

문화예술 소비유형별 결정요인에 관한 분석: 옴니보어론을 중심으로

백처라 · 허식

[국문초록]

본 연구는 우리 국민들의 문화예술 소비유형을 파악하고 이에 대한 결정요인을 분석하여 문화예술 소비정책의 방향성을 제시하는 데 목적이 있다. 구체적으로는 지난 1년간 향유한 문화예술 관람횟수와 이를 정규화한 Herfindahl-Hirschman Index를 이용하여 추출한 다양성지수를 통해 문화예술 소비의 양과 폭을 측정하고자 한다. 또한, Herfindahl-Hirschman Index가 가진 기존의 약점을 보완하기 위해 측정된 양과 폭의 대푯값을 활용하여 비관람, 저관람 유니보어, 고관람 유니보어, 저관람 옴니보어, 고관람 옴니보어로 문화예술 소비유형을 구분하여 분석하였다. 주요 결과를 살펴보면, 문화자본의 획득 여부가 문화예술 소비유형을 결정하는데 중요한 요인으로 작용하였다. 정규교육과정을 통해 습득한 문화자본과 정규교육과정 이외의 경로로 습득한 문화자본이 문화예술 소비유형 결정에 미치는 영향이 다르게 나타났다. 특히 전자의 문화자본은 문화예술 소비량에, 후자의 문화자본은 문화예술 소비폭의 결정에 더 중요하게 작용하였다. 또한 기존의 연구와는 다르게 비수도권 거주자가 수도권 거주자보다 고관람 유니보어 성향을 지닐 확률이 높은 것으로 나타났다. 본 연구에서는 같은 옴니보어와 유니보어 집단이라도 소비량에 따라 다른 특징을 지닐 수 있다는 점과 양과 폭을 동시에 고려한 소비유형 분석을 통해 한국에서의 문화예술 소비특징과 정책적 함의를 탐색하였다는 점에 의의가 있다.

[주제어] 문화예술 소비, 옴니보어, 문화자본, Herfindahl-Hirschman Index, 다항로지분석

*이 논문은 2020년도 중앙대학교 연구장학기금 지원에 의하여 작성되었음.

투고일: 2021. 10. 10. 심사일: 2021. 11. 27. 게재 확정일: 2021. 12. 2.

<https://doi.org/10.16937/jcp.2021.35.3.5>

백처라_중앙대학교 문화예술경영학과 박사과정/주저자(qsaw0011@hanmail.net)

허식_중앙대학교 경제학부 교수/교신저자(shikheo@cau.ac.kr)

I. 서론

피에르 부르디외(Pierre Bourdieu, 1979)의 ‘문화자본론’은 문화예술의 향유가 단순한 여가활동의 한 종류를 넘어 계급적 지위를 재생산하는 자본의 역할을 할 수 있음을 보여주었다. 이러한 문화자본론의 등장은 사회 불평등을 설명하는 중요한 지표로써 문화예술 소비연구를 촉진시켰으며, 다른 상품들과 차별화되는 고유한 특성으로 문화예술 향유를 설명할 수 있게 만들었다. 이후 문화자본론을 계승하고 발전시킨 피터슨과 심커스(Peterson & Simku, 1992)의 연구를 통해 엘리트 집단일수록 순수예술과 대중예술을 넘나드는 폭넓은 문화예술 향유를 추구한다는 ‘옴니보어(omnivore)’ 개념이 문화예술 소비이론의 주류로 자리 잡게 되었다.

옴니보어 이론이 등장하기 전까지 문화예술 소비를 다룬 연구들은 계급에 따라 배타적으로 문화예술을 소비하는 계급간의 문화적 상동성을 검증하는 분석이 주를 이루었다(Warde, Wright & Gayo-Cal, 2008). 하지만 피터슨의 주장 이후 문화예술을 배타적으로 소비하는 ‘유니보어(univore)’와 다양한 문화예술을 소비하는 ‘옴니보어’의 관점에서 문화예술 소비를 다루는 연구들이 생겨나기 시작하였다. 국내에서도 이러한 흐름에 힘입어 김두이 · 금현섭(2018), 김은미 · 서새롬(2011), 유은영 · 진현정(2016), 장세길(2016) 등 옴니보어 이론에 기반을 둔 문화예술 소비연구가 지속적으로 이루어지고 있다. 하지만 이러한 흐름 속에서도 문화예술 소비에 관한 연구들은 격렬한 논쟁거리를 야기하였는데, 이 중에서 문화예술 소비의 행태를 측정하는 방법론상의 문제가 가장 중요한 쟁점 중 하나로 손꼽히고 있다(Peterson, 2005; 최선헌 · 이명진, 2012).

문화예술 소비측정의 문제가 중요한 쟁점으로 떠오른 이유는 포스트모더니즘의 등장으로 문화예술 장르 간의 위계가 흔들리고 있기 때문이다. 옴니보어 관점에서 문화예술 소비를 분석한 피터슨과 심커스(Peterson & Simkus, 1992) 등의 초기 연구에서는 순수예술과 대중예술 간의 문화적 위계를 넘나드는 소비행태를 ‘문화적 폭넓음(cultural breadth)’ 혹은 ‘다양성(cultural variety)’으로 정의하였으며, 이러한 문화예술 소비유형간 격차를 측정하기 위한 다양한 시도가 이루어졌다. 하지만 포스트모더니즘의 확산으로 현대 문화예술은 전통적인 예술관에서 벗어나 장르간의 벽을 허물고 새로운 예술적 가치를 추구하는 성향이 두드러지게 나타나고 있다. 이에 몇몇 학자들은 기존의 옴니보어적 관점에서 벗어나 문화예술 간의 위계를 배제하고 소비행태의 직접

적인 패턴을 분석하여 문화예술의 ‘폭(breadth)’을 연구하는 등, 예술적 패러다임의 변화에 맞춰 새로운 측정방법을 고안해 내기도 하였다(Bryson, 1996; Holt, 1997; 김은미 · 서새롬, 2011). 하지만 이러한 시도에도 불구하고 문화예술 소비행태에 있어 문화적 폭넓음을 측정하는 방법에 대해 여전히 논쟁거리를 품고 있다. 기존연구에서는 연구자의 주관에 의존하여 문화예술 소비유형을 구분하거나, 단순히 소비한 장르의 수로 문화다양성을 단순화시켜 분석하는 등의 한계를 보였다(김은미 · 서새롬, 2011; 유은영 · 진현정, 2016).

이에 본 연구에서는 Herfindahl-Hirschman Index(HHI)을 활용하여 문화예술 소비의 폭에 기반한 유형을 분류하고, 문화예술 소비유형을 결정짓는 요인이 무엇인가를 분석하고자 한다. HHI는 시장의 집중도를 분석하기 위해 개발된 지수로, 특별한 변경 없이 다른 다양성을 측정하는 연구에 적용되었다. 이는 특별한 분포에 대해 가정하지 않더라도 다양성이나 집중도를 측정하는 지수로 적용될 수 있다는 장점을 가지며, 이러한 장점으로 인해 최근에는 의학(노진원 · 권영대 · 강성욱 · 주지수, 2007), 방송(김명중 · 황성연, 2010), 교육(이승주 · 박소영, 2020) 등 다양한 분야에서 다양성을 분석하기 위한 방법으로 HHI가 자주 활용되고 있다. 반면에 HHI를 활용하여 문화향유의 행태를 분석한 연구는 금현섭 · 김두이(2018)의 연구를 제외하고 국내외적으로 거의 발견되지 않는다. 한편, HHI지수는 각 장르의 집중도만을 나타낼 뿐 관람 횟수 즉, 양(volume)적인 부분을 고려하지 못한다는 점과 도출된 지수 값의 의미를 직관적으로 이해하기 어렵다는 한계를 가진다.

본 논문에서는 한국의 문화예술 소비행태를 규명하기 위해 다음과 같은 분석을 진행하고자 한다. 첫째, 문화예술향유의 다양성을 HHI를 기반으로 비관람자를 포함한 3가지 소비유형을 구분하고 이에 대한 결정요인을 분석한다. 둘째, 기존 HHI를 적용한 연구에서 양적인 부분을 고려하지 못했다는 한계점을 극복하기 위해서 문화예술향유의 양과 폭을 모두 고려하여 소비유형을 분류하고 이에 대한 영향요인을 분석하고자 한다.

따라서 본 논문은 다음과 같이 구성하였다. 첫째, 문화예술 관람횟수를 활용하여 문화예술 다양성 지수를 도출하고, 관람횟수와 다양성지수의 대푯값을 통해 문화예술 소비유형을 분류한다. 둘째, 기초통계량 분석을 통해 각 유형별 인구통계학적 특성과 경제자본, 문화자본에 따라 어떠한 차이가 발생하는지를 확인한다. 마지막으로 다항로짓(multinomial logit)을 활용하여 문화예술 소비유형에 따른 향유 결정요인을 분석한

다. 이러한 분석기법은 문화예술 소비유형의 결정요인을 파악하고 문화예술소비 활성화를 위한 정책수립의 근거로써 활용될 수 있을 것이다.

II. 선행연구

1. 문화예술 소비와 문화자본

문화예술 소비에 대한 중요성이 증가함에 따라 최근 몇 년 사이 문화 향유의 결정요인과 제약요인에 관한 연구가 활발하게 진행되었다. 문화예술 소비를 위해서는 기본적으로 소득이나 재산과 같은 경제자본을 필요로 하지만, 경제자본이 충분하다고 해서 모두가 순수예술을 향유하지는 않는다(박상곤·박석희, 2006). 문화예술 소비의 중요한 특징은 자신이 직접 경험하기 전에는 작품의 가치를 알 수 없는 경험재(experienced goods)의 속성을 띠며, 이러한 속성으로 인해 문화예술 소비는 취향(taste)에 많은 영향을 받는다는 것이다(류희진·허식, 2018). 이러한 개인의 문화예술적 취향은 다른 재화와 달리 문화예술에 노출된 환경 혹은 교육 등의 경험이 아비투스(habitus)의 체계를 통해 자연스럽게 내재화되며 형성되는데, 이와 같이 취향을 형성하는데 요구되는 요인들을 프랑스 사회학자 부르디외(Bourdieu)는 문화자본으로 개념화하였다(최섯별, 2006; 박주연·신형덕, 2018; 류희진·허식, 2018).

