온라인 건강정보추구와 노인 운동참여의 관계*

- 서울시 거주 노인을 중심으로 -

오영삼**

Relationships between Online Health Information Seeking and Exercise in Elderly*

- Focusing on Elderly Living in Seoul -

Oh, Young Sam**

요약 : 이 연구의 목적은 2018년 서울시 노인실태조사를 이용해 온라인 건강정보추구가 노인의 운동참여에 미치는 영향을 검증하는 것이다. 이 연구는 선택적 편의를 줄여 모형의 내적 타당도를 위해 준 실험설계의 하나인 성향점수 매칭을 하였다. 성향점수를 활용하여 온라인 건강정보 추구 집단(n=162)과 미추구 집단(n=162)을 매칭했으며, 매칭 과정에서 만들어진 표본의 최종 크기는 324명이다. 연구결과에 따르면 온라인 건강정보추구는 체육시설 운동참여 여부, 야외운동 참여 여부, 체육시설 운동참여 빈도에 통계적 유의성을 보였다. 이 연구는 앞으로 진행될 온라인 정보와 다양한 형태의 건강증진행위의 실증자료로 활용될 가능성이 있다. 또한, 추후 복지관과 건강센터에서 개발되는 노인 온라인 건강증진 프로그램의 실증자료로 활용될 수 있다.

주제어 : 온라인 건강정보추구, 운동참여, 건강증진행위, 노인 건강관리

ABSTRACT : The purpose of this research is to investigate the effects of online health information seeking on physical exercise of Korean elderly. The data used in this research were taken from the 2018 Survey of the Living Conditions of the Korean Elderly in Seoul. Using the Propensity Score Matching (PSM) method, this study matched the study data in order to address selection bias increasing an internal validity of analytic model. From the sample, 162 elderly using online health information were selected as the treatment group, and then 162 counterparts were matched with regard to propensity score from the matching pool(n=324). In this research, online health information seeking was significantly associated with participating in gym activities(participation and frequency) and outdoor exercise(participation). The results of this study can be used as an empirical evidence for future online health research examining health information and promotion. Also, this study can be applied as resources for developing health promotion program for elderly at community welfare centers.

KeyWords : online health information seeking, physical activity, health promotion, health care of elderly

---

* 부경대학교 행정학과 조교수(oys503@pknu.ac.kr)
** 이 논문은 2018년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행되었음(NRF-2018S1A5A2A02069903).

I. 서론

이 연구의 목적은 온라인 건강정보추구(online health information seeking)가 노인의 운동참여에 미치는 영향을 검증하는 것이다. 오늘날 가장 빈번하게 건강정보를 습득하는 정보통로는 인터넷이다. 웹 사이트, 스마트 폰의 앱(application), 웨어러블 장치, ICT 기기를 활용한 온라인 건강정보추구가 기존의 전통적 건강정보추구를 대체하고 보완하고 있다(Cotten and Gupta, 2004). 기존의 실증연구는 정보 습득자가 온라인 건강정보로 효능감 증진, 건강염려증 저하, 의료진과의 긍정적 관계와 대화 유지 같은 효과를 경험한다고 증명하고 있다(Hall et al., 2015). 온라인 건강정보가 습득자에 제공하는 유용성은 매체특성(구조기제)과 내용특성(기능기제)에 기인한다. 매체특성으로 봤을 때, 온라인 매체는 다른 매체보다 높은 편리성과 경제성을 제공한다(오영삼·조영은, 2019). 건강보험 아래의 의료시스템을 이용한 의료정보 습득은 필연적으로 비용 지급 구조를 가진다. 운동이나 식품과 관련된 정보도 전문가에게 획득 시 일정 비용이 발생할 수밖에 없다. 비용 외에도 기존 매체는 짧은 진료시간, 정보원(resource)의 검색과 파악, 물리적 접근, 연락 등 다양한 어려움을 동반한다(이찬희 외, 2014). 반면, 온라인 매체를 통한 건강정보의 습득은 대부분 무료(예: YouTube)이거나 저가의 이용료를 지출하기에 이용자는 큰 부담 없이 온라인으로 원하는 건강정보를 습득하고 습득정보를 바탕으로 다양한 건강증진행위를 시도할 수 있다.

동시에 건강정보는 온라인 매체를 통해 폭넓은 확장성을 확보하였다. 다양한 디지털 기기는 우리가 더 빠르고 쉽게 건강정보를 검색, 습득, 저장, 공유할 수 있게 해주었다. 기존의 특정계층 사람만이 활용할 수 있었던 고급 건강정보가 온라인 매체를 통해 빠르게 대중에게 공유되기 시작했다. 또한 전문가가 아닌 일반인도 정보의 공공화(public sharing)로 정보의 단순 소비자를 벗어나 정보의 생산자와 유통자의 역할을 가지게 되었다(오영삼·조영은, 2019). 온라인 매체가 가진 확장성은 건강정보 이용자를 수동적 소비자로 국한하기보다 이용자를 능동적 생산·유통자로 전환했다. 이는 지금까지 건강증진과 의료영역에서 고수해 온 생산자(혹은 유통자)와 소비자(혹은 이용자)의 범주를 모호하게 만들어 건강에 대한 일반인의 관심을 증대시키는 동시에 정보습득 시 야기되었던 장애와 편견을 획기적으로 낮추는 계기가 되었다(Cline and Haynes, 2001).

내용특성 측면에서 건강정보는 건강문제와 스트레스 상황에서 중재효과를 가진다(McDaniel, Schutte, and Keller, 2008). 온라인 건강정보의 습득은 환자의 의료현장에서 의료진과 긍정 대화를 증대를 돕거나 의료지식을 더 빨리 이해하게 해준다(Dedding et al., 2011). 동시에 환자와 가족의 건강정보 습득은 그들이 효과적인 의료결정을 가능하게 하며 더 적극적 건강증진행위를 영위하게 도와준다(Shim, Kelly, and Hornik, 2006). 이 효과는 정보 습득자가 직면하는 미충족된 건강지식 욕구와 기대가 정보습득으로 해소되었거나 정보를 습득함으로써 외부 명시지를 내재화하여 습득자의 헬스 리터러시(health literacy) 수준이 향상되어 일어난 결과로 해석할 수 있다. 헬스 리터러시는 좋은 수준의 건강상태를 유지하고 증진

하기 위한 총체적 전략으로 건강정보를 접근·이해·평가·활용할 수 있는 인지와 사회적 능력과 기술이다(Kickbusch et al., 2013).

온라인 건강정보가 가진 구조와 기능의 특성을 고려할 때, 건강관리에 온라인 건강정보추구는 큰 영향을 미칠 것이다. 특히 노년층의 건강증진에 온라인 건강정보 이용의 효용이 극대화될 가능성이 크다(Oh, Choi and Kim, 2018). 한국에서 노년은 다른 연령층보다 상대적으로 낮은 교육, 경제, 건강 수준을 가진다. 일반적으로 노년층일수록 건강증진 현장에서 만들어지는 건강정보(예: 통계)를 이해하는 데 힘이 든다. 또한, 노년기에 직면하는 빈곤, 만성질환, 장애 등의 한계는 의료시설을 방문하거나 이용하는 데 제약으로 작용한다. 하지만 온라인 건강정보가 가진 특성과 장점은 노인이 경험하는 정보습득 취약성의 상당 부분을 상쇄시키거나 보완해준다(Oh, 2016). 온라인 매체의 기능을 통해 접근 한계와 육체적 제약이 상당히 해소되며, 습득한 건강정보의 반복 학습으로 건강지식과 헬스 리터러시가 증대되는 효과를 가진다. 온라인 건강정보로 증대된 헬스 리터러시의 효용은 궁극적으로 노인이 선택할 의료결정, 건강관리, 건강증진행위를 성공으로 이끌 가능성이 크다. 이상의 논의를 바탕으로 이 연구를 온라인 건강정보 추구를 건강증진을 위하여 개인이 의도적으로 온라인(인터넷)에서 건강 관련 정보를 획득하는 행위라 조작적으로 정의한다.

