

저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

• 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건 을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 이용허락규약(Legal Code)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

Disclaimer 🖃





경제학석사학위논문

군가산점제의 폐지가 남녀 신규 취업자의 공공부문 진출에 미친 효과

2017년 2월

서울대학교 대학원 경제학부 경제학전공 이 상 아

군가산점제의 폐지가 남녀 신규 취업자의 공공부문 진출에 미친 효과

지도 교수 류 근 관

이 논문을 경제학석사 학위논문으로 제출함 2016년 10월

서울대학교 대학원 경제학부 경제학전공 이 상 아

이상아의 경제학석사 학위논문을 인준함 2016년 12월

위 원 장 <u>서 명 환 (인)</u> 부 위 원 장 <u>류 근 관 (인)</u> 위 원 <u>최 승 주 (인)</u>

초 록

군가산점제는 제대 군인이 공무원 임용 시험에 응시할 경우 3~5% 의 가산점을 부여하던 제도이다. 군가산점제를 규정하는 법률은 평 등권, 공무담임권 등을 침해한다 하여 헌법재판소에서 위헌 판결을 받고 1999년 12월 폐지되었다. 이재호(2014)는 그의 논문에서 군 가산점제의 폐지가 여성에 비해 남성의 공공부문 취업 확률을 추가 적으로 감소시켰다고 주장한다. 그러나 해당 논문이 사용한 표본 및 변수에 부적절한 부분이 많아 이를 그대로 받아들이기는 어렵다. 본 연구는 해당 논문의 문제점을 해결함으로써 군가산점제의 폐지가 남녀 신규 취업자의 공공부문 취업 확률에 미친 영향을 보다 정확 히 확인하고자 하였다. 이중차분법(Difference-in-Differences)을 사용한 본 연구의 분석 결과, 군가산점제의 폐지가 여성에 비해 군 복무자의 공공부문 전반에 대한 취업 확률을 추가적으로 감소시키 지는 않았다. 그러나 공공부문의 일부분인 공공행정부문에서는 전문 대 및 대학교 졸업자에 한하여 군가산점제의 폐지가 여성에 비해 군복무자의 취업 확률을 추가적으로 감소시키는 요인으로 작용하였 다.

주요어 : 군가산점제, 공공부문, 여성, 군복무자, 한국노동패널, 이중

차분법

학번: 2015-20178

목 차

제 1 장 서 론	1
1.1 연구의 배경	1
1.2 선행 연구 소개	2
1.3 선행 연구의 문제점	5
제 2 장 실 중 분 석	8
2.1 선행 연구의 문제점 확인	8
2.2 연구 모형 실증 분석	16
2.2.1 연구 가설	16
2.2.2 모형 및 변수 설명	
2.2.3 자료 및 추정 결과	
2.2.4 강건성 확인(Robustness Check)······	22
제 3 장 결 론	30
	30
참고문헌	32
Abstract	33

표 목차

[표 2] 교육 및 경찰·소방 공무원 포함 시 추정 결과 비교 12 [표 3] 선행 연구의 강건성 확인 ···································
[표 3] 선행 연구의 강건성 확인 ······14 [표 4] 기초통계량······19
[표 4] 기초통계량19
[표 5] 연구 모형 분석 결과20
[표 6] 강건성 확인 1 - 취업 연도 기준 변화23
[표 7] 강건성 확인 2 - 취업 연도 기준 변화(하위 부문)…24
[표 8] 강건성 확인 3 - 공공행정부문 학력 수준 구분27
그림 목차
[그림 1] 공무원 직종별 비율6
[그림 2] 남녀 전문대 및 대학교 졸업자의 공공행정부문 취업
률 추세········29

제 1 장 서 론

1.1 연구의 배경

대한민국의 모든 국민은 헌법 제 39조에 의거하여 국방의 의무를 진다. 그러나 병역법은 병역의 의무를 남성에게만 부과하고 있다.1) 군복무를 하는 남성의 경우 병역 의무의 수행으로 인해 자유로운 개인으로서의 권리가 일정 기간 제약된다고 볼 수 있으며, 이에 따라 병역 의무를 이행한 남성에 대한 보상의 필요성과 관련한 논의 가 이어져 왔다.

우리나라에서는 병역 의무를 이행한 남성(이하 "군필자")에 대한 보상의 일종으로서 제대 군인이 공무원 임용 시험에 응시할 경우 가산점을 부여하는 '군가산점제'가 도입되었다. 우리나라뿐 아니라 미국도 군가산점제를 오래전부터 시행해왔는데, 미국의 경우에는 가산점을 받을 수 있는 유자격자가 참전군인, 상이군인 등으로 매우 제한적이다. 우리나라는 모병제가 아닌 징병제를 시행하여 대부분의 남성이 군복무를 하고, 제대 군인이면 별다른 자격 요건 없이도 공무원 임용 시험에서 가산점을 받을 수 있었기에 우리나라의 군가산점제는 미국의 군가산점제와 그 의미나 효과 측면에서 다른점이 많았다고 할 수 있다.

우리나라에서는 1961년에 제정된 『군사원호대상자임용법』 및 『군사원호대상자 고용법』이 군가산점제의 모태가 되었고 이후 군가산점제는 변화를 거듭하였다. 군필자가 6급 이하 공무원 임용 시험에 응시한 경우 5%까지 가산할 수 있도록 규정하고 있던 『제대군인 지원에 관한 법률』의 제 8조 제 1항 및 제 3항, 동법시행령

¹⁾ 병역법 제3조(병역의무) ① 대한민국 국민인 남성은 헌법과 이 법에서 정하는 바에 따라 병역의무를 성실히 수행하여야 한다. 여성은 지원에 의하여 현역 및 예비역으로만 복무할 수 있다.

의 제 9조에 대하여 헌법재판소에서 전원 일치 의견으로 위헌 결정을 내리면서 군가산점제는 1999년 12월 23일 폐지되었다. 헌법재판소는 군가산점제가 헌법적 권리인 평등권과 공무담임권을 침해한다는 이유로 군가산점제를 위헌법률이라고 결정하였다.

군가산점제 폐지 당시는 물론이고 최근까지도 군가산점제 부활에 대한 논의가 이어져왔으며 군가산점제의 부활 시도도 여러 차례 있었다.2) 강제적 군복무에 대한 합당한 보상이 어떤 것인지에 관한논의가 이어지고 있는 상황에서 군가산점제에 대한 헌법적 논의와더불어, 군가산점제의 폐지가 대다수의 여성 및 군필자가 아닌 자(이하 "미필자")와 군필자의 공공부문 취업에 실제로 차별적인영향을 미쳤는가에 대한 논의도 필요하다고 할 수 있다. 따라서 본연구는 공공부문 취업과 관련하여 군가산점제의 폐지가 군필자와여성 및 미필자에게 어떠한 영향을 미쳤는지 자세히 살펴보고자 한다.

1.2 선행 연구 소개

군가산점제 폐지가 공공부문 취업에 어떤 영향을 미쳤는지를 확인함으로써 군가산점제 폐지가 노동시장에 미친 영향에 대해 분석한논문으로는 이재호의 2014년도 석사 학위 논문(이하 "선행 연구")이 유일하다. 선행 연구는 공공부문 취업과 관련하여, 군가산점제의 폐지 이후 군가산점의 적용을 받지 않던 이에 비해 적용을받던 이가 추가적으로 불리해졌는지를 확인하고자 하였다. 그러나선행 연구는 변수 선택이나 표본 설정 등에서 많은 문제점을 가지고 있다. 그 문제점들이 선행 연구에서 밝히고자 했던 '군가산점제의 폐지가 군필자에게 추가적으로 불리하게 작용하였다.'라는 핵심

^{2) &}quot;병영문화혁신위원회, 군 가산점제 부활 권고 논란", 한겨례신문, 2014. 12. 12.

가설에 대한 정확한 검정을 어렵게 하므로, 해당 논문을 근거로 군 가산점제의 폐지가 노동시장에 영향을 미쳤다고 단언할 수는 없다. 이에 본 연구의 목적은 선행 연구에서 뚜렷하게 드러나는 한계를 극복함으로써 군가산점제 폐지가 남녀 신규 취업자의 공공부문 취 업에 미친 효과를 보다 정확하게 살펴보는 것이다.

선행 연구의 한계를 지적하고 해결하기 위해서는 선행 연구에서 사용한 자료와 방법론을 자세히 살펴볼 필요가 있다. 우선 선행 연구에서 사용한 자료는 한국노동연구원이 제공하는 한국노동패널 1차년도(1998년)부터 13차년도(2010년)까지의 자료이다. 논문 작성 당시에 사용할 수 있었던 한국노동패널 자료를 모두 이용한 것으로 보인다. 선행 연구에서 사용한 표본은 1985년에서 2010년 사이의 신규 취업자 중 만 20세부터 만 35세까지의 응답자이다. 이는 2008년까지 존재했던 공무원 임용 연령 제한을 반영한 것이다. 이자료를 이용하여 선행 연구에서 분석한 주(主) 모형은 다음과 같다.

