

의사 공급이 건강성과에 미친 효과: OECD 국가 패널고정효과모형 분석 결과*

이 철 희** · 황 수 경***

논문 초록 | 이 논문은 1980년~2012년 OECD 국가들의 자료를 이용한 패널고정효과모형 추정을 통해 각국의 의사 공급이 기대수명, 사망률, 잠재수명손실연수, 유아사망을 등에 미친 효과를 분석하였다. 분석결과는 인구 대비 의사 수의 증가가 국민건강에 유의하게 긍정적인 영향을 미친다는 것을 보여준다. 예컨대 1000명당 의사 수 1명 증가는 기대수명을 0.7~0.9년 증가시키고 유아 1000명당 사망 수를 1.8명 감소시키는 것으로 나타났다. 논문의 결과는 의사 수의 증가가 1980년 이후 장기적인 사망률 감소의 주요 요인 가운데 하나라는 것을 시사한다.

핵심 주제어: 의료접근성, 사망률, 패널고정효과모형

경제학문헌목록 주제분류: C33, H51, I12, J11

투고 일자: 2014. 10. 20. 심사 및 수정 일자: 2015. 4. 6. 게재 확정 일자: 2015. 5. 21.

* 이 논문은 이철희·황수경·이지혜(2013)의 KDI 연구보고서 중 일부를 대폭 수정·보완한 것이다. 초고에 대해 유익한 조언을 주신 한국보건사회연구원의 오영호 박사와 OECD 자료 정리 및 표·그림 작성에 도움을 준 KDI 이지혜 연구원, 그리고 익명의 심사자 두 분께 사의를 표한다. 이철희의 추가적인 연구는 서울대학교 경제연구소의 지원과 2014년 정부(교육부)의 재원으로 한 한국연구재단의 사업(SSK) 지원(NRF-2013S1A3A2055391)을 받았다.

** 교신저자, 서울대학교 경제학부 교수, e-mail: chullee@snu.ac.kr

*** 한국개발연구원 연구위원, e-mail: skhwang@kdi.re.kr

I. 머리말

지난 수 세기 동안 인류의 건강수준은 비약적으로 개선되었다. 산업혁명이 시작될 무렵 27세에 불과했던 인류의 기대수명은 1950년 35세, 2000년 56세로 연장되었다(Livi-Bacci, 2001, p. 26). 사망의 감소와 수명의 증가는 근래의 비교적 부유한 국가들에서도 뚜렷하게 관찰된다. 경제협력개발기구(OECD) 국가들의 평균기대수명은 1980년 72.6세에서 2012년 80세로 높아졌으며, 평균유아사망률은 같은 기간 동안 1000명당 18.2명에서 3.9명으로 감소하였다. 우리나라의 경우 1980년 이후 기대수명은 66세에서 81세로 증가했고, 유아사망률은 1000명당 17명에서 3명으로 감소했다.

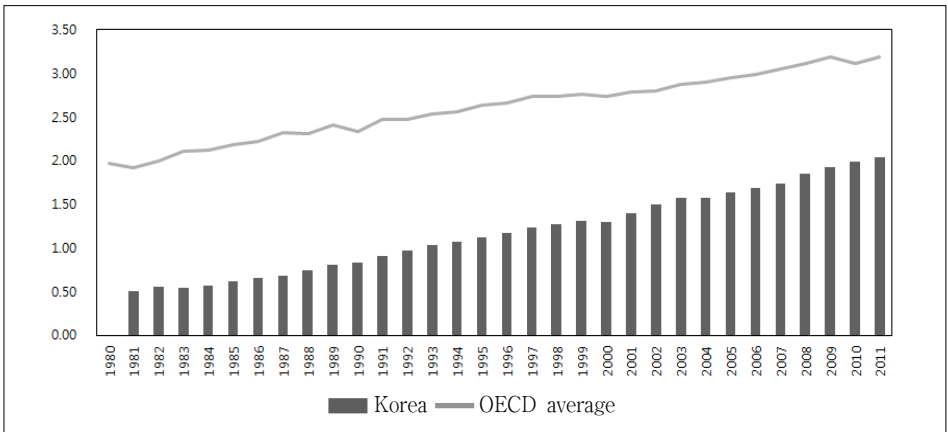
장기적인 건강의 개선요인에 대해서는 그동안 많은 연구가 축적되어 왔다. 이 연구들에 따르면 20세기 초반까지의 건강개선은 주로 만성적인 영양결핍의 감소, 공중보건의 개선, 위생에 관한 지식의 확산에 힘입은 바 컸다(Fogel, 2004; Riley, 2001; Mokyer, 1993). 반면 20세기 후반부터는 신약의 개발이나 효과적인 의료장비의 도입과 같은 의료기술 발전이 건강개선에 보다 큰 공헌을 하고 있는 것으로 평가된다(Lichtenberg, 2003, 2010; Murphy and Topel, 2003). 건강보험의 확대나 저소득층에 대한 의료서비스 제공과 같은 제도 및 정책의 변화도 건강개선에 중요한 역할을 하고 있는 것으로 파악된다(Cutler, 2000).