이 연구는 다양한 건강증진행위 가운데 운동에 초점을 두어 노인의 온라인 건강정보추구와의 관계를 분석하였다. 온라인 건강정보가 노인의 건강증진에 미치는 효용에도 불구하고 온라인 건강정보추구와 운동 등의 건강증진행위와의 관계를 실증적으로 분석한 연구는 아직 국내에 알려지지 않았다. 국외에서도 노인을 대상으로 온라인 건강정보가 그들의 건강증진에 미치는 영향을 분석한 연구(Johnson and Johnson, 2004)가 소수에 그치고 있다. 이와 같은 한계로 온라인 건강정보추구와 습득이 한국노인의 운동참여에 미치는 효과를 검증할 이론과 실증자료 모두가 없는 상태이다. 이상의 한계를 극복하고자 이 연구는 다음과 같이 구성하였다. 첫째, 온라인 건강정보추구와 건강증진행위와의 관계를 지지할 다양한 이론틀을 기존 연구를 통해 살펴보았다. 둘째, 국내 선행연구를 통해서 노인 운동참여의 영향요인과 참여유형을 분석하였다. 셋째, 성향점수 매칭을 이용한 준 실험설계 방법을 이용하여 온라인 건강정보의 추구가 노인 운동참여 미치는 영향을 검증하였다.

Ⅱ. 이론적 배경

1. 온라인 건강정보추구와 건강증진행위의 관계에 대한 선행연구

온라인 건강정보추구와 운동참여와의 관계를 명확하게 제시한 이론모형은 현재까지 학계에 보고되지 않았다. 또한, 한국노인의 온라인 건강정보추구가 운동참여에 미치는 영향을 실증적으로 분석한 연구도 절대적으로 부족한 실정이다. 하지만 일부 연구에서는 건강정보추구를 개인의 건강관리를 위한 동인(動因)으로 이론화함으로써 운동, 금연, 식습관 개선, 약물순응(medication adherence)

과 같은 건강증진행위에 온라인 건강정보가 미치는 영향을 분석하려는 시도가 진행되었다(Willis, 2018; Epton et al., 2014).

온라인 건강정보추구와 건강증진행위의 관계를 설명하는 가장 보편적 이론틀[1)]은 Ajzen(1985)의 계획된 행동 이론(Theory of Planned Behavior [TPB])이다. TPB는 인간행동에는 의도가 담보되어 있으며 의도는 태도, 주관적 규범, 행동능력 자각에 영향을 받는다고 가정한다. TPB의 관점에서 온라인 건강정보추구는 금연이나 운동과 같은 건강증진행위를 위한 일련의 의도로 간주한다. 따라서 건강정보를 습득하는 행위는 건강증진에 대한 강한 의도를 내포한다. 따라서 건강정보의 추구는 건강증진행위를 수행하는 데 직접적 영향을 가진다(Epton et al., 2014). Epton et al.(2014)은 TPB에 기반을 두어 온라인건강정보가 건강증진행위에 미치는 효과성을 검증하기 위해 실험설계를 진행하였다. 결과에 따르면 온라인건강정보를 습득한 집단은 비교집단(비습득 집단)에 비해 낮은 흡연 가능성을 보였다. 흡연과는 별개로 그들의 연구에서 식습관, 운동, 음주 등은 통계적으로 유의하게 나타나지 않았다. 그러나 Epton의 연구(2014)에서 지적하였듯이 이 연구가 대학 신입생을 대상으로 진행되었기 때문에 타 연령층에게 연구결과를 일반화하는 데 한계를 가진다. 또한, 학생들의 온라인 개입(intervention)에 대한 참여수준이 크게 높지 않았음을 고려할 때, 온라인 건강정보와 건강증진행위의 관계를 파악하기 위해서는 다양한 대상자를 통한 실증연구가 더 필요한 실정이다.

다른 방향은 Becker의 건강신념모형(Health Belief Model[HBM])을 이용하여 건강행동에 대한 온라인 건강정보의 효과를 설명하려는 시도다. HBM의 구성요소는 지각된 민감성, 지각된 심각성, 지각된 유익성, 지각된 장애, 행동의 계기(Cues-to-Action), 자기효능감이다(Janz and Becker, 1984). HBM은 일종의 가치-기대 이론(value-expectancy theory)이다. 질병을 피하거나 건강해지려는 욕구(가치)와 질병을 예방 또는 개선하리라는 믿음(기대)이 건강증진행위에 긍정적 영향을 주리라고 가정한다. 온라인 건강정보추구가 개인 욕구를 자극하거나 기대를 증진하는 역할을 한다면 정보 이용이 궁극적으로 건강증진행위에 긍정적 영향을 준다고 본다. Willis(2018)의 연구에서는 이 가정이 잘 드러난다. 연구에 따르면 온라인을 통한 정보 교환과 습득이 환자의 지각된 유익성(기대)과 지각된 장애(욕구)에 대한 인식을 높이고, 궁극적으로 약물 순응과 같은 건강증진행위를 하게 함을 밝혔다. Park과 Park(2016)은 한국계 미국인이 이용하는 온라인 커뮤니티에서 암 관련 정보의 추구와 습득을 조사하였다. 연구에 따르면 온라인 건강정보를 통해서 인지하는 언어장애(Language barrier)와 임상 서비스 관련 정보는 유방암 검사(진단, 예방 및 모니터링)와 통계적으로 유의한 관계를 보였다. 즉, 개인이 인지하는 기대(임상 서비스)와 욕구(언어장애)가 건강증진행위의 하나인 암 예방검사로 이어질 수 있음을 보였다. 한편, HBM의 행동계기는 건강증진행위를 실행하는데 필요한 특정한 내·외적 자극을 의미한다.

1) 이 연구는 개별이론의 배경, 철학, 특징에 관한 자세한 설명은 생략하였다. 본 단락 기술의 목적은 제시한 각 이론의 특성 설명이 아닌 각 이론이 가진 특성이 온라인 건강정보추구와 건강증진행위와의 관계를 어떻게 설명하고 적용하는지 파악하는데 있다. 이론에 관한 배경 설명은 본 문에 제시한 참고문헌을 통해 확인이 가능하다.

HBM에서 언급하는 외적 자극은 주로 미디어 등의 정보 매체를 통한 건강과 질병정보의 제공을 의미하기 때문에 온라인 건강정보의 습득은 HBM의 행동계기(외적 자극)와도 자연스레 연동된다.

온라인 건강정보추구는 건강증진행위를 일으키는 의도(TPB)와 건강증진과 관리에 대한 욕구와 기대(HBM)로 고려될 수 있다. 이 연구에서 온라인 건강정보추구를 한 가지 관점으로 제한할 의도는 없다. 오히려 노인의 온라인 건강정보추구가 여러 이론의 관점과 특성을 포괄한다고 보았다. 왜냐하면, 한국노인에게 인터넷의 활용, 건강정보의 습득, 그리고 운동에 이르는 단계적이며 선형적 관계가 특정 목적을 위한 대단히 의도적 행동이자 미충족 된 욕구의 해소방안으로 사용될 가능성이 크기 때문이다. 이 연구는 이 선형적 관계가 노인의 자존감과 자기효능감을 상승시키는 전략안에서도 고려되어야 함을 주지한다.

2. 노인 운동참여의 영향요인

운동이 노인에게 미치는 효과성에 대한 학문적 관심(양남영·유용권·송민선, 2018; 김보람·황향희, 2017; 남미희·민현주, 2014)에 비해 개입전략인 노인의 운동참여를 일으키거나 촉진하는 영향요인에 대한 학문적 관심은 크지 않다. 따라서 노인의 운동참여를 증진하게 시키는 방안을 도출하거나 운동참여와 지속에 관한 영향요인을 분석한 연구는 상대적으로 소수에 그치고 있다. 노인 운동참여에 초점을 둔 연구조차도 운동만족도(유현순, 2005)나 운동 효능감(김우철, 2015)의 차이를 일으키는 요인에 대한 분석이 주를 이루고 있을 뿐이다. 이 같은 연구 흐름은 우리나라 노인이 보이는 운동에 대한 이원화 현상에서 찾아볼 수 있다. 한국 노년층에서 운동에 참여집단과 비참여 집단은 타 연령 집단에 비하여 뚜렷하게 구분되는 양상을 보인다(문화체육관광부, 2018, p.207). 이원화 양상 속에서 연구자는 두 집단 모두에게 운동참여의 이유와 장점을 지속해서 제공하고픈 의도를 가졌으리라 본다. 학계에서 운동 집단에게는 참여에 대한 보상을, 반대로 비참여 집단에게는 운동참여의 유인(誘因)을 제공하기 위한 학문적 노력이 지속하였을 가능성이 크다.

