

상용치료원 보유가 중노년층의 건강행동에 미치는 영향

윤성훈¹ · 송연재² · 권순만^{1,3}

¹서울대학교 보건대학원, ²한국국제협력단, ³한국보건산업진흥원

Effect of Usual Source of Care on Health Behavior of the Middle Aged and the Elderly

Sunghun Yun¹, Yeonjae Song², Soonman Kwon^{1,3}

¹Graduate School of Public Health, Seoul National University, Seoul; ²Korea International Cooperation Agency, Seongnam; ³Korea Health Industry Development Institute, Cheongju, Korea

Background: This study was conducted to analyze the impact of having a usual source of care on health behaviors of the middle aged and the elderly, in order to investigate the potential effect of enhancing primary health care in a Korean context.

Methods: This study constructed a balanced panel of middle-aged and elderly samples using the Korea Health Panel 2016-2018, and fixed-effect models were used to analyze the data.

Results: Among three sets of dependent variables (physical activity, smoking, drinking), statistically significant results were found only in physical activity. Subgroup analysis showed that this effect was not observed in the late elderly (aged 75 and older) and those without chronic diseases.

Conclusion: Results of the study implied that enhancing primary health care among middle age and the elderly may have an effect on improving health behaviors. Moving forward to person-centered primary health care from disease-focused primary health care should be considered in high-risk groups such as the middle aged and the elderly with chronic diseases.

Keywords: Primary health care; Usual source of care; Health behavior; Fixed effect model

서 론

흡연, 음주, 신체활동 부족, 건강하지 못한 식습관 등 부적절한 건강 행동으로 인한 건강손실이 매우 크다는 것은 질병부담에 대한 위험요인 연구를 통해 잘 알려져 있다[1]. 건강행동은 만성질환의 주요 위험요인으로, 생애주기에 걸친 부적절한 건강행동의 누적은 주요 만성질환의 발병에 영향을 미친다[2]. GBD 2019 Risk Factors Collaborators [1]의 연구에 따르면, 2019년을 기준으로 흡연, 건강하지 못한 식습관, 음주, 신체활동 부족 등의 건강행동은 남성과 여성 모두에서 질병부담을 증가시키는 위험요인 상위 20위 안에 포함된 것으로 나타났

며, 특히 흡연의 경우 남성에서는 1위, 여성에서는 7위, 건강하지 못한 식습관의 경우 남성에서는 5위, 여성에서는 6위를 차지하는 등 높은 순위를 차지하였다. 이처럼 건강행동이 보건학적으로 중요한 위험요인이 이미 잘 알려져 있음에도 불구하고 한국인의 평균적인 건강행동의 개선은 더딘 것으로 나타난다. 질병관리청에 따르면 한국 남성의 흡연율은 2008년 47.8%에서 2018년 36.7%로 개선되는 경향을 보였지만, 여성의 흡연율은 2008년 7.4%에서 2018년 7.5%로 뚜렷한 감소추이가 관찰되지 않았다[3]. 이와 같은 경향은 음주에서도 유사하게 나타나, 남성에서는 음주 경향이 조금씩 개선되는 경향이 나타났지만, 여성에서는 오히려 음주 관련 지표가 악화되는 것으로 나타

Correspondence to: Sunghun Yun
Graduate School of Public Health, Seoul National University, 1 Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul 08826, Korea

Tel: +82-2-880-2772, Fax: +82-2-762-9105, E-mail: dkmyoon@snu.ac.kr

*본 논문은 제13회 한국의료패널 학술대회(2021. 12. 10.)에서 발표된 내용을 일부 수정·보완하였다.

Received: December 16, 2021, Revised: February 21, 2022, Accepted after revision: March 1, 2022

© Korean Academy of Health Policy and Management

© This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License

(<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

났다. 또한 신체활동의 경우 남녀 모두에서 유산소 신체활동 실천율이 지속적으로 감소하고 있는 것으로 나타났다.

건강행동이 개선되는 것은 의료비용 및 장기요양비용 증가가 클 것으로 전망되는 한국의 현 상황에서 중요한 의미를 지닌다[4,5]. 특히 생애주기상 만성질환의 이환 및 악화를 경험하기 쉬운 중노년층에서 건강행동과 건강수준 간의 관계를 보고한 연구들은[6,7] 이들 인구집단에서의 건강행동 개선이 만성질환의 악화 및 이로 인한 신체·인지기능의 저하가 일어나는 시점을 지연시킴으로써 의료비용 및 장기요양비용을 절감할 수 있을 것으로 기대할 수 있음을 보여준다[8]. 또한 고령화로 인해 보건의료에 대한 부담은 증가하고 경제성장은 둔화되고 있는 한국의 현 상황과 건강행동 개선을 통해 건강수명과 개인의 사회활동 참여를 연장할 수 있다는 점까지 고려할 때[9], 중노년층에서의 건강행동 개선은 보건의료체계만이 아닌 사회적 관점에서의 다양한 효용 증가에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 기대할 수 있으며, 이는 건강행동 개선에 대한 적극적인 정책적 개입이 필요할 수 있음을 시사한다. 그러나 이미 발병한 질환의 치료에 활용되고 있는 공적 재원의 크기에 비해 건강행동의 개선을 위해 활용되는 공적 재원은 제한적이다. 통계청에 따르면 2019년 경상의료비 중 정부 지출은 약 93조 6천억 원에 달했으나, 이 중 예방서비스에 투입되는 비용은 약 4조 4천억 원 수준이었으며, 보건복지부의 보건분야 예산 중 전국의 보건소에 건강증진사업을 위해 지원하는 재원은 일부에 불과하다[10]. 또한 종합병원급 이상 의료기관의 진료비 점유율이 증가하고 있는 한국의 상황은 한국의 현 보건의료시스템이 예방 및 건강증진보다는 치료 중심의 시스템으로 구성되어 있음을 보여준다[11].

일차보건의료 강화는 치료 중심의 보건의료시스템의 효율화와 동시에 예방 및 건강증진의 개선으로 이어질 수 있다는 측면에서 매력적인 정책적 도구가 될 수 있다[12]. 일차보건의료의 핵심적인 속성으로는 흔히 건강상의 문제가 발생했을 때 최초로 접촉하게 되며, 오랜 기간 환자와의 관계를 형성하여 진료의 지속성을 확보하고, 상당 부분의 건강 문제를 해결해줄 수 있는 포괄적인 서비스를 제공하고, 타 기관과의 연계나 협력이 필요한 경우 이를 조정하는 기능의 수행 등이 언급된다[13]. 일차보건의료가 가지는 이와 같은 특징으로 인해, 일차보건의료는 단순히 질병의 치료만이 아니라 질병의 예방과 건강증진에도 영향을 미칠 수 있을 것으로 기대된다[12]. 예를 들어 진료 지속성은 의사에 대한 신뢰에 영향을 미치는 것으로 알려져 있으며[14], 신뢰와 라뵘(rapport)를 바탕으로 한 의사-환자 관계는 의사가 환자의 건강행동에 영향을 미칠 수 있는 중요한 요인 중 하나라는 점을 고려할 때[15], 신뢰를 기반으로 한 일차보건의료 제공자와 환자 간의 관계는 단순히 지식적 측면을 넘어선 건강행동에의 영향력 발휘

의 기반으로 작용할 수 있다[16]. 이는 보건의료 전문가가 환자의 건강행동에 영향을 미치는 경로가 단순히 정보의 우위와 전문가로서의 권위를 통해서만 이루어지는 것이 아니라는 지적과 그 맥락을 함께 한다[17].

한국에서는 명시적인 주치의제도가 활용되지 않고 있음에 따라 주치의 보유 여부에 따른 차이를 분석하는 것은 어려운 상황이며, 이에 따라 기간 일차보건의료와 관련된 연구는 주로 상용치료원 보유 여부를 활용한 연구나 일차의료의 주요 속성 중 하나인 진료 지속성에 관한 연구를 중심으로 이루어져 왔다[18-26]. 상용치료원은 아프거나 건강상담을 필요로 할 때 주로 방문하는 의사 혹은 의료기관을 의미하며, 주로 설문을 통해 조사가 이루어진 연구에서 변수로 활용되었다[18-22]. 진료 지속성은 주로 건강보험 청구자료를 활용한 연구에서 활용되었으며, 특정 질환에 대한 의료기관의 점유율을 나타내는 진료지속성지수(continuity of care index) 등이 변수로 활용되었다[23-25]. 본 연구에서는 중노년층 일반의 건강행동에 미치는 영향을 분석하는 것을 목적으로 함에 따라, 특정 질환군을 정의하는 것이 필요한 진료지속성지수 등을 사용하는 대신 상용치료원 보유 여부가 중노년층 인구집단에서의 건강행동에 미치는 영향을 분석함으로써 일차보건의료 강화를 통해 기대할 수 있는 건강행동 측면에서의 이점을 탐색하고자 하였다.

일차보건의료가 건강행동에 미치는 영향을 평가한 선행연구들의 결과는 다소 혼재되어 있다[20-22,26-28]. 일차보건의료와 관련된 제도적 배경 등이 국가에 따라 차이가 나서 효과가 다르게 나타날 수 있다는 점을 감안하더라도, 국내에서 이와 관련되어 이루어진 연구에서도 결과에 일부 차이가 나타났다. 국내 선행연구들에서 일차보건의료는 대체로 신체활동 개선에는 영향을 미치는 것으로 나타났지만[20,21], 흡연의 개선에는 대체로 효과가 없는 것으로 나타났고[20-22], 음주의 개선에는 효과가 없다고 보고한 연구와[20] 효과가 있다고 보고한 연구가 혼재되어 있었다[21]. 그러나 주치의제도를 강제하고 있지 않음에 따라 일차보건의료 제공자와의 관계가 개인의 선택에 의해 결정되고 있어 외생성(exogeneity)이 확보되지 않는 한국의 맥락을 고려할 때, 단년도 자료를 활용한 단면연구의 형태로 관찰 가능한 변수들을 통제하여 수행된 국내 선행연구들은 제한점을 지닌다. 본 연구에서는 한국의료패널 데이터가 지닌 패널데이터로서의 강점을 활용한 분석을 통해 이와 같은 제한점을 보완한 결과를 제시하고자 한다.

