

상용치료원 보유여부가 고혈압 환자의 외래이용횟수 및 외래의료비에 미치는 영향

윤효정^{*,**}, 최재우^{*,**}, 이상아^{*,**}, 박은철^{**,***,†}

*연세대학교 대학원 보건학과, **연세대학교 보건정책 및 관리 연구소, ***연세대학교 의과대학 예방의학교실

〈Abstract〉

Influence of Usual Source of Care on Outpatient Visit and Expense of Hypertension Patients

Hyo Jung Yoon^{*,**}, Jae Woo Choi^{*,**}, Sang Ah Lee^{*,**}, and Eun-Cheol Park^{**,***,†}

Department of Public Health, Graduate School, Yonsei University, **Institute of Health Services Research, Yonsei University, *Department of Preventive Medicine, Yonsei University College of Medicine*

Purpose : Many studies showed that having a usual source of care improved the efficient access of healthcare service. However in Korea there have been few studies on the usual source of care. So this study aims to find whether having a usual source of care affect the medical utilization and expense. Methodology/Approach : We used the Korean Health Panel data in 2012, 2013 to examine the change of utilization and expenses in ambulatory care affected by having a usual source of care. We selected 1,215 hypertension patients without usual source of care in 2012 and performed linear regression analysis to identify the difference between treatment group(with usual source of care in 2013) and control group(without usual source of care in 2013). Then we performed analysis again separated by the age group. Findings : Among study population, 711(58.5%) reported that they have a usual source of care in 2013. Treatment group reported 1.85 less increase in outpatient visits and 69,234 won less increase in expense than control group with weak significance(visit β -1.85 p-value 0.0807, expense β -69,234 p-value 0.0541). People under the age of 65 showed significant change in outpatient visits for tertiary hospital (visit β -0.78 p-value 0.0154, expense β -91,462 p-value 0.0168). The analysis which focused outpatient for mild disease showed similar trend. Practical Implications : This study supports the positive effect of having usual source of care which decrease inefficient outpatient utilization. Promoting physician-patient relationships is important for efficiency of healthcare service.

Key words: 상용의료원, 외래이용횟수, 외래의료비 본인부담금

I. 서 론

보건의료정책은 크게 의료접근성의 제고, 의료의 질 향상, 의료비 절감의 세 가지 부문에서 접근할 수 있다[1].

한국의 보건의료는 접근성은 전반적으로 양호하며, 오히려 의사방문횟수 및 재원일수가 OECD국가들 중에 일본 다음으로 가장 높아서[1] 사회적 입원이나 의료이용 남용과 같은 과다이용의 문제가 지적되고 있다. 또한 의료비

* 투고일자 : 2016년 10월 26일, 수정일자 : 2016년 12월 11일, 게재확정일자 : 2017년 01월 03일

† 교신저자 : 박은철, 연세대학교 의과대학 예방의학교실, 전화: 02-2228-1862, E-mail: ecpark@yuhs.ac

에 있어서 외래의료비와 의약품비가 증가하고 있으며[1, 2], 외래의료비는 2012년 이후부터 증가세를 보여, 전체 경상의료비에서 차지하는 상대적 비중이 2010년 34.8%에서 2014년 36.3%까지 증가하였다[2]. 이에 대하여 왜곡된 의료전달체계가 그 원인으로 꼽히고 있으며, 현재와 같은 대형병원 쏠림 현상이 지속되는 경우 의료서비스의 비효율적 제공 및 의료비 증가는 막을 수 없다.

다양한 선행연구를 통해 상용치료원(usual source of care)의 보유여부가 의료이용에 어떻게 영향을 미치는지가 논의되었다. 우선, 한국의 상용치료원 보유현황을 살펴보면, 2013년 한국의료패널에서 만18세 이상 성인의 34.2%가 애플 때나 검사 또는 치료 상담이 필요할 때 주로 방문하는 상용치료원이 있다고 답하였다. 상용치료원을 측정하는 보다 객관적인 지표로는 COC(Continuity of care) 인덱스가 있는데, 이는 특정 의료기관에서 얼마나 지속적으로 의료이용을 하였는지를 총 의료이용횟수와 치료를 받은 의료기관의 수를 반영하여 0부터 1 사이의 값으로 나타낸 것이다. 65세 이상 노인을 대상으로 한 연구에서 고혈압 환자는 0.735, 당뇨는 0.709, COPD는 0.700, 천식은 0.663의 COC를 보였다[3].

본 연구는 상용치료원의 보유여부가 외래이용에 미치는 영향(외래이용횟수, 외래의료비)을 외래 방문하는 의료기관 형태별로 분석하고자 한다. 특히 상용치료원의 보유가 효율적인 의료이용을 도모하여 경증질환의 대형병원 쏠림현상을 완화시키는 효과가 있는지 확인하기 위해 경증질환의 외래이용에 한정하여 다시 분석한다.

