



## 저작자표시 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.
- 이차적 저작물을 작성할 수 있습니다.
- 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 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](#) 

행정학 석사 학위논문

# 통합문화이용권의 효과성 분석

- 문화비 지출, 여가만족도, 자아존중감을 중심으로 -

2021년 8월

서울대학교 행정대학원

행정학과 행정학전공

김도현

# 통합문화이용권의 효과성 분석

- 문화비 지출, 여가만족도, 자아존중감을 중심으로 -

지도교수 정 광 호

이 논문을 석사 학위논문으로 제출함

2021년 3월

서울대학교 행정대학원

행정학전공

김 도 현

김도현의 석사 학위논문을 인준함

2021년 6월

위 원 장 \_\_\_\_\_ 박상인

부위원장 \_\_\_\_\_ 김병조

위 원 \_\_\_\_\_ 정광호

## 국문초록

불평등 해소가 시대적 과제로 대두된 지금, 많은 사람들이 경제적 불평등에 대해 많은 관심을 쏟고 하고 있다. 하지만 불평등은 경제적 불평등 뿐 아니라 사회적 불평등, 문화적 불평등 등 다차원적이고 복합적인 양상을 가진다. 따라서 다양한 차원의 불평등을 완화 혹은 해소하는 정책들이 필요하다고 할 것이다.

본 연구는 여러 차원의 불평등 중에서도 문화적 불평등을 해소하고자 도입된 통합문화이용권 사업의 효과성 분석을 시도하였다. 이를 위해 통합문화이용권 사업이 이용대상의 문화비 지출, 자아존중감 그리고 여가만족도에 미치는 영향에 대해 실증적으로 분석하였다.

분석자료는 한국복지패널조사 12차(2017년)와 17차(2019년) 자료를 이용하였으며 성향점수매칭(Propensity Score Matching)과 단순이중차이회귀분석(DID with Pooled OLS) 그리고 고정효과 이중차이회귀분석(DID with Fixed Effects)를 결합한 분석방법을 활용함으로써 정책효과를 추정하고자 했다.

통합문화이용권 사업은 예산부족으로 인해 선착순으로 신청한 사람만 정책에 수혜를 받고 있었으며 대상자 대비 실제 발급비율이 50%~70%에 머무르고 있다. 정책대상자임에도 불구하고 이용하지 못하는 가구와 이용가구 간 t-검정 결과, 정책대상자임에도 불구하고 이용하지 못하는 가구는 이용가구에 비해 평균연령은 높고, 가구원 수는 적으며, 농촌에 거주할 가능성이 높고, 교육수준이 낮았다. 본 연구에서는 통합문화이용권 수급 여부에서 발생할 수 있는 선택편의(selection bias)를 성향점수매칭을 통해 완화시키고자 했다.

성향점수매칭을 통해 구성된 955가구를 대상으로 이중차이 회귀분석과 고정효과 이중차이 회귀분석을 진행한 결과, 통합문화이용권 이용여부는 실험집단(2017년에는 통합문화이용권을 이용하지 않았다 2019년에 통합문화이용권을 이용한 가구)의 문화비 지출을 19.60% 증가시키는 것으로 나타났다. 한편, 자아존중감과 여가만족도에는 통합문화이용권이 영향을

미치지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과를 통해 통합문화이용권의 경제적 관점에서의 문화격차 해소의 효과를 확인하는 한편, 삶의 질 제고를 위해 통합문화이용권의 정책재설계가 필요함을 알 수 있었다.

**주요어** : 문화격차, 문화바우처, 이용자 중심 재정, 준시장, 이중차이분석, 성향점수매칭

**학 번** : 2019-26246

# 목 차

제 1 장 서 론 .....	1
제1절 연구배경 .....	1
제2절 연구목적과 연구방법 .....	4
제2장 이론적 논의 및 선행연구 .....	6
제1절 통합문화이용권에 대한 이론적·제도적 검토 .....	6
1. 문화복지정책의 필요성 .....	6
2. 통합문화이용권의 정책수단 유형 : 바우처(voucher) .....	9
3. 문화바우처 .....	20
4. 통합문화이용권의 현황 .....	26
제2절 문화복지정책의 사회적 영향에 대한 선행연구 .....	39
1. 문화예술활동이 삶의 질에 미치는 영향 .....	39
2. 문화복지정책과 문화바우처가 사회적으로 미치는 영향 .....	40
3. 자아존중감과 여가만족도의 개념적 정의 .....	42
제3절 문화예술정책의 경제적 영향에 대한 선행연구 .....	44
3장 연구설계 및 분석방법 .....	45
제1절 연구문제 및 가설 .....	45
제2절 변수의 정의와 측정 .....	47
1. 성향점수매칭을 위한 변수의 구성 및 측정 .....	47
2. 문화비 지출에 대한 이중차이분석을 위한 변수의 구성과 측정 .....	48
3. 자아존중감과 여가만족도에 대한 이중차이분석을 위한 변수의 구성과 측정 .....	50
제3절 연구방법 .....	53
1. 연구자료 .....	53
2. 분석방법과 추정모형 .....	54
제4장 문화비 지출에 대한 효과 분석결과 .....	69
제1절 기초통계분석 .....	69

1. 통합문화이용권 정책대상 분석.....	69
2. 실험집단과 비이용집단에 대한 기초통계분석.....	71
3. 종속변수(문화비 지출)에 대한 기초통계량 분석.....	74
<b>제2절 비교집단 구성.....</b>	<b>76</b>
1. 로지스틱 회귀분석 결과.....	76
2. 성향점수매칭 결과.....	78
3. 동질성 검증(Balance test).....	81
<b>제3절 효과성 추정.....</b>	<b>82</b>
1. 단순이중차이분석.....	82
2. 이중차이 회귀분석(DID with Pooled OLS).....	83
3. 고정효과 이중차이분석(DID with Fixed Effects).....	85
<b>제5장 자아존중감과 여가만족도에 대한 효과 분석결과 89</b>	
<b>제1절 기초통계분석.....</b>	<b>89</b>
1. 실험집단과 비교집단에 대한 기초통계분석.....	89
2. 종속변수(자아존중감, 여가만족도)에 대한 기초통계량 분석.....	92
<b>제2절 효과성 추정.....</b>	<b>94</b>
1. 단순이중차이분석.....	94
2. 이중차이회귀분석(DID with Pooled OLS).....	96
3. 고정효과 이중차이회귀분석(DID with Fixed Effects).....	100
<b>제6장 결론.....</b>	<b>104</b>
<b>제1절 연구결과.....</b>	<b>104</b>
<b>제2절 연구의 의의와 정책적 시사점.....</b>	<b>107</b>
1. 연구의 의의.....	107
2. 정책적 시사점.....	108
<b>제3절 연구의 한계.....</b>	<b>110</b>
<b>참 고 문 헌.....</b>	<b>111</b>
<b>abstract.....</b>	<b>121</b>

## 표 목 차

〈표 1〉 바우처 설계 시 고려사항.....	19
〈표 2〉 통합문화이용권의 전개과정.....	28
〈표 3〉 연도별 문화누리카드 발급대상자 및 발급률.....	31
〈표 4〉 연구가설 .....	45
〈표 5〉 성향점수매칭을 위한 변수의 구성 및 측정.....	47
〈표 6〉 문화비 지출 분석을 위한 변수의 정의와 측정.....	48
〈표 7〉 자아존중감과 여가만족도 분석을 위한 변수의 정의와 측정.....	52
〈표 8〉 이중차이분석(Differences-in-Differences).....	62
〈표 9〉 정책대상 T-test.....	70
〈표 10〉 2017년 실험집단/비이용집단 기초통계량 분석 .....	73
〈표 11〉 문화비 지출 기초통계량.....	74
〈표 12〉 로지스틱 회귀분석 결과 .....	77
〈표 13〉 동질성 테스트(Balance test).....	81
〈표 14〉 단순이중차이분석표 .....	82
〈표 15〉 단순이중차이회귀분석.....	84
〈표 16〉 고정효과 이중차이분석 결과 .....	86
〈표 17〉 2017년 실험집단/비교집단 기초통계량 분석 .....	91
〈표 18〉 2017년 자아존중감과 여가만족도의 기초통계량.....	93
〈표 19〉 자아존중감에 대한 단순이중차이분석표 .....	94
〈표 20〉 여가만족도에 대한 단순이중차이분석표 .....	95
〈표 21〉 자아존중감에 대한 단순이중차이회귀분석.....	97
〈표 22〉 여가만족도에 대한 단순이중차이회귀분석.....	99
〈표 23〉 자아존중감에 대한 고정효과 이중차이회귀분석.....	101
〈표 24〉 여가만족도에 대한 고정효과 이중차이회귀분석.....	103



## 그림 목 차

<그림 1> 문화바우처에 의한 소비자 선택의 변화 .....	23
<그림 2> 바우처 시행에 따른 후생손실 .....	24
<그림 3> 통합문화이용권의 예산 및 수혜인원 .....	30
<그림 4> 통합문화이용권 전달체계 거버넌스 .....	32
<그림 5> 연구모형1 .....	46
<그림 6> 분석방법 .....	55
<그림 7> 공통지지의 예 .....	60
<그림 8> 고정효과 모형과 합동OLS의 차이 .....	66
<그림 9> 문화비 지출의 로그 박스 상자 .....	75
<그림 10> 성향점수 커널함수밀도표 .....	79
<그림 11> 매칭 전 후의 성향점수 커널밀도 분포표 .....	80
<그림 12> 매칭 전 후의 성향점수 박스상자 그래프 .....	80
<그림 13> 이중차이분석 선 그래프 .....	83
<그림 14> 2017년 실험집단과 비교집단의 자아존중감과 여가만족도	93
<그림 15> 자아존중감에 대한 단순이중차이분석 .....	94
<그림 16> 여가만족도에 대한 단순이중차이분석 .....	95

# 제 1 장 서 론

## 제1절 연구배경

피에르 부르디외(Pierre Bourdieu)는 프랑스 사회의 각 계급별 취향에 대한 분석을 담은 『구별짓기(Distinction)』(1984)를 통해 개인의 취향이 선천적인 것이 아니라 사회적으로 형성되는 것임을 지적했다. 이를 실증하는 과정에서 그는 경제적 지위 뿐 아니라 사회적으로 형성되는 문화취향도 사회의 불평등을 재생산한다고 주장했다. 부르디외의 문화자본론은 불평등을 해소하기 위해서는 소득과 같은 경제변수 뿐만 아니라 문화소비와 문화교육 같은 문화 변수 역시도 정책에 고려해야 한다는 시사점을 준다.

프랑스 문화부(Ministry of Cultural Affairs)의 초대 수장이었던 앙드레 말로(Andre Malraux)는 문화의 불평등이 사회적 불평등을 재생산한다는 부르디외의 철학에 영감을 받아 문화민주화(democratization of culture)의 가치를 내세우며 민중계급에게 고급문화를 제공해줌으로써 문화격차(Cultural divide)를 좁히고자 했으나, 부르디외는 고급문화의 접근성은 문화불평등의 근본적 해결책이 될 수 없으며 근본적 해결책은 오로지 문화예술의 탈신성화와 문화예술교육이라고 비판했다(김수정, 최셋별, 2018).

이로 인해 말로 이후의 프랑스 문화부는 고급 예술에 한정되었던 문화의 범위를 대중문화까지 포괄하는 것으로 재정의하며 문화민주주의(Cultural democracy)라는 새로운 정책방향을 설정하였다. 문화민주주의(Cultural democracy)는 관객 중심, 문화다양성 보장, 사회적 형평성이라는 가치를 중심으로 문화체험 기회의 확대, 취약그룹에 대한 문화접근성 보장, 개인의 문화역량 향상, 지역의 문화활동 활성화를 강조한다(정광

호, 2006). 시간이 지나면서 문화민주주의라는 가치는 한국을 포함해 전 세계에 확산되었고 대부분의 국가들이 공유하는 문화정책의 주요기준이 되었다.<sup>1)</sup> 특히 20세기 후반부터 문화민주주의에 입각하여 ‘문화 격차 해소’를 정책목표로 하는 문화복지<sup>2)</sup> 정책수단(policy instrument)들이 서구권에서 대거 등장했다.

그러나 1980년대 미국에서 공급자 중심의 문화예술지원이 많은 비판을 받으면서 문화바우처가 도입됐다. 문화바우처는 대표적인 이용자 중심 재정(Demand side financing) 방식으로서 문화컨텐츠 공급자인 예술가에게 직접 정부예산을 지원하는 방식 대신 문화컨텐츠 수요자들인 시민들에게 구매력을 지급함으로써 소비자 선택권을 보장하고 이를 통해 공급자 간 경쟁을 발생시켜 효율성을 증진시키는 것을 의도하는 정책수단이다. 즉, 문화바우처는 문화격차 해소와 효율성 향상을 동시에 달성하고자 하는 정책수단이다.

문화경제학자인 피콕(Peacock)은 문화바우처(cultural voucher)를 보조금 형식의 정책수단이 지닌 자원배분의 효율성 문제를 수반하지 않으면서 형평성을 증진시킬 수 있는 정책수단이라고 주장했으며(Tawse, 2005), 정광호(2010) 역시 문화바우처는 문화예술의 저변을 확산하고 문화민주주의를 실질적으로 실현케 하는 정책수단이라 주장한다. 이러한 문화바우처의 긍정적인 평가들로 인해 현재 각 국에서 문화바우처를 시행하고 있는데, 프랑스의 Culture pass, 미국의 EBT Card to Culture, 독일의 Kulturepass 등이 대표적이다.

한국의 경우, 2005년 문화바우처를 시범실시 후 2006년부터 본격시행하고 있고 2014년부터 통합문화이용권이라는 명칭으로 사업이 진행되고 있다. 통합문화이용권은 문화격차 해소 및 소외계층 삶의 질 향상을 목

---

1) ‘김수정, 최선희(2018), 부르디외의 지적전통이 한국문화정책에 갖는 함의: 문화자본론과 옴니보어론을 중심으로, 문화정책논총, 32(2), 33-55’을 주로 참고하여 서술하였다.

2) 여기서 문화복지란 문화(culture)와 복지(welfare)의 합성어로서 국민들의 삶의 질 제고를 위한 문화정책을 일컫는 정책이다(박광국, 2019).

표로 기초생활수급자 및 차상위 계층을 대상으로 문화예술 · 국내 여행 · 체육 활동 지원하는 바우처(voucher)형 문화복지 정책수단이다. 6세 이상 기초수급가구원 및 차상위 계층에게 카드 형태로 문화소비 지원금이 지원되며 이용자는 통합문화이용권 가맹점에서 지원금으로 자신의 기호에 맞는 문화 재화 및 서비스를 향유할 수 있다.

한편, 통합문화이용권의 예산은 빠르게 증가하고 있다. 2010년 약 68억 원의 예산이 2013년 493억, 2020년 약 1558억 원으로 10년 사이에 30배 이상 증액되면서 기하급수적으로 증가하고 있다(문화체육관광부, 2020). 정책예산의 규모가 커진다는 것은 정책이 사회에 미치는 영향이 그만큼 커진다는 것을 의미하는 한편, 재원의 한정성으로 인해 재정건전성을 위한 정책효율성을 높일 필요도 덩달아 커짐을 의미한다. 그렇기에 현재 통합문화이용권 사업이 올바른 방향으로 가고 있는지, 수정할 점은 없는지 파악하는 것이 필요하다. 즉, 통합문화이용권의 문화격차 해소효과가 어느 정도인지, 더 나아가 통합문화이용권으로 인한 시민들의 삶의 질 향상 효과는 어느 정도인지에 대한 분석이 필요하다 하겠다. 이러한 효과분석을 통해 정책수단이 정책목표를 더욱 잘 달성할 수 있도록 정책을 개선하는 정책조준(policy targeting)을 해야 할 것이다(윤희숙, 고영선, 2011).

## 제2절 연구목적과 연구방법

통합문화이용권의 효과에 대한 분석은 아직 많이 존재하지 않는다. 몇 안 되는 기존의 효과성 분석 연구들은 이용자들의 주관적 만족도, 이용 전 후 삶의 변화에 대한 인식 등 주관적 범위에서만 이루어진 연구가 대부분이다. 또한 설문지에 직접적으로 문화바우처가 삶에 어떤 변화를 주었는지 물음으로써 긍정적인 응답을 유도하는 편향이 발생할 여지가 크다. 한편, 대부분의 연구들이 횡단 연구였는데 삶의 질(quality of life)과 같은 주관적 측면 역시 횡단면 분석에 그치는 것이 아닌 변화를 살피기에 용이한 패널 데이터를 이용한 종적인 연구를 통해 명확한 인과성(causality)을 추정할 필요가 있다.

한편, 객관적인 지표인 문화상품 소비를 효과변수로 측정하는 연구들은 문화 지출액만을 효과로 고려하는 동시에 재정패널 데이터만을 분석에 활용하고 있다는 한계가 있다. 특히 재정패널은 통합문화이용권 이용자를 특정할 수 있는 설문문항이 없어 효과를 정확하게 측정하기 어렵다. 한편, 복지패널은 2017년 통합문화이용권의 설문문항이 신설됨에 따라 효과분석에 용이하다. 또한 통합문화이용권의 정책대상인 차상위계층과 기초수급가구들이 과대표집되어 있는 복지패널을 이용하는 것이 실험집단과 유사한 비교집단을 구성하기에 용이하다.

본 연구에서는 선행연구들의 부족한 점들을 보완하면서 통합문화이용권의 정책목표인 문화격차 해소 및 이용자들의 삶의 질 개선에 통합문화이용권이라는 정책수단이 얼마나 긍정적인 영향을 미치는지 검증하고자 한다. 이를 위해 통합문화이용권을 이용하는 집단과 통합문화이용권을 이용하지 못한 집단 간 정책 시행 전 후로 문화비 지출, 여가만족도, 자아존중감을 비교함으로써 문화격차 해소 정도와 삶의 질 향상 정도를 분석할 것이다. 연구에 활용되는 데이터는 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소에서 공동조사한 『한국복지패널데이터』의 가구와 가구원 정보를 이용하고자 한다. 또한 분석방법으로는 성향점수매칭

(Propensity Score Matching, PSM)과 고정효과 이중차이 회귀분석(DID with Fixed effect)을 결합하여 선택편향(selection bias)을 최소화한 상태에서 효과를 추정하고자 한다.

## 제2장 이론적 논의 및 선행연구

### 제1절 통합문화이용권에 대한 이론적·제도적 검토

통합문화이용권의 정책영역은 문화복지 영역이며 정책수단 유형은 바우처(voucher)이다. 제 2장에서는 왜 정부가 문화복지정책을 펴야 하는지 문화복지정책의 필요성을 논증한 후, 문화복지정책의 정책수단 유형을 공급자 중심 재정과 이용자 중심 재정으로 구분하여 살펴보고 이용자 중심 재정 중 통합문화이용권의 정책수단유형이라고 할 수 있는 바우처(voucher)에 대한 이론적 논의를 하고자 한다. 또한 문화격차를 해소하고 소외계층의 삶의 질을 높이고자 문화복지 영역에 도입된 바우처라는 정책수단의 효과에 대한 경제학적 논의를 서술하고자 한다. 마지막으로 통합문화이용권의 추진과정, 사업현황, 쟁점 등을 논의함으로써 본 연구가 연구대상으로 삼고 있는 통합문화이용권의 효과성에 영향을 미칠만한 요인들을 도출하겠다.

#### 1. 문화복지정책의 필요성

##### (1) 시장실패

문화복지 영역에 정부가 개입해야 하는 이유 중 하나는 문화예술의 향유와 문화예술활동 참여가 갖는 긍정적 외부효과(positive externality)이다. 외부성(externality)은 한 경제주체의 행위가 다른 주체의 후생에 시장을 통하지 않고 영향을 주는 것을 말하는 것으로 자원배분을 비효율적으로 만드는 시장실패의 한 유형이다(Rosen, 2004). 문화예술의 가치는 기본적으로 소비자에 의해 평가되지만 문화예술의 사회적 가치는 개인들에 의해 평가되는 것에 비해 높을 수 있다(Frey, 2000). 우선 문화예술은 해당 예술재를 소비하는 개인에게 심리적 만족감과 감동이라는 사용가치

를 선사한다. 이에 더해 문화예술의 경험은 창의성 향상, 비판적 사고능력 향상, 미학적 역량 향상, 감정의 순화 등 사람들을 문화시민으로서의 역량을 배양시켜 사회의 안정, 질서 그리고 발전에 도움을 준다(정광호, 2010). 또한 뛰어난 문화예술은 해당 국가나 지역의 정체성을 보존하고 드높이는 명성가치(prestige value)를 가진다(정광호, 2010). 이외에도 문화예술이 가지는 경제적 가치창출효과, 사회발전효과, 사회적 통합 효과 등이 여러 학자들에 의해 제기되었다(임학순 2003 : 양혜원, 2012 : 최상미 전재현 정무성, 2015).

이러한 문화예술을 그저 시장에 맡길 경우 예술의 진정한 가치가 가격에 반영되지 않아 사회적으로 과소생산될 수 있다. 만약 문화예술이 긍정적 외부효과로 인해 과소생산된다면, 정부는 소비자에게 보조금을 지급하여 수요를 높이거나 생산자에게 보조금을 지급하여 문화예술을 창조할 인센티브를 부여하여 문화예술의 양을 증대시킬 필요성이 있고 이는 자원배분의 효율성을 증가시키는 결과를 낳을 것이다.

## (2) 문화예술의 특성 : 경험재와 가치재

문화에 대한 선호, 취향은 후천적으로 학습된다는 점에서 문화예술재화는 경험재(experience goods)의 성격을 갖는다(양혜원, 2012). 즉, 문화예술을 통해 심리적인 만족을 느끼기 위해선 문화예술감수성을 후천적으로 계발해야 한다는 것이다.

그러나 이러한 문화예술감수성은 대부분 성장기의 가구소득의 수준, 교육수준, 문화수준, 문화자본 축적수준 등에 의해 결정되기에 그저 가정의 결정에 맡겨둘 경우 교육이 필요한 시기에 적절한 교육을 받지 못할 가능성이 높다. 그렇기에 정부는 아동 및 청소년들에 대한 문화예술 경험 및 학습기회를 부여함으로써 가정에서 채워주지 못하는 문화예술감수성의 배양을 채워줘야 한다.

한편, 문화예술재화는 가치재(merit goods)의 특성을 지닌다(양혜원, 2012). 가치재란 공교육과 같이 본질적인 가치가 있음에도 불구하고 일



반 소비자들의 정보부족 혹은 비합리적인 선호체계로 사회적 수요가 미미한 재화를 의미한다(Rosen, 2004). 문화예술은 우리 삶과 사회 전체에 상당한 가치를 제공하지만 일반 시민들 중에는 문화예술의 가치를 충분히 인식하지 못하는 경우가 많다. 따라서 시장의 자발적인 교환에만 맡겨둘 경우, 수요 자체가 낮아 충분한 소비가 이루어지지 않을 것이다. 이 경우 정부는 소비자의 선호와 상관없이 온정적(paternalistic)으로 판단한 적정 소비량을 공급할 수 있다(이준구, 2021)

### (3)문화권

문화복지정책의 필요성을 지지해주는 중요한 근거 중 다른 하나는 문화권(cultural right)이다. 문화권은 여러 세계기구의 선언, 각 국의 헌법과 법률에서 인정되고 있다(정갑영, 2007). 2014년 제정된 UN인권 선언 제 27조 제1항은 “모든 사람은 공동체의 문화생활에 자유롭게 참여하고, 예술을 감상하며, 과학의 진보와 그 혜택을 누릴 권리를 가진다.”고 규정함으로써 문화에 대한 권리를 인정하였다. 이후 1966년 유엔총회에서 채택된 『경제·사회·문화적 권리에 대한 국제협약(International Convent on Economic, Social and Culural Right』 제15조에는 문화적 권리를 ‘문화생활에 참여하고 과학적 진보와 그 적용에 따른 혜택을 누리며, 자신이 만든 그 어떤 과학, 문학, 예술작품으로 정신적, 물질적 이득을 누릴 자유’와 연관시켜 규정하였으며, 1968년 개최된 인권으로서의 문화권에 관한 전문가 회의에서는 『인권으로서의 문화권에 관한 성명』이 발표되었다. 또한 1986년, 국가의 의무와 책임을 강조하고 소외계층에 대한 국가적 보호조치를 취할 것을 권고한 『경제·사회·문화적 권리에 대한 국제협약의 이행에 관한 림버그 원칙』이 채택되었다.

문화권에서 포함되는 핵심적인 권리는 크게 ‘표현할 수 있는 권리’, ‘참여할 수 있는 권리’, ‘접근할 수 있는 권리’로 분류되며, 여기에는 문화적 생존권, 문화공동체와 화합할 수 있는 권리, 문화적 정체성을 존경받을 권리, 유무형의 문화유산에 대한 권리, 종교적 믿음과 실천에

대한 권리, 의사표현과 정보에 대한 자유권, 교육의 선택과 학습에 관한 권리, 문화정책의 내실화에 참여할 권리, 문화적 삶에 참여하고 창조할 권리, 내적인 발전을 선택할 수 있는 권리, 문화적 환경에 관한 권리 등이 포함된다(정갑영, 2007).

문화권의 보장을 위해 국가는 소득이나 교육수준, 장애여부와 상관없이 모든 국민이 문화에 대해 공평하게 접근할 수 있도록(equitable access) 노력해야 하며, 국민들이 문화예술을 향유하고 참여함으로써 창조적인 내적 발전을 이뤄갈 수 있도록 공적 자원을 활용하여 개입할 의무가 인정된다(양혜원, 2012).

대한민국의 헌법은 제9조에서 “국가는 전통문화의 계승 발전과 민족문화의 창달에 노력하여야 한다.” 라고 규정하며 문화국가 건설에 대한 의지를 표현하고 있으며, 제11조 1항에서는 “누구든지 성별, 종교 또는 사회적 신분에 의하여 정치적, 경제적, 사회적, 문화적 생활의 모든 영역에 있어서 차별받지 아니한다.” 라고 규정하며 문화적 접근, 향유, 참여에 있어서의 평등을 보장하고 있다(정갑영, 2007, 김세훈, 조현성, 2008).

이러한 헌법 조항들을 감안할 때, 국가는 문화복지 정책을 통해 국민들의 문화적 접근과 향유, 참여에 있어서의 평등, 그리고 개인이 가지는 행복추구권과 인간다운 생활을 할 권리를 보장할 의무가 인정된다고 할 수 있다(양혜원, 2012).

## 2. 통합문화이용권의 정책수단 유형 : 바우처(voucher)

### (1) 정부지원의 방식 : 공급자 중심 지원 vs 이용자 중심 지원<sup>3)</sup>

정부의 문화예술 지원은 원래 공급자 중심 지원 방식을 채택하고 있었다. 문화체육관광부가 발간한 문화복지정책 중장기 발전방향 연구(2020)

---

3) ‘정광호(2010), 『바우처 분석 : 이론과 현실』, 법문사’, ‘정광호, 안상열(2018), 이용자 중심 재정전달체계에 대한 고찰, 한국지방행정학회보, 15(3), 81-108’를 주로 참고하여 서술하였다.

에 따르면 1990년대까지만 해도 정부의 예술지원 대부분은 예술가(artists)에 대한 지원이었다. 이러한 공급자 중심 지원방식은 여러 정책 논쟁을 일으켜 왔다.

첫째, 선택의 문제이다. 국가가 문화예술단체에 보조금을 지원하게 되면 당연히 어떤 문화예술단체에 보조금을 지원할지 선택의 문제가 동반된다. 이 때 집권한 정권 혹은 관료의 편향적으로 단체를 선정할 정치적 위험이 수반된다(정광호, 2010). 2016년 문화체육관광부 블랙리스트 사건은 이에 대한 대표적인 사례라고 할 수 있다(한국정책지식센터, 2018). 블랙리스트 사건에서 정부는 일상적, 조직적 정치검열을 통해 문화예술인의 표현의 자유를 침해했으며 문화예술의 정치적 종속과 자기검열을 심화시키는 한편, 특정 예술인/단체에 대한 배제 혹은 특혜를 통해 국민들의 의식과 여론을 통제하고자 했다. 이로 인해 문화예술의 창의성과 자율성, 독립성과 예술지원의 대원칙이라고 할 수 있는 ‘지원은 하되 간섭은 없다’는 팔길이 원칙(arm’s length principal)이 심대하게 훼손되었다(한국정책지식센터, 2018).

둘째, 사회의 예술적 기여는 가장 우수한 예술가들이 하는 것이기에 이들에게 집중적으로 지원하는 것이 더 낫다는 엘리트 선별주의와 전 국민을 지원대상으로 하자는 보편주의가 있다. 그러나 예술에 대한 정부지원은 민주적 규범에서 벗어날 수 없다(정광호, 2010). 국가의 기본원리는 민주주의이고 정부예산은 국민들이 낸 세금이기에 특정 이익집단을 위해서만 사용되는 것은 바람직하지 않기 때문이다. 그렇기에 기본적으로 전 국민을 대상으로 하는 보편주의가 정책방향의 주가 되어야 할 것이다.

셋째, 기성예술과 전위예술간의 간 선택 문제 역시 발생한다. 기존의 사회에서 인정받는 유수의 예술기관을 선택하여 지원할 것인지, 모험적인 예술을 시도하는 기관에까지 확대할 것인지를 선택하기 어렵다. 특히 모험적인 예술이 종종 사회에 논란을 불러일으키는 문제를 일으킬 때, 모험적인 예술에 대해 정부가 지원을 해야 하느냐는 논쟁이 발생한다. 보수주의자들의 경우 모험주의에 대한 지원을 반대하지만 자유주의자들의 경우 이를 지지한다(정광호, 2010).

넷째, 공급자 중심 지원제도는 문화예술계의 관료제에 대한 의존성을 심화시킬 수 있다. 수익 혹은 소득의 대다수를 정부지원에 의존하게 되면 예술의 독립성을 약화시킬 가능성이 높다. 문화소비층의 입맛에 맞는 혹은 예술가 본인의 예술철학에 입각한 예술을 하기보다 정부의 미적 취향 혹은 정치적 취향에 부합하는 행동을 야기할 수 있기 때문이다.

다섯째, 공급자 중심 지원제도가 예술기관 간의 경쟁을 약화시킬 수 있다. 기존에 정부지원을 받고 있는 예술기관은 지원을 통해 자신의 분야 내에서의 지위가 공고해지고 이는 신규 예술가들에게 진입장벽으로 작용할 수 있다(최병선, 1992).

마지막으로 공급자 중심 지원제도는 문화불평등을 오히려 심화시킬 수 있다. 정부가 세금으로 고급문화를 생산하는 예술기관에 지원하게 될 경우, 그에 대한 수혜는 온전히 예술기관과 고급문화의 소비층인 고소득층만이 누리게 될 것이다. 예술지원이 고소득층만을 지원하여 사회의 불평등을 재생산하지 않도록 형평성을 중심으로 한 문화정책이 필요하다(정광호, 2010).

미국의 경우도 1960년대에 뉴욕 주에 예술위원회가 설립되고, 1965년에 미국국립예술기금(National Endowment for the Arts)이 설립되면서 국가의 문화예술 지원이 시작되었다. 이때의 문화예술지원은 거의 공급자 중심 지원 방식이었다. 그러나 1980년대 초반부터 정부의 예술지원에 대한 회의적인 시선이 커져갔다. 정부에게 예술에 대해 선별지원할 역량이 있는지, 예술지원 그자체가 바람직한지 등에 대한 논의가 이루어졌고 그 결과 예술지원에 대한 정책방향이 공급자 중심의 지원에서 이용자 중심의 지원으로 패러다임 전환(paradigm shift)이 시작되었다. 이용자 중심 지원 혹은 이용자 중심 재정전달체계를 대표하는 정책인 바우처가 이 과정에서 문화영역에 도입된 것이다. 바우처에 대해 논의하기 전에 이용자 중심 재정전달체계(Demand Side Financing System)에 대해 우선 먼저 논의하겠다.

이용자 중심 재정전달체계는 이용자의 서비스 선택권을 보장하는 재정 전달체계를 의미한다(정광호 · 안상열, 2018). 이를 통해 이용자는 자기결

정권을 향상할 수 있으며 자신이 원하는 서비스의 수요를 창출할 수도 있게 된다. 이용자 중심 재정 모형을 정리한 Ensor(2003)에 의하면 공공 서비스 전달체계는 여러 단계를 거쳐 그 결정이 이루어진다. 첫 번째 단계는 시장에 대한 정부의 개입이 필요한지에 관한 것이다. 두 번째, 만약 정부개입이 필요하다면 이를 현금지원으로 할지, 비현금지원으로 할지 결정해야만 한다. 만약 이용자들이 절대빈곤의 상황을 겪고 있고 이들의 재정 문제를 해결하는 게 정책과제라면 현금지원이 낮지만 만약 특정 재화를 구매하도록 강제하는 것이 필요하다면 어느 정도 사용에 제약을 가해야만 한다. 넷째, 재정지원을 수요 측면에서 할 것인지, 공급 측면에서 할 것인지에 관한 것이다. 공급자 중심 재정지원은 이용대상을 선별하는 문제가 존재한다. 그렇기에 선별하는 것에 어려움이 없고 정책수혜자들의 선호가 다양하지 않을 경우에 적절하다. 반면 정책대상자에게 맞춤 서비스가 필요할 경우 이용자 중심 재정전달방식이 적절하다. 이용자 중심 재정전달방식으로 결정되었다면 마지막 단계는 서비스를 수요자가 직접 구매할지 혹은 제3자가 구매할지가 문제된다. 제3자가 개입하게 되면 거래비용이 증가한다. 하지만 서비스를 선택할 때 전문성이 필요하다면 오히려 거래비용을 낮출 가능성도 존재한다(Ensor, 2003)

이용자 중심 거버넌스 모델에는 분권 정도의 쟁점, 이용자 권리에 대한 쟁점, 전달체계 네트워크에 대한 쟁점 등이 존재한다. 이용자 중심 재정의 대표적 정책수단인 바우처는 상향식의 분권화 모델을 지향한다(정광호·안상열, 2018). 또한 이용자 중심 모델의 가장 큰 규범적 근간은 시민의 목소리와 선택권을 보장하는 것에 있는데, 이를 위해서는 프로그램 홍보와 전달체계의 디지털 혁신이 요구된다. 한편, 공공서비스 제공과 관련한 주체 간 협력과 경쟁도 중요한 측면이다. 특히 공공서비스 제공과정에서의 공급자들의 역량은 프로그램 효과에 매우 큰 영향을 미친다. 또한 취약지역의 경우 경쟁보다는 협력과 네트워크의 생태계가 요구된다(정광호·안상열, 2018).