방 법

1. 자료원 및 분석대상

본 연구에서는 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단에서 수집한 한국의료패널 2008-2018년 연간데이터(version 1.7) 중 2016년(11차)-2018년(13차) 자료를 활용하였다. 한국의료패널조사는 가구 및 가구의 사회경제적 특성, 의료이용, 민간의료보험 가입 등에 대한 다양한 정보를 포함하고 있을 뿐만 아니라 개인의 신체활동, 흡연, 음주 등 건강행동에 대해서도 풍부한 내용을 포함하고 있는 자료원이다. 국내 2차 자료원 중 국민건강보험공단 database (DB)의 경우 건강검진 DB에서 건강행동에 관한 내용을 포함하고 있으나 건강검진 수검 여부 자체가 상용치료원 보유에 영향을 받을 수 있다는 측면에서 편의 추정을 피하기 어렵다는 제한점이 있으며[22], 국민건강영양조사나 지역사회건강조사의 경우 종단 자료를 구축할 수 없어 연구방법론의 활용에 제한이 있다. 한국의료패널 연간데이터 중 상용치료원 보유와 관련된 문항이 포함되어 있는 연도는 2009년, 2012년, 2013년, 2016년, 2017년, 2018년이며, 본 연구에서는 2014년 이후 한국의료패널 데이터에 신규표본이 추가되었다는 점을 감안하여 가장 최근 3개 연도인 2016-2018년 데이터를 분석에 활용하였다.

본 연구에서는 주된 연구대상 인구집단을 중노년층으로 설정하고 있다. 건강이 상용치료원 보유와 건강행동의 관계에 있어 중요한 교란요인으로 작용할 수 있으며, 중노년층의 건강에서 활동제한(activities of daily living [ADL], instrumental activities of daily living IADL 등¹⁾)이 중요한 요소인 점을 감안하여 이를 보정하기 위해 한국의료패널조사 2016-2018년 데이터에서 활동제한 항목에 ‘(-6) 설문대상 아님’으로 표시된 표본을 제외하였으며[29], 이에 따라 해당 항목에 응답하지 않은 만 55세 미만 표본이 제외되어 만 55세 이상 표본 전체를 기본적인 연구대상으로 활용하였다. 조사기간 중 활동제한 등 조사항목까지 응답한 만 55세 이상 표본은 각각 2016년 6,201명, 2017년 6,305명, 2018년 6,388명이었으며, 이 중 본 연구에 활용되는 주요 변수에 대해 응답하지 않은 표본을 제외하고(의료급여 미응답자 484건, 음주 미응답자 6건, 상용치료원 미응답자 3건 등 총 493건), 2016-2018년에 모두 조사에 포함된 5,549명이 연구대상에 포함되었다²⁾.

2. 변수 설명

1) 종속변수

본 연구에서는 건강행동을 대표하는 행동으로 신체활동, 음주, 흡연을 분석에 활용하였으며, 자료원의 한계로 식생활과 관련된 분석은 수행할 수 없었다. 신체활동의 측정은 국제적으로 World Health Organization의 Global Physical Activity Questionnaire-장문형과 International Physical Activity Questionnaire (IPAQ)-단문형이 가장 많이 활용되며[25], 한국의료패널에서는 IPAQ-단문형을 활용하여 신체활동을 조사하고 있다. IPAQ-단문형에서는 보행, 중강도 운동, 고강도 운동 각각에 대하여 1주일간 평균 시행횟수 및 1회 시행 시 활동시간을 조사하고 있으며, 이를 바탕으로 응답자의 주당 평균 신체활동량을 metabolic equivalent task (MET; 신진대사 해당치)로 환산한 후 각 응답자를 비활동군, 최소활동군, 건강증진형 신체활동군의 3단계로 구분하고 있다[30]³⁾. 본 연구에서는 패널 고정효과모형(fixed-effects model)을 순차형 로짓 등 3단계 이상의 범주 구분에 활용할 수 있는 모형에 적용하는 경우에는 표본이 클 것이 권고되고 있는 점을 고려하여[31], 3단계 신체활동군을 비활동군을 0, 최소활동군 혹은 건강증진형 신체활동군을 1로 구분하여 활용한 분석과 MET를 활용한 분석을 모두 수행하였다.

음주 측정과 관련되어서는 문제음주나 위험음주를 측정하기 위한 다양한 도구가 개발되어 있다[32]. 한국의료패널에서는 2011년 이와 같은 도구 중 하나인 CAGE (cut down, annoyed, guilty feeling, eye opener)를 활용한 조사가 수행된 바 있으나, 본 연구의 연구기간 내에는 이와 같은 조사가 수행된 바 없었다. 본 연구에서는 국민건강영양조사 등에서 활용하고 있는 월간 폭음(월 1회 이상 폭음), 고위험 음주(주 2회 이상 폭음)의 기준을 준용하여 음주 변수를 측정⁴⁾하였으며 [3], 그 외에 한국의료패널에서 조사하고 있는 문제음주 여부까지 총 세 가지 변수를 모두 분석에 활용하였다. 흡연의 경우 현재 흡연, 현재 매일 흡연 변수에 더해, ‘개비’ 단위의 하루 평균 흡연량 변수를 분석에 활용하였다.

2) 설명변수

본 연구에서는 일차보건의료 강화를 통해 중노년층의 건강행동이 개선될 수 있는지 탐색하기 위해 상용치료원 보유 여부를 설명변수로

1) ADL과 IADL은 각각 일상생활에서의 신체활동 및 도구를 활용한 활동을 얼마나 독립적으로 수행할 수 있는지 측정하는 지표로 점수가 높을수록 신체기능이 양호함을 의미한다(자세한 설명은 Graf [37], Wallace 등[38] 등을 참조).
 2) 각 조사 연도에 만 55세 이상인 표본들로 균형패널을 구성함에 따라, 2016년에 만 55세 이상이었던 표본들로 데이터가 구성되었음
 3) MET는 분당 신체활동량으로, 격렬한 활동에 8 MET/min, 중등도 활동에 4 MET/min, 걷기에 3.3 MET/min을 할당하여 주당 평균 운동시간을 환산하는 방법이며, 신체활동 수준으로 분류하는 데 활용하고 있다(자세한 내용은 Oh 등[30] 참조).
 4) 폭음은 한국의료패널조사에서 조사하고 있는 과음횟수를 기준으로 활용하였음(과음: 1회 음주량이 남성은 소주 7잔(맥주 5캔) 이상, 여성은 소주 6잔(맥주 4캔) 이상인 경우)

활용하였다. 한국의료패널에서는 상용치료원과 관련된 조사로 크게 2가지 항목을 조사하고 있다. 첫 번째는 상용치료원 유무 항목으로, 해당 항목은 “귀하가 아플 때나 검사 또는 치료 상담을 하고자 할 때, 주로 방문하는 의료기관이 있습니까?”로 설문하고 있으며, 두 번째는 주 의사 방문 항목으로, 해당 항목은 “귀하가 아플 때나 검사 또는 치료 상담을 하고자 할 때, 주로 방문하는 의사 선생님이 있습니까?”로 설문하고 있다. 본 연구에서는 위와 같은 2가지 항목 중 한 개라도 “예”로 응답한 경우 상용치료원을 보유하고 있는 것으로, 2가지 항목 모두에 “아니오”로 응답한 경우 상용치료원을 보유하고 있지 않은 것으로 변수를 처리하여 분석에 활용하였다.

3) 통제변수

본 연구에서는 상용치료원 보유와 건강행동에 모두 영향을 미칠 수 있다고 알려진 변수들을 통제변수들로 활용하였다[33-35]. 여기에는 연령 등 인구학적 변수, 경제활동 여부, 소득수준, 결혼 및 독거 여부, 수도권 및 광역시 거주 여부 등 사회경제적 변수, 의료급여 여부, 실손보험 가입 여부 등 보건의료 접근성 변수가 포함되었으며, 건강 관련 요인을 통제하기 위해 찰스동반상병지수(Charlson comorbidity index, CCI), 만성질환 보유개수, 장애 여부, ADL, IADL, 최근 1년간 입원일수, 최근 1년간 응급의료 이용횟수가 포함되었다⁵⁾. CCI는 Quan 등[36]을 참조하여, 환자의 지난 1년간 외래 및 입원 의료이용 기록을 활용하여 산출하였으며, ADL과 IADL은 한국의료패널에서 조사하고 있는 활동제한 항목들을 활용하여 각각 Katz 지수와 Lawton 지수를 구성하여 산출하였다[37,38]. 연령, 만성질환 보유개수, ADL, IADL, 최근 1년간 입원일수, 최근 1년간 응급의료 이용횟수는 연속형 변수로, CCI는 0점, 1점, 2점 이상의 값을 가지는 범주형 변수로, 소득수준은 표준화된 가구소득을 5분위로 구분한 범주형 변수로 처리하였다. 다만 본 연구에서는 연령과 만성질환 보유를 활용하여 하위군 그룹분석을 수행하였으며, 하위군 그룹분석에서 연령군은 중년층(55-64세), 전기고령층(65-74세), 후기고령층(75세 이상)으로 구분하였으며, 만성질환 보유 여부는 만성질환에 1개 이상 이환되어 있다고 응답한 경우를 만성질환 보유 그룹으로 구분하여 분석을 수행하였다. 나머지 변수들은 모두 0 혹은 1의 값을 가지는 범주형 변수로 처리하였다. 다수의 통제변수가 활용됨에 따라 독립변수 간 상관관계가 높아 분산이 증가하는 다중공선성(multi-collinearity) 문제가 우려되어 다중공선성에 대한 분석을 별도로 수행하였으나, 독립변수들의 variance inflation factor가 10을 넘는 경우는 없었으므로 모든 변수를 통제변수로 활용하였다. 다만, 실제 분석에서 패널 고정효과모형

을 활용하는 경우 일부 변수가 발산하는 사례가 발생하였으며, 이는 개인의 고정효과가 이들 변수를 충분히 설명하여 나타나는 현상으로 이해할 수 있어 해당 분석모형에서는 발산이 관찰되는 변수를 제외하고 분석을 수행하였다.

3. 분석방법

상용치료원 보유 여부가 건강행동에 미치는 영향을 분석하고자 하는 본 연구의 목적을 미루어볼 때, 연구결과에 편의를 발생시킬 수 있는 중요한 문제 중 하나는 상용치료원 보유는 개인의 선택에 의해 결정되는 변수로 외생성이 확보되지 않는다는 점일 것이다[39]. 따라서 일차의료기관 주 의사 보유에 영향을 미치면서 동시에 건강행동에도 영향을 미치는 변수들의 영향을 통제하지 않을 경우 누락변수 편의(omitted variable bias)를 발생시킬 수 있다. 예를 들어 개인의 사회경제적 요인들은 상용치료원 보유에 영향을 미칠 수 있으며[33,34], 동시에 건강행동에도 영향을 미칠 수 있다[35]. 또한 건강의 악화는 건강행동 실천의 장애물로도, 건강위험 인식의 신호로도 작용할 수 있어 이론적으로 양방향의 영향이 모두 가능하며[17], 건강의 수준은 주 의사 보유에도 영향을 미치는 것으로 알려져 있다[33,34].