다만, 연구대상자 간의 비교가능성을 높이기 위해서 연구대상자를 고혈압을 만성질환으로 보유한 환자로 한정하였다. 상용치료원을 보유하지 않은 군은 대체로 건강하기 때문에 의료이용의 욕구가 적은 편이며, 실제로 2013년 한국의료패널 자료에서 상용치료원이 없는 사람 중 62.9%가 상용치료원이 없는 이유를 '잘 아프지 않아서'라고 응답하였다. 이러한 대상자를 모두 포함할 경우 상용치료원의 보유효과와 무관하게 본연의 특성에 따라 의료이용의 형태가 달라지는 선택바이어스가 발생할 수 있다. 고혈압은 국내 유병률이 약 28.9%에 이르는 대표적인 만성질환으로[4], 지속적인 관리를 통해 심뇌혈관계 질환으로 인한 이환율과 사망률을 효과적으로 낮출 수 있는 질환이다. 이번 연구는 이러한 고혈압 환자에 한정하여 상용치료원의 보유효과를 검증한다.

II. 이론적 배경

1960년도에 제안된 초기 Anderson 모형은 의료이용에 영향을 미치는 요인으로 소인성 요인, 가능성 요인 및 필요 요인을 꼽았다[5]. 소인성 요인은 개인의 인구학적 특성, 사회적 특성, 건강에 대한 신념을 말하고, 가능성 요인은 개인이나 가족 또는 지역사회의 의료자원을 말한다. 필요 요인은 개인 또는 전문가가 판단한 의료의 필요를 말한다. 이후 Anderson모형은 다양한 검증과 비판을 거쳐 총 4단계에 걸쳐 수정되었다[5, 6]. 그 과정에서 의료이용의 요인으로써 개인적 특성 외에 보건의료체계의 특성이 모형에 추가되어 보건의료정책 및 재정, 시스템 등이 개인의 의료이용에 영향을 미칠 수 있다고 하였다. 또한 의료이용에 따른 결과지표로서 의료서비스의 이용양 외에 주관적/객관적 건강행태 및 의료서비스 만족도가 추가되었다. 최종모형은 모형 내의 각 구성요소들간의 피드백 과정을 추가하여 건강행태의 결과가 의료이용의 요인에 영향을 미칠 수 있음을 밝혔다.

Anderson 모형 하에서 상용치료원의 보유는 가능성요인에 속하며 상용치료원이 의료 이용양에 미치는 효과를 검증한 다양한 선행논문들이 존재한다. 상용치료원을 보유한 성인은 자궁경부암 및 유방암 등의 검진서비스 및 인플루엔자 예방접종과 같은 예방서비스에 보다 적극적으로 응하였고[7-9], 상용치료원이 없는 고혈압 환자는 고혈압의 치료 및 처치를 받지 않을 오즈비가 높았다[10]. 또한 상용치료원 보유와 응급실 이용을 분석한 선행연구에서 응급실 이용이 한 건도 없는 건강한 성인을 제외할 경우 상용치료원이 없는 그룹이 응급실을 이용하는 비율은 상용치료원이 있는 그룹보다 약 2배 이상 높았다[11]. 상용치료원을 이용한 기간이 길어질수록 의료이용에 미치는 효과는 강화되는데, 65세 이상 노인을 대상으로 한 연구에서 상용치료원을 이용한지 10년이 넘은 그룹은 1년 미만인 그룹에 비해 입원율이 낮았고 연간 외래의료비도 약 300달러 감소하였다[12]. 상용치료원의 보유효과를 다른 가능성요인 중 하나인 의료보험의 보유효과와 비교한 연구에서는 상용치료원이 없는 사람이 의료이용을 지체하거나 의료이용을 하지 않을 오즈비가 의료보험이 없는 사람의 오즈비보다 컸다[13]. 다만, 상용치료원의 형태에 따라 효과가 달라질 수 있는데, 6세 미만 어린이를 대상으로 한 연구에서 상용치료원이 특정한 의사가 아닌 병원의 외래환자과 또는 응급실인 경우는 주치의(regular doctor)에게 방문하는 것보다

의료이용을 하지 않을 위험이 증가하였다[14]. 반면 성인을 대상으로 한 다른 연구에서는 주치의가 있는 경우 상용치료원을 이용하는 경우에 비해 콜레스테롤 측정 및 자궁경부암 검사를 많이 받았지만, 독감접종, 맘모그라피, 혈압측정 등 다른 예방적 의료이용에서는 차이가 없었다[15]. 또한 Anderson 모형에서 지적인 바처럼 상용치료원은 환자의 의료이용 결과에도 영향을 미쳤다. 상용치료원이 있는 환자는 의료서비스에 대한 인식이 보다 긍정적이었으며, 의료제공자의 경청여부, 의료시간의 충분성 및 의료의 질 등에 더욱 만족하였다[16, 17].