1979년 부르디외는 자신의 저서 「구별짓기(Distinction)」(1979)를 통해 “문화소비는 문화적 취향에 의해 결정되며, 취향이란 사회적 지위에 따라 구분되고 평가되는 성향이자 계급의 표시자”라고 주장하였다. 이에 따르면 취향은 타고나는 것이 아니라 축적된 문화자본에 의해 결정되는 것이며, 문화자본의 차이가 엘리트(고급예술)-일반대중(대중문화)의 형태로 계급간의 문화적 상동성(homology)을 만들어낸다. 즉, 문화자본론의 핵심은 개인의 문화예술 취향이 문화예술 소비를 발생시키며, 이러한 문화적 취향은 ‘개인적인’ 것이 아니라, 성장 과정에서 획득할 수 있는 ‘사회적인’ 요인으로 획득된 문화자본에 의해 결정된다는 것이다(김수정·이명진·최섯별, 2015).

문화예술의 연구에 있어서 문화자본인 중요한 개념으로 자리잡음에 따라 문화자본에 대한 다양한 정의가 이루어졌다. 초창기 부르디외의 연구에서 ‘문화자본이 풍부하다’는 것은 부모로부터 문화자본을 물려받거나(상속된 문화자본), 교육제도, 사회화과

정(socialization process) 등을 통해 지니게 되는(획득된 문화자본) 문화예술의 지적 능력의 총체가 풍부하다는 것을 의미한다. 하지만 시간이 지나면서 문화자본에 관한 개념이 확장돼 캐실리스와 루빈슨(Katsillis & Robinson, 1990)은 “한 사회의 상류집단의 문화 습관, 태도, 행동 등을 행할 수 있는 능력으로써 불평등 구조를 재생산, 정당화하는 도구로”, 드 그라프와 드 그라프, 크라이팜프(De Graaf, De Graaf, & Kraaykamp, 2000)는 “광범위하게 통용되고 있는 상류 문화 상징들”로 문화자본을 개념화하였다(박상곤 · 박석희, 2006). 이렇듯 부르디외의 주장 이후에 지속적으로 발전해오던 문화자본에 관한 개념은 피터슨의 옴니보어(omnivore) 이론이 등장하면서 더 확장되었다. 과거에는 문화자본이 고급예술을 소비하는데 요구되는 지식, 교양, 취향, 능력 등을 의미하였지만, 이제는 고급예술을 넘어 다양한 문화예술을 소비하는데 요구되는 요인으로 의미가 발전하고 있다(남은영, 2010; 최셋별, 2006; 유은영 · 진현정, 2018; 류희진 · 허식, 2018).

옴니보어 이론의 시작은 부르디외가 주장한 문화자본론이 계급문화의 영향이 잔존하던 1960년대 프랑스 사회를 넘어 다른 국가나 시대를 반영하기 힘들다는 비판에서부터 출발하였다(Lopez-Sintas & Katz-Gerro, 2005; Peterson, 2005; 최셋별, 2006; 박주연 · 신형덕, 2018). 이후, 90년대에 들어서 피터슨 등의 여러 학자들이 부르디외가 주장한 문화자본 개념을 검증하는 과정에서 미국과 같이 계층 간의 이동이 잦은 사회의 경우 상류계층의 문화활동은 순수예술뿐만 아니라, 대중예술까지 포함한 다양한 장르를 폭넓게 선호하는 반면, 하층계층은 대중문화만을 제한적으로 향유한다는 사실을 발견하였다(Peterson & Simkus, 1992; Peterson, 2005; 백처라 · 허식, 2020). 그들은 현대 미국 내에서 상층지식인 집단의 문화예술 취향이 순수예술만을 향유하는 배타적(univore) 성향에서 다양한 문화를 즐길 수 있는 잡식성(omnivore) 성향으로 교체되고 있다는 주장을 펼치며 ‘옴니보어’라는 개념을 학계에 도입했다.

2. 문화다양성과 옴니보어

피터슨과 켄(Peterson & Kern, 1996)의 초기 연구에서는 문화자본론에 기초한 연구가 주를 이루었으며, 문화예술 간의 위계를 넘나드는 것을 ‘문화적 폭넓음(cultural breadth)’ 혹은 ‘문화적 다양성(cultural variety)’으로 규명하였다. 즉, 문화적 다양성을 연구한 초기 연구에서 옴니보어 성향이란 고급문화에 해당하는 미술품이나 클래식,

오페라 관람을 선호하거나 소비하는 사람들이 대중문화를 향유하는 것을 의미했다. 그러나 이후 다양한 연구가 진행되면서 옴니보어의 개념이 점차 확대되었다. 브라이슨(Bryson, 1996)은 교육수준이 높은 사람들이 기피하는 음악장르의 수가 비교적 적다는 사실을 발견하여 상류계급의 옴니보어 성향이 ‘교육된 관용’의 결과라고 설명하였으며, 홀트(Holt, 1997)는 현대사회에서 문화적 위계가 점차 흐려지고 객관화된 문화자본이 만들어 내는 배타적 기능이 줄어들수록 인식이나 선호보다는 소비행동의 직접적인 패턴을 연구하는 것이 더 적절하다고 주장하였다. 이러한 연구들로 인해 옴니보어론에서 이야기하는 문화적 다양성 소비의 개념은 점차 확대되었으며, 최근에는 문화예술 장르 사이의 위계를 배제하고 선호하거나 소비한 문화활동의 가짓수를 ‘옴니보어적 소비’로 정의하는 다양한 형태의 연구가 이루어지고 있다(Peterson, 2005).

옴니보어 개념의 확대는 문화예술의 위계적 관계에 기반한 기존의 문화예술 소비측정 방식이 아닌 새로운 측정도구를 필요로 하게 되었다. 이에 설리반과 카츠게로(Sullivan & Katz-Gerro, 2007)는 문화소비 방식의 하나로서 소비의 ‘빈도’에 주목하였다. 이는 현대 국가에서 사회적 지위가 높을수록 여가에 할애할 수 있는 시간이 부족하여, 비교적 짧은 시간 동안 강도 높은 여가를 즐기기 위해서 문화예술을 향유할 것으로 예측했기 때문이다(Schor, 1992; Holt, 1997; 김은미 · 서새롬, 2011). 이들은 문화예술소비의 ‘폭(breadth)’을 보완하는 측정 방법으로서 문화예술 향유의 ‘양(volume)’을 측정할 것을 제안하면서, 옴니보어 성향을 지닌 집단의 경우 다양한 문화 레퍼토리를 넘나드는 것을 넘어 문화소비가 양적으로 왕성할 것이라고 주장했다. 실제 이들의 연구 결과, 사회적 지위가 높고 교육수준이 높을수록 문화소비 빈도가 높은 것으로 드러났으며, 가용시간을 통제한 상태에서도 문화예술 소비와 문화자본 사이에 양의 관계를 보인 것으로 나타났다.

이러한 연구 결과는 문화예술의 소비량 또한 문화예술 소비의 행태를 설명하는 중요한 지표라는 것을 의미하며, 문화예술 소비량의 증가와 문화예술 소비폭의 확대가 연동될 수 있다는 것을 보여준다. 정리하자면, 옴니보어 성향는 다양하고 개방된 태도를 가진 단일한 속성이라기보다는 복합적인 문화소비 동기를 포함한 개념으로 구성되어 있으며, 문화예술의 소비폭뿐만 아니라 소비량도 문화자본과 밀접한 관련이 있다는 것이다. 따라서 문화예술 소비를 분석하기 위해선 문화자본을 비롯한 속성들이 문화소비의 폭과 양에 어떤 영향을 미치는지 함께 살펴보아야 한다.

3. 문화예술 소비의 측정

대부분의 연구에서 문화예술의 소비량을 측정하기 위해 관람횟수를 사용한다. 이는 관람횟수가 개인의 문화예술 소비량을 직관적으로 알 수 있다는 장점을 가진 변수이기 때문이다. 반면 문화예술 소비폭의 측정방법은 연구자에 따라 다양한 형태로 시도되었다. 성제환(2012), 유은영 · 진현정(2016)은 고급문화와 대중문화로 장르를 분류하여 문화예술 다양성을 측정하였으며, 김은미 · 서새롬(2011)은 관람한 문화예술 장르의 가짓수를 기준으로 소비의 폭을 측정하고자 시도하였다. 하지만 이러한 측정방식은 연구자의 주관에 의존하여 문화예술의 소비행태를 분류하거나, 단순히 문화예술 장르의 수 같은 제한된 변수를 통해 문화예술 소비다양성을 설명하는 데 그쳤다는 단점을 가진다. 본 연구에서는 이러한 한계점을 극복하기 위해 다양성을 분석하기 위해 고안된 다양한 다양성 지수들을 비교하여 분석에 적합한 지수를 선정하였다.