국내 선행연구들에서는 주로 통제변수를 활용한 다변량 회귀분석을 수행하였으나, 개인의 유전적인 요인에 의한 특성에 차이가 있고 이로 인해 건강에 대한 선호가 특별히 높은 등 데이터를 통해 관찰하기 어려운 상용치료원 보유 및 건강행동에 모두 양의 영향을 미칠 수 있는 요인으로 인해 나타날 수 있는 편의는 통제하기 어렵다는 제한점을 지닌다.

본 연구에서는 이와 같은 제한점을 보완하고자, 패널데이터의 강점을 살린 패널 고정효과모형을 활용한 분석을 수행하였다. 패널 고정효과모형은 패널 데이터를 활용하여 시간이 지남에 따라 변화하지 않는 변수들의 영향을 제거하는 분석기법으로, 이를 통해 중요한 통제변수가 관찰되지 않은 경우에도 해당 변수가 시간이 지남에 따라 변화하지 않는다는 가정이 있을 경우 통제할 수 있는 분석방법이다[40]. 본 연구에서는 유전적 형질 등 상용치료원 보유 여부와 건강행동 모두에 영향을 미치는 관찰 불가능한 특성이 존재할 것이라는 가정에 따라 패널 고정효과모형을 기본적인 분석모형으로 활용하여 보고하되, 하우스만 검정(Hausman test)을 사용하여 패널 확률효과모형(random-effects model)에서의 독립변수와 오차항 u_i 에 통계적으로 유의한 차이가 존재하는지 검정하였을 때 유의한 차이가 나타나지 않는 경우 패널 고정효과모형의 결과와 패널 확률효과모형의 결과를 함께 제시하여 보고하였다⁶⁾.

5) 성별 및 교육수준은 관찰기간에 변동이 없다는 가정하에 패널 고정효과모형에서 제외되었음

본 연구에서는 상용치료원 보유 여부가 건강행동 개선에 미치는 영향이 차별적으로 나타날 수 있는 집단을 식별하기 위해 추가적으로 연령군을 구분한 하위그룹 분석과 만성질환 보유 여부에 따른 하위그룹 분석을 수행하였다. 연령과 질병상태는 특히 커뮤니티 케어에서 장기요양서비스 이용시점 진입을 지연시키기 위해 선제적으로 개입할 대상을 식별함에 있어 가장 중요하게 고려되는 요인들로 볼 수 있으며, 이를 고려한 하위그룹 분석에서 상용치료원 보유 여부의 영향이 달라지는지 살펴보는 것은 중요한 함의를 지닌다. 연령군은 중년층(55-64세), 전기고령층(65-74세), 후기고령층(75세 이상)으로 구분하였으며, 만성질환 보유 여부는 만성질환에 1개 이상 이환되어 있다고 응답한 경우를 만성질환 보유 그룹으로 구분하였다. 하위그룹 분석에서는 패널 고정효과모형의 결과만을 보고하였다.

본 연구의 분석에 활용되는 종속변수 중 신체활동을 측정하는 MET 변수와 흡연량을 개비 단위로 측정된 변수의 경우 연속형 변수로 패널 선형회귀모형을 활용하였으나 나머지 종속변수들은 모두 0 혹은 1의 값을 가지는 이항분포를 가지게 되며, 이에 따라 이들 종속변수를 대상으로 한 분석에서는 오차항이 로지스틱 분포를 따른다고 가정하는 로지스틱 패널모형을 사용하였다. 모형에서의 가정 성립할 때 추정계수 β 에 대해 독립변수가 1단위 증가할 경우 종속변수가 β 단위만큼 증가한다고 해석할 수 있는 패널 선형회귀모형과는 달리, 로지스틱 패널모형에서는 추정계수 β 를 오즈의 형태로 변환하여 해석할 수 있다[40]. 본 연구에서는 로지스틱 패널모형을 활용한 분석의 경우 β 를 오즈비의 형태로 변환하여 보고하였다. 본 연구의 자료 정리 및 기술통계에는 SAS ver. 9.4 (SAS Institute Inc., Cary, NC, USA)를 이용하였으며 모형을 활용한 분석에는 STATA ver. 16.0 (Stata Corp., College Station, TX, USA)을 사용하였다.

결 과

1. 연구대상자의 일반적 특성

본 연구의 연구대상자는 본 연구의 주요변수에 대한 결측치가 없으며, 조사 연도에 만 55세 이상이었던 중노년층으로 2016-2018년에 모두 조사에 포함된 5,549명이며, Table 1에 본 연구에 포함된 연구대상자의 일반적인 특성을 상용치료원 보유 여부로 나누어 주요 통제변수

에 대한 기술통계 결과를 기술하였다. 대상 변수는 상용치료원 보유 여부, 연령, 성별, 소득수준, 경제활동 여부, 독거 여부, 교육수준, 거주 지역, 의료보장형태, 실손보험 가입 여부, 만성질환 보유개수, CCI, ADL 점수, IADL 점수이다.

연구대상자에서의 상용치료원 보유 여부를 각 통제변수 및 연도별로 살펴본 결과, 상용치료원을 보유하는 대상자는 관찰기간에 지속적으로 증가하는 추세가 있음을 확인할 수 있었다. 특히 2016년 연구대상자의 절반 정도가 상용치료원을 보유하고 있었음에 비해 이후 지속적으로 보유율이 증가하여 2018년에는 60%를 상회하였다는 점은 흥미로운 변화라고 할 수 있다. 이와 같은 변화는 2016년 9월부터 전국 대상으로 진행 중인 만성질환 관리수가 시범사업의 영향일 가능성이 있다. 만성질환 관리수가 시범사업은 고혈압·당뇨병 환자를 대상으로 환자관리계획 수립, 모니터링, 전화상담 등에 대해 수가를 반영하는 사업으로, 2018년 7월 기준 전국 소재 1,173개 의원외 고혈압·당뇨병 환자 5만 1천여 명이 참여한 것으로 알려져 있다[41].

예상할 수 있었던 것처럼, 연령군이 높아짐에 따라 상용치료원의 보유율도 함께 높아지는 것으로 나타났으며(2018년 기준 상용치료원 보유율은 55-64세에서 52.2%, 65-74세에서 60.3%, 75세 이상에서 67.0%로 나타났으며, 이와 같은 경향은 연도와 무관하게 나타남), CCI가 높은 군에서 그렇지 않은 군에 비해 상용치료원의 보유율이 높아지는 것으로 나타나(2018년 기준 CCI가 0점인 경우 56.3%, 1점인 경우 68.5%, 2점 이상인 경우 74.3%가 상용치료원을 보유하는 것으로 나타났으며, 이와 같은 경향은 2018년으로 올수록 더 강화되는 것으로 나타남) 건강상태와 상용치료원 보유 간에 밀접한 관계가 있음을 보여주었다. 그 외에 의료급여 환자에서 건강보험 환자에 비해 상용치료원 보유율이 높은 경향이 나타났으며(2018년 기준 의료급여 환자의 상용치료원 보유율은 72.4%로 건강보험 환자에서의 60.0%에 비해 높았음), 이는 의료급여 환자의 경우 선택의료급여기관을 지정하도록 하고 있음에 따른 영향으로 해석할 수 있다.

2. 상용치료원 보유 여부가 건강행동에 미치는 영향 분석

1) 신체활동

상용치료원 보유 여부가 신체활동에 미치는 영향을 분석한 결과는 Table 2와 같다. 신체활동을 MET로 측정된 패널 선형회귀모형을

6) 본 연구는 기본적으로 관찰된 변수들을 통제하는 것을 통해서는 설명변수와 개체특성 오차항 간에 상관관계가 없어야 한다는 확률효과모형에서의 가정($cov(x_{it}, u_i) = 0$) 이 본 연구의 자료를 활용한 분석에서 성립할 수 없음을 전제로 하고 있음. 단, 하우스만 검정을 통해 이와 같은 가정을 기각할 수 없는 경우 두 가지 모형의 결과를 함께 제시하여 두 모형에서의 회귀계수의 크기가 유사하게 나타남에도 확률효과모형에서의 분산이 더 작음에 따라 고정효과모형에서는 관찰되지 않았던 통계적 유의성이 나타나는지 확인할 수 있도록 하였다.

7) 오즈(odds)는 종속변수가 1일 확률을 p , 종속변수가 0일 확률을 $q(=1-p)$ 라고 하였을 때 $\frac{p}{1-p}$ 의 값을 가짐. 따라서 로지스틱 모형에서의 β 를 e^β 로 변환할 경우 오즈비(odds ratio)의 의미를 지니게 된다[40].