그렇다면 의료서비스의 가장 중요한 요소 가운데 하나인 의사의 공급증가는 건강의 개선에 어떤 영향을 미쳤을까? 많은 국가들은 지난 수십 년 동안 인구 대비 의사수의 빠른 증가를 경험했다. <Figure 1>이 보여주듯이 OECD 국가들의 인구 1000명당 의사 수는 1980년 이후 30여 년 동안 2명에서 3명으로 1.5배 증가했으며, 같은 기간 동안 우리나라의 인구 1000명 당 의사 수는 0.5명에서 2명으로 네 배나 증가했다. 이론적으로 의사 공급의 증가는 다른 조건이 동일할 경우 의료서비스에 대한 접근성을 개선함으로써 국민의 건강성과를 개선했을 것으로 예상할 수 있다. 이러한 의사 공급 증가의 효과 크기를 정확하게 추정할 수 있다면 20세기 중반 이후 건강의 장기적인 개선요인을 보다 정확하게 이해하는 데 도움이 될 수 있을 것이다.

의사 공급이 국민건강성과에 미치는 효과를 이해하는 것은 최근 진행되고 있는 적정한 의사 수에 관한 논쟁과도 밀접하게 관련되어 있다. 한편에서는 우리나라의

의사 공급이 다른 선진국에 비해 부족하여 의료서비스의 질과 접근성을 낮추는 요인으로 작용하고 있다고 지적한다. 국민 1인당 의사 수가 OECD국가의 평균에 비해 적다는 점과 소규모 도시 및 농촌지역의 의사 수가 부족한 여건 등이 이러한 주장을 뒷받침하는 증거로 제시된다. 빠르게 진행되는 인구고령화와 건강한 삶에 대한 욕구의 증가는 향후 의료서비스에 대한 수요를 가파르게 증가시킴으로써 의사 부족문제를 더욱 심각하게 만들 것이라는 주장도 제기된다. 이러한 문제제기는 자연스럽게 현재의 의과대학 정원을 더욱 늘려야 한다는 주장으로 이어진다.

〈Figure 1〉 Number of Physicians per 1000 Persons



Source: 2013 OECD Health Statistics.

다른 한편에서는 한국의 의료인력 공급이 절대적으로 부족하지 않다고 주장한다. 이를 뒷받침하는 증거의 하나는 우리나라 의사 수의 증가율이 인구증가율이나 OECD 의사 수 증가율보다 훨씬 높다는 사실이다.¹⁾ 의료이용 접근성을 인구 대비 의사 수로 판단하는 데 따르는 문제도 제기된다. 즉 한국의 경우 국토 면적 당 의사 수가 비교적 많기 때문에 인구 대비 의사 수만 보아서는 다른 나라에 비교한 의료접근성을 과소평가할 수 있다는 것이다. 한국의 경우 의사 수의 절대적인 부족보다는 의료인력의 대도시 편중 현상과 의료인력 공급의 전공 간 불균형 현상이 더 심각한

1) 1985년~2009년 사이 한국 의사 수 증가율은 217%로 같은 기간 OECD 평균 증가율(41%)의 5배에 달하고 2000년 대비 2010년 인구 10만 명당 의사 수 증가율(40%)은 같은 기간 인구증가율 7.5%보다 5배 이상 높은 것으로 나타난다(황지환, 2012).