## (2) 바우처(voucher)에 대한 이론적 논의

### 1) 바우처(Voucher)의 의미와 목적

바우처(Voucher)는 위에서 언급한 이용자 중심 재정전달체계(Demand Side Financing System)의 대표적인 정책수단으로서, 정책목표를 달성하기 위해 정책대상들에게 일정 서비스와 재화를 지원하기 위해 쿠폰을 지급하는 정책수단을 의미한다(정광호, 2005). 이러한 바우처는 세 가지 특징을 갖는다.

첫 번째 특징은 바우처는 직접적 혹은 간접적으로 소비자에게 구매력을 제공한다. 구매력 제공방법은 명시적(explicit), 묵시적(implicit), 환급형(reimbursement) 등 다양한 형태와 조합으로 이루어진다. 명시적 지불방식은 미국의 푸드스탬프와 같이 소비자에게 쿠폰을 주는 것이다. 묵시적 지불방식은 바우처 이용자가 우선 소비 후 정부가 공급자에게 후불해주는 방식이다(정광호, 2010). 환급형 지불방식은 문화비 공제와 같이 소비자가 우선 재화나 서비스를 구매한 후 정부가 소비자에게 세액공제(tax credit)을 통해 소비자에게 환급해주는 것을 의미한다.

두 번째 특징은 정부가 바우처의 구매력과 구매범위를 조정할 수 있다. 완전한 시장기제 정책수단인 현금과는 달리 바우처는 그 사용목적에 정부가 제한할 수 있는 것이다(Le grand, 2011). 정부는 바우처에 지출상한선을 정할수도, 소비자에게 물건을 판매할 수 있는 공급자를 정할수도 있다. 코로나로 인해 침체된 지역경제를 살리고자 각 지방자치단체가 그 지역에서만 사용할 수 있는 재난지원 성격의 지역상품권을 지급하고 있는데 이러한 재난지원금 역시 바우처에 속한다.

세 번째 특징은 정부가 소비자에게는 수급자격에 대한 규제를, 공급자에게는 품질에 대한 규제를 시행할 수 있다는 것이다. 수급자격을 통해 부족한 재원을 정말 필요한 곳에 보낼 수도 있으며 품질 규제를 통해 서비스의 질을 일정 수준 보장할 수 있다.

여러 정책수단 중 바우처를 사용하는 목적은 무엇보다도 서비스를 생

산하고 분배하는 데 있어서 효율성을 제고하기 위해서이다(정광호, 2010). 재화나 서비스를 정부가 직접 생산하여 소비자들에게 전달하는 것이 아니라 소비자에게 구매력을 제공함으로써 선택권을 주기에 공급자들 간에 경쟁이 발생한다. 이러한 공급자 간 경쟁은 공급자들로 하여금 서비스의 생산비용을 절감시키거나 품질을 높이거나 종류를 다양화할 인센티브를 준다. 한편, 바우처는 특정 서비스의 수요와 공급을 조정시키기 위해서 사용되기도 한다. 문화바우처의 경우 문화격차를 완화시키려는 목적도 있지만 실질적으로 문화산업을 육성시키고자 사용되는 경우도 있다(정광호, 2010).

또한 바우처는 민간위탁(Contracting out)에 내재된 대리인 문제(Principal-Agent Problem)를 완화시킬 수 있다(Salamon, 1989). 민간위탁 시 정부는 자신의 업무를 대신할 민간업체를 선정해야 하는데, 이 때 정부와 민간업체 사이에 발생한 정보의 비대칭을 완화하기 위한 정보비용이 들기 마련이다. 하지만 바우처를 통한 공공서비스 전달체계에서는 소비자가 공급자를 선택하기에 정부가 정보비용을 부담할 필요성이 적어진다.

## 2) 바우처와 준시장(Quasi-Market) 그리고 준시장 실패<sup>4)</sup>

바우처는 소비자에게 선택권을 제공하여 공급자 간 경쟁을 일으킨다는 점에서는 시장기제방식(market mechanism)에 가깝지만, 정부가 소비자와 공급자에게 구매범위규제, 품질규제 등 각종 규제를 행사할 수 있다는 점에서는 국가제공기제(state provision)의 성격을 띠고 있다. 정부기제와 시장기제를 모두 가지고 있는 바우처라는 정책수단이 탄생하게 된 것은 정부가 모든 복지서비스를 제공했던 과거 서구의 복지국가가 재정위기로 인해 효율화를 해야 하는 상황에 직면했기 때문이다(Le grand, 1991).

대표적으로 1988년 영국의 보수당은 교육개혁법, 주택법, 건강보험 개

---

4) Lowery, D.(1998), Consumer sovereignty and quasi-market failure와 Le grand, J.(1991), Quasi-Markets and Social Policy을 참고하여 서술하였다.

편 등을 실시하며 복지국가에 대한 시장지향적 변화를 추진했다. 이러한 과정에서 정부관료제의 원리(Hierarchy)와 시장(Market)의 원리가 절충된 혼합형태의 제도인 준시장(Quasi-Market) 제도들이 탄생했고, 바우처는 대표적인 준시장 정책이라고 할 수 있다(정광호, 2016).

준시장의 지지자들은 소비자 선택이 곧바로 자원배분의 효율성을 증가 시키기에 준시장이 기존의 국가제공기제 방식보다 우월하다고 주장하지만 모든 상황에서 그렇지는 않다(Le grand, 1991). 오히려 준시장도 국가기제나 시장기제와 마찬가지로 실패할 수 있다. Lowery(1998)는 어쩌면 준시장 실패가 시장실패와 거의 다르지 않으며, 오히려 시장실패와 정부 실패가 복합적으로 발생할 수 있다고 말한다. Lowery는 소비자 주권(Consumer Sovereignty)이라는 기준에서 준시장 실패를 세 가지로 유형화한다.

첫 번째 유형으로 준시장 형성 실패(failure of quasi-market formation)가 있다. 소비자에게 구매력을 제공해 선택권을 준다면 다수의 공급자들이 없다면 경쟁을 통해 효율성이 향상될 가능성은 적다. 한계비용 감소로 인한 독점, 유력 생산자와 정부 사이의 모종의 거래 등은 해당 서비스 시장에 거대한 진입장벽으로 작용한다. 또한 서비스의 수요가 충분치 않은 시골과 같은 경우, 서비스 공급자의 수가 적어 소비자 선택권이 경쟁을 발생시키지 못한다(Le grand, 1991). 한편, A. O. Hirschman은 「Exit, Voice and Loyalty」에서 포드와 GM의 사례를 들며 경쟁이 심하지 않아 효율성이 증진되지 않는 상황에서는 오히려 독점상황이 나올 수 있다고 주장한다. 이탈(exit)을 통해 효율성을 이끌어낼 수 없다면 소비자들의 행동을 이탈에서 항의(voice)로 바꾸는 독점 상황이 효율성을 증진하는 데 더 낫다는 것이다.

두 번째 유형으로는 선호오류에 의한 실패(failure in preference error)다. 이는 소비자가 자신의 진정한 선호를 반영하는 선택을 하기에 정보가 부족하여 최적의 공공서비스 제공에 실패하는 것을 의미한다. 민간위탁에서 정부와 공급자 간의 정보의 비대칭이 바우처에서 소비자와 공급자 간에서 또 나타나는 것이다. 또한 많은 복지서비스들이 경험재인데,



경험재의 경우 우선 결정해야 그 서비스의 품질을 알 수 있다는 점에서 정보의 비대칭은 심화된다(배승주, 2019). 한편, 단일 재화가 아닌 다양한 묶음의 재화를 선택해야 하는 경우, 무엇이 최적인지 소비자가 알기는 매우 어렵다. 이런 경우에는 오히려 전문가 혹은 숙련된 공무원이 선택하는 정부기제가 더 바람직할 것이다(Lowery, 1998).

선호오류에 의한 준시장 실패는 소비자의 정보 부족뿐만 아니라 공급자들의 선호조작과도 관련 있다. 공급자들 혹은 공급자들과 결탁한 공직자들이 광고 등으로 소비자의 선호를 조작할 수 있다. 이 경우에도 소비자들의 선택과 그로 인한 경쟁을 통한 효율화는 어려울 것이다. 하지만 선택을 한다는 선택 그 자체의 기쁨으로 인해 공무원들은 시민으로부터 양질의 서비스를 제공하는 것으로 인정받고 제도가 계속 이어질 가능성이 높다(Lowery, 1998).

마지막 유형은 선호대체에 의한 실패(failure by preference substitution)이다. 앞에 언급된 준시장 형성 실패와 선호 오류에 의한 실패는 사실상 시장실패와 같다고 볼 수 있다. 그러나 선호대체에 의한 실패는 시장실패와 정부실패가 복합적으로 작동하는 준시장에서만 발생하는 실패라고 할 수 있다(Lowery, 1998).

선호대체에 의한 실패는 준시장의 다층적 선호구조에 의해 발생한다(정광호, 2016). 다층적 선호구조란 수요자가 단계별로 존재하는 것을 의미한다. 예를 들어 교육바우처에서 1차 소비자는 정책을 결정하고 집행하는 정치인과 관료라고 할 수 있으며, 2차 소비자는 정책을 통해 제공되는 서비스를 실제로 이용하는 학생과 학부모라고 할 수 있다. 만약 1차 소비자인 정치인과 관료가 인성을 중점으로 한 교육을 원하는 한편, 2차 소비자인 시민들이 인지능력에 중점을 둔 교육을 원한다면 준시장이 의도하는 효율성 제고는 발생하지 않을 것이다. 1차 소비자를 중심으로 바우처가 설계된다면 시민을 무시하는 정책이 될 것이고 2차 소비자를 중심으로 바우처가 설계된다면 대중영합주의(populism)라는 오명에서 자유롭지 못할 것이다.

이 3가지 유형의 실패 외에도 바우처와 준시장에 대한 대표적인 비판

으로 바우처가 불평등을 심화시킨다는 주장이 있다. 이에 대한 대표적인 사례가 밀턴 프리드먼(Milton Friedman)이 그의 저서 「자본주의와 자유」에서 교육개혁의 방법으로 제시한 교육 바우처이다. 교육바우처의 의도는 교육바우처로 학생들이 학교를 선택할 수 있게 되면 학교들이 학생유치를 위해 교육 품질을 높이려 노력하여 교육 수준이 높아지고, 학생과 학부모 역시 자신이 원하는 학교에서 원하는 교육을 받을 수 있게 되어 만족하는 것이다.

그러나 바우처는 모든 사람들에게 동등한 기회를 주지 않는다(정광호, 2010). 정보 접근성, 가진 자원에 따라 바우처의 사용범위가 달라진다. 정보가 많은 학부모들은 바우처를 활용하여 명문학교로 전학을 가는 한편, 교육에 관심이 없는 학부모의 아이들은 오히려 공립학교에 남아있게 된다. 이러한 접근기회의 차이는 결국 학교 수준의 양극화를 낳게 되고 이는 교육의 양극화를 재생산한다는 것이다.

또한 만약 바우처의 선택기능이 정상적으로 작동한다고 해도 사회적인 통합을 약화시킬 수 있다는 우려도 있다. 학교를 인종, 문화적 배경 등에 의해 선택하게 된다면 인종 간, 문화 간 분리 현상이 나타날 수 있다. 실제로 미국에서는 어떤 지역으로 이주하게 되는 이유 중 가장 중요한 것이 인종변수라는 결론의 연구도 존재한다(Lowery, 1998).

불평등, 사회통합 약화와 같은 사회비용, 이를 완화하기 위한 관리비용, 바우처를 위한 운영비용 등은 모두 바우처라는 정책수단을 선택하는 것에 대한 기회비용이기에 이러한 바우처 운영의 비용이 경쟁으로 인한 편익보다 클 가능성도 정부는 공공서비스 제공기제를 선택함에 있어 고려해야 한다(Le grand, 1991). 한편, 학교들이 교육의 질로써 경쟁하는 것이 아닌 비용의 절감을 통해 경쟁한다면 오히려 경쟁으로 인해 교육의 질이 저하될 수 있다는 부정적 시나리오 역시 정부는 고려해야 한다.

### 3) 바우처 설계(Voucher design)

위에서 살펴본 내용을 토대로 바우처를 설계할 시에 유의해야 할 점은 다음과 같다. 우선 바우처를 도입할 때 바우처가 가진 시장성과 정책성을 검토해야 한다(정광호, 2005). 시장성은 바우처가 공급자의 경쟁과 소비자 선택을 충족시킬 수 있는지를 의미한다. 공급자 간의 경쟁이 충분해야 소비자들이 이용하는 서비스의 가격과 질이 좋아지기에 시장성 검토는 매우 중요하다. 공급자 간 경쟁의 정도를 체계적으로 파악하기 위해서 공급자의 규모, 이들간의 가격과 품질 경쟁이 충분히 존재하는지, 공급자의 소비자에 대한 차별이 존재하는지, 바우처 시장규모는 전국 단위인지 지역 단위인지, 시장 내의 계층성은 없는지를 구분하여 검토해야 한다.

한편, 정책성의 관점에서 바우처가 소외계층의 복리를 증진시키는지, 다른 정책수단에 비해 효율성이 높은지, 다른 정책수단에 비해 형평성을 어느 정도 개선시킬 수 있는지, 다른 법률과의 조화가 이루어지는지, 수급집단에게 낙인효과를 발생시키지는 않는지를 고려해야 한다. 더 나아가 바우처의 재원확보, 주관기관 선정과 기관의 전문성 및 공정성 확보 방안, 바우처 전달체계 거버넌스의 문제도 검토되어야 한다. 바우처가 타 상품시장에 미치는 영향과 해당 상품시장의 파급효과에 대해서도 검토가 필요하다.

출처 : 정광호(2005)

대분류	소분류	유의사항
시장성 분석	경쟁정도	- 바우처 수요규모 - 민간시장의 충분한 공급자 존재 유무 : 가격, 품질 경쟁 정도, 소비자 차별 여부 - 시장의 계층성 존재 정도 - 바우처 사용범위(전국/지역)
	선택의 질	- 바우처 상품서비스에 대한 정보 공개 및 유통 정도(정보 비대칭성 존재와 해소방안) - 바우처 수급권자 정보접근성 정도
정책성 분석	복리증진	- 바우처 정책대상집단의 소외 정도
	형평성	- 바우처 실시에 따른 형평성 변화 정도 - 형평성 관점에서의 여타 정책수단과의 비교
	효율성	- 행정비용(수급자 선정, 규제비용 등) - 비용 관점에서 여타 정책수단과의 비교
	위법성/ 낙인효과	- 기존 헌법, 법률과 배치되는 문제 유무 - 낙인효과(stigma)에 따른 부작용 유무
	관리문제	- 재원 확보의 문제 - 바우처 주관기관 선정 및 전문성/공정성 확보 문제 - 바우처 전달체계 관리문제
	대체성	- 바우처 도입으로 연관 산업, 상품, 서비스에 미치는 영향 - 바우처 도입으로 바우처 수급집단의 소비행태 변화에 대한 예측
	산업파급효과	- 바우처 상품 관련 산업에 파급효과 존재 유무

<표 1> 바우처 설계 시 고려사항

### 3. 문화바우처

#### (1) 문화바우처의 의의

바우처(voucher)라는 정책수단을 문화정책 영역에 적용했다고 볼 수 있는 문화바우처 제도는 문화공급자를 지원하는 공급자 중심 지원정책에서 이용자 중심 지원정책으로 패러다임을 전환하는 과정에서 도입된 문화정책 영역의 대표적인 이용자 중심 정책수단이다. 그렇기에 공급자 중심 문화지원에서 나타나는 문제들을 예방할 수 있다.

우선, 정책대상에서 직접 급부가 제공되기에 예술기관 지원으로 늘어난 사회적 편익을 고소득자들만이 누리는 문제를 문화바우처는 방지할 수 있다. 또한 지원예산이 결국 문화예술계로 돌아간다는 점, 소비자 선택과 공급자들 간의 경쟁을 통해 지원예산이 배정되는 효과가 있기에 중소기업을 양산하지 않는다는 점 등에서 문화산업의 경쟁력도 향상시킬 수 있다(정광호, 2013).

정부의 정책대상 선택에서 발생하는 여러 문제들, 즉 정치적 논란 문제, 예술에 대한 정부의 선택역량 문제, 예술기관의 정부에 대한 의존성 심화 문제 등과 같은 문제들을 정부가 직접 지원하는 것이 아니라 소비자들에게 선택권을 제공함으로써 해결할 수 있다. 이러한 문화바우처의 강점들로 인해 많은 국가와 지방정부에서 문화예술 진흥 혹은 문화예술 복지 영역에 바우처를 도입하고 있다.

#### (2) 문화바우처 실패(failure of cultural voucher)

문화바우처의 많은 장점에도 불구하고 문화바우처 역시 준시장 실패에서 보는 것과 같이 실패할 가능성이 있다. 문화격차를 해소하고자 문화바우처를 통해 소비자들에게 구매력을 주었지만 제대로 된 문화기관이 없다면 문화바우처는 본래 정책목표를 달성하지 못할 것이다. 놓어춘,

산간벽지와 같은 문화소외지역의 경우, 지역 내에 문화예술공급업체가 없는 경우가 많기에 지역에 따른 문화격차를 해소하지 못할 가능성이 높다. 또한 60대 이상 거동이 불편한 노인들이나 장애인들의 경우, 스스로의 힘으로 문화예술을 관람하기 어려울 수 있다. 만약 이동식 문화예술이나 거동이 불편한 사람들을 문화예술소비공간으로 이동시켜줄 서비스가 부족하다면 이들에게 문화바우처는 문화격차를 해소시켜주지 못할 것이다. 이러한 문제들은 준시장 실패(quasi-market failure) 유형에 따르자면 준시장 형성 실패에 해당할 것이다.

또한 문화예술활동과 문화소비는 유년기, 청소년기에 문화교육에 의해 많이 좌우된다(정광호, 2010). 현재 60대 이상 노인의 경우 생애주기 동안 문화교육의 부족으로 인해 문화예술에 대한 이해가 부족하다(문화체육관광부, 2020). 문화체육관광부가 발간한 문화복지정책 중장기 발전방향 연구(2020)에 따르면 노인들의 경우 문화생활에 관심이 없어 문화바우처를 이용해 손자, 손녀들의 학용품을 구매하거나 여행이 아닌 평소 교통비로 사용하는 경우가 많다고 한다. 이는 소비자가 자신의 진정한 선호를 반영하는 선택을 결정하기에 정보가 부족할 때 발생하는 선호오류에 의한 실패(failure by preference error)라고 할 수 있다.

한편, 준시장에 의한 고유한 특성인 선호대체에 의한 실패(failure by preference substitution) 역시 발생할 수 있다. 만약 1차 소비자인 정부가 생각하는 문화예술과 2차 소비자인 시민들이 생각하는 문화예술이 다르다면 문화예술에 대한 이해의 괴리로 인해 준시장이 효과적으로 작동하지 않을 것이다. 정부는 고급문화만을 문화예술의 범위로 정하고 바우처의 구매범위를 한정시키는 반면, 시민들은 넷플릭스, 영화, 드라마 심지어 여행이나 운동까지 문화의 범위로 넓게 정의하고 있다면 시민들의 문화바우처 미사용으로 예산이 쓰이지 않는다거나 소위 ‘깡’이라 불리는 불법현금화 현상이 발생할 가능성이 높다.

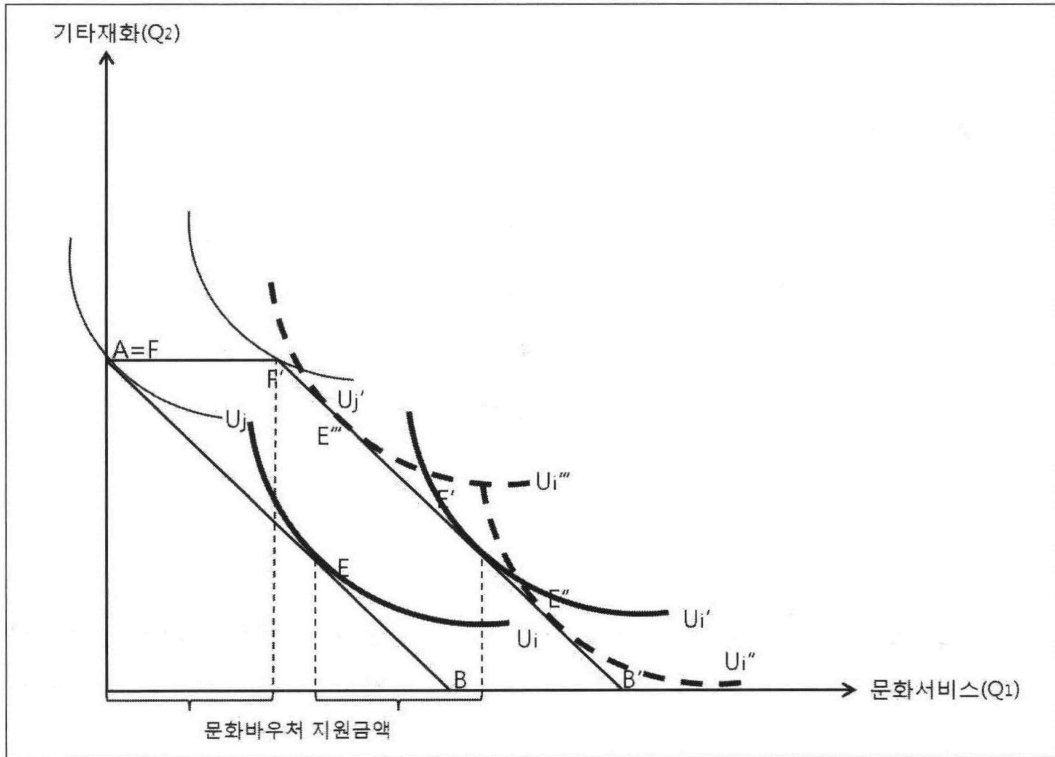
바우처로 인한 불평등 문제 역시 발생할 수 있다. 정광호(2013)에 의하면 문화카드의 도입으로 인한 경쟁 강화로 자본력이 약한 지역의 중소공연, 전시업체들의 문화예술 프로그램들이 도태되어 가고 있다고 한다.

만약 바우처로 인해 지역의 영세한 문화예술기관들에 소외현상이 발생하고 수도권에 있는 유수의 예술기관, 도서업체, 멀티플렉스 기업들에게 예산이 모두 흘러가게 된다면 장기적으로 수도권 이외에 거주하고 있는 시민들을 위한 문화예술서비스 공급의 질이 떨어질 것이고 이는 다시 지역 간 문화격차를 심화시킬 것이다.

공급자 중심 문화지원의 단점들로 인해 등장한 문화바우처 역시 여러 문제점들을 내포하고 있기에 단점을 최소화할 문화바우처 설계와 연계 프로그램 조합(policy mix)에 각별한 주의가 요구된다. 즉 문화격차라는 문제를 최소화할 효과적(effective)이고 효율적인(efficient) 정책 디자인(policy design)이 요구되는 것이다.

### (3)문화바우처에 대한 경제학적 분석

문화바우처가 문화비지출에 미치는 효과를 분석하는데 후생경제학적 분석틀은 유용하다. 시민들의 예산선을  $\overline{AB}$  이라고 한다면 시민들은 자신의 효용극대화를 목표로 문화예술서비스와 다른 재화들의 소비를 결정할 것이다. 문화바우처 시행 이전에 시민들은 효용곡선  $U_j$  와 예산선이 만나는 점인 F와 같이 아예 문화소비를 하지 않거나 효용곡선  $U_i$  와 예산선이 만나는 점인 E와 같이 일정량의 문화소비를 하고 있을 것이다. 문화소비에 대한 선호가 낮을수록 효용곡선은 F 방향의 예산선과 만나는 위치와 모양을 가질 것이다.



〈그림 2〉 문화바우처에 의한 소비자 선택의 변화

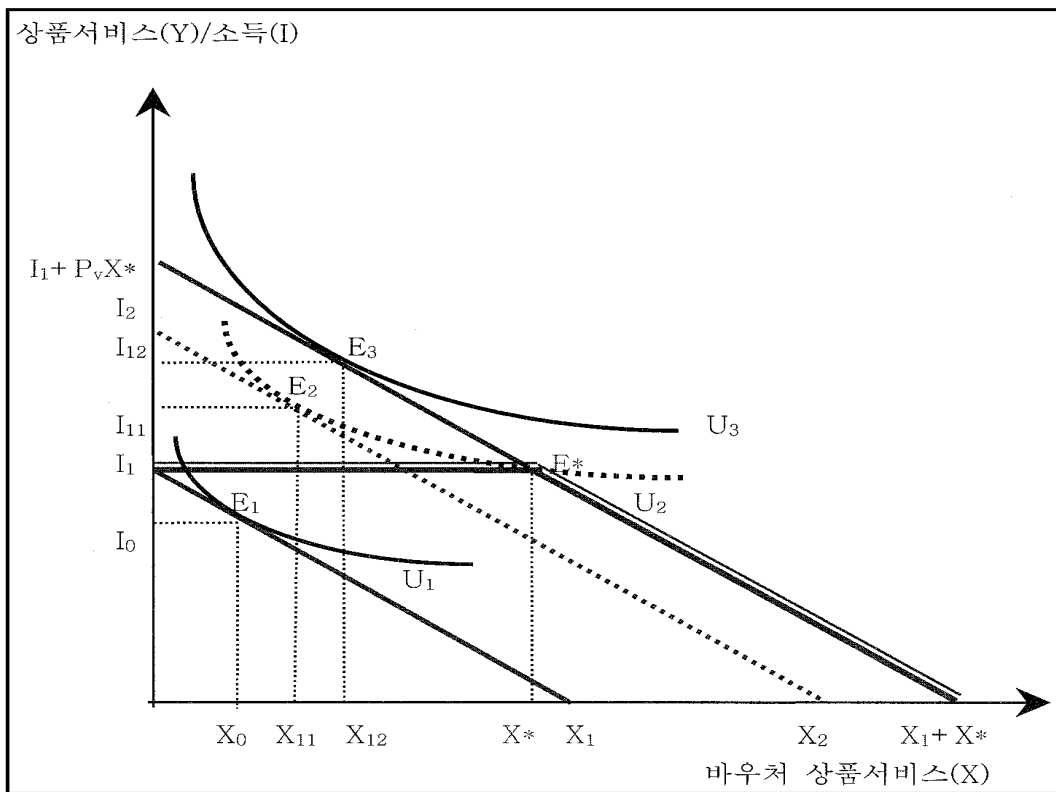
정부가 문화바우처를 시행했을 경우에는 시민들에게 바우처에 담긴 구매력이 제공되기에 시민들의 예산선이 문화바우처 지원금액만큼 우측으로 이동하여  $\overline{AA'B}$ 로 바뀐다. 이 때 예산선이 꺾자 모양을 갖는 것은 구매력이 현금이 아니라 문화서비스에만 이용할 수 있도록 구매범위를 한정된 바우처의 형태로 제공되었기에 다른 재화를 살 수 없기 때문이다 (Jackson, R., 1999). 이 경우에는 시민들에게서 세 가지의 소비행태가 나타날 수 있다. 우선,  $E''$ 와 같이 기존의 문화비지출과 문화바우처 지원액을 합친 것보다 문화소비가 더 증가한 경우이다. 이 경우 문화바우처가 시민들의 문화소비를 더 유도해 냈다고 볼 수 있다. 두 번째는  $E'$ 와 같이 문화바우처 지원액수만큼 문화비 지출이 늘어나는 것이다. 세 번째는  $E'''$ 와 같이 문화바우처 지원액수보다 문화비 지출이 적게 늘어나는



것이다. 이는 문화바우처가 없어도 소비했을 문화비 지출을 문화바우처가 대체했다고 볼 수 있다.

문화바우처의 문화비지출 증가효과를 분석하기 위해서는 바우처를 받기 전의 문화비 지출과 바우처를 받은 후의 문화비 지출을 비교하는 방법을 이용할 수 있다는 것을 위의 후생경제학적 분석을 통해 알 수 있다. 즉  $E$ 와  $E''$ (혹은  $E'$ ,  $E'''$ ) 간에 문화서비스 양의 차이를 통해 문화바우처가 문화비 지출에 미치는 영향을 분석할 수 있는 것이다.

출처 : 정광호(2005)



<그림 3> 바우처 시행에 따른 후생손실

한편, 후생경제학적 분석은 문화바우처가 현금에 비해 후생손실(welfare loss)를 발생시킬 가능성도 시사한다.<sup>5)</sup> 바우처가 후생손실을 가

5) '정광호(2010), 『바우처 분석 : 이론과 현실』, 법문사와 'Jackson, R.(1999). Identifying voucher plans without welfare losses. The Journal of Economic Education, 30(2), 175-183.'를 참고하여 서술하였다.

저온다고 주장하는 데 근거로 가장 널리 채택되는 그래프가 위의 그래프이다. 문화바우처가 도입되기 전 시민의 소득은  $I_1$ 이고 예산선은  $\overline{I_1X_1}$ 이다. 효용은 시민의 무차별곡선  $U_1$ 와 예산선  $\overline{I_1X_1}$ 이 만나는 점  $E_1$ 에서 극대화된다. 이 때 시민은 문화바우처에서 제공하는 문화서비스를  $X_0$ 만큼 구매하고 나머지 상품을  $I_0$ 만큼 구매한다.

이론의 단순성을 유지하기 위해 문화바우처를 발행하고 관리하는 비용은 0이라고 가정했을 때 정부에서  $X^*$ 만큼의 문화바우처를 제공했다면 예산선은  $I_1$ 에서 수평으로 늘어나  $E^*$ 에서 ㄱ자로 꺾이는 모양으로 나타날 것이다. 이 때 예산선은 무차별곡선  $U_2$ 와 접하고  $E^*$ 에서 효용극대화를 이룬다. 이런 예산선의 모양은  $P_vX^*$ 만큼의 문화예술지원 예산이 문화바우처 형태가 아닌 현금으로 주어질 때 시민의 후생이 더 증가할 가능성을 발생시킨다. 바우처 예산이 현금으로 주어졌다면 예산선은  $E^*$ 에서  $I_1$  방향으로 꺾이지 않고  $I_1 + P_vX^*$ 으로 쪽 뺀 직선의 모양을 가질 것이다. 그렇다면  $E^*$ 보다 높은 효용을 의미하는  $E_3$ 과 접하는데, 이는 현금으로 지원을 받았을 때 수혜를 받은 시민의 효용이 바우처를 받았을 때에 비해서 더 증가하는 것을 의미한다.

이러한 경우에 바우처 발행으로 잃어버리는 사회적 후생의 양을 화폐로 환산해볼 수 있다. 예산선  $\overline{I_1X_1}$ 와 평행하면서 무차별곡선  $U_2$ 에 접하는 가상의 선을 그리면 바우처 지급 이전의 교환비율에서  $U_2$ 에서의 후생 수준을 누리는 예산선을 도출할 수 있다. 이 때  $I_2$ 와  $I_1 + P_vX^*$  간의 수직차이가 시민이 잃게 된 후생 수준이라고 할 수 있다. 이는 더 적은 예산으로도 문화바우처와 똑같은 효과를 낼 수 있음을 시사하기도 한다. 이는 선호대체에 의한 실패(failure by preference substitution), 즉 정부와 시민의 선호가 다를 때 정부가 과도하게 자신의 입장을 고려하면 시민들이 인식하는 바우처 상품의 가치가 떨어져 문화바우처가 대상으로 하는 문화상품 및 서비스의 소득탄력성이 떨어져 위와 같은 후생손실이 발생할 가능성이 높다.

## 4. 통합문화이용권의 현황<sup>6)</sup>

### (1) 통합문화이용권 전개과정

통합문화이용권의 시작은 2005년 복권기금 시범사업이었다. 기획재정부와 복권위원회는 복권 자체의 역진성으로 인해 사업지원 심사 시 소외계층에 대한 복지사업에 대한 적합성 여부를 가장 중요한 기준으로 삼았다(문화체육관광부, 2020). 이에 대응하기 위해 문체부는 소외계층을 대상으로 하는 이용자 중심 사업을 개발하였고 그 결과 문화바우처 사업이 도입되었다(용호성, 2012).