Table 1. General characteristics of the sample

Characteristic	Usual source of care					
	2016 (n=5,549)		2017 (n=5,549)		2018 (n=5,549)	
	Yes	No	Yes	No	Yes	No
Total	2,742 (49.4)	2,807(50.6)	3,218 (57.99)	2,331 (42.0)	3,366 (60.66)	2,183 (39.34)
Age group (yr)						
55-64	777 (41.3)	1,106 (58.7)	843 (49.9)	845 (50.1)	765 (52.2)	699 (47.8)
65-74	1,012 (51.4)	956 (48.6)	1,164 (59.0)	809 (41.0)	1,213 (60.3)	800 (39.7)
≥75	953 (56.1)	745 (43.9)	1,211 (64.1)	677 (35.9)	1,388 (67.0)	684 (33.0)
Sex						
Female	1,636 (50.8)	1,583 (49.2)	1,907 (59.2)	1,312 (40.8)	1,990 (61.8)	1,229 (38.2)
Male	1,106 (47.5)	1,224 (52.5)	1,311 (56.3)	1,019 (43.7)	1,376 (59.1)	954 (40.1)
Household income level						
1st	826 (53.6)	714 (46.4)	1,020 (63.0)	600 (37.0)	1,049 (63.9)	583 (36.1)
2nd	722 (51.6)	677 (48.4)	835 (58.3)	597 (41.7)	856 (59.9)	572 (40.1)
3rd	475 (45.1)	579 (54.9)	544 (55.8)	431 (44.2)	601 (61.0)	385 (39.0)
4th	390 (50.3)	385 (49.7)	461 (55.3)	372 (44.7)	441 (54.7)	365 (45.3)
5th	329 (42.1)	452 (57.9)	358 (52.0)	331 (48.0)	419 (61.0)	268 (39.0)
Economic active						
Yes	1,202 (44.5)	1,498 (55.5)	1,441 (54.3)	1,211 (45.7)	1,485 (55.7)	1,189 (44.3)
No	1,540 (54.1)	1,309 (45.9)	1,777 (61.3)	1,120 (38.7)	1,871 (65.3)	994 (34.7)
Live alone						
Yes	474 (51.8)	441 (48.2)	597 (61.4)	375 (38.6)	648 (64.2)	362 (35.8)
No	2,268 (48.9)	2,366 (51.1)	2,621 (57.3)	1,956 (42.7)	2,718 (59.9)	1,821 (40.1)
Education						
Primary	1,193 (50.9)	1,153 (49.1)	1,433 (60.9)	919 (39.1)	1,449 (61.7)	901 (38.3)
Middle school	547 (49.1)	567 (50.9)	665 (60.2)	439 (39.8)	671 (61.0)	429 (39.0)
High school	680 (47.8)	743 (52.2)	779 (54.5)	651 (45.5)	847 (59.0)	588 (41.0)
≥College	322 (48.4)	344 (51.6)	341 (51.4)	322 (48.6)	399 (60.1)	265 (39.9)
Habitat						
Metro	1,449 (46.5)	1,667 (53.5)	1,724 (55.6)	1,378 (44.4)	1,888 (61.0)	1,207 (39.0)
Elsewhere	1,293 (53.1)	1,140 (46.9)	1,494 (61.1)	953 (38.9)	1,478 (60.2)	976 (39.8)
Type of coverage						
Medicaid	138 (56.3)	107 (43.7)	186 (71.3)	75 (28.7)	191 (72.4)	73 (27.6)
National health insurance	2,604 (49.1)	2,700 (50.9)	3,032 (57.3)	2,256 (42.7)	3,175 (60.0)	2,110 (39.9)
Private insurance						
Yes	483 (40.9)	698 (59.1)	638 (51.3)	606 (48.7)	708 (54.0)	602 (46.0)
No	2,259 (51.7)	2,109 (48.3)	2,980 (59.9)	1,725 (40.1)	2,658 (62.7)	1,581 (37.3)
No. of chronic diseases	3.89±2.34	2.89±2.43	3.57±2.26	2.85±2.46	3.91±2.40	2.93±2.41
Charlson comorbidity index						
0	1,823 (45.2)	2,215 (54.8)	2,151 (54.4)	1,803 (45.6)	2,172 (56.3)	1,676 (43.7)
1	636 (60.0)	424 (40.0)	732 (66.3)	372 (33.7)	796 (68.5)	366 (31.5)
≥2	283 (62.7)	168 (37.3)	335 (68.2)	156 (31.8)	408 (74.3)	141 (25.7)
ADL score	5.93±0.50	5.96±0.32	5.91±0.57	5.96±0.32	5.88±0.67	5.91±0.59
Instrumental ADL score	7.63±0.94	7.75±0.75	7.58±1.02	7.65±0.88	7.54±1.12	7.65±0.95

Values are presented as number (%) or mean±standard error. By creating a balanced panel, all samples in 2017 and 2018 are aged 56 and older, and aged 57 and older, respectively. All control variables had statistically significant correlations with the explanatory variable each year, except for live alone (insignificant in 2016, 2018), education (insignificant in 2016, 2018), habitat (insignificant in 2018), and ADL (insignificant in 2017, 2018). ADL, activities of daily living.

활용한 분석 및 비활동군 여부로 측정된 로지스틱 패널모형 분석 모두에서 하우스만 검정결과 귀무가설을 기각하였기에 패널 고정효과 모형에서의 결과만을 제시하였다.

분석결과, 신체활동을 MET로 측정한 분석과 비활동군 여부로 측정된 분석 모두에서 상용치료원 보유 여부는 신체활동을 통계적으로 유의미하게 개선하는 것으로 나타났다. 연구대상자에서 상용치료원 보유 여부는 개인의 시간에 따라 변화하지 않는 특성 및 다양한 관찰 변수들을 통제한 이후에도 주당 MET를 48.226만큼 개선하는 것으로 나타났으며, 상용치료원을 보유하는 경우 상용치료원을 보유하지 않는 경우에 비해 신체활동군이 비활동군에 해당하지 않을 오즈가 1.149배인 것으로 나타났다. 주요 설명변수인 상용치료원 보유 여부 이외에 경제활동을 하고 있거나(주당 MET 143.213 개선, 비활동군에 해당하지 않을 오즈 1.250배) 활동제한이 없는 경우에는(ADL 1점 상승은 비활동군에 해당하지 않을 오즈 1.627배, IADL 1점 상승은 주당 MET를 65.633 개선, 비활동군에 해당하지 않을 오즈 1.270배) 신체활동을 통계적으로 유의미하게 개선하는 것으로 나타났으며, 최근 1년간 입원일수가 길거나(입원일수 1일 증가는 비활동군에 해당하지 않을 오즈 0.994배) 의료급여 환자에 해당하는 경우(비활동군에 해당하지 않을 오즈 0.190배) 신체활동을 통계적으로 유의미하게 악화하는 것으로 나타났다.

2) 흡연

상용치료원 보유 여부가 흡연에 미치는 영향을 분석한 결과는 Table 3과 같다. 흡연을 하루 평균 개비 단위로 측정된 패널 선형회귀 모형을 활용한 분석에서는 하우스만 검정결과 귀무가설을 기각하여 패널 고정효과모형에서의 결과만을 제시하였으며, 현재 흡연, 현재 매일 흡연 여부로 측정된 로지스틱 패널모형 분석에서는 하우스만 검정결과 귀무가설을 기각하지 못하였기에 패널 고정효과모형에서의 결과와 패널 확률효과모형에서의 결과를 함께 제시하였다. 분석결과, 흡연을 하루 평균 개비 단위로 측정된 분석과 현재 흡연, 현재 매일 흡연 여부로 측정된 분석 모두에서 상용치료원 보유 여부와 흡연 간 통계적으로 유의미한 관계는 관찰되지 않았으며, 이와 같은 결과는 패널 고정효과모형 및 패널 확률효과모형의 결과에서 모두 일관되게 나타났다. 주요 설명변수인 상용치료원 보유 여부 이외에 패널 고정효과모형에서의 통계적으로 유의미한 관계가 관찰된 변수로는 의료급여(현재 흡연할 오즈 7.701배), CCI (2점 이상일 경우 0점일 때와 비교하여 현재 흡연할 오즈 0.253배), 최근 1년간 입원일수(입원일수 1일 증가 시 하루평균 흡연량 0.004개비 감소), 최근 1년간 응급실 방문 여부(응급실 방문 경험 시 하루평균 흡연량 0.1개비 증가) 등이 있었다.

3) 음주

상용치료원 보유 여부가 음주에 미치는 영향을 분석한 결과는 Table 4와 같다. 음주를 월간 폭음 여부, 고위험음주 여부, 문제음주 여부로 측정된 로지스틱 패널모형 분석 모두에서 하우스만 검정결과 귀무가설을 기각하였기에 패널 고정효과모형에서의 결과만을 제시하였다. 분석결과, 음주를 월간 폭음 여부, 고위험음주 여부, 문제음주 여부로 측정된 분석 모두에서 상용치료원 보유 여부와 음주 간 통계적으로 유의미한 관계는 관찰되지 않았다. 주요 설명변수인 상용치료원 보유 여부 이외에 음주와 통계적으로 유의미한 관계를 보이는 변수로는 활동제한이 있었다(ADL 1점 증가 시 문제음주 경험할 오즈 2.138배, IADL 1점 증가 시 월간 폭음 경험할 오즈 1.282배, 문제음주 경험할 오즈 0.690배).

3. 하위그룹 분석결과

1) 연령군에 따른 하위그룹 분석결과

연구대상자를 만 55세 이상 65세 미만, 65세 이상 75세 미만, 75세 이상으로 구분하여 동일한 분석을 수행했을 때, 전체 연구대상자를 대상으로 한 분석과 마찬가지로 흡연과 음주에서는 연령군과 무관하게 통계적으로 유의한 영향이 관찰되지 않았으며, 이에 따라 본 연구에서는 별도의 결과로 제시하지 않았다. 그러나 신체활동을 종속변수로 한 분석결과, 상용치료원 보유 여부는 대상자의 연령군이 낮을수록 더 큰 영향을 보이는 경향을 보였으며, 75세 이상 연구대상자에서는 통계적으로 유의한 영향이 관찰되지 않았다(Table 5).

2) 만성질환 보유 여부에 따른 하위그룹 분석결과

연구대상자를 만성질환 보유군과 미보유군으로 구분하여 동일한 분석을 수행했을 때 역시 전체 연구대상자를 대상으로 한 분석과 마찬가지로 흡연과 음주에서는 연령군과 무관하게 통계적으로 유의한 영향이 관찰되지 않았으며, 이에 따라 본 연구에서는 별도의 결과로 제시하지 않았다. 신체활동을 종속변수로 한 분석결과, 상용치료원 보유 여부는 만성질환을 보유한 군에서만 통계적으로 유의한 영향을 보였다(Table 6).

고 찰

패널 분석모형을 활용하여 만 55세 이상의 중노년층 인구집단에서 상용치료원 보유가 건강행동에 미치는 영향을 분석한 결과, 상용치료원 보유는 신체활동을 개선하는 것으로 나타났으나 음주와 흡연에는

Table 2. Effect of usual source of care on physical activity

Variable	MET		Not being inactive Model 1-2, fixed-effect Odds ratio (95% CI)
	Model 1-1, fixed-effect β coefficient (95% CI)	Model 1-2, fixed-effect β coefficient (95% CI)	
Usual source of care			1.149 (1.024 to 1.290) [*]
Age group (yr)			
55-64	1 (Ref)		1 (Ref)
65-74	-20.864 (-126.774 to 85.046)		1.121 (0.841 to 1.494)
≥75	-48.757 (-206.983 to 109.469)		1.064 (0.686 to 1.652)
Economic activity			
Yes	1 (Ref)		1 (Ref)
No	143.213 (78.515 to 207.910) [*]		1.250 (1.052 to 1.485) [*]
Household income level			
1st quintile	1 (Ref)		1 (Ref)
2nd quintile	40.104 (-26.923 to 107.131)		0.986 (0.817 to 1.189)
3rd quintile	-26.827 (-113.572 to 59.918)		0.806 (0.633 to 1.027)
4th quintile	35.619 (-65.948 to 137.187)		0.911 (0.687 to 1.207)
5th quintile	7.719 (-108.133 to 123.570)		0.890 (0.643 to 1.232)
Live alone			
Yes	1 (Ref)		1 (Ref)
No	59.415 (-124.372 to 243.202)		1.287 (0.765 to 2.164)
Type of coverage			
Medicaid	1 (Ref)		1 (Ref)
National health insurance	-86.924 (-403.992 to 230.144)		0.190 (0.062 to 0.585) [*]
Private insurance			
Yes	1 (Ref)		1 (Ref)
No	-80.924 (-224.375 to 62.527)		0.950 (0.644 to 1.401)
Habitat			
Metro	1 (Ref)		1 (Ref)
Elsewhere	64.486 (-291.083 to 420.055)		2.956 (0.905 to 9.662)
Charlson comorbidity index			
0	1 (Ref)		1 (Ref)
1	-57.600 (-124.362 to 9.163)		0.896 (0.739 to 1.086)
≥2	-60.292 (-163.602 to 43.019)		0.873 (0.647 to 1.177)
No. of chronic diseases	0.031 (-34.789 to 34.850)		0.940 (0.853 to 1.036)
ADL score	-6.698 (-59.548 to 46.231)		1.627 (1.170 to 2.264) [*]
Instrumental ADL score	65.633 (33.442 to 97.824) [*]		1.270 (1.134 to 1.423) [*]
Inpatient days (last 1 year)	-1.002 (-2.257 to 0.254)		0.994 (0.989 to 0.999) [*]
Emergency room visits (last 1 year)	-34.444 (-68.177 to -0.710) [*]		0.913 (0.816 to 1.022)
Year			
2016	1 (Ref)		1 (Ref)
2016 vs. 2017	-112.483 (-146.224 to -78.741) [*]		0.689 (0.790 to 0.955) [*]
2016 vs. 2018	-143.826 (-179.790 to -108.069) [*]		0.733 (0.663 to 0.811) [*]

MET and not being inactive measured using International Physical Activity Questionnaire—Short Form questionnaire.