 $Y = \beta_0 + \beta_1 SEX + \beta_2 D + \beta_3 SEX \times D + \beta_4 AGE + \beta_5 AGE^2 + \beta_6 INCOME + \beta_7 YEAR + \beta_8 YEAR^2 + \beta_9 YEAR^3 + \gamma$ 학력더미 + δ 거주지역더미

$$\begin{split} Y &= \beta_0 + \beta_1 M + \beta_2 NM + \beta_3 D + \beta_4 M \times D + \beta_5 NM \times D + \beta_6 AGE \\ &+ \beta_7 AGE^2 + \beta_8 INCOME + \beta_9 YEAR + \beta_{10} YEAR^2 + \beta_{11} YEAR^3 \\ &+ \gamma$$
학력더미 + δ 거주지역더미

두 모형 모두 종속변수는 신규 취업자가 공공부문에 취업했을 경우 1, 아니면 0을 부여하는 가변수이다. 그리고 통제변수인 AGE는 취업 연도의 나이를 나타내고 INCOME은 가구소득을 나타낸다. 학력 수준을 통제하기 위해 고졸 이하를 벤치마크로 하여 2년제 대학, 4년제 대학, 석/박사 세 개의 가변수를 포함하였다. 그리고 취업자의 거주지역을 통제하기 위해 한국노동패널에서 제공하는 거주지역데이터에 맞추어 광역시와 도 단위로 14개의 가변수를 포함하였다.

이때 서울이 벤치마크이고 제주도는 조사대상에 포함되지 않은 연 도가 존재하므로 제외하였다.

첫 번째 모형에서 설명변수 SEX는 성별 가변수로서 남성이면 1, 여성이면 0을 부여한 것이다.3) 그리고 설명변수 D는 군가산점제가 폐지된 이후 취업 여부를 나타내는 가변수로서, 취업 연도가 2000년 이후이면 1, 2000년 이전이면 0을 부여한 것이다. 따라서 SEX와 D의 상호작용항의 계수가 음(-)이면 남성이 여성에 비해 공공부문에 취업할 확률이 군가산점제 폐지 이후 추가적으로 감소하였음을 의미한다. 이처럼 선행 연구는 이중차분법을 통해 군가산점제 폐지의 영향을 보고자 하였다.

두 번째 모형에서 설명변수 M은 군복무 여부를 나타내는 가변수로서, 취업 이전에 군복무를 했으면 1, 아니면 0을 부여하였다. 따라서 M은 단순히 군복무를 했는지를 나타내는 것이 아니라 취업 시기이전에 군복무를 하여 군가산점제의 적용 대상이 되는지를 나타낸다고 이해해야 한다. NM은 남성이면서 군복무를 하지 않은 경우 1, 아니면 0을 부여하는 가변수로서, 취업 시기 이전에 군복무를 하지않은 남성을 나타내는 변수이다. 본 논문에서는 M의 값이 1인 자를 '군복무자', NM의 값이 1인 자를 '비복무자'라고 한다. M과 D의 상호작용항의 계수가 음(-)이면 군복무자가 벤치마크인 여성에 비해 공공부문에 취업할 확률이 군가산점제 폐지 이후 추가적으로 감소하였음을 의미한다. 그리고 NM과 D의 상호작용항의 계수는 비복무자가 여성에 비해 공공부문에 취업할 확률이 군가산점제 폐지 이후 추가적으로 반화하였다면 0과 유의하게 다를 것이다.

선행 연구의 두 가지 주 모형에 대한 분석 결과는 다음과 같다. 첫 번째 모형에서 SEX와 D의 상호작용항의 계수 추정 결과, 군가산점 제의 폐지 이후 남성이 공공부문에 취업할 확률이 여성에 비해 약 3.6% 추가적으로 감소하였다. 두 번째 모형에서는 M과 D의 상호작

³⁾ 선행 연구에서는 여성이면 1, 남성이면 0을 부여하는 가변수를 사용하였으나 여기서는 편의상 반대로 정의한 가변수를 사용하여 설명한다.

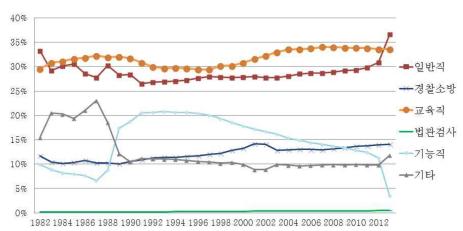
용항의 계수 추정 결과, 군가산점제의 폐지로 군복무자가 공공부문에 취업할 확률이 여성에 비해 약 4.3% 추가적으로 감소하였다. NM과 D의 상호작용항의 계수는 음(-)으로 추정되었으나 유의하지 않았다. 따라서 선행 연구의 분석 결과에 따르면 군가산점제의 폐지이후 남성이 여성에 비해, 군복무자가 여성에 비해 공공부문에 취업할 확률이 추가적으로 감소하였다는 결론을 내릴 수 있다.

1.3 선행 연구의 문제점

앞서 언급하였듯이 선행 연구는 변수의 선택과 표본의 설정 등에서 다음과 같은 문제점을 지니고 있기에 분석 결과를 그대로 받아들이기 어렵다.

선행 연구의 첫 번째 문제점은 표본 기간을 비대칭적으로 설정한 것이다. 군가산점제는 1999년 12월 23일에 폐지되었는데 선행 연 구는 1998년에서 2010년이라는 비대칭적인 기간의 자료를 표본으 로 사용하였다. 제도 폐지 전 2년과 폐지 후 11년을 표본에 포함시 킨 것인데 만약 여성의 공공부문 취업률이 모형에 포함되지 않은 요인 혹은 관찰 불가능한(unobservable) 요인에 의해 남성과 다른 추세를 갖는다면 표본 기간을 비대칭적으로 설정함으로써 군가산점 제도 폐지의 효과를 과소 혹은 과대 추정하게 만들 수 있을 것이다. 두 번째 문제점은 가구소득 변수를 사용한 것이다. 선행 연구는 노 동패널의 취업 시기 자료를 근거로 1985~2010년의 신규 취업자를 표본으로 삼았다고 밝히고 있다. 그리고 노동패널에서 확인할 수 있 는 가구소득은 조사년도의 전년도 가구소득이다. 가구소득이 공공기 관 취업에 미치는 영향이 존재하고 다른 설명변수들과 상관된다면 이를 통제변수로 포함하는 것이 타당하다. 그러나 1985년 취업자라 면 85년 취업 당시 혹은 전 해의 가구소득을 사용해야 하나 그 정 보를 알 수 있는 방법은 없다. 선행 연구는 변수에 대한 자세한 설

명을 제공하지 않아 정확히 알 수는 없지만 만일 85년 신규 취업자가 1998년 1차 조사에 응했다면 그의 1997년 가구소득이 변수로 사용되었을 것으로 보인다. 가구소득에는 가구원이 어떤 직업을 가지는가가 영향을 미치기 때문에 조사 전 해의 가구소득을 사용할경우 내생성의 문제가 발생하게 된다.



[그림 1] 공무원 직종별 비율

출처: 공무원연금공단(직종별 가입자 추이 통계)

세 번째 문제점은 공무원 중 약 30%를 차지하는 교육 공무원과약 10%를 차지하는 경찰·소방 공무원을 공공부문이 아닌 민간부문 취업자로 간주하였다는 것이다. [그림 1]을 보면 전체 공무원 중약 40%가 교육 및 경찰·소방 공무원이다. 선행 연구의 종속변수는 산업코드 84에 해당하는 공공행정부문에 종사하는 경우에만 1을부여하고 나머지는 0을 부여하였으며 군복무와 취업이 겹치는 문제를 해결하기 위하여 직업 군인일 경우 0을 부여하였다. 따라서 전체공무원 중 40% 정도를 차지하는 교육 및 경찰·소방 공무원의 경우 종속변수의 값이 민간부문 취업자와 같이 0이 된다. 정확히 말하면 선행 연구의 종속변수는 공공부문 가변수가 아니라 공공행정부문 가변수인 것이다. 따라서 선행 연구의 종속변수 설정은 공공부문

취업에 대한 군가산점제 폐지의 영향을 확인하고자 하는 연구 목적에 부합하지 않는다고 할 수 있다.

네 번째 문제점은 선행 연구에서 강건성 확인(robustness check) 이 제대로 이루어지지 않았다는 것이다. 선행 연구에서 군가산점제 폐지의 영향을 확인하기 위해 설정한 가변수 D는 취업 연도가 2000년 이후인지 아닌지를 구분한다. 그러나 만약 취업 연도가 2000년 외의 연도 이후일 때 1을 부여하는 가변수를 생성하고 이를 모형에 포함하였을 때 그 변수의 계수가 0과 유의하게 다르다면, 취업 연도가 2000년 이후일 때 1을 부여하는 가변수의 계수를 추정함으로써 군가산점제 폐지의 효과를 확인할 수 있다고 말하기 어렵다.

제 2 장 실 증 분 석

2.1 선행 연구의 문제점 확인

이제 선행 연구에서 사용한 한국노동패널 자료를 이용하여 앞서 지적한 문제점 중 일부를 실증적으로 확인해보자. 선행 연구에서 변 수 사용과 관련된 상세한 정보를 제공하고 있지 않아 동일한 분석 을 실시하였다고 할 수는 없으나, 유사한 표본 및 변수를 사용하고 자 최대한 노력하였다.