다양성을 분석하기 위한 측정도구로 자주 사용되는 지수는 CR(Concentration Ratio), Top 3 Index, 상대적 엔트로피, Herfindahl-Hirschman Index(HHI), 심슨의 다양성 지수(Simpson diversity index: 심슨의 D), 로렌츠곡선, 지니계수 등이 있다. 이 중에서도 Top 3 Index, 상대적 엔트로피, HHI 등이 가장 대표적인 분석방법으로 자주 사용된다(Kambara, 1992; 임성원 · 구세희 · 연보영, 2007). Top 3 Index는 전체에서 가장 높은 비율을 차지하고 있는 장르 세 개의 총시간을 산출하는 방식이고, 시장내 상위사업자의 집중도를 나타내는 CR을 응용하여 만들어진 다양성 측정방법이다. 다양성 논문에서 자주 사용되는 또 다른 지수인 상대적 엔트로피는 전체 프로그램 장르/포맷 중에 각 프로그램 장르/포맷의 구성비율을 산출한 후 그 최대값으로 나누는 방식으로 사용된다.

본 연구에서 사용하는 문화예술 관람횟수는 0의 값을 많이 가지는 가산자료(count data)의 형태를 가진다. 이러한 자료의 형태는 log값을 이용하는 엔트로피 지수나 관람시간을 사용하는 Top 3 Index 등의 사용에는 적합하지 않다. 또한, CR의 경우 상위사업자의 시장내 집중도를 보는 데 더 유용한 지수이기 때문에, 시장내 전체 플레이어의 분포를 명확히 볼 수 없다는 단점을 가지고 있다.

전체시장의 집중도를 보기 위해 많이 사용되는 HHI의 경우, 기업의 수가 증가하면 줄어들고 각 기업의 점유율이 높아지면 커지는 특성을 가지고 있다. HHI는 시장에 참여

하는 모든 기업의 수와 개별 기업의 시장점유율을 모두 고려하고 있다는 점에서 참여기업의 점유율 분포에 관한 정보를 많이 반영한다는 특징을 지니고 있다. 이후 그린버그(Greenberg, 1956)는 HHI의 역수를 활용하여 시장의 다양성을 나타내는 지표로 활용하는 접근법을 제시하였다. HHI가 시장집중도를 측정하는 것이라면, 그린버그의 방법은 HHI의 역수를 이용하여 다양성을 측정하는 또 다른 방법으로 이후 리버섬(Libersom, 1964)의 연구를 통해 다양한 분야로 확장되었다(박소라, 2003; 조영신·박상건·이선미, 2006; 강형철, 2007). 무작위로 뽑은 두 개의 샘플이 다른 유형으로 분류될 확률을 통해 다양성을 측정하는 심슨의 D 역시 HHI의 변형된 형태이다.¹⁾

하지만 다양성을 측정하는 유용한 도구로 자주 사용되고 있음에도 불구하고, HHI는 다음과 같은 두 가지 취약점을 내포하고 있다. 첫번째는 HHI가 나타내는 값이 각 부문간 집중도만을 나타낼 뿐, 문화예술 소비의 양적인 부분까지 고려하지 못한다는 것이다(Napoli, 1999). 예를 들어 측정된 모든 문화예술 장르를 1회씩 본 사람과 10회씩 본 사람은 똑같이 0의 값(가장 옴니보어한 경우)을 가지며 HHI만으로는 이 둘의 차이를 구분하지 못한다. 두번째 취약점은 도출된 지수값이 어느 정도의 다양성을 나타내는지 직관적으로 이해하기 힘들다는 것으로, HHI로 도출한 값이 0.1이라고 가정할 때 이 값이 어느 정도의 다양성을 나타내는지 판단하기에 다소 어려움이 존재한다. 그럼에도 불구하고 HHI는 다양성 구조를 정확히 계측할 수 있다는 점과 특별한 변경없이 다른 분야에 HHI를 적용할 수 있다는 장점을 가진다. 이러한 장점으로 인해 국내에서도 김두이·금현섭(2018) 등의 연구에서 문화예술 소비의 다양성을 측정하기 위해 HHI를 활용한 분석이 진행되었다.²⁾ 본 연구에서도 이러한 장점을 고려하여 옴니보어 지수를 측정하기 위한 도구로 HHI를 사용하고자 한다. 일반적인 HHI의 식은 다음과 같다.

$$HHI = \sum_{i=1}^N p_i^2, \quad \left(\frac{1}{N} \leq HHI \leq 1 \right) \quad (1)$$

1) 심슨의 D는 특정 생물군락 내에 다양한 종이 공생하는가와 같은 생태다양성을 측정하기 위해 고안된 지수로, 시장참여자들 사이의 평등도를 측정할 수 있다는 점에서 장점을 가진다(남시호, 2010).

2) 해당연구에서는 문화예술의 옴니보어적 소비를 장르간의 위계를 넘나드는 ‘혼종성’과 다양한 장르를 균등하게 보는 ‘균등성’으로 정의하였으며, 장르별 소비학력의 비율을 통해 문화예술 소비의 가중치를 부여하였지만 장르간의 위계를 구분짓는 객관적 기준은 제시하지는 못하였다.

식 (1)에서 p_i 는 전체에 대한 특정성분의 비율을 나타내는 것으로, 본 연구에서는 『국민문화예술 활동조사』에서 조사한 9가지 장르를 관람한 비율을 의미한다. N 은 관측된 성분의 수를 나타내며, HHI 값의 범위는 식(1)에 제시된 것처럼 완전독점 상태에서는 1, 완전경쟁 상태에서는 $1/N$ 의 값을 가진다. 이는 완전경쟁 상태라고 하더라도 참여 기업의 수에 따라서 최솟값의 범위가 다르게 계산된다는 것을 의미한다. 예를 들어서 4개의 기업이 참여하는 완전경쟁 상태의 시장과 5개의 기업이 참여하는 완전경쟁 상태의 기업을 비교해 보면, 각각의 시장에서 참여 기업의 시장 지배력은 각각 0.25와 0.2가 되며, HHI 도 각각 0.25와 0.2가 된다. 따라서 장르 유형의 수(type frequency)에 의해서 값이 영향을 받는 것을 방지하기 위해 HHI 의 범위를 $[0, 1]$ 로 정규화함으로써 값의 범위가 일관되게 변환되도록 할 필요가 있다. 본 연구에서는 HHI 값을 정규화(normalized)한 $HHI(NHHI)$ 을 사용하였고, 그 식은 다음과 같다.

$$NHHI = \begin{cases} \frac{HHI - \frac{1}{N}}{1 - \frac{1}{N}} & \text{if } N > 1 \\ 1 & \text{if } N = 1 \end{cases} \quad (2)$$

여기서 N 은 식(1)과 마찬가지로 시장에 있는 기업수를 나타내며 HHI 는 일반적인 Herfindahl 지수를 나타내며, N 이 1일 때는 1의 값을, N 이 1보다 클 때는 0에서 1의 값을 가진다. 이때 $NHHI$ 의 수치가 높을수록 독점시장의 형태에 가까워지는 것을 의미한다(김명중 · 황성연, 2010).

앞에서 설명한 바와 같이 HHI 를 다양성 지수로 사용할 때는 일반적으로 HHI 의 역수를 취하는 방식을 사용한다.

$$NHHI^{-1} = 1 - NHHI \quad (3)$$

$NHHI$ 는 모든 값이 0에서 1의 값을 가지는 지수로 식(3)과 같은 방법을 통해 역수를 취할 경우, 지수의 수치가 높을수록 다양성이 증가하는 것을 의미한다.

Ⅲ. 연구방법

1. 소비유형과 변수설정

본 연구는 문화예술 소비형태를 분석하기 위하여 한국문화관광연구원과 문화체육관광부에서 실시한 「2016, 2018 문화향수실태조사」와 「2019 국민문화예술활동조사」의 원자료(raw data)를 풀링(pooling)한 자료를 사용하였으며,³⁾ 문화예술 관람횟수를 이용하여 문화예술 소비유형을 분류하였다⁴⁾.

〈표 1〉 NHHI와 문화예술 관람횟수

	최소	최대	평균	표준편차	중앙값
NHHI	0	1	0.266	0.293	0.131
횟수	0	212	7.182	7.275	5

자료: 문화향수실태조사(2016), 문화향수실태조사(2018), 국민문화예술활동조사(2019).

구체적으로 문화예술 소비형태를 분석하기 위하여 문화향수실태조사에서 조사한 9개 장르의 관람횟수를⁵⁾ 통해 추출한 NHHI 지수를 도출하였으며, 문화예술 소비의 양적 측면과 다양성의 정도를 직관적으로 나타낼 수 없다는 문제점을 해결하기 위해 다음과 같은 방법을 활용하고자 한다. 첫째, 문화예술 관람횟수를 이용하여 문화예술 소비량을 나타내지 못하는 NHHI의 약점을 보완한다. 둘째, 문화예술 관람횟수와 NHHI의 대푯값을 이용하면 문화예술 소비유형을 분류할 수 있으며, 이를 통해 다양성 정도를 직관적으로 나타내기 어렵다는 NHHI의 문제점을 완화시킬 수 있다.

문화예술 관람횟수와 NHHI의 대푯값을 선정하기 위해서는 우선 문화예술 관람횟수의 분포도를 확인할 필요가 있다. 본 연구에서 사용한 분석자료는 전체 관측치의 22%가 1년간 어떠한 문화예술도 관람하지 않은 비관람자에 해당하는 영과잉(zero-inflated)의 특징이 나타나는 가산자료(count data)의 형태를 보인다. 장르별로 분류하였을 때 비관람자들의 비율은 더 늘어나게 되는데, 특히 순수예술의 경우 0값이 과다

3) 「문화향수실태조사」는 문화예술 관람 및 문화 활동 등의 분석을 통하여 문화향유 실태를 확인할 수 있는 데이터로 2019년부터 「국민문화예술활동조사」로 명칭이 변경되었다(문화체육관광부, 2019).

4) 2020년 초부터 발생한 팬데믹 사태로 인해 문화예술 산업의 수요와 공급 모두 정부 주도하에 축소되었다. 따라서 본 연구에서는 「2020 국민문화예술활동조사」의 데이터의 사용이 문화예술 소비의 왜곡된 결과를 초래할 수 있다고 판단하여 해당 데이터를 분석 대상에서 제외하였다.