노인의 운동참여와 의도에 관한 선행연구를 통해 노인 운동참여의 영향요인 일부가 밝혀졌다. 현승권(2018)의 연구에서 노인이 가지는 운동에 대한 효능감, 가족지지, 그리고 물리적 환경(거주 지역이 제공하는 운동시설 적절성)이 그들의 운동참여와 유지에 통계적으로 유의한 관계를 보였다. 반면, 그의 연구에서 인구 사회학 특성은 성별, 교육수준, 배우자 유무 등은 노인의 운동참여와 통계적 유의성을 보이지 않았다. 반면, 이희주(2002)의 연구에서는 여성, 낮은 연령, 높은 교육수준, 배우자 유, 그리고 높은 경제 수준을 가진 사람일수록 반대 경우보다 높은 수준의 운동참여를 보였다. 그러나 전반적으로 노인을 대상으로 진행된 운동참여 연구에서 인구 사회학 및 생활양식에 따른 운동참여 차이를 밝힌 연구는 많지 않다. 안상현(2013)은 건강신념모델을 기반으로 노인이 건강에 가지는 믿음과 지각이 그들의 운동에 대한 자기효능감과 참여의도를 분석하였다. 건강운동에 참여하지 않는 노인을 대상으로 시행된 이 연구에서 높은 수준의 지각된 혜택성과 낮은 수준의 지각된 장애성은 높은 수준의 운동 참여의도와 정적인 유의성을 가

졌다. 정윤하(2017)는 노인이 직면하는 운동참여에 대한 한계와 이를 해결하려는 대안 모색을 제약협상 모형(Jackson, Crawford and Godbey, 1993)을 통해 분석하였다. 노인이 직면하는 한계 혹은 제약(동료제약, 한계제약, 신체 및 경제제약)은 운동참여를 지속하는 의지에 부적인 영향 관계를 보였다. 하지만 높은 수준의 제약은 노인이 활용하는 협상(동반참여, 운동조절, 조건극복)의 수준을 높이게 하고 궁극적으로 높은 협상 수준은 운동참여의 지속의지를 높은 수준으로 유지하게 하는 영향요인으로 밝혀졌다.

이 연구는 앞서 살펴본 이론을 토대로 건강증진과 관리의 동인으로서 온라인 건강정보추구와 노인의 운동참여와 영향 관계를 가정하는 연구모형을 제안하였다. 연구모형의 검증하기 위해 노인의 운동참여 유형을 체육시설 운동(예: 체육관, 수영장)과 시설이 아닌 야외운동(예: 운동장, 야외운동기구)으로 분류하였다. 그리고 각 운동의 참여형태는 참여 여부와 참여 빈도로 구분하였다. 연구모형이 제시한 연구가설은 다음과 같다.

가설 1-1(체육시설 운동참여 여부). 온라인 건강정보를 추구하는 노인은 미추구 노인보다 통계적 유의수준에서 체육시설에서 운동할 가능성이 크다.

가설 1-2(야외운동 참여 여부). 온라인 건강정보를 추구하는 노인은 미추구 노인보다 통계적 유의수준에서 야외에서 운동할 가능성이 크다.

가설 2-1(체육시설 운동참여 빈도). 온라인 건강정보를 추구하는 노인은 미추구 노인보다 통계적 유의수준에서 더 자주 체육시설에서 운동할 것이다.

가설 2-2(야외운동 참여 빈도). 온라인 건강정보를 추구하는 노인은 미추구 노인보다 통계적 유의수준에서 더 자주 야외운동을 할 것이다.

Ⅲ. 연구방법

1. 분석자료 및 연구대상자

이 연구는 서울시와 서울시복지재단이 공동으로 조사한 2018년 노인실태조사(이하 서울 노인실태조사)를 이용하여 모형을 검증하였다. 서울 노인실태조사는 2012년 첫 조사를 시행한 이래 2년 주기로 실시하고 있는 코호트 조사다. 조사는 서울인구의 고령화에 따른 체계적 대응 방안을 마련하는 데 목적을 둔다. 조사 대상자는 서울시에 거주하는 65세 이상 노인이며, 조사내용은 노후생활, 건강, 생활환경, 근로, 여가, 보호에 관한 실태다(서울시복지재단, 2018). 서울 노인실태조사의 모집단은 2018년 8월에서 11월을 기준으로 서울에 거주하는 만 65세 이상의 노인이다. 조사는 성, 연령, 지역을 기준으로 표본틀 구성한 후 비례배분법을 통하여 표본을 추출하였다. 조사범위는 서울시 전역(25개 자치구)으로 구성하였고 조사 기간은 2018년 8월 27일에서 11월 4일까지 면접원이 가구를 직접 방문하여 대면 면접조사를 하였다. 조사를 통해 획득한 최종 표본 수는 3,034명이다. 이 연구의 연구모형을 검증하기 위하여 전체 자료에서(N=3,034) 연구대상을 다음과 같은 과정을 통해 추출하였다. 자료에서 건강정보의 습득 여부와 온라인을 통해 습득한 정보의 종류를 이용하여 온라인 건강정보 습득 노인을 추출하였다. 건강정보를 습득하는 동시에 온라인을 통해 정보를 습득하는 노인은 온라인 건강정보 추구집단(n=162)으로 설정하고 온라인을 통해 정보를 습득하지 않는 집단은 온라인 건강정보 미추구 집단(이하 미추구 집단)으로 구성하였다. 다음으로 목록별 결측치 제외(listwise deletion)방식을

채택하여 분석에 사용될 변수의 결측치를 제외하였다. 끝으로 성향점수를 활용하여 온라인 건강정보 추구 집단(n=162)과 미추구 집단(n=162)을 매칭(배합)하였다. 이러한 과정을 통해서 만들어진 표본의 최종 크기는 324명이다.

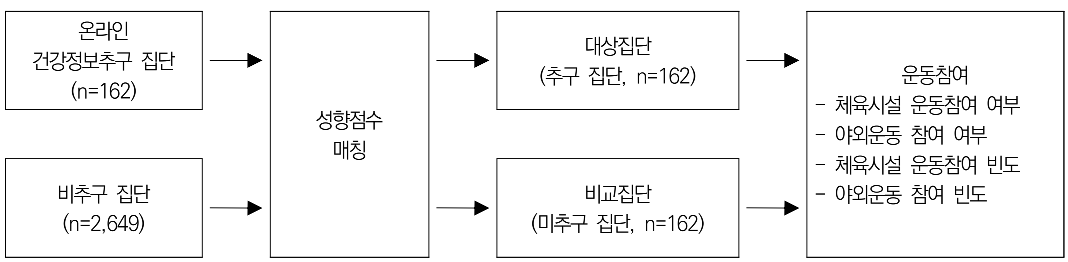
2. 성향점수매칭(Propensity Score Matching[PSM])과 연구방법

연구 분석에서 선택적 편의를 제거하는 가장 효과적인 방법은 무선할당(random assignment)을 이용한 실험설계다(Shadish, Cook, and Campbell, 2002). 무선할당을 통한 실험설계가 가지는 다양한 장점에도 불구하고 연구자가 실험설계를 연구에 응용하는 데는 현실제약이 따른다. 실험설계가 시행되기 어려운 조건에서 PSM은 집단 추출과 모형분석에서 발생할 수 있는 선택적 편의(selection bias)를 통계적으로 사후 수정하는 효과적 방법이다(Guo and Fraser, 2014).

있다. 도출된 성향점수를 바탕으로 집단을 매칭시킴으로써 집단별 대상자의 추출과정에서 발생하는 선택적 편의는 줄어들게 되고, 최적의 성향점수 매칭은 무선할당과 유사한 효과를 가진다(Guo and Fraser, 2014).