2011년부터는 지원 단위가 개인에서 가구로 변경되었으며, 바우처 이용설계가 문화바우처 홈페이지에서 포인트를 지급하는 방식에서 카드를 발급하는 방식으로 전환되었다. 지원단위가 가구로 변경되면서 수혜자수는 증가하였지만 개인에게 지급되는 실질적 금액은 감소하였다. 이에 대한 반발이 컸지만, 관료들에 대한 성과관리 지표가 수혜자수와 이용만족도 중심으로 설계되었기에 문화체육관광부와 기획재정부는 가시적인 성과를 얻기 위해 강행하였다(용호성, 2012 : 배승주, 2019). 한편, 디지털 리터러시의 격차(digital divide)로 인해 온라인 홈페이지의 이용이 어려웠던 노인들을 비롯한 디지털 소외계층의 이용을 편리화했다는 점에서 문화민주주의로의 확장을 이끌었다고 평가되기도 한다(용호성, 2012).

2014년에는 여행이용권과 스포츠관람이용권 사업을 통합문화이용권으로 일원화하고 연간 가구당 10만원 한도에서 분야 구분 없이 자유롭게 문화, 여행, 스포츠 관람을 향유할 수 있게 되었다. 이로 인해 각 문화예술기금으로 추진되다, 2018년 다시 복권기금이 통합문화이용권 사업의 재원으로 사용되었다. 특히 2018년부터는 국정과제 주요사업으로 추진되면서 예산이 크게 증가하였다.

2020년에는 사업체계 정비와 추진방식 개선을 통해 저소득층의 실질적

---

6) 문화체육관광부(2020), 『문화복지정책 중장기 발전방향 연구』를 주로 참고하여 작성하였다.

인 문화예술 향유 증진과 문화예술 창작으로의 재정 선순환 유도를 본 사업의 목표로 하고 있다(문화체육관광부, 2020). 이를 위해 지자체의 협조 하에 복지시설 전수조사와 복합 가맹점 전수조사를 실시하였고 부정 행위 신고센터를 구축하고 운영하는 등 사업의 효과적인 추진을 위해서 추진 방식을 개선하고 있다. 특히 복지시설을 중심으로 사회적 경제 조직과의 연계로 실질적 문화활동 참여를 이끌어내고자 시범사업을 진행하고 있다.

구분	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	
사업 총괄	문화부, 예술위		문화부 한국문화예술위원 회			문화부, 한국 문화복지 협의회	문화부 / 예술위										
주관	5개 주관처	15개 주관처	16개 시/도별 주관처									17개 시/도별 주관처					
예산	4억	26억	20억	27억	40억	68억	347억	487억	493억	732억	968억	785억	992억	1,167억	1,229억	1,468억	
수혜 인원(명)	3만	16.4만	15.1만	21.8만	29.6만	47만	121만	161만	164만	148만	138만	145만	152만	159만	163만	161만	
연간 지원금(원)	기준 없음	3만	5만							10만	5만		6만	7만	8만	9만	
지원 대상	소외 계층	기초생활수급자 및 차상위계층															
이용 방법	개인					세대					개인(6세 이상 확대)						
사업명	문화바우처								문화 이용권	통합문화이용권 사업							
지자체 예산	지방비 일부 매칭					지방비 매칭(7:3) 시작											

출처 : 문화체육관광부(2020)

<표 2> 통합문화이용권의 전개과정

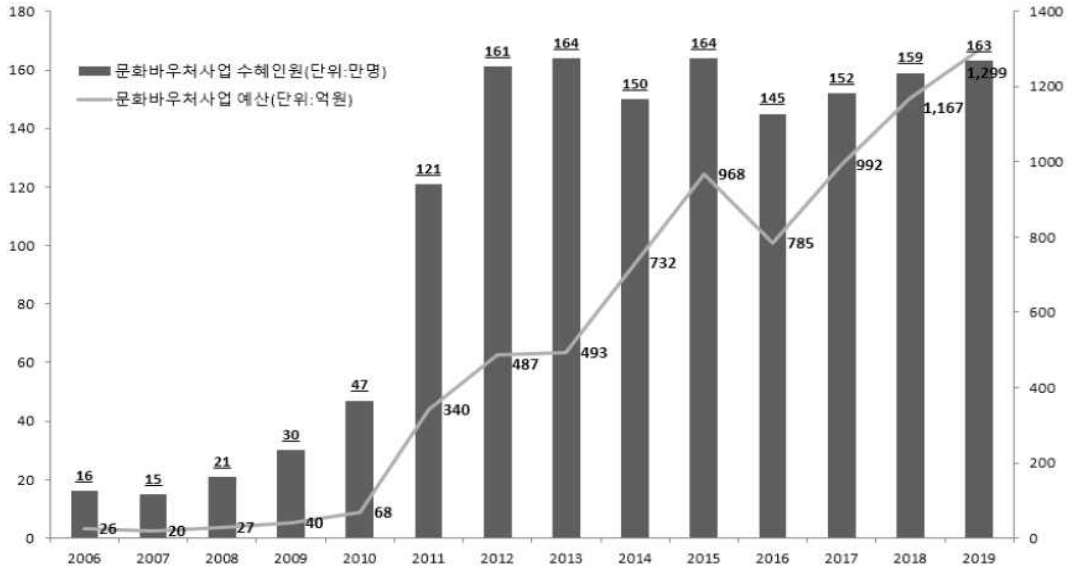
## (2) 통합문화이용권 사업의 실적 변화

아래의 그래프를 통해 통합문화이용권의 예산이 꾸준히 증가하고 있는 것을 볼 수 있다. 특히 2011년, 2014년, 2017년을 기점으로 크게 증가한 것을 알 수 있다. 2010년 8월 23일 이명박 대통령은 라디오 연설에서 “저소득층 문화 복지를 위한 문화마우처 제도도 시행하고 있습니다만, 아직 많이 부족합니다. 그래서 내년부터 이를 대폭 확대, 강화해나가는 방안을 검토하겠습니다.” 라고 말하며 문화마우처 사업을 대폭 확대하겠다는 의지를 천명했다(용호성, 2012). 그 다음 해인 2011년, 그 전 해인 2010년 예산에 5배가 넘는 340억 원으로 예산이 증액되었다. 이러한 예산의 확대와 더불어 개인에게 지급되던 지원방식이 가구에게 지원하던 지급방식으로 변경됨으로써 수혜인원도 3배 가까이 늘었다.

2013년에 집권한 박근혜 정부는 주요 국정목표인 문화융성을 달성하기 위해 임기 내 문화재정의 총예산 대비 비중을 2% 수준으로 확충하겠다는 것을 공약으로 내세웠다. 이를 위해 2014년 문화체육관광부 예산을 4조 3천억원으로 편성하였으며 이 중 통합문화이용권 사업에 732억 원의 예산을 편성하였다. 이는 여행이용권과 스포츠관광이용권 사업이 통합문화이용권으로 일원화되면서 나타난 효과이기도 하다. 또한 2015년 추경예산 중 150억 원을 통합문화이용권 사업에 배정하면서 문화융성이라는 국정목표를 달성하고자 하는 한편, 메르스(MERS)로 침체된 문화예술계 및 관광산업에 활기를 불어넣고자 했다.

한편, 2017년 문재인 정부가 100대 국정과제 중 67번째 국정과제로 ‘지역과 일상에서 문화를 누리는 생활문화시대’를 설정하였고 이 중 첫 번째 정책이 국민 기초문화생활 보장을 위해 저소득층에게 지급되는 통합문화이용권을 2021년까지 1인당 10만원으로 확대 지급하겠다는 것이다. 이를 위해 지속적으로 예산을 증가시키는 것을 볼 수 있다.

출처 : 문화체육관광부(2020)



<그림 4> 통합문화이용권의 예산 및 수혜인원

한편, 발급현황의 측면을 살펴볼 필요가 있다. 2020년 통합문화이용권 사업의 대상자는 238만 명으로 전년 대비 8.2% 증가하였다. 2015년부터 2020년까지 대상자 대비 지원가능비율은 60%에서 70%수준에 머물고 있으며 실제발급비율은 50% 후반에서 70% 초반 정도이다. 이러한 비율은 여타 사회보장제도의 정보 접근제약, 엄격한 기준 적용으로 인한 발급률 하락이 아니라 바우처 발급을 위해 확보된 예산이 제한적이기 때문이다. 한편, 예산가능인원 대비 실제발급비율로 봤을 때는 예산을 모두 사용하고 초과할 정도로 발급 수가 점진적으로 증가하였다. 이에 대한 자료는 아래의 표에서 확인할 수 있다.

바우처 발급 연령층을 분석해보자면 60대 이상의 고연령층의 발급 수가 지속적으로 증가하고 있고 36.5%로 가장 많은 비중을 차지하고 있다(한국문화예술위원회, 2019). 문화향유 정도는 문화예술교육이 미치는 영향이 크지만, 60대 이상의 노인계층은 문화예술교육을 받지 못했을 가능성이 높다. 노인계층의 바우처의 이용을 활성화하고 적절한 사용을 돕기 위해서는 적절한 보완방안이 마련되어야 한다. 또한 전체 기초생활보장

자와 차상위 계층 2,587,214명 중 농어촌에 거주하는 이들은 279,912명으로 대부분이 대도시 혹은 중소도시에 살고 있다(문화체육관광부, 2020). 그렇기에 도시 위주의 전달체계를 편성하되, 지역주관체를 중심으로 농어촌 문화상품 개발을 통한 바우처 이용활성화 역제도 필요할 것이다.

한편, 카드 잔액 문제가 지속적으로 남아있다(한국문화예술위원회, 2019). 이는 목표했던 투입을 다하지 못한 것으로 정책이 제대로 집행되지 않고 있음을 의미한다. 그렇기에 문화누리카드를 발급받은 이용자들의 지출을 유도하는 한편, 잔액을 쉽게 사용할 수 있도록 하는 보완방안이 필요할 것이다.

출처 : 한국문화예술위원회(2019)

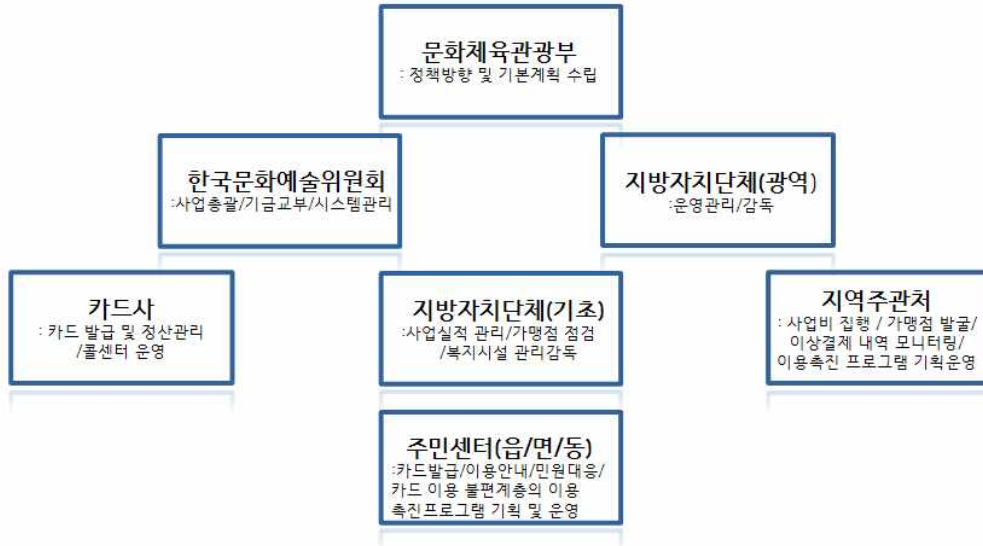
	문화누리카드 대상자	예산대비 발급가능인원	대상자 대비 지원가능비율	실제 발급인원	대상자 대비 실제발급비율	예산가능인원 대비 실제발급비율
2015년	242만명	1,579,712	65.3%	1,378,363	57.0%	87.3%
2016년	251만명	1,530,000	61.0%	1,450,801	57.8%	94.8%
2017년	263만명	1,610,600	61.2%	1,523,506	56.9%	94.6%
2018년	256만명	1,645,371	64.3%	1,591,777	62.2%	96.7%
2019년	220만명	1,600,000	72.7%	1,629,036	74.2%	101.8%
2020년	238만명	1,610,000	67.8%	-	62.96%	-

〈표 3〉 연도별 문화누리카드 발급대상자 및 발급률



### (3) 통합문화이용권 전달체계 거버넌스

출처 : 문화체육관광부(2020)



〈그림 5〉 통합문화이용권 전달체계 거버넌스

통합문화이용권의 정책방향과 기본계획을 수립하는 역할은 중앙정부인 문화체육관광부가 맡고 있다. 한국문화예술위원회는 사업 운영과 홍보를 총괄하고 보조금을 교부/정산하며 카드시스템을 구축하고 운영한다. 또한 지자체와 지역주관처 담당자를 교육하고 지원한다. 고객지원센터 운영과 부정행위 모니터링(클린센터 운영)도 역시 문예위가 담당한다. 성과 관리를 위한 이용자 만족도 조사와 가맹점주, 사업담당자 대상 만족도 조사도 실시한다. 또한 광역자치단체에서 수립한 사업 시행계획을 제출 받고 이에 대한 문화체육관광부의 승인을 받는다.

광역자치단체는 관할지역의 사업을 통괄하며 시/도별 사업 시행계획을 수립한다. 지방비를 매칭하고 교부하며 지역주관처를 선정하고 관리 감독한다. 실적 우수 사례를 공유하고 실적 저조 사례를 개선하기 위해 관리 감독한다. 지역주관처는 예산을 집행하고 문예위에 정산/실적을 보고 한다. 또한 공급자들에게 사업을 인지도시키고 그들의 취급품목들을 조사 하는 등 가맹점을 발굴하고 관리한다. 이상결제를 모니터링하고 현장점

검을 하는 역할도 지역주관처가 한다. 관내 문화영역 사회적 경제 조직과 연계하여 프로그램을 기획하고 운영하는 것 역시 지역주관처 담당이다.

기초자치단체(시/군/구)는 발급 이용 현황, 주민센터 모니터링 등 사업 실적을 관리하고 관내 복지시설을 관리 감독한다. 가맹점을 전수조사하고 이상결제 가맹점 현장 점검 등 가맹점 관리 역시 기초자치단체의 몫이다. 주민센터는 정책대상에게 이용을 안내하고 카드를 발급하며 민원을 대응하는 역할을 하는 등 통합문화이용권 사업 추진 최전방에 있다. 기초자치체와 같이 카드 이용 불편 계층의 이용촉진프로그램을 기획, 운영하며 가맹점을 점검 관리한다.

#### (4) 재원구조의 변화

통합문화이용권 사업은 2005년 시범사업을 시작으로 2006년 참여정부에서 저소득 계층의 문화향유 증대를 위해 복권기금을 재원으로 출발했다. 그러다 2014년, 이용자들의 편의성 제고와 전달체계의 효율성 증대를 위해 문화, 여행, 스포츠 관람바우처를 통합문화이용권이라는 하나의 사업에 통합했다. 이로 인해 2016년부터 사업의 재원을 문화예술진흥기금, 체육진흥기금, 관광진흥기금의 일부가 문화예술진흥기금으로 전입되어 복권기금에서 문화예술진흥기금으로 전환 편성되어 추진하게 된다.

2017년 문재인 정부가 100대 국정과제 중 67번째 국정과제로 ‘지역과 일상에서 문화를 누리는 생활문화시대’를 설정하였고 이 중 첫 번째 정책이 국민 기초문화생활 보장을 위해 저소득층에게 지급되는 통합문화이용권을 2021년까지 1인당 10만원으로 확대 지급하겠다는 것이었다. 이러한 국정과제를 성공적으로 추진하기 위해 안정적인 재원 확보가 필요하였다. 특히 고갈 위기의 문화예술진흥기금으로는 원활한 국정과제 수행이 어렵다고 판단하여, 저소득층 지원을 위한 복권기금 공익사업으로 선정하여 복권기금 편성 및 증액을 추진했다(문화체육관광부, 2020).

## (5) 사업의 정책대상과 서비스 공급자

현재 통합문화이용권 사업은 문화 소외계층을 정책대상으로 설정하였다. 이 때 문화소외계층은 6세 이상의 기초생활수급자<sup>7)</sup> 및 차상위 계층<sup>8)</sup>으로 정의되었다. 하지만 이는 사실상 경제적 취약계층(저소득층)으로 대상을 한정하는 것이기에 과연 경제적 소외계층과 문화적 소외계층이 동일한 것인지, 동일하지 않다면 과연 통합문화이용권의 정책대상을 경제적 소외계층에 한정하는 것이 적절한지에 대한 논의와 연구들이 진행되고 있다(정광호, 2006 : 서우석, 양효석, 2013 : 신나리, 박치성, 2019).

한편, 통합문화이용권 사업의 대상자들은 문화누리카드를 문화, 여행, 스포츠 관련 업종에서 이용할 수 있다(한국문화예술위원회, 2019). 문화 관련 업종은 공연, 전시, 서점, 영화, 음반, 사진 등이 포함되고 여행관련 업종은 숙박, 운송, 관광상품, 놀이공원 등이 포함된다. 스포츠 관련 업종은 스포츠 관람 및 용품을 구매하고 지원하는 것이 포함되어 있다. 2020년 문화누리카드 가맹점 수는 문화 분야 11,802개, 여행 분야 9,725개, 체육 분야 3,689개가 등록되어 있다. 이 중 숙박(5,668개), 도서(4,149개), 미술(4,206) 순으로 가맹점으로 많이 등록되어 있다.

## (6) 문화바우처 제도 개선에 관한 논의

### 1) 문화바우처의 정책대상

문화바우처 제도의 개선에 대한 논의는 문화바우처가 시작된 이후 줄곧 계속되어 왔다. 개선 논의 중 가장 활발하게 논의되는 영역이 바우처의 정책대상이다(정광호, 2006 : 용호성, 2012 : 서우석, 양효석, 2013 :

7) 생계, 의료, 주거, 교육급여 수급자, 조건부 수급자, 보장시설 수급자

8) 차상위자활근로자, 장애수당 수급자, 장애아동수당 수급자, 장애인 연금 부가급여 수급자, 본인부담경감대상자, 저소득한부모가족, 차상위계층확인서 발급자, 교육급여 수급자 외 나머지 가구원 등

신나리, 박치성, 2019). 위에서 살펴본 것과 같이 바우처의 정책대상은 기초생활수급자와 차상위 계층으로 구성된 경제적 취약계층이다. 하지만 과연 경제적 취약계층과 문화적 소외계층이 동일한 집단인지에 대한 의문이 발생한다.

문화 상품은 경험재적인 성격을 갖는다(용호성, 2012). 즉 문화상품을 사용해본 적이 있는 사람이 문화상품을 사용하는 것이다. 문화상품을 사용해본 경험의 정도에는 문화교육이 큰 영향을 미치는데, 압축성장을 겪은 한국의 경우 문화교육을 받지 못하고 문화예술 소비 경험을 갖지 못한 노년층 혹은 중장년층이 경제적 계층에 상관없이 문화영역에서 소외되는 현상이 발생하고 있는 것이다(용호성, 2012). 홍윤미, 이명우, 윤기웅(2015)의 연구에서는 문화예술 관람횟수 결정요인에 관한 실증연구를 통해 문화예술 전체 관람횟수에 연령이 가장 큰 영향을 미친다고 주장한다.

또한 정광호, 최병구(2006)의 연구는 실증분석을 통해 소득뿐만 아니라 문화리터러시(Culture literacy)와 거주지역에 따른 문화격차가 심각하다고 주장하고 있다. 최영섭, 김민규의 연구(2000) 역시 경제적 자본보다 문화자본(교육수준)이 문화소비에 더 큰 영향을 미친다고 주장한다. 서우석, 양효석(2013)의 연구는 연령, 교육수준, 청소년 가구원의 존재가 경제적 궁핍이 문화복지 박탈감 형성에 미치는 영향을 조건 짓는다고 주장한다.

신나리, 박치성의 연구(2019)는 문화향유에 장애요인으로서 경제적 소외보다 고령소외가 더 큰 영향을 미친다는 점, 고령/장애 등 소외요인이 중복될수록 기하급수적으로 문화향유의 정도가 낮아진다는 점, 소외요인이 중복될수록 문화바우처가 문화향유 향상에 영향을 미치지 못했다는 점을 보여준다. 이렇게 소득 이외에도 연령, 교육수준(문화자본), 청소년 가구원 존재, 장애 유무, 거주지역 등 문화격차를 발생시키는 요인들이 존재함에도 문화바우처의 정책대상을 경제적 소외대상으로만 한정 짓는 것이 타당한지 심도 깊은 논의와 이에 대한 개선방안이 필요할 것으로 보인다.

## 2) 문화상품 소비의 쏠림 현상

문화 민주화의 관점에서 보면 우월한 예술은 이미 정해져 있고 시민들은 이에 그저 수동적으로 수용하는 객체에 불과하다. 이 때 문화정책은 정부가 시민들에게 우월한 문화, 고급문화를 떠먹여주면 되는 것이다. 하지만 문화민주주의는 우월한 문화, 우월한 예술이란 없으며 그렇기에 시민들은 스스로 문화적 주체가 되어 문화예술을 선택하고 심지어는 스스로 문화예술을 창조해야 한다고 주장한다. 태초의 통합문화이용권은 정부가 지정한 순수예술만을 관람하는 데 사용될 수 있었다(용호성, 2012). 하지만 현재 어느 공연이든, 어느 책이든, 심지어 여행, 체육상품 까지도 사용할 수 있게 되었다. 즉, 문화 민주화에서 문화 민주주의로 정책의 방향이 변화했다고 할 수 있다.

그러나 문제는 이렇게 선택권이 확장된 이후 이용자들의 선택결과이다. 문화누리카드 세부결제건수를 분석한 결과 2019년 도서의 이용건수가 전체 결제건수의 33.1%, 영화의 이용건수가 26.0%에 달하는 한편, 공연은 0.9%, 전시 역시 0.9%에 불과했다(한국문화예술위원회, 2019). 공연의 가격이 다른 문화서비스들에 비해 높기에 과소추정 되었다 하더라도 전시의 가격은 영화의 가격과 비슷하다. 통합문화이용권 이용자들이 전시에 비해 영화를 26배 더 많이 소비하고 있는 것이다.

이러한 문화상품에 대한 쏠림현상에 대한 가치판단은 사람들에 따라 달라질 것이다. 하지만 만약 이러한 이용자들의 선호가 수혜자들의 문화예술 경험과 교육이 부족하여 발생한 것이라면(용호성, 2012), 그리고 다양성의 관점에서 다양한 문화상품을 소비하는 것이 옳다고 본다면 이러한 쏠림현상은 문화격차를 해소하고자 도입된 문화바우처의 정책효과를 떨어뜨릴 수밖에 없을 것이다. 따라서 선택권한의 조정과 문화예술교육에 대한 보완책이 필요할 것이다. 프랑스의 컬처패스(Culture Pass)는 균형적인 문화활동을 제안하기 위해 장르별 사용금액 상한선을 지정하였다. 이러한 해외사례를 참고하여 문화바우처를 개선할 필요가 있다.

### 3) 관리상의 문제

카드제도의 문제점도 제도 개선 논의의 대상이다(정광호, 2013). 수백만 명의 이용자를 대상으로 한 서비스 시스템을 운영하기 위해 정부는 카드 사업자를 공모해 민간 카드사를 대행업체로 선정했지만 카드사 입장에서 수익성이 낮은 구조이기에 관리소홀의 문제가 지적된다. 이용자들은 불친절한 콜센터와 잦은 시스템 오류로 잦은 민원을 제기하고 있다(용호성, 2012). 한편, 카드제는 한도액 전부를 사용하지 못한다는 단점을 갖고 있어 잔여금액으로 인한 예산불용액이 다른 지급방식에 비해 높을 수 있다. 충전방식을 통해 잔여금액을 사용할 수 있는 방법이 있지만 정보 획득에 취약한 고령층은 대부분이 방법을 인지하지 못하고 있었다(문화체육관광부, 2020). 따라서 문화누리카드 발급 시 충전방법에 대한 홍보가 필요하다.

전달체계의 문제 역시 지적된다. 문화바우처 정책은 2011년부터 읍/면/동 주민센터 전달체계를 구축했다. 그러나 문화 복지 전담인력체계가 구축되지 못하였다. 이용자의 약 35%가 정보획득에 취약한 고령층이라는 점을 고려했을 때, 문화복지 전담인력체계의 구축은 사업 효과성 제고에 큰 영향을 미칠 것으로 보인다. 고령층의 문화바우처 이용을 원활하게 하기 위해선 발급할 시에 정확하고 충분한 정보를 주는 것이 중요하기 때문이다.

그러나 현실은 문화누리카드 업무를 일반 공무원이나 사회복지 담당원이 담당하고 있다. 문화체육관광부의 문화복지정책 중장기 발전방안(2020)에 따르면 사업 담당자들에 대한 면접 결과, 주민센터의 경우 담당자의 잦은 인사이동으로 업무의 효율성이 떨어지고, 담당자의 사업에 대한 이해도와 공감도에 따라 성과가 다르게 나타났다. 실적압박과 잦은 민원 발생으로 인해 담당업무가 기피되고 있으며 신입에게 대체로 맡기는 경우가 많다고 한다. 특히 담당자가 자주 바뀌는 문제와 담당자들의 비협조적인 태도로 지역주관처와 주민센터 간의 소통이 원활치 못해 사업효율화에 부정적인 영향을 미치고 있다. 그러나 일부 주민센터에서는

지역 내에서 이용할 수 있는 가맹점 현황자료를 안내하는 등 이용자 입장에서 정보제공을 위한 노력을 기울이고 있기도 하다(문화체육관광부, 2020).

한편, 4차 산업혁명 시대에 ICT기술의 발전을 적극 이용하여 업무 효율화를 제고할 필요성이 대두되고 있다(문화체육관광부, 2020). 모바일 어플리케이션을 통해 카드를 발급함으로써 이용자들의 편리성을 제고하고 카드발급 업무를 경감시킬 수 있다. 또한 모바일 어플리케이션은 카드 충전을 용이하게 하여 불용액을 줄이고 가맹점 정보를 제공함으로써 이용자들에게 올바른 선택을 이끌 수 있다. 프랑스 문화부는 대학과 민간 스타트업 기업과의 거버넌스 구축을 통해 문화바우처인 컬처 패스(Culture Pass)의 모바일 어플리케이션 Pass Culture를 공동개발(co-production)하였다. Pass Culture는 정책대상자들에게 구매력을 제공하는 동시에 이용할 수 있는 문화상품에 대한 정보를 제공하고 그 상품에 대한 예약 역시 가능하게 설계되었다(손동기, 2020).

## 제2절 문화복지정책의 사회적 영향에 대한 선행연구

Rossi, Lipsey&Henry(2018)은 정책효과를 의미하는 성과를 사업의 실시가 의도했던 대상집단의 변화로 정의한다. 이 때 통합문화이용권 사업의 성과는 저소득층의 문화비 지출 증대를 통한 지출의 관점에서의 문화격차 해소, 연관산업의 과급효과 등 경제적 영향(economic impact)과 삶의 질(quality of life) 향상이라는 사회적 영향(social impact)으로 구분할 수 있다. 양혜원(2012)은 문화복지정책의 사회적 효과를 연구할 때 고려해야 할 변수로 행복, 삶의 만족도, 자존감, 우울 감소, 신체적 건강, 주관적 건강, 자살충동, 의사소통능력, 사회적 자본, 창의성, 문화예술에 대한 관심, 문화예술적 감수성 등을 제시하고 있다.

본 절에서는 문화복지정책과 통합문화이용권의 사회적 영향을 삶의 질과 관련된 변수들을 중심으로 다루고자 한다. 이를 위해 국내외에서 문화복지정책과 통합문화이용권의 사회적 영향을 분석하였던 선행연구들을 토대로 이론적 논의를 진행하겠다. 먼저 문화복지정책과 삶의 질 향상에 매개가 되는 문화예술활동이 삶의 질 관련 변수에 미치는 영향에 대한 이론적 논의와 연구들을 살펴보겠다. 그 후 문화복지정책, 통합문화이용권이 삶의 질 관련 변수에 미치는 영향에 대한 이론적 논의와 연구들을 살펴보고, 마지막으로 본 연구의 설명변수이자 삶의 질에 대한 대리변수(proxy)인 자아존중감과 여가만족도에 대한 개념적 정의로 본 절을 마무리하고자 한다.

### 1. 문화예술활동이 삶의 질에 미치는 영향

문화예술의 향유가 정신건강, 자아존중감, 창의성, 감수성, 배려심에 긍정적인 영향을 미친다는 실증연구들이 많이 존재한다. 영국의 문화매체체육부영국의 문화매체체육부(Department for Digital, Culture, Media



& Sport, DCMS)는 CASE 사업(Culture&Sport Evidence Program)을 통해 문화와 스포츠 활동의 사회적 영향(social impact)으로 삶의 질 향상, 자아존중감 증가, 자원봉사 증가, 반사회적 행동 감소, 신뢰와 협력의 증가, 민주주의 발전 등을 제시했다. Guetzkow(2002)는 메타분석을 통해 문화예술이 건강 증진, 대인관계와 사회적 자본 구축, 범죄감소, 타인과의 의사소통능력 향상 및 협력 증진에 긍정적인 영향을 미친다는 연구결과를 제시하고 있다.

한편, O' Brien(2010)의 연구는 CASE 사업을 통해 문화와 스포츠의 삶의 질 증진을 경제적으로 추산해냈는데, 일주일의 한번 이상의 영화 혹은 콘서트 관람으로 인한 삶의 질 증가가 연간 9000파운드의 소득보상 가치를 가지고 있다고 주장했다. 정보람, 정인수(2017)의 연구는 문화환경에 대한 만족도와 일상에서의 문화의 비중 등 문화여건이 소득보다 행복에 미치는 영향이 더 크다는 결과를 제시한다.

한편, 한승엽, 김홍렬, 윤설민, 장윤정(2007)의 연구는 여가활동의 유형, 빈도, 지출비용에 따라 여가만족도가 달라지며, 여가만족도가 높을수록 행복과 전반적인 생활에 대한 만족도가 증가한다고 주장한다. 김경식, 이루지(2011)의 연구에서도 여가활동의 빈도와 비용이 높을수록 여가만족이 높고 여가활동의 시간과 비용이 높을수록 행복도 높으며 여가만족과 행복 또한 긍정적인 관계가 있다고 주장한다.

## 2. 문화복지정책과 문화바우처가 사회적으로 미치는 영향

문화복지정책과 문화바우처가 여가만족도, 자아존중감 등 삶의 질과 관련 있는 변수들에 미치는 영향을 연구한 선행연구들 역시 존재한다. 양혜원(2012)의 연구는 구조방정식 모형을 통해 문화복지정책 참여가 문화예술 관람 횟수를 통해 문화예술 관심도, 문화예술 감수성, 행복, 건강, 신뢰, 창의성을 증가시켰으며, 특히 통합문화이용권 이용자의 경우 비참여자에 비해 자아존중감, 의사소통능력, 문화예술 관심도, 문화예술

감수성이 통계적으로 유의미하게 높게 나타났다는 분석결과를 제시한다. 또한 통합문화이용권 사업에 참여한 사람들은 문화예술향유 빈도 및 문화예술 참여와 문화예술 참여 욕구, 고급문화 향유 욕구에 통계적으로 유의미한 증가를 보였다고 한다(양혜원, 2012).

양혜원(2014)의 연구는 문화복지 정책이 문화예술 관람 및 참여에 긍정적 영향을 미치고 문화예술 관람이 여가만족도, 자아존중감, 정신건강, 건강, 사회적 자본에 유의미한 긍정적 영향을 미쳤으며 이 중 여가만족도와 자아존중감, 정신건강이 삶의 질에 유의미한 영향을 미쳤다고 한다. 그러나 이 연구에서 통합문화이용권 사업의 경우 문화관람 및 참여에 유의미한 영향을 미치지 못했다고 한다(양혜원, 2014).

한편, 최상미, 전재현, 정무성(2015)의 연구는 구조방정식을 이용하여 통합문화이용권 이용기간이 문화접근성과 행복감, 우울감, 외로움, 자살충동 문항으로 측정된 정서적 역량강화를 매개로 주관적 사회통합감을 증대시켰다는 결과를 제시한다. 또한 문화체육관광부의 문화복지정책 중장기 발전방안(2020)에서 수행된 사업 수혜자를 대상으로 한 집단심층면담(Focus Group Interview) 결과, 삶의 만족도 증대, 자존감 향상, 정서적 안정감 형성, 우울감 감소와 스트레스 해소, 행복감 향상, 문화예술에 대한 관심 확대, 문화 향유 및 참여 의지 강화, 문화복지에 대한 긍정적 인식, 공동체성 개선, 사회적 자본 형성 등 통합문화이용권의 사회적 효과를 확인하였다.

문화재정과 문화예산이 삶의 질을 개선시킨다는 연구들도 존재한다. 양혜원(2013)의 연구는 고정효과모형(fixed effect model)과 임의효과모형(random effect model)을 이용하여 전체 국가예산에서 차지하는 문화재정의 비율의 증가가 국민들의 삶의 만족도에 통계적으로 유의미한 긍정적 효과를 미친다는 결과를 제시한다. 또한 최보운, 유지연, 김상헌(2017)의 연구는 순서형 로지스틱 회귀분석을 이용하여 지방자치단체의 문화예산이 지자체 주민들의 행복도를 상승시켰다는 연구결과를 제시하였다.