한편 상용치료원의 보유여부는 거주지역, 인종, 소득 등 소인성요인의 영향을 받았다. 시골의 경우 도시에 비해 상용치료원을 보유할 오즈비가 더 높았고[18], 소득이 낮거나 유색인종일수록 상용치료원을 보유하지 않을 위험이 높았다[14].

Ⅲ. 연구방법

1. 연구자료 및 모형

본 연구는 2012년부터 2013년까지 한국의료패널 자료를 사용하였다. 한국의료패널은 2008년부터 매년 실시하고 있는 패널조사로서 지역별, 동부 읍면부별 조사구 크기순으로 정렬한 후 계통추출방식으로 350개 조사구를 추출하고, 다음으로 표본조사구 내의 표본가구를 표본조사구의 가구명부에 기재된 순서에 따라 계통 추출하는 방식으로 표본을 정한다. 2012년도 한국의료패널 표본의 총 가구 수는 5,434가구이며, 가구원 수는 15,872명이다. 이 중에서 고혈압(한국표준질병사인분류 : I10) 의사진단을 받은 적이 있고 “귀하가 아플 때나 검사 또는 치료 상담을 하고자 할 때, 주로 방문하는 의료기관이 있습니까?”라는 질문에 “아니오”라고 답한 가구원은 총 1,300명이다. 본 연구는 차년도 외래이용 변화를 측정코자 하므로 이 중에서 2013년에도 연속하여 조사에 응답한 총 1,215명의 자료를 사용하였다.

2. 종속변수

이 연구는 전체 외래이용건수와 외래의료비 총액에

대한 상용치료원 보유효과를 보고자 한다. 따라서 종속변수는 직전연도 대비 외래이용횟수의 차이(2013년도 외래이용횟수 - 2012년도 외래이용횟수)와 외래의료비 본인부담금 총액의 차이(2013년도 외래의료비 - 2012년도 외래의료비)이다. 단, 전체 질병의 외래이용에 대하여 분석할 때에는 질병과 무관한 검사 등을 제외하기 위하여 한국표준질병사인분류기준 Z00-Z99은 조사대상에서 제외하였다. 그리고 경증질환의 외래이용을 분석할 때에 외래원외처방 약제비 본인부담률 인상정책의 대상이 되는 52개 질환으로 한정하였다[19, 20]. 또한 외래를 이용한 의료기관이 의원, 병원, 종합병원 또는 상급종합병원인 경우에 한하며, 치과병원, 한의원 또는 노인요양병원 등은 조사대상에서 제외하였다. 전체 외래 이용을 분석한 후, 동일한 분석을 외래 의료기관의 형태에 따라 1차, 2차, 3차 의료기관으로 나누어 종속변수로 투입하였다.

3. 독립변수

이 연구의 주요 관심변수는 상용치료원 보유여부이다. 상용치료원 보유여부는 “귀하가 아플 때나 검사 또는 치료 상담을 하고자 할 때, 주로 방문하는 의료기관이 있습니까?”라는 질문의 응답에 따라 ‘보유’ 또는 ‘미보유’로 구분한다.

4. 보정변수

이 연구는 인구사회적, 건강관련 보정변수 및 직전연도 외래이용을 보정변수로 사용하였다. 인구사회적 변수로는 성별(남, 여), 연령(65세 미만, 65세 이상), 교육수준(초등 이하, 중고등학교, 대학교 이상), 직종(화이트칼라, 판매 및 서비스직, 블루칼라, 비경제활동인구), 소득(1~5분위), 결혼여부(결혼, 그 외(이혼/사별/비혼)), 지역(서울경기, 광역시, 경기도를 제외한 나머지 도 지역), 의료보장 형태(직장보험, 지역보험, 의료급여), 민영의료보험 가입여부(가입, 미가입)를 측정하였다. 건강관련 변수로는 만성질환 개수(1개, 2개, 3개, 4개 이상), 주관적 건강상태(70점 미만-나쁨, 70점이상- 좋음), 흡연여부(예, 아니오), 음주여부(예, 아니오)가 사용되었다.