MET, metabolic equivalent task; CI, confidence interval; Ref, reference; ADL, activities of daily living.

^{*}p<0.05.

Table 3. Effect of usual source of care on smoking

Variable	Amount of smoking		Currently smoking: model 2-2		Daily smoking: model 2-3	
	Model 2-1: fixed-effect β coefficient (95% CI)	Fixed-effect OR (95% CI)	Random-effect OR (95% CI)	Fixed-effect OR (95% CI)	Random-effect OR (95% CI)	
Usual source of care	-0.026 (-0.130 to 0.078)	0.835 (0.568 to 1.229)	0.823 (0.587 to 1.155)	0.961 (0.656 to 1.401)	0.896 (0.643 to 1.249)	
Age group (yr)						
55-64	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	
65-74	0.196 (-0.071 to 0.464)	0.847 (0.337 to 2.128)	0.481 (0.281 to 0.825)*	1.176 (0.477 to 2.897)	0.525 (0.309 to 0.892)*	
≥75	0.059 (-0.340 to 0.458)	0.884 (0.238 to 3.276)	0.226 (0.114 to 0.451)*	0.837 (0.227 to 3.092)	0.187 (0.095 to 0.369)*	
Economic activity						
Yes	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	
No	0.145 (-0.018 to 0.308)	1.236 (0.658 to 2.323)	1.404 (0.900 to 2.189)	1.134 (0.619 to 2.077)	1.285 (0.831 to 1.989)	
Household income level						
1st quintile	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	
2nd quintile	0.135 (-0.034 to 0.304)	2.086 (1.114 to 3.904)	1.653 (0.979 to 2.789)	1.755 (0.956 to 3.222)	1.329 (0.797 to 2.216)	
3rd quintile	0.067 (-0.151 to 0.286)	1.234 (0.572 to 2.665)	1.163 (0.629 to 2.149)	1.140 (0.530 to 2.454)	1.002 (0.548 to 1.831)	
4th quintile	0.109 (-0.147 to 0.365)	1.192 (0.482 to 2.948)	0.994 (0.501 to 1.970)	1.331 (0.539 to 3.287)	0.947 (0.486 to 1.845)	
5th quintile	0.232 (-0.060 to 0.524)	1.339 (0.491 to 3.653)	0.983 (0.469 to 2.061)	1.454 (0.529 to 3.990)	0.833 (0.403 to 1.722)	
Live alone						
Yes	1 (Ref)	-	-	-	-	
No	-0.079 (-0.542 to 0.385)	-	-	-	-	
Type of coverage						
Medicaid	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	
National health insurance	0.023 (-0.776 to 0.823)	7.701 (1.180 to 50.320)*	22.318 (7.721 to 64.510)*	2.074 (0.311 to 13.850)	19.172 (6.945 to 52.926)*	
Private insurance						
Yes	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	
No	-0.051 (-0.413 to 0.310)	0.580 (0.141 to 2.381)	0.886 (0.491 to 1.600)	0.504 (0.092 to 2.761)	0.820 (0.449 to 1.497)	
Habitat						
Metro	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	
Elsewhere	0.348 (-0.549 to 1.245)	0.450 (0.052 to 3.898)	1.070 (0.662 to 1.758)	1.536 (0.119 to 19.808)	0.866 (0.528 to 1.419)	
Charlson comorbidity index						
0	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	
1	-0.103 (-0.272 to 0.065)	0.686 (0.378 to 1.244)	0.862 (0.537 to 1.383)	0.788 (0.424 to 1.390)	0.828 (0.518 to 1.325)	
≥2	-0.336 (-0.597 to -0.076)	0.253 (0.091 to 0.706)*	0.258 (0.122 to 0.545)*	0.502 (0.190 to 1.324)	0.347 (0.167 to 0.721)*	
No. of chronic diseases	-0.031 (-0.118 to 0.057)	0.864 (0.621 to 1.203)	0.965 (0.860 to 1.081)	0.798 (0.569 to 1.121)	0.920 (0.820 to 1.033)	
ADL score	0.034 (-0.100 to 0.167)	1.362 (0.928 to 1.998)	1.571 (1.028 to 2.401)*	1.248 (0.882 to 1.765)	1.465 (0.982 to 2.187)	
Instrumental ADL score	0.004 (-0.077 to 0.086)	0.934 (0.717 to 1.218)	1.009 (0.787 to 1.292)	0.918 (0.706 to 1.196)	0.970 (0.761 to 1.236)	
Inpatient days (last 1 year)	-0.004 (-0.007 to -0.001)*	0.997 (0.986 to 1.008)	0.999 (0.987 to 1.010)	0.995 (0.985 to 1.006)	0.997 (0.986 to 1.008)	
Emergency room visits (last 1 year)	0.100 (0.015 to 0.185)*	0.919 (0.678 to 1.244)	0.933 (0.694 to 1.254)	0.952 (0.699 to 1.296)	0.957 (0.714 to 1.284)	
Year						
2016	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	
2016 vs. 2017	-0.084 (-0.169 to 0.001)	0.615 (0.454 to 0.832)*	0.631 (0.486 to 0.854)*	0.659 (0.487 to 0.893)*	0.682 (0.515 to 0.930)*	
2016 vs. 2018	-0.094 (-0.194 to -0.004)	0.607 (0.436 to 0.844)*	0.624 (0.457 to 0.850)*	0.648 (0.486 to 0.902)*	0.681 (0.403 to 0.922)*	

Amount of smoking is measured by average amount of cigarettes smoked per day. Variable "live alone" was excluded from model 2 and 3 due to non-convergence, which did not affect the main result and the findings.

OR, odds ratio; CI, confidence interval; Ref, reference; ADL, activities of daily living.

*p<0.05.

Table 4. Effect of usual source of care on drinking

Variable	≥1 Excessive drinking per month Model 3-1, fixed-effect	≥2 Excessive drinking per week Model 3-2, fixed-effect	Experience of problem due to drinking Model 3-3, fixed-effect
Usual source of care	0.946 (0.760-1.178)	0.911 (0.679-1.223)	0.793 (0.588-1.069)
Age group (yr)			
55-64	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)
65-74	1.082 (0.636-1.839)	1.081 (0.559-2.091)	1.246 (0.544-2.409)
≥75	1.339 (0.538-3.605)	1.144 (0.265-4.928)	2.651 (0.786-8.948)
Economic activity			
Yes	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)
No	1.355 (0.951-1.930)	1.662 (0.979-2.822)	1.558 (0.986-2.464)
Household income level			
1st quintile	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)
2nd quintile	0.927 (0.597-1.441)	0.981 (0.560-1.718)	0.963 (0.544-1.706)
3rd quintile	0.909 (0.535-1.545)	0.835 (0.424-1.646)	1.190 (0.604-2.344)
4th quintile	1.281 (0.710-2.310)	1.207 (0.560-2.601)	1.474 (0.695-3.126)
5th quintile	0.897 (0.476-1.691)	1.145 (0.499-2.627)	0.847 (0.366-1.957)
Live alone			
Yes	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)
No	1.490 (0.340-6.528)	5.117 (0.416-62.870)	0.729 (0.099-5.350)
Type of coverage			
Medicaid	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)
National health insurance	0.659 (0.133-3.276)	0.588 (0.087-3.992)	0.707 (0.082-6.120)
Private insurance			
Yes	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)
No	0.920 (0.465-1.821)	1.095 (0.456-2.630)	1.788 (0.712-4.990)
Habitat			
Meitro	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)
Elsewhere	-	0.555 (0.047-6.504)	0.298 (0.026-3.457)
Charlson comorbidity index			
0	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)
1	0.898 (0.621-1.298)	0.794 (0.483-1.304)	1.130 (0.700-1.825)
≥2	0.652 (0.374-1.135)	0.456 (0.209-0.992)	1.012 (0.482-2.125)
No. of chronic diseases	0.868 (0.717-1.050)	1.029 (0.798-1.328)	0.869 (0.657-1.148)
ADL score	1.324 (0.836-2.097)	1.215 (0.722-2.046)	2.138 (1.163-3.930)*
Instrumental ADL score	1.282 (1.022-1.608)*	1.250 (0.934-1.671)	0.690 (0.519-0.918)*
Inpatient days (last 1 year)	0.999 (0.992-1.006)	0.990 (0.977-1.003)	0.995 (0.981-1.010)
Emergency room visits (last 1 year)	0.993 (0.788-1.250)	1.156 (0.901-1.484)	1.097 (0.829-1.450)
Year			
2016	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)
2016 vs. 2017	1.175 (0.984-1.403)	1.328 (1.052-1.675)*	1.187 (0.944-1.491)
2016 vs. 2018	1.240 (1.028-1.496)*	1.095 (0.853-1.405)	0.934 (0.726-1.200)

Values are presented as odds ratio (95% confidence interval). Excessive drinking is in approximate drinking more than 60 g or 40 g of alcohol at single occasion, respectively for male and female. Variable "habitat" was excluded from model 3-1 due to non-convergence, which did not affect the main result and the findings.
 Ref, reference; ADL, activities of daily living.
 *p<0.05.