첫 번째 문제점인 표본 기간의 비대칭성이 실제로 문제를 야기할 가능성이 있는지 확인하기 위해 표본 기간을 대칭적으로 설정해보 았다. [표 1]은 표본 기간을 선행 연구와 동일하게 설정한 후 추정한 결과와 선행 연구와 변수는 동일하지만 대칭적인 표본 기간을 설정한 후 추정한 결과를 비교한 것이다.

[표 1] 표본 기간 변화 시 추정 결과 비교

	성별 가변수			군복무 여부 가변수		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
변수	1998~ 2010년	1998~ 2001년	1999~ 2002년	1998~ 2010년	1998~ 2001년	1999~ 2002년
SEX	0.014*** (0.005)	0.011** (0.005)	0.005 (0.006)			
D2000	-0.029*** (0.007)	-0.012 (0.011)		-0.029*** (0.007)	-0.012 (0.011)	
SEX*D2000	-0.019*** (0.006)	-0.013 (0.011)				
M(군복무)				0.017*** (0.005)	0.013** (0.006)	0.006 (0.007)
NM(비복무)				0.008 (0.007)	0.005 (0.007)	0.003 (0.008)
M*D2000				-0.022*** (0.006)	-0.017 (0.012)	_
NM*D2000				-0.014* (0.008)	-0.003 (0.014)	

D2001			-0.001 (0.009)			-0.001 (0.009)
SEX*D2001			-0.013 (0.010)			
M*D2001			(*** *)			-0.019* (0.011)
NM*D2001						-0.004 (0.013)
AGE	0.010** (0.004)	0.014** (0.007)	0.010 (0.007)	0.009** (0.005)	0.013* (0.007)	0.010 (0.007)
AGE^2	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000 (0.000)
INCOME	-0.000** (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
YEAR	-	-	-	-	-	-
YEAR ²	0.000 (0.000)	-0.001 (0.003)	-0.004 (0.002)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.003)	-0.004 (0.002)
YEAR ³	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
2년제 대학	0.007** (0.004)	0.013** (0.006)	0.008 (0.006)	0.007* (0.004)	0.012* (0.006)	0.008 (0.007)
4년제 대학	0.033*** (0.003)	0.036*** (0.006)	0.027*** (0.006)	0.033*** (0.003)	0.035*** (0.006)	0.028*** (0.006)
석/박사	0.020*** (0.007)	0.002 (0.013)	0.004 (0.014)	0.020*** (0.007)	0.002 (0.013)	0.004 (0.014)
부산광역시	0.008 (0.005)	0.015* (0.009)	0.012 (0.009)	0.007 (0.005)	0.015* (0.009)	0.012 (0.009)
대구광역시	0.004 (0.006)	0.006 (0.010)	0.026** (0.011)	0.003 (0.006)	0.006 (0.010)	0.026** (0.011)
대전광역시	0.010 (0.008)	-0.001 (0.013)	-0.004 (0.014)	0.010 (0.008)	-0.001 (0.013)	-0.004 (0.014)
인천광역시	0.014** (0.006)	0.021** (0.010)	0.013 (0.010)	0.014** (0.006)	0.021** (0.010)	0.013 (0.010)
광주광역시	0.011 (0.008)	0.005 (0.012)	0.001 (0.013)	0.011 (0.008)	0.005 (0.012)	0.001 (0.013)
울산광역시	0.002 (0.009)	-0.011 (0.015)	0.010 (0.016)	0.002 (0.009)	-0.011 (0.015)	0.011 (0.016)
경기도	0.002 (0.004)	0.008 (0.007)	0.017** (0.007)	0.002 (0.004)	0.007 (0.007)	0.017** (0.007)
강원도	0.025*** (0.010)	0.016 (0.015)	0.010 (0.016)	0.025*** (0.010)	0.015 (0.015)	0.010 (0.016)
충청북도	0.008 (0.010)	-0.010 (0.016)	0.009 (0.017)	0.008 (0.010)	-0.011 (0.016)	0.009 (0.017)
충청남도	0.027*** (0.008)	0.033** (0.015)	0.054*** (0.015)	0.026*** (0.008)	0.032** (0.015)	0.054*** (0.015)
전라북도	0.027*** (0.008)	0.037*** (0.012)	0.030** (0.012)	0.027*** (0.008)	0.036*** (0.012)	0.031** (0.012)
전라남도	0.022** (0.009)	0.010 (0.014)	0.019 (0.016)	0.022** (0.009)	0.010 (0.014)	0.019 (0.016)
경상북도	0.008 (0.007)	0.011 (0.011)	0.005 (0.013)	0.008 (0.007)	0.011 (0.011)	0.005 (0.013)

경상남도	0.010*	0.006	0.017*	0.010	0.005	0.017*
	(0.006)	(0.009)	(0.010)	(0.006)	(0.009)	(0.010)
Constant	-251.558	833.640	5,112.780	-268.093	461.060	5,202.582
	(185.240)	(3,474.492)	(3,205.826)	(185.744)	(3,487.951)	(3,207.146)
Observations	12,372	5,246	3,219	12,372	5,246	3,219
R-squared	0.019	0.020	0.020	0.020	0.020	0.021

Standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

[표 1]의 첫 번째 열부터 세 번째 열은 성별 가변수를 사용한 추정 결과이며, 네 번째 열부터 여섯 번째 열은 군복무 여부 가변수를 사용한 추정 결과이다. 첫 번째 열과 두 번째 열을 비교하면 표본 기간이 1998~2010년에서 1998~2001년으로 변하면 SEX*D2000의 계수가 비유의해진다. 그러나 단순히 표본의 크기가 작아지는 것만으로도 계수의 유의도가 감소하는 경향이 있으므로 이것이 반드시 표본 기간의 비대청적 설정의 문제점을 확인한 것이라 할 수는 없다. 따라서 1999~2002년으로 표본 기간을 옮겨보았다. 세 번째 열에서 SEX*D2001의 계수는 음(-)이나 비유의하다. 이때 D2001은 취업 연도가 2001년 이후이면 1, 아니면 0을 부여하는 가변수이다. 이 결과만으로는 SEX*D2001의 계수를 비유의하게 만든 것이 대칭적 표본 기간으로의 변화인지, 2001년에 남성 취업자의 공공부문 취업 확률에 추가적으로 영향을 미치는 사건이 발생하지 않았기 때문인지 구분하기 어렵다.

성별 가변수를 사용할 경우, 군가산점제의 적용을 받는 군복무자 남성과 비복무자 남성이 같은 남성 집단에 포함되므로 군가산점제의 영향을 정확히 파악하기 어렵다. 남성의 군복무 여부 가변수를 사용함으로써 이러한 문제를 해결할 수 있다. [표 1]의 네 번째 열과 다섯 번째 열은 각각 1998~2010년, 1998~2001년으로 표본기간을 설정한 결과를 나타낸다. 네 번째 열에서는 M*D2000의 계수가 음(-)이고 유의하나 다섯 번째 열에서는 음(-)이지만 비유의하다. 이것이 표본 기간 축소에 의한 것인지 확인하기 위해 표본 기간을 1999~2002년으로 옮겨 회귀 분석을 실시하였다. 여섯 번째

열이 그 결과로, M*D2001의 계수가 음(-)이면서 10% 유의수준에서 0과 유의하게 다르다. 이는 이 모형에서 표본 기간의 축소 자체가 반드시 상호작용항 계수의 비유의성을 야기하는 것은 아님을보여준다. 또한 D2001은 일종의 거짓(fake) 가변수로서, 군가산점제의 폐지라는 사건이 존재하지 않았던 2001년을 기준으로 삼더라도 M*D2001의 계수가 음(-)으로 추정되므로, 표본 기간의 설정측면에서 문제가 없더라도 네 번째 열에서 M*D2000의 계수가 음(-)으로 추정되는 것이 반드시 군가산점제 폐지의 효과라고 보기는어렵다는 결론을 내릴 수 있다.

세 번째 문제점으로 지적한, 교육 및 경찰·소방 공무원을 민간부문에 포함시킨 것이 분석에 어떤 영향을 미치는지 확인해보자. 이제부터 선행 연구에서 사용한 종속변수는 '공공행정부문 가변수'라고 정확히 명명하겠다. 또한 취업자의 직업이 초등교사이거나 경찰혹은 소방 공무원인 경우 1, 아니면 0을 부여하는 새로운 가변수를 '기타공공부문 가변수'라 한다. 그리고 공공행정부문 가변수의 값이 1이거나 기타공공부문 가변수의 값이 1인 경우 1을 부여하고,두 가변수의 값이 모두 0인 경우 0을 부여하는 가변수를 '공공부문 가변수'라 하겠다. 교육 공무원 중 초등교사만 기타공공부문에 포함시킨 이유는 중등교사의 경우 사립교원이 많아 모두를 공무원이라 보기 어렵기 때문이다. 초등교사는 대부분 국공립 초등학교에서 일하므로 초등교사이면 교육 공무원으로 보아도 무리가 없다.4〉[표 2]는 공공행정부문 가변수를 종속변수로 사용한 추정 결과와 공공부문 가변수를 종속변수로 사용한 추정 결과를 비교한 것이다.