이러한 선행연구들을 바탕으로 본 연구에서는 통합문화이용권이 자아존중감과 여가만족도에 긍정적인 영향을 미쳤을 것이라는 가설을 설정하

고 검증하고자 한다. 자아존중감과 여가만족도는 선행연구에서 볼 수 있는 것처럼 삶의 만족도, 삶의 질, 행복과 같은 변수들과 연관이 깊은 변수이기에, 이를 통합문화이용권의 목표인 삶의 질 향상 정도를 추정하기 위한 대리변수이자 본 연구의 종속변수로서 설정하고자 한다. 다음에서는 자아존중감과 여가만족도를 개념적으로 정의하겠다.

### 3. 자아존중감과 여가만족도의 개념적 정의

#### (1) 자아존중감의 개념적 정의

자아존중감이란 개인이 갖는 자기 자신에 대한 평가 또는 감정적 태도로서(김나경, 2017) Rosenberg(1965)는 자아존중감에 대해 ‘자기 자신에 대한 주관적 평가로서 자아에 대한 긍정적 태도나 부정적인 태도’로 정의한다. 그에 따르면 자아존중감은 가치감(feeling worthwhile), 능력감(feeling competent), 소속감(belonging)으로 구성된다. 가치감이란 자신의 존재가 얼마나 가치 있는지를 스스로 평가하는 것을 의미한다. 능력감은 자신이 정한 목표를 잘 달성해 내는가에 의해 형성된다. 소속감은 개인이 한 집단의 구성원이 되고, 그 집단구성원들에게 인정을 받을 때 형성된다. 이런 평가는 주관적인 평가이기에 자기에 대한 개인 스스로의 인식에 의해 형성된다. Maddox(1987)는 자아존중감을 ‘자신의 가치를 수용하고 자신을 가치 있는 사람으로 생각하는 믿음’이라고 정의했다. 김만근(2012)은 자아존중감을 ‘자신을 긍정적으로 믿고, 소중히 사랑하고 가치 있고, 의미 있는 사람으로 생각하는 개념’ (김만근, 2012)으로 정의하였다.

자아존중감은 자아개념과 혼용되기도 한다. Santrock(2006)의 경우 자아개념을 한 영역에서의 자기에 대한 평가로 정의하는 한편, 자아존중감은 전체적인 영역에서의 자기에 대한 평가로 정의하기도 한다. Rosenberg(1985)는 긍정적 자아개념과 높은 자아존중감이 높은 상관관계를 갖는다고 주장하였다. 자아존중감이 높으면 자기조절과정을 통해 심

리적 불안감을 최소화하고 그것의 극복을 가능하게 한다(김나경, 2017).

긍정적 자아존중감은 정신건강, 대인관계 등 다양한 영역에서의 성공과 관련된 가치 있는 개인적, 사회적 자원이다(Maddox, 1987). 자아존중감이 높은 사람은 실패를 보상적인 의미로 인식하는 반면, 자아존중감이 낮은 사람은 실패를 감당하지 못해 도전보다는 회피하고자 하여 매사에 자신이 없고, 사회적 불안과 우울을 경험한다(장휘숙, 2012).

자아존중감의 정의는 학자들마다 서로 다르지만, 공통적으로 자신에 대한 평가를 토대로 자신을 긍정적이고 가치 있고, 능력 있는 사람으로 보는 태도로 보고 있다(정지은, 정철영, 2015). 이러한 선행연구들을 바탕으로 본 연구에서는 자아존중감을 ‘개인이 자기 자신에게 갖는 주관적 평가로서 스스로가 얼마나 가치 있고 중요하다고 생각하는지의 정도’로 정의하겠다.

## (2) 여가만족도의 개념적 정의

만족이란 기본적으로 개인이 어떤 활동을 함으로써 획득하게 된 보상이라고 할 수 있다(Homans, 1961; 정성한, 2008 재인용). 만족의 개념을 여가행위에 대해 적용시켜 본다면 여가만족이란 여가활동의 보상 혹은 결과로서 개인이 획득하게 되는 긍정적인 감정 혹은 인식이라고 할 수 있다(Beard&Raghd, 1980; 박미석, 2002 재인용). 즉 여가만족은 여가라는 행동이 가져다주는 즐거움과 같은 감정적 반응 혹은 판단이라는 것이다(허중욱, 김홍렬, 2016).

여가만족에 많은 연구가 관심을 기울이는 이유는 여가만족이 삶의 만족과 매우 밀접한 관계를 갖고 있기 때문이다(허중욱, 김홍렬, 2016). 여가는 사회적 관계, 자존감 등을 향상시키며 삶의 질에 부정적 영향을 미치는 스트레스를 대처하는 좋은 수단이기 때문에 이에 대한 만족은 삶의 질과 연관이 깊다.

### 제3절 문화예술정책의 경제적 영향에 대한 선행연구

통합문화이용권 사업의 성과는 저소득층의 문화비 지출 증대를 통한 지출의 관점에서의 문화격차 해소, 연관산업의 파급효과 등 경제적 영향(economic impact)과 삶의 질(quality of life) 향상이라는 사회적 영향(social impact)으로 구분할 수 있다. 양혜원(2012)의 연구에서는 산업별 생산유발계수, 부가가치 유발계수, 고용유발계수, 취업유발계수를 이용한 산업연관분석을 통해 문화복지사업에 대한 재정지출이 경제 전반에 미치는 경제적 파급효과를 분석했다. 이 때 통합문화이용권 사업의 총생산효과는 약 632억으로 나타났으며 부가가치 유발효과는 275억 원, 고용유발효과는 436명, 취업유발효과는 689명으로 분석되었다.

한편, 우석진, 김인유, 정지운(2014)는 문화바우처가 문화비 지출을 얼마나 늘리는지 연구하기 위해 4차 재정패널 데이터에 대하여 회귀단절모형(regression discontinuity design, RDD)을 이용해 인과적 효과를 추정하고자 했다. 5%의 유의수준 내에서 문화바우처 이용가구가 비이용가구에 비해 약 5만 원 정도 문화비에 더 지출하는 것으로 분석결과가 도출되었다. 그러나 재정패널 데이터에 문화바우처 혜택여부에 관한 변수가 포함되어 있지 않은 한계로 인해 기초생활수급자, 차상위계층 전원이 문화바우처를 수혜했다고 가정했다는 한계가 있다.

임재훈, 윤영채(2020)의 연구에서는 통합문화이용권의 문화격차 해소의 정도를 연구하기 위해 문화바우처 정책변동이 문화비 지출에 미치는 영향을 연구하였다. 이 때 사용된 방법론은 성향점수매칭과 이중차이분석이다. 연구결과는 문화바우처 수혜가구가 통제가구에 비해 2014년 약 2.89만 원, 2015년 2.01만 원, 2016년 약 1.89만 원으로 문화지출액이 더 많았다. 그러나 해당 연구 역시 기초생활수급자와 차상위계층 전체를 실험집단으로 설정함으로써 대상자 대비 수급률이 60% 수준에 머무르고 있는 통합문화이용권의 정책상황을 고려하지 않았을 뿐만 아니라 정책대상으로 선정되는 데 가장 중요한 소득이라는 변수를 제외시켰기에 성향점수매칭했다고 하더라도 편향이 쉽게 줄어들지 않을 것이다.

## 3장 연구설계 및 분석방법

### 제1절 연구문제 및 가설

연구문제는 다음과 같다.

연구문제 1. 통합문화이용권은 문화비 지출을 늘리는가?

연구문제 2. 통합문화이용권은 여가의 만족도를 향상시키는가?

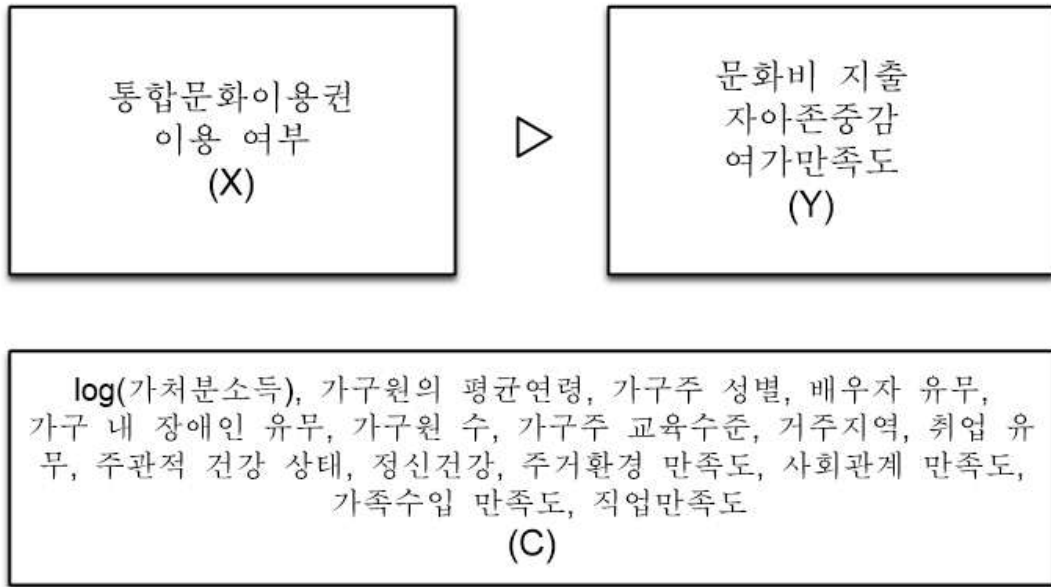
연구문제 3. 통합문화이용권은 이용자의 자아존중감을 향상시키는가?

이러한 연구문제를 중심으로 설정한 가설은 다음과 같다.

H. 1	통합문화이용권은 문화비 지출에 긍정적 영향을 미칠 것이다.
H. 2	통합문화이용권은 자아존중감에 긍정적 영향을 미칠 것이다.
H. 3	통합문화이용권은 여가만족도에 긍정적 영향을 미칠 것이다.

<표 4> 연구가설

본 연구에서는 통합문화이용권이 정책목표를 얼마나 달성하는지 그리고 정책효과가 정책대상 내 하위집단에 따라 어떻게 달라지는지를 연구하고자 한다. 여기서 통합문화이용권이 정책목표인 문화격차 완화와 삶의 질 향상에 얼마나 기여하는지를 측정하기 위해 문화격차 완화의 대리변수(proxy)로서 문화비 지출 상승과 삶의 질 향상의 대리변수로서 자아존중감과 여가만족도를 이용하였다. 연구모형은 아래 그림과 같다.



<그림 6> 연구모형

독립변수는 통합문화이용권의 이용여부이고, 종속변수는 문화격차 해소 정도를 경제적 수준에서 파악할 수 있는 문화비 지출과 삶의 질의 대리변수인 자아존중감과 여가만족도이다. 통합문화이용권이 문화비 지출에 미치는 영향을 분석하는 통제변수로는 가처분소득의 로그, 가구원의 평균연령, 가구주 성별, 배우자 유무, 가구 내 장애인 유무, 가구원 수, 가구주의 교육수준, 거주지역이 있다. 한편, 통합문화이용권 이용이 자아존중감과 여가만족도를에 미치는 영향을 분석할 때의 통제변수로는 1인당 가처분소득의 로그, 거주지역, 연령, 성별, 교육수준, 배우자 유무, 취업 유무, 주관적 건강상태, 정신건강, 주거환경 만족도, 사회관계만족도, 가족수입 만족도, 직업만족도가 있다.

## 제2절 변수의 정의와 측정

### 1. 성향점수매칭을 위한 변수의 구성 및 측정

통합문화이용권을 2017년에는 이용하지 않다 2019년부터 이용하게 된 실험집단과 유사한 비교집단을 구성하기 위해 성향점수의 추정이 필요하다. 본 연구에서는 성향점수 추정을 위한 변수로서 통합문화이용권의 대상요건인 소득, 배우자 유무, 가구 내 장애인 유무와 지역여건, 사회자본, 문화자본 등 선행연구(서주환, 이유진, 2018 : 임재훈, 운영채, 2020)를 토대로 파악한 요인들을 포함하였다. 지역여건으로는 거주지역이 있으며 문화자본으로서 가구주의 교육수준, 사회자본으로서 배우자 유무, 가구원 수, 연령 등이 있다. 한편, 통합문화이용권의 대상기준이 기초생활수급자, 차상위 계층이라는 가구 특성으로 이루어진다는 점을 고려하여 가구를 단위로 하여 매칭하였다. 개인의 특성변수인 성별, 연령, 배우자 유무, 교육수준을 모형에 포함하기 위해 가구주의 특성변수를 이용하였다.

변수	변수 정의 및 측정
log(가처분소득)	가처분소득의 로그
가구원의 평균연령	연령의 합 / 가구원 수
가구주 성별	남자 = 0, 여자 = 1
배우자 유무	있다 = 0, 없다 = 1
가구원 수	가구원 수
가구주 교육수준	중학교 졸업 이하 = 0, 고등학교 교육 수혜여부 = 1, 전문대학, 대학교 교육 수혜여부 = 2, 대학원 교육 수혜여부 = 3
가구 내 장애인 유무	없다 = 0, 있다 = 1
거주지역	서울, 광역시, 시 = 1 군, 도농복합군 = 0

<표 5> 성향점수매칭을 위한 변수의 구성 및 측정



## 2. 문화비 지출에 대한 이중차이분석을 위한 변수의 구성과 측정

성향점수매칭을 통해 매칭된 가구들을 대상으로 통합문화이용권의 이용여부가 문화비지출에 어떠한 영향을 미치는지 이중차이분석을 통해 분석하고자 한다. 이중차이분석에서 사용되는 변수는 아래의 표와 같다.

구분	변수	변수 정의 및 측정	
종속변수	log(문화비 지출) 자아존중감 여가만족도	교양오락비의 로그	
독립변수	통합문화이용권 이용여부	있다 = 1, 없다 = 0	
통제 변수	가구 특성	log(가처분소득)	가처분소득의 로그
		가구원의 평균연령	연령의 합 / 가구원 수
		가구주 성별	남자 = 0, 여자 = 1
		배우자 유무	있다 = 0, 없다 = 1
		가구원 수	가구원 수
		가구주 교육수준	중학교 졸업 이하 = 0, 고등학교 교육 수혜여부 = 1, 전문대학, 대학교 교육 수혜여부 = 2, 대학원 교육 수혜여부 = 3
		가구 내 장애인 유무	없다 = 0, 있다 = 1
		거주지역	서울, 광역시, 시 = 1 군, 도농복합군 = 0

<표 6> 문화비 지출 분석을 위한 변수의 정의와 측정

독립변수인 통합문화이용권의 이용여부는 2017년, 2019년 「한국복지패널」 조사에서 ‘2017년, 2019년 1년간 다음 각각의 바우처 서비스를 이용해 보신 적이 있습니까?’ 설문문항에서 ‘통합문화이용권’에 대한 이용여부로 측정하겠다.

종속변수인 문화비 지출은 ‘교양오락비9)’에 대한 설문문항으로 측

정하겠다. 문화비 지출을 교양오락비로 측정하는 것에 대해 정광호(2007)는 정확한 문화비 지출 분포를 파악하는 데 한계가 있다고 지적하고 있다. 그러나 2014년에 문화이용권이 여행이용권, 스포츠관람이용권이 통합되면서 통합문화이용권으로 일원화되었다는 점, 문화를 엘리트 입장에서 정의하는 것이 문화민주주의와 대립하는 점을 고려했을 때 교양오락비를 통해 통합문화이용권의 객관적 성과라고 할 수 있는 문화비 지출을 측정할 수 있을 것이다.

통제변수로는 가처분소득의 로그, 가구원의 평균연령, 가구주 성별, 배우자 유무, 교육수준, 가구원 수, 거주지역이 있다. 문화소비에 영향을 미치는 요인은 경제자본, 사회자본, 문화자본, 지역여건으로 추려진다(Bourdieu, 1984 : 서주환, 이유진, 2018). 문화소비의 관점에서 사회자본이란 연령, 거주지역, 결혼여부, 가구원 수를 의미한다. 성제환(2003)의 연구는 도심권 거주자, 미혼 혹은 가구원 수에 따라 문화소비가 달라진다고 분석했다.

문화자본은 사회에서 가치를 인정받고 이를 향유할 수 있는 능력을 의미하며(서주환, 이유진, 2018) 주로 교육수준, 문화예술 교육, 문화적 경험, 부모의 교육수준 등으로 연구에서 활용되고 있다(이호영, 장미혜, 2008). 이러한 교육수준, 문화예술 교육, 문화적 경험은 문화 향유 정도에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석된다(양혜원, 2012). 사회, 문화, 경제자본이 문화비 지출에 미치는 영향을 종합적으로 분석한 서주환, 이유진(2018)의 연구는 나이, 결혼여부, 가족구성원 수, 현재거주지 요인, 학력, 소득이 문화지출에 영향을 미친다는 연구결과를 제시한다.

또한 한국의 경우 문화서비스, 문화활동을 이용할 수 있는 문화접근도가 중대도시에 집중적으로 분포하고 있음을 고려할 때(정광호, 최병구, 2006 : 용호성, 2012 : 문화체육관광부, 2020), 도시 거주 여부 또한 문화비 지출에 영향을 미칠 것이다.

---

9) 신문, 서적, 잡지, 영화 및 공연관람, 교양오락용품 구입비(TV, 오디오, PC, 유선방송, 피아노, 장난감, 등산용품, 낚시대, 골프채 등), 교양오락서비스(PC방, 노래방, 운동강습료, 일반인의 어학학습비, 단체관광비 등), 비디오(DVD) 대여료, 애견 구입비, 화분 구입비, TV수신료, 이동용 자전거 등이 포함된다.

### 3 자아존중감과 여가만족도에 대한 이중차이분석을 위한 변수의 구성과 측정

성향점수매칭을 통해 매칭된 가구들을 대상으로 통합문화이용권의 이용여부가 자아존중감과 여가만족도에 어떠한 영향을 미치는지 이중차이분석을 통해 분석하고자 한다. 이중차이분석에서 사용되는 변수는 아래의 표와 같다.

종속변수인 자아존중감은 로젠버그(Rosenberg)가 개발한 RES (Rosenberg Self-Esteem Scales)를 사용하여 측정하고자 한다(Rosenberg, 1965). 복지패널에서의 RES는 1(나는 내가 다른 사람들처럼 가치 있는 사람이라고 생각한다.), 2(나는 좋은 성품을 가졌다고 생각한다.), 3(나는 대체적으로 실패한 사람이라는 느낌이 든다.), 4(나는 대부분의 다른 사람들과 같이 일을 잘 할 수가 있다.), 5(나는 자랑할 것이 별로 없다.), 6(나는 내 자신에 대하여 긍정적인 태도를 가지고 있다.), 7(나는 내 자신에 대해서 대체로 만족한다.), 8(나는 내 자신을 좀 더 존경할 수 있으면 좋겠다.), 9(나는 가끔 내 자신이 쓸모없는 사람이라는 느낌이 든다.), 10(나는 때때로 좋은 사람이라고 생각한다.) 10개의 문항으로 측정되고, 이 값들의 평균을 자아존중감으로 여긴다. 또 다른 종속변수로서 여가만족도는 ‘귀하의 여가생활에 대한 만족도는 어느 정도이십니까’ 라는 설문 문항을 통해 리커트 5점 척도로 측정할 것이다.

통제변수로 가구특성인 소득과 거주지역, 개인특성인 연령, 성별, 교육수준, 배우자 유무, 취업 여부, 장애 여부, 주관적 건강상태, 정신건강, 주거환경만족도, 사회관계만족도, 가족수입만족도, 직업만족도를 모형에 포함하였다. 이 때 주관적 건강상태는 우울에 대한 인식을 측정하는 CESD-11을 기초로 해 구성된 복지패널 설문문항으로 측정하겠다. 문항은 총 11문항으로 1(식욕없음), 2(비교적 잘 지냄), 3(잠을 설침) 등으로 구성되고 전체흐름과 반대되는 문항을 역코딩하여 더한 후 20/11을 곱해 분석에 활용하였다. 주관적 건강인식의 경우 ‘△년도 12월 31일 현재 건강상태?’ 라는 복지패널 설문문항을 통해 리커트 5점 척도로 측정되었다. 주거환경만족도, 사회관계만족도, 가족수입만족도, 직업만족도의 경

우 환경, 사회관계, 가족수입, 직업에 대한 만족도를 묻는 문항을 통해 리커트 5점 척도로 측정되었다.

통제변수를 선정한 이론적, 선행연구적 배경은 다음과 같다. 양혜원(2014)의 연구에서는 여가만족도에 소득과 건강이 영향을 미쳤으며 자아존중감에는 연령, 성별, 소득, 건강이 영향을 미쳤다는 결론이 도출되었다. 허중욱, 김홍렬의 연구(2016)는 교육수준, 고용안정성, 가구소득이 여가만족에 영향을 미치는 요인이라는 결론을 제시한다.

한편, 성별의 경우 선행연구들은 자아존중감과 성별의 관계에 대해 일관되지 않은 결과를 보고했다(김혜미, 문혜진, 장혜림, 2015). 이 중 정인희(2012)의 연구는 중년층이 청년이나 노년층에 비해 상대적으로 자아존중감의 정도가 높았으며 특히 중년층의 결혼여부는 자아존중감에 영향을 미치는 요인으로 나타났다. 교육수준과 소득의 경우, 교육수준과 소득이 높을수록 자아존중감이 높다는 선행연구결과들이 존재한다(김혜미, 문혜진, 장혜림, 2015).

송기숙의 연구(2007)는 심리적 건강요소인 우울 혹은 불안이 자아존중감에 영향을 미치는 중요한 요인이라는 결과를 제시한다. 또한 질병과 같은 건강악화 역시 자아존중감에 영향을 주는 요인이라는 연구가 있다(Hirsch&DuBios, 1991). 한편, 사회적 관계에서 얻게 되는 만족감은 자아존중감에 긍정적인 영향을 미친다(Harter, 1990). 또한 Twenge & Campbell(2002)의 연구는 취업 여부와 같은 사회경제적 요인이 자아존중감에 큰 영향을 미친다는 결과가 제시되었다.

성인기의 자아존중감 변화에 대한 영향요인을 분석한 김혜미, 문혜진, 장혜림(2015)의 연구는 자아존중감은 연령, 성별, 우울, 건강, 빈곤 여부, 취업 여부, 사회관계 만족도, 가족관계만족도에 영향을 받는다는 연구결과를 제시했다.

구분	변수	변수 정의 및 측정	
종속변수	자아존중감	Rosenberg Self-Esteem Scales 복지패널 내 자아존중감에 대한 인식 10개 변수의 합/10	
	여가만족도	매우 불만족 = 1, 대체로 불만족 = 2, 그저 그렇다 = 3, 대체로 만족 = 4, 매우 만족 = 5	
독립변수	통합문화이용권 이용여부	있다 = 1, 없다 = 0	
통제 변수	개인 특성	연령	만 나이
		성별	남자 = 0, 여자 = 1
		교육수준	중학교 졸업 이하 = 0, 고등학교 교육 수혜여부 = 1, 전문대학, 대학교 교육 수혜여부 = 2, 대학원 교육 수혜여부 = 3
		배우자 유무	있다 = 0, 없다 = 1
		취업 여부	미취업 = 0, 취업 = 1
		장애 여부	없다 = 0, 있다 = 1
		주관적 건강상태	매우 아프다 = 1, 아프다 = 2, 그저 그렇다 = 3, 건강하다 = 4, 매우 건강하다 = 5
		정신건강	CESD-11 복지패널 내 우울에 대한 인식 10개 변수의 합* 20/11
		주거환경만족도	매우 불만족 = 1, 대체로 불만족 = 2, 그저 그렇다 = 3, 대체로 만족 = 4, 매우 만족 = 5
		사회관계만족도	매우 불만족 = 1, 대체로 불만족 = 2, 그저 그렇다 = 3, 대체로 만족 = 4, 매우 만족 = 5
		가족수입만족도	매우 불만족 = 1, 대체로 불만족 = 2, 그저 그렇다 = 3, 대체로 만족 = 4, 매우 만족 = 5
		직업만족도	매우 불만족 = 1, 대체로 불만족 = 2, 그저 그렇다 = 3, 대체로 만족 = 4, 매우 만족 = 5
		가구 특성	log(가처분소득/ 가구원)
	거주지역		서울, 광역시, 시 = 1 군, 도농복합군 = 0

<표 7> 자아존중감과 여가만족도 분석을 위한 변수의 정의와 측정

## 제3절 연구방법

### 1. 연구자료

본 연구는 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소가 공동수행한 「한국복지패널」의 12차 데이터(2017년)와 14차 데이터(2019년)를 활용하여 진행하겠다. 「한국복지패널」은 2006년 1차 조사를 시작으로 빈곤층과 차상위계층의 가구형태, 소득, 취업 여부, 복지수급 여부, 복지욕구 등을 동태적으로 파악하였다. 현재 2020년 발표된 2019년 14차 조사까지 공개되었다.

「한국복지패널」은 복지와 관련한 사항을 조사에 중심으로 두어 OECD의 상대빈곤선 개념인 중위소득 60% 이하의 저소득층을 3,500가구 추출하고 나머지 3500가구를 중위소득 60% 이상인 일반가구로 추출하였다.(최승은, 2020) 신규 패널 표본에서도 일반가구와 저소득 가구를 구분하여 저소득 가구를 과대표집함으로써 패널의 동질성을 유지하고자 했다.(여유진 외, 2019)

최근 14차 조사 결과, 원표본가구는 총 4,214가구이고 신규 표본가구는 1,439가구로, 조사가 완료된 총 표본 가구수는 6,331가구이다. 제주도를 포함한 전국이 조사대상이며, 가구유형 또한 농가, 어가를 포함한 다양한 유형을 포함하고 있어 패널조사 중 전국적 대표성을 띠 드문 케이스라고 할 수 있다. 특히 표본추출 시 전체 표본의 절반을 저소득층으로 추출하여 국내 패널 조사 중에서 가장 많은 저소득층 가구를 포함하고 있다는 점은 저소득층을 정책대상으로 하는 복지정책이나 빈곤 연구에 복지패널이 적합하다는 것을 의미한다.

본 연구의 분석방법인 이중차분법(Difference-in-Differences)은 공동추세(common trend)를 가정하기에 통제집단과 처리집단이 최대한 유사할수록 분석결과가 강력해진다. 즉, 통합문화이용권의 정책대상인 기초수급가구와 차상위계층과 유사한 집단이 많을수록 인과관계의 내적타당성이 높아진다는 것이다. 현재 통합문화이용권은 예산의 부족으로 인해

정책대상자 중 일부만 수혜를 받고 있고, 예산의 증액과 수급자격의 변동으로 매년 이용자가 수적으로 증가추세에서 변동하고 있다.<sup>10)</sup> 따라서 기초수급가정과 차상위계층이 과대표집된 복지패널을 이용함으로써 2019년에서야 통합문화이용권을 이용하게 된 가구와 2019년에도 통합문화이용권을 이용하지 못하는 정책대상가구를 비교할 수 있는 가능성은 높아진다.

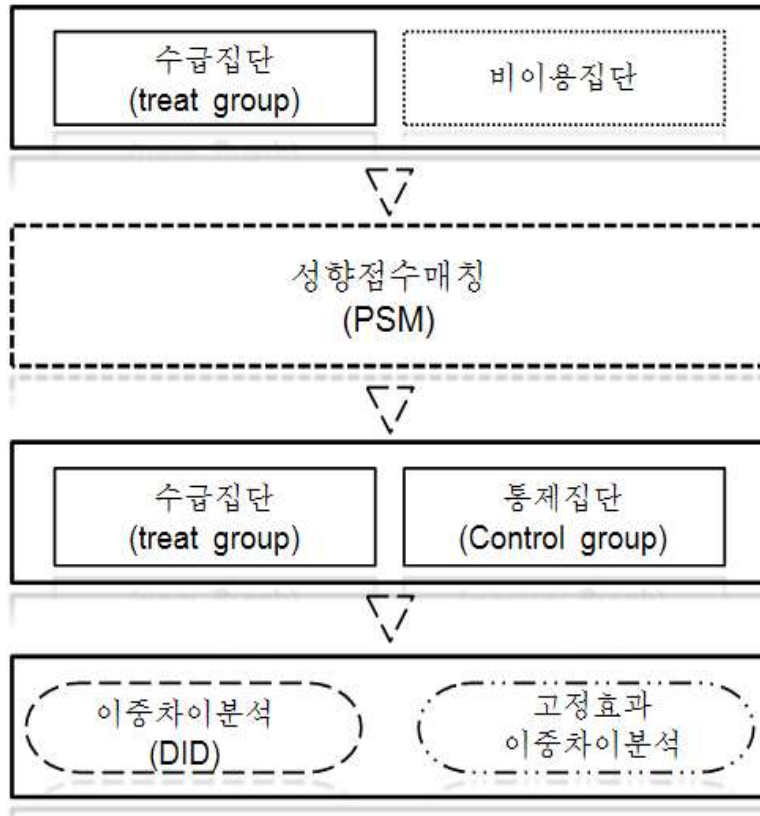
분석의 시간적 범위는 2017년부터 2019년까지로 설정하였다. 복지패널에서 명확히 통합문화이용권의 수혜여부를 묻는 설문문항이 12차 조사(2017년)부터 신설되었고 확실한 데이터 이용이 2017년부터 가능하기 때문이다.

## 2. 분석방법과 추정모형

본 연구의 목적은 통합문화이용권의 효과성 분석이다. 이를 위한 연구 방법으로는 성향점수매칭과 이중차이분석을 결합한 분석방법을 구성하였다. 성향점수매칭과 이중차이분석을 결합했을 때 각각의 모형을 개별적으로 사용했을 때보다 훨씬 더 나은 성과를 보인다(권현정, 조용운, 고지영, 2011). Smith&Todd의 연구(2005)는 성향점수매칭보다 성향점수매칭과 DID를 결합한 모형이 실험설계 결과와 근접한 결과를 추정한다고 주장했다. 아래 그림은 본 연구의 분석방법을 도식화한 것이다.

---

10) 2017년 통합문화이용권의 정책대상은 263만 명이었지만 예산의 한계로 인해 대상자 대비 지원가능비율은 61.2%에 그쳤으며 실제 발급비율 역시 57.9%에 그쳤다. 2년 후인 2019년, 대상자가 220만명으로 감소하며 지원가능비율이 72.7%에 달했고 과대발급을 통해 실제 발급비율은 74.2%에 달했다.(문화예술위원회, 2020)



<그림 7> 분석방법

본 모형을 설명하는 데 앞서 사회과학에서 인과성(causality)을 추정하는 대표적인 방법인 무작위 실험(실험설계), 자연실험, 준실험(유사실험) 설계에 대한 관계와 장단점을 논한 후 성향점수매칭, 이중차이분석, 고정효과 이중차이분석, 그리고 성향점수매칭과 이중차이분석의 결합모형에 대해 설명하고자 한다.

정책의 효과를 추정하는데 가장 강력한 방법은 무작위배정(random assignment)에 의해 구분된 처리집단과 비교집단을 비교하는 무작위 실험(randomized experiment)이다(Angrist, J.&Pischke, J., 2015). 그러나 무작위 실험은 시행에 비용이 많이 들어 실행가능성이 떨어진다. 또한 인간의 행동 혹은 건강에 영향을 미침으로써 윤리적 문제를 야기하기도 한다. 만약 암의 치료제에 대한 임상실험을 위해 실제 환자를 통제집단에 배정했을 때 그 환자가 투약을 원한다면 어떻게 할 것인가?(정정길 외,



2019)

무작위실험보다는 부족하지만 제3변수의 영향력을 제거할 수 있는 자연실험(natural experiment)이 발생한 경우, 정책효과를 추정할 수 있다. 자연실험이란 연구자의 인위적 개입이 없음에도 정책 시행과 같은 상황으로 인해 실험집단에 대한 외생적 조작이 발생해 실험설계와 유사한 상황이 발생한 것을 의미한다(Leatherdale, S. T., 2019). 만약 최저임금이 한 지역에서만 인상된다면 최저임금 인상지역과 인상된 지역과 유사한 지역을 비교할 수 있게 되고 이를 통해 최저임금 인상의 효과를 추정해 볼 수 있게 된다(Card, D.&Krueger. A, 2000).

자연실험 연구에서 인과성을 추정하는 방법 중 대표적인 방법은 이중차이분석이다. 특성이 유사한 지역들 중 어느 한 지역에만 특정 정책이 시행되는 자연실험이 발생했을 경우 정책이 도입된 지역과 정책이 도입되지 않은 지역을 최소 두 시점에서 관찰하여 변화의 차이를 분석하는 것이다.

하지만 대부분의 정책들은 특정 자격기준 등에 따라 이용자가 결정되기에 선택 편향(selection bias)이 발생한다. 이는 정책의 효과를 분석하기 어렵게 만들어 결과적으로 연구의 내적 타당성을 저하시킨다. 그렇기에 실험집단과 비교집단의 차이를 제거해주는 실험설계의 무작위배정과 유사하게 통계적 방법을 통해 실험집단과 유사한 비교집단을 구성할 수 있다. 이러한 준실험(quasi-experimental)적 방법 중 하나인 성향점수매칭(Propensity Score Matching, PSM)은 정책선택으로 인해 선택편향이 있을 경우 실험집단과 최대한 유사한 비교집단을 정책수혜확률을 의미하는 성향점수를 통해 추출하는 통계방법이다. 성향점수매칭은 처리집단과 유사한 특성을 가진 사람들을 체계적 방식을 통해 선택하는 일종의 짝짓기(matching)를 통해 선택편향을 줄일 수 있다(김태일, 2009).

성향점수매칭을 통해 실험집단과 유사한 비교집단을 구성했다면 이중차분법(Difference-in-Difference, DID)을 이용해 실험집단의 추세와 성향점수매칭을 통해 실험집단과 유사하게 짝지어진 통제집단의 추세를 비교함으로써 정책개입의 효과를 추정할 수 있다.