<표1> 기준연도의 연구대상자들의 일반적 특성 (2012년)
 [General characteristic of study population at the baseline (2012)]

변수명	전체		외래이용횟수 (단위: 회)		외래의료비 본인부담금(단위: 원)	
			Mean±SD	P-value	Mean±SD	P-value
전체	1,215	100.0%	26.27±27.84		278,856±591,413	
상용치료원 (2013년 기준)				0.775		0.348
있음	711	58.5%	26.00±26.97		292,278±682,859	
없음	504	41.5%	26.46±28.46		259,920±430,544	
성별				<.0001		0.030
남자	556	45.8%	22.05±23.69		238,788±519,818	
여자	659	54.2%	29.84±30.48		312,661±644,130	
나이				<.0001		0.007
65세 미만	487	40.1%	18.28±18.11		222,564±484,395	
65세 이상	728	59.9%	31.62±31.69		316,512±650,901	
교육수준				<.0001		0.866
초등이하	544	44.8%	32.32±33.19		288,973±627,632	
중고등학교	515	42.4%	22.39±21.07		270,857±487,387	
대학교 이상	156	12.8%	17.99±22.19		269,979±755,710	
직업				<.0001		0.102
화이트칼라	95	7.8%	13.51±11.67		208,780±733,215	
판매/서비스직	103	8.5%	25.44±32.50		243,705±530,693	
블루칼라	438	36.0%	23.58±22.69		245,190±410,290	
비경제활동	579	47.7%	30.55±31.30		322,074±682,990	
소득				<.0001		0.494
1분위(低)	293	24.1%	32.08±32.38		226,036±323,731	
2분위	298	24.5%	27.33±29.31		311,388±823,388	
3분위	243	20.0%	25.47±27.88		290,642±486,373	
4분위	201	16.5%	21.76±20.10		286,791±633,817	
5분위(高)	180	14.8%	21.18±22.64		286,203±548,641	
결혼상태				0.001		0.749
결혼	887	73.0%	24.62±24.07		275,555±494,923	
이혼, 사별, 비혼	328	27.0%	30.74±35.78		287,780±796,704	
지역				0.002		0.074
서울, 경기	354	29.1%	28.36±27.36		234,198±345,824	
광역시	342	28.1%	21.99±20.12		316,340±637,548	
도 지역(경기도 제외)	519	42.7%	27.53±34.30		307,826±798,399	
의료보장				0.000		0.054
직장	783	64.4%	25.25±25.78		289,134±488,801	
지역	349	28.7%	25.75±28.05		291,761±813,273	
의료급여	83	6.8%	38.10±40.61		127,631±260,584	
민영의료보험				<.0001		0.067
미가입	599	49.3%	29.47±28.55		310,358±732,953	
가입	616	50.7%	23.17±26.80		248,222±407,629	
만성질환개수				<.0001		<.0001
1개	155	12.8%	12.37±11.35		82,240±172,064	
2개	223	18.4%	14.86±12.28		161,301±295,249	
3개	216	17.8%	20.08±15.39		204,445±381,795	
4개이상	621	51.1%	35.99±33.86		396,026±751,957	
주관적건강				<.0001		0.004
나쁨	552	45.4%	31.2±33.29		333,077±718,645	
좋음	663	54.6%	22.16±21.50		233,712±455,051	
흡연여부				0.033		0.011
아니오	1,022	84.1%	27.01±27.28		297,640±628,956	
예	193	15.9%	22.35±30.45		179,388±310,041	
음주여부				<.0001		0.003
아니오	511	42.1%	31.99±34.31		338,022±768,722	
예	704	57.9%	22.12±21.07		235,910±413,424	

5. 분석방법

본 연구는 우선 데이터의 기술통계량을 정리한 후 분석변수의 특성을 파악하고자 분산분석(analysis of variance)를 실시하였다. 그 다음으로 상용치료원 보유여부가 외래이용에 미친 영향을 확인하기 위해 선형회귀분석을 시행하였다. 해당 데이터는 동일한 개인의 2년에 걸친 자료를 축적한 패널데이터이므로, 의료이용횟수 또는 의료비의 연도별 차이를 종속변수로 하여 선형회귀분석 하는 경우 관찰되지 않은 개인의 특징을 통제할 수 있는 장점이 있다[21]. 수집된 자료의 정리와 통계분석은 SAS ver.9.4(SAS Institute Inc., Cary, NC, USA)를 이용하였다.

IV. 연구결과

연구대상의 일반적 특성은 <표 1>과 같다. 연구대상자 중에서 2013년에도 상용치료원이 여전히 없다고 응답한 사람은 504명으로 41.5%였고, 상용치료원이 있다고 응답한 사람은 711명으로 58.5%였다. 연구대상자의 평균 외래이용횟수는 26.27 ± 27.84 이고 외래의료비 본인부담금

은 $278,856 \pm 591,413$ 원이었다. 연구대상자 모두 상용치료원이 없었던 2012년도의 외래이용횟수 및 외래의료비 본인부담금은 두 군간에 유의한 차이가 없었다(p-value: 외래이용횟수 0.775, 외래의료비 본인부담금 0.348).