Table 5. Effect of usual source of care on physical activity: results of panel regression according to age group

Variable	Age 55-64 yr		Age 65-74 yr		Age ≥75 yr	
	Model 4-1, MET Fixed-effect β coefficient (95% CI)	Model 4-2, Not-inactive Fixed-effect OR (95% CI)	Model 4-3, MET Fixed-effect β coefficient (95% CI)	Model 4-4, Not-inactive Fixed-effect OR (95% CI)	Model 4-5, MET Fixed-effect β coefficient (95% CI)	Model 4-6, Not-inactive Fixed-effect OR (95% CI)
Usual source of care	105.934 (17.939 to 193.929)*	1.166 (0.955 to 1.422)	61.772 (-15.421 to 138.966)	1.234 (1.009 to 1.51)*	0.783 (-54.637 to 56.203)	1.015 (0.802 to 1.284)
Economic activity						
Yes	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)
No	101.219 (-40.724 to 243.162)	1.008 (0.741 to 1.371)	166.258 (44.169 to 288.347)*	1.357 (1.006 to 1.83)*	175.758 (90.664 to 260.851)*	1.824 (1.285 to 2.59)*
Household income level						
1st quintile	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)
2nd quintile	131.221 (-84.856 to 347.297)	1.07 (0.668 to 1.713)	43.545 (-75.224 to 162.315)	0.966 (0.714 to 1.308)	27.999 (-48.409 to 104.408)	1.101 (0.8 to 1.514)
3rd quintile	110.463 (-125.03 to 345.956)	0.964 (0.577 to 1.61)	-16.247 (-168.471 to 135.977)	0.797 (0.536 to 1.186)	-24.328 (-141.732 to 93.076)	0.772 (0.472 to 1.264)
4th quintile	123.89 (-126.995 to 374.775)	1.118 (0.644 to 1.942)	111.205 (-67.779 to 290.189)	0.842 (0.53 to 1.337)	0.015 (-169.71 to 169.739)	0.751 (0.352 to 1.604)
5th quintile	148.802 (-118.16 to 415.765)	1.185 (0.658 to 2.134)	66.477 (-144.87 to 277.825)	0.883 (0.388 to 1.203)	9.533 (-196.06 to 215.125)	0.857 (0.324 to 2.266)
Live alone						
Yes	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)
No	86.512 (-509.095 to 662.118)	1.178 (0.338 to 4.113)	85.432 (-251.579 to 422.444)	1.75 (0.756 to 4.05)	55.254 (-148.759 to 259.267)	1.377 (0.551 to 3.445)
Type of coverage						
Medicaid	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)
National health insurance	-293.483 (-1058.028 to 471.062)	0.157 (0.018 to 1.411)	74.507 (-713.994 to 863.007)	0.525 (0.084 to 3.268)	-54.27 (-397.733 to 289.192)	0.113 (0.013 to 0.954)
Private insurance						
Yes	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)
No	-26.348 (-273.284 to 220.588)	1.377 (0.767 to 2.472)	-159.051 (-411.886 to 93.784)	0.741 (0.401 to 1.372)	342.157 (-41.864 to 726.178)	0.303 (0.032 to 2.897)
Habitat						
Metro	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	-
Elsewhere	158.343 (-506.231 to 822.917)	2.983 (0.577 to 15.419)	0.537 (-762.445 to 763.519)	1.22 (0.151 to 9.948)	310.85 (-285.051 to 906.35)	-
Charlson comorbidity index						
0	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)
1	-167.342 (-338.824 to 4.14)	0.742 (0.495 to 1.113)	5.295 (-121.26 to 131.85)	1.099 (0.793 to 1.522)	-37.785 (-116.068 to 40.499)	0.89 (0.634 to 1.249)
≥2	-91.004 (-385.392 to 203.383)	1.21 (0.621 to 2.354)	-214.706 (-406.3 to -23.112)*	0.775 (0.47 to 1.275)	22.16 (-95.41 to 139.729)	0.904 (0.536 to 1.523)
No. of chronic diseases	-59.715 (-143.417 to 23.986)	0.853 (0.704 to 1.033)	43.339 (-23.084 to 109.763)	0.998 (0.842 to 1.184)	-7.104 (-49.415 to 35.208)	0.988 (0.827 to 1.162)
ADL score	3.118 (-205.304 to 211.54)	2.059 (0.672 to 6.304)	109.284 (-44.455 to 263.022)	2.38 (1.159 to 4.889)*	-18.141 (-64.497 to 28.216)	1.493 (0.938 to 2.376)*
Instrumental ADL score	89.727 (-29.162 to 208.616)	1.051 (0.784 to 1.435)	31.265 (-44.372 to 106.902)	1.163 (0.938 to 1.442)	62.512 (32.5 to 92.525)*	1.416 (1.197 to 1.674)*
Impaired days (last 1 year)	-4.257 (-8.516 to 0.002)	0.976 (0.96 to 0.992)*	-0.209 (-3.288 to 2.87)	0.994 (0.985 to 1.003)	-0.28 (-1.604 to 1.044)	1.002 (0.995 to 1.009)
Emergency room visits (last 1 year)	-42.276 (-125.797 to 41.246)	0.957 (0.782 to 1.171)	-23.141 (-89.723 to 43.441)	0.949 (0.77 to 1.169)	-33.999 (-72.162 to 4.163)	0.827 (0.684 to 1)*
Year						
2016	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)
2016 vs. 2017	-155.522 (-225.109 to -85.934)*	0.82 (0.699 to 0.962)*	-98.806 (-150.227 to -27.384)*	0.981 (0.837 to 1.151)	-98.716 (-143.285 to -54.147)*	0.796 (0.659 to 0.96)*
2016 vs. 2018	-136.111 (-210.443 to -61.779)*	0.84 (0.708 to 0.996)*	-131.479 (-195.986 to -66.971)*	0.804 (0.68 to 0.95)*	-164.05 (-209.969 to -118.132)*	0.52 (0.426 to 0.635)*

Variable "habitat" was excluded from model 4-6 due to non-convergence, which did not affect the main result and the findings.

MET, metabolic equivalent task; OR, odds ratio; CI, confidence interval; Ref, reference; ADL, activities of daily living.

* p<0.05.

Table 6. Effect of usual source of care on physical activity: results of fixed effect regression according to chronic disease affection

Variable	Not affected to chronic diseases		Affected to one or more chronic diseases	
	Model 5-1. MET Fixed-effect β coefficient (95% CI)	Model 5-2. Not-inactive Fixed-effect OR (95% CI)	Model 5-3. MET Fixed-effect β coefficient (95% CI)	Model 5-4. Not-inactive Fixed-effect OR (95% CI)
Usual source of care	4.034 (-158.047 to 166.115)	1.316 (0.873 to 1.983)	51.65 (8.952 to 94.348)*	1.147 (1.016 to 1.295)*
Age group (yr)				
55-64	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)
65-74	176.309 (-174.168 to 526.786)	1.651 (0.7 to 3.898)	-29.45 (-142.913 to 84.013)	1.125 (0.823 to 1.537)
≥75	22.25 (-620.071 to 664.57)	2.61 (0.413 to 16.498)	-35.051 (-200.285 to 130.184)	1.07 (0.672 to 1.704)
Economic activity				
Yes	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)
No	396.671 (134.133 to 659.209)*	2.145 (1.09 to 4.223)*	119.001 (52.181 to 185.821)*	1.22 (1.019 to 1.461)*
Household income level				
1st quintile	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)
2nd quintile	343.408 (-16.052 to 702.867)	1.145 (0.46 to 2.851)	29.095 (-38.703 to 96.893)	0.976 (0.805 to 1.184)
3rd quintile	159.551 (-245.894 to 564.996)	0.484 (0.169 to 1.387)	-17.983 (-107.051 to 71.085)	0.858 (0.667 to 1.104)
4th quintile	186.238 (-251.828 to 624.305)	0.647 (0.211 to 1.988)	42.874 (-62.925 to 148.673)	0.922 (0.684 to 1.243)
5th quintile	271.674 (-209.712 to 753.06)	0.82 (0.241 to 2.79)	-2.894 (-124.031 to 118.243)	0.892 (0.63 to 1.262)
Live alone				
Yes	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)
No	-18.931 (-874.804 to 836.942)	0.22 (0.02 to 2.404)	62.042 (-125.425 to 249.508)	1.438 (0.841 to 2.459)
Type of coverage				
Medicaid	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)
National health insurance	-445.71 (-1625.042 to 733.623)	-	-27.18 (-358.837 to 304.477)	0.224 (0.071 to 0.706)
Private insurance				
Yes	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)
No	-124.351 (-557.247 to 308.545)	0.394 (0.123 to 1.26)	-85.138 (-241.24 to 70.963)	1.09 (0.704 to 1.688)
Habitat				
Metro	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)
Elsewhere	186.781 (-997.998 to 1371.56)	1.293 (0.075 to 22.23)	66.331 (-307.165 to 439.827)	3.329 (0.878 to 12.63)
Charlson comorbidity index				
0	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)
1	138.246 (-232.455 to 508.947)	0.786 (0.286 to 2.159)	-65.76 (-133.44 to 1.92)	0.893 (0.732 to 1.09)
≥2	-58.927 (-718.216 to 600.362)	0.648 (0.14 to 3.01)	-68.396 (-172.23 to 35.437)	0.882 (0.649 to 1.199)
No. of chronic diseases				
ADL score				
8.212 (-413.415 to 429.839)	-	-	-9.841 (-62.563 to 42.881)	0.944 (0.852 to 1.045)
Instrumental ADL score	-10.05 (-237.382 to 217.282)	1.415 (0.775 to 2.585)	69.151 (36.803 to 101.5)*	1.267 (1.127 to 1.425)*
Inpatient days (last 1 year)	-3.446 (-13.647 to 6.755)	0.969 (0.926 to 1.014)	-0.909 (-2.159 to 0.341)	0.995 (0.99 to 1)
Emergency room visits (last 1 year)	-41.056 (-211.071 to 128.959)	1.443 (0.857 to 2.427)	-32.331 (-66.498 to 1.837)	0.899 (0.8 to 1.01)
Year				
2016	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)	1 (Ref)
2016 vs. 2017	-121.103 (-242.419 to 0.212)	0.811 (0.602 to 1.091)	-111.712 (-146.845 to -76.579)*	0.868 (0.786 to 0.96)*
2016 vs. 2018	-130.424 (-266.327 to 5.48)	0.768 (0.551 to 1.072)	-147.236 (-184.48 to -109.992)*	0.724 (0.65 to 0.806)*

Variable "type of coverage" and "ADL score" was excluded from model 5-2 due to non-convergence, which did not affect the main result and the findings.

MET, metabolic equivalent task; OR, odds ratio; CI, confidence interval; Ref, reference; ADL, activities of daily living.

* $p < 0.05$.