온라인 건강정보 추구집단과 미추구 집단의 동등성 확보를 위한 PSM을 실시하였다. 매칭과정은 공변량을 포함한 로짓 회귀모형을 통해 성향점수를 구하고 도출된 성향점수를 통해 집단 간의 매칭이 진행되었다. 성향점수를 얻기 위한 로짓 회귀분석은 통계 패키지(spss)를 통해 자동으로 실행된다. 로짓 회귀분석에서 온라인 건강정보 추구는 종속변수가 되며 정보추구에 영향을 미치는 다양한 요인들이 매칭(독립)변인으로 모형에 포함된다. 성향점수를 이용하여 매칭이 되면 처치집단과 대조집단은 같은 분포를 가지게 되며 두 집단 간의 차이는 우연의 오차로 인정된다(Guo and Fraser, 2014). 이 연구에서는 중복을 허용하지 않는 일대일 매칭, Nearest Neighbor Matching, no

〈그림 1〉 PSM을 이용한 집단의 구분과정



PSM에서 성향점수(propensity score)는 특정 대상이 대조집단이 아닌 처치집단에 포함될 확률 혹은 그 반대의 확률을 의미한다. PSM의 성향점수는 로짓 회귀분석을 통해 도출되는데, 처치집단의 포함(확률)에 관계되는 최대한의 공변량을 투여함으로써 효과적 매칭에 필요한 성향점수를 얻을 수

caliper 방법을 사용하였다(Guo and Fraser, 2014). 이 방법은 각 집단에 속한 개체 간의 가장 근접한 성향점수를 선택하여 매칭하는 방식이다. 즉, 정보를 추구하는 노인집단의 한 개체 성향점수를 미추구 집단의 성향점수군에서 같거나 가장 근접하는 개체를 선택하여 매칭시킨다.

PSM을 통해 획득한 표본의 적절성을 확인하기 위하여 두 집단의 균형성을 검증하였고 종속변인을 제외한 두 집단 간의 차이를 chi-square와 t-test를 이용하여 검증하였다. PSM을 통한 자료 매칭의 과정은 〈그림 1〉과 같다. 공변량을 통제한 상태에서 정보추구 차이가 운동참여에 미치는 영향을 분석하기 위하여 로지스틱 회귀분석(참여유무)과 다중회귀분석(참여 빈도)을 활용하였다. 모형 분석을 위해 이 연구는 IBM SPSS Statistics Version 25(Essentials for R Version 25.0), R package(3.3.3)의 통계 프로그램을 활용하였다.

3. 측정변수의 설정

온라인 건강정보추구의 측정은 척도(scale)를 이용한 단일측정방식보다 다양한 지표(index)를 활용한 다차원 측정이 일반적이다(Oh, 2016). 왜냐하면, 온라인 건강정보추구에는 건강정보를 측정할 때 발생하는 특성과 조건(예: 빈도, 양 등)과 인터넷 사용의 환경요인(예: 접속빈도, 클릭 수 등)이 혼재해 있기 때문이다(Oh, 2016). 이론적으로 가장 정교한 온라인 건강정보추구를 측정하기 위해서는 사용자가 이용한 정보의 개수, 이용량, 이용 빈도, 찾은 내용의 우선순위(가중치), 클릭 수, 건강정보 사이트에 머문 시간 등의 다양한 정보를 변수에 모두 포괄해야 한다. 하지만 이러한 극단적 포괄성은 현실에서는 거의 불가능하다. 따라서 기존 연구에서는 온라인 건강정보추구의 특정 요인이나 환경 일부만을 측정[2)]하려는 시도를 보인다.

이 연구는 자료가 제공하는 정보를 고려해 기존 연구에서 우선순위를 통해 온라인 건강정보추구를 측정하는 방식을 이용하여 변수를 구성하였다. 서울 노인실태조사는 대상자에게 직접 온라인 건강정보의 추구특성(유무, 빈도, 양)을 조사하지 않았다. 대신 가장 자주 접하는 정보의 1·2순위와 필요한 정보를 얻기 위해 가장 자주 이용하는 방법 1·2순위에 관한 정보를 제공한다. 이 연구에서 온라인 건강정보추구는 가장 자주 접하는 정보 1·2순위가 건강정보인 경우(=1)와 가장 자주 이용하는 방법 1, 2순위가 인터넷(=1)을 곱하여 변수를 구성하였다. 온라인 건강정보 추구의 측정 방법은 기존 연구(Chou et al., 2011; Xiao, Sharman, Raob and Upadhyaya, 2014)에서 사용한 측정방식을 활용하였다.

종속변수인 운동참여는 체육시설 운동참여 여부, 체육시설 운동 빈도, 야외운동 참여 여부, 야외운동 빈도의 4가지 형태로 구성하였다. 먼저 체육시설 운동참여 여부는 체육관, 헬스클럽, 수영장, 골프장 같은 체육시설을 이용하여 운동하는지로 이분하여 측정하였다. 반면, 야외운동 참여 여부는 공원, 산책로, 하천변, 산, 운동장과 같은 야외에서 운동하는지를 측정하였다. 각 운동 빈도는 '하지 않음(=0)'에서 '거의 매일(=5)'까지 6가지 범위로 구성하였고, 체육시설운동의 빈도는 변수의 정규성(normality)을 위하여 로그치환을 하였다.

기존 연구를 통해 온라인 건강정보 추구 그리고 운동참여에 영향을 미치는 요인을 통제와 매칭변인으로 구성하였다(Oh, 2016). 통제변인으로서 이 연구는 연령, 성별(남=1, 여=0), 학력(무학=0, 대학

2) 온라인 건강정보추구의 측정방식과 유형은 크게 6가지 이상으로 구분된다. 각각의 유형과 측정방식을 모두 기술하고 설명하는 작업은 이 연구의 분석범주를 벗어난다고 보았다. 측정유형 분석과 관련된 기술과 설명은 추후연구를 통해 진행할 예정이다.

원 이상=7), 혼인(유=1, 무=0), 독거(독거=1, 동거=0), 주관적 건강상태(1[매우 나쁘다]-5[매우 건강하다]), 만성질환(유=1, 무=0), 가구소득(로그치환, 45만원-1,000만원), 취업(유=1, 무=0), 지역(강남 3구=1, 타 지역구=0)을 고려하였다. 만성질환은 최근 3개월 이상 앓았던 질환을 기준으로 변수를 구성하였다. 월평균 가구소득은 변수의 정규성을 고려하여 로그치환을 하였다. 지역의 경우, 서울과 관련된 기존의 연구(김태형·권세원·이윤진, 2012)에서 꾸준히 제기한 강남 3구를 기준으로 지역변수를 이분화하여 구성하였다.

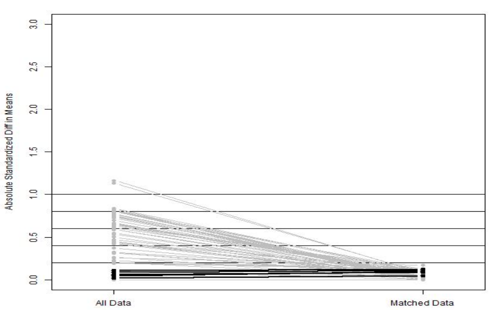
Ⅳ. 연구결과

1. 매칭 밸런스 체크

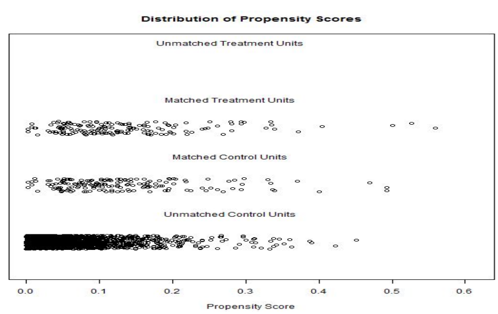
집단 간의 매칭이 효과적으로 수행되었는지를 판단하기 위해서 성향점수 추정에 따른 변수별 밸런스(balance) 체크가 요구된다(Guo and Fraser, 2014). 가장 먼저 고려해야 할 기준은 집단 간의 표준화된 평균 차이다. 일반적으로 표준화된 평균 차이가 |.25| 이상이면 불균형 공변량을 가진다고 고려된다. 즉, 변수의 평균 차이가 |.25| 이상을 가지면 공변량의 측정수준을 변경하거나 이론에 따라 공변량을 제거 혹은 수정할 필요성이 존재한다. 이 연구에서 |.25|를 초과하는 표준화된 평균의 차이는 나타나지 않았다.