문제라는 지적도 있다(오영호, 2007, 2008; 박경돈, 2012).

의료인력 공급의 적절성을 둘러싼 논쟁은 다른 국가에서도 벌어지고 있다. 미국의 경우 향후 예상되는 의료수요의 증가에 대비하고 해외로부터 유입되는 의료인력에 대한 의존성을 줄이기 위해 미국 내 의대 졸업생을 늘려 의료인력 공급을 확대해야 한다는 주장이 제기되고 있다(Cooper et al., 2002). 호주에서도 장래의 의사 수가 크게 부족해질 것이며 이러한 문제는 농촌지역에서 더 심각하게 발생할 것이라는 우려가 나타나고 있다(Brooks et al., 2003; Joyce et al., 2006). 반면 절대적인 의료인력 공급의 문제보다는 구조적인 불균형 문제의 해결이 급선무라는 주장도 만만치 않게 맞서고 있는 상황이다(Weiner, 2007; Goodman and Grumbach, 2008).

경제학적인 측면에서 의사 공급의 적절성을 판단할 수 있는 방법의 하나는 의사 수를 늘렸을 때 나타날 추가적인 편익과 비용을 비교하는 것이다. 물론 이 경우의 편익은 건강개선으로 인한 후생의 증진까지 적절하게 고려된 편익을 의미한다. 만약 현재 시점에서 의료인력 추가공급의 한계편익이 그 한계비용을 넘어서었다면 적어도 현재의 수준에서는 의료인력의 규모를 추가적으로 증가시키는 것이 합리적일 것이다. 의사 수가 건강에 미치는 효과를 정확하게 추정한다면 의사 수 증가가 가져오는 편익을 평가하는 데 도움이 될 수 있다.

이처럼 학문적·정책적인 의미가 적지 않음에도 불구하고 의사 공급의 증가가 건강개선에 미친 효과를 엄밀하게 추정한 선행연구는 드물다. Baicker and Chandra (2004)는 미국의 주별 데이터를 분석하여 일반의(general practitioner)의 증가는 의료의 질에 긍정적인 영향을 미쳤으나 전문의의 증가는 의료비용을 높이는 데 그쳤다는 결과를 제시하였다. 이 논문의 결과는 미국의 제도적 특성을 반영하고 있어 유용하기는 하지만 건강성과에 대한 직접적인 영향보다 의료서비스 질에 초점을 맞추고 있다는 한계가 있다.

Macinko et al. (2003)은 1970년~1998년 OECD 국가별 데이터를 이용하여 의료서비스 중 특히 1차 의료(primary care)의 질이 건강과 관련된 성과에 상당히 강한 영향을 미쳤음을 밝혔다. 이 연구는 회귀분석을 수행함에 있어서 의사의 수를 통제변수의 하나로 포함하였으며 분석의 결과는 의사 수의 증가가 사망의 감소를 가져왔음을 보여준다. 이 논문은 OECD 국가들 가운데 일부 부유한 국가들만을 분석에 포함시키고 있다는 점과 의사 수가 빠르게 증가한 최근 25년 동안의 변화가 분석에 포함되지 못했다는 점에서 개선의 여지를 남긴다.

이러한 문제의식과 기존문헌의 한계를 출발점으로 해서 이 연구는 의사 공급 증가가 가져오는 건강성과의 개선정도를 추정하려고 한다. 의사 공급의 증가가 일차적으로 가져올 것으로 기대되는 효과는 의료접근성 개선에 따른 건강의 개선과 사망의 감소일 것이다. 그리고 건강의 개선은 경제활동의 증가와 생산성의 향상을 통한 직접적인 경제적 효과와 함께 수명의 연장과 삶의 질 개선을 통해 국민후생을 증진시킬 것으로 기대된다. 이와 같이 다양한 경로를 통해 발생할 수 있는 의사 수 증가의 효과를 빠짐없이 종합적으로 고려하는 것은 매우 어려운 작업이다. 따라서 이 연구에서는 국제적인 비교가 용이한 사망 관련 지표에 초점을 맞추고자 한다. 보다 구체적으로 지난 30년 동안의 OECD국가 자료를 분석하여 의사 공급의 증가가 사망에 미치는 효과를 분석할 것이다.