⁴⁾ 초등교사 신규채용 통계(단위: 명)

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
국공립	3067	3227	3313	7352	7462	9249	5439	7700
사립	60	74	61	80	126	99	76	67

출처: 교육통계연보

[표 2] 교육 및 경찰·소방 공무원 포함 시 추정 결과 비교

변수	(1)	(2)	(3)	(4)
인구	공공행정	공공부문	공공행정	공공부문
SEX	0.014*** (0.005)	-0.002 (0.005)		
D2000	-0.029***	-0.041***	-0.029***	-0.042***
	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
SEX*D2000	-0.019*** (0.006)	-0.010 (0.006)		
M(군복무)			0.017*** (0.005)	0.000 (0.006)
NM(비복무)			0.008 (0.007)	-0.006 (0.007)
M*D2000			-0.022*** (0.006)	-0.011 (0.007)
NM*D2000			-0.014* (0.008)	-0.005 (0.009)
AGE	0.010**	0.010**	0.009**	0.010**
	(0.004)	(0.005)	(0.005)	(0.005)
AGE^2	-0.000**	-0.000**	-0.000**	-0.000**
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
INCOME	-0.000**	-0.000	-0.000**	-0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
YEAR	-	-	-	-
$YEAR^2$	0.000	0.000*	0.000	0.000**
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
YEAR ³	-0.000	-0.000*	-0.000	-0.000**
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
2년제 대학	0.007**	0.007*	0.007*	0.007*
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
4년제 대학	0.033***	0.048***	0.033***	0.048***
	(0.003)	(0.004)	(0.003)	(0.004)
석/박사	0.020***	0.045***	0.020***	0.045***
	(0.007)	(0.008)	(0.007)	(0.008)
부산광역시	0.008	0.010*	0.007	0.010*
	(0.005)	(0.006)	(0.005)	(0.006)
대구광역시	0.004	0.008	0.003	0.008
	(0.006)	(0.007)	(0.006)	(0.007)
대전광역시	0.010	0.014	0.010	0.013
	(0.008)	(0.009)	(0.008)	(0.009)
인천광역시	0.014**	0.022***	0.014**	0.022***
	(0.006)	(0.007)	(0.006)	(0.007)
광주광역시	0.011	0.012	0.011	0.012
	(0.008)	(0.009)	(0.008)	(0.009)
울산광역시	0.002	0.008	0.002	0.007
	(0.009)	(0.010)	(0.009)	(0.010)
경기도	0.002	0.009*	0.002	0.009*
	(0.004)	(0.005)	(0.004)	(0.005)

강원도	0.025***	0.032***	0.025***	0.032***
	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)
충청북도	0.008	0.033***	0.008	0.033***
	(0.010)	(0.011)	(0.010)	(0.011)
충청남도	0.027***	0.033***	0.026***	0.033***
	(0.008)	(0.009)	(0.008)	(0.009)
전라북도	0.027***	0.041***	0.027***	0.041***
	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)
전라남도	0.022**	0.025***	0.022**	0.025***
	(0.009)	(0.010)	(0.009)	(0.010)
경상북도	0.008	0.010	0.008	0.010
	(0.007)	(0.008)	(0.007)	(0.008)
	0.010*	0.019***	0.010	0.019***
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
Constant	-251.558	-396.862*	-268.093	-408.565**
	(185.240)	(203.439)	(185.744)	(204.004)
Observations	12,372	12,372	12,372	12,372
R-squared	0.019	0.028	0.020	0.028

Standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

[표 2]에서 첫 번째 열과 두 번째 열은 성별 가변수를 사용한 결과이고 세 번째 열과 네 번째 열은 군복무 여부 가변수를 사용한 결과이다. 모두 선행 연구와 같이 1998년부터 2010년까지의 자료를 사용하였다. 기타공공부문을 공공부문이 아니라 민간부문으로 간주할 경우 SEX*D2000와 M*D2000의 계수 모두 음(-)이고 유의하나 기타공공부문을 공공부문으로 포함시킨 경우 이 계수들은 모두 비유의해진다. [표 2]에는 포함시키지 않았으나 중등교사를 표본에서 제외하고 나서 공공부문 가변수를 종속변수로 하여 추정한 결과도 이와 거의 다르지 않았다. 중등교사를 표본에서 제외한 이유는, 중등교사의 경우 사립교원의 비중이 높아 이를 공공부문에 포함시키기에 무리가 있으나 또한 중등교사 모두를 민간부문 취업자로 간주하는 것도 추정에 오류를 유발할 수 있다고 보았기 때문이다. [표 2]에서 나타난 결과를 통해 교육 및 경찰·소방 공무원을 민간부문으로 포함시키고 분석한 선행 연구는 종속변수 설정 측면에서 심각한 오류를 지니고 있음을 알 수 있다.

강건성 확인이 미흡하다는 네 번째 문제점은 앞서 첫 번째 문제점을 확인할 때에 언급했던 거짓 가변수를 사용하여 확인할 수 있다. SEX와 D2000의 상호작용항의 계수뿐만 아니라 SEX와 D1999, D2001, D2002 등의 변수의 상호작용항의 계수 또한 유의하게 0과다르게 추정된다면 SEX*D2000의 계수가 유의하게 추정되더라도이것이 군가산점제 폐지의 효과라고 말하기는 어려울 것이다. [표 3]은 거짓 가변수를 사용하여 SEX*D2000의 계수가 군가산점제폐지의 효과를 나타낸다고 말할 수 있는가를 확인한 것이다.

[표 3] 선행 연구의 강건성 확인

변수	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	2000년	1999년	2001년	2002년	2003년
SEX	0.014*** (0.005)	0.013** (0.005)	0.013*** (0.004)	0.011*** (0.004)	0.007* (0.004)
D2000	-0.029*** (0.007)				
SEX*D2000	-0.019*** (0.006)				
D1999		-0.016** (0.006)			
SEX*D1999		-0.015** (0.006)			
D2001			-0.016*** (0.006)		
SEX*D2001			-0.018*** (0.006)		
D2002				-0.013** (0.006)	
SEX*D2002				-0.016*** (0.006)	
D2003					-0.013** (0.006)
SEX*D2003					-0.011** (0.006)
AGE	0.010** (0.004)	0.010** (0.004)	0.010** (0.005)	0.009** (0.005)	0.010** (0.005)
AGE^2	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)
INCOME	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000* (0.000)
YEAR	-	-	-	-	-

0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)		-0.000*** (0.000)
-0.000	0.000	0.000	0.000**	0.000***
0.007**	0.007*	0.007*	0.007*	0.007* (0.004)
0.033***	0.032***	0.033***	0.033***	0.033*** (0.003)
0.020***	0.019***	0.020***	0.020***	0.020*** (0.007)
0.008	0.007	0.007	0.007	0.007 (0.005)
0.004	0.003	0.003	0.004	0.004 (0.006)
0.010	0.009	0.010	0.010	0.010 (0.008)
0.014**	0.014**	0.015**	0.015**	0.015** (0.006)
0.011	0.010	0.011	0.011	0.011 (0.008)
0.002	0.002	0.002	0.002	0.001 (0.009)
0.002	0.002	0.002	0.002	0.002 (0.004)
0.025***	0.025***	0.025***	0.026***	0.026*** (0.010)
0.008	0.010	0.009	0.009	0.010 (0.010)
0.027***	0.027***	0.028***	0.027***	0.027*** (0.008)
0.027***	0.027***	0.027***	0.027***	0.026*** (0.008)
0.022**	0.022**	0.022**	0.022**	0.022** (0.009)
0.008	0.009	0.009	0.009	0.009 (0.007)
0.010*	0.010*	0.009	0.009	0.009 (0.006)
-251.558 (185.240)	97.650 (178.296)	144.181 (168.133)	374.041** (150.018)	552.318*** (139.200)
12,372	12,372	12,372	12,372	12,372
0.019	0.017	0.017	0.017	0.016
	(0.000) -0.000 (0.000) -0.000 (0.000) 0.007** (0.004) 0.033*** (0.007) 0.008 (0.005) 0.004 (0.006) 0.010 (0.008) 0.014** (0.006) 0.011 (0.008) 0.002 (0.009) 0.002 (0.009) 0.002 (0.004) 0.025*** (0.010) 0.027*** (0.008) 0.027*** (0.008) 0.027*** (0.008) 0.027*** (0.008) 0.022** (0.009) 0.002 (0.004) 0.025*** (0.008) 0.027*** (0.008) 0.027*** (0.008) 0.027*** (0.008) 0.022** (0.009) 0.008 (0.007) 0.010* (0.006) -251.558 (185.240) 12,372	(0.000) (0.000) -0.000 (0.000) (0.000) (0.000) (0.004) (0.004) (0.003) (0.003) (0.003) (0.003) (0.007) (0.007) (0.008 (0.007) (0.005) (0.005) (0.004 (0.005) (0.005) (0.006) (0.006) (0.008) (0.008) (0.008) (0.008) (0.008) (0.008) (0.008) (0.011 (0.006) (0.008) (0.008) (0.009) (0.008) (0.009) (0.009) (0.009) (0.009) (0.004) (0.004) (0.005) (0.004) (0.008) (0.004) (0.009) (0.009) (0.001) (0.001) (0.002 (0.002 (0.004) (0.004) (0.005) (0.001) (0.008) (0.001) (0.008) (0.	(0.000) (0.000) (0.000) -0.000 (0.000) (0.000) (0.000) (0.000) (0.000) (0.004) (0.004) (0.004) (0.003) (0.003) (0.003) (0.003) (0.003) (0.003) (0.007) (0.007) (0.007) (0.005) (0.005) (0.005) (0.005) (0.005) (0.005) (0.006) (0.006) (0.006) (0.006) (0.008) (0.008) (0.008) (0.008) (0.008) (0.008) (0.008) (0.008) (0.006) (0.008) (0.008) (0.007) (0.008) (0.008) (0.008) (0.008) (0.008) (0.008) (0.008) (0.008) (0.008) (0.008) (0.008) (0.009) (0.009) (0.008) (0.009) (0.009) (0.008) (0.009) (0.009) (0.009) (0.004) (0.004)	(0.000) (0.000) (0.000) (0.000) -0.000 0.000 0.000 0.000** (0.000) (0.000) (0.000) (0.000) 0.007** 0.007* 0.007* 0.007* (0.004) (0.004) (0.004) (0.004) (0.003) (0.003) (0.003) (0.003) (0.003) (0.003) (0.003) (0.003) (0.007) (0.007) (0.007) (0.007) (0.007) (0.007) (0.007) (0.007) (0.005) (0.005) (0.005) (0.005) (0.004) (0.006) (0.006) (0.006) (0.004) (0.006) (0.006) (0.006) (0.004) (0.006) (0.006) (0.006) (0.008) (0.008) (0.008) (0.008) (0.008) (0.008) (0.008) (0.008) (0.008) (0.008) (0.008) (0.008) (0.001) (0.006) (0.006) (0.006) (0.008)<

Standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

[표 3]에서 첫 번째 열은 선행 연구와 마찬가지로 취업 연도가 2000년 이후이면 1을 부여하는 가변수 D2000을 사용한 분석 결과이고 나머지 열들은 차례로 취업 연도가 1999년, 2001년, 2002년,

2003년 이후이면 1, 아니면 0을 부여하는 가변수들을 사용한 분석 결과이다. 여기서는 선행 연구의 표본 기간을 유지하고 성별 가변수만을 이용하여 분석하였다.

[표 3]에서 SEX*D2000의 계수 추정치 외에도 SEX*D1999, SEX*D2001, SEX*D2002, SEX*D2003의 계수 추정치가 모두 음 (-)이며 5% 이하의 유의수준에서 0과 유의하게 다르다. 이는 SEX*D2000의 계수가 0과 유의하게 다르다는 것이 반드시 군가산점제 폐지의 효과의 존재를 증명하는 것은 아님을 의미한다.

2.2 연구 모형 실증 분석

2.2.1 연구 가설

본 연구의 가설은 '군가산점제의 폐지가 여성 혹은 비복무자에 비해 군복무자의 공공부문 신규 취업 확률을 추가적으로 감소시키지 않았을 것이다.'이다. 선행 연구는 '군가산점제의 폐지가 여성혹은 비복무자에 비해 군복무자의 공공부문 신규 취업 확률을 추가적으로 감소시켰을 것이다.'라는 가설을 검정한 것인데, 본 연구는 선행 연구의 문제점으로 지적한 부분들을 개선하고 적절한 변수 및표본을 설정할 경우 선행 연구와 다른 결론에 도달하게 되는지 확인하고자 한다.

2.2.2 모형 및 변수 설명

본 연구의 가설을 확인하기 위해 사용한 모형은 다음과 같다.

 $Y = \beta_0 + \beta_1 M + \beta_2 NM + \beta_3 M \times D + \beta_4 NM \times D + \beta_5 AGE + \beta_6 AGE^2 + \beta_7 INCOME + \alpha$ 조사년도더미 + γ 학력더미 + δ 거주지역더미

본 연구는 위의 모형을 합동 회귀 분석을 통해 추정하였고, 선행연구와 방법론적인 측면에서 동일하게 이중차분법을 사용하여 군가산점제 폐지의 영향을 보고자 하였다. 이중차분법은 간단하고 직관적으로 특정 사건이나 변화의 효과를 확인할 수 있도록 하는 방법이므로 본 연구의 가설을 검정하기에 적절한 방법이다.

본 연구가 확인하고자 하는 것은 군가산점제의 폐지가 공공부문 취업에 미친 영향이므로 표본을 신규 취업자뿐만 아니라 구직자도 포함하도록 확대할 때 목적에 더욱 부합하는 변수를 만들 수 있다. 따라서 미취업자 중에서 지난 1개월 간 구직활동 여부를 묻는 질문에 '예'라고 답한 응답자들까지 포함해 표본을 확대하였다. 따라서 본 연구는 군가산점제 폐지 시점으로부터 대칭적인 기간인 1998~2001년의 신규 취업자 및 구직자 표본을 사용하였다.

위의 모형에서 종속변수는 기본적으로 공공부문 가변수이고 추정에 따라 공공행정부문 가변수나 기타공공부문 가변수를 사용하였다. 설명변수 M은 군복무자 남성이면 1, 아니면 0을 부여하는 가변수이고 NM은 비복무자 남성이면 1, 아니면 0을 부여하는 가변수이다. 취업 시점에 군복무 중이었거나 군복무 경험이 없는 경우에 비복무자라 하였다. 표본 기간 내에 여성이면서 군복무를 하였다고 응답한 경우는 한 건이 있었는데 그 응답자의 직업이 군복무와 아무관련이 없는 것으로 보아 잘못 기재된 것으로 추측되어 그 관찰치는 제외하였다. 따라서 전체 응답자는 여성과 군복무자 남성, 비복무자 남성 세 집단으로 구분된다.

개인의 군복무 정보는 한국노동패널의 신규 조사자 대상 설문에서 얻을 수 있는 정보로서 매년 군복무 정보가 업데이트 되지는 않는 다. 따라서 1998년 1차 조사 때 설문에 응답한 남성 중 설문 당시 에는 비복무자였으나 취업 이전에 군복무를 마쳐 취업 당시에는 군 복무자가 된 경우 신규 조사자 대상의 설문만 사용해서는 이를 반영할 수 없다는 문제점이 있다. 다행스럽게도 한국노동패널은 2008년 11차 조사에서 교육이라는 주제로 부가조사를 실시하였고 여기에는 군복무 여부, 군 입대 시기 및 군 복무 기간에 대한 설문이 포함되어 있다. 이 정보를 활용하면 본 연구에서 표본 기간으로 설정한 1998~2001년의 군복무와 취업 시기 간 관계를 파악할 수 있다. 따라서 11차년도 부가조사 정보를 사용하여 군복무 정보를 업데이트하였다.

또한 본 연구는 선행 연구에서 사용한 설명변수 중 성별 가변수를 추정에 사용하지 않았다. 본 연구에서 중요한 것은 성별보다 군복무여부이며 M, NM 변수를 사용하면 성별 가변수를 사용할 때보다 집단을 더욱 세분하여 나타낼 수 있으므로 성별 가변수를 사용한 추정은 불필요하다고 판단하였기 때문이다. 또한 앞서 언급하였듯이성별 가변수를 사용하면 군복무자, 비복무자 남성이 한 집단으로 묶이기 때문에 성별 가변수의 사용은 연구의 목적과 맞지 않다.

가구소득 변수의 경우 스마트 클립스(SMART KLIPS)에서 제공하는 6개 항목(이전소득, 사회보험소득, 기타소득, 근로소득, 금융소득, 부동산소득) 소득 합계(단위: 만원)를 사용하였고, 선행 연구와는 달리 본 연구에서는 내생성 문제를 걱정할 필요가 없다. 본 연구는 1998년부터 2001년까지 각 조사년도의 신규 취업자 및 구직자를 표본으로 삼고 있으므로 각 조사에서 얻을 수 있는 전년도 가구소득 정보를 사용할 경우 내생성 문제가 발생하지 않기 때문이다.

선행 연구에서 연도를 그대로 변수로 포함시켰을 때 연도 변수는 생략(omitted)되었다. 또한 선행 연구의 추정 결과 연도 제곱과 세제곱 변수가 거의 유의하지 않았다는 점에 근거하여 본 연구에서는 공공부문 취업 확률에 대한 연도별 고유한 영향을 보다 명확히 확인하기 위해 연도 더미를 사용하였다. 단, 연도 더미를 사용할 때취업 연도 가변수 D를 모형에 포함시키면 다중공선성 문제가 발생하므로 M이나 NM과의 상호작용항이 아닌 가변수 D는 모형에 포함

시키지 않았다.

학력 가변수의 경우 스마트 클립스에서 구분하는 학력 수준을 반영하여 고졸 미만, 고졸, 대학 재학 및 중퇴, 전문대졸, 대졸 이상으로 선행 연구에 비해 상세히 구분하였다. 거주지역 가변수는 선행연구와 동일하게 설정하였다.

2.2.3 자료 및 추정 결과

본 연구에서 사용한 변수들의 기초통계량은 다음과 같다.