5) 9개 장르는 문학행사, 전통예술, 미술전시회, 무용, 서양음악, 연극, 뮤지컬, 영화, 대중음악/연예 프로그램의 관람으로 구성된다.

하게 분포하는 특징이 두드러진다.

이러한 분포의 특성을 바탕으로 본 연구에서는 다음과 같이 독립변수를 구성하였다. 첫째, NHHI의 평균값을 이용하여 ‘폭’의 측면에서 문화예술 소비유형을 분류하였다. NHHI의 장점은 개인이 향유한 장르별 관람횟수를 이용한다는 것으로(장영재 · 이재우, 2020), 여러 장르 중 한 번이라도 향유한 경험이 있다면 NHHI를 구할 수 있다. 이때 본 연구의 처럼 가산자료를 활용하여 NHHI를 도출할 경우 1회 관람횟수가 최소값으로 전환되면서 최소값의 비율이 크게 증가하게 된다.⁶⁾ 이처럼 최소값에 많은 빈도수가 집중될 때는 백분위수를 적용하기 쉽지 않다. 따라서 본 연구에서는 평균값을 NHHI의 대푯값으로 선정하였으며 평균값에 해당하는 0.266보다 NHHI값이 낮으면 유니보어, 평균값보다 NHHI값이 높으면 옴니보어로 문화예술 소비의 폭을 구성하였다.

둘째, 중앙값을 대푯값으로 활용하여 ‘양’적 측면에서 문화예술 소비유형을 고관람과 저관람으로 분류하였다. 문화예술 관람회수는 과반수의 빈도수가 초반에 몰려있는 것과 동시에 소수의 관측치가 긴 꼬리 형태를 띠는 특징을 가진다. 이처럼 분산이 평균보다 큰 과산포(over-deispersion)의 형태를 가진 가산자료의 경우 극단치로 인해 분포의 평균이 영향을 받을 가능성을 내포한다(Yau, Wang & Lee, 2003). 따라서 본 연구에서는 극단치에 영향을 받지 않는 중앙값을 문화예술 관람횟수의 대푯값으로 선정하였으며, 중앙값 5보다 관람횟수가 낮으면 저관람, 관람횟수가 높으면 고관람으로 소비의 양을 구성하였다.

이를 통해 본 연구에서는 문화예술 소비유형을 다섯 가지 범주로 구성하였으며, 각각 비관람자, 고관람 유니보어, 저관람 유니보어, 고관람 옴니보어, 저관람 옴니보어로 분류하였다. 분류된 문화예술 소비유형은 <표 2>에 정리하였다.

<표 2> 문화예술 소비유형

종속변수		폭(다양성) 관련 유형		
		유니보어	옴니보어	기준범주
양(횟수) 관련 유형	고관람	고관람 유니보어	고관람 옴니보어	비관람자
	저관람	저관람 유니보어	저관람 옴니보어	

6) NHHI를 도출한 결과 49.39%가 동일하게 최소값(단일 장르만 소비)을 가지며, 최빈값, 중앙값, 평균값 간의 비중의 차이는 3% 이내로 분석 결과의 차이는 거의 존재하지 않는 것으로 나타났다.

〈표 3〉에서는 본 연구에서 사용된 통제변수를 정리하였다. 크게 인구통계학적 특성, 경제자본, 문화자본을 나타내는 변수로 구성하였으며, 각각의 통제변수들은 다음과 같이 정의하였다. 먼저 인구통계학적 특성은 성별, 나이, 배우자 유무, 동거자녀 유무, 지역, 직업을 더미변수로 구성하였으며, 성별은 남성, 결혼 여부는 미혼, 자녀 여부는 자녀

〈표 3〉 통제변수

구분	변수	변수설명	기준범주
인구 통계 학적 특성	성별	남성/여성	남성
	나이	1년 단위	연속변수
	결혼 유무	기혼/미혼	미혼
	동거자녀 유무	없음/있음	없음
	지역	비수도권/수도권	비수도권
	직업	비경제활동 인구(주부/학생/기타)	비경제활동 인구(주부/학생/ 기타)
		기능/농림수산/단순노무	
		서비스/판매직	
		관리직/전문직/사무직무직	
통제 변수	경제 자본	소득 없음(0)	연속변수
		100만원 미만(1)	
		100만원 이상 ~ 200만원 미만(2)	
		200만원 이상 ~ 300만원 미만(3)	
		300만원 이상 ~ 400만원 미만(4)	
		400만원 이상 ~ 500만원 미만(5)	
		500만원 이상 ~ 600만원 미만(6)	
		600만원 이상 ~ 700만원 미만(7)	
		700만원 이상 ~ 800만원 미만(8)	
		800만원 이상 ~ 900만원 미만(9)	
		900만원 이상 ~ 1,000만원 미만(10)	
		1,000만원 이상(11)	
	문화 자본	아동·청소년기 비정규 예술교육	없음/있음
		활동 중인 문화예술 경험	없음/있음
		교육연도 ^{b)}	9년 이하(0)
			12년 이하(1)
			14년 이하(2)
			16년 이하(3)
			17년 이상(4)

a) 가구소득은 괄호 안과 같이 0부터 11까지 범주형 변수로 구성하였음.

b) 교육연도는 괄호 안과 같이 0부터 4까지 범주형 변수로 구성하였음.

없음, 지역은 비수도권, 직업은 비경제활동 인구(주부/학생/기타)를 기준범주로 처리하였다. 둘째로 경제자본의 경우 개인소득이 없는 주부와 학생도 문화예술을 향유할 수 있다는 점을 고려하여 가구소득을 변수로 설정하였다. 경제자본은 월평균 가구소득으로, 수입이 무소득일 경우 0부터 1,000만원 이상일 경우 11로 100만원 단위의 범주형 변수로 구성하였다. 또한 가구소득 변수를 연속형 변수로 처리하였다.⁷⁾

마지막으로 문화자본을 측정하여 변수로 구성하였다. 문화자본을 측정하는 방식은 학력, 계층과 같은 변수를 통해 문화자본을 측정하는 방식과 문화예술에 대한 태도, 활동, 정보 등을 측정하는 방식이 존재한다(진현정 · 오현석다라, 2016). 부르디외(Bourdieu, 1984)는 부친의 학력과 자신의 학력을 이용하여 문화자본을 측정하였으며, 홀트(Holt, 1998) 역시 자신의 학력을 문화자본으로 사용하였다. 국내에서도 김두이 · 금현섭(2018), 장세길(2016), 최순화(2021) 등의 연구에서 문화자본을 측정하는 변수로 학력을 사용하였다. 한편, 유은영 · 진현정(2016), 류희진 · 허식(2018) 등의 연구에서는 아동 · 청소년기에 정규교육과정 이외의 문화예술교육(개인레슨, 학원 등)을 받은 경험을 문화자본의 구성요소중 하나로 사용하였는데, 이는 부르디외가 주장한 상속자본을 한국의 실정에 맞춰 변형한 결과라 할 수 있다. 반면에 디마지오(DiMaggio, 1984)는 예술에 대한 관심, 창작 등의 활동, 예술에 대한 정보와 같은 좀 더 직접적인 방식을 활용하여 문화자본을 측정하였다. 본 연구에서는 이러한 선행연구를 바탕으로 문화자본을 다음과 같이 세 가지 변수로 구성하였다. 우선 교육연도를 대리 변수로 사용하여 정규교육을 통해 형성한 문화자본을 도출하였으며 교육연수 9년 이하를 0, 12년 이하를 1, 14년 이하를 2, 16년 이하를 3, 17년 이상을 4로 구성하였으며, 가구소득과 마찬가지로 연속형 변수로 처리하였다. 아동 · 청소년기 비정규 예술교육은 유아동기와 청소년기를 보내며 비정규과정에 속하는 문화예술교육 경험을 통해 축적한 문화자본을 지칭하는 변수로 설정하였다. 최근 문화예술활동은 과거 1년간 교육과정 이외의 활동을 통해 축적한 문화예술 경험을 의미하는 변수로, 동호회 활동, 창작, 발표 등의 문화예술 활동을 여부에 따라 경우 획득자본 경험을 변수로 설정하였다.

7) 일반적으로 범주형 변수는 더미변수로 처리하지만, 더미변수의 범주가 많아질수록 차원의 저주(curse of dimensionality)가 발생하며, 통계적 유의성 문제 역시 발생할 가능성이 증가한다. 이러한 이유로 가구소득, 교육연도와 같은 변수의 경우, 클라라와 모니카, 존(Clara, Monica & Joan, 2020), 데이비드(David, 1988), 김현주 · 이희찬(2020), 장세길(2016), 지규원 · 배귀희 · 유병욱(2017) 등 다양한 연구들에서 본 연구와 유사한 형태의 연속형 변수를 사용하는 것을 확인할 수 있다. 본 연구에서도 이러한 선행연구를 바탕으로 연속형 변수로 가구소득을 구성하였다.

2. 다항로짓모형

본 연구에서는 문화예술 소비유형을 분석하기 위해 문화예술 관람횟수와 정규화된 HHI지수의 평균값을 활용하여 다섯 가지 유형으로 소비형태를 구분하였다. 이처럼 모든 설명변수들이 개체별로 고유한 변수를 분석하는 방법으로 다항로짓모형(multinomial logit regression model)이 있다(지규원 · 배귀희 · 유병옥, 2017).