II. 방법과 자료

이 연구에서는 국가별 시계열 자료를 이용하여 건강에 영향을 미치는 다른 요인들을 통제했을 때 인구 대비 의사 수의 변화가 건강성과에 어떤 영향을 미치는지를 관찰하는 방법을 이용한다. 이러한 방법을 활용하는 데 있어서 발생할 수 있는 문제점의 하나는 관찰할 수 없는 국가별 특성으로 인한 편의(bias)의 문제이다. 예컨대 어떤 국가의 국민은 연구자가 관찰할 수 없는 국민적 습관으로 인해 다른 국가의 국민에 비해 더 건강하다고 하자. 만약 이러한 특성이 인구 대비 의사 수와 상관관계를 가지고 있다면 일반적인 최소자승법에 의해 추정된 인구 대비 의사 수의 회귀계수는 편의를 갖게 된다. 이 연구에서는 패널고정효과모형을 도입함으로써 각 국가의 관찰할 수 없는 고정적 특성의 효과를 제거하고자 시도하였다.²⁾

2) 미국의 주별 데이터를 분석한 Baicker and Chandra (2004)의 연구처럼 한국의 경우에도 광역 시도 등 지역별 자료를 분석하는 방법을 고려해 볼 수 있다. 국내 지역별 자료의 분석결과를 OECD 국가들의 평균적인 경험보다는 한국의 제도적·사회경제적 여건을 보다 잘 반영하는 장점이 있을 수도 있다. 그러나 한 국가의 지역별 자료 분석은 다음과 같은 심각한 약점을 지닌다. 첫째, 인구 대비 의사 수의 변이가 훨씬 더 내생적으로 발생하게 된다. 소득이 높은 지역에 의사들이 집중되는 문제가 그것이다. 이 경우 소득이 높은 사람들이 평균적으로 더 건강하다면 의사의 수가 건강에 미치는 효과는 과대평가될 것이다. 둘째, 의료인력의 공급에 대응한 수요자들의 거주지 선택도 문제이다. 예컨대 건강이 나쁜 사람들 혹은 더 부유한 사람들이 의료인력의 양적·질적 공급이 높은 곳으로 몰릴 가능성이 있다. 이러한 문제들 때문에 인구 대비 의사 수가 건강에 미친 효과를 분석하는 데는 국내의 지역별 데이터를 이용하는 것보다

이 분석방법의 다른 문제는 인구 대비 의사 수가 내생변수일 수 있다는 사실이다. 예컨대 국민건강의 변화는 의료서비스에 대한 수요변화를 매개로 하여 의사 수에 영향을 미칠 수 있다. 현재로서는 이 문제를 완전하게 해결할 수 있는 방법을 발견하기 어렵다. 다만 다음과 같은 사실을 들어 이 문제가 그리 심각하지 않으리라는 점을 지적하고자 한다. 첫째, 의사 공급은 각 국가 의료시스템의 특성에 의해 크게 영향을 받는 변수이다. 예컨대 적지 않은 국가에서 의과대학 정원이 정부의 정책에 의해 결정되고 있다. 대부분의 제도가 충분히 신축적이지 않다는 점을 고려할 때 적어도 단기적으로는 의사의 수가 외생적으로 결정된다고 가정하는 데 큰 무리가 없을 것이다. 둘째, 의사를 수입해 올 수 있는 예외적인 경우를 제외한다면 의사 공급의 변화는 의과대학 학생 수의 변화에 의해 이루어진다. 따라서 국민건강의 변화에 즉각적으로 대응하여 의료인력 공급의 변화를 도모하는 경우에도 의사 수가 실제로 증가할 때까지 상당한 시차가 생기게 된다. 이런 점을 고려할 때 내생성의 문제를 완전히 배제하기는 어렵겠지만 그 문제가 매우 심각하지는 않을 것이라고 조심스럽게 추측할 수 있다.³⁾