<표 2>는 상용치료원 보유효과를 분석한 것으로, 상용치료원을 갖는 경우 상용치료원이 없는 경우보다 외래이용횟수 1.85건, 외래의료비 약 7만원 가량이 감소하였으며 신뢰수준 5% 하에서 유의하지는 않았으나 높은 경향을 보였다(외래이용횟수: $\beta -1.85$ p-value 0.0807, 외래의료비 본인부담금: $\beta -69,234$ p-value 0.0541). 외래이용하는 의료기관 형태별로 분석하였을 때에는, 1차 의료기관의 경우 외래건수증감은 1.74건, 외래의료비는 27,989원 감소하였다 (외래이용횟수: $\beta -1.74$ p-value 0.0797, 외래의료비 본인부담금: $\beta -27,989$ p-value 0.0396). 한편 이를 연령별로 나누어서 보았을 때, 65세 이상의 외래이용횟수 차이 및 외래의료비 본인부담금 차이에서 유의한 결과가 발견되지 않았다. 하지만 65세 미만의 경우 상용치료원이 있을 때 3차의료기관의 외래이용횟수가 0.78건 더 감소하였고 그로 인해 외래의료비에도 유의한 감소가 있었다 (외래이용횟수: $\beta -0.78$ p-value 0.0154, 외래의료비 본인부담금: $\beta -91,462$ p-value 0.0168).

<표2> 상용치료원의 보유여부가 의료기관별 외래이용횟수 및 외래의료비 본인부담금에 미치는 영향에 대한 선형회귀분석 결과 (Results of linear regression for the effect of having usual source of care on outpatient visit and expense)

구분	외래이용횟수 차이				외래의료비 본인부담금 차이			
	상용치료원 있음			없음	상용치료원 있음			없음
	β	S.E.	P-value		β	S.E.	P-value	
전체	-1.85	1.06	0.0807	Ref.	-69,234	35,909	0.0541	Ref.
1차 의료기관	-1.74	0.99	0.0797	Ref.	-27,989	13,587	0.0396	Ref.
2차 의료기관	0.15	0.29	0.6062	Ref.	1,687	20,120	0.9332	Ref.
3차 의료기관	-0.26	0.29	0.3658	Ref.	-42,933	25,203	0.0887	Ref.
[65세 미만]								
전체	-1.76	1.18	0.1376	Ref.	-138,877	53,013	0.0091	Ref.
1차 의료기관	-1.32	1.00	0.1905	Ref.	-21,277	19,428	0.2740	Ref.
2차 의료기관	0.34	0.51	0.5105	Ref.	-26,138	30,607	0.3936	Ref.
3차 의료기관	-0.78	0.32	0.0154	Ref.	-91,462	38,117	0.0168	Ref.
[65세이상]								
전체	-1.91	1.62	0.2403	Ref.	-12,836	49,061	0.7937	Ref.
1차 의료기관	-2.09	1.55	0.1777	Ref.	-33,148	19,103	0.0831	Ref.
2차 의료기관	0.10	0.35	0.7641	Ref.	30,004	27,023	0.2672	Ref.
3차 의료기관	0.08	0.44	0.8613	Ref.	-9,692	34,173	0.7768	Ref.

* 성별, 나이, 교육수준, 직업, 소득, 결혼상태, 지역, 의료보장형태, 민영의료보험 가입여부, 만성질환개수, 주관적 건강상태, 흡연여부, 음주여부를 통제하였음

<표3> 상용치료원의 보유여부가 경증질환의 의료기관별 외래이용횟수 및 외래의료비 본인부담금에 미치는 영향에 대한 선형회귀분석 결과 (Results of linear regression for the effect of having usual source of care on outpatient visit and expense for mild disease)

구분	경증질환의 외래이용횟수 차이				경증질환의 외래의료비 본인부담금 차이			
	상용치료원 있음			없음	상용치료원 있음			없음
	β	S.E.	P-value		β	S.E.	P-value	
전체	-1.70	0.80	0.0324	Ref.	-19,567	13,934	0.1605	Ref.
1차 의료기관	-1.56	0.76	0.0406	Ref.	-11,879	6,615	0.0728	Ref.
2차 의료기관	-0.12	0.20	0.5468	Ref.	-6,804	7,207	0.3453	Ref.
3차 의료기관	-0.02	0.13	0.8988	Ref.	-12	6,776	0.9986	Ref.
[65세 미만]								
전체	-1.23	0.90	0.1731	Ref.	-35,479	20,254	0.0805	Ref.
1차 의료기관	-1.14	0.76	0.1346	Ref.	-8,538	9,040	0.3454	Ref.
2차 의료기관	0.21	0.38	0.5734	Ref.	-18,948	11,752	0.1076	Ref.
3차 의료기관	-0.30	0.15	0.0452	Ref.	-15,847	7,626	0.0383	Ref.
[65세이상]								
전체	-2.35	1.21	0.0525	Ref.	-10,485	19,291	0.5869	Ref.
1차 의료기관	-2.17	1.19	0.0699	Ref.	-16,951	9,436	0.0729	Ref.
2차 의료기관	-0.35	0.23	0.1307	Ref.	649	9,354	0.9447	Ref.
3차 의료기관	0.17	0.20	0.3899	Ref.	9,858	10,276	0.3377	Ref.