한편, 자연실험이나 준실험은 무작위 대조실험(randomized controlled trial, RCT)과는 달리 외적 변수를 철저히 통제시키지 못하는 단점을 갖고 있지만 오히려 이런 점은 현실 적용에서는 장점이 되기도 한다. 무작위 대조실험에서 도출된 명확한 인과관계가 실제 정책현장에서는 가용성이 적은 것에 반해 자연실험이나 준실험은 실제 정책현장과 유사하게 현실맥락에서 진행되기에 외적타당성이 높아 정책분석을 하는 데 더 도움이 되기 때문이다(Leatherdale, S. T., 2019). 니코틴 대체 요법이 성인 흡연자들의 금연에 도움이 될 수 있다는 무작위 대조실험 연구들은 많지만 이는 현실의 공공의료관행과 일치하지 않는 인위적으로 통제된 상황에서 진행되었기에 실제 정책현장에 바로 적용하기란 어렵다. 하지만 자연실험 혹은 준실험을 이용해 니코틴 대체 요법이 금연률 저하에 도움을 준다는 것을 입증한다면 니코틴 대체 요법의 전격적인 도입을 시행할 수 있는 가능성이 높아질 것이다.

또한 성향점수매칭을 통해 실험설계에서의 윤리적 문제를 피할 수도 있다. 만약 병의 치료제를 개발할 때 실제 환자로 통제군을 구성하는 것이 윤리적 문제를 발생시킨다면 환자와 매우 유사한 상태의 통제군을 성향점수매칭을 통해 구성함으로써 실제 환자들이 치료를 받지 못하는 사태를 방지할 수 있다. 이 때문에 성향점수매칭이 자주 사용되는 분야 중 하나가 의학 분야이다.

본 연구의 경우 무작위배정으로 비교집단을 구성하는 것이 아닌 성향점수매칭을 통해 비교집단을 구성하기에 기본적으로 준실험에 해당한다고 할 수 있다. 한편, 통합문화이용권이 예산의 부족으로 인해 정책대상자가 모두 정책서비스를 이용하지 못한다는 점에서 실험집단과 비교집단이 외부적인 요인으로 인해 구분되는 자연실험에 대한 연구의 성격을 가지고 있다. 이러한 자연실험 연구의 성격은 이후 논의할 성향점수매칭의 기본가정 중 하나인 공동지지(common support) 가정을 충족시키는 데 도움을 준다. 실제 특정 요건을 갖춘 국민 누구에게나 서비스를 제공하는 사회정책의 경우 이 조건을 만족시키지 못하는 경우가 태반이다(우석진, 2018).

## (1) 성향점수매칭(Propensity Score Matching, PSM)

성향점수매칭(Propensity Score Matching, PSM)은 변인(variable) 속성이 유사한 개체들끼리 짝을 짓는 작업으로서, 무작위 할당(random assignment)에 의해 구성되는 실험설계의 비교집단과 유사한 표본을 추출하는 통계적 기법이다(김태일, 2009). 무작위 실험이 불가능할 경우 많이 사용되며, 특히 정책 수혜 여부에 선택 편향(selection bias) 문제가 있다고 여겨질 때 자주 사용된다(우석진, 2018)

정책의 효과를 추정하기 위해서 정책대상이 동일 시점에서 정책을 수혜한 상황과 수혜를 입지 못한 상황의 차이를 분석해야 한다. 그러나 정책대상이 정책수혜를 입지 않은 상황에 대한 자료는 현실에선 존재하지 않는다. 그렇기에 성향점수매칭은 정책 비수혜자로부터 정책대상이 정책수혜를 입지 않은 상황에 대한 답을 찾는다. 즉, 정책수혜자와 유사한 사람을 매칭해서 차이를 분석하는 것이다.

이 때, 정책수혜자와 유사한지를 가려내는 기준이 성향점수(propensity score)이다. 성향점수는 정책대상 선정기준이 되는 집단의 특성변수를 요약하여 단일 지표를 구성하도록 제안한 것이다(이대웅·권기현·문상호, 2015). 성향점수를 통해서 처리집단과 최대한 유사한 비교집단을 구성하고, 처리집단이 만약 정책 대상이 되지 않았을 때의 가상적인 결과와 실제 결과 간의 차이를 통해 정책을 추정하는 것이다.

이러한 성향점수매칭은 Rosenbaum, P. R.&Rubin, D. B.(1983)의 연구에서부터 시작된 이래로 정책평가, 의학, 약학 등 다양한 분야에서 적용되고 있다. 특히 정책평가에서는 노동복지 프로그램의 효과성에 관한 연구(Jalan&Ravallion, 2003), 물 공급이 아동의 사망에 미치는 영향에 관한 연구(Galianii&Gertler&Schargrodsky, 2005), 건강보험이 의료보장사업 참여에 미치는 영향(Trujilo, Portillo&Vernon, 2005) 등이 성향점수매칭을 통해 정책효과를 추정하였다.

성향점수매칭은 2가지의 중요한 가정을 충족해야 한다(Rosenbaum, P. R.&Rubin, D. B., 1983). 첫 번째 가정은 ‘조건부 독립성 가정

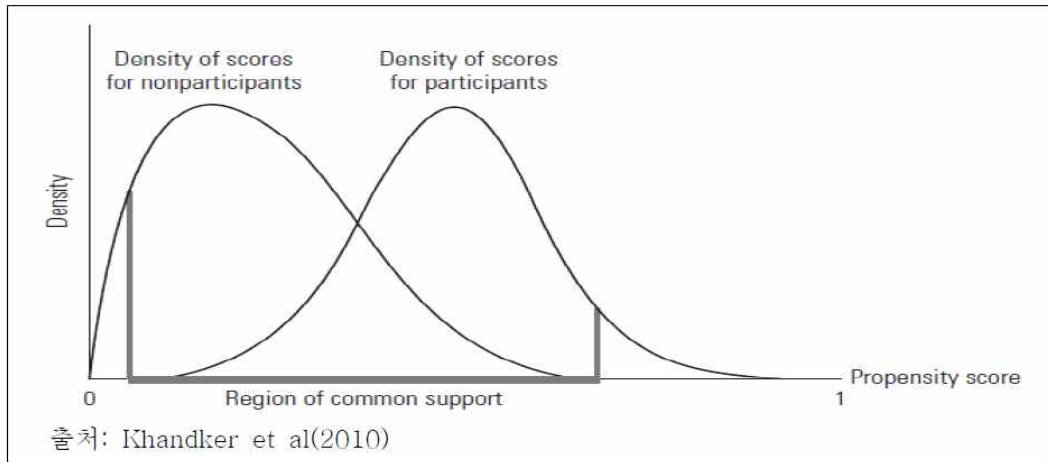
(conditional independence assumption)이다. 관측가능한 설명변수  $X$ 를 통제할 시 정책수혜 여부는 잠재적 성과와 독립이라는 것이다. 만약 성향 매칭 시 관측되지 않은 설명변수가 정책수혜 여부를 결정하게 된다면, 조건부 독립성 가정은 위반되고 성향점수매칭은 적합하지 않게 된다. 이보다 조금 더 약한 가정으로는 관측된 변수에 의한 선택(selection on observables)이라는 가정이 있는데 몇몇 문헌에서는 이를 비교락성(unconfoundedness)라고 부르기도 한다(우석진, 2018).

가정1.  $Y \perp T | X$

가정1.1  $E[Y | X = x, T = t] = E[Y | X = x]$

두 번째 가정은 “공통지지(common support)의 가정”이다. 이는 실험 집단과 비교집단에 같은 공변량을 갖는 개체들이 있어야 한다는 것으로 비슷한 성향점수를 가진 개체끼리 중첩되어 있어야 함을 의미한다(Khandker, S.&Koolwal, G.&Samad, H., 2010). 식을 통해 이해하자면  $X$ 가  $x$ 라는 값으로 특정이 되었을 경우, 반드시 일부는 정책을 수혜를 받아야 하고 일부는 정책을 받으면 안 된다는 것이다. 만약  $\Pr[T=1|X=x]=1$  이면 모든 이들이 정책수혜를 받게 되는데 이는 분석대상에 정책수혜자들만이 포함되어 있기에 적절한 비교집단을 구성하는 것이 불가능하다는 것을 의미한다. 그렇기에 비교집단을 구성하기 위해서는 반드시 가정2가 성립되어야 한다.

가정 2.  $0 < \Pr[T=1|X=x] < 1$



<그림 8> 공통지지의 예

성향점수매칭의 단계는 네 단계로 구성된다. 첫 번째 단계에서는 실험 집단과 비교집단의 구분기준이 되는 변수(T)를 종속변수로, 이에 영향을 주는 집단특성변수를 독립변수로 설정하고 이에 대해 로지스틱 혹은 프로빗 회귀분석을 이용한 조건부확률모형을 통해 성향점수, 즉 개체들이 실험집단에 속할 확률을 추정하는 것이다. 본 연구에서는 로짓 모형(logit model)을 적용하였으며, 종속변수로는 통합문화이용권 수혜여부, 독립변수로는 지역, 가구원 평균 연령, 가구원 수, 가구주 성별, 배우자 유무, 가구원 교육수준, 가구원 장애 유무를 선정하였다. 성향점수를 조건부확률모형을 통해 정의하면 다음과 같다(Rosenbaum, P. R.&Rubin, D. B., 1983).

$$P(X) = \Pr(T=1|X)$$

두 번째 단계는 추정된 성향점수를 토대로 하는 매칭에 관한 방법을 설정하는 것이다. 성향점수를 이용하여 처리집단과 비교집단을 짝 짓는 데에는 다양한 아이디어가 활용되고 있다(민인식·최필선, 2019). 전통적으로는 처리집단의 개인과 성향점수가 가장 가까운 비교집단 1명을 선택하는 것은 1대1 매칭과 가장 가까운 비교집단 k명을 선택하는 K-이웃매

칭법(K-nearest neighbor matching, NN matching)이 있다. 이와 달리 캘리퍼 매칭(caliper matching)은 처리집단 개인의 성향점수와 일정한 차이가 있는 모든 비교그룹 개체들과 짝 짓는다. 또한 모든 관측치를 사용하되 성향점수의 거리에 따라서 가중치를 조정하는 방법도 있다. 이 경우 가중치는 커널함수를 보통 이용한다(우석진, 2018). 본 연구에서는 K-이웃매칭법을 통해 1:4매칭을 이용하겠다. 비교집단의 표본 수가 부족하기보다 충분한 것이 안정된 추정치를 얻을 수 있기 때문이다(이동규, 2016).

세 번째 단계는 짝지어지지 않는 표본은 모두 삭제 후 짝지어진 표본만을 남긴다. 마지막 단계에서는 짝지어진 두 집단의 성향점수와 비교변수들의 평균에 유의미한 차이가 있는지 X변수에 대해서 평균 동일성(mean equality) 검정을 실시한다(민인식·최필선, 2019). 두 집단 간에 모평균이 서로 같다는 귀무가설을 기각하지 못한다면 두 집단 간 체계적인 차이는 존재하지 않는다고 해석한다.

## (2) 이중차이분석(Difference in differences, DID)

이중차이분석(Difference in differences)은 아이디어는 간단하지만 이질적인 개인을 비교할 때 발생하는 내생성을 막을 수 있다는 점에서 큰 인기를 누리고 있는 방법론이다(Bertrand, M.&Duflo, E.&Mullainathan, S., 2004). 이중차이분석은 정책대상인 실험집단과 정책에 영향을 받지 않는 비교집단을 정책 전후로 비교함으로써 정책의 효과를 추정하는 준실험설계(quasi-experiment design) 방법이다.

아센펠터(Ashenfelter, O. C)와 카드(Card, D.)의 연구(1984) 이후로 이중차분법을 통해 정책효과를 추정하는 연구는 대중화되었다. 특히 자연실험(Natural experiment)의 상황에서 이중차분법은 정책효과를 추정하는데 가장 적절한 방법론이었다(우석진, 2018). 자연실험 상황으로 인해 비슷한 특성을 지닌 두 개체 혹은 집단 중 한 개체에게만 우연히 어떤 변

화가 생긴다면, 이 때 집단 간 두 시점 이상의 변화의 차이를 구함으로써 정책효과를 추정해볼 수 있는 것이다.

이중차이분석을 활용한 가장 유명한 연구로는 데이비드 카드(Card, D)와 앨런 크루거(Krueger, A)의 뉴저지와 펜실베이니아의 패스트푸드 식당들을 대상으로 한 최저임금 효과분석(1993)이라고 할 수 있다(Card, D.&Krueger, A., 1993). 그들은 뉴저지주의 최저임금 수준이 1992년 4월에 4.25달러에서 5.05달러로 상향개정된 것이 실업에 미치는 효과를 분석하고자 했다. 이 때 인접 주였던 펜실베이니아주는 4.25달러로 최저임금이 유지되었으며 고용률 추세도 비슷하여 비교군이 될 수 있었다. 즉 자연실험적 상황이 발생한 것이다.

그들은 1992년 2월과 11월, 두 시점에서 뉴저지주와 펜실베이니아주의 고용상황을 분석했다. 뉴저지 주의 11월 고용률과 2월 고용률을 차분한 것에 펜실베이니아 주의 11월 고용률과 2월 고용률을 차분한 것을 다시 한번 차분하였다. 이를 통해 추세와 두 개체의 특성이 고용률에 미치는 영향을 모두 제거한 정책의 순효과를 추정할 수 있었다. 이를 일반적으로 정리해보겠다.

	t=0 (Before change)	t=1 (After change)	Difference
처리집단 (Treat Group)	$Y_{t1}$ (비수혜) $= \alpha + \gamma$	$Y_{t1}$ (수혜) $= \alpha + \beta + \gamma + \theta$	$\Delta Y_1 = \beta + \theta$
비교집단 (Control Group)	$Y_{t0}$ (비수혜) $= \alpha$	$Y_{t0}$ (비수혜) $= \alpha + \beta$	$\Delta Y_0 = \beta$
Difference	$\gamma$	$\gamma + \theta$	$\Delta \Delta Y = \theta$
$\alpha$ = 두 집단의 공통특성, $\beta$ = 추세 $\gamma$ = 두 집단의 이질성 $\theta$ = 정책효과			

<표 8> 이중차이분석(Differences-in-Differences)

처리집단과 비교집단이 있고 두 집단에 대한 정책(처리) 전후의 데이터가 있다.  $Y_{t1}$ 과  $Y_{t1}$ 는 정책대상, 즉 처리집단의 정책 시행 전과 후의 성과이다.  $Y_{t0}$ 과  $Y_{t0}$ 는 정책의 수혜는 받지 않지만 정책대상과 동일한

추세를 가진 비교집단의 정책 시행 전과 후의 성과이다.  $Y_{t1}$ 과  $Y_{t1}'$ 를 차분함으로써 정책대상의 시불변(time-invariant)적인 특성을 제거할 수 있다. 이 때 추세와 정책의 효과만이 남게 된다.  $Y_{t0}$ 과  $Y_{t0}'$ 를 차분함으로써 비교집단의 시불변특성을 제거할 수 있다. 이 때 두 집단의 시불변특성이 제거된 차분값을 다시 한 번 차분함으로써 추세를 제거한 정책의 순효과를 추정할 수 있다. 마찬가지로 정책 이전의 처리집단과 비교집단의 차이와 정책 이후의 처리집단과 비교집단의 차이를 다시 한 번 차분하는 방법으로도 정책의 순효과를 추정할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 TE_{DID} &= (Y_{t1} - Y_{t1}') - (Y_{t0} - Y_{t0}') \\
 &= (Y_{t1} - Y_{t0}) - (Y_{t1}' - Y_{t0}') \\
 &= \theta
 \end{aligned}$$

주의해야 할 점은 이중차이분석은 공통추세(Common trends) 가정한다는 것이다. 아래의 표에서 볼 수 있듯이 처리집단은 서로 다른 특성을 지닌다. 하지만 이중의 차분을 통해 공통의 특성과 집단의 이질성 모두를 제거한다. 이 때 두 집단의 추세(trend)는 같다고 가정된다. 이것이 공통추세 가정이다. 공통추세 가정을 통해서만 이중차분을 통해 추세가 제거될 수 있고 이를 통해 정책의 순효과만이 남게 되는 것이다.

### (3) 고정효과 이중차이분석

본 연구의 자료는 패널 자료이다. 패널자료를 이용할 경우 관찰되지 않은 이질성(unobserved heterogeneity)을 명시적으로 고려할 수 있다는 장점이 있다. 누락변수(omitted variable)로 인해 발생하는 내생성(endogeneity) 문제를 어느 정도 해결할 수 있는 것이다.

만약 종속변수를 설명하는 데 중요하지만 관측되지 않아 누락된 변수가 정책변수와도 상관관계가 있다면 OLS는 일치성이 떨어지는 추정량을



갖게 된다. 이런 누락변수편의(omitted variables bias)가 발생했을 시 패널자료가 있다면 회귀식에 관찰되지 않은 이질성을 명시적으로 포함시킴으로서 누락변수편의를 완화할 수 있다.

이 때 관찰되지 않은 이질성( $u$ )을 어떤 성질로 규정하는지에 따라 회귀모형의 성격이 정해진다(Mundlak, 1978). 관찰되지 않은 이질성이 독립변수들과 상관관계가 있음( $Cov(X, u) \neq 0$ )을 허용하면 고정효과모형(fixed effect model)이라 하고, 상관관계가 없다( $Cov(X, u) = 0$ )고 가정을 하면 임의효과모형(random effect model)이라고 한다(우석진, 2018). 본 연구에서는 고정효과 모형에 대한 설명을 논하고자 한다.

고정효과 모형을 추정하기 위해선 주로 1계 차분 방법(first difference)을 사용하거나 평균으로부터의 편차(deviations from means)를 이용한다(민인식, 2018). 두 방법 모두에서의 핵심은 관찰되지 않은 이질성( $u$ )을 추정과정에서 제거하는 것이다. 관찰되지 않은 이질성( $u$ )을 모형에는 고려하지만 통제해야 할 교란요인이자 그 자체가 분석의 관심은 아니기 때문이다(도영경, 2015).

시점이 2개일 대에는 1계 차분과 평균으로부터의 편차 방법은 추정결과가 동일하지만 시점이 3개 이상일 시 평균으로부터의 편차가 1계 차분 방법보다 효율적이다(우석진, 2018). 또한 본 연구에서 분석 시 사용하고 있는 통계패키지인 STATA에서의 고정효과모형 명령어인 xtreg, fe는 평균으로부터의 편차 방법으로 추정하기에 여기에서는 평균으로부터의 편차 방법을 기술하겠다.

평균으로부터의 편차(deviations from means) 방법의 추정량은 Within 추정량이라고 한다. Within 추정의 핵심 아이디어는 패널 그룹마다 평균을 취하는 것이다.

$$\bar{Y} = \alpha + \beta \bar{x} + u + \bar{\epsilon}$$

이 때 관찰되지 않은 이질성( $u$ )은 평균을 계산해도 그대로  $u$ 이기에 기존의 식에서 평균을 취한 식을 차분하면 아래와 같아진다.

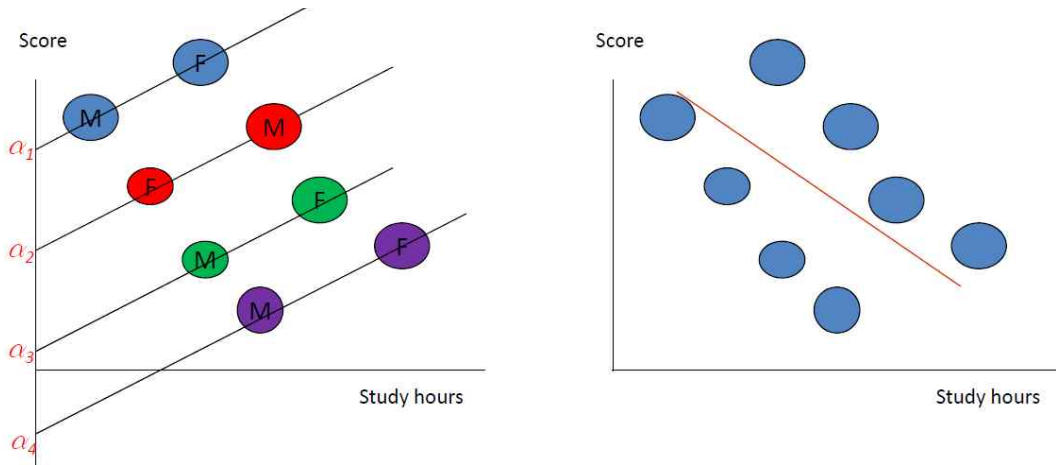
$$Y - \bar{Y} = \beta(x - \bar{x}) + (\epsilon - \bar{\epsilon})$$

이렇게 관찰되지 않은 이질성( $u$ )이 사라지기 때문에  $Cov(x, u) \neq 0$  이어도 일치성 있는 OLS 추정결과를 얻을 수 있게 된다.

한편, 패널자료를 반복된 횡단면으로 여겨서 OLS를 진행하는 합동 OLS(Pooled OLS)를 통해 패널자료를 분석할 수 있다(조민수, 2017). 하지만 합동 OLS가 일치추정량이기 위해선  $Cov(X, u) = 0$ 이라는 조건 등 여러 조건이 만족되어야 한다. 예를 들어, 4명의 학생이 중간고사와 기말고사를 보았다고 하자(도영경, 2015). 이는 4명의 성적을 두 시점에서 본 패널자료라고 할 수 있다. 만약 공부시간이 성적에 미치는 영향을 합동 OLS로 분석하게 되면 아래 그림의 오른쪽 그림과 같이 부정적 관계를 볼 수 있을 것이다.

하지만 관찰되지 않은 이질성( $\alpha_i$ )를 고려한 고정효과모형을 통해 분석한다면 아래 그림의 왼쪽과 같이 성적과 공부시간 간의 긍정적 관계가 있는 것을 확인할 수 있게 된다. 이는 합동 OLS는 X와 Y에 영향을 주는 관측되지 않은 이질성, 예를 들어 기존의 공부실력과 같은 혼란변수를 통제하지 못했기 때문이다. 공부를 잘하는 학생은 공부시간이 적어도 공부를 많이 한 공부를 못하는 학생보다 성적이 높게 나올 수 있다. 즉, 기존 공부실력은 공부시간과 부정적 상관관계를 갖고 있는 것이다. 이를 고려하지 않은 합동 OLS는 공부시간은 성적에 부정적 영향을 미친다는 엉뚱한 결과를 내놓게 된 것이다. 이처럼 고정효과모형을 통해 관측되지 않은 이질성을 통제함으로써 누락변수편의를 완화하는 것은 인과성 분석에 있어 매우 중요한 작업이라고 할 수 있다.

출처 : 도영경(2015)



<그림 9> 고정효과 모형과 합동OLS의 차이

이러한 고정효과 모형을 통해 이중차이분석을 실시하게 되면 관측되지 않은 이질성을 좀 더 고려할 수 있게 됨으로써 누락변수 편의를 완화시킬 수 있기에 더욱 정치한 이중차분추정치를 추정할 수 있다(우석진, 2018). 고정효과 이중차이분석 모형은 다음과 같다.

$$Y_t = \alpha + \beta D + \gamma t + u + e$$

D는 실험집단이고 처치 이후 시점에 해당할 때 1의 값을 가지고 나머지는 0의 값을 가지는 더미변수이다. t는 시점 고정효과이고 u는 패널그룹에 대한 고정효과이다. 이 식으로 이중차분을 실시하게 되면 아래와 같이 정책의 순효과인  $\beta$ 가 도출된다. 동시에 관찰되지 않은 이질성 역시 고려할 수 있다.

$$\begin{aligned} & \{E(Y_1|T) - E(Y_0|T)\} - \{E(Y_1|C) - E(Y_0|C)\} \\ &= [\{\alpha + \beta + \gamma + E(u|T)\} - \{\alpha + E(u|T)\}] - [\{\alpha + \gamma + E(u|C)\} - \{\alpha + E(u|C)\}] \\ &= (\beta + \gamma) - \gamma \\ &= \beta \end{aligned}$$

#### (4) 추정모형

본 연구에서는 통합문화이용권이 문화비 지출과 여가만족도, 자아존중감에 미치는 효과를 분석하기 위해 성향점수매칭과 이중차분법을 결합한 PSM-DID모형을 이용할 것이다. 문화바우처의 이용여부를 종속변수로 하는 로지스틱 회귀분석을 통해 성향점수를 도출하고, 이로부터 이중차이 분석에 사용될 비교집단을 선정한다. 그 후 일차적으로 합동OLS를 이용한 단순이중차분회귀분석으로 정책효과를 추정하겠다. 더 나아가 관찰되지 못한 이질성을 고려하기 위해 고정효과 모형을 이용한 이중차이분석을 통해 기타 통제변수를 통제된 상태에서 문화비 지출, 자아존중감, 여가만족도에 대한 통합문화이용권의 효과를 추정할 것이다. 일련의 통계 분석을 수행하기 위해 사용한 통계패키지는 STATA IC 16.1이다.

우선 단순이중차이회귀분석(DID with Pooled OLS)의 추정모형은 아래와 같다.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 treat_i + \beta_2 time_i + \delta(treat*time)_i + \sum_{i=3}^n X_i + \epsilon$$

Y는 종속변수로서 문화비 지출, 자아존중감, 여가만족도를 뜻한다. treat는 2019년에 통합문화이용권을 이용한 실험집단과 아닌 비교집단을 구분하는 더미변수로서 실험집단은 1, 비교집단은 0의 값을 갖는다. time은 통합문화이용권을 이용한 시기인 2019년이면 1, 통합문화이용권을 이용하기 이전이면 0의 값을 갖는 시기 더미변수이다. (treat\*time)은 정책효과를 의미하는 이중차분추정량을 나타낸다.  $X_i$ 는 통제변수들을 의미한다. 한편, 오차항의 경우 계열상관(serial correlation)을 고려하여 패널 집단 수준에서 군집화한 군집 강건 표준오차(clustered robust standard error)를 사용하였다(Bertrand, M., Duflo, E.&Mullainathan, S., 2004). 패널 자료는 계열상관이 발생할 가능성이 높는데 이를 무시하고 단순 표준오차공식을 사용하면 회귀 추정치의 정밀성이 과장된다(Angrist, J. &Pischke, J., 2015). 이 때 정의된 군집 내에서 상관관계를 허용하는 군집 강건 표준오차를 사용하면 이 문제를 완화할 수 있다(Angrist, J.

&Pischke, J., 2009).

다음으로 고정효과 이중차이회귀분석(DID with panel fixed-effects model)의 추정모형은 다음과 같다.

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t} + \beta_2 t + \sum_{i=3}^n X_{i,t} + u + \epsilon_{i,t}$$

마찬가지로 Y는 종속변수로서 문화비 지출, 자아존중감, 여가만족도를 뜻한다.  $D_{i,t}$ 는 통합문화이용권을 이용하는 실험집단이고 처치 이후 시점에 해당할 때 1의 값을 가지고 나머지는 0의 값을 가지는, 즉 2019년에 통합문화이용권을 이용했는지 여부를 의미하는 더미변수이다. t는 시점 고정효과, u는 개체의 미관측 이질성을 의미하며  $X_{i,t}$ 는 통제변수들을 의미한다. 한편, 오차항의 경우 이분산성을 고려하여 강건 표준오차(robust standard error)를 사용하였다(우석진, 2018)

## 제4장 문화비 지출에 대한 효과 분석결과

### 제1절 기초통계분석

#### 1. 통합문화이용권 정책대상 분석

통합문화이용권의 수혜 여부에 대한 설문문항은 2017년 「한국복지패널」의 12차 데이터에서 처음으로 신설되었다. 이를 통해 그동안의 통합문화이용권의 문화비 지출에 관한 선행연구들이 통합문화이용권의 이용자들을 대상으로 연구하지 않고 통합문화이용권의 정책대상자들을 대상으로 연구했다는 문제를 해소하고자 한다. 앞에서 서술한 것과 같이 예산제약으로 인해 통합문화이용권의 정책대상자 대비 이용률은 2017년 57.0%로 정책대상 중 43%가 서비스의 수혜를 받지 못했다. 만약 이용자가 아닌 정책대상을 연구대상으로 삼게 되면 통합문화이용권의 효과가 과소추정이 될 가능성이 높다. 그렇기에 본 연구에서 이용가구들을 명확하게 특정하여 연구를 진행하고자 한다.

한편, 예산제약으로 인한 정책대상 일부만이 통합문화이용권을 이용한다는 사실은 자연실험(natural experiment)의 상황이 발생했다고 간주할 수 있다. 만약 이용집단과 정책대상임에도 아직 통합문화이용권을 이용하지 못하고 있는 사람들 간의 가구특성에 차이가 없다면, 매칭이 필요 없이 바로 이중차이분석을 통해 정책의 효과성을 추정할 수 있다. 그러나 만약 두 집단 간의 특성에 유의미한 차이가 있다면 자기선택편향(self-selection bias)이 발생했을 가능성이 높다(Angrist, J.&Pischke, J., 2015). 임의화(randomization)를 통해 이용자가 선택된 것이 아닌, 대상자의 빠른 신청으로 이용자가 정해지기 때문이다. 이 때 개인의 의지, 노력, 정보취득력 등이 작용했을 것이다. 자기선택편향이 발생했다면 성향점수매칭을 통해 선택편향을 완화할 필요성이 있다(김태일, 2009).

따라서 본 연구를 진행하기에 앞서 2017년의 통합문화이용권 이용자와

정책대상 중 비이용자 간의 T검정을 통해 두 집단의 동일성을 검증하겠다. 정책대상자는 기초생활수급자와 차상위계층이다. 이 중 438명(56.8%)은 통합문화이용권을 이용하고 있고 333명(43.2%)는 통합문화이용권을 이용하고 있지 않다. t검정 결과, 두 집단 간에 가구원 수, 평균연령, 교육수준, 거주지역이 통계적으로 유의미한 차이를 보인다. 가구원 수는 통합문화이용권 이용가구가 비이용가구에 비해 많았으며, 평균연령의 경우 비이용가구 평균연령의 평균이 72.80세로 이용가구에 비해 압도적으로 높았다. 한편, 교육수준의 경우 통합문화이용권 이용가구가 비이용가구에 비해 높았다. 거주지역의 경우 역시, 이용가구가 비이용가구보다 도시에 살고 있을 가능성이 더 높았다.

변수	2017년			
	통합문화이용권 이용가구	정책대상 중 비이용가구	t	p> t
1인당 경상소득	960.85	937.19	0.87	0.38
가구원 수***	2.04	1.68	-4.43	0.00
평균연령***	60.36	72.80	9.86	0.00
교육수준***	0.50	0.29	-4.33	0.00
거주지역**	0.87	0.78	-3.10	0.01
배우자 유무	0.77	0.75	-1.04	0.30
가구 내 장애인 유무	0.43	0.44	0.05	0.97
가구주 성별	0.60	0.53	-1.21	0.23
관측치(obs)	438	333		

〈표 9〉 정책대상 T-test

이런 결과들을 종합해볼 때, 혼자 살고 연령이 높으며 교육수준이 낮고 군 혹은 도농복합군에 거주할 때 정책대상임에도 불구하고 통합문화이용권을 이용하지 못할 가능성이 높다고 볼 수 있다. 이는 통합문화이용권의 이용여부에 있어 선택편의가 존재할 가능성이 높음을 의미한다. 따라서 선택편의를 완화시키기 위해 본 연구에서는 성향점수매칭을 통해 실험집단과 유사한 특성을 갖는 비교집단을 구성하도록 하겠다.

## 2. 실험집단과 비이용집단에 대한 기초통계분석

본 연구는 2017년에 통합문화이용권을 수급하지 않았다고 응답하였으나 2019년 데이터에서는 수급하고 있다고 응답한 가구를 실험집단으로 설정하여 연구하고자 한다. 여기서는 12차 데이터에 존재하는 전체 가구에 대해 본 연구의 종속변수와 통제변수들을 중심으로 기초통계를 분석하고자 한다. 2017년 「한국복지패널」 12차 데이터의 총 가구 수는 6,581가구이다. 하지만 본 연구에서 관심을 갖고 있는 것은 14차 데이터에도 존재하는 가구이기에 12차 데이터와 14차 데이터에 모두 존재하는 가구인 6,143가구를 대상으로 기초통계분석을 진행하겠다. 6,143가구 중 2017년, 2019년에 통합문화이용권을 이용하지 않은 가구는 5,496가구이고 2017년에도 이용하고 2019년에도 이용하고 있는 가구는 315가구이다. 한편, 2017년에는 이용했다가 2019년에는 이용하지 않게 된 가구는 84가구이다. 실험집단인 2017년에는 이용하지 않았다 2019년에는 이용하게 된 가구는 248가구이다.

본 연구에서 관심이 있는 대상은 2017년에는 통합문화이용권이 이용하지 않았지만 2019년에는 이용하게 된 실험집단과 성향점수매칭으로 실험집단과 매칭될 2017년, 2019년 모두 통합문화이용권을 이용하지 않은 가구이다.  $\ln(\text{가처분소득})$  변수에 결측치가 존재하여 기초통계의 대상이 된 최종 가구는 2017년, 2019년에 통합문화이용권을 이용하지 않은 가구 5,470가구와 실험집단인 2017년에는 이용하지 않았다 19년에는 이용하게 된 가구는 240가구이다.