통계적으로 유의미한 관계가 발견되지 않았다. 이와 같은 연구결과는 국내외 선행연구들에서 나타난 결과와 일부는 일치하지만, 차이가 나타나는 지점도 있다. 일차의료 혹은 상용치료원의 보유가 흡연에 미치는 영향이 유의하지 않았다는 연구결과는 대부분의 선행연구에서도 일관되게 나타났음에 비해[20-22,27,28], 음주나 신체활동에 대한 연구결과는 일관되지 않았다. 상용치료원 보유의 효과는 제도적 배경이나 문화에 따라 달라질 수 있으리란 점을 감안할 때, 국내 선행연구들에서 공통적으로 신체활동과 관련해서는 긍정적인 효과를 보고하였던 점은 본 연구의 결과를 뒷받침해준다[20,21]. 다만, 고혈압 환자를 대상으로 수행된 Park 등[21]의 연구에서는 음주 역시 개선되는 것으로 나타났으나, 해당 연구는 단면연구를 통해 관찰 가능한 변수만을 통제한 결과라는 측면에서 패널 고정효과모형을 활용하여 시간에 따라 변화하지 않는 유전적 형질 등 건강과 건강행동, 그리고 이를 기반으로 상용치료원 보유 여부에 영향을 미칠 수 있는 개인의 특성까지 통제하고자 한 본 연구와는 차이점을 보인다.

본 연구의 결과에서 흥미로운 지점 중 하나는, 상용치료원 보유가 신체활동에 미치는 영향이 대체로 후기고령층보다는 중년층과 전기고령층에서, 그리고 만성질환 미보유군보다는 보유군에서 통계적으로 유의하게 나타났다는 점이다. 중노년층에서의 건강행동 개선을 통해 기대할 수 있는 주요한 효과 중 하나가 장기요양을 비롯한 사회서비스의 이용을 지연시킴에 따른 재정적 지속가능성 제고라는 측면을 고려할 때, 일차보건의료 강화와 같이 비용이 발생할 수 있는 정책적 수단은 효과가 뚜렷하게 나타날 수 있는 인구집단에 우선적으로 도입하는 것이 바람직할 수 있다.

신체활동에서 유의한 효과가 관찰되었음에 비해, 음주와 흡연에서는 이와 같은 효과가 관찰되지 않은 것에 대해서는 몇 가지 설명이 가능할 수 있다. 첫째, 개인의 기호에 해당하며 중독적인 행태의 일환으로 볼 수 있는 음주와 흡연의 경우 신체활동에 비해 개선이 어려울 가능성이 있다. 특히 음주와 흡연에 관대한 문화적 배경하에서 사회적으로 학습된 우호적 편향은 무의식적으로도 작동할 수 있으며, 이는 자기통제능력을 억제하는 결과로 이어질 수 있다는 이론적 배경을 감안할 때[42], 중독적 건강행태의 개선을 위해서는 다양한 캠페인 등의 방법을 통해 사회적 인식을 개선하는 것이 보다 적극적으로 이루어질 필요가 있을 것이다. 둘째, 본 연구에서 패널분석을 통해 관찰된 상용치료원 보유 여부의 변화가 상당 부분 2016년 9월부터 전국 대상으로 진행 중인 만성질환 관리수가 시범사업의 영향이었을 수 있으며, 해당 사업이 아니더라도 대부분의 만성질환 관리사업들이 고혈압·당뇨병에 초점을 맞추고 있음에 따라 실제 변화가 나타난 연구대상자 집단의 상당 부분이 고혈압·당뇨병 환자였을 가능성이 있다[41]. 따라서 본 연구에서 관찰된 상용치료원의 효과는 상당 부분 고혈압·당

뇨병 환자에 대한 교육 및 상담 등에 기인했을 가능성이 있으며, 해당 환자군에 대한 상용치료원의 교육 및 권고의 강도나 이에 대한 환자의 수용성 측면에서 신체활동 개선이 금주나 금연에 비해 효과적으로 나타났을 가능성도 있다. 왜냐하면 보다 엄격한 개선이 필요한 건강행동의 종류는 환자가 지닌 만성질환의 유형에 따라 다를 수 있기 때문이다[43,44]. 이는 일차보건의료 공급자에게 인센티브가 특정 질환을 중심으로 부여되는 경우 직접적으로 인센티브가 부여되는 영역에서만 성과가 집중된다는 선행연구에서의 지적과 맞닿아 있는 지점으로[45], 현재의 질환 중심의 일차보건의료 강화 사업에서 더 나아가 보다 포괄적인 사람 중심의 일차보건의료 강화 정책을 도입하는 것이 유용할 수 있음을 시사한다[46].

본 연구의 결과에서 가장 주의해야 하는 점은, ‘상용치료원 보유’라는 항목을 어떻게 해석해야 하는지에 있을 것이다. 본 연구에서 자료원으로 활용한 한국의료패널에서는 상용치료원과 관련된 항목을 “귀하가 아플 때나 검사 또는 치료 상담을 하고자 할 때, 주로 방문하는 의사/의료기관이 있습니까?”와 같이 설문하고 있으며, 해당 항목은 일차보건의료의 핵심 속성 중 ‘최초 접촉(first contact)’를 기반으로 한 문항으로 해석할 수 있으며, 일차보건의료의 나머지 핵심 속성으로 언급되는 ‘진료 지속성(continuity),’ ‘포괄성(comprehensiveness),’ ‘조정기능(coordination)’ 등을 모두 포괄한다고 보기에는 어렵기 때문이다[47]. 현재 한국의료패널에서는 진료 지속성, 포괄성, 조정기능 등과 관련된 조사를 주의사를 보유하고 있다고 응답한 경우에만 조사하고 있어, 본 연구와 같이 개인의 관찰되지 않은 고정된 특성을 통제하기 위해 패널분석모형을 활용하는 경우 해당 조사항목들을 고려한 분석을 수행하기 어려운 제한점이 있다. 따라서 본 연구의 결과만을 통해 일차보건의료 강화가 건강행동 개선에 미치는 전반적인 영향을 모두 판단하기에는 어려움이 따르며, 향후에는 일차보건의료의 나머지 핵심 속성까지 고려한 추가적인 연구가 필요할 것이다.

본 연구에서 주의하여야 할 또 다른 지점은, 패널 고정효과모형을 활용하는 본 연구의 설계를 통해서 역인과관계의 가능성을 배제하기 어렵다는 점이다. 본 연구의 연구모형은 건강행동이 상용치료원 보유에 영향을 미칠 수 있는 경로는 주로 건강에 영향을 통해 간접적으로 이루어지며, 이를 제외한 직접적인 영향은 제한적일 것이라는 가정을 전제로 하고 있다. 본 연구에서 시간에 따라 변화하지 않는 개인의 특성이 통제되며, 시간에 따라 변화하는 주요한 교란요인으로 건강 관련 변수를 폭넓게 통제하고 있다는 점을 고려할 때(CCI, 만성질환 보유개수, ADL, IADL, 최근 1년간의 입원일수, 최근 1년간의 응급실 방문횟수 등이 추가적으로 통제되었음), 건강행동이 건강을 통해 상용치료원 보유에 영향을 미치는 간접적 경로는 통제된 것으로 볼 수 있다. 다만, 본 연구의 설계를 통해서 건강행동이 상용치료원

보유에 미치는 직접적인 영향을 분리할 수는 없으므로 결과의 해석에 주의가 필요하다.

한국의 의료비 지출은 꾸준히 증가하고 있고, 그 속도는 경제협력개발기구(Organization for Economic Cooperation and Development) 국가 중 가장 빠른 수준에 해당한다는 점을 고려할 때[48], 그리고 인구고령화 속도가 빠르게 이에 따라 만성질환 유병 인구의 비중이 점차 높아질 것이라는 점을 감안할 때 건강한 고령화(healthy ageing)는 개인의 삶의 질을 높이기 위해서만이 아니라 보건의료시스템의 지속가능성을 확보하기 위해서도 중요한 목표가 될 것이다[49]. 건강행동의 개선은 건강한 고령화를 달성하기 위한 중간 목표로 중요한 위치를 차지하며[50], 최근 커뮤니티케어 정책에서 선제적 개입이 필요한 고위험군 인구집단으로 지목되고 있는 만성질환을 보유한 중노년층 인구집단에서 상용치료원의 보유 여부가 건강행동 개선에 긍정적인 영향을 미칠 수 있음을 보인 본 연구의 결과는 중요한 함의를 지닌다. 특히 본 연구에서 상용치료원 보유의 효과가 신체활동에서만 관찰되었던 점은, 단순히 질환 중심의 일차보건의료 강화 사업을 넘어 사람 중심의 일차보건의료체계로의 개선과 함께 보건의료시스템만이 아닌 사회적 인식 개선 등 범분야적 접근이 함께 필요할 수 있음을 시사하며, 이와 같은 접근이 고위험층인 만성질환을 보유한 중노년층 인구집단에서 선제적으로 이루어지는 것이 효과적일 수 있음을 보여준다. 본 연구의 결과는 건강증진을 위한 주요한 도구 중 하나로 언급되는 예방과 건강증진 중심의 보건의료시스템 재구성(reorientation of health sector)에 있어[51], 일차보건의료 강화가 중요한 역할을 할 수 있음을 지지하는 근거로 활용될 수 있을 것이다.

이해상충

이 연구에 영향을 미칠 수 있는 기관이나 이해당사자로부터 재정적, 인적 자원을 포함한 일체의 지원을 받은 바 없으며, 연구윤리와 관련된 제반 이해상충이 없음을 선언한다.

ORCID

Sunghun Yun: <https://orcid.org/0000-0002-9401-1637>;

Yeonjae Song <https://orcid.org/0000-0001-8097-1146>;

Soonman Kwon: <https://orcid.org/0000-0002-2236-2163>

REFERENCES

1. GBD 2019 Risk Factors Collaborators. Global burden of 87 risk factors in 204 countries and territories, 1990-2019: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2019. *Lancet* 2020;396(10258):1223-1249. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(20\)30752-2](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(20)30752-2).
2. Lee M, Park S, Lee KS. Relationship between morbidity and health behavior in chronic diseases. *J Clin Med* 2020;9(1):121. DOI: <https://doi.org/10.3390/jcm9010121>.
3. Korea Disease Control and Prevention Agency. Fact Sheet of Korea National Health and Nutrition Examination Survey (KNHANES). 20 years (1998-2018) trajectory of chronic diseases and health behaviors [Internet]. Cheongju: Korea Disease Control and Prevention Agency; 2020 [cited 2022 Feb 20]. Available from: https://policy.nl.go.kr/search/searchDetail.do?rec_key=SH2_PLC20200255775.
4. Kwon SM, Seok JE, Cho YM, Yun SH, Kim GH. A study on sustainable long-term care insurance policy. Sejong: Ministry of Health and Welfare; 2020.
5. Kim YH. Financial estimation for Korean national health insurance according to policies for health insurance coverage extension. *Korean J Health Econ Policy* 2020;26(1):117-145.
6. Deog HB, Jeong KY. Factors affecting the self-rated health level of the elderly. *Korean J Health Serv Manag* 2020;14(3):145-156.
7. Ko KD, Cho YT, Cho SI, Sung JH, Cho BL, Son KY, et al. Association of health risk behaviors with mental health among elderly Koreans. *J Korean Geriatr Soc* 2012;16(2):66-73. DOI: <https://doi.org/10.4235/jkgs.2012.16.2.66>.
8. Prince MJ, Wu F, Guo Y, Gutierrez Robledo LM, O'Donnell M, Sullivan R, et al. The burden of disease in older people and implications for health policy and practice. *Lancet* 2015;385(9967):549-562. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(14\)61347-7](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(14)61347-7).
9. Kim CB, Yoon SJ, Ko J. Economic activity and health conditions in adults aged 65 years and older: findings of the Korean national longitudinal study on aging. *Healthcare* 2017;5(4):63. DOI: <https://doi.org/10.3390/healthcare5040063>.
10. Lee JY. Future directions of the integrated health promotion programs in health center. *Korean J Health Educ Promot* 2013;30(4):1-7. DOI: <https://doi.org/10.14367/kjhep.2013.30.4.001>.
11. Kim GH. Recent diagnosis of the concentration of patients in large hospitals. *Health Policy Forum* 2020;17(4):10-15.
12. World Health Organization. Building the economic case for primary health care: a scoping review [Internet]. Geneva: World Health Organization; 2018 [cited 2022 Feb 20]. Available from: <https://>