*성별, 나이, 교육수준, 직업, 소득, 결혼상태, 지역, 의료보장형태, 민영의료보험 가입여부, 만성질환개수, 주관적 건강상태, 흡연여부, 음주여부를 통제하였음

<표 3>은 경증질환에 한정하여 상용치료원의 보유효과를 분석한 것이다. 전 연령을 대상으로 분석하였을 때, 전체 의료기관의 외래이용횟수에서 유의한 차이가 발견되었다 (외래이용횟수: β -1.7 p-value 0.0324). 의료기관의 형태 별로 분석하였을 때, 상용치료원을 보유한 군은 1차 의료기관의 외래이용이 유의하게 감소하였다 (외래이용횟수: β -1.56 p-value 0.0406). 한편 이를 다시 연령별로 나누어 보았을 때, 65세 이상의 경우 표2의 결과와 마찬가지로 유의한 차이가 발생하지 않았다. 하지만 65세 미만의 경우 상용치료원의 보유여부가 3차 의료기관의 이용변화에 유의한 영향을 미쳤다 (외래이용횟수: β -0.30 p-value 0.0452, 외래의료비 본인부담금: β -15,847 p-value 0.0383).

V. 고찰 및 결론

이 연구는 상용치료원의 보유가 고혈압 환자의 외래이용횟수 및 외래의료비에 미치는 영향을 외래 의료기관의 형태에 따라 파악하고자 하였다. 그 결과, 상용치료원의

보유는 전체 의료기관의 외래이용횟수 및 외래의료비 본인부담금을 감소시키는 경향이 있었다. 연령별로 나누어 보았을 때 65세 이상인 경우에는 상용치료원의 보유가 외래이용에 유의한 영향을 미치지 못하였다. 반면, 65세 미만의 경우 상용치료원의 보유여부가 3차 의료기관의 외래이용횟수와 외래의료비 본인부담금에 유의한 영향을 미쳤다. 또한 경증질환에 대하여도 동일한 효과가 있었다.

상용치료원 보유에 따른 외래이용횟수의 감소효과는 의료의 접근성이 양호한 한국의 상황으로 볼 때 미충족의료와 같은 부정적인 결과는 아니며, 오히려 상용치료원의 보유를 통해 지나친 의료이용을 감소시킨 것으로 보인다. 실제로 상용치료원 보유군의 평균외래이용횟수는 2012년 26.5건, 2013년 26.2건이었고, 미보유군은 2012년 26.0건, 2013년 27.7건으로 두 군 모두 우리나라 평균 외래진찰횟수인 14.3건보다 높았다[4].

65세 미만인 자의 경우, 상용치료원의 보유가 3차 의료기관의 외래이용횟수 및 의료비가 유의하게 감소하였고, 특히 경증질환에 한정하여 분석하였을 때에도 동일한 결과가 발견되었다는 점은 주목할 만하다. 이는 상용치료원을 돕으로써 고혈압을 비롯한 경증질환 등 전반적인 질

병 치료에 있어 상급 의료기관으로의 불필요한 방문을 줄이게 되고, 이로 인해 중복진료나 비효율적 의료비 지출이 감소하였기 때문으로 보인다. 또한 상용치료원은 예방적 치료의 수검률을 높이고[7-9] 금연, 절주, 운동습관 등 건강증진행위를 지속적으로 권고받기 때문에 상대적으로 보다 건강한 상태를 유지하여 질환의 악화로 상급 의료기관을 사용하는 비용을 절감한 것일 수도 있다. 다만, 이번 연구는 상용치료원 보유 1년간의 효과를 측정하였으므로 이러한 효과는 크지 않을 수 있다.

하지만 이러한 긍정적 효과는 65세 이상의 노인인구에서는 발견되지 않았는데 이는 상용치료원의 보유가 노인인구의 의료이용 패턴에 영향을 미치지 못하였음을 의미한다. 노인인구의 경우 만성질환을 3개 이상 보유한 경우가 60%에 이르러 의료이용에 대한 수요가 많고[22], 외래 및 약제의 본인부담금 산출에 있어 정액제를 적용 받는 등 의료비 부담이 적어 전반적으로 외래이용횟수가 높다. 이에 따라 상용치료원을 보유하든 하지 않든 의료이용량은 차이가 없는 것으로 보인다.