아래의 표는 실험집단과 2017년, 2019년 모두 통합문화이용권을 이용하지 않은 집단(이하에서는 비이용집단으로 명명하겠다.)을 구분하여 통제변수와 종속변수를 기술한 것이다. 이를 통해서 실험집단과 비이용집단의 가구특성과 그 차이를 이해할 수 있다. 우선 교육수준 변수부터 살펴해보겠다. 실험집단은 가구주의 교육수준이 중졸이하인 경우가 약 72%였다. 반면 전문대학 또는 대학교 교육을 경험해 본 경우가 약 5%에 불과했다. 이에 반해 비이용집단은 중졸이하의 경우가 45.03% 정도에 불과



했고 전문대학 또는 대학교 교육을 경험해 본 경우가 24%에 달했다. 이를 통해 실험집단과 비이용집단 간 교육수준의 격차가 심하다는 것을 알 수 있다. 교육수준은 문화자본을 구성하는 변수로서 문화소비에 큰 영향을 주기 때문에 비교집단을 구성할 때 꼭 고려함으로써 통제시킬 필요가 있다.

거주지역의 경우 서울시, 광역시, 시에 거주하는 비율은 실험집단 80.00%, 비이용집단 78.28%로 크게 차이나지 않는다고 할 수 있다. 한편, 배우자 유무의 경우 배우자가 있는 가구의 비율이 실험집단은 34.58%에 그치는 반면 비이용집단은 63.13%로 비이용집단이 실험집단에 비해 배우자가 있는 가구가 많음을 알 수 있다. 가구의 장애인이 속하는 지에 대해서도 비이용집단은 장애인이 있는 가구의 비율이 17.29%에 그치지만 실험집단의 경우 44.58%로 비이용집단에 비해 2배 정도 장애인이 있는 가구의 비중이 크다. 가구주의 성별 역시 비이용집단은 남성이 가구주인 가구의 비중이 70.46%로 여성이 가구주인 경우에 비해 많았지만 실험집단의 경우 여성이 가구주인 경우가 46.25%로 남성이 가구주인 경우와 거의 비슷하다.

한편, 평균연령을 살펴보자면 실험집단의 평균연령이 67.37세, 비이용집단의 평균연령이 59.67세로 실험집단이 비이용집단에 비해 가구구성원들에 노인의 비중이 높다는 것을 알 수 있다. 가처분소득을 살펴봤을 때도 비이용집단의 평균소득이 3971만원인 것에 비해 실험집단의 평균소득은 비이용집단의 1/2배도 안 되는 1807만원에 불과함을 알 수 있다. 가구원 수의 경우 실험집단이 1.93명, 비이용집단이 2.40명으로 실험집단의 경우 1인가구의 비중이 높음을 알 수 있다.

Variable	실험집단				통합문화이용권 비이용집단			
	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Mean	Std. Dev.	Min	Max
log(문화비지출)	0.46	1.01	-1.61	4.18	1.48	1.42	-2.30	5.89
문화비지출	3.15	6.38	0.2	65	11.60	19.97	0.1	361
평균연령	67.37	17.52	22	98	59.67	20	15.33	99
log(가처분소득)	7.28	0.63	6.25	9.25	7.95	0.85	3.26	11.73
가처분소득	1807.05	1493.61	515	10455	3970.72	3948.61	26	124031
가구원 수	1.93	1.12	1	7	2.40	1.25	1	9
		Freq.	Percent		Freq.	Percent		
교육 수준	중졸이하	172	71.67		2,463	45.03		
	고등학교	53	22.08		1,518	27.75		
	대학교/ 전문대학	12	5.00		1,315	24.04		
	대학원	3	1.25		174	3.18		
거주 지역	서울, 광역시, 시	192	80.00		4,282	78.28		
	군, 도농복합군	48	20.00		1,188	21.72		
배우자 유무	있음	83	34.58		3,453	63.13		
	없음	157	65.42		2,017	36.87		
장애 유무	있음	107	44.58		946	17.29		
	없음	133	55.42		4,624	82.71		
가구주 성별	남	129	53.75		3,854	70.46		
	여	111	46.25		1,616	29.54		
관측치(obs)		240			5470			

<표 10> 2017년 실험집단/비이용집단 기초통계량 분석

### 3. 종속변수(문화비 지출)에 대한 기초통계량 분석

2019년 통합문화이용권이 신청가구들에게 지급한 구매력은 가구 내 개인 당 9만원이다. 그러나 실험집단의 수급 이전인 2017년과 수급 이후인 2019년을 비교했을 때, 평균이 31,454원에서 32,300원으로 846원 증가했다. 문화비 지출이 분명 상승했음에도 불구하고 수급액수를 비교했을 때 매우 작은 액수라고 할 수 있다. 물론 문화비지출이 매우 양으로 왜곡되어 있기에 평균을 대푯값으로 보는 것이 합당하지 않다. 이상치(outlier)들로 인해 전체 가구 특성을 왜곡할 수 있기 때문이다. 그러나 분명히 문화비 지출 항목에 응답자들이 통합문화이용권 구매력을 포함했는지를 확인해볼 필요가 있다.

문화비지출		2017		2019	
		실험집단	비이용집단	실험집단	비이용집단
percentiles	1%	0.2	0.2	0.3	0.2
	5%	0.3	0.7	0.6	0.7
	10%	0.65	1	0.7	1
	25%	1	1	1	1
	50%	1	4	2	4
	75%	2.5	13	4	17
	90%	6	31	7	38
	95%	12.5	45	9	60
	99%	29	93	34	113
Mean		3.15	11.60	3.23	14.07
Std. Dev.		6.38	19.97	4.94	25.21
Min		0.2	0.1	0.2	0.1
Max		65	361	45	409
obs		240	5470	240	5470

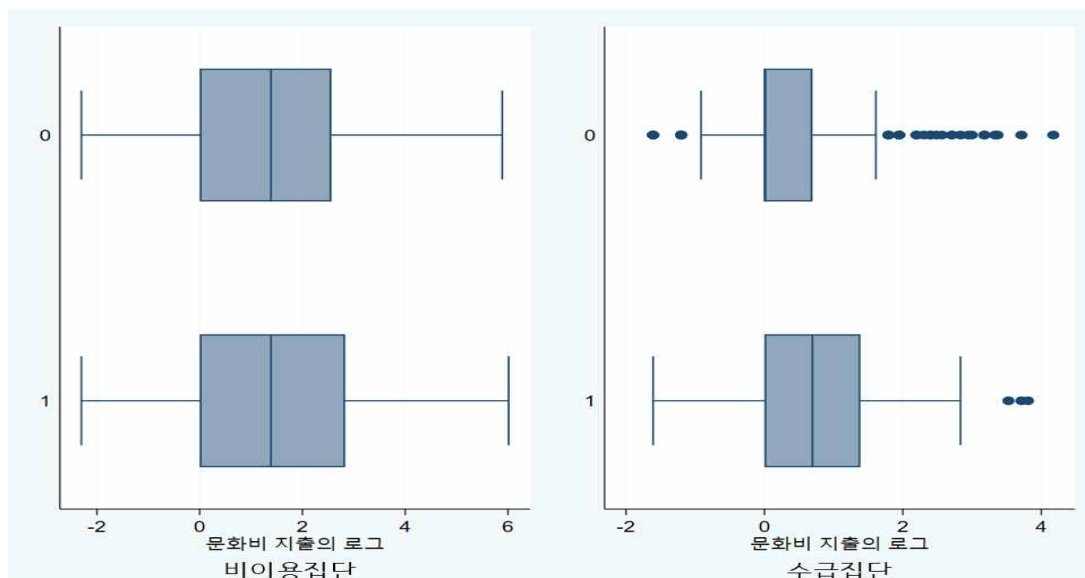
<표 11> 문화비 지출 기초통계량

우선 2019년 통합문화이용권 이용자 중에 사용했어야 할 최소금액보다 적게 쓴 사람의 비율을 알고자 한다. 이 때 사용했어야 할 최소금액이란 통합문화이용권 구매력과 2019년 예산 대비 이용률(한국문화예술위원회, 2019)의 곱이다. 2019년 통합문화이용권의 구매력은 8만원이며 2019년 예산 대비 이용률은 90.7%이다. 이 때 72,560원이라는 값이 도출되는데, 문화비 지출 응답은 월 응답이기에 12개월로 나눠주면 6,047원이 도출된

다. 즉, 통합문화이용자 이용자가 최소로 사용했어야 할 평균금액은 6,047원이다.

최소이용금액과 문화비 지출을 가구원 수로 나눈 1인당 문화비 지출을 비교하여 이보다 적은 가구의 비중을 알아보겠다. 최소이용금액 6,047원보다 적게 쓴 가구는 47가구로 통합문화이용권 이용가구 중 19.58%에 속한다. 적어도 20%는 통합문화이용권의 구매력을 문화비 지출 설문문항에 포함시키지 않았다는 것을 알 수 있다. 따라서 통합문화이용권의 소비자 선택에 미치는 영향을 분석함에 있어서 이를 고려하여 분석해야 할 것이다.

한편, 문화비 지출의 기초통계량을 통해서 분포가 매우 양으로 왜곡되어 있음(positively skewed)을 알 수 있다. 따라서 본 연구에서는 OLS 분석을 위해 문화비 지출에 로그를 씌움으로써 효율적인 추정량을 얻음과 동시에 통합문화이용권이 문화비 지출의 변화에 미치는 영향을 분석하겠다. 아래의 그림은 수급 이전과 수급 이후의 수급집단과 비이용집단 간의 문화비 지출을 박스상자로 기술한 것이다. 비이용집단의 경우 수급 이전과 수급 이후 문화비 지출에 큰 차이가 없는 반면 수급집단의 경우 중위값, 사분위값 등이 증가하면서 문화비 지출이 증가하는 변화가 어느 정도 감지되고 있다.



<그림 10> 문화비 지출의 로그 박스 상자

## 제2절 비교집단 구성

### 1. 로지스틱 회귀분석 결과

통합이용권 여부에 영향을 미치는 특성들이 실험집단과 유사한 비교집단을 구성하기 위한 성향점수매칭의 첫 단계로서 통합문화이용권 이용 여부를 종속변수로 하는 로지스틱 모형을 성향점수를 추정하였다. 이 때 사용되는 독립변수는 가구원 수, 평균연령, ln(가처분소득), 가구주의 성별, 가구주의 교육수준, 가구 내 장애인 여부, 거주지역, 가구주의 배우자 여부를 선정하였다.

아래의 표는 위의 변수들을 통해 성향점수를 산출하는 로지스틱 회귀분석의 결과이다. 해당 결과는 모든 변수들이 통합문화이용권 이용 여부에 통계적으로 유의미한 영향을 미치고 있다는 것을 지지하고 있다. 가구원 수가 한 단위 증가할 때 통합문화이용권을 이용할 확률이 이용하지 않을 확률에 비해 1.36배 크다. 가구원 수가 늘어날수록 통합문화이용권 이용 가능성이 증가한다는 것이다. 평균연령이 한 단위 높아질수록 통합문화이용권을 이용할 확률이 이용하지 않을 확률에 비해 0.97배 크다. 즉 평균연령이 높아질수록 통합문화이용권을 이용할 확률이 낮아지는 것이다. 가처분소득이 한 단위 높아질수록 통합문화이용권을 이용할 확률이 이용하지 않을 확률에 비해 0.39배 크다. 즉 소득이 높을수록 이용 가능성은 낮아진다는 것이다.

남성에 비해 여성이 통합문화이용권을 이용할 확률이 이용하지 않을 확률에 비해 0.56배 크다. 여성일수록 통합문화이용권을 이용할 확률이 낮은 것이다. 교육수준의 경우 중졸 이하일 경우에 비해 고등학교 교육경험을 한 경우 통합문화이용권을 이용할 확률은 이용하지 않을 확률에 비해 0.63배 크다. 고등학교 교육경험을 받았다면 통합문화이용권을 이용할 가능성이 낮은 것이다. 한편, 중졸 이하인 경우에 비해 전문대/대학교육경험을 한 경우 통합문화이용권을 이용할 확률은 이용하지 않을 확률에 비해 0.19배 크다. 즉 대학교육을 받았다면 통합문화이용권을 이용

할 가능성이 낮은 것이다.

또한 가구 내 장애인이 있을 경우 없는 경우에 비해서 통합문화이용권을 이용할 확률이 이용하지 않을 확률에 비해 3.49배 크다. 장애인이 있는 가구가 통합문화이용권을 이용할 가능성이 더 높다는 것을 의미한다. 거주지역이 서울, 광역시, 시일 경우 통합문화이용권을 이용할 확률이 이용하지 않을 확률에 비해 1.43배 크다. 이 역시 도시지역일 경우 통합문화이용권을 이용할 확률이 높은 것을 의미한다. 배우자가 있는 경우에 비해 배우자가 없을 경우 통합문화이용권을 이용할 확률이 이용하지 않을 확률에 비해 3.93배 크다. 가구주가 배우자가 없을 때 통합문화이용권을 이용할 확률이 더 높은 것이다.

모형적합도의 경우, LR chi2 295.69, Prob>chi2 0.000으로 해당 모형이 null모형에 비해 더 낫다는 것을 알려준다. 정확도 역시 95.72%로 예측에서의 모형적합도 역시 어느 정도는 갖추고 있다고 할 수 있다.

N=5,696				
변수	Odds Ratio	Std. Err.	z	P>z
가구원 수	1.31	0.14	2.46	0.01
평균연령	0.98	0.01	-3.29	0.00
log(가처분소득)	0.40	0.05	-7.76	0.00
가구주 성별	0.56	0.10	-3.16	0.00
교육수준				
(1)	0.63	0.13	-2.31	0.02
(2)	0.20	0.07	-4.61	0.00
(3)	0.50	0.31	-1.14	0.26
장애 여부	3.49	0.50	8.67	0.00
거주지역	1.43	0.24	2.10	0.04
배우자 여부	3.93	0.87	6.16	0.00
_cons	50.08	56.70	3.46	0.00
log likelihood	Pseudo R2	LR chi2(10)	Prob>chi2	Correctly classified
-847.07779	0.15	295.69	0.00	95.72%

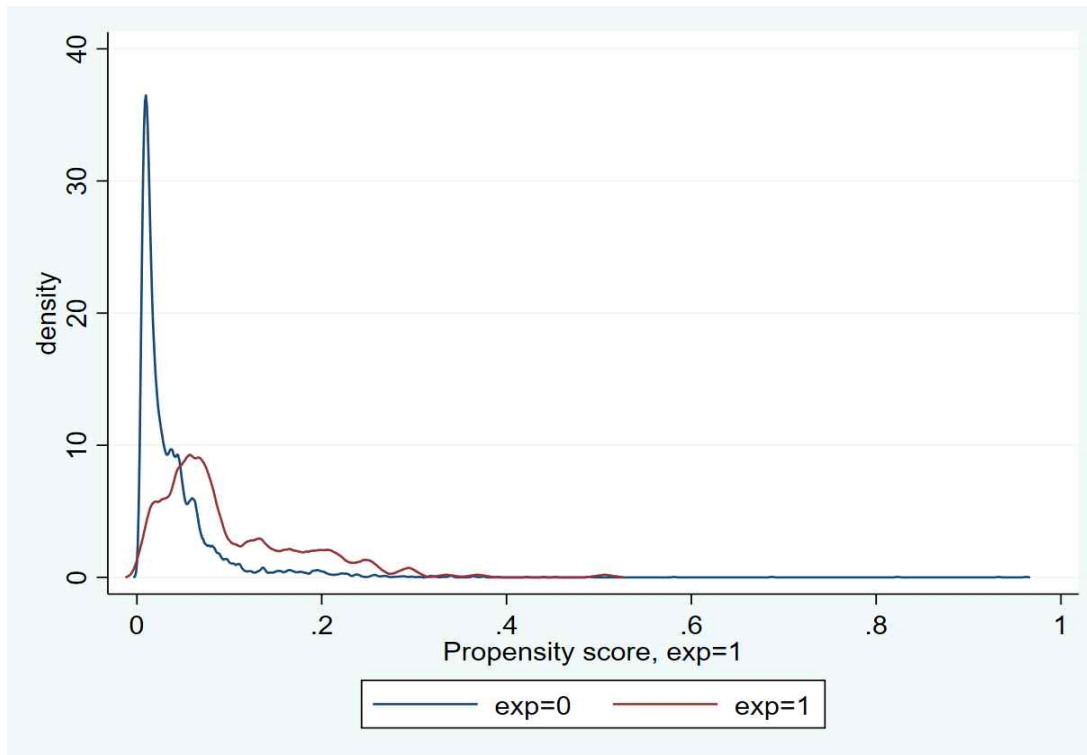
<표 12> 로지스틱 회귀분석 결과

## 2. 성향점수매칭 결과

본 연구는 로지스틱 분석을 통해 산출된 성향점수를 토대로 실험집단과 비교집단 간 매칭을 수행했다. 여기서는 1:4 최근접이웃매칭(nearest neighborhood matching)을 통해 실험집단과 비교집단을 매칭했다. 그 결과 실험집단 240가구와 비교집단 755가구가 매칭되었다. 960가구가 아닌 755가구가 매칭된 이유는 매칭된 960가구 중 서로 중복되는 경우를 제거한 결과이다.

매칭 이후, 성향점수매칭의 기본 가정인 공동지지(common support) 가정에 대해서 검증하여야 한다. 사회정책에서는 이 조건을 만족시키지 못하는 경우가 많다(우석진, 2017). 수급자격이 정해지고 그 자격을 갖춘 모든 가구가 공공서비스를 제공받기 때문이다. 공동지지 가정이 지지되는지를 알아보기 위해선 실험집단과 비이용집단 간의 성향점수 분포가 적절히 겹치는지를 확인해야 한다.

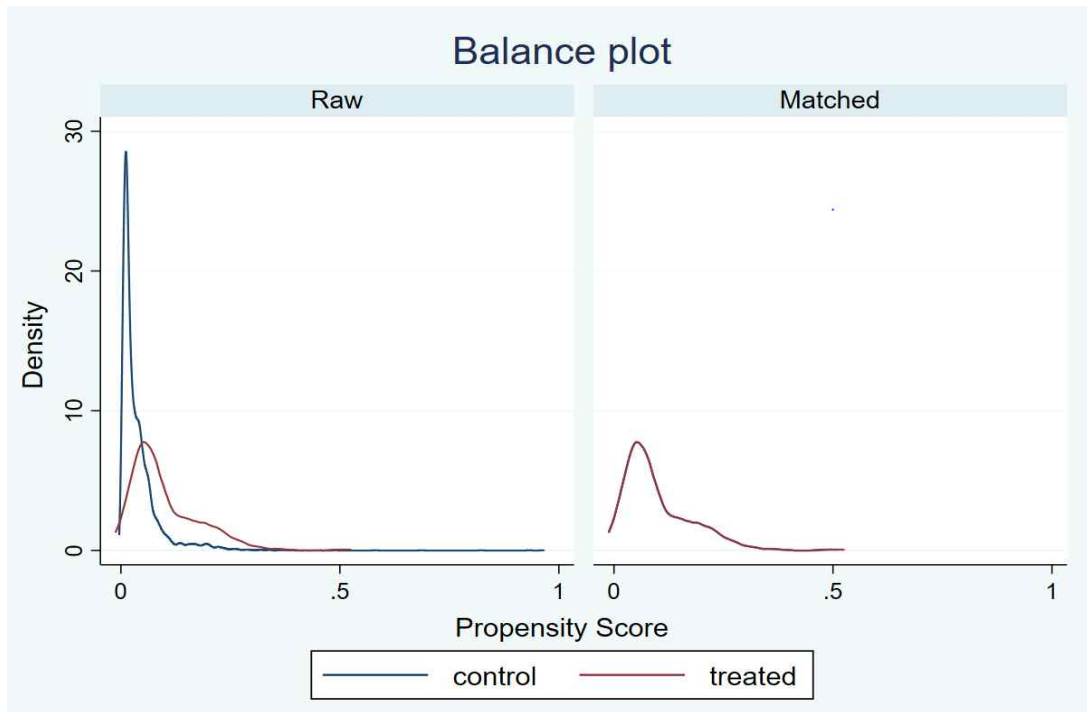
아래에 위치한 성향점수 커널밀도 분포표를 통해 실험집단과 비교집단의 성향점수가 적절하게 겹쳐져 있는 것을 확인함으로써 공동지지 가정을 충족했다고 볼 수 있다. 한편, 실험집단(exp=1)의 성향점수 분포가 비교집단의 성향점수 분포에 비해 조금 더 1에 가까운 것을 확인할 수 있다. 이는 실험집단이 비교집단에 비해 정책의 대상이 될 가능성이 더 높음을 의미하고 이를 통해 성향점수를 산출하는 로짓 모형이 적절히 구축되었음을 알 수 있다.



<그림 11> 성향점수 커널함수밀도표

또한 매칭 전 후의 성향점수 분포를 나타낸 아래의 커널밀도 분포 그래프와 박스상자를 살펴보면 매칭을 진행한 후에 실험집단과 비교집단 간의 정책대상이 될 성향점수의 분포가 거의 일치하는 것을 알 수 있다. 이는 통합문화이용권 이용에 영향을 미치는 가구의 특성들이 두 집단 간 유사하다는 것을 의미한다. 즉 성향점수매칭을 통해 정책수혜대상과 유사한, 그러나 정책수혜는 받지 않은 집단을 만들어냈다는 것을 의미한다.





<그림 12> 매칭 전 후의 성향점수 커널밀도 분포표



<그림 13> 매칭 전 후의 성향점수 박스상자 그래프

### 3. 동질성 검증(Balance test)

통계적으로 실험집단과 비교집단 간의 동질성, 즉 매칭의 질을 검증하기 위해 t-test를 진행하였다. 분석 결과, 성향점수 매칭을 통해 실험집단과 비교집단이 매우 유사하게 구성되었음을 알 수 있다. 매칭 전, 거주지역을 제외한 모든 변수에서 실험집단과 비이용집단 간의 통계적으로 유의미한 차이가 있었지만 매칭을 한 후에는 실험집단과 비교집단 간에 t-test에서의 유의미한 차이는 없었다.

변수	매칭 전(Raw)				매칭 후(Matched)			
	실험집단	비이용집단	t	p> t	실험집단	비교집단	t	p> t
lg(가처분소득)	7.27	7.95	12.18	0.00	7.27	7.33	1.05	0.29
가구원 수	1.93	2.40	5.82	0.00	1.93	1.96	0.45	0.65
평균연령	67.37	59.69	-5.70	0.00	67.37	67.81	0.33	0.74
교육수준	0.36	0.85	8.50	0.00	0.36	0.34	-0.47	0.64
거주지역	0.80	0.78	-0.63	0.53	0.80	0.81	0.46	0.65
배우자 유무	0.65	0.37	-8.98	0.00	0.65	0.62	-0.88	0.38
장애 유무	0.45	0.17	-10.77	0.00	0.45	0.42	-0.67	0.50
가구주 성별	0.46	0.30	-5.53	0.00	0.46	0.50	0.89	0.38
관측치(obs)	240	5470			240	755		

〈표 13〉 동질성 테스트(Balance test)

### 제3절 효과성 추정

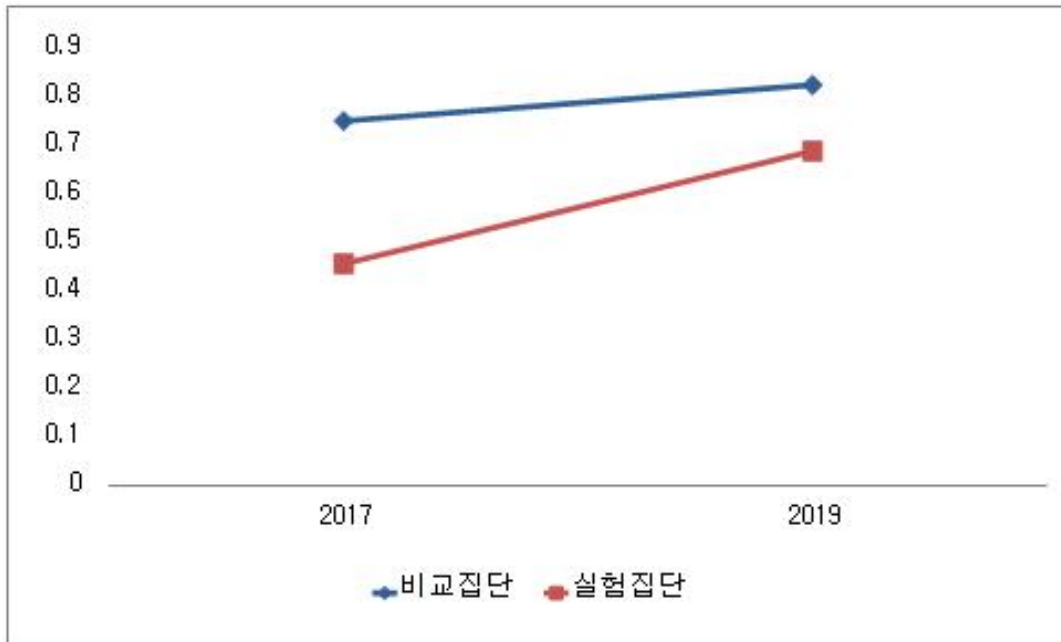
#### 1. 단순이중차이분석

정책변수인 통합문화이용권의 수혜여부가 문화비 지출에 영향을 미쳤는지를 우선 기초통계를 통해 파악해보고자 한다. 통합문화이용권을 이용한 실험집단의 경우 문화비 지출 로그가 2017년 0.46에서 0.69로 증가하였다. 한편, 비교집단의 경우 2017년 0.75에서 2019년 0.83으로 증가하는 데 그쳤다. 두 집단 모두 증가추세에 있지만 실험집단의 증가폭이 더 크다는 것을 알 수 있다.

이러한 기초통계를 바탕으로 우선적인 단순이중차이분석을 진행하겠다. 집단의 관점에서 2017년 실험집단과 비교집단 간 문화비 지출 로그는 -0.2939의 차이를 보였다. 한편 2019년에는 그 차이가 -0.1361로 줄어드는 것을 확인할 수 있다. 시간의 관점에서는 비교집단의 문화비 지출 로그가 0.0742 정도 늘어난 것에 비해 실험집단의 경우 0.23으로 더 크게 증가하고 있다는 것을 알 수 있다. 시간의 관점에서든 집단의 관점에서든 두 차이를 한 번 더 차분하면 이중차분치인 0.1578이 도출된다. 이는 기존의 집단 간 차이와 시간의 추세를 제거함으로써 얻을 수 있는 정책의 순효과라고 할 수 있다. 다음에서는 이중차이 회귀분석을 실시함으로써 성과변수에 영향을 미치는 여타 변수들을 통제함으로써 더욱 정교한 이중차분치를 추정하도록 하겠다.

	2017	2019	Difference	DID
비교집단	0.75	0.83	0.08	0.16
실험집단	0.46	0.69	0.24	
Difference	-0.29	-0.14		

<표 14>단순이중차이분석표



<그림 14> 이중차이분석 선 그래프

## 2. 이중차이 회귀분석(DID with Pooled OLS)

아래의 표는 통합문화이용권 이용 여부가 문화비 지출 변화에 미치는 영향을 분석하기 위해서 실시한 합동OLS를 이용한 이중차이회귀분석의 결과이다. 우선 통합문화이용권의 순효과를 보여주는 집단변수와 연도의 상호작용항을 보면 통합문화이용권의 이용이 문화비 지출을 21% 증가시켰음을 알 수 있다. 이런 결과는 0.01 유의수준에서 통계적으로 유의미하다고 확인된다. 이는 통합문화이용권 이용여부가 문화비 지출을 증가시킨다는 가설을 지지하는 근거라고 할 수 있겠다.

한편, 통제변수에서 문화비 지출에 영향을 주는 변수로는 평균연령, 가처분소득 로그, 교육수준, 가구 내 장애인 유무, 거주지역이 있다. 평균연령이 한 단위 높아질수록 문화비 지출이 1.4% 줄어든다고 나타난다. 가처분 소득이 1% 늘어날수록 문화비 지출은 0.63% 늘어난다고 나타난다. 이는 문화비 지출이 비탄력적임을 시사한다. 또한 중학교 졸업 이하

의 교육수준을 가진 사람들에 비해 고등학교 수준의 교육을 받은 사람은 19%, 대학교 수준의 교육을 받은 사람은 문화비 지출을 50%가 증가했다. 이러한 결과는 교육, 즉 문화자본이 문화소비에 미치는 중요성을 다시 한 번 보여준다. 가구 내 장애인 유무를 비교했을 때, 가구 내 장애인이 있는 경우 없는 경우에 비해서 11%의 문화비 지출 감소가 있다는 결과가 도출됨으로써 가구 내 장애인이 있을 때 문화비 지출에 부정적인 영향이 있음을 알 수 있다.

	추정계수	군집표본오차	t	p> t
처리*시기	0.22**	0.08**	2.91	0.004
처리여부	-0.25***	0.06***	-3.90	0.000
시기	-0.02	0.04	-0.40	0.689
가구원 수	-0.06	0.04	-1.47	0.142
평균연령	-0.01***	0.00	-6.01	0.000
log(가처분소득)	0.62***	0.07	9.42	0.000
가구주 성별	0.10	0.06	1.62	0.107
장애 유부	-0.12**	0.05	-2.53	0.012
거주지역	0.09*	0.05	1.72	0.086
배우자 유무	-0.10	0.08	-1.29	0.198
교육수준				
(1)	0.19**	0.07	2.53	0.012
(2)	0.50***	0.15	3.33	0.001
(3)	0.13	0.37	0.35	0.728
상수항	-2.88***	0.58	-4.99	0.000

$R^2=0.3814$ , obs=1,990

<표 15> 단순이중차이회귀분석

한편, 합동 OLS(Pooled OLS)의 경우, 관찰되지 않는 이질성 문제를 해결하지 못하기에 OLS 추정량이 일치추정량이 되지 못할 가능성이 높다(조민수, 2017). 따라서 관찰되지 않는 이질성의 존재를 확인하고 존재가 확인되었을 시에는 패널분석을 통해 분석하는 것이 더 바람직할 것이다.

### 3. 고정효과 이중차이분석(DID with Fixed Effects)

패널회귀분석을 통해서 문화예술에 대한 선호나 관심, 감수성과 같이 관찰되지 않은 이질성들을 고려함으로써 더욱 정교한 이중차분치를 추정할 수 있다(우석진, 2017). 우선 고정효과 모형을 분석하기 전에 관찰되지 않는 이질성이 있는지를 확인하기 위해 관찰되지 않는 이질성이 0이라는 귀무가설에 대한 f테스트(F test that all  $u_i=0$ )을 진행하겠다.

만약 귀무가설이 채택된다면 OLS로도 충분히 일치추정치를 얻을 수 있지만 귀무가설이 기각된다면 미관측 이질성이 존재한다고 볼 가능성이 높기에 패널분석이 누락변수 편의를 완화시켜 일치추정량을 얻는 데 도움이 될 것이다(민인식, 2018). F 테스트 결과, F값이 2.07로 유의수준 0.0001수준에서 귀무가설이 기각되었다. 따라서 OLS의 추정량보다 패널분석의 추정량을 더 신뢰할 수 있기에 패널분석을 진행하겠다.

한편, 고정효과 모형과 임의효과 모형 중 무엇을 선택할 것인지의 문제가 존재한다. 이 때 하우스만 검정(Hausman)을 통해 선택을 할 수 있다. 독립변수와 이질성 오차항이 독립이라면 임의효과 모형을 사용할 수 있지만 만약 상관관계가 존재한다면 고정효과 모형을 선택해야 한다. 하우스만 검정은 고정효과 모형의 추정결과와 임의효과 모형의 추정결과의 체계적 차이 존재 유무에 대한 귀무가설을 통해 독립변수들과 오차항 간의 상관관계 유무를 테스트한다.

즉, 하우스만 검정에서 체계적 차이가 없다는 귀무가설이 채택되면 임의효과 모형을 선택하는 것이고, 귀무가설이 기각된다면 고정모형을 채택해야 하는 것이다. 하우스만 검정 결과, F값이 47.7의 값으로 유의수준 0.0001 수준에서 귀무가설이 기각되었기에 임의효과 모형은 일치추정량이 아니라고 판단하겠다. 따라서 고정효과 모형을 이용한 이중차이분석을 진행하도록 한다.

고정효과 이중차이분석 결과, 2019년에 통합문화이용권을 이용했어야만 1의 값을 갖는 더미의 계수를 통해 통합문화이용권의 이용이 문화비 지출을 19.6% 증가시켰음을 알 수 있다. 이를 실험집단의 2017년 문화비

지출 평균인 31,454원에 적용시켰을 때, 6,165원을 증가시키는 것을 알 수 있다. 단순이중차이 회귀분석의 결과와 마찬가지로 고정효과 이중차이분석의 결과는 통합문화이용권은 문화비 지출에 긍정적인 영향을 미칠 것이라는 가설을 지지한다. 다만, 관측되지 않는 이질성이 모형에 포함되면서 효과의 크기가 줄어드는 것을 확인할 수 있다.

한편, 통제변수들 중 가처분소득과 교육수준 중 대학교육을 제외하고는 모든 변수들의 통계적 유의성들이 상실되었다. 통계적으로 유의미하다는 결과가 나온 가처분소득의 경우도 소득이 1%가 증가할 때 문화비 지출이 0.3% 증가한다는 결과가 나오므로써 문화비지출에 미치는 영향이 줄어들었다고 할 수 있다. 이에 반해 대학교육이 문화비 지출에 미치는 중요성은 더욱 커졌다. 중학교 졸업 이하의 교육수준을 받은 사람에 비해 대학교육을 받은 사람의 문화비 지출이 2.55배 더 컸다.