다음으로 전반적 매칭균형 테스트(d2)를 확인할 필요가 있다(Hansen and Bowers, 2008). d2는 집단 간의 균형을 파악하기 위하여 카이스퀘어 분석을 이용하며, 공변량 간의 선형결합이 매칭 후에도 불균형한지를 평가한다. 귀무가설이 기각되지 않으면 두 집단 간의 구조가 유사함을 의미하며 이는 집단 간의 매칭이 잘 되었다고 판단할 수 있다. 그러나 d2는 샘플의 수가 적을 때 귀무가설을 기각하지 못하는 한계를 가진다. 그 때문에 적은 샘플의 매칭에서는 분석 해석에 유의하는 동시에 다른 밸런스 체크 통계량을 함께 참고할 필요가 있다. 이 연구는 비교적 많은 수의 샘플이 모형에 투입되었고 d2도 통계적으로 유의하지 않기에 매칭이 성공적으로 수행되었음이 인정된다(<표 2>).

<그림 2> 집단 간의 동질성



<그림 2-1>



<그림 2-2>

성공적 매칭을 확인하기 위해 Iacus, King, 그리고 Porro(2012)는 다변량 불균형 측정 지수(Multivariate imbalance measure; L1)를 제시하였다. L1은 0에 가까울수록 두 집단의 분포 균형이 좋고, 반면 1에 가까울수록 두 집단의 불균형이 높음을 의미한다. 이 연구에서 L1의 값은 매칭 이전의 .958에서 매칭 이후 .716로 확연히 낮아졌다. 〈그림 2-1〉에서 살펴볼 수 있듯이 매칭 후의 표준편차(SD)는 매칭 전과 비교할 때 확연히 줄었다. 이 연구에서 매칭 전 변수 간 표준화 평균 차이의 최댓값은 약 |1.134|이었지만, 매칭 이후의 평균 차이는 모두 |0.17| 이하로 나타났다. 이는 매칭 이후에 성향점수 추정방정식에 투입된 매칭변수들의 차원에서 두 집단의 동질성이 확보되었음을 의미한다. 한편, 성향점수의 분산을 살펴보면 매칭 이후 두 집단은 거의 같은 성향점수 분산을 보였다(〈그림 2-2〉). 이 결과는 두 집단의 공변량이 온라인 건강정보추구에 속할 같거나 유사한 성향점수를 가지며 궁극적으로 두 집단이 성향점수의 측면에서 동질성을 가짐을 의미한다. 이상의 결과를 볼 때, 이 연구는 성향점수 추정방정식의 균형 특성(Balancing Property)를 적정하게 만족하고 있다고 고려된다.

2. 기술통계 결과

매칭 전 두 집단 간의 기술 분석의 결과는 〈표 1〉과 같다. 야외운동 참여 빈도를 제외한 모형에 투입된 모든 변인은 통계적으로 유의하였다. 결과에 따르면 연령, 질병, 독거는 추구보다 비추구 집단이 높았지만 건강상태, 소득, 혼인은 추구 집단이 더 높게 나타났다. 이 결과는 기존의 온라인 연구(Oh et al., 2018; Cotten and Gupta, 2004)와 거의 유사한 결과다. 노인집단에서 온라인 등의 ICT를 사용하는 사람은 비 사용자보다 일반적으로 높은 교육과 소득 그리고 좋은 건강상태를 유지한다. 높은 교육을 수준을 가진 사람일수록 ICT와 연관된 직업(예: 전문직 등)을 가질 확률이 높다. 동시에 높은 소득과 교육은 ICT 이용과 접근에 쉽게 작용한다. 그리고 소득과 교육은 건강상태, 혼인, 근로, 동거 등의 인구 사회학 요인과 밀접한 양의 상관관계를 가진다. 따라서 비추구 집단에서 나타난 높은 연령, 낮은 경제 수준, 낮은 건강상태 등의 요인은 노년층의 디지털 불평등과 건강 불평등을 일으키는 내재 요인으로 봐도 무방하다. 따라서 두 집단의 차이를 통제하지 않은 채, 집단 간의 차이 분석(온라인 건강정보 이용과 운동참여 간의 관계)을 시도하게 되면 선택편의가 크게 발상하게 되어 분석 결과를 왜곡하게 된다. 모형의 내적 타당도 증진을 위한 매칭의 필요성이 여기서 제기된다(Shadish et al., 2002).

매칭 후 모형에 투입된 변수에 대한 기술통계는 〈표 2〉와 같다. 모형에 투입된 모든 통제변인은 유의하지 않았다. 이 결과는 성향점수의 추정에 사용된 변수들이 매칭 성공(동질성 확보)으로 인해 집단 간 차이를 가지지 않게 되었음을 의미한다. 즉, 선택된 공변량의 차원에서 두 집단에 대한

〈표 1〉 매칭 전 대상자 간의 특성과 차이

특성	구분 및 범위	온라인 건강정보(n=2,811)		통계치 (chi-square, t-test)
		추구 집단(%,SD) n=162	비추구 집단(%,SD) n=2,649	
연령	만 65~89세	69.4(4.2)	74.2(6.3)	-9.46***
성별	남=1	103(63.6)	1205(45.5)	20.08***
	여=0	59(36.4)	1444(54.5)	
학력	0-7	4.1(1.3)	3.0(1.3)	9.91***
혼인여부	기혼 혹은 동거=1	140(86.4)	1654(62.4)	38.02***
	비혼, 사별, 이혼 =0	22(13.6)	995(37.6)	
독거여부	독거=1	9(5.6)	621(23.4)	28.09***
	가구원 동거=0	153(94.4)	2028(76.6)	
주관적 건강상태	1-5	3.6(0.7)	3.2(0.8)	5.13***
만성질환 유무	유=1	112(69.1)	2081(78.6)	7.90**
	무=0	50(30.9)	568(21.4)	
월평균 가구소득	45만 원-1,000만 원	319.4(194.1)	228.9(168.6)	6.92***
취업여부	유=1	78(51.9)	898(33.9)	13.67***
	무=0	84(48.1)	1751(66.1)	
지역	강남 3구=1	18(11.1)	359(13.6)	.78*
	타 지역구=0	144(88.9)	2290(86.4)	
체육시설 운동 참여 여부	유=1	42(25.9)	278(10.5)	36.03***
	무=0	120(74.1)	2371(89.5)	
야외운동 참여 여부	유=1	134(82.7)	1952(73.7)	6.50**
	무=0	28(17.3)	697(26.3)	
체육시설 운동 참여 빈도	0-5	0.4(0.7)	.17(0.5)	6.20***
야외운동 참여 빈도	0-5	3.4(1.7)	3.1(2.0)	1.51

*p〈.05, **p〈.01, ***p〈.001

표본선택 편의는 추정의 문제가 되지 않는다(Guo and Fraser, 2014).

65세 이상의 집단에서 일반적으로 남성은 여성보다 적게 표집된다. 그러나 온라인 건강정보에 관한 기존의 연구를 살펴보면 이 연구의 성별구성과 비슷한 사례(김성은 외, 2019; 박동진 외, 2013)가 많음을 알 수 있다. 이 결과에 대한 주원인은 온라인 건강정보추구와 학력과 가장 밀접한 관계에서 비롯된다. 인터넷 사용은 주로 고학력일수록 증가하며 온라인 건강정보추구도 고학력과 정적인 선형관계를 가진다(Oh et al., 2018). 한국의 남성 노인이 여성 노인보다 학력이 높음을 고려할 때(정경희 외, 2017), 학력이 노인집단의 성별 이질성을 일으켰으리라고 본다. 이 연구에서도 노인 학력이 기존 노인연구보다 상대적으로 높은 점(평균 고등학교 졸업 이상)을 고려할 때, 성별 구성에 대한 다름이 발생했을 가능성이 크다.