- www.who.int/publications-detail-redirect/WHO-HIS-SDS-2018.48.
13. Lee JH, Choi YJ, Volk RJ, Kim SY, Kim YS, Park HK, et al. Defining the concept of primary care in South Korea using a Delphi method. *Fam Med* 2007;39(6):425-431.
 14. Mainous AG 3rd, Baker R, Love MM, Gray DP, Gill JM. Continuity of care and trust in one's physician: evidence from primary care in the United States and the United Kingdom. *Fam Med* 2001;33(1):22-27.
 15. Glanz K, Rimer BK, Viswanath K. *Health behavior: theory, research, and practice*. 5th ed. San Francisco (CA): Jossey-Bass; 2015.
 16. Hesse BW, Moser RP, Rutten LJ. Surveys of physicians and electronic health information. *N Engl J Med* 2010;362(9):859-860. DOI: <https://doi.org/10.1056/NEJMc0909595>.
 17. Elder JP, Ayala GX, Harris S. Theories and intervention approaches to health-behavior change in primary care. *Am J Prev Med* 1999;17(4):275-284. DOI: [https://doi.org/10.1016/s0749-3797\(99\)00094-x](https://doi.org/10.1016/s0749-3797(99)00094-x).
 18. Kim KM, Kim CY. The association between types of usual source of care and unmet health care needs. *Health Soc Sci* 2020;53(1):105-128. DOI: <https://doi.org/10.37243/kahms.2020.53.105>.
 19. Song Y, Kwon S. The effect of having usual source of care on preventable hospitalization. *Korean J Health Econ Policy* 2020;26(3):39-68.
 20. Yoon WJ. *The effects of usual source of care on health-behaviors of chronic disease patients [dissertation]*. Seoul: Seoul National University; 2014.
 21. Park JH, Kim KW, Sung NJ, Choi YG, Lee JH. Association between primary care quality and health behaviors in patients with essential hypertension who visit a family physician as a usual source of care. *Korean J Fam Med* 2011;32(2):104-111. DOI: <https://doi.org/10.4082/kjfm.2011.32.2.104>.
 22. Kim JH, Cho HJ. Effects of having regular source of care on preventive services and disease control. *J Korean Acad Fam Med* 2007;28(4):278-285.
 23. Kim B. Effects of continuity of care on diabetes-related avoidable hospitalizations among middle- and old-aged patients: analysis of national health insurance claims data. *Health Policy Manag* 2019;29(3):277-287. DOI: <http://doi.org/10.4332/KJHPA.2019.29.3.277>.
 24. Shin YJ, Woo KS, Shin YJ. Effects of outpatient continuity of primary care on hospitalization in patients with diabetes mellitus: focused on new patients in 2012. *Health Policy Manag* 2019;29(3):262-276. DOI: <http://doi.org/10.4332/KJHPA.2019.29.3.262>.
 25. Hong JS, Kang HC, Kim J. Continuity of care for elderly patients with diabetes mellitus, hypertension, asthma, and chronic obstructive pulmonary disease in Korea. *J Korean Med Sci* 2010;25(9):1259-1271. DOI: <https://doi.org/10.3346/jkms.2010.25.9.1259>.
 26. Kim MY, Kim JH, Choi IK, Hwang IH, Kim SY. Effects of having usual source of care on preventive services and chronic disease control: a systematic review. *Korean J Fam Med* 2012;33(6):336-345. DOI: <https://doi.org/10.4082/kjfm.2012.33.6.336>.
 27. Ettner SL. The relationship between continuity of care and the health behaviors of patients: does having a usual physician make a difference? *Med Care* 1999;37(6):547-555. DOI: <https://doi.org/10.1097/00005650-199906000-00004>.
 28. Weiss LJ, Blustein J. Faithful patients: the effect of long-term physician-patient relationships on the costs and use of health care by older Americans. *Am J Public Health* 1996;86(12):1742-1747. DOI: <https://doi.org/10.2105/ajph.86.12.1742>.
 29. World Health Organization. *Decade of healthy ageing: baseline report* [Internet]. Geneva: World Health Organization; 2020 [cited 2022 Feb 20]. Available from: <https://www.who.int/publications/item/9789240017900>.
 30. Oh JY, Yang YJ, Kim BS, Kang JH. Validity and reliability of Korean version of International Physical Activity Questionnaire (IPAQ) Short Form. *J Korean Acad Fam Med* 2007;28(7):532-541.
 31. Baetschmann G, Staub KE, Winkelmann R. Consistent estimation of the fixed effects ordered logit model. *J R Stat Soc Ser A Stat Soc* 2015;178(3):685-703. DOI: <https://doi.org/10.1111/rssa.12090>.
 32. Park SY, Park SY, Song Y. A validation study of the CRAFFT to screen problematic drinking for adolescents in multicultural families. *Ment Health Soc Work* 2019;47(3):120-144. DOI: <https://doi.org/10.24301/MHSW.2019.09.47.3.120>.
 33. An AR, Kim K, Lee JH, Sung NJ, Lee SI, Hyun MK. Having a usual source of care and its associated factors in Korean adults: a cross-sectional study of the 2012 Korea Health Panel Survey. *BMC Fam Pract* 2016;17(1):167. DOI: <https://doi.org/10.1186/s12875-016-0555-3>.
 34. Cho HJ, Shim JY, Lee HR, Lee SH. Factors associated with possession of regular doctor in Korea. *J Korean Acad Fam Med* 2001;22(11):1612-1621.
 35. Mechanic D, Cleary PD. Factors associated with the maintenance of positive health behavior. *Prev Med* 1980;9(6):805-814. DOI: [https://doi.org/10.1016/0091-7435\(80\)90023-7](https://doi.org/10.1016/0091-7435(80)90023-7).
 36. Quan H, Sundararajan V, Halfon P, Fong A, Burnand B, Luthi JC, et al. Coding algorithms for defining comorbidities in ICD-9-CM and ICD-10 administrative data. *Med Care* 2005;43(11):1130-1139.

- DOI: <https://doi.org/10.1097/01.mlr.0000182534.19832.83>.
37. Graf C. The Lawton instrumental activities of daily living scale. *Am J Nurs* 2008;108(4):52-62. DOI: <https://doi.org/10.1097/01.NAJ.0000314810.46029.74>.
 38. Wallace M, Shelkey M; Hartford Institute for Geriatric Nursing. Katz index of independence in activities of daily living (ADL). *Urol Nurs* 2007;27(1):93-94.
 39. Heckman JJ. Selection bias and self-selection. In: Eatwell J, Milgate M, Newman P, editors. *Econometrics*. London: Palgrave Macmillan; 1990. pp. 201-224. DOI: https://doi.org/10.1007/978-1-349-20570-7_29.
 40. Wooldridge JM. *Introductory econometrics: a modern approach*. 5th ed. Mason (OH): South-Western Cengage Learning; 2012.
 41. Kim NH. Introduction of chronic disease management projects and future development plans to strengthen community-centered primary medical care. Wonju: Health Insurance Review and Assessment Service; 2018.
 42. McCusker CG. Cognitive biases and addiction: an evolution in theory and method. *Addiction* 2001;96(1):47-56. DOI: <https://doi.org/10.1046/j.1360-0443.2001.961474.x>.
 43. Fuster D, Samet JH. Alcohol use in patients with chronic liver disease. *N Engl J Med* 2018;379(13):1251-1261. DOI: <https://doi.org/10.1056/NEJMra1715733>.
 44. Godtfredsen NS, Lam TH, Hansel TT, Leon ME, Gray N, Dresler C, et al. COPD-related morbidity and mortality after smoking cessation: status of the evidence. *Eur Respir J* 2008;32(4):844-853. DOI: <https://doi.org/10.1183/09031936.00160007>.
 45. Tsiachristas A, Dijkers C, Boland MR, Rutten-van Molken MP. Exploring payment schemes used to promote integrated chronic care in Europe. *Health Policy* 2013;113(3):296-304. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2013.07.007>.
 46. Epperly T, Roberts R, Rawaf S, Van Weel C, Phillips R, Mezzich JE, et al. Person-centered primary health care: now more than ever. *Int J Pers Cent Med* 2015;5(2):53-59. DOI: <https://doi.org/10.5750/ijpcm.v5i2.524>.
 47. Starfield B. Is primary care essential? *Lancet* 1994;344(8930):1129-1133. DOI: [https://doi.org/10.1016/s0140-6736\(94\)90634-3](https://doi.org/10.1016/s0140-6736(94)90634-3).
 48. Lorenzoni L, Marino A, Morgan D, James C. Health spending projections to 2030: new results based on a revised OECD methodology [Internet]. Paris: Organization for Economic Cooperation and Development; 2019 [cited 2022 Feb 20]. Available from: <https://doi.org/10.1787/5667f23d-en>.
 49. World Health Organization. World report on ageing and health [Internet]. Geneva: World Health Organization; 2015 [cited 2022 Feb 20]. Available from: <https://apps.who.int/iris/handle/10665/186463>.
 50. Potempa KM, Butterworth SW, Flaherty-Robb MK, Gaynor WL. The healthy ageing model: health behaviour change for older adults. *Collegian* 2010;17(2):51-55. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.colegn.2010.04.008>.
 51. Thompson SR, Watson MC, Tilford S. The Ottawa Charter 30 years on: still an important standard for health promotion. *Int J Health Promot Educ*. 2018;56(2):73-84. DOI: <https://doi.org/10.1080/14635240.2017.1415765>.