따라서 이 논문은 이론적 배경에서 설명한 Anderson의 모형, 즉 상용치료원이라는 가능성 요인이 효율적인 의료이용에 관여할 것이라는 행동모형에 부합한다. 본 논문은 상용치료원 보유가 의료전달체계 개선에 미치는 긍정적 영향을 보여주므로, 상용치료원 보유의 중요성을 지지하는 근거가 될 수 있을 것이다. 다만, 대상자의 연령에 따라 이러한 해석은 제한될 수 있다.

상용치료원의 보유효과를 살펴본 국내 논문들을 살펴보면 그 결과가 서로 엇갈린다. 김종엽 등(2014)은 상용치료원의 보유가 만성질환자의 외래 및 입원을 포함한 전체 의료비 지출에는 유의한 효과가 없었고, 외래이용횟수는 유의하게 증가시켰다고 하였다[23]. 또한 고속자 등(2012)은 주요 만성질환 환자별로 분석하였는데, 고혈압 환자는 상용치료원의 보유가 의료이용량을 증가시키는 약한 영향력이 있지만 의료비에는 영향이 없었다. 반면 당뇨병 환자는 의료이용량 및 의료비에 모두 영향이 없었고, 관절염 환자는 의료이용과 의료비 모두 유의하게 증가하였다[24]. 이재호 등(2015)은 당뇨병 환자를 대상으로 한 연구에서 일반회귀분석에서는 상용치료원의 보유가 의료비 지출의 증가와 유의한 상관관계가 있었으나 패널 분석을 이용하여 다시 분석한 결과 유의성이 사라져, 상용치료원가 의료비절감과 영향이 있을 가능성이 있다고

하였다[25]. 마지막에 언급한 연구는 상용치료원 보유를 통한 의료비 절감의 효과를 밝힌 본 연구의 결과를 지지하나, 앞의 두 연구는 의료이용량이 증가하여 본 연구의 결과와 상충된다. 연구 결과가 서로 다른 이유는 연구대상자의 선정기준, 종속변수에 입원의료비 등을 포함시킬지 여부, 통계 분석에 사용된 모델의 차이 등이 있다. 따라서 실제 효과를 검증하기 위해선 추가 검증 및 장기 데이터의 축적이 필요할 것이다.

본 연구는 다음과 같은 제한점으로 인하여 해석에 주의가 필요하다. 첫째, 이 연구는 직전년도에 상용치료원이 없었던 대상으로 한정하여 표본이 비교적 작고 연구대상자 선정에서 바이어스가 발생할 수 있다. 또한 상용치료원의 보유효과를 측정함에 있어서 2013년도 외래이용 1년치 데이터만을 사용하여 상용치료원 보유의 단기적인 효과만을 측정했으며, 향후 데이터의 축적을 통해 장기적 효과의 측정이 필요하다. 둘째, 상용치료원의 보유여부를 주관적으로 인식한 바에 따라 나눔으로써 내생성의 문제가 제기될 수 있다. 또한 상용치료원을 의료기관(regular site)과 주치의사(regular doctor)로 나눌 수 있는데, 이를 별도로 구분하지 않았다. 셋째, 외래이용 산정에 있어서 고혈압의 영향을 받는 심뇌혈관질환에 한정하여 측정하는 것이 연구의 정합성 측면에서 보다 바람직하나, 심뇌혈관질환의 데이터 수가 충분하지 않아서 결과변수를 전체 질환을 대상으로 할 수 밖에 없었다. 넷째, 의료이용의 양과 비용에 초점을 맞춘 연구이며 그로 인한 결과 즉, 의료의 질이 어떠한지는 분석하지 못하였다.

결론적으로 본 연구는 한국의료패널의 2012~13년까지의 자료를 활용하여 상용치료원과 외래이용횟수, 외래 본인부담금의 관련성을 살펴보았으며, 그 결과 65세 미만인 경우에 한정하여 상용치료원의 3차 의료기관 외래이용횟수 및 외래 본인부담금을 감소시킨다는 점을 알게 되었다. 이러한 결과는 의료전달체계의 개선과 같은 우리나라의 보건의료 현안에 대하여 정책결정자 등에게 도움을 줄 수 있을 것이라고 생각된다.

<참고문헌>

1. Park EC, Jang SI. The diagnosis of healthcare policy problems in Korea. Journal of the Korean Medical Association 2012;55(10):932-939.