〈표 2〉 PSM 이후 대상자 간의 특성과 차이

특성	구분 및 범위	온라인 건강정보(n=324)		통계치 (chi-square, t-test)
		추구 집단(%,SD) n=162	비추구 집단(%,SD) n=162	
연령	만 65~89세	69.4(4.2)	69.1(4.2)	.73(ns)
성별	남=1	103(36.4)	106(65.4)	.12(ns)
	여=0	59(63.6)	56(34.6)	
학력	0-7	4.1(1.3)	4.0(1.2)	.73(ns)
혼인여부	기혼 혹은 동거=1	140(86.4)	142(87.7)	.10(ns)
	비혼, 사별, 이혼=0	22(13.6)	20(12.3)	
독거여부	독거=0	9(5.6)	9(5.6)	.00(ns)
	가구원 동거=1	153(94.4)	153(94.4)	
주관적 건강상태	1-5	3.6(0.7)	3.5(0.8)	.95(ns)
만성질환 유무	유=1	112(69.1)	121(74.7)	1.23(ns)
	무=0	50(30.9)	41(25.3)	
월평균 가구소득(log)	45만 원-1,000만 원	319.4(194.1)	299.1(175.9)	.69(ns)
취업여부	유=1	78(51.9)	80(49.4)	.04(ns)
	무=0	84(48.1)	82(50.6)	
지역	강남 3구=1	18(11.1)	16(9.9)	.13(ns)
	타 지역구=0	144(88.9)	146(90.1)	
체육시설 운동 참여 여부	유=1	42(25.9)	23(14.2)	6.94**
	무=0	120(74.1)	139(85.8)	
야외운동 참여 여부	유=1	134(82.7)	116(71.6)	5.67*
	무=0	28(17.3)	46(28.4)	
체육시설 운동 참여 빈도(log)	0-5	0.4(0.7)	0.2(0.5)	2.64**
야외운동 참여 빈도	0-5	3.4(1.7)	3.1(2.0)	1.35(ns)
Overall test(d2):df(9)=3.726, p=.929; L1=.716				

*p〈.05, **p〈.01; ns=not significant

3. 회귀분석 결과

1) 운동참여 여부

〈표 3〉의 모형 1과 2는 각각 체육시설운동과 야외운동 참여 여부를 종속으로 하여 로지스틱 회귀모형을 검증한 결과다. 모형분석의 결과를 보면, 모형 1에서 온라인 건강정보추구 집단은 비추구 집단보다 체육시설운동 여부에 대한 승산(odds ratio [OR])이 2.15배(115%[3)]) 높게 나타났다. 즉 추구집단에 속한 노인이 비추구 집단에 속한 노인에 비해 체육시설을 이용하여 운동을 할 가능성이 크다고 해석할 수 있다(가설 1-1지지). 모형1에서

3) 변화백분율(△%)을 통해 독립변수가 1단위 증가할 시 종속변수의 증감(%)을 확인하였다. 모형1의 온라인 건강정보추구의 차이 결과는(△%=100(2.15-1) 추구집단이 비추구 집단보다 시설운동을 할 확률이 115%높음을 의미한다.

학력의 승산은 1.59이며, 이는 학력이 한 수준 증가할수록 체육시설 운동을 할 확률이 1.59배 증가함을 의미한다. 로지스틱 회귀모형의 전체 적합도 검정 결과(Hosmer and Lemeshow, 1989)를 보면, 모형1의 Chi-square($\chi2$) 값은 5.599(p=.692, df=8)로 통계적으로 유의성을 보이지 않았다. 이 결과는 종속변수의 예측치와 실제치 간의 차이가 작으며 모형의 적합도가 수용 가능한 수준임을 의미한다. 모형2(야외운동 참여 여부)의 결과에서 온라인 건강정보추구 집단은 비추구 집단보다 야외운동 여부에 대한 승산이 1.94배(94%) 높게 나타났다. 이는 추구집단에 속한 노인이 비추구 집단에 속한 노인보다 야외운동을 할 가능성이 1.94배 높음을 뜻한다(가설 1-2 지지). 모형1에서 유의한 학력은 모형2에서 유의성을 보이지 않았으나, 연령이 통계적으로 유의한 수준에서 야외운동을 예측하였다. 야외운동 참여 여부에 대하여 연령은 정방향의 관계를 보였는데, 이는 연령이 한 살 증가할수록 야외운동에 참여할 확률이 1.08배 증가함을 의미한다. 모형2의 Hosmer와 Lemeshow 검정에서 $\chi2$값은 9.270(p=.320, df=8)로 유의하지 않기에 적합도는 수용 가능한 수준이었다.

2) 운동 참여 빈도

모형분석을 시행함에 앞서, OLS 회귀분석의 가정을 점검하였다. 각 모형에 대한 회귀표준화 잔차의 정규 P-P도표 및 산점도를 검토 결과, 등분산성은 표준화 예측값과 표준화 잔차의 산점도상에서 정규분포와 등분산 가정을 만족하였다. 즉, 개별 모형의 P-P도표에서 잔차는 직선(대각선) 가깝게 산재하여 있었으며, 산점도에서 잔차의 이분산성(heteroscedasticity)은 나타나지 않았다. 상승변량(VIF)을 살펴본 결과 VIF값이 최소 1.01에서 최대 1.90으로 나타났다(기준 10 이하). 이 연구에 투입된 예측요인 간 다중공선성은 회귀추론에 있는 심각한 문제를 발생하지 않는다고 고려된다(O'Brien, 2007). 운동참여 빈도에 대한 회귀분석을 수행한 결과, 체육시설 운동의 참여 빈도(모형3)는 온라인 건강정보추구는 통계적으로 유의하였다. 이는 온라인 건강정보를 추구하는 노인이 추구하지 않는 노인에 비해 더 자주 체육시설을 이용하여 운동한다고 해석할 수 있다(가설 2-1 지지). 운동참여 빈도에 대한 회귀분석을 시행한 결과, 체육시설 운동의 참여 빈도(모형3)는 온라인 건강정보추구는 통계적으로 유의하였다.

이는 온라인 건강정보를 추구하는 노인이 추구하지 않는 노인에 비해 더 자주 체육시설을 이용하여 운동한다고 해석할 수 있다(가설 2-1 지지). 모형3의 인구 사회학적 변수 가운데 높은 수준의 학력이 체육시설 운동참여 빈도와 통계적으로 유의미한 관계를 보였다. 즉, 학력 수준이 높은 노인일수록 체육시설을 이용하여 더 자주 운동한다고 해석할 수 있다.

모형4(야외운동 참여 빈도)에서 온라인 건강정보추구는 통계적으로 유의하지 않았다(가설 2-2 기각). 이는 모형2에서 건강정보의 습득이 야외운동을 하게 하는 요인으로 밝혀진 결과와 뚜렷한 차이를 보인다. 다른 예측요인에서는 연령이 야외운동 빈도와 통계적으로 유의한 관계를 가졌다. 결과에 따르면 노인의 연령이 증가할수록 노인의 야외운동 빈도는 통계적 수준에서 더 높았다.

〈표 3〉 운동종류별 참여 여부와 빈도 예측결과

(n=324)

변수	모형1 (체육시설운동 참여 여부)		모형2 (야외운동 참여 여부)		모형3 (체육시설운동 빈도)		모형4 (야외운동 빈도)	
	B(OR)	95%CI	B(OR)	95%CI	B(β)	SE	B(β)	SE
Constant(상수)	−7.53(.00)	−	−6.10(.00)	−	−1.11	.84	−2.94	2.49
온라인 건강정보추구	.76(2.15*)	[1.18−3.92]	.66(1.94*)	[1.12−3.36]	.18(.13)*	.07	.27(.07)	.21
연령	−.01(.98)	[.90−1.07]	.07(1.08*)	[1.00−1.17]	−.00(−.00)	.00	.06(.15)	.02
성별	.23(1.26)	[.62−2.59]	.39(1.47)	[.81−2.67]	.07(.05)	.08	.38(.09)	.24
학력	.46(1.59***)	[1.23−2.06]	.14(1.15)	[.90−1.47]	.10(.19)**	.03	.10(.07)	.09
혼인여부	1.05(2.85)	[.56−14.35]	.52(1.68)	[.59−4.79]	.14(.07)	.14	.40(.07)	.43
독거여부	1.10(3.01)	[.31−28.86]	−.21(.80)	[.18−3.55]	.15(.05)	.21	.23(.02)	.63
주관적 건강상태	.38(1.46)	[.93−2.30]	.16(1.17)	[.81−1.71]	.07(.09)	.05	.05(.02)	.15
만성질환 유무	.19(1.21)	[.61−2.42]	.45(1.57)	[.80−3.08]	.07(.04)	.09	.22(.05)	.26
월평균 가구소득	.34(1.41)	[.78−2.53]	−.08(.91)	[.54−1.55]	.09(.08)	.07	.01(.00)	.20
취업여부	−.19(.82)	[.42−1.57]	−.19(.82)	[.45−1.50]	−.04(−.03)	.80	−.33(−.08)	.23
지역	−.39(.67)	[.25−1.78]	.02(1.02)	[.38−2.72]	−.08(−.03)	.12	−.17(−.02)	.37
−2LL(Nagelkerke R^2)	287.27(.173)		326.29(.099)		−		−	
R^2, F(model)	−		−		.10, 3.21***		.06, 1.96*	

*p<.05, **p<.01, ***p<.001

V. 결론 및 함의

이 연구는 PSM을 활용하여 온라인 건강정보추구가 노인의 운동참여에 미치는 영향을 검증하였다. 회귀모형 결과에 따르면 온라인 건강정보추구는 체육시설 운동참여 여부, 야외운동 참여 여부, 체육시설 운동참여 빈도에 통계적 유의성을 보였다. 이 결과는 온라인 건강정보를 추구하고 습득하는 노인은 비추구 집단의 노인에 비해 체육시설과 야외공간을 이용하여 운동을 할 가능성이 크다고 해석할 수 있다.