[표 4] 기초통계량

변수	표본크기	평균	표준편차	최솟값	최댓값
종속변수					•
공공부문	2294	0.021	0.145	0	1
기타공공부문	2294	0.009	0.093	0	1
공공행정부문	2294	0.015	0.121	0	1
군복무 가변수					
M(군복무)	2294	0.290	0.454	0	1
NM(비복무)	2294	0.224	0.417	0	1
학력 가변수					
고졸 미만	2294	0.096	0.295	0	1
고졸	2294	0.441	0.497	0	1
대재 및 중퇴	2294	0.125	0.331	0	1
전문대졸	2294	0.144	0.351	0	1
대졸 이상	2294	0.194	0.396	0	1
기타통제변수					
연령	2294	27.238	4.431	20	35
성별(남성=1)	2294	0.514	0.500	0	1
가구소득(만원)	2294	2037.166	1567.492	12	23300
거주지역 (서울=1, … , 경상남도=15)	2294	5.942	4.715	1	15

연도 가변수					
1998년	2294	0.266	0.442	0	1
1999년	2294	0.313	0.464	0	1
2000년	2294	0.206	0.405	0	1
2001년	2294	0.215	0.411	0	1

군복무 여부를 취업 시기 이전에 군복무를 마쳤는지 여부로 판단하였기 때문에 남성 중 비복무자의 비율이 높다. 남성 중 비복무자의 비율을 계산해보면 약 43.6%에 달한다. 이는 고등학교 졸업 후바로 취업을 하는 사람들의 영향으로 보인다.

또한 기초통계량에서 성별 가변수의 경우 모형에는 포함되지 않지만 표본의 특성과 관련하여 중요한 정보를 주는 변수이므로 기초통계량을 제시하였다. 그리고 표본의 취업 당시 연령이 20세부터 35세인 이유는 표본 기간 당시 공무원 임용시험에 연령 제한이 있었기 때문이다. 행정 공무원과 교육 공무원, 경찰·소방 공무원 등의제한 연령이 달라 평균적인 제한 연령인 만 20세부터 35세까지를 표본으로 삼았다.

[표 5]는 본 연구의 모형에 대한 추정 결과이다. 첫 번째 열은 공 공행정부문과 기타공공부문을 포괄하는 공공부문 가변수가 종속변 수인 경우이고 두 번째 열은 기타공공부문 가변수, 세 번째 열은 공 공행정부문 가변수가 종속변수인 경우를 나타낸다.

[표 5] 연구 모형 분석 결과

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	공공부문	기타공공부문	공공행정부문
M(군복무)	-0.008	-0.011*	0.009
	(0.009)	(0.006)	(0.008)
NM(비복무)	-0.021**	-0.015**	-0.005
	(0.010)	(0.007)	(0.009)
M*D2000	-0.011	0.006	-0.022*
	(0.014)	(0.009)	(0.012)
NM*D2000	0.018	0.012	0.004
	(0.015)	(0.010)	(0.013)

AGE	0.019**	0.001	0.021***
	(0.010)	(0.006)	(0.008)
AGE^2	-0.000**	-0.000	-0.000**
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
가구소득	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
1999년	0.014*	-0.007	0.019***
	(0.008)	(0.005)	(0.007)
2000년	-0.004	-0.012*	0.008
	(0.011)	(0.007)	(0.009)
2001년	-0.010	-0.016**	0.006
	(0.010)	(0.007)	(0.009)
고졸	-0.012	0.001	-0.010
	(0.011)	(0.007)	(0.009)
대재 및 중퇴	0.001	-0.005	0.005
	(0.014)	(0.009)	(0.012)
전문대졸	-0.001	-0.002	0.001
	(0.013)	(0.009)	(0.011)
대졸 이상	0.038***	0.034***	0.005
	(0.012)	(0.008)	(0.010)
부산광역시	0.013	0.013*	0.005
	(0.011)	(0.007)	(0.010)
대구광역시	0.037***	0.006	0.038***
	(0.013)	(0.009)	(0.011)
대전광역시	-0.003	-0.002	-0.001
	(0.019)	(0.012)	(0.016)
인천광역시	0.039***	0.014	0.025**
	(0.013)	(0.009)	(0.011)
광주광역시	0.004	-0.004	0.009
	(0.017)	(0.011)	(0.015)
울산광역시	0.037*	0.015	0.022
	(0.022)	(0.014)	(0.019)
경기도	0.015*	0.009	0.007
	(0.009)	(0.006)	(0.008)
강원도	0.021	0.023	-0.001
	(0.022)	(0.014)	(0.019)
충청북도	0.002	0.004	-0.001
	(0.023)	(0.015)	(0.019)
충청남도	0.068***	0.020	0.066***
	(0.020)	(0.013)	(0.016)
전라북도	0.038***	0.023**	0.015
	(0.015)	(0.009)	(0.012)
전라남도	0.045**	0.001	0.043***
	(0.019)	(0.012)	(0.016)
경상북도	0.010	0.002	0.009
	(0.016)	(0.010)	(0.013)
경상남도	0.021*	0.019**	0.015
	(0.013)	(0.008)	(0.011)
Constant	-0.260**	0.001	-0.302***
	(0.132)	(0.085)	(0.111)
Observations	2,294	2,294	2,294

R-squared	0.037	0.035	0.028
-----------	-------	-------	-------

Standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

첫 번째 열의 M*D2000의 계수는 음(-)으로 추정되나 유의하지 않다. 통계적으로 볼 때 군가산점제 폐지 이후 취업한 남성 군복무자가 여성에 비해 공공부문 취업 측면에서 추가적으로 불리해졌다고 볼 수 없음을 의미한다. 두 번째 열에서 기타공공부문 가변수가종속변수일 때는 M*D2000의 계수가 오히려 양(+)으로 추정되나유의하지 않다. 이처럼 첫 번째, 두 번째 열의 M*D2000의 계수는 0과 유의하게 다르지 않고 세 번째 열에서 종속변수 값으로 1을 부여하는 기준을 공공행정부문으로 한정했을 때에만 M*D2000의 계수가음(-)으로 추정되고 10% 유의수준에서 0과 유의하게 다르다는 것을 확인할 수 있다. NM*D2000의 계수는 모두 비유의하여 공공부문, 기타공공부문, 공공행정부문에서 비복무자가 여성에 비해추가적인 취업 확률 변화를 경험하지는 않았음을 알 수 있다.

2.2.4 강건성 확인(Robustness Check)

선행 연구에서 미흡한 부분이었던 강건성 확인을 다양한 각도로 실시해보았다. [표 6]은 거짓 가변수의 사용을 통해 연구 모형에 대한 강건성 확인을 시도한 결과이다. [표 6]에 나타난 결과를 보면취업 연도 기준을 1999년, 2001년으로 변화시키더라도 여전히 M과 가변수 D의 상호작용항의 계수들은 유의하지 않았다. 이는 여성에 비해 군복무자 남성의 공공부문 취업 확률이 2000년에 추가적으로 변화하지 않았다는 것이다. 비복무자 남성의 공공부문 취업 확률 또한 여성에 비해 1999년과 2001년에도 추가적 로 변화하지 않았다는 것이다. 비복무자 남성의 공공부문 취업 확률 또한 여성에 비해 1999년과 2000년, 2001년에 추가적으로 변화하지 않았다.

[표 6] 강건성 확인 1 - 취업 연도 기준 변화

-2.2	(1)	(2)	(3)
변수	2000년	1999년	2001년
M(군복무)	-0.008	-0.018	-0.011
	(0.009)	(0.012)	(0.008)
NM(비복무)	-0.021**	-0.021	-0.017*
	(0.010)	(0.015)	(0.009)
M*D2000	-0.011 (0.014)		
NM*D2000	0.018 (0.015)		
M*D1999		0.009 (0.014)	
NM*D1999		0.011 (0.017)	
M*D2001			-0.005 (0.018)
NM*D2001			0.018 (0.018)
AGE	0.019**	0.019**	0.019**
	(0.010)	(0.010)	(0.010)
AGE^2	-0.000**	-0.000**	-0.000**
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
가구소득	0.000	0.000	0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)
1999 년	0.014*	0.008	0.013
	(0.008)	(0.010)	(0.008)
2000 년	-0.004	-0.008	-0.003
	(0.011)	(0.011)	(0.009)
2001 년	-0.010	-0.015	-0.013
	(0.010)	(0.011)	(0.011)
고졸	-0.012	-0.011	-0.011
	(0.011)	(0.011)	(0.011)
대재 및 중퇴	0.001	0.001	0.001
	(0.014)	(0.014)	(0.014)
전문대졸	-0.001	-0.001	-0.000
	(0.013)	(0.013)	(0.013)
대졸 이상	0.038***	0.038***	0.039***
	(0.012)	(0.012)	(0.012)
부산광역시	0.013	0.014	0.014
	(0.011)	(0.011)	(0.011)
대구광역시	0.037***	0.036***	0.037***
	(0.013)	(0.013)	(0.013)
대전광역시	-0.003	-0.003	-0.004
	(0.019)	(0.019)	(0.019)
인천광역시	0.039*** (0.013)	0.039*** (0.013)	0.039*** (0.013)
광주광역시	0.004	0.004	0.004
	(0.017)	(0.017)	(0.017)

울산광역시	0.037*	0.036	0.036
	(0.022)	(0.022)	(0.022)
경기도	0.015* (0.009)	0.015* (0.009)	0.015* (0.009)
강원도	0.021	0.021	0.020
	(0.022)	(0.022)	(0.022)
충청북도	0.002	0.002	0.002
	(0.023)	(0.023)	(0.023)
충청남도	0.068*** (0.020)	0.067*** (0.020)	0.068*** (0.020)
전라북도	0.038***	0.038**	0.038**
	(0.015)	(0.015)	(0.015)
전라남도	0.045**	0.045**	0.044**
	(0.019)	(0.019)	(0.019)
경상북도	0.010	0.010	0.009
	(0.016)	(0.016)	(0.016)
경상남도	0.021*	0.021	0.021
	(0.013)	(0.013)	(0.013)
Constant	-0.260**	-0.256*	-0.259**
	(0.132)	(0.132)	(0.132)
Observations	2,294	2,294	2,294
R-squared	0.037	0.036	0.037

Standard errors in parentheses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

[표 7]은 공공부문의 하위 부문인 공공행정부문과 기타공공부문에 대하여 취업 연도 기준을 [표 6]에서와 같이 변화시킨 것이다.

