 경우는 이후에도 유지율(survival rate)이 지속적으로 하락하고 있음을 알 수 있다. 이 같은 현상은 수혜집단의 경우 고용유지기간이 400일 이상 되는 경우가 거의 없다는 뜻이다. 그 이유는 두 가지일 수 있다. 첫째는 관찰시점(t)에서 고용유지기간을 측정할 때 이미 모든 관측치들의 고용이 종료된 경우이다. 만약 이것이 사실이면 약 400일에서 생존율(고용유지율)은 0에 수렴하여야 한다. 그러나 〈그림 4〉에서 고용유지율이 70%가 넘고 있다. 둘째는 관찰시점(t)에서 고용유지기간을 측정할 때 상당수의 관측치들은 그때까지 고용이 지속되고 있는 경우이다. 고용유지율이 70%가 넘고 있기 때문에 두 번째의 경우에 해당한다고 보여진다.

[표 12] 고용유지기간별 고용유지확률: 비교집단 I

고용유지기간	취업자	실직자	잘려진관측치수 (censored)	고용유지확률	표준오차 (95%신뢰수준)
1	34,444	1,385	145	0.9598	0.0011
2	32,914	1,936	457	0.9033	0.0016
3	30,521	1,838	300	0.8489	0.0019
4	28,383	1,507	292	0.8039	0.0022
5	26,584	1,393	203	0.7617	0.0023
6	24,988	1,180	179	0.7258	0.0024
7	23,629	1,126	110	0.6912	0.0025
8	22,393	982	122	0.6609	0.0026
9	21,289	828	127	0.6352	0.0026
10	20,334	721	136	0.6126	0.0027
11	19,477	722	132	0.5899	0.0027
12	18,623	585	117	0.5714	0.0027
13	17,921	1,033	147	0.5385	0.0028
14	16,741	637	211	0.5180	0.0028
15	15,893	569	290	0.4994	0.0028
16	15,034	490	169	0.4832	0.0028
17	14,375	507	185	0.4661	0.0028
18	13,683	436	94	0.4513	0.0028
19	13,153	436	78	0.4363	0.0028
20	12,639	382	83	0.4231	0.0028

주: 단위는 개월, 258개월까지의 자료가 존재하나 일부만 표기함.

즉, 수혜집단은 고용유지기간이 400일을 넘는 경우가 거의 없지만, 이는 400일 이후에 모두 실직하였기 때문이 아니라, 최초고용시점에서 관찰 시점(t)까지의 기간이 400일을 넘지 않은 경우가 대부분이기 때문에 발생하는 것이다. 이 같은 추측은 수혜집단과 비교집단 I의 고용유지 기간에 따른 고용유지확률을 보여주는 <표 11>과 <표 12>를 보면 더 확실하게 알 수 있다. <표 11>에 수혜집단의 경우는 고용유지기간별로 볼 때 실직을 한 경우보다 고용이 유지되고 있는 경우(잘려진 관측치 숫자)의 빈도수가 확연히 높다. 그러나 <표 12>의 비교집단 I의 경우는 고용유지기간별로 볼 때 실직을 한 경우가 고용이 유지되고 있는 경우(잘려진 관측치 숫자)의 빈도수보다 확연히 높다.