이 연구의 결과는 앞서 탐색한 이론과 선행적 관계를 지지한다. 먼저, 노인이 건강정보를 찾는 행위는 지금 수행하는 혹은 습득 후 진행하게 될 운동에 대한 사전지식의 획득과 운동 수행을 위한 의도로 볼 수 있다. TPB의 관점에서 보면 건강증진을 위해 수행해야 하는 운동이라는 과업이 있으며 이 과업을 진행하려는 의도나 사전준비로 건강정보를 찾는다고 해석할 수 있다. 다음으로, HBM의 관점에서 보면 온라인을 통한 건강정보의 습득은 노인의 건강에 대한 기대를 증가할 가능성이 크다. 오늘날 다양한 사이트, 광고, 앱 등에서 건강과 관련된 수많은 정보를 제공하고 있을 뿐만 아니라 노인의 인터넷 사용률도 급속하게 증가하고 있다(과학기술정보통신부·한국인터넷진흥원, 2018). 노인 인터넷 사용 목적의 가장 큰 비중이 건강과 질병관련 정보의 습득임을 고려할 때(서울시복지재단, 2018), 온라인 건강정보추구는 노인의 건강에 대한 기대를 증가시키는 동시에 실제 운동참여를 유도하는 기능

을 했을 것으로 고려된다. 이 연구는 노인의 온라인 건강정보추구가 각 이론이 제시하는 관점 일부를 모두 포괄한다고 보았다. 예를 들어, 건강염려가 큰 노인에게 건강정보의 추구는 건강증진을 위한 사전 준비로 작용했을 가능성이 크다. 그리고 온라인을 통한 건강정보의 빈번한 습득은 노인이 가진 건강 욕구와 기대의 수준을 높임으로써 오프라인에서 노인의 운동참여를 높였으리라 고려된다.

이상의 결과로부터 이 연구는 다음의 연구의의를 도출하였다. 먼저, 이 연구는 온라인 건강정보추구가 건강증진(운동)에 미치는 효용에 대한 가치를 조명하였다. 국외에도 노인의 온라인 건강정보추구와 운동 그리고 여타의 건강증진행위(예: 금연과 금주)와의 관계를 분석한 연구는 드문 실정이다. 국내에서도 노인을 대상으로 온라인 건강정보추구와 습득에 관한 학술적 분석을 시행한 사례는 현재까지 학계에 알려지지 않았다. 더불어 금연, 금주, 운동, 식습관과 같은 건강증진행위에 온라인 건강정보추구가 미치는 효과를 분석한 연구도 전혀 없는 실정이다. 이와 같은 연구 환경에서 이 연구는 향후 진행될 노인의 온라인 건강정보추구에 관한 기초연구로 사용될 수 있으며, 동시에 온라인 건강정보의 추구와 습득이 운동 외의 타 건강증진행위에 미치는 영향을 검증할 때 실증자료로 활용될 가능성이 있다.

다음으로 이 연구의 결과는 복지관이나 건강센터가 개발하는 온라인 건강증진 프로그램의 실증자료로 활용될 수 있다. 현재 노인복지관, 건강증진센터, 보건소 등에서 노인을 대상으로 다양한 건강증진 프로그램이 진행되고 있다. 프로그램들의 상당수는 노년층의 운동을 지도 혹은 장려하거나 운동을 쉽게 유도하는 기제(예: 음악을 통한 운동)를 제공하고 있다. 이러한 노력에도 불구하고 전국 통계자료 살펴보면 평소 운동을 하는 노인은 68.0%에 그치며, 이들 중 권장 수준(주 150분 이상) 이상의 운동을 수행하는 노인은 절반(48.2%)에도 못 미쳤다(정경희 외, 2017). 노인층의 운동 부족 현상을 고려할 때, 새로운 유형의 건강 및 운동증진 프로그램이 진행될 필요가 있다. 온라인 건강정보에 기반을 둔 건강증진 프로그램은 기존 프로그램이 가진 한계를 넘어 고령화 사회의 새로운 대안으로 떠오를 가능성이 있다. 왜냐하면, 인터넷이 가진 장점인 편리성과 경제성(무료 혹은 저가의 이용료), 확장성(웨어러블 기기), 정보습득 평등성의 성격이 온라인 건강정보추구에도 그대로 적용되기 때문이다. 다시 말해, 노인은 언제 어디서나 편리하고 빠르게 자신이 원하는 건강정보를 습득하고, 습득된 정보는 다양한 디지털 기기를 통해서 습득, 저장, 관리될 수 있다. 그리고 습득하고 관리된 건강정보를 바탕으로 노인은 더 쉽고 편리하게 다양한 유형의 건강증진행동을 영위할 수 있다.

이 연구는 다음의 연구 한계가 있다. 온라인 건강정보추구는 다양한 방식으로 측정된다. 기존 연구에 따르면 크게 6가지 형태의 측정방식(추구 여부, 선호측정, 시간측정, 정보량 측정, 채널 이용 수 측정, 채널 종류 수 측정)을 가지는데(Oh, 2016) 이 연구는 자료 한계로 선호측정만을 연구에 활용하였다. 문제는 온라인 건강정보추구의 측정방식에 따라 운동참여와 빈도와의 관계가 다르게 나타날 가능성이 존재한다. 또한, 특정 건강정보는 특정 운동에 더 밀접하게 영향을 미칠 수 있어서 정보의 양과 더불어 정보의 종류가 운동참여와의 선형적 관계를 가질 수 있다. 예를 들어, 운동기구 사용이나 허약(frailty)예방을 위한 단백질 섭

취에 관한 정보는 야외운동보다는 체육시설을 이용해 운동하는 노인에게 더 큰 관심과 현저성(salience)을 불러일으킬 가능성이 크다.

한편, 이 연구의 대상자는 기존의 노인연구보다 상대적으로 높은 학력 수준을 가진다. 높은 수준의 학력은 노인을 대상으로 한 기존의 온라인 건강정보연구에서 흔히 나타나는 현상이다. 왜냐하면, ICT 기기를 다루거나 습득할 조건에 일정 수준 이상의 학력이 전제되기 때문이다. 한편, 이 연구는 서울시 노인실태조사를 이용하였기에 서울시에 거주하는 노인만을 분석에 이용할 수밖에 없었다. 따라서 학력, 장애, 지역의 측면에서 이 연구는 일반화(외적 타당도)를 높일 수가 없었다.

매칭을 통한 내적 타당도를 높이려는 시도에도(Shadish et al., 2002) 불구하고 이 연구는 여전히 인과성에 대한 한계를 가진다. 정보습득과 실제 운동참여 간 관계에서 외부요인(예: 역사), 성장, 평균 회귀 등의 문제가 완전히 소멸하지 못하기에 실험설계나 종단연구와 비교하여 낮은 수준의 인과성을 가진다. 이 연구의 결과 해석에 각별한 주의가 필요한 부분이다.