[표 7] 강건성 확인 2 - 취업 연도 기준 변화(하위 부문)

	기타공공부문			공공행정부문		
 변수	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
也十	2000년	1999년	2001년	2000년	1999년	2001년
M(군복무)	-0.011* (0.006)	-0.013 (0.008)	-0.009* (0.005)	0.009 (0.008)	0.002 (0.010)	0.004 (0.007)
NM(비복무)	-0.015** (0.007)	-0.019** (0.010)	-0.011** (0.006)	-0.005 (0.009)	-0.001 (0.013)	-0.005 (0.007)
M*D2000	0.006 (0.009)			-0.022* (0.012)		
NM*D2000	0.012 (0.010)			0.004 (0.013)		
M*D1999		0.006 (0.009)			-0.002 (0.012)	
NM*D1999		0.013 (0.011)			-0.002 (0.014)	

M*D2001			0.002 (0.012)			-0.018 (0.015)
NM*D2001			0.006 (0.012)			0.009 (0.015)
AGE	0.001 (0.006)	0.001 (0.006)	0.001 (0.006)	0.021*** (0.008)	0.021*** (0.008)	0.021** (0.008)
AGE^2	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)
가구소득	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
1999 년	-0.007 (0.005)	-0.012* (0.006)	-0.008 (0.005)	0.019*** (0.007)	0.020** (0.008)	0.019*** (0.007)
2000 년	-0.012* (0.007)	-0.012* (0.007)	-0.008 (0.006)	0.008 (0.009)	0.004 (0.009)	0.003 (0.007)
2001 년	-0.016** (0.007)	-0.016** (0.007)	-0.013* (0.007)	0.006 (0.009)	0.002 (0.009)	0.003 (0.009)
고졸	0.001 (0.007)	0.001 (0.007)	0.001 (0.007)	-0.010 (0.009)	-0.010 (0.009)	-0.010 (0.009)
대재 및 중퇴	-0.005 (0.009)	-0.005 (0.009)	-0.005 (0.009)	0.005 (0.012)	0.004 (0.012)	0.005 (0.012)
전문대졸	-0.002 (0.009)	-0.002 (0.009)	-0.002 (0.009)	0.001 (0.011)	0.002 (0.011)	0.002 (0.011)
대졸 이상	0.034*** (0.008)	0.034*** (0.008)	0.034*** (0.008)	0.005 (0.010)	0.005 (0.010)	0.005 (0.010)
부산광역시	0.013* (0.007)	0.013* (0.007)	0.013* (0.007)	0.005 (0.010)	0.005 (0.010)	0.005 (0.010)
대구광역시	0.006 (0.009)	0.006 (0.009)	0.006 (0.009)	0.038*** (0.011)	0.038*** (0.011)	0.038*** (0.011)
대전광역시	-0.002 (0.012)	-0.002 (0.012)	-0.002 (0.012)	-0.001 (0.016)	-0.001 (0.016)	-0.001 (0.016)
인천광역시	0.014 (0.009)	0.014 (0.009)	0.014 (0.009)	0.025** (0.011)	0.025** (0.011)	0.025** (0.011)
광주광역시	-0.004 (0.011)	-0.004 (0.011)	-0.005 (0.011)	0.009 (0.015)	0.009 (0.015)	0.009 (0.015)
울산광역시	0.015 (0.014)	0.016 (0.014)	0.015 (0.014)	0.022 (0.019)	0.021 (0.019)	0.022 (0.019)
경기도	0.009 (0.006)	0.009 (0.006)	0.009 (0.006)	0.007 (0.008)	0.007 (0.008)	0.007 (0.008)
강원도	0.023 (0.014)	0.024* (0.014)	0.023 (0.014)	-0.001 (0.019)	-0.003 (0.019)	-0.002 (0.019)
충청북도	0.004 (0.015)	0.004 (0.015)	0.004 (0.015)	-0.001 (0.019)	-0.001 (0.019)	-0.001 (0.019)
충청남도	0.020 (0.013)	0.020 (0.013)	0.020 (0.013)	0.066*** (0.016)	0.065*** (0.017)	0.065*** (0.016)
 전라북도	0.023** (0.009)	0.023** (0.009)	0.023** (0.009)	0.015 (0.012)	0.015 (0.012)	0.015 (0.012)
전라남도	0.001 (0.012)	0.002 (0.012)	0.001 (0.012)	0.043*** (0.016)	0.044*** (0.016)	0.044*** (0.016)
경상북도	0.002 (0.010)	0.001 (0.010)	0.001 (0.010)	0.009 (0.013)	0.009 (0.013)	0.009 (0.013)

경상남도	0.019**	0.019**	0.019**	0.015	0.014	0.015
	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.011)	(0.011)	(0.011)
Constant	0.001	0.006	-0.000	-0.302***	-0.303***	-0.297***
	(0.085)	(0.085)	(0.085)	(0.111)	(0.111)	(0.111)
Observations	2,294	2,294	2,294	2,294	2,294	2,294
R-squared	0.035	0.035	0.034	0.028	0.026	0.027

Standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

[표 7]의 첫 번째 열부터 세 번째 열은 기타공공부문 가변수를 종속변수로 사용한 분석 결과이다. 기타공공부문 가변수를 종속변수로 사용할 경우 M*D2000, M*D1999, M*D2001의 계수 모두 양(+)으로 추정되었으나 비유의하다. 이는 1999년 및 2001년 이후와 마찬가지로 군가산점제 폐지 이후 여성에 비해 군복무자 남성의 기타공공부문 취업 확률이 추가적으로 변하지 않았음을 의미한다.

네 번째 열부터 여섯 번째 열은 공공행정부문 가변수를 종속변수로 사용한 분석 결과이다. M*D2000의 계수는 음(-)이고 10% 유의수준에서 유의하나 M*D1999, M*D2001의 계수는 모두 유의하지 않다. 따라서 공공행정 가변수를 종속변수로 놓은 추정 결과에의하면 공공행정부문에 한하여 군가산점제의 폐지가 여성에 비해군복무자 남성의 취업 확률을 추가적으로 감소시켰다고 볼 수 있다. 공공행정 가변수를 사용할 때만 여성과 군복무자의 취업 확률에대한 군가산점제 폐지의 차별적 효과가 확인되므로 공공행정부문을 더 세분화하여 정확히 어느 집단에서 효과가 발생하였는지 살펴보고자 한다.

초등교사의 경우 교육대학교나 특정 대학교의 초등교육과를 졸업해야만 발급받을 수 있는 초등학교 2급 정교사 자격증을 가져야 초등임용고시의 응시가 가능하기 때문에 실질적으로 학력 수준이 대졸 미만인 자는 초등교사로 임용될 수 없다. 그래서 교육 공무원 중에는 대졸 미만의 취업자가 없기 때문에 기타공공부문은 학력 수준을 가지고 일률적으로 나누기 어려우나, 공공행정부문은 학력 수준에 따라 전문대 및 대학교 졸업 미만과 이상으로 나누어 추정하고

비교해볼 수 있다.

[표 8]은 공공행정부문 가변수를 종속변수로 사용하면서 응답자의 학력 수준에 따라 전문대 및 대학교 졸업 미만과 이상으로 표본을 둘로 나누어 분석한 결과이다.

[표 8] 강건성 확인 3 - 공공행정부문 학력 수준 구분

	(1)	(2)
변수	전문대 및 대학교	전문대 및 대학교
	졸업 미만	졸업 이상
M(군복무)	0.009	0.002
	(0.008)	(0.017)
NM(비복무)	(0.009)	(0.021)
M*D2000	-0.009	-0.049**
	(0.013)	(0.025)
NM*D2000	-0.002 (0.013)	0.030 (0.029)
4. CF	0.007	0.025)
AGE	(0.008)	(0.020)
AGE^2	-0.000	-0.001***
	(0.000)	(0.000)
가구소득	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
 1999 년	0.012*	0.041***
1999 년 	(0.007)	(0.015)
2000 년	0.007	0.016
	(0.009)	(0.019)
2001 년	(0.010)	(0.018)
 고졸	-0.007	
	(0.008)	
대재 및 중퇴	0.003 (0.010)	
기 미 리 즈	(0.010)	-0.002
전문대졸		(0.012)
대졸 이상		-
 부산광역시	0.009	-0.002
	(0.010)	(0.020)
대구광역시	0.006 (0.012)	0.088*** (0.022)
-1) -1 -1 Al Al	-0.002	0.006
대전광역시	(0.017)	(0.035)
인천광역시	0.006	0.082***
	(0.011)	(0.025)