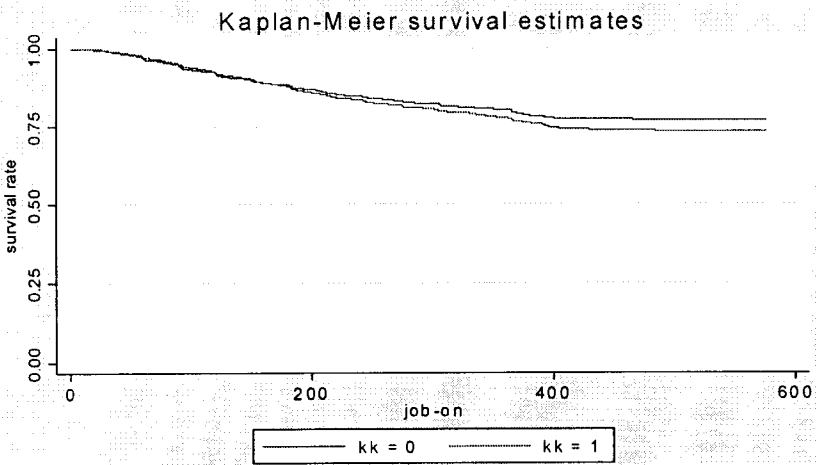
마지막으로 수혜집단에 잘려진 관측치가 많은 이유는 실제로 수혜집단에 속하는 청년들이 청년고용유지 지원금을 받기 시작한 시점이 그리 오래 되지 않았기 때문이다. 따라서 고용유지기간이 400일 이상 넘는 관측치가 별로 없고, 비교집단의 경우 최초고용시점이 고용유지지원금 지원시점보다 훨씬 이전이기 때문에 고용유지기간의 평균은 수혜집단보다 더 길다. 하지

만 고용유지 확률의 추정을 통하여 분석해 보면 수혜집단의 청년층이 고용되어 있을 확률이 더 높다는 것을 알 수 있다.

〈그림 5〉에는 수혜집단과 비교집단 II에 대하여 위 식 (3)을 이용하여 취업 이후의 고용유지 확률을 구한 결과가 나타나 있다. 이 결과를 보면 시간(고용유지기간)이 길어짐에 따라서 고용을 유지하고 있는 확률(1-실직 확률)이 비교집단 II의 경우가 (수혜집단보다) 더 크다는 것을 알 수 있다. 그러나 그 차이는 앞의 〈그림 4〉에 비하면 매우 미세한 차이이다. 더구나 〈표 13〉을 보면 비교집단 II 역시 상당수의 관찰치들이 오른쪽 절단 현상을 보이고 있음을 알 수 있다.

정리해보면, 수혜집단의 고용유지기간 평균은 비교집단 II(여타 지원금 수혜자)보다 조금 짧고, 비교집단 I(지원금 비수혜 청년)보다 매우 짧은 것으로 나타났다. 그러나 이것은 아직까지 고용을 유지하고 있는 사람들이 많은 상태에서 관측된 것이기 때문에 향후 이들의 고용유지기간은 더 길어질 수 있다. 이를 감안하여 고용유지 기간이 경과함에 따른 고용유지율(생존율)을 추정한 결과 수혜집단의 고용유지 확률이 비교집단 I보다 훨씬 크게 나타났고, 비교집단 II보다는 미세하게 작은 것으로 나타났다.

〔그림 5〕 Kaplan-Meier 분석: 수혜집단 vs. 비교집단 II



주: Red는 수혜집단, Blue는 비수혜집단, 단위는 일수

【표 13】 고용유지기간별 고용유지확률: 비교집단 I

고용유지기간	취업자	실직자	잘려진관측치수 (censored)	고용유지확률	표준오차 (95%신뢰수준)
1	2921	26	64	0.9911	0.0017
2	2831	62	206	0.9694	0.0032
3	2563	64	142	0.9452	0.0043
4	2357	54	132	0.9235	0.0051
5	2171	59	117	0.8984	0.0059
6	1995	34	160	0.8831	0.0064
7	1801	42	95	0.8625	0.0070
8	1664	26	122	0.8491	0.0074
9	1516	28	103	0.8334	0.0078
10	1385	12	81	0.8261	0.0080
11	1292	18	72	0.8146	0.0083
12	1202	10	71	0.8079	0.0085
13	1121	31	67	0.7855	0.0092
14	1023	8	67	0.7794	0.0094
15	948	4	58	0.7764	0.0095
16	886	3	31	0.7735	0.0096
17	852	0	116	0.7735	0.0096
18	736	0	286	0.7735	0.0096
19	450	0	329	0.7735	0.0096
20	121	0	121	0.7735	0.0096