다항로짓모형은 이항로짓모형과 유사한 방식으로 해석할 수 있으며, 다항 모형에 대한 해석에 있어 비교는 기준범주에 대해 이루어진다. 다항로짓모형의 장점은 종속변수의 각 범주에 따른 계수값의 차이를 횡으로 비교하여 해석할 수 있다는 점이다. 이처럼 비교가 가능한 이유는 다항로짓모형이 서로 다른 쌍에 대한 일련의 로짓모형과 동일하기 때문이다. 즉, 다항로짓 모형으로 구한 계수의 변화량에 따라 비관람자 대신 다른 유형에 속할 확률을 비교하여 설명할 수 있다. 다항로짓 모형의 식은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$p_{ij} = \frac{exp(\beta_j x_i)}{1 + \sum_{j=1}^n exp(\beta_j x_i)}, \quad j=1, \dots, n \quad (4)$$

x_i 는 관측된 개인관측치의 고유한 통제변수를 의미하며, β 는 회귀계수, j 는 범주별 문화예술 소비유형, p_j 는 문화예술 소비유형에 속할 확률을 나타낸다. 이때 $0 < p_{ij} < 1$ 과 $\sum_{j=1}^n p_{ij} = 1$ 이 성립돼야 하며, 모형을 식별하기 위해 j 중 하나를 ‘기준범주(base category)’로 선정해야 한다.⁸⁾

3. 기초통계량

〈표 4〉는 문화예술 소비유형의 인구통계학적 특성 및 경제자본, 문화자본을 포함한 기초통계량을 측정변수를 기초로 정리한 표이다. 본 연구는 총 30,717 명의 관측지를 사용하였으며, 향유유형별 비율은 비관람 22.1%(6,786명), 저관람 유니보어 29.2%

8) 본 논문에서는 ‘비관람’을 기준범주로 선정하였다.

〈표 4〉 문화예술 소비유형 분류 결과

구분	변수		값	비관람	저관람 유니보어	고관람 유니보어	저관람 옴니보어	고관람 옴니보어
문화예술 소비유형	유형	항유유형	빈도	6786	8975	3876	3846	7234
			(%)	(22.1%)	(29.2%)	(12.6%)	(12.5%)	(24.6%)

자료: 문화향수실태조사(2016), 문화향수실태조사(2018), 국민문화예술활동조사(2019).

(8,975명), 고관람 유니보어 12.6%(3,876명), 저관람 옴니보어 12.5%(3,846명), 고관람 옴니보어 24.6%(7,234명)로 구성됐다.

측정변수에 따른 기초통계량을 살펴보면 다음과 같다. 성별의 경우, 비관람, 저관람 유니보어, 고관람 옴니보어 집단은 남자의 비율이 높은 반면, 저관람 옴니보어, 고관람 옴니보어의 경우 여자의 비율이 높은 것으로 나타났다. 연령은 비관람자의 경우 연령이 높아질수록 비관람에 속한 비율이 높아지는 반면, 저관람에서는 40대, 고관람에서는 20대까지 비율이 증가하다 점차 떨어지는 것으로 나타났다. 결혼 여부를 살펴보면 비관람과 저관람에서는 기혼자의 비중이, 고관람에서는 미혼자가 높은 비중을 차지하였다. 동거자녀 유무의 경우, 동거자녀의 유무와 관계없이 저관람 옴니보어의 비중이 가장 높게 나타났으며, 자녀가 없을 때는 비관람과 고관람 옴니보어의 비중이 각각 자녀가 있을 때는 고관람 옴니보어의 비중이 다음으로 높게 나타났다.

다음으로 지역변수의 기초통계량을 살펴보면 수도권에서는 고관람 옴니보어가 가장 높은 비중을, 고관람 유니보어가 가장 적은 비중을 차지한 반면, 비수도권 거주자들의 경우 저관람 유니보어가 가장 높은 비중을, 저관람 옴니보어가 가장 낮은 비중을 차지하였다. 직업변수에 따른 기초통계량의 경우 우선, 주부와 학생 등이 포함된 비경제활동 인구는 저관람 유니보어가 가장 높은 비중을 차지하는 것으로 나타났으며, 비관람과 고관람 옴니보어 유형 역시 비슷한 비율로 나타났다. 반면, 기능/농림수산/단순노무 직업군의 경우 비관람의 비중이 가장 높았으며, 저관람 유니보어의 비중이 뒤를 이었다. 서비스 판매직의 경우, 저관람 유니보어의 비율이 가장 높게 나타났으며, 나머지 유형의 비중은 크게 두드러지지 않았다. 마지막으로 사무직의 경우, 고관람 옴니보어의 비중이 가장 높게 나타났으며, 비관람에 속한 비율은 직업변수 중 가장 낮은 비중을 보였다.

경제자본을 대표하는 변수로 본 연구에서는 가구소득을 사용하였다. 가구소득 변수의 기초통계량을 살펴보면, 우선 비관람에 속한 집단의 소득평균은 3.04로 평균적인

〈표 5〉 문화예술 소비유형의 기초통계량 결과

구분	변수	값	비관람	저관람 유니보어	고관람 유니보어	저관람 옴니보어	고관람 옴니보어
인구 통계 학적 특성	성별	남자	빈도	3,482	4,590	2,111	1,732
			(%)	(23%)	(31%)	(14%)	(12%)
		여자	빈도	3,304	4,385	1,765	2,114
			(%)	(21%)	(28%)	(11%)	(13%)
	나이	10대	빈도	99	656	447	302
			(%)	(4%)	(30%)	(20%)	(14%)
		20대	빈도	171	987	1,232	414
			(%)	(4%)	(22%)	(27%)	(9%)
		30대	빈도	466	1,405	806	648
			(%)	(10%)	(29%)	(17%)	(13%)
		40대	빈도	761	1,958	709	780
			(%)	(13%)	(34%)	(12%)	(14%)
		50대	빈도	1,443	1,975	459	842
			(%)	(25%)	(34%)	(8%)	(14%)
		60대 이상	빈도	3,846	1,994	223	860
			(%)	(51%)	(26%)	(3%)	(11%)
	결혼 여부	미혼	빈도	2,276	2,974	2,163	1,292
			(%)	(19%)	(25%)	(18%)	(11%)
		기혼	빈도	4,510	6,001	1,713	2,554
			(%)	(24%)	(32%)	(9%)	(14%)
	동거자녀 유무	없음	빈도	4,549	4,682	2,520	1,988
			(%)	(25%)	(26%)	(14%)	(11%)
		있음	빈도	2,237	4,293	1,356	1,858
			(%)	(17%)	(34%)	(11%)	(15%)
	지역	비수도권	빈도	5,347	6,189	2,916	2,381
			(%)	(25%)	(29%)	(14%)	(11%)
		수도권	빈도	1,439	2,786	960	1,465
			(%)	(15%)	(29%)	(10%)	(15%)
	직업	비경제활동 인구	빈도	2,698	3,103	1,434	1,455
			(%)	(24%)	(27%)	(13%)	(13%)
		기능/농림수산/ 단순노무	빈도	2,085	1,664	431	635
			(%)	(38%)	(30%)	(8%)	(12%)
		서비스/판매	빈도	1,656	2,849	1,150	1,048
			(%)	(19%)	(33%)	(14%)	(12%)
		관리/전문/ 사무	빈도	347	1,359	861	708
			(%)	(6%)	(25%)	(16%)	(13%)

〈표 계속〉

구분	변수		값	비관람	저관람 유니보어	고관람 유니보어	저관람 옴니보어	고관람 옴니보어	
경제 자본	가구소득	가구소득 평균	평균	3.04	4.21	4.62	4.36	4.84	
			(분산)	(1.78)	(1.76)	(1.80)	(1.79)	(1.86)	
문화 자본	아동·청 소년기 비정규 예술교육	없음	빈도	6,430	7,358	2,704	2,955	4,253	
			(%)	(27%)	(31%)	(11%)	(12%)	(18%)	
		있음	빈도	356	1,617	1,172	891	2,981	
			(%)	(5%)	(23%)	(17%)	(13%)	(42%)	
	최근 획득한 문화예술 활동 경험	있음	빈도	6,599	8,299	3,461	2,942	4,697	
			(%)	(25%)	(32%)	(13%)	(11%)	(18%)	
		없음	빈도	187	676	415	904	2,537	
			(%)	(4%)	(14%)	(9%)	(19%)	(54%)	
	교육연도	9년 이하	빈도	2,251	826	106	345	218	
			(%)	(60%)	(22%)	(3%)	(9%)	(6%)	
		12년 이하	빈도	2,578	4,077	1,264	1,606	2,226	
			(%)	(22%)	(35%)	(11%)	(14%)	(19%)	
		14년 이하	빈도	409	1,291	814	604	1,388	
			(%)	(9%)	(29%)	(18%)	(13%)	(31%)	
		16년 이하	빈도	1,519	2,718	1,655	1,246	3,216	
			(%)	(15%)	(26%)	(16%)	(12%)	(31%)	
		17년 이상	빈도	29	63	37	45	186	
			(%)	(8%)	(18%)	(10%)	(13%)	(52%)	
N		30,717							

자료: 문화향수실태조사(2016), 문화향수실태조사(2018), 국민문화예술활동조사(2019).

로 200만원 이상~300만원 미만의 소득을 가지며, 나머지 유형은 모두 300만원 이상~400만원 이하의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이를 자세히 살펴보면 저관람 유니보어 4.21, 저관람 옴니보어 4.36, 고관람 유니보어 4.60, 고관람 옴니보어 4.84 순으로 평균소득이 증가하고 있으며, 소득이 증가할수록 비관람자의 비중이 줄어드는 반면 고관람 옴니보어의 비중은 크게 늘어나는 것으로 나타났다.