광주광역시	0.017	0.007
01077	(0.016)	(0.028)
울산광역시	-0.002	0.061*
	(0.022)	(0.035)
 경기도	-0.002	0.026
경기도	(0.008)	(0.017)
	-0.007	0.011
~ 전도 	(0.019)	(0.044)
충청북도	-0.004	0.001
6 6 7 ユ	(0.019)	(0.048)
충청남도	0.044***	0.124***
るる日工	(0.017)	(0.037)
전라북도	0.008	0.031
	(0.013)	(0.027)
전라남도	0.042**	0.059*
2961	(0.016)	(0.035)
경상북도	0.010	0.010
70 0 7 1	(0.014)	(0.028)
경상남도	0.018	0.014
	(0.012)	(0.021)
Constant	-0.095	-1.029***
Constant	(0.109)	(0.280)
Observations	1,518	776
R-squared	0.019	0.081
	•	

Standard errors in parentheses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

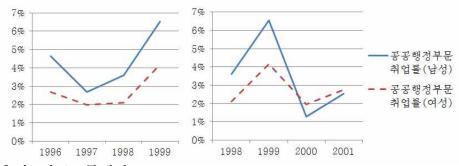
[표 8]의 첫 번째 열에서 M*D2000의 계수는 유의하지 않으나 두번째 열에서는 -0.049로 추정되고 5% 유의수준에서 유의하다. 학력 수준을 기준으로 표본을 나눌 때 M*D2000의 계수는 표본을 나누지 않았을 때에 비해 절댓값이 커졌다. [표 8]의 결과를 통해 전문대 및 대학교 졸업 이상의 학력 수준을 가진 자가 공공행정부문에 취업하는 경우 군가산점제의 폐지가 여성에 비해 군복무자 남성의 취업 확률을 추가적으로 약 4.9% 감소시켰음을 알 수 있다.

본 연구에서 사용한 이중차분법을 통해 어떤 사건이나 변화의 영향을 분석하려면 parallel trends assumption이라고 불리는 가정이만족되어야 한다. 두 집단이 어떤 사건이나 변화 이전에 비슷한 추세를 가지고 있어야만 사건이나 변화 이후 발생한 추가적인 차이가바로 그 사건이나 변화의 영향 또는 효과에 해당한다고 말할 수 있다. 본 연구에서 분석하고 있는 대상인 공공부문 취업률이 parallel

trends assumption를 만족하는지 정확하게는 알 수 없지만 기간별 추세를 살펴봄으로써 대략적으로 살펴볼 수는 있다.

[그림 2]의 왼쪽 그래프는 노동패널 자료를 사용해 1996~1999년 의 전문대 및 대학교 졸업자 남성과 여성의 공공행정부문 취업률을 계산하여 나타낸 것이고 오른쪽 그래프는 본 연구의 분석 대상 기 간인 1998~2001년의 전문대 및 대학교 졸업자 남성과 여성의 공 공행정부문 취업률을 계산하여 나타낸 것이다. 4년 모두 군가산점제 폐지 이전인 왼쪽 그래프의 경우 여성은 남성에 비해 낮은 공공행 정부문 취업률을 보이지만 남성과 여성의 취업률이 거의 비슷한 추 세로 움직이는 것을 볼 수 있다. 그러나 오른쪽 그래프를 보면 군가 산점제 폐지가 있었던 1999년과 2000년 사이에 남성과 여성의 공 공행정부문 취업률 사이에 역전이 일어나는 것을 확인할 수 있다. 다시 말해, 전문대 및 대학교 졸업자의 경우 군가산점제가 폐지되기 전까지는 수준의 차이가 있을 뿐 남녀의 공공행정부문 취업률이 비 슷한 추세였지만 군가산점제 폐지 이후 남성의 공공행정부문 취업 률이 급격하게 하락했으므로 이것을 군가산점제 폐지의 효과로 인 식할 수 있다. 따라서 [표 8]의 두 번째 열 M*D2000의 계수가 군 가산점제 폐지의 효과를 나타내고 있다고 말할 수 있다.

[그림 2] 남녀 전문대 및 대학교 졸업자의 공공행정부문 취업률 추세



제 3 장 결 론

본 연구는 한국노동패널 자료를 이용하여 1998년부터 2001년까지의 신규 취업자 및 구직자를 표본으로 군가산점제 폐지의 공공부문 취업 확률에의 영향을 분석해보았다. 분석 결과 군가산점제의 폐지가 공공부문 전반에 대한 군복무자의 취업 확률을 여성 및 비복무자에 비해 추가적으로 감소시키지는 않았다. 그러나 공공부문을 세분하여 기타공공부문과 공공행정부문으로 나눌 경우, 기타공공부문에서는 군가산점제 폐지의 효과가 존재한다고 보기 어려우나 공공행정부문에서는 전문대 및 대학교 졸업자에 한하여 군가산점제의폐지가 군복무자의 공공부문 취업 확률을 여성에 비해 추가적으로약 4.9% 감소시켰다고 볼 수 있다.

본 연구가 선행 연구로부터 발전된 부분은 다음과 같다. 먼저 1998년부터 2001년까지의 자료를 사용하여 표본 기간의 비대칭성 문제를 해결하였다. 또한 1998년부터 2001년까지 각 연도의 신규취업자 및 구직자를 표본으로 삼음으로써 가구소득 변수 사용 시에도 내생성 문제를 겪지 않을 수 있게 되었다. 그리고 공공행정부문에 초등교사 및 경찰·소방 공무원을 더한 공공부문 가변수를 종속 변수로 사용함으로써 공공행정부문뿐만 아니라 공공부문 전반의 취업 확률에 대한 군가산점제 폐지의 영향을 파악할 수 있게 되었다.연도 변수로 가변수를 사용하여 취업 확률에 대한 연도별 영향을 파악할 수 있도록 한 점과 성별 가변수 대신 세분화된 군복무 여부가변수를 사용하였다는 점, 강건성 확인을 다양한 각도에서 실시하였다는 점도 선행 연구에 비해 발전된 부분이라 할 수 있다.

본 연구의 의의는 군가산점제 폐지의 영향을 공공부문의 하위 부문까지 세분하여 살펴봄으로써 보다 자세한 분석을 실시하였다는 점과 선행 연구의 여러 한계를 극복하여 공공부문 취업 확률에 대한 군가산점제 폐지의 영향을 보다 정확히 분석하였다는 점이다. 본 연구의 한계는 실제로 군가산점제가 적용된 직군만을 식별하지 못했다는 점이다. 산업코드 및 직업코드에 의존하였기에 발생한 한계라고 볼 수 있다. 또한 기타공공부문과 공공행정부문에서 군가산점제 폐지의 효과가 서로 다른 이유를 분명히 밝히지 못했다는 점도 본 연구의 한계로 지적할 수 있다. 다만, 적극적 평등실현조치의하나로 시행되었던 '여성채용목표제'가 연도별로 다르게 적용되었으며, 해당 제도가 각 공무원 임용 시험별로 다른 실질적 효과를지나고 있었다는 점이 공공부문의 하위 부문에서 군가산점제 폐지의 효과가 서로 다르게 나타난 이유 중 하나로 작용했을 가능성이었다. 이처럼 군가산점제 폐지 이외에도 공공부문 취업 확률에 영향을 미치는 요인들이 다양하여 본 연구는 이러한 요인들을 모두 통제하지 못했다는 한계를 가지고 있다.

참 고 문 헌

김영환(2011), "제대군인 가산점제도에 관한 연구: 미국의 법률과 판례를 중심으로", 유럽헌법연구, 제 9호, 301-32.

김혜승(2011), "군가산점제도 재도입 문제: 공정한 사회를 위하여", 한국정치외교사논총, 제 33권 제 1호, 171-96.

류재열(2003), "군복무가산점제도 폐지원인에 관한 연구", 연세 대학교 석사학위논문.

명재진(2006), "고용에 있어서 여성을 위한 적극적 평등실현조 치", 공법학연구, 제 7권 제 3호, 277-309.

오진(2012), "대학졸업자의 공무원 취업 결정요인 분석", 한국교 원대학교 석사학위논문.

이재호(2014), "군 가산점제도의 폐지가 노동시장에 미친 영향", 서울대학교 석사학위논문.

Imbens, G., and Angrist, J.(1994), "Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects," *Econometrica*, 62, 467–75.

Abstract

The Abolition of Veterans' Extra Points System and Its Impact on Gender Differences in Public Sector Employment

Sanga Lee
Department of Economics
The Graduate School
Seoul National University

Article 8 Section 1 of the Support for Discharged Soldiers Act awarded extra points ranging from 3 to 5 percent to veterans taking civil service examinations ("veterans' extra points system"). The veterans' extra points system was abolished in 1999 when the Constitutional Court of Korea ruled it unconstitutional for violating the right to equality and the right to hold public office. Lee (2014) argued that the abolition of the veterans' extra points system made it more difficult for men to gain employment in the public sector compared to women. However, Lee's result is not reliable because it includes fatal errors in sample selection and operationalization of variables. This paper improves previous research and proposes an alternative model to test whether the abolition of the veterans' extra points system affected men and women differently in gaining public sector The new model based on Difference-inemployment.

Differences estimation shows that the abolition of the veterans' extra points system made no gender difference in the probability of gaining public sector employment. Nevertheless, in the public administration job market within the public sector, veterans had a lower chance of gaining employment compared to women.

Keywords: veterans' extra points system, public sector, women, discharged soldiers, KLIPS(Korean Labor & Income

Panel Study), Difference-in-Differences

Student Number: 2015-20178