주: 단위는 개월

3. 콕스(Cox)의 비례위험모형 분석

위에서 분석한 고용유지확률만으로 수혜집단의 고용유지효과를 정확히 판단하는 데는 또 다른 문제가 있다. 즉, 앞서 회귀분석에서와 같이, 학력이나 연령, 성 등의 근로자 특성이 동일한 상태에서 오직 지원금을 받았는가, 아닌가의 여부만 놓고 지원금의 효과를 측정하여야 정확한 측정이 이루어진다. 그런데 위에서 추정한 고용유지확률은 그러한 통제가 이루어지지 않았다.

관찰가능한 근로자의 특성을 통제하면서 고용유지 지원효과를 분석하기 위해서는 일반적으로 콕스의 비례위험모형(Cox's proportional hazards models)을 많이 사용한다. 이를 간략히 설명하면 다음과 같다. 취업자가 취업 이후에 은퇴하는 시점을 $T(=t+dt)$ 라 할 때, 위험함수(hazard function) $\lambda(t)$ 는 다음과 같이 정의된다.

$$\lambda(t; X(t)) = \lambda_0(t) \exp[X(t)\beta]$$

여기에서 $X(t)$ 는 은퇴를 결정하는 요인(covariate)을 나타낸다. 위의 식을 자연대수형태로 변환하면 다음과 같다.

$$\log\lambda(t; X(t)) = \alpha(t) + X(t)\beta, \quad \alpha(t) = \log\lambda_0(t).$$

위의 식을 이용하여 위험율(이하에서는 고용에서 탈출하는 율이므로 실직위험율이라고 표현함)을 피설명변수로 하고, 실직위험율에 영향을 미치는 변수, 즉 교육년수, 경력, 경력제곱, 지역, 산업, 성 등의 설명변수와 우리의 관심사인 청년고용유지 지원금 수혜여부를 나타내는 더미 변수를 포함하는 Cox의 비례위험모형 추정을 시행한 결과가 <표 14>에 나타나 있다. <표 14>는 수혜집단과 비교집단 I을 이용한 결과이다. 여기에 따르면 교육년수가 높을수록 실직할 위험은 줄어들게 된다. 경력이 많은 경우에도 실직할 위험이 떨어지는 것으로 나타났다. 지역별로는 서울 지역의 근로자

【표 14】 Cox 모형 (실직위험율) 추정 결과: 비교집단 I

독립변수	전체	남자	여자
교육년수	-0.10** (-24)	-0.14** (-27)	-0.03** (-6)
경력(연령-교육년수-6)	-0.02** (-2.49)	-0.07** (-6)	0.02* (2.35)
경력2/100	-0.28** (-4)	-0.03 (-0.38)	-0.48** (-6)
성 (남성=1)	0.19** (15)	-	-
지역	-0.04** (-3)	-0.11** (-5)	-0.004 (-0.29)
산업더미(제조업=1)	-0.19** (-12)	-0.35** (-16)	-0.11** (-5)
도소매 음식숙박	0.08** (4)	-0.05* (-2.10)	0.13** (7)
부동산 및 사업서비스업	0.02 (1.12)	-0.11** (-3)	0.14** (6)
청년지원금수혜 (=1, 비수혜청년=0)	-1.05** (-39)	-1.22** (-34)	-1.07** (-29)
Log L	-273617	-153767	-180350
관측치수	44797	26442	28931
censored	28116	16663	19379

주: 위의 추정치들은 위험율(Hazard Ratio)을 독립변수의 계수(coefficient)로 환산한 값임.

가 실직할 위험이 적고, 산업별로는 제조업에 속하는 근로자가 실직할 위험이 적은 반면에 도소매음식숙박업에 종사하는 근로자의 실직위험이 높은 것으로 나타났다.