2. Jeong HS, Shin JW. 1970–2014 Current Health Expenditures and National Health Accounts in Korea: Application of SHA2011. *Health Policy and Management* 2016;26(2):95–106.
3. Hong JS, Kang HC, Kim J. Continuity of care for elderly patients with diabetes mellitus, hypertension, asthma, and chronic obstructive pulmonary disease in Korea. *Journal of Korean medical science* 2010;25(9):1259–1271.
4. Ministry of Health and Welfare of Korea, Korea Center for Disease Control and Prevention. 2014 Korea Health Statistics. Ministry of Health and Welfare of Korea, 2015.
5. Andersen, R.M., Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter? *Journal of health and social behavior* 1995;36(1): 1–10.
6. Aday, L.A., R. Andersen, A framework for the study of access to medical care. *Health services research* 1974;9(3):208–220.
7. Ettner, S.L., The timing of preventive services for women and children: the effect of having a usual source of care. *American journal of public health* 1996;86(12):1748–1754.
8. Blewett, L. A., Johnson, P. J., Lee, B., Scal, P. B. When a usual source of care and usual provider matter: adult prevention and screening services. *Journal of general internal medicine* 2008;23(9): 1354–1360.
9. Bernstein, A.B., G.B. Thompson, and L.C. Harlan, Differences in rates of cancer screening by usual source of medical care: data from the 1987 National Health Interview Survey. *Medical Care* 1991;29(3):196–209.
10. Spatz, E. S., Ross, J. S., Desai, M. M., Canavan, M. E., Krumholz, H. M. Beyond insurance coverage: usual source of care in the treatment of hypertension and hypercholesterolemia. Data from the 2003–2006 National Health and Nutrition Examination Survey. *American heart journal* 2010;160(1):115–121.
11. Petterson, S. M., Rabin, D., Phillips Jr, R. L., Bazemore, A. W., & Doodoo, M. S. Having a usual source of care reduces ED visits. *American family physician* 2009;79(2):94–94.
12. Weiss, L.J. and J. Blustein, Faithful patients: the effect of long-term physician-patient relationships on the costs and use of health care by older Americans. *American Journal of Public Health* 1996; 86(12):1742–1747.
13. Sox, C. M., Swartz, K., Burstin, H. R., Brennan, T. A. Insurance or a regular physician: which is the most powerful predictor of health care? *American Journal of Public Health* 1998;88(3): 364–370.
14. Kasper, J.D., The importance of type of usual source of care for children's physician access and expenditures. *Medical care* 1987;25(5):386–398.
15. Xu, K.T., Usual source of care in preventive service use: a regular doctor versus a regular site. *Health services research* 2002;37(6):1509–1529.
16. DeVoe, J. E., Wallace, L. S., Pandhi, N., Solotaroff, R., Fryer, G. E. Comprehending care in a medical home: a usual source of care and patient perceptions about healthcare communication. *The Journal of the American Board of Family Medicine* 2008;21(5):441–450.
17. Tsai, J., Shi, L., Yu, W. L., Lebrun, L.A. Usual source of care and the quality of medical care experiences: a cross-sectional survey of patients from a Taiwanese community. *Medical care* 2010;48(7):628–634.
18. Larson, S.L., Fleishman J.A., Rural-urban differences in usual source of care and ambulatory service use: analyses of national data using Urban Influence Codes. *Medical care*, 2003. 41(7): p. III-65-III-74.
19. 오하린, 서남규. 패널 자료를 이용한 개인 특성에 따른 중별 의료기관 선택과 의료이용행태의 변화 및 외래본인부담률 차등정책의 효과분석. 제7회 한국의료패널 학술대회 자료집;2015 Nov 26;Seoul,Korea.
20. Choi JN, Jo JS, Ryu S. Effectiveness of Coinsurance Policy Change on Prescription Drug Coverage. *J Health Info Stat* 2016;41(2):248–259.

21. Hill RC. Principles of Econometrics, 4th ed, John Wiley & Sons:2011, pp286-7.
22. Jung YH, Ko SJ, Kim EJ. A study on the effective chronic disease management. Korea Institute for Health and Social Affairs:2013, pp.78-91.
23. 김종엽, 백승민, 정태영. 이중차이분석을 통한 상용치료원의 효과에 대한 분석 -만성질환자를 중심으로-. 제6회 한국의료패널 학술대회 자료집;2014 Dec 12; Seoul, Korea.
24. 고숙자, 임재영, 정영호. 상용치료원이 의료이용 및 의료비에 미치는 영향. 제3회 한국의료패널 학술대회 자료집;2011 Dec 1;Seoul, Korea.
25. 이재호, 현민경. 국내 당뇨병 환자의 상용치료원 보유 현황과 그 효과. 제7회 한국의료패널 학술대회 자료집;2015 Nov 26;Seoul, Korea.