이 연구는 내적 타당도를 높이려는 다양한 시도와 노력을 수행한 장점이 있지만, 자료의 한계, 분석특성, 그리고 우연의 일치로 인해 낮은 수준의 외적 타당도를 가지는 한계도 가진다. 따라서 이 연구의 결과를 이용하거나 해석할 때, 대상자(노인집단)에 대한 일반화의 가능성보다는 중재요인과 결과 간의 인과성이나 효과성의 측면에서 연구의 결과를 활용하기를 기대한다. 후속연구에서는 이 연구가 가진 연구 한계를 극복하거나 연구결과의 일반화를 증대시키는 방향에서 연구모형의 설정과 분석이 필요하리라 생각한다.

참고문헌

과학기술정보통신부·한국인터넷진흥원, 2018,「2017 인터넷이용실태조사」, 나주: 한국인터넷진흥원.

김보람·황향희, 2017, “농촌지역 여성노인의 여가시간 신체활동 (LTPA) 참여가 운동태도 및 성공적 노화에 미치는 영향”,「한국체육과학회지」, 26(6): 193~207.

김성은·박동진·최정화, 2019, “일반 성인의 건강문해력의 하위 차원과 건강 관련 행위 간 관계”,「보건사회연구」, 39(1): 334~364.

김우철, 2015, “운동행동 변화단계에 따른 노인의 운동 자기효능감과 지각된 건강상태 수준 변화”,「디지털융복합연구」, 13(11): 549~559.

김태형·권세원·이윤진, 2012, “서울시민의 개인 및 지역 효과에 의한 건강불평등”, 「서울도시연구」, 13(3): 15~35.

남미희·민현주, 2014, “리듬운동 참여노인의 라이프스타일과 지각된 가치 및 건강증진행위의 관계”,「대한무용학회논문집」, 72(1): 61~78.

문화체육관광부, 2018,「국민체참여 실태조사」, 세종시: 문화체육관광부.

박동진·권명순·최정화, 2013, “개인의 건강정보지향, 인터넷 건강정보에 대한 태도, e-헬스 리터러시 수준과 건강 관련 행위의 관계”,「홍보학 연구」, 17(3): 379~413.

서울시복지재단, 2018,「2018년 서울시 노인실태조사」, 서울: 서울시복지재단.

안상현, 2018, “신체활동에 참여하지 않는 노인들의 건강위험지각이 자기효능감과 건강운동 참여의도에 미치는 효과”,「한국사회체육학회지」, 53(1): 573~583.

양남영·유용권·송민선, 2018, “하지근력운동이 여성노인의 하지근력과 유연성 및 요실금 증상에 미치는 효과”,「Korean Journal of Adult Nursing」, 30(4): 417~425.

오영삼·조영은, 2019, “온라인 건강정보 활용의 한계와 발

전방향 모색: 무지의 틀을 이용한 전문가 지식 분석을 중심으로”, 「보건사회연구」, 39(2): 358~393.

유현순, 2005, “스포츠산업, 경영학: 스포츠이벤트 참여자의 태도 및 관여도와 기업이미지의 인과관계”, 「한국체육학회지-인문사회과학」, 44(6): 777~788.

이찬희·임현선·김영남·박애희·박은철·강중구, 2014, “진료과별 적정 외래 진료시간에 관한 연구”, 「보건행정학회지」, 24(3): 254~260.

이희주, 2002, 「노인의 생활양식에 따른 운동참여 및 건강에 관한 조사연구」, 이화여대.

정경희·오영희·이윤경·오미애·강은나·김경래·홍송이, 2017, 「2017년도 노인실태조사」, 세종시: 보건사회연구원.

정윤하, 2017, 노인 운동 참여제약과 협상 및 참여지속의지의 관계, 「한국여가레크리에이션학회지」, 41(4): 68~82.

현승권, 2018, “사회생태학적 요인이 노인들의 운동 참여행동에 미치는 영향”, 「한국스포츠학회지」, 16(1): 223~231.

Ajzen, I., 1985, *From intentions to actions: A theory of planned behavior Action control*: Springer.

Cline, R. J. and Haynes, K. M., 2001, “Consumer health information seeking on the Internet: the state of the art”, *Health education research*, 16(6): 671~692.

Chou, W. S., Liu, B., Post, S., and Hesse, B., 2011, “Health-related Internet use among cancer survivors: data from the Health Information National Trends Survey, 2003-2008”, J*ournal of Cancer Survivorship*, 5(3): 263~270.

Cotten, S. R. and Gupta, S. S., 2004, “Characteristics of online and offline health information seekers and factors that discriminate between them”, *Social science & medicine*, 59(9): 1795~1806.

Dedding, C., Van Doorn, R., Winkler, L., and Reis, R., 2011, “How will e-health affect patient participation in the clinic? A review of e-health studies and the current evidence for changes in the relationship between medical professionals and patients”, *Social science & medicine,* 72(1): 49~53.

Epton, T., Norman, P., Dadzie, A.-S., Harris, P. R., Webb, T. L., Sheeran, P., and Meier, P. S., 2014, “A theory-based online health behaviour intervention for new university students (U@Uni): results from a randomised controlled trial”, *BMC public health*, 14(1): 563.

Guo, S. and Fraser, M. W., 2014, Propensity Score *Analysis: Statistical Methods and Applications: Statistical Methods and Applications,* Los Angeles, CA: SAGE.

Hall, A. K., Bernhardt, J. M., and Dodd, V., 2015, “Older adults’ use of online and offline sources of health information and constructs of reliance and self-efficacy for medical decision making”, *Journal of health commu-nication*, 20(7): 751~758.

Hansen, B. B., & Bowers, J., 2008, Covariate balance in simple, stratified and clustered comparative studies. Statistical Science, 23(2): 219-236.

Hosmer, D., Lemeshow, S., 1989, *Applied Logistic Regression,* New York Wiley.

Iacus, S. M., King, G., and Porro, G., 2011, “Causal Inference without Balance Checking: Coarsened Exact Matching”, Political Analysis, 20(1): 1~24.

Jackson, E. L., Crawford, D. W., and Godbey, G., 1993, “Negotiation of leisure constraints”, *Leisure sciences*, 15(1): 1~11.

Janz, N. K. and Becker, M. H., 1984, “The health belief model: A decade later”, *Health education quarterly*, 11(1): 1~47.

Johnson, E. and Johnson, S., 2004, “Health promotion and access to online health information among older adults”, *Medicine & Science in Sports & Exercise*, 36(5): S322.

Kickbusch, I., Pelikan, J. M., Apfel, F., and Tsouros, A. D., 2013, *The solid facts: Health literacy. Denmark: The World Health Organisation Regional Office for Europe*.

McDaniel, A. M., Schutte, D. L., and Keller, L. O., 2008, “Consumer health informatics: from genomics to population health”, *Nursing outlook*, 56(5): 216~223.

O'Brien, R. M., 2007, “A caution regarding rules of thumb for variance inflation factors”, *Quality & Quantity*, 41(5): 673~690.

Oh, Y. S., 2016, *Predictors of Online Health Information Seeking Behavior and Health Information Seeking Experience of Elderly Cancer Survivors Using the Internet,* Case Western Reserve University.

Oh, Y. S., Choi, E. Y., and Kim, Y. S., 2018, “Predictors of smartphone uses for health information seeking in the Korean elderly”, *Social work in public health*, 33(1): 43~54.

Park, M. S., and Park, H., 2016, “Topical network of breast cancer information in a Korean American online community: a semantic network analysis”, *Information Research: An International Electronic Journal,* 21(4): n4.

Shadish, W., Cook, T. D., and Campbell, D. T., 2002, *Experimental and quasi-experimental designs for generalized causal inference*: Houghton Mifflin Boston, MA.

Shim, M., Kelly, B., and Hornik, R., 2006, “Cancer information scanning and seeking behavior is associated with knowledge, lifestyle choices, and screening”, *Journal of health communication*, 11(S1): 157~172.

Willis, E., 2018, “Applying the Health Belief Model to Medication Adherence: The Role of Online Health Communities and Peer Reviews”, *Journal of health communication*, 23(8): 743~750.

Xiao, N., Sharman, R., Raob, H. R., and Upadhyaya, S., 2014, “Factors influencing online health information search: An empirical analysis of a national cancer-related survey”, *Decision Support Systems*, 57: 417~427.

원 고 접 수 일 : 2019년 9월 25일
1 차 심 사 완 료 일 : 2020년 2월 5일
최 종 원 고 채 택 일 : 2020년 5월 30일