본 분석의 주된 관심사는 역시 청년지원금 수혜 여부가 실직위험율에 미치는 영향이다. 앞서의 카프란-마이어의 위험률 추정결과와 비슷하게 청년지원금을 수혜한 근로자들의 실직위험율이 지원금 수혜를 받지 않은 청년보다 더 낮은 것으로 나타났다.

성별 분석에서도 전체 표본의 분석결과와 비슷하게 나타났다. 다만 남자의 경우 도소매음식숙박업과 부동산 및 사업서비스업에 종사하는 근로자도 지원금을 수혜 받은 경우가 (그렇지 않은 경우보다) 실직위험율이 낮은 것으로 나타났다. 또한 지원금을 수혜 받은 근로자와 그렇지 않은 근로자 사이의 실직위험율 차이는 남자가 여자보다 더 큰 것으로 나타났다.

【표 15】 Cox 모형 (실직위험율) 추정 결과: 비교집단 II

독립변수	전체	남자	여자
교육년수	-0.08** (-8)	-0.13** (-9)	-0.02 (-0.96)
경력(연령-교육년수-6)	-0.05** (-5)	-0.10** (-7)	-0.02 (-1.67)
경력2/100	0.06** (3)	0.15** (5)	0.05 (1.85)
성 (남성=1)	-0.002 (-0.04)	-	-
지역	-0.14** (-2.84)	-0.20** (-2.76)	-0.10 (-1.34)
산업더미(제조업=1)	-0.21** (-3)	-0.38** (-4)	-0.09 (-1.01)
도소매 음식숙박	0.11 (1.86)	-0.07 (-0.82)	0.27** (3)
부동산 및 사업서비스업	-0.11 (-1.81)	-0.23* (-2.55)	0.02 (0.24)
청년지원금수혜 (=1, 여타지원금수혜=0)	-0.10 (-1.31)	0.07 (0.68)	-0.22 (-1.90)
Log L	-19653	-8864	-9228
관측치 수	13434	6846	6588
Censored	2189	1072	1117

주: 위의 추정치들은 위험율(Hazard Ratio)을 독립변수의 계수(coefficient)로 환산한 값임.

〈표 15〉에는 비교집단 II와 수혜집단의 표본을 이용한 Cox 비례위험모형 추정결과가 나타나 있다. 청년지원금 수혜 여부 더미 이외의 다른 변수들이 실직위험율에 미치는 영향은 앞의 경우와 거의 비슷한 것으로 나타났다. 다만 청년지원금 수혜 여부 더미는 전체 표본의 경우 -0.10 , 남자는 0.07 , 여자는 -0.22 로 나타났다. 그러나 남자표본의 경우 통계적 유의성이 떨어져서 수혜집단과 비교집단 II의 실직위험율 차이가 거의 없는 것으로 나타났다. 그러나 여자의 경우는 청년지원금 수혜집단의 경우가 여타 지원금 수혜집단보다 실직위험율이 더 큰 것으로 나타났다. 하지만 이 역시 통계적 유의성이 매우 높은 것은 아니다.

VII. 요약 및 분석의 한계

지금까지 고용보험의 각종 데이터베이스에서 추출한 자료를 이용하여 청년 지원금의 효과를 분석하였다. 청년지원금 효과분석을 위하여 직장을 찾기 위해 소요된 기간 즉, 직장탐색기간, 취업한 경우 임금수준, 그리고 취업한 이후 그 직장에서 얼마나 오랫동안 고용되고 있었는지를 나타내는 고용유지 기간 및 실직위험율을 피설명변수로 하여 계량적인 분석을 실시하였다.

효과분석의 비교를 위해서 본 연구에서는 세 종류의 표본 집단을 구성하였다. 즉, 신규고용촉진 장려금 중에서 청년지원금을 받은 집단(수혜집단), 지원금을 받지 않은 청년층 중에서 (청년지원금을 받은 집단과 비교하기 위하여) 구성된 집단(비교집단 I), 신규고용촉진 장려금 중에서 청년지원금 이외의 (고령자, 여성, 장기구직자 등의) 지원금을 받은 집단(비교집단 II)이다.