마지막으로 문화자본의 기초통계량을 살펴보면, 문화자본이 많을수록 비관람자의 비중이 크게 감소하는 반면, 고관람 옴니보어의 비중이 크게 증가하는 것으로 나타났다. 구체적으로 살펴보면 아동·청소년기 문화예술 교육경험이 있을 경우, 고관람 옴니보

어의 비율은 42%로 비관람은 5%의 비율을 보였으며, 최근 획득한 문화예술 활동경험이 있을 시 고관람 옴니보어의 비율을 54% 비관람의 비율은 4%로 나타났다. 학력 역시 다른 문화자본과 비슷한 양상을 보여 중졸 이하의 경우 비관람 비율이 60%, 고관람 옴니보어 비율이 6%인데 반해, 학력이 높아질수록 비관람 비율을 감소하고 고관람 옴니보어 비율은 증가하여 대학원 이상의 경우, 비관람 비율은 8%, 고관람 옴니보어의 비율은 52%로 나타났다.

IV. 분석결과

본 연구에서는 문화예술 소비결정요인을 분석하기 위해 두 단계에 걸친 분석을 진행하였다. 첫 번째 단계는 옴니보어와 유니보어의 관점에서 문화예술 소비의 결정요인을 분석하여 향유폭에 대한 결정요인을 살펴보았다. 두 번째 단계에서는 위에서 설명한 바와 같이 문화예술 향유량과 향유폭을 같이 고려하여 5가지 문화예술 향유형태의 소비결정요인을 비교해 보았다.

1. 유니보어와 옴니보어 관점의 소비결정요인 분석

〈표 6〉은 관람유형인 유니보어와 옴니보어의 관점에서 문화예술 소비유형을 분석한 결과를 나타낸다. 먼저 인구통계학적 특성변수에 대한 분석결과는 다음과 같다. 첫째 여성이 관람자(옴니보어와 유니보어)에 속할 확률이 모두 유의하게 나타났으며, 유니보어보다 옴니보어 성향이 더 강하게 나타났다. 이는 여성이 남성보다 문화예술을 더 적극적으로 향유한다는 기존의 연구와 같은 결과를 나타낸다(김두이·금현섭, 2018; 박주연·신형덕, 018). 둘째 나이가 많아질수록 비관람자에 비해 옴니보어와 유니보어 소비유형에 속할 확률이 줄어드는 것으로 나타났다. 셋째 배우자가 있을 때 비관람자에 비해 옴니보어 성향에 속할 확률이 증가하는 것으로 나타났으나 유니보어 관람에는 유의한 결과를 보이지 않았다. 넷째 비수도권 거주자보다 수도권 거주자일 때 비관람자에 비해 관람자에 속할 확률이 더 높으며, 유니보어 보다 옴니보어 집단에 속할 확률에 더 많은 영향을 주는 것으로 나타났다. 다섯째 직업의 경우, 기능/농림수산/단순노무 종사자일 때는 비경제 활동 인구보다 문화예술을 관람자에 속할 확률이 줄어드는 것으로, 관리

〈표 6〉 유니보어와 옴니보어 향유유형 분석결과

구분		유니보어	옴니보어
성별(기준: 남성)		0.158***	0.528***
		(0.037)	(0.040)
나이		-0.049***	-0.048***
		(0.001)	(0.002)
배우자 유무(기준: 미혼)		0.071	0.119**
		(0.044)	(0.050)
동거자녀 유무(기준: 동거 자녀 없음)		-0.024	-0.064
		(0.042)	(0.047)
지역(기준: 비수도권)		0.177***	0.553***
		(0.040)	(0.042)
직업 (기준: 비경제 활동인구)	기능/농림수산/단순노무	-0.236***	-0.272***
		(0.048)	(0.055)
	서비스/판매직	0.025	-0.096**
		(0.045)	(0.049)
	관리/전문/사무직	0.410***	0.678***
		(0.071)	(0.073)
경제자본	가구소득	0.180***	0.244***
		(0.012)	(0.013)
문화자본	아동·청소년기 비정규 예술교육 (기준: 경험 없음)	0.421***	0.759***
		(0.064)	(0.065)
	최근 획득한 문화예술 활동경험 (기준: 경험 없음)	1.063***	2.530***
		(0.085)	(0.083)
	교육연도	0.122***	0.240***
		(0.018)	(0.019)
2018		0.222***	0.450***
		(0.041)	(0.045)
2019		0.213***	0.441***
		(0.042)	(0.046)
상수항		1.915***	0.357***
		(0.106)	(0.114)
chi ² /Ad.R ²		11,312***	
N		30,717	

주1) *, **, ***는 각각 0.1, 0.05, 0.01의 유의수준을 나타냄.

주2) 기준범주는 비관람을 사용.

/전문/사무직 종사자일 때는 비경제 활동 인구보다 문화예술 관람자에 속할 확률이 증가한 것으로 나타났다. 서비스/판매직 종사자의 경우 비경제활동 인구에 비해 옴니보어 관람 성향을 가질 확률이 높은 것으로 나타났다.

다음으로 경제자본이 문화예술 관람유형에 미치는 영향에 대해 분석결과를 살펴보면, 경제자본이 높을수록 비관람자에 비해 관람자에 속할 확률이 증가하며, 옴니보어 성향이 유니보어 성향에 비해 두드러지는 것으로 나타났다.

마지막으로 문화자본이 문화예술 관람유형에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 문화자본의 경우, 다른 변수에 비해 문화예술 관람에 높은 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히 아동·청소년기 문화예술 교육 경험이나 최근 활동중인 문화예술 활동 경험같이 정규교육과정 이외에 추가적인 문화예술 활동을 통해 문화자본을 축적했을 때 문화예술 관람자에 속할 확률이 크게 높아지는 것으로 나타났으며, 특히 옴니보어 성향에 큰 영향을 주는 것으로 나타났다.

2. 향유량을 반영한 유니보어와 옴니보어 소비결정요인 분석

〈표 7〉은 문화예술 관람을 폭뿐만 아니라, 양적 측면을 반영하여 분석한 결과이다. 문화예술 소비연구에서 유니보어, 옴니보어의 구분방식은 소비자들이 특정 장르의 문화만을 편식적으로 소비한다는 기존의 관념을 타파했다는 중요한 의의를 가진다. 하지만 Abercrombie & Longhurst(1998), Sullivan & Katz-Gerro(2007) 등의 많은 연구에서 문화예술 관람의 ‘폭’뿐만 아니라 ‘양’적인 측면에서의 연구 또한 강조되면서 최근에는 양과 폭을 동시에 고려하는 연구가 많이 진행되었다. 여기서는 문화예술의 향유유형을 비관람, 저관람 유니보어, 고관람 유니보어, 저관람 옴니보어, 고관람 옴니보어로 5가지로 구분하여 다항로짓 분석을 실시하였고, 비관람을 기준범주로 사용하였다.

첫째, 성별의 경우 전체적으로 남성보다 여성이 문화예술 소비집단에 속할 확률이 높아지는 것이 확인되었으며, 고관람 옴니보어에 가까워질수록 여성이 속할 확률이 증가하는 결과를 보인다. 이는 여성이 남성보다 일반적으로 감수성이 풍부하고 문화예술 관람을 사회적 소통의 통로로 인식하는 경향이 높기 때문이라 추측한 성재환(2012)의 결과와 같은 결과라 할 수 있다. 나이가 들수록 문화예술을 향유할 확률이 줄어드는 것으로 나타났으며, 나이가 들수록 고관람에 속할 확률이 더 크게 감소한다. 이는 나이가 줄수록 문화예술 관람 횟수가 감소한다는 기존의 연구와 같은 결과이다(진현정·오현

〈표 7〉 향유량을 반영한 유니보어와 옴니보어 향유유형 분석결과

구분		유니보어		옴니보어	
		저관람	고관람	저관람	고관람
성별(기준: 남성)		0.154***	0.258***	0.413***	0.639***
		(0.038)	(0.049)	(0.048)	(0.045)
나이		-0.041***	-0.076***	-0.038***	-0.058***
		(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
배우자 유무(기준: 미혼)		0.165***	-0.131*	0.146**	0.089
		(0.045)	(0.070)	(0.059)	(0.059)
동거자녀 유무(기준: 동거자녀 없음)		0.032	-0.084	0.014	-0.108**
		(0.044)	(0.064)	(0.055)	(0.054)
지역(기준: 비수도권)		0.268***	-0.122**	0.524***	0.527***
		(0.041)	(0.054)	(0.049)	(0.046)
직업 (기준: 비경제 활동인구)	기능/농림수산/단순노무	-0.220***	-0.111	-0.239***	-0.273***
		(0.049)	(0.076)	(0.065)	(0.066)
	서비스/판매직	0.014	0.257***	-0.163***	0.013
		(0.046)	(0.060)	(0.058)	(0.054)
	관리/전문/사무직	0.345***	0.698***	0.449***	0.837***
		(0.073)	(0.083)	(0.083)	(0.076)
경제자본	가구소득	0.164***	0.238***	0.206***	0.281***
		(0.013)	(0.015)	(0.015)	(0.014)
문화자본	아동·청소년기 비정규 예술교육 (기준: 경험 없음)	0.392***	0.460***	0.508***	0.870***
		(0.066)	(0.072)	(0.074)	(0.068)
	최근 획득한 문화예술 활동경험 (기준: 경험 없음)	1.014***	1.341***	2.305***	2.743***
		(0.088)	(0.098)	(0.088)	(0.086)
	교육연도	0.086***	0.301***	0.135***	0.348***
		(0.018)	(0.024)	(0.023)	(0.022)
2018		0.184***	0.386***	0.385***	0.529***
		(0.042)	(0.056)	(0.053)	(0.051)
2019		0.164***	0.439***	0.232***	0.623***
		(0.043)	(0.056)	(0.055)	(0.051)
상수항		1.290***	1.073***	-0.411***	-0.294**
		(0.110)	(0.130)	(0.133)	(0.123)
chi ² /Ad. R ²		14,086***			
N		30,717			

주1) *, **, ***는 각각 0.1, 0.05, 0.01의 유의수준을 나타냄.

주2) 기준범주는 비관람을 사용.

석다라, 2016; 장세길, 2016).