	추정계수	강건표본오차	t	p> t
처리*시기	0.196**	0.077	2.56	0.011
시기	0.038	0.041	0.93	0.352
가구원 수	0.034	0.098	0.35	0.729
평균연령	-0.016	0.011	-1.48	0.140
log(가처분소득)	0.297***	0.082	3.63	0.000
가구주 성별	0.167	0.267	0.63	0.532
장애 유무	0.229	0.156	1.47	0.143
거주지역	0.524	0.376	1.39	0.163
배우자 유무	-0.023	0.222	-0.10	0.918
교육수준				
(1)	0.283	0.310	0.91	0.362
(2)	2.548***	0.498	5.12	0.000
(3)	omitted			
상수항	-1.316	1.035	-1.27	0.204
corr(u, X)		-0.423		
$R^2$	within	0.072		
	between	0.321		
	overall	0.266		
Panel Group(N)		995		
Prob>Chi2		0.000		
$\rho$		0.616		

<표 16> 고정효과 이중차이분석 결과

연구결과를 종합하자면, 독립변수에 영향을 미치는 미관측 이질성을 제거하는 고정효과 이중차이분석의 결과는 통합문화이용권 이용여부의 문화비 지출에 미치는 효과가 존재한다는 것을 지지했다. 또한 소득과 대학교육이 문화비 지출에 미치는 영향이 존재한다는 것 역시 지지했다. 특히 문화비 지출의 소득탄력성은 0.3으로 비탄력적이었으며 대학교육이 문화비 지출에 미치는 영향은 매우 컸다는 점은 주목할 만하다.

한편, 통합문화이용권이 소비자 선택에 어떤 영향을 미쳤는가에 대한 해석이 문제가 된다. 문화비 지출에 대한 기초통계분석을 통해 통합문화이용권 이용자(개인)가 한 달에 문화비로 지출했어야 할 최소금액인 6,047원보다 적게 지출한 가구가 19.58%나 된다는 것을 알 수 있었다. 이는 19.58%의 사람들이 통합문화이용권의 구매력을 제외하고 응답했음을 의미한다.

만약 응답자의 모두가 통합문화이용권의 구매력을 제외하고 응답했다면 이용자들은 통합문화이용권의 구매력과 기존 문화비 지출을 넘어서 3,033원을 더 지출한 것이다. 이는 통합문화이용권 사업이 1인당 3,033원 만큼의 문화소비를 유도해냈다고 볼 수 있다. 통합문화이용권 구매력의 50.16% 정도 순수 문화소비 증가를 유도해냈다는 것을 의미한다.

그러나 만약 모든 사람이 통합문화이용권의 구매력을 포함하여 응답했다면, 시민들은 3,074원, 즉 통합문화이용권 구매력의 49.84%는 통합문화이용권이 없었어도 시민들이 지출했을 소비라고 할 수 있다. 문화바우처가 없었어도 소비했을 문화비 지출을 문화바우처가 대체했다고 할 수 있다.

이렇게 문화바우처가 구매력의 49.84% 정도 기존 소비를 대체했다는 해석에서부터 구매력의 50.16% 정도 순수 문화소비 증가를 유도해냈다고 하는 결론까지 가능하다. 적어도 19.58%의 사람들이 통합문화이용권의 구매력을 제외하고 응답했다는 것을 고려했을 때 구매력의 49.84% 정도 기존 소비를 대체했다는 해석은 통합문화이용권의 문화비 지출 증가효과를 과소추정하는 해석일 가능성이 높으며 구매력의 50.16% 정도 순수 문화소비 증가를 유도해냈다고 하는 결론은 효과를 과대추정하는



해석일 것이다. 실상은 그 사이에 있을 것이다.

한편, 문화바우처를 통해 경제적 취약계층에게 구매력을 제공하는 것도 중요하지만 근본적으로 문화예술에 대한 조예를 깊이 하고 스스로 문화예술 향유를 선택하고 문화예술에 참여하게 만드는 문화예술교육과 고등교육이 중요하다는 것을 알 수 있다. 그렇다고 문화바우처가 효과적이지 않다고 주장하는 것은 아니다. 문화비 지출의 소득탄력성이 낮은 상황에서 정부가 이용에 제약을 둘 수 있는 정책수단인 바우처는 현금지원에 비해 문화격차를 해소하는 데 더 효과적인 정책수단이라고 할 수 있다.

따라서, 정부는 문화격차를 해소하기 위해 문화비 지출에 가장 큰 영향을 미치는 문화자본이라고 할 수 있는 교육을 강화하는 정책을 수립할 필요성이 있다. 특히 압축성장으로 전반적인 공교육과 문화예술교육을 제대로 받지 못한 고령층에 대한 특별한 관심이 필요할 것이다. 2020년 통합문화이용권 이용자 중 고령층의 비중은 35%에 육박했다. 고령화되어 가고 있는 한국의 맥락을 고려하자면 그 비중은 점차 커질 것이기에 고령층에 대한 문화예술교육/평생교육 시스템이 빠르게 구축될 필요성이 있다. 또한 이러한 교육시스템은 다른 문화복지 정책들과 상호작용을 통해 효과성을 더욱 높일 것으로 예상된다.

## 제5장 자아존중감과 여가만족도에 대한 효과 분석결과

### 제1절 기초통계분석

#### 1. 실험집단과 비교집단에 대한 기초통계분석

통합문화이용권이 자아존중감과 여가만족도에 미치는 효과를 분석하기 위해 4장과 달리 분석단위를 가구 내 개인으로 바꿔 분석을 진행하겠다. 4장에서 성향점수매칭이 되었던 가구 내 개인들을 중심으로 분석하기 위해 가구와 가구구성원을 매칭하였고 균형패널을 위해 결측치가 있는 대상들은 연구에서 제외시켰다. 따라서 본 장에서의 분석대상은 통합문화이용권을 이용하고 있는 개인 333명과 통합문화이용권을 이용하지 않은 개인 1,110명을 대상으로 연구를 진행하겠다.

우선 평균연령부터 살펴보겠다. 실험집단은 평균연령이 67.6세, 비교집단은 67세였다. 1인당 가처분소득의 로그는 실험집단이 6.75, 비교집단이 6.82이다. 한편, 주관적 건강상태의 경우 실험집단은 2.907정도로 보통 수준인 3보다 밑돌았으나 비교집단의 경우 3.12로 보통 수준보다 높은 절로 나타났다. 정신건강 측면에서 실험집단이 우울감 척도인 CESD-11에 11.95, 비교집단이 8.74로 실험집단이 비교집단에 비해 우울하여 정신건강상태가 더 나쁨을 확인할 수 있다. 직업만족도의 경우 실험집단은 3.10, 비교집단은 3.26으로 비교집단이 직업만족도도 높다고 할 수 있다. 사회관계만족도는 실험집단은 3.39, 비교집단은 3.61로 두 집단 간 차이가 있지만 두 집단 모두 어느 정도 적정한 상태에 있음을 알 수 있다. 가족수입만족도의 경우 실험집단은 2.50, 비교집단은 2.72로 두 집단 모두 평균적으로 본인들의 가구 수입에 불만족스러워 하는 것을 알 수 있다.

교육수준의 경우 실험집단과 비교집단 모두 중졸 이하가 66.67%, 69.82%로 대부분을 차지했으며 대학교 이상의 교육을 받은 인원의 비중

이 두 집단 모두 약 8% 차지하고 있다. 거주지역의 경우 실험집단의 20.72%가 군 또는 도농복합군에 거주하면서 비교집단에 비해 소폭 많은 비중이 농어산촌 지역에 살고 있음을 확인할 수 있다. 배우자의 경우, 실험집단의 57.66%가 배우자가 없는 것으로 나타나 비교집단에 비해 약 4% 더 높은 비중으로 배우자가 없었다. 장애 유무를 보자면, 실험집단의 장애인 비율이 27.03%, 비교집단의 장애인 비율이 22.97%로 실험집단의 인원들이 더 높은 확률로 장애를 가지고 있다고 할 수 있다. 성별의 경우 실험집단, 비교집단 모두 여자의 비중이 60% 초반대로 남자에 비해 더 많음을 알 수 있다. 한편, 취업을 했는지 여부에서 실험집단은 28.23%, 비교집단은 41.44%로 비교집단에서 취업을 한 사람이 더 많음을 확인할 수 있었다.

Variable		실험집단				비교집단			
		Mean	Std. Dev.	Min	Max	Mean	Std. Dev.	Min	Max
평균연령		67.601	17.113	23	98	67.016	18.134	24	99
log(1인당 가처분소득)		6.752	0.412	5.66	8.69	6.824	0.546	3.970	8.401
주관적 건강상태		2.907	0.957	1	5	3.123	0.955	1	5
정신건강		11.952	12.291	0	60	8.747	9.855	0	54.545
직업만족도		3.096	0.738	1	5	3.265	0.761	1	5
주거환경만족도		3.240	0.845	1	5	3.481	0.762	1	5
사회관계만족도		3.393	0.739	1	5	3.608	0.651	1	5
가족수입만족도		2.502	0.786	1	4	2.721	0.836	1	5
		Freq.		Percent		Freq.		Percent	
교육 수준	중졸이하	222		66.67		775		69.82	
	고등학교	82		24.62		235		21.17	
	대학교/전문대학	22		6.61		98		8.83	
	대학원	7		2.10		2		0.18	
거주 지역	서울, 광역시, 시	264		79.28		922		83.06	
	군, 도농복합군	69		20.72		188		16.94	
배우자 유무	있음	141		42.34		518		46.67	
	없음	192		57.66		592		53.33	
장애 유무	있음	90		27.03		255		22.97	
	없음	243		72.97		855		77.03	
가구주 성별	남	132		39.64		418		37.66	
	여	201		60.36		692		62.34	
취업 유무	취업	94		28.23		460		41.44	
	미취업	239		71.77		650		58.56	
관측치(obs)		333				1,100			

<표 17> 2017년 실험집단/비교집단 기초통계량 분석

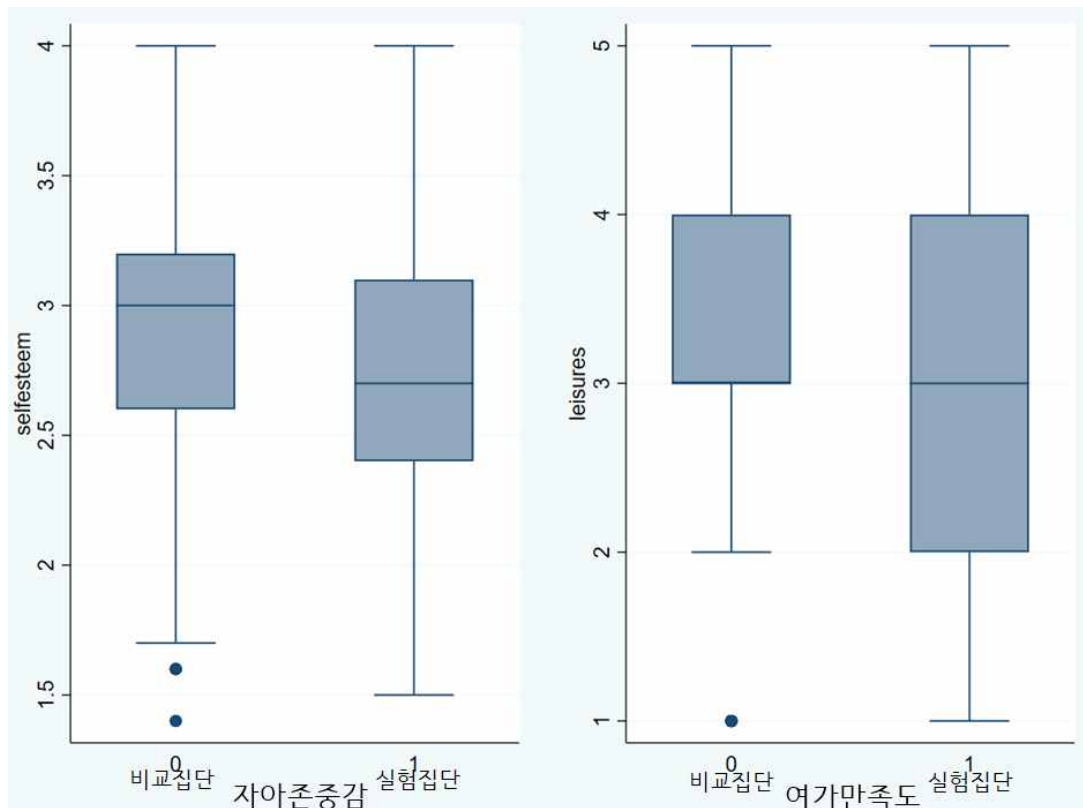
## 2. 종속변수(자아존중감, 여가만족도)에 대한 기초통계량 분석

자아존중감과 여가만족도에 대한 기초통계량 분석을 실험집단과 통제집단을 구분하여 기술하도록 하겠다. 우선 자아존중감의 경우, 실험집단의 중위값과 평균값은 2.7, 2.7318로 통제집단의 중위값과 평균에 비해 낮은 수치를 보였다. 박스상자 그래프를 보면 실험집단의 자아존중감이 전반적으로 비교집단의 자아존중감에 비해 낮음을 확인할 수 있다. 하지만 4점 척도로 구성된만큼 두 집단 모두 2와 3 사이에서 3에 가까운 수치를 보이며 자아존중감이 갖춰진 상태로 볼 수 있다. 실험집단과 비교집단 대부분이 2.5 이상의 자아존중감을 갖고 있음을 박스그래프를 통해 파악할 수 있다.

여가만족도의 경우, 실험집단의 중위수는 비교집단의 중위수와 3으로 같은 값을 갖는 한편 평균은 실험집단이 2.9278로 통제집단의 3.1990보다 낮은 수치를 보였다. 박스그래프를 보면 실험집단에 속한 많은 사람들이 여가만족도에 대해 “대체로 불만족한다(2)”고 응답한 것을 볼 수 있다. 이에 반해 비교집단의 경우 2로 응답한 사람의 비중이 낮음을 박스그래프에서 볼 수 있다. 또한 실험집단의 평균 여가만족도가 3보다 낮은 수치를 보이며 여가에 대한 만족도가 다소 낮다는 것을 확인할 수 있었다.

문화비지출		자아존중감		여가만족도	
		실험집단	통제집단	실험집단	통제집단
percentiles	1%	1.7	1.8	1	1
	5%	2	2.2	2	2
	10%	2.2	2.4	2	2
	25%	2.4	2.6	2	3
	50%	2.7	3	3	3
	75%	3.1	3.2	4	4
	90%	3.2	3.4	4	4
	95%	3.3	3.5	4	4
	99%	3.9	3.7	4	5
Mean		2.732	2.912	2.928	3.199
Std. Dev.		0.442	0.413	0.803	0.773
Min		1.5	1.4	1	1
Max		4	4	5	5
obs		333	1,110	333	1,110

<표 18> 2017년 자아존중감과 여가만족도의 기초통계량



<그림 15> 2017년 실험집단과 비교집단의 자아존중감과 여가만족도

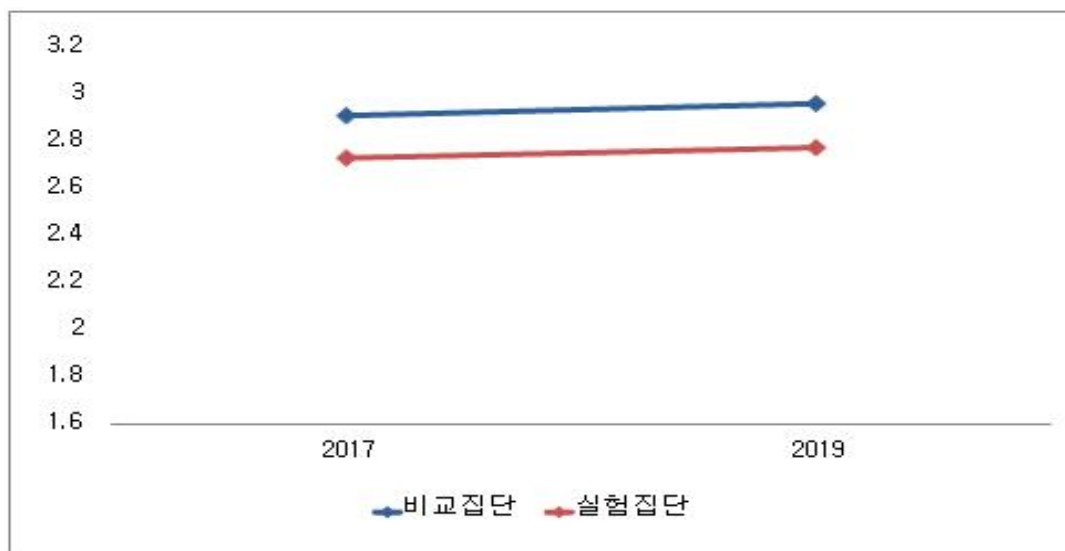
## 제2절 효과성 추정

### 1. 단순이중차이분석

통합문화이용권의 이용여부가 자아존중감과 여가만족도에 영향을 미쳤는지에 대한 파악을 위해 우선 기초통계를 이용한 단순이중차이분석을 실시하겠다. 우선 자아존중감에 대한 단순이중차이분석을 먼저 살펴보겠다. 통합문화이용권을 이용한 실험집단의 경우 0.044정도 자아존중감이 상승했으며 비교집단의 경우 0.051정도 자아존중감이 상승했다. 두 집단 모두 증가추세에 있으며 두 집단의 증가추세가 큰 차이를 보이고 있지 않다.

	2017	2019	Difference	DID
비교집단	2.912	2.963	0.051	-0.007
실험집단	2.732	2.776	0.044	
Difference	-0.180	-0.187		

<표 19> 자아존중감에 대한 단순이중차이분석표



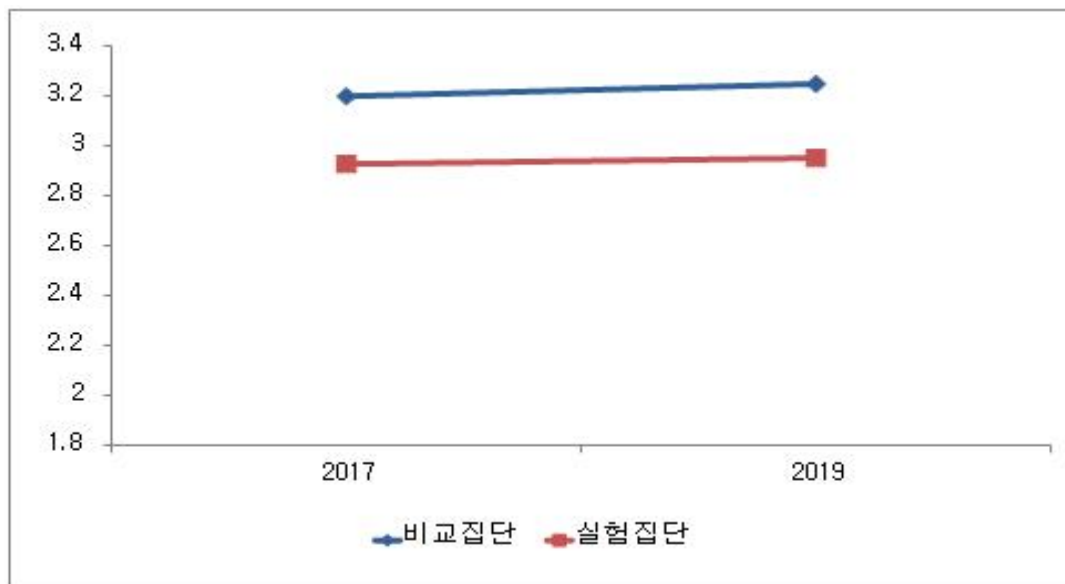
<그림 16> 자아존중감에 대한 단순이중차이분석

한편, 여가만족도의 경우 통합문화이용권을 이용한 실험집단은 0.024만큼 여가만족도가 증가했고 비교집단의 경우 0.50만큼의 여가만족도가 증가했다. 두 집단 모두 증가추세에 있으며 오히려 비교집단의 증가추세가 실험집단의 증가추세보다 가파르다는 것을 볼 수 있다.

분석 결과들을 볼 때 지금의 단계에서는 유의미한 정책의 효과를 찾을 수 없다. 따라서 단순이중차분회귀분석을 통해 제3의 변수들을 통제하여 좀 더 엄밀하게 정책효과를 추정해보도록 하겠다.

	2017	2019	Difference	DID
비교집단	3.199	3.249	0.050	-0.026
실험집단	2.928	2.952	0.024	
Difference	-0.271	-0.297		

<표 20>여가만족도에 대한 단순이중차이분석표



<그림 17> 여가만족도에 대한 단순이중차이분석



## 2. 이중차이회귀분석(DID with Pooled OLS)

아래의 표는 통합문화이용권 이용 여부가 자아존중감에 미치는 영향을 분석하기 위해서 실시한 합동OLS를 이용한 이중차이회귀분석의 결과이다. 분석 결과, 통합문화이용권의 이용여부는 자아존중감에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

한편, 성별, 고등학교 교육을 제외한 모든 변수들이 자아존중감에 통계적으로 유의미한 영향을 미쳤다. 우선 시기 변수와 처리 여부 변수가 유의미한 것으로 나타나 자아존중감의 유의미한 차이가 집단 간에 있으며 시간에 따라 자아존중감이 같이 증가하고 있음을 알 수 있다. 또한 분석결과는 도시에 사는 것, 연령, 장애가 있는 것, 우울의 정도를 나타내는 정신건강 변수, 배우자가 없는 것은 자아존중감에 부정적인 영향을 미친다는 것을 지지하고 있다.

자아존중감과 긍정적인 관계에 있는 변수로는 1인당 가처분의 로그, 취업 유무, 주관적 건강상태, 주거환경만족도, 직업만족도, 사회관계만족도, 가족수입만족도, 교육수준이 있다. 즉, 소득이 높을수록, 취업을 할수록, 건강하다고 느낄수록, 주거환경/직업/사회관계/가족수입에 만족할수록 자아존중감이 높다는 것이다. 또한 중학교 졸업 이하의 교육수준을 가진 사람보다 대학교, 대학원 수준의 교육수준을 가진 사람이 더 자아존중감이 높았다.

이중차이분석으로도 관찰되지 않은 개인특성 이질성들이 어느 정도 통제되지만(김태일, 2009), 누락변수편의를 더 완화시켜 좀 더 정교한 분석을 하기 위해서는 고정효과모형을 통해 이중차이분석을 하는 것이 바람직하다(우석진, 2018). 따라서 다음 절에서는 고정효과모형을 이용한 이중차이분석으로 통합문화이용권이 자아존중감에 미치는 영향을 분석하겠다. 그 이전에 통합문화이용권 이용여부가 여가만족도에 미치는 영향에 대해 이중차이 회귀분석으로 분석하도록 하겠다.

	추정계수	군집표본오차	t	p> t
처리*시기	0.009	0.029	0.33	0.744
처리여부	-0.065**	0.021	-3.17	0.002
시기	0.037**	0.013	2.93	0.003
거주지역	-0.035**	0.017	-2.07	0.038
log(1인당 가처분소득)	0.066***	0.014	0.000	0.000
취업 유무	0.085***	0.015	5.80	0.000
성별	-0.004	0.012	-0.27	0.786
연령	-0.001**	0.001	-2.23	0.026
장애 유무	-0.053***	0.016	-3.40	0.001
주관적 건강상태	0.036***	0.008	4.52	0.000
정신건강	-0.012***	0.001	-15.85	0.000
주거환경만족도	0.023**	0.009	2.56	0.011
직업만족도	0.063***	0.010	6.22	0.000
사회관계만족도	0.106***	0.011	9.26	0.000
가족수입만족도	0.032***	0.009	3.66	0.000
배우자 유무	-0.079***	0.013	-6.17	0.000
교육수준				
(1)	-0.008	0.020	-0.38	0.702
(2)	0.060***	0.026	2.32	0.020
(3)	0.276***	0.083	3.30	0.001
상수항	1.825***	0.113	16.18	0.000

$R^2=0.460$ , obs=2,884

<표 21> 자아존중감에 대한 단순이중차이회귀분석

아래의 표는 통합문화이용권 이용 여부가 여가만족도에 미치는 영향을 분석하기 위해서 실시한 합동OLS를 이용한 이중차이회귀분석의 결과이다. 분석 결과, 통합문화이용권의 이용여부는 여가만족도에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

처리여부는 통계적으로 유의미함으로써 실험집단과 비교집단 간의 차이가 있다는 것을 알 수 있다. 또한 연령, 장애유무, 직업만족도, 사회관계만족도, 가족수입만족도, 배우자 유무, 대학교육은 여가만족도와 유의미한 정(+)의 관계가 있었다. 하지만 연령이 높아질수록, 장애가 있으면, 배우자가 없으면 여가만족도가 높다는 것은 이론적으로 배치되는 결과라고 할 것이다. 따라서 이를 유의하게 해석하는 데에는 신중을 기울여야 한다. 한편, 사회관계만족도는 통제변수 중 여가만족도에 가장 큰 영향을 미쳤다. 이에 대해서는 여가생활을 같이 할 사람들의 수가 많을수록, 또는 그 관계의 질이 좋을수록 여가만족도가 높아진다고 해석할 수 있다.

한편, 취업 유무, 정신건강은 여가만족도와 부(-)적 관계를 띠었다. 취업한 사람이 안 한 사람보다, 우울할수록 여가만족도가 떨어지는 것이다. 취업의 경우 근로시간이 길어질수록 여가시간이 줄어들기에 여가만족도가 떨어질 수 있다고 해석가능하다. 하지만 여전히 누락변수편의, 계열 상관, 선택편의 등 분석결과에 영향을 미치는 여러 요인들이 있을 수 있다. 본 연구에서는 누락변수편의를 더 완화하기 위해 고정효과모형을 이용하겠다. 따라서 다음 절에서는 고정효과모형을 이용한 이중차이 분석으로 통합문화이용권이 여가만족도에 미치는 영향을 분석하겠다.

	추정계수	군집표본오차	t	p> t
처리*시기	-0.001	0.051	-0.02	0.988
처리여부	-0.119**	0.041	-2.93	0.003
시기	0.031	0.026	1.22	0.223
거주지역	0.023	0.033	0.69	0.490
log(1인당 가처분소득)	-0.013	0.030	-0.44	0.664
취업 유무	-0.102***	0.029	-3.53	0.000
성별	0.005	0.028	0.18	0.856
연령	0.003**	0.001	2.92	0.004
장애 유무	0.059**	0.029	2.02	0.043
주관적 건강상태	0.010	0.016	0.61	0.540
정신건강	-0.007***	0.001	-4.97	0.000
주거환경만족도	0.030	0.019	1.61	0.108
직업만족도	0.200***	0.022	8.99	0.000
사회관계만족도	0.385***	0.022	17.30	0.000
가족수입만족도	0.097***	0.017	5.65	0.000
배우자 유무	0.061**	0.026	2.33	0.020
교육수준				
(1)	0.028	0.040	0.70	0.483
(2)	0.152**	0.057	2.68	0.008
(3)	-0.062	0.208	-0.30	0.765
상수항	0.623	0.244	2.56	0.011

$R^2=0.334$ , obs=2,884

<표 22> 여가만족도에 대한 단순이중차이회귀분석

### 3. 고정효과 이중차이회귀분석(DID with Fixed Effects)

관찰되지 않는 이질성이 있는지 확인하기 위해 관찰되지 않는 이질성이 0이라는 귀무가설에 대한 f테스트(F test that all  $u_i=0$ )을 진행하겠다. F 테스트 결과, F값이 1.31로 유의수준 0.0001수준에서 귀무가설이 기각되었기에 OLS의 추정량보다 패널분석의 추정량을 더 신뢰할 수 있다고 판단하겠다.

또한 하우스만 검정(Hausman)을 통해 고정효과 모형과 임의효과 모형 중 선택하겠다. 하우스만 검정 결과, F값이 51.93의 값으로 유의수준 0.0001 수준에서 귀무가설이 기각되었기에 임의효과 모형은 일치추정량이 아니라고 판단하겠다. 따라서 고정효과 모형을 이용한 이중차이분석을 진행하도록 한다.

고정효과 이중차이분석 결과, 통합문화이용권의 이용여부는 여전히 자아존중감에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 한편, 단순이중차이분석(DID with Pooled OLS)의 결과는 달리 통제변수의 통계적 유의미성과 계수에 변화가 생겼다. 거주지역, 취업 여부, 장애 여부, 가족수입만족도의 통계적 유의미성이 사라졌다. 계수에도 크기의 변화가 있긴 하지만 부호가 바뀌는 등의 큰 변화는 없었다.

결과적으로 소득이 높을수록, 건강하다고 느낄수록, 우울감이 적을수록, 주거환경/직업/사회관계에 만족할수록, 배우자가 있을수록 자아존중감은 높았다고 할 수 있다. 또한 대학교육을 받은 사람이 중학교까지만 교육을 받은 사람에 비해 자존감이 높았다.

	추정계수	군집표본오차	t	p> t
처리*시기	0.001	0.029	0.31	0.758
시기	0.039**	0.013	2.96	0.003
거주지역	-0.065	0.134	-0.48	0.628
log(1인당 가처분소득)	0.062**	0.025	2.46	0.014
취업 유무	0.034	0.028	1.20	0.229
성별	omitted			
연령	omitted			
장애 유무	0.022	0.097	0.22	0.822
주관적 건강상태	0.034**	0.012	2.93	0.003
정신건강	-0.010***	0.001	-8.77	0.000
주거환경만족도	0.031**	0.013	2.40	0.016
직업만족도	0.068***	0.014	4.78	0.000
사회관계만족도	0.063***	0.015	4.14	0.000
가족수입만족도	0.020	0.013	1.58	0.115
배우자 유무	-0.142**	0.056	-2.51	0.012
교육수준				
(1)	omitted			
(2)	0.145***	0.038	3.86	0.000
(3)	omitted			
상수항	1.928	0.210	9.20	0.000
corr(u, X)		-0.173		
$R^2$	within	0.183		
	between	0.524		
	overall	0.423		
Panel Group(N)		1,443		
Prob>Chi2		0.000		
$\rho$		0.426		

<표 23> 자아존중감에 대한 고정효과 이중차이회귀분석

통합문화이용권 여부가 여가만족도에 미치는 효과성을 추정하기 위한 고정효과 이중차이분석에서도 관찰되지 않는 이질성이 있는지 확인하기 위해 관찰되지 않는 이질성이 0이라는 귀무가설에 대한 f테스트(F test that all  $u_i=0$ )을 진행하였다. F 테스트 결과, F값이 1.30로 유의수준 0.0001수준에서 귀무가설이 기각되었기에 OLS의 추정량보다 패널분석의 추정량을 더 신뢰할 수 있다고 판단하겠다.

또한 하우스만 검정(Hausman)을 통해 고정효과 모형과 임의효과 모형 중 선택하겠다. 하우스만 검정 결과, F값이 25.44의 값으로 유의수준 0.05 수준에서 귀무가설이 기각되었기에 임의효과 모형은 일치추정량이 아니라고 판단하겠다. 따라서 고정효과 모형을 이용한 이중차이분석을 진행하도록 한다.

고정효과 이중차이분석 결과, 통합문화이용권의 이용여부는 여전히 여가만족도에서도 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 한편, 여가만족도에 대한 분석에서도 단순이중차이분석(DID with Pooled OLS)의 결과는 달리 통제변수의 통계적 유의미성과 계수에 변화가 생겼다. 취업 유무, 연령, 장애 여부, 배우자 유무의 통계적 유의성은 사라졌다. 한편, 중학교 교육만을 받은 사람에 비해 대학교육을 받은 사람은 오히려 여가만족도가 저하되었다. 이는 단순이중차이회귀분석에서의 계수부호와 반대 결과이다. 관찰되지 않는 이질성을 제거하니 교육수준 변수와 여가만족도의 관계가 정의 관계에서 부의 관계로 변화한 것이다.

분석 결과는 여가만족도는 우울감이 적을수록, 직업만족도가 높을수록, 사회관계가 좋을수록, 가족수입에 만족할수록 올라간다는 것을 지지하고 있다. 한편, 교육수준과의 부의 관계는 신중하게 고민해볼 필요가 있다. 한편, 단순이중차이분석 결과와 마찬가지로 사회관계만족도는 통제변수 중 여가만족도에 가장 많은 정(+의 영향을 미쳤다. 이 결과에 대해서 문화복지 정책과 연관하여 정책적 시사점을 도출할 필요성이 있다.

	추정계수	군집표본오차	t	p> t
처리*시기	0.007	0.051	0.13	0.896
시기	0.018	0.026	0.67	0.505
거주지역	-0.168	0.175	-0.96	0.336
log(1인당 가처분소득)	0.060	0.060	1.00	0.319
취업 유무	0.004	0.058	0.07	0.948
성별	omitted			
연령	omitted			
장애 유무	0.150	0.181	0.83	0.406
주관적 건강상태	0.033	0.023	1.43	0.154
정신건강	-0.006***	0.002	-3.26	0.001
주거환경만족도	0.022	0.026	0.84	0.402
직업만족도	0.198***	0.029	6.70	0.000
사회관계만족도	0.391***	0.029	13.28	0.000
가족수입만족도	0.075***	0.025	3.07	0.002
배우자 유무	-0.028	0.117	-0.24	0.813
교육수준				
(1)	omitted			
(2)	-1.395***	0.078	-17.90	0.000
(3)	omitted			
상수항	0.673	0.455	1.48	0.139
corr(u, X)		-0.503		
$R^2$	within	0.262		
	between	0.099		
	overall	0.124		
Panel Group(N)		1,443		
Prob>Chi2		0.000		
$\rho$		0.573		

<표 24> 여가만족도에 대한 고정효과 이중차이회귀분석



## 제6장 결론

### 제1절 연구결과

본 연구는 통합문화이용권 사업이 이용대상의 문화비 지출, 자아존중감 그리고 여가만족도에 미치는 영향을 실증적으로 분석하고자 했다. 통합문화이용권이 문화격차 해소에 도움이 되었는지를 파악하기 위해 통합문화이용권 사업이 문화비 지출을 증가시켰는지 분석하였으며, 통합문화이용권 사업의 이용자들이 이용 후 유의미한 삶의 질의 변화가 있었는지를 파악하기 위해 삶의 질의 대리변수로서 자아존중감과 여가만족도에 통합문화이용권이 미치는 영향을 분석하였다.