지금까지의 분석 결과를 다음의 세 가지 분야로 나누어 요약하겠다. 첫째, 직장탐색기간의 분석결과이다. 먼저 집단별로 직장탐색기간의 평균값을 보면 수혜집단의 경우 가장 짧은 직장탐색기간을 보이고 있으며, 비교집단 I이 가장 긴 직장탐색기간을 보였다. 그러나 직장탐색기간의 결정요인을 Tobit 모형으로 추정한 결과는 청년지원금을 수혜한 집단의 직장탐색기간이 오히려 더 긴 것으로 나타났다. 반면에 수혜집단과 비교집단 II를

대상으로 한 Tobit 모형 결과는 청년지원금을 수혜한 집단의 직장탐색기간이 더 짧은 것으로 나타났다. 따라서 직장탐색기간이 긴 사람들이 청년지원금 수혜대상임을 알 수 있다.

둘째, 취업 시 임금수준의 분석결과이다. 다른 조건이 일정할 때 청년지원금을 수혜한 집단의 월 임금이 그렇지 않는 청년집단보다 약 15% 정도 임금이 높은 것으로 나타났다. 남녀별로 보면 남자는 약 19%, 여자는 약 12% 정도 임금이 높은 것으로 나타났다. 또한, 청년지원금을 수혜한 집단의 월 임금이 다른 지원금을 수혜한 근로자 집단보다 약 13% 정도 임금이 높은 것으로 나타났다. 남녀별로 결과는 남자의 경우 청년지원금을 수혜한 집단의 월 임금이 다른 지원금을 수혜한 집단보다 약 17% 정도, 그리고 여자의 경우는 약 8% 정도 임금이 높은 것으로 나타났다.

셋째, 취업 이후 고용유지 분석과 실직위험율에 대한 분석 결과이다. 집단별 취업 후 고용유지 기간의 평균값을 보면 수혜집단의 경우 254일로 나타나서 가장 짧은 고용유지기간을 보이고 있다. 그러나 이 결과는 조사시점 현재에도 취업상태에 있는 사람과 조사시점에 실직한 사람의 고용유지기간이 동일하게 조사되기 때문이다. 청년지원금 수혜집단의 취업시점이 비교적 짧기 때문에 (그리고 조사시점 당시에도 취업하고 있는 근로자 비율이 높기 때문에) 나타난 착시현상이다. 이러한 문제점을 수정하여 추정된 고용유지율 분석에서는 청년지원금을 수혜한 근로자들이 지원금 수혜를 받지 않은 청년보다 더 높은 것으로 나타났다. 비교집단 II와 수혜집단의 표본을 이용한 분석에서는 남자의 경우 수혜집단과 비교집단 II의 실직위험율 차이가 거의 없는 것으로 나타났다. 그러나 여자의 경우는 청년지원금 수혜집단의 경우가 여타 지원금 수혜집단보다 실직위험율이 더 큰 것으로 나타났다. 하지만 이 역시 통계적 유의성이 매우 높은 것은 아니었다.

그러나 이상의 분석 결과를 활용할 때는 다음의 점들에 유의하여야 할 것이다. 첫째는 사용 자료의 한계로 발생한 문제이다. 첫 번째 지표였던 직장탐색기간을 구하는 과정에서는 자료의 한계가 존재하였다. 청년지원금을 받은 집단 (수혜집단)의 직장탐색기간은 최초 구직 등록일을 기준으로 하면 큰 문제가 없다. 그러나 비교집단의 경우 최초 구직 등록일에 대한 정보가 없기 때문에 부득이 1회 이상 취업을 하고 실직을 경험한 경우에만 직장탐색기간의 측정이 가능하다. 따라서 결과의 해석에서 이 점을 유념하

여야 할 것이다.