둘째 배우자가 있을 경우, 고관람 유니보어에 속할 확률은 비관람에 비해 줄어드는 것으로 나타났다. 반면에 배우자가 있을 경우 비관람에 비해 저관람 향유군에 속할 확률이 증가하였는데, 이는 배우자가 있을 시 문화예술 향유 횟수가 줄어든다는 박혜련·허식(2017) 등의 연구와는 다소 차이가 나는 결과이다. 한편, 동거자녀가 있을 시 고관람 유니보어 성향을 가질 확률이 줄어드는 것으로 나타났다.

셋째 비관람자에 비해 저관람 향유군과 고관람 유니보어에 속할 확률은 수도권 거주자가 높은 것으로, 고관람 유니보어에 속할 확률은 반대로 비수도권 거주자가 더 높은 것으로 나타났다. 기초통계량을 근거로 구체적으로 살펴보면, 전체 비수도권 거주자 중 고관람 유니보어 집단의 비중은 14%로, 10%인 수도권보다 비중이 높은 것으로 확인되었다. 이는 서울에 비해 타지역에 거주하는 경우 대중문화 관람횟수가 감소한다는 성재환(2003)의 연구나 수도권 지역에 거주하는 경우 공연예술의 관람횟수가 증가하는 것으로 나타난 류희진·허식(2018)의 연구와는 차이를 보이는 결과라 할 수 있다. 반면에 최순화(2021)의 논문을 살펴보면 수도권에 거주할 경우 순수예술 관람횟수가 하락한다는 결과를 도출하였다. 이처럼 지역변수가 문화예술관람 횟수에 미치는 영향은 연구에 따라 다소 상반되는 결과를 보이는데, 이는 본 연구의 결과에서 확인된 바와 같이 고관람 향유군에서 수도권은 유니보어 성향이, 비수도권에서는 유니보어 성향이 두드러지기 때문으로 추측된다.

넷째 직업의 경우 기능/농림수산/단순노무 종사자들은 일반적으로 비경제활동 인구보다 문화예술 향유할 확률이 전체적으로 떨어지는 것으로 나타났으며, 서비스/판매직의 경우 고관람 유니보어에 속할 확률은 높은 반면, 저관람 유니보어에 속할 확률은 낮아지는 것으로 나타났다. 관리직/전문직/사무직의 경우 비경제 활동인구에 비해 문화예술을 향유할 확률이 전체적으로 높아지는 것으로 나타났다. 이는 기존의 연구와 비슷한 결과이다. 경제자본의 경우 경제자본이 높을수록 문화예술을 향유할 확률이 높은 것으로 나타났다.

마지막으로 문화자본의 경우 정규교육과정을 통해 획득한 문화자본과 추가적인 학습을 통해 획득한 문화자본간에 차이가 존재하였다. 기본적으로 문화자본이 존재할 때 비관람에 비해 문화예술 소비집단에 속할 확률이 증가하는 것으로 나타났다. 교육연도의 경우 비관람자에 비해 문화예술향유 집단에 속할 확률이 증가하는 것으로 나타났으

나, 문화예술 향유향의 차이보다는 횡수를 늘리는데 더 높은 영향을 주는 것으로 나타났다. 반면에 아동·청소년기 문화예술 교육 경험과 최근 획득한 문화예술 활동 경험의 유무가 비관람과 비교하여 고관람군에 속할 확률보다 옴니보어 집단에 속할 확률에 더 큰 영향을 주는 것으로 나타났다.

V. 결론

본 연구에서는 문화자본론과 옴니보어론을 기반으로 한국의 문화예술 소비가 어떻게 이루어지고 있는지를 분석하였다. 종속변수인 ‘문화예술 소비유형’을 분석하기 위해 NHHI를 이용하여 문화예술 소비의 다양성 지수를 도출하였으며, 문화예술 소비의 다양성 지수와 문화예술 관람횟수의 대푯값을 활용해 문화예술 소비유형을 구분하였다. 이러한 구분은 문화예술 소비의 양을 반영하기 힘들다는 HHI의 문제점을 치유함과 동시에 연구자의 주관에 의존했던 문화예술 소비유형을 비교적 객관적인 기준 하에 구분하였다는 점에서 의의를 가진다. 본 연구에서는 다항로지 분석을 적용하여 문화예술 소비유형의 결정요인을 분석하였다. 연구의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 문화예술 소비의 폭을 중심으로 결정요인을 분석한 결과, 여성, 관리/전문/사무직, 경제자본, 문화자본 등의 요인들이 문화예술 소비의 중요한 결정요인으로 나타났으며, 옴니보어 성향으로 갈수록 이러한 요인들의 영향이 증가하는 것으로 나타났다. 반면 나이의 경우 연령이 증가할수록 유니보어 성향과 옴니보어 성향에 속할 확률 모두 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 둘째, 양과 폭을 모두 고려한 문화예술 소비결정요인을 분석한 결과, 지역에 따라 고관람 향유군의 소비유형에 차이가 발생한다는 결과가 확인되었다. 비수도권에서는 수도권에 비해 상대적으로 고관람 유니보어 향유군에 속할 확률이 두드러지는 것으로 나타났고, 반면에 수도권에서는 고관람 옴니보어 향유군에 속할 확률이 강하게 나타나는 것을 발견하였다. 셋째 문화자본과 경제자본이 높아질수록 관람횟수가 증가하는 것으로 나타났으며, 아동·청소년기 문화예술 비정규 교육과정과 최근 획득한 문화예술 활동경험과 같은 정규교육과정 이외에 추가적으로 획득한 문화자본이 존재할 때 관람횟수의 증가보다 옴니보어 성향으로의 변화가 더 눈에 띄게 나타났다. 이는 정규교육과정 이외에 추가적으로 획득한 문화자본의 여부가 문

화예술 소비의 양적 증가보다 소비 다양성의 증가에 더 큰 영향을 미치는 것을 의미한다.

이러한 연구결과를 바탕으로 본 연구의 정책적 함의를 도출하면 다음과 같다. 먼저 문화예술 활성화의 방향성에 따라 정책지원의 차이를 둘 필요가 있다. 첫째, 교육연도가 높아질수록 문화예술 소비의 양적 변화가 두드러지는 것으로 나타났다. 이는 공교육의 확대에 의해 부모에게서 문화예술 향유의 취향이 상속된다는 기존의 문화예술 소비의 패러다임이 보편적으로 확산될 수 있음을 의미한다. 이에 제도적인 교육과정 내에서 문화예술 교육, 동아리 활동 지원 등 다양한 연계 프로그램 개발을 모색할 필요성이 제고된다.

둘째, 아동·청소년기에 정규교육과정 외적으로 문화예술 활동의 경험 및 학습을 통해 축적한 상속자본이 존재할 때 오히려 성향을 가질 확률이 증가하는 것으로 나타났다. 따라서 방과후 학교 동아리 활동과 문화예술교육 프로그램 등을 적극적으로 활용하여 다양한 문화예술 활동 및 학습의 기회를 제공함으로써 예술적 접근성 및 이해력을 제고할 필요가 있다. 또한 최근에 획득한 문화예술 활동경험이 문화예술 소비 폭을 넓히는데 가장 큰 영향을 주는 것으로 나타남에 따라. 평생교육원이나 가족단위 문화예술 프로그램 등 지속적으로 문화예술 활동을 조장할 수 있는 시스템을 구축하는 것 역시 하나의 방안이 될 수 있다.

셋째, 비수도권 거주지역의 문화예술 소비다양화를 위한 지원책의 필요성이 대두된다. 분석결과에서 비수도권의 특징은 대중문화 장르에 소비가 활발히 발생한다는 것인데, 이러한 현상은 수도권에 비해 다양한 문화시설의 부족에 의해 발생할 가능성이 있다. 이는 수도권에 집중된 인프라를 비수도권으로 확장시킬 필요가 있음을 시사한다. 다만 본 연구에서는 문화예술 인프라에 대한 분석은 진행하지 않았으며, 이는 추후 연구과제로 제시하고자 한다.

한편, 본연구에서는 한계점을 내포하고 있다. 먼저 문화예술 영역 안에는 가격, 접근성, 인프라 등 장르별 활동별 차이가 존재할 수 있으나 본 연구에서는 문화예술 관람 횟수라는 제한된 개념을 통해 현상을 설명하는 데에 그쳤다. 이에 추후 연구에서는 이를 해결하기 위해 문화예술 장르 간의 특성을 반영하기 위한 논의가 진행되어야 할 것이다. 다음으로 본 연구는 문화체육관광부에서 제시한 ‘문화향수실태조사’와 ‘국민문화예술 활동조사’의 자료를 토대로 연구를 진행하였으며, 부모님의 학력, 경제적 계층 귀속감, 문화예술에 대한 태도 등 심도 깊은 문화소비 변수를 반영하지 못하였다는 한계를 가진

다. 그럼에도 본 연구는 문화예술 관련횃수를 통해 다양성 지수를 도출하였으며, 분포의 특성을 고려하여 문화예술 소비유형을 분류하였다는 점에서 시사점을 찾을 수 있다. 이는 지금까지 연구자의 주관에 의존했던 문화예술 소비유형을 정량적 방법을 통해 분류하였으며 이를 통해 문화예술 소비의 패턴을 분석함으로써 문화예술 정책 수립의 근거를 제공할 수 있다는 점에서 의미를 지닐 수 있다○.