분석자료는 한국복지패널조사 12차(2017년)와 17차(2019년) 자료였으며 성향점수매칭(Propensity Score Matching)과 단순이중차이회귀분석(DID with Pooled OLS) 그리고 고정효과 이중차이회귀분석(DID with Fixed Effects)를 결합한 분석방법을 활용하였다.

통합문화이용권 사업은 예산부족으로 인해 대상자 대비 실제 발급비율이 50%~70%에 머무르고 있다. 2017년에는 대상자가 263만 명이었지만 실제 발급받은 인원은 1,523,056명으로 57.9%에 불과했다. 정책대상자임에도 불구하고 이용하지 못하는 가구와 이용가구 간 t-검정 결과, 정책대상자임에도 불구하고 이용하지 못하는 가구는 이용가구에 비해 평균연령은 높고, 가구원 수는 적으며, 농촌에 거주할 가능성이 높고, 교육수준이 낮았다. 이용자와 비이용자 간의 이러한 차이로 인해 효과성 분석에서 매칭의 필요성이 높아졌다.

따라서 본 연구에서는 2017년에는 통합문화이용권을 이용하지 않았지만 2019년에는 통합문화이용권을 이용한 가구를 실험집단으로 설정한 후, 성향점수매칭을 통해 2017년, 2019년 중 한 번도 통합문화이용권을 이용하지 않은 가구 중에서 실험집단과 유사한 가구를 비교집단으로 구

성하고자 했다. 이를 위해 로짓 모형을 바탕으로 성향점수를 추정한 후, 1:4 최근접이웃매칭을 통해 총 755 가구를 비교집단으로 구성하였다. 또한 매칭 전 후 실험집단과 비교집단 간 t검정을 통해 두 집단 간 동질성을 검증하였다. 이를 통해 이용가구와 대상자이지만 이용하지 못하는 가구 간에 발생하는 선택편의(selection bias), 대상가구와 비대상가구 간에 발생하는 선택편의(selection bias)가 완화되었을 가능성이 높음을 알 수 있다. 이렇게 성향점수매칭을 통해 선택편의를 완화하는 한편 안정된 추정치를 얻기 위해 넉넉한 비교집단의 수를 확보할 수 있었다.

실험집단 240가구와 비교집단 755가구를 대상으로 통합문화이용권의 문화비 지출 증대효과를 알아보기 위한 단순이중차이 회귀분석과 고정효과 이중차이분석을 진행한 결과, 단순이중차이 회귀분석에서는 2017년 대비 문화비 지출이 21.99% 증가했다는 결과가 나왔다. 또한 문화비지출은 평균연령과는 부의 관계, 가처분소득의 로그와는 정의 관계, 가구 내에 장애인이 가족구성원일 경우 부의 관계, 도시에 거주하는 것과는 정의 관계, 고등학교 교육과 대학교육과는 정의 관계를 가졌다.

그러나 독립변수에 영향을 미치는 관찰되지 않은 개체의 이질성으로 인해 누락변수편의(omitted variable bias)가 발생할 수 있기에 고정효과 이중차이분석을 통해 누락변수편의를 완화하고자 한다. 그 결과, 2017년 대비 문화비 지출은 19.60% 증가하는 것으로 나타났으며 이는 단순이중차이회귀분석에서 도출된 결과에 비해 소폭 감소한 결과이다. 이러한 감소의 영향은 예술적 감수성, 문화에 대한 관심 등 개체의 미관측 이질성으로 인한 것으로 판단된다. 한편, 유의미했던 평균연령, 장애 유무, 거주지역, 고등학교 교육은 사라졌다. 한편, 소득은 여전히 영향을 미쳤지만 계수는 작아진 반면 대학교육이 문화비 지출에 미치는 영향의 크기는 커졌다.

한편, 문화비 지출 설문문항에 대한 응답 중 통합문화이용권 이용자(개인)가 한 달에 문화비로 지출했어야 할 최소금액인 6,047원보다 적게 지출한 가구가 19.58%나 되었다. 이는 적어도 19.58%의 사람들이 통합문화이용권의 구매력을 제외하고 응답했음을 의미한다. 만약 응답자의 모

두가 통합문화이용권의 구매력을 제외하고 응답했다면 통합문화이용권 사업이 통합문화이용권 구매력의 50.16% 정도 순수 문화소비 증가를 유도해냈다는 것을 의미한다. 그러나 만약 모든 사람이 통합문화이용권의 구매력을 포함하여 응답했다면 통합문화이용권 구매력의 49.84%는 문화바우처가 없어도 소비했을 문화비 지출을 문화바우처가 대체했다는 것을 의미한다. 적어도 19.58%의 사람들이 통합문화이용권의 구매력을 제외하고 응답했다는 것을 고려했을 때 통합문화이용권이 소비자 선택에 영향을 미치는 정도는 49.84%의 대체와 50.16%의 순증가의 사이에 있을 것이다.

또한 통합문화이용권이 자아존중감과 여가만족도에 미치는 영향을 분석하기 위해 가구 내 개인(실험집단 : 333명, 비교집단 : 1,110명)들을 대상으로 이중차이 회귀분석과 고정효과 이중차이 회귀분석을 사용하였다. 분석결과, 통합문화이용권은 자아존중감, 여가만족도 모두에 영향을 주지 못했다. 한편, 통제변수의 경우 자아존중감과 1인당 가처분소득, 주관적 건강상태, 주거환경만족도, 직업만족도, 사회관계만족도가, 대학교육이 정의 관계를, 자아존중감과 정신건강(우울), 배우자 유무가 부의 관계를 가졌다는 고정효과 이중차이분석의 결과가 도출되었다. 여가만족도의 경우 정신건강, 대학교육과 부의 관계를, 직업만족도, 사회관계만족도, 가족수입만족도와 정의 관계를 가졌다.

## 제2절 연구의 의의와 정책적 시사점

### 1. 연구의 의의

본 연구는 통합문화이용권 사업에 대한 기존의 효과성 분석 연구들이 통합문화이용권이 삶의 질에 미치는 영향에 대부분의 관심이 치우쳐 있다는 점, 대부분 횡단면 연구를 진행하였기에 엄밀한 인과성(causality) 추론이 어려웠다는 점, 소수의 문화비 지출에 관한 연구들은 통합문화이용권 이용가구를 특정하지 않고 기초생활수급자와 차상위 계층 전체를 연구대상으로 했다는 점에 대한 비판에서 출발하였다.

따라서 본 연구는 통합문화이용권이 문화격차를 해소하는 데 도움을 주었는지 파악하기 위해 문화비 지출에 미치는 영향을 분석하였다. 통합문화이용권을 이용하지 못한 저소득층에 비해 이용자들의 문화비 지출이 상승하였다면 그것은 통합문화이용권이 문화격차를 해소하는 데 효과가 있다는 것을 의미하기 때문이다. 한편, 삶의 질에 대한 통합문화이용권의 효과 역시 추정하고자 시도했다. 국민들의 삶의 질 향상은 모든 정책이 추구해야 할 최종적 목표 중 하나임과 동시에 통합문화이용권은 명시적으로 정책목표를 삶의 질 향상으로 설정하고 있기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 통합문화이용권의 이용여부에 따라 삶의 질의 대리 지표(proxy)인 여가만족도와 삶의 질에 어떠한 영향이 있는지 분석하였다. 이렇게 많이 연구가 되지 않았던 문화비 지출에 대한 영향을 연구하는 한편, 삶의 질을 같이 고려하고자 했던 점에서 본 연구의 의의가 있다고 할 수 있다.

한편, 정책효과를 추정하기 위한 방법론 역시 본 연구의 의의라고 할 수 있다. 통합문화이용권을 먼저 이용하는 사람들이 정책대상임에도 불구하고 아직 이용하지 못하는 사람에 비해 가구원 수가 많고 나이도 젊으며, 교육수준과 도시에 거주할 확률이 높았다. 이는 정책수혜에 있어 선택편의(selection bias)가 존재함을 의미한다. 선택편의를 완화하기 위해

성향점수매칭을 통해 비교집단을 설정한 결과, 본 연구에서 설정한 변수의 관점에서는 동질적임을 확인하였다. 이를 통해 실험집단과 비교집단 간의 정책효과 추정의 타당성(validity)을 높일 수 있었다. 또한 고정효과 이중차이회귀분석을 통해 독립변수들과 상관관계에 있는 관측되지 않은 개인의 시불변(time invariant) 이질성들을 모형에 명시적으로 포함시킴으로써 누락변수편의(omitted variable bias)를 줄일 수 있었다. 이렇게 본 연구는 성향점수매칭과 고정효과 이중차이분석을 결합함으로써 정책효과 추정에 있어서 내생성(endogeneity) 문제를 해결하고자 노력하였다.

## 2. 정책적 시사점

사회서비스 수요공급 실태조사(보건복지부, 2017) 결과, 국민들은 전체 사회서비스 중 의료서비스 다음으로 문화서비스를 많이 요구하고 있지만 문화서비스에 대한 예산은 다른 사회서비스에 비해 매우 작다. 따라서 문화서비스에 대한 예산은 앞으로 대폭 증가할 것으로 예상된다. 통합문화이용권의 예산도 지금껏 그래왔던 것처럼 함께 증가할 가능성이 매우 높다.

이렇게 통합문화이용권의 계속된 예산증대가 예상되는 가운데 본 연구는 연구결과를 바탕으로 몇 가지 정책적 제언을 하고자 한다. 우선 문화비 지출에 대학교육이 미치는 영향이 매우 컸다. 이는 단순히 고등교육이 문화비 지출에 영향을 미친다고 해석할 것이 아니라 대학교육 안에 포함되어 있는 문화예술교육과 문화예술경험을 포함한 교양교육의 중요성을 의미한다고 할 수 있다. 문화예술상품의 소비는 교육과 경험이 미치는 영향을 매우 크기에 경험재로 분류된다. 따라서 통합문화이용권의 효과성을 증진시키기 위해 문화예술교육이 병행될 필요가 있다. 특히 문화예술교육과 경험이 적다고 알려진 노년층(용호성, 2012 : 신나리, 박치성, 2019)과 지금의 문화교육이 앞으로 평생의 문화소비를 좌우하게 될 아동, 청소년기의 학생(문화체육관광부, 2020)들을 위한 지역주관처를 중

심으로 한 문화예술교육이 필요하다.

한편, 본 연구에서는 통합문화이용권이 삶의 질에 미치는 영향이 없는 것으로 나타났다. 통합문화이용권이 삶의 질에 영향을 미칠 수 있도록 일인당 구매력을 높이는 것이 필요하다. 그러나 예산의 제약으로 인해 일인당 구매력을 일괄적으로 올리는 것보다 앞서 언급한 노인과 같은 문화취약계층과 사회투자적 의미에서 아동, 청소년층을 중심으로 올리는 것이 효율적으로 정책목표를 달성하는 길이 될 것이다. 또한 저소득층의 자아존중감과 여가만족도에 사회관계만족도가 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 통합문화이용권 사업의 효과성을 높이기 위해서 사회관계를 향상시킬 수 있는 기획사업이 필요할 것으로 보인다. 예를 들어, 지역주관처를 중심으로 하여 노년층들을 대상으로 하는 문화대학(가칭)을 운영하는 것이다. 문화대학을 통해 노년층은 그동안 교육받지 못하였던 문화예술에 대한 교육을 받음과 동시에 새로운 관계를 형성하여 사회관계의 만족도를 올릴 수 있을 것이다. 이렇게 문화대학을 통해 형성된 교육과 관계를 통해 통합문화이용권의 효과를 증진시킬 수 있을 것이다. 예시와 같이 여러 정책수단의 조합들을 통해 바우처가 갖는 이용자의 선택 존중이라는 장점은 살리되 선호오류에 의한 실패라는 바우처의 실패가능성은 보완하는 창의적인 공공정책설계(public policy design)이 요구된다.

한편, 통합문화이용권은 예산의 부족으로 인해 대상자가 모두 정책의 수혜를 받고 있지 못하다. 때문에 먼저 신청하는 인원이 정책을 이용하게 되는 것이다. 하지만 기술통계분석에서 신청주의로 인한 사각지대에 놓인 대상자들이 이용자들에 비해 1인 가구의 비율이 높고 연령이 높으며 농어산촌에 거주할 가능성이 높고 교육수준이 낮다는 결과가 나왔다. 관점에 따라서는 이러한 특성의 시민들에게 통합문화이용권이 더 요구된다고 생각될 수 있다. 그렇기에 통합문화이용권의 사각지대를 없애고자 하는 정책적 노력이 필요할 것으로 보인다. 이를 위해 사회보장정보시스템을 바탕으로 정책대상자에게 대상자임을 인지시켜주는 문자메세지 전송시스템 구축, 고령층을 위한 오프라인 홍보전략 수립, 발급/홍보 등 원

활한 정책 집행을 위한 주민센터 담당자에 대한 교육과 인센티브 지급 등이 필요할 것으로 보인다.

### 제3절 연구의 한계

본 연구에서는 자료의 한계로 인해 문화격차를 정의함에 있어서 문화이용도 중 경제적 측면인 문화비 지출만을 연구에 고려했다. 그러나 문화예술 전시 관람 횟수, 문화예술에 대한 관심 및 감수성, 문화리터러시 등 실제 문화소비의 양적 측면과 감정적 측면과 지역의 문화예술 공급기관의 수와 같은 문화접근도도 문화격차 현상을 이해하기 위해서 중요한 변수들이다(정광호, 최병구, 2007). 후속 연구들에서는 이들까지 고려하여 통합문화이용권의 효과성에 대해 분석할 필요가 있다.

또한 문화비 지출 설문문항 응답에 통합문화이용권의 구매력이 포함되어 있는 것인지의 여부가 불확실함에 의해 문화비 지출에 대한 정책효과가 과연 어떠한 소비자선택의 결과인지를 제대로 해석해내지 못했다는 한계가 있다.

한편, 성향점수매칭에 포함되지 못했던 관측되지 않은 변수들이 실험 집단과 비교집단 간에 체계적인 차이를 만드는 선택편의를 발생시킬 위험이 여전히 존재한다. 특히 분석범위의 시작인 2017년, 두 집단 간 종속변수의 통계적으로 유의미한 차이가 존재하였다. 이는 성향점수매칭에 관측되지 않은 변수가 여전히 영향을 미치고 있을 것이라는 것을 짐작케 한다. 또한 삶의 질에 미치는 영향을 제대로 분석해내지 못했다는 한계가 있다. 더 나은 영향분석을 위해서는 문화예술관람 등 문화소비와 활동의 양을 측정하는 변수에 대한 자료들과 구조방정식과 같은 다른 방법론이 요구된다.

## 참 고 문 헌

### <국내 논문 및 문헌>

- 권도윤(2020), 문화바우처 이용자의 만족도에 관한 연구, 서울대 행정대학원 석사학위논문
- 권현정, 조용운, 고지영(2011), 노인장기요양보험제도가 대상노인 및 부양가족의 삶의 질과 가족관계 만족도에 미치는 영향 : 성향점수매칭과 이중차이 결합모형을 이용한 분석, 한국사회복지학, 63(4), 301-326
- 김경식, 이루지(2011), 한국인의 여가활동과 여가만족 및 행복 : 국가통계자료 이용, 한국컨텐츠학회논문지, 11(11), 424-433
- 김나경(2017), 경력단절여성의 자아존중감, 자기결정성, 사회연결망이 진로적응성에 미치는 영향, 숭실대 대학원 박사학위논문
- 김수정, 최섯별(2018), 부르디외의 지적전통이 한국문화정책에 갖는 함의: 문화자본론과 옴니보어론을 중심으로, 문화정책논총, 32(2), 33-55
- 김태일(1996), 자연실험을 이용한 인과관계분석의 유용성과 한계 : 최저임금 인상의 고용효과 분석사례를 중심으로, 한국정책학회보, 5(2), 49-69
- \_\_\_\_\_ (2009), 비실험연구에서 효과추정의 타당성 저해요인 및 대처방법 : 처리, 비교집단 비동질성에 따른 편의와 성향점수매칭 방법. 한국정책학회 동계학술대회, 305-321
- 김혜미, 문혜진, 장혜림(2015), 성인기 자아존중감 변화와 영향요인에 대한 연구, 『한국사회복지학』, 67(1), 83-107
- 남재량, 박기성(2010), 비정규직법의 고용효과 연구, 노동정책연구, 10(4), 65-99
- 도영경(2015), 패널자료분석(1), 의료관리학 계량분석방법론, 서울대학교 의과대학 의료관리학 교실



- 문화예술위원회(2020), 2019년 통합문화이용권 이용자 만족도 조사 결과 보고서
- 문화체육관광부(2020), 2020년 통합문화이용권 사업개요(공개용)
- \_\_\_\_\_ (2020), 문화복지정책 중장기 발전방향 연구
- 민인식, 최필선(2019), 『STATA 고급통계분석』, 지필미디어
- 민인식(2018), Revisiting Panel Data Analysis(3) : Stata와 R 코딩, The Korean Journal of Stata, 5(2), 1-16
- 밀턴 프리드먼(2007), 『자본주의와 자유(Capitalism and Freedom)』, 청어람미디어
- 박광국 편(2019), 『문화와 국민행복 : 문화국가 만들기』, 대영출판사
- 박노동, 김홍태(2012), 대전광역시 문화격차 해소 및 진흥방안 연구, 대전발전연구원, 정책연구보고서 2012-25
- 박미석(2002), 노년기 여가만족이 삶의 질에 미치는 영향, 대한가정학회지, 40(5), 133-146
- 박윤수 편(2018), 사회정책 효과성 평가를 위한 정책실험 도입방안 연구, 한국개발연구원, 정책연구시리즈 2018-01
- 박춘복, 김종호, 정광호(2014), 사회서비스 부적정 이용에 대한 감사 효과 분석 : 사회서비스 바우처 사업을 중심으로, 23(3), 161-198
- 박태선, 이미영, 한우석(2015), 지역 간 문화격차 실태 및 개선방안, 국토정책 brief, 2015.2.23.
- 배승주(2019), 문화예술경영 관점으로 본 문화이용권사업의 지대추구론적 분석, 경영과 정보 연구, 38(3), 151-170
- 보건복지부(2017), 『2017년 사회서비스 수요공급 실태조사』
- 부르디외, 피에르(1984), 『구별짓기(Distinction) : 문화와 취향의 사회학(상)』, 최종철 옮김, 새물결
- 손동기(2020), 이탈리아 ‘Bonus Cultura’ 와 프랑스 ‘Pass Culture’ 비교연구를 통한 공공문화서비스 활성화 방안, 이탈리아어문학, 59, 29-52
- 서우석, 양효석(2013) 문화적 박탈감을 통해 살펴본 문화복지 대상 범위

- 연구, 문화정책논총, 27(1), 164-197
- 서주환, 이유진(2018), 문화소비지출이 미치는 변수들의 효과에 관한 연구 : 사회, 문화, 경제 및 정보자원을 중심으로, 대한경영학회, 31(4), 863-886
- 성제환(2003), 문화예술상품 소비재 성격에 관한 경제학적 연구 : 문화예술상품의 체험재적 성격이 소비에 미치는 영향을 중심으로, 한국경제연구학회, 10, 87-113
- 송기숙(2007), 노인의 자아존중감 영향요인, 경희대학교 석사학위논문
- 신나리, 박치성(2019) 문화복지 정책대상 범위에 대한 탐색적 연구 : 문화향유를 중심으로, 한국사회정책, 26(2), 65-88
- 양혜원(2012) 문화복지정책의 사회경제적 가치 추정과 정책방향, 한국문화관광연구원
- \_\_\_\_\_ (2013), 문화재정과 삶의 질 간의 관계 연구 : OECD 국가를 중심으로, 문화정책논총, 27(1), 8-29
- \_\_\_\_\_ (2014), 단계적 분석을 통한 문화복지정책의 효과, 2014년 한국문화정책학회 춘계학술대회
- 용호성(2011), 문화바우처 정책의 쟁점과 방향, 문화정책논총, 26(1), 99-124
- 윤미래, 김태일(2017), 준수험설계에 의한 보육지원 정책의 고용효과 분석, 한국행정학보, 51(1), 205-231
- 윤희숙, 고영선(2011), 『복지정책 조준의 개념과 필요성』, 한국개발연구원
- 이대응, 권기현, 문상호(2015), 근로장려세제(EITC)의 정책효과에 관한 연구 : 성향점수 매칭(PSM) 이중·삼중차이 분석을 중심으로, 한국정책학회보, 24(2), 27-56
- 이동규(2017), propensity score matching method의 소개, Anesth Pain Med, 11, 130-148
- 이유찬·한혜원(2001), 여가, 레크리에이션 : 노년기 여가참여형태와 삶의 질 인지와의 관계, 대한체육학회지, 40(3), 309-319

- 이은솔, 박광수, 이윤, 윤태연(2019), 가구부문 미시자료를 활용한 에너지 바우처 효과 추정에 관한 연구, 자원·환경경제연구, 28(4), 527-556
- 이정화, 문상호(2014), 기초연금이 고령자의 소득에 미치는 영향 : 성향점 수매칭(PSM) 이중차이(DID)를 활용한 분석, 한국정책학회보, 23(3), 411-440
- 이준구, 조명환(2021), 『재정학』, 문우사
- 이채정, 권혁주(2016), 기초연금의 정책효과 분석 : 노인의 생활비 지출을 중심으로, 한국행정논집, 28(3), 365-388
- 이호영, 장미혜(2008), 단계적 분석을 통한 문화복지정책의 효과, 한국문화정책학과 춘계학술대회논문집
- 임재훈, 윤영채(2020), 문화바우처 정책변화가 문화지출에 미친 영향분석, 58(1), 187-214
- 임태경(2020), 준실험설계에 의한 코로나 19 지원정책의 고용효과 분석 : 소상공인·자영업자를 위한 직접지원금을 중심으로, 지방정부연구, 24(3), 27-46
- 전영한, 이경희(2010), 정책수단연구 : 기원, 전개 그리고 미래, 행정논총, 48(2), 92-118
- 정광호(2005), 바우처 분석 : 한국과 미국을 중심으로, 행정논총, 45(1), 61-109
- \_\_\_\_\_ (2010), 『바우처 분석 : 이론과 현실』, 법문사
- \_\_\_\_\_ (2010), 미국 교육바우처의 효과분석 : 무작위실험 사례를 중심으로, 행정논총, 48(2), 25-64
- \_\_\_\_\_ (2013), 문화서비스 전달체계 : 문화바우처를 중심으로, 한국문화정책학회 학술대회논문집, 2013.4, 163-185
- \_\_\_\_\_ (2016), 정부역할의 재정립 : 준시장 연구, 정부역할의 재정립, 박영사
- 정광호, 안상열(2018), 이용자 중심 재정전달체계에 대한 고찰, 한국지방행정학회보, 15(3), 81-108

- 정광호, 최병구(2006), 문화격차 분석과 문화바우처 정책설계, 지방정부연구, 10(4), 63-89
- 정정길, 최종원, 이시원, 정준금, 정광호(2015), 『정책학원론』, 대명출판사
- 정홍익, 이종열, 박광국, 주효진(2008), 『문화행정론』, 대영문화사
- 정성한(2008), 테니스 동호인의 여가경험과 여가만족 간의 관계, 서울대학교 석사학위논문
- 정인희(2012), 성인 생애주기별 자아존중감 영향요인 연구 : 청년, 중년, 노년층의 비교, 『한국위기관리논집』, 8(6), 231-247
- 정지은, 정철영(2015) 대학생의 진로적응성과 사회적지지, 자아존중감 및 자기주도학습의 인과적 관계. 농업교육과 인적자원개발, 47(1), p79-96.
- 조민수(2017), 패널데이터분석 : 청년패널YP 2007 10주년 기념, 한국고용정보원
- 최보운, 유지연, 김상현(2017), 문화가 지방자치단체 지역주민들의 행복에 미치는 영향 : 문화예산과 문화활동을 중심으로. 문화경제연구, 20(3), 35-59
- 최병선(1992), 『정부규제론 : 규제와 규제완화의 정치경제』, 법문사
- 최상미, 전재현, 정무성(2015), 사회통합적 관점에서 본 문화복지 프로그램의 효과성 : 문화접근성과 정서적 역량강화의 매개효과를 중심으로, 서울도시연구, 16(4), 177-194
- 최승은(2021), 노인 일자리 정책의 효과성 분석 : 소득과 생활만족도를 중심으로, 서울대 행정대학원 석사학위논문
- 최영섭, 김민규(2000), 한국인의 문화 소비 결정요인에 대한 일 고찰 : 부르디외의 문화자본론에 대한 실증분석을 중심으로, 문화정책논총, 12, 229-260
- 최정민, 박종웅, 문화복지정책의 효과와 수혜자 만족도 연구 : 문화바우처를 중심으로
- 하비 로젠(2020), 『Rosen의 재정학』, McGrawHill

- 한국정책지식센터(2018), 문화사회를 위한 문화정책거버넌스, 제934회 정책&지식포럼
- 한승엽, 김홍렬, 윤설민, 장윤정(2007), 여가활동 유형에 따른 여가만족과 생활만족의 관계 연구: 문화적 여가활동을 중심으로, 관광연구, 22(3)
- 허중욱, 김홍렬(2016), 여가활동 참여자의 여가만족도 결정요인, 관광연구저널, 30(3), 227-240
- 홍민기(2020), 코로나19와 긴급재난지원금이 소비지출에 미친 영향, 노동리뷰, 2020년 12월호, 21-38
- 홍윤미, 이명우, 윤기웅(2015), 문화예술향유에 영향을 미치는 결정요인에 관한 연구, GRI 연구논총, 17(1), 185-211

<해외 논문 및 문헌>

- Angrist, J.&Pischke, J.(2009), 『Mostly Harmless Econometrics :An Empiricist’s Companion』, Princeton University Press
- \_\_\_\_\_ (2015), 『Mastering ’ metrics : The path from Cause to Effect』, Princeton University Press
- Ashenfelter, O. C.& Card, D.(1984), Using the longitudinal structure of earnings to estimate the effect of training programs, NBER
- Bertrand, M.&Duflo, E.&Mullainathan, S.(2004), How much should we trust differences-in-differences estimates?, The Quarterly journal of Economics, 2004(Feb), 249-275
- Bradford, D. F.&Shaviro, D. N.(1999), The Economics of Vouchers, NBER
- CASE(2010), Understanding the drivers, impact and value of engagement in culture and sport : Technical report for the systematic review and database, DCMS
- Card, D.&Krueger, A.(1993), Minimum wages and employment: A case study of the fast food industry in New Jersey and Pennsylvania, NBER
- \_\_\_\_\_ (2000), Minimum wage and Employment : A Case Study of the Fast Food Industry in New Jersey and Pennsylvania, The American Economic Review, 90(5), 1397-1420
- Card, D., Katz, L. F.&Krueger, A.(1994), Comment on David Neumark and William Wascher, “Employment Effects of Minimum and Subminimum Wages : Panel Data on State Minimum Wage Laws” . ILR Review, 47(3), 487-497
- Dimaggio, P.(1982), Cultural Capital and School Success: The Impact of Status Culture Participation on the Grades of US High School Student, American Sociological Review, 189-201

- Frey. B. S.(2013), 『Arts&Economics : Analysis&Cultural policy』 , Springer
- Galianii, S.&Gertler, P.&Schargrotsky, E(2005), Water for life: The impact of the privatization of water services on child mortality, Journal of political economy, 113(1), 83-120
- Guetzkow, J.(2002), How the Arts Impact Communities : an introduction to the literature on arts impact studies, Center for Arts and Cultural Policy Studies
- Harters, S.(1990), Identity and self deveelopment, 『At the Threshold』 , International University Press
- Hirschman. A. O.(1970), 『Exit, Voice and Loyalty : Responses to Decline in Firms, Organizations and States』 , Harvard University Press
- Hirsch, B.&DuBios, D.(1991), Self-esteem in early adolescence : The identification and prediction of contrasting longitudinal trajectories, Journal of Youth and Adolescence, 20, 53-72
- Jackson, R.(1999). Identifying voucher plans without welfare losses. The Journal of Economic Education, 30(2), 175-183.
- Jalan, J.&Ravallion, M.(2003), Estimating the benefit incidence of an antipoverty program by propensity score matching, Journal of Business & Economic Statistics
- Khandker, S.&Koolwal, G.&Samad, H.(2010), Handbook on Impact Evaluation : Quantitative MEmethods and Practices, Washington : The World Bank
- Lamont, M.&Small, M. L.(2008), How culture matters: Enriching our understanding of poverty. The colors of poverty : Why racial and ethnic disparities persist, 76-102
- Le grand, J.(1991), Quasi-Markets and Social Policy, The Economic Journal, 101(sep), 1256-1267
- \_\_\_\_\_.(2011), Quasi-Market versus State Provision of Public

- Services : Some Ethical Considerations, *Public Reason*, 3(2), 80-89
- Leatherdale, S. T. (2019). Natural experiment methodology for research: a review of how different methods can support real-world research. *International Journal of Social Research Methodology*, 22(1), 19-35.
- Lowery, D.(1998), Consumer sovereignty and quasi-market failure. *Journal of Public Administration Research and Theory*, 8(2), 137-172
- Maddox(1987), 『The Encyclopedia of aging』 . New York. Springer Pub. Co.
- Mundlak, Y.(1978), On the pooling of time series and cross section data, *Econometrica : journal of the Econometric Society*, 69-85
- O' Brien, D.(2010), Measuring the value of culture : a report to the Department for Culture Media and Sport, DCMS
- Rosenbaum, P. R.&Rubin, D. B.(1983), The central role of the propensity score in observational studies for causal effects, *Biometrika*, 70(10), 41-55
- Rosenberg(1965), 『*Self-concept and psychological well-being in adolescence*. In R. Leady (Ed.)』 , The development of the self(205-246). Orlando, FL. Academic Press.
- Rossi, H. P., Lipsey, W. M.&Henry, G. T.(2004), 『Evaluation : a systematic approach』 , Sage Publications, Inc
- Salamon, L.(2002), 『The tools of Government, A guide to the new governance』 , Oxford University Press
- Santrock(2006), 『*Life-Span Development*』 , McGraw-Hill Education.
- Smith, J.&Todd, P.(2005), Does Matching Overcome LaLonde' Critique of Non-experimental Estimators?, *Journal of Econometrics*, 125(1), 305-313



- Smith, K. B., Larimer, C. W.(2009), The Public Policy Theory Primer, Westview Press
- Tawse, R.(2005), Alan Peacock and Cultural Economics. The Economic Journal, 115(June);262-276
- Throsby, D(2001), 『Economics and culture』, Cambridge University Press
- Trujilo, A. J., Portillo, J. E.&Vernon, J. A.(2005), The impact of subsidized health insurance for the poor : evaluationg the Colombian experience using propensity score matching, International journal of health care finance and economics, 5(3), 211-239
- Twenge, J. M., Campbell, K. W., Self-Esteem and Socioeconomic Status: A Meta-Analytic Review, Personality and Social Psychology Review, 6(1), 59-71

## Abstract

# Estimating the Effects of Korean cultural voucher

: Focused on cultural expenditure, self-esteem,  
and leisure satisfaction

Kim, Dohyun

Master of Public Administration

The Graduate School of Public Administration

Seoul National University

Many people focus on economic inequality in order to confront inequality. But inequality has multi-dimensional and complex properties such as social inequality and cultural inequality as well as economic inequality. Among them, Korean cultural voucher program was introduced to address cultural inequalities. This study empirically analyzed the impact of Korean cultural voucher program on cultural expenditure, self-esteem, and leisure satisfaction.

The analysis data were used in the 12th (2017) and 17th (2019) of the Korea Welfare Panel Survey, and the policy effect was estimated by using an analysis method that combines propensity score matching, DID with Pooled OLS and DID with fixed-effects.

Due to the lack of budget, only those who applied on a first-come, first-served basis were benefiting from the Korean cultural voucher Program, and the actual issuance ratio to those eligible remains 50% to 70%. As a result of the t-test between policy-supplied and non-supplied households, the average age of non-supplied households was higher, the number of households was smaller, the likelihood of living in rural areas was higher, and the level of education was lower than policy-supplied households. In this study, we sought to mitigate selection bias that can arise from whether or not Korean cultural voucher are received through propensity score matching.

The selected 955 households were organized through propensity score matching. In the DID with Fixed Effects analysis, households using Korean cultural voucher spend more money about cultural spending by 19.6 percent. Meanwhile, Korean cultural voucher do not affect self-esteem and leisure satisfaction. These results shows that the effect of bridging the cultural divide in the economic perspective of Korean cultural voucher, however indicating the need for policy redesign of Korean cultural voucher to improve quality of life.

**keywords : Cultural Divide, Cultural voucher, Demand Side Financing, Quasi-market, Propensity score matching, Difference-in-Difference**  
*Student Number : 2019-26246*