둘째는 관찰되지 않은 근로자의 특성 때문에 발생하는 선택편의(selection bias) 문제이다. 보조금을 지급받은 근로자들은 보조금을 지급 받지 않은 근로자들과는 (노동시장의 성과에 영향을 미칠 수 있는) 특성이 다르다. 따라서 보조금의 효과를 정확히 추정하기 위해서는 노동시장의 성과에 영향을 미칠 수 있는 근로자의 특성을 모두 통제 한 후에 보조금의 효과를 분석해야 한다. 본 연구에서는 주어진 자료 범위 내에서 이러한 점들을 모두 통제하였다. 그러나 관찰되지 않는 특성이 노동시장의 성과에 미치는 영향은 주어진 자료만으로 통제가 불가능하였다. 따라서 본 분석의 결과를 해석할 때 관찰되지 않는 근로자 특성(unobservable characteristics of workers) 때문에 발생하는 선택편의 문제는 여전히 존재함을 염두에 두어야 할 것이다.

세 번째는 거시적인 분석이 포함되어 있지 않기 때문에 생기는 문제이다. 즉, 보조금이 없더라도 어차피 채용될 인력을 지원할 때 발생하는 사하중 손실(deadweight effect), 기존 근로자의 고용을 감소시킬 수 있는 대체 효과(substitution effect), 그리고 보조금 혜택을 받지 못한 기업이 혜택을 받은 기업의 경쟁력 상승으로 시장이 잠식당하여 고용을 줄이게 되는 전치효과 등이 고려되어 있지 못하다는 점을 유념해야 한다. 이러한 문제들은 본 분석에서 해결할 수가 없기 때문에 설문조사 등을 통한 보조분석이 필요할 것이다.

◆ 참고문헌 ◆

- 금재호·장지연·이규용 (2002), "고용안정사업의 효율성 평가", 『고용안정사업의 효율성 평가』, 한국노동연구원.
- 김동현 외 (1999), 『고용보험에 의한 기업의 고용유지 활성화 방안』, 노동부.
- 김주섭·이규용·김정우 (2002), 『고용유지지원제도의 효과 및 개선방안』, 한국노동연구원.
- 장지연·김정우 (2001), 『취약계층에 대한 고용보조금제도의 효과 및 개선방안』, 한국노동연구원.
- 황덕순 (1999), 『소규모사업체 고용안정사업 활용제고 방안』, 한국노동연구원.

Cox, David R. "Regression Models and Life-Tables," *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, 34, 1972, pp.187-220.

Kalbfleisch, John D. and Robert L. Prentice, *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, NY: Wiley, 1980.

Kiefer, Nicholas M. "Economic Duration Data and Hazard Functions," *Journal of Economic Literature*, 26, 1988, pp.646-679.

Evaluation of the Wage Subsidy Program for the Youth in Korea

Kang-Shik Choi* · Chong-Hoon Rhee**

Abstract

The aim of this paper is to evaluate the effects of wage subsidy program for the youth using various data-bases on Employment Insurance in Korea. The main findings are as follows: First, estimated job search period of the youth with the wage subsidy is longer than that of other groups. Second, the wage level of the youth with the wage subsidy, when employed, is higher than the youth without the wage subsidy by 15%, and is higher than the old and women with wage subsidy by 13%. The wage premium of the youth with the wage subsidy is more prominent for men than women. Third, the estimated employment duration of the youth with the wage subsidy is longer than that of the youth without the wage subsidy. The hazard rates of losing jobs, however, are not significantly different between the youth with the wage subsidy and the other groups (the old and women) with wage subsidy.

KRF Classification: B030400

Key Words: wage subsidy, youth unemployment

* First Author, Professor, School of Economics, Yonsei University

** Second Author, Professor, Department of Business Administration, Myongji University