[참고문헌]

- 강형철(2007), 공영방송의 새로운 정체성, 『방송통신연구』, 7-33.
- 김두이 · 금현섭 (2018), 문화예술향유의 다양성 측면에 대한 분석: 혼종성과 균등성을 중심으로, 『문화정책논총』, 32권 2호, 115-143.
- 김명중 · 황성연 (2010), 유료방송환경에서의 시청다양성에 관한 연구, 『한국언론정보학보』, 49권 1호, 39-56.
- 김봉덕 · 손승혜(2008), 18 대 총선 관련 UCC 의 다양성 분석: 시민참여 미디어로서의 UCC 의 가능성과 한계에 관한 탐색적 연구, 『한국언론학보』, 52권 5호, 295-319.
- 김수정 · 이명진 · 최섯별(2015), 문화예술교육 경험이 개인의 문화자본에 미치는 영향에 관한 연구, 『문화정책논총』, 29권 2호, 4-24.
- 김은미 · 서새롬(2011), 한국인의 문화 소비의 양과 폭: 옴니보어론을 중심으로, 『한국언론학보』, 55권 5호, 205-233.
- 김현주 · 이희찬(2020), 커피전문점 선택속성이 브랜드 선택에 미치는 영향:다항로짓 모형의 적용, 『관광경영연구』, 24권 2호, 211-230.
- 남시호(2010), 미디어 다양성의 문화정치학: 축정의 자유시장, 그 울타리를 넘어서, 『한국언론정보학보』, 136-155.
- 남은영(2010), 한국 중산층의 소비문화: 문화자본과 사회자본의 함의를 중심으로, 『한국사회학』, 44권 4호, 126-161.
- 노진원 · 권영대 · 강성욱 · 주지수(2007), 허핀달-허쉬만지수를 이용한 병원시장의 경쟁 수준 측정, 『의료경영학연구』, 1권 1호, 13-22.
- 류희진 · 허식(2018), 시기별 · 활동별 문화자본에 따른 순수예술 관람수요 결정요인 분석: 전시예술과 공연예술간 비교를 중심으로, 『문화정책논총』, 32권 2호, 87-113.
- 문화체육관광부(2014), 「문화예술향수 실태조사」, 문화체육관광부.
- 문화체육관광부(2016), 「문화예술향수 실태조사」, 문화체육관광부.
- 문화체육관광부(2016), 「국민문화예술 활동조사」, 문화체육관광부.
- 박상곤 · 박석희(2006), 문화자본이 여가소비에 미치는 영향, 『관광학연구』, 30권 6

호, 241-258.

박소라(2008), 스크린 수 증가에 따른 영화의 국적 다양성과 소비 추세에 관한 연구. 「한국언론학보」, 52권 1호, 5-30.

백처라 · 허식(2020), 베이비붐세대와 에코세대 간 문화예술 향유격차에 관한 연구, 「문화경제연구」, 23권 2호, 135-166.

성제환(2003), 文化 · 藝術商品 消費決定要因에 관한 經濟學的 研究, 「한국경제연구」, 10권, 87-113.

성제환(2012), ‘문화 · 예술 특화 인적자본’이 문화 · 예술상품 수요에 미치는 효과분석, 「산업경제연구」, 25권 1호, 657-677.

유은영 · 진현정(2016), 베이비붐세대의 문화자본과 경제자본이 문화예술 소비에 미치는 영향, 「소비자학연구」, 27권 6호, 79-103.

이승주 · 박소영(2020), 차터스쿨 도입이 공교육의 형평성에 미치는 영향: 미국 캘리포니아 지방정부를 중심으로, 「지방정부연구」, 24권 1호, 143-163.

임성원 · 구세희 · 연보영(2007), 지상파방송의 장르다양성에 관한 연구: 시간대별 프로그램 편성과 노출을 중심으로, 「언론과학연구」, 7권 2호, 402-440.

장세길(2016), 옴니보어 문화향유의 특성과 영향요인 - 전라북도 사례, 「한국자치행정학보」, 30권 4호, 283-301.

장영재 · 이재우(2020), 허핀달 지수(指數)는 CRk 집중지수(集中指數) 보다 우월(優越)한가: 가설 검증 및 정책적 함의(含意), 경제학연구, 48권 1호, 5-33

조영신 · 박상진 · 이선미(2006), 가판 폐지와 시문의 1 면 다양성, 「한국언론학보」, 50권 4호, 353-380.

지규원 · 배귀희 · 유병욱(2017), 다항로짓(Multinomial logit)을 이용한 퇴직공무원의 사회공헌활동 선호유형 결정요인 분석, 「국가정책연구」, 31권 4호, 59-85.

진현정 · 오현석다라(2016), 다변량토빗모형을 이용한 문화예술교육 경험이 문화예술 소비에 미치는 영향에 관한 분석, 「경영교육연구」, 31권 6호, 203-225.

최셋별(2006), 한국 사회에 문화 자본은 존재하는가?, 「문화와 사회」, 1권 1호, 123-158.

최셋별 · 이명진(2012), 한국의 문화자본 지형도 구성을 위한 척도개발 기초연구: 문화

- 예술 활동과 음악선호를 중심으로, 「조사연구」, 13권 1호, 61-87.
- 최순화(2021), 1인가구 문화예술 소비에 영향을 미치는 요인에 관한 연구, 「디지털융복합연구」, 19권 8호, 151-160.
- 홍종배 · 권상희(2010), 한국 방송의 다양성 지수 연구: 나폴리의 소스 · 내용 · 노출 다양성 측정을 중심으로, 방송과 커뮤니케이션, 11권 1호, 187-227.
- Clara V.B, Monica U.R. & Joan T.S.(2020), Job characteristics and life satisfaction in the EU: A domains-of-life approach, *Applied Research in Quality of Life*, 15(4), 1069-1098.
- Bourdieu. P.(1979), *La distinction: critique social du jugement*, Paris: Editions du minuit.
- Bourdieu, P.(1984), *Distinction: A social critique of the judgement of taste*, Havard University Press, Cambridge, MA.
- Bryson, B.(1996), "Anything but heavy metal": Symbolic exclusion and musical dislikes, *American Sociological Review*, 884-899.
- De Graaf, N. D., De Graaf, P. M., & Kraaykamp, G.(2000), Parental cultural capital and educational attainment in the Netherlands: A refinement of the cultural capital perspective, *Sociology of Education*, 92-111.
- Greenberg, J. H.(1956), The measurement of linguistic diversity, *Language*, 32(1), 109-115.
- Holt, D. B.(1997), Distinction in America? Recovering Bourdieu's theory of tastes from its critic, *Poetics*, 25(2-3), 93-120.
- Kambara, N.(1992), Study of the diversity indices used for programming analysis, *Studies of Broadcasting*, 28, 195-206.
- Katsillis, J., & Robinson, R.(1990), Cultural capital, student achievement, and educational reproduction: The case of Greece, *American Sociological Review*, 270-279.
- Liberson, Stanley(1964), An extension of greenberg's linguistic diversity measures, *Language*, 40(4), 526-531.

- López-Sintas, J., & Katz-Gerro, T.(2005), From exclusive to inclusive elitists and further: Twenty years of omnivorousness and cultural diversity in arts participation in the USA, *Poetics*, 33(5-6), 299-319.
- Schor, J.(1992), *The overworked American*, Net York, Basic Books.
- Simpson, E. H.(1949), Measurement of diversity, *Nature*, 163(4148), 688-688.
- Napoli, P. M.(1999), Deconstructing the diversity principle. *Journal of Communication*, 49(4), 7-34.
- Peterson, R. A.(2005), Problems in comparative research: The example of omnivorousness, *Poetics*, 33(5-6), 257-282.
- Peterson, R. A., & Kern, R. M. (1996). Changing highbrow taste: From snob to omnivore. *American Sociological Review*, 900-907.
- Peterson, R. A. & Simkus, A.(1992), How musical tastes mark occupational status groups. In Lamont, Michele, Fournier & Michael(Eds.), *Cultivating differences*(152-168), Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Sullivan, O., & Katz-Gerro, T.(2007), The omnivore thesis revisited: Voracious cultural consumers, *European Sociological Review*, 23(2), 123-137.
- Warde, A., Wright, D., & Gayo-Cal, M.(2008), The omnivorous orientation in the UK, *Poetics*, 36, 148-165.
- Yau, K. K. W., Wang, K. & Lee, A. H.(2003), Zero-inflated negative binomial mixed regression modeling of over-dispersed count data with extra zeros, *Biometrical Journal*, 45(4), 437-452.

[Abstract]

A Study on the Determinants by the Types of Culture and Arts Consumption: Focusing on Omnibore

Baik, Cheo Ra · Heo, Shik

This paper will present the direction of the cultural and artistic enjoyment policy by identifying the types of Korean culture and arts consumption and analyzing the determinants thereof. Specifically, we intend to measure the volume and breadth of cultural and arts consumption with the normalized Herfindahl-Hirschman Index, using the statistics of cultural and arts attendance over the past year. In addition, to compensate for the existing weaknesses of the Herfindahl-Hirschman Index, the tapes of cultural and arts consumption are classified into non-attendance, low-attendance unibore, high-attendance omnibore, low-attendance omnibore, and high-attendance omnibore. According to the main results, first, the acquisition of cultural capital serves as a key factor in determining the type of culture and arts consumption. Second, cultural capital acquired through regular curriculum and through other channels, reveal diverse effects on cultural and artistic consumption types. Especially, the former cultural capital plays a vital role in determining cultural and artistic consumption. On the contrary, multinomial logit analysis has found that non-metropolitan residents are more likely to have a high viewing univore tendency than residents of the metropolitan area. This study suggests that identical omnibore and unibore groups can have distinct characteristics depending on consumption, and that it explores the characteristics of cultural and artistic consumption and cultural policy implications in Korea.

[Keywords] culture and arts consumption, omnivore, cultural capital, Herfindahl-Hirschman Index, multinomial logit model

Baik, Cheo Ra_Ph.D. Student, Department of Culture-Art Business Administration, Chung-Ang University / First Author (qsaw0011@hanmail.net)

Heo, Shik_Professor, School of Economic, Chung-Ang University / Corresponding Author (shikheo@cau.ac.kr)