이러한 사정들을 고려하여 이 연구가 설정한 기본적인 회귀모형은 다음과 같다.

$$H_{i,t} = \alpha + \beta D_{i,t} + \gamma M_{i,t} + \delta X_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

이 식에서 i 와 t 는 각각 국가와 연도를 나타내는 첨자이며, H 는 건강성과, D 는 인구 대비 의사 수, M 은 건강에 대한 다른 종류의 투입, X 는 건강에 영향을 주는 사회경제적 요인, μ 는 관찰할 수 없는 국가별 고정적 특성을 나타내는 오차항, ϵ 는 고전적인 선형회귀모형의 통상적인 오차항을 나타낸다.

이 분석을 위해 1980년 이후 OECD 국가들의 연도별 자료를 이용하였다. OECD 자료를 이용한 패널고정효과모형을 추정하는데 있어서 문제가 되는 것은 주요 변수들이 일부 국가 및 연도에 대해 누락되어 있다는 점이다. 특히 일부 국가의 경우가장 핵심적인 변수인 의사 수가 극히 일부 연도에 대해서만 보고되어 있다. 이 문제 때문에 이탈리아, 슬로베니아, 아일랜드, 스위스, 칠레 등의 국가들은 분석에서

국제 간 비교를 하는 것이 더 타당하다고 생각된다.

3) 다음 절의 분석에서는 불완전하게나마 도구변수추정을 이용하여 내생성 문제의 완화를 시도할 것이다.

제외할 수밖에 없었다. 그리고 의사 수를 비롯한 주요 변수들이 중간의 1~2개 연도에 대해 보고되지 않은 경우가 다수 있다. 예컨대 일본의 건강관련 통계에는 인구 대비 의사 수가 격년으로 보고되어 있다. 이러한 경우에는 선형보간법(linear interpolation)을 이용하여 누락된 연도의 변수 값을 추정하여 삽입하였다.

이러한 보정에도 불구하고 각 국가의 OECD 가입연도 차이 등으로 말미암아 의사 수를 비롯한 주요변수가 보고된 기간이 국가마다 다르다. 이러한 사정 때문에 균형패널(balanced panel)을 구성하기 위해서는 많은 수의 연도 혹은 국가에 대한 사례를 분석에 포함하지 못하게 된다. 이 연구에서는 가용한 자료가 주는 정보를 최대한 분석에 반영하기 위해 적어도 2000년 이후의 의사 수가 보고되어 있는 모든 국가들을 대상으로 1980년 이후 모든 연도를 포함하여 불균형패널(unbalanced panel) 자료를 구성하고 이것을 분석에 이용하였다. <Table 1>은 회귀분석 표본에 포함된 2개 국가의 자료 가용 연도를 보여준다. 한국의 경우 1985년~2011년 자료가 분석에서 이용되었다.

<Table 1> Sample Countries and Years Included in the Regressions

Country	Year	Country	Year
Australia	1980-2010	Japan	1980-2010
Austria	1980-2011	Korea	1985-2011
Belgium	1980-2009	Luxembourg	1980-2009
Canada	1980-2009	Mexico	1990-2010
Czech Republic	1990-2011	Netherlands	1999-2009
Denmark	1980-2009	New Zealand	2000-2009
Estonia	1999-2011	Norway	1980-2011
Finland	1995-2011	Poland	1990-2011
France	1990-2009	Portugal	1980-2011
Germany	1992-2011	Slovak Republic	1997-2010
Greece	1980-2010	Spain	1995-2011
Hungary	1991-2011	Sweden	1980-2010
Iceland	1980-2009	United Kingdom	1980-2010
Israel	1996-2010	United States	1993-2010

식 (1)의 각 변수는 OECD 건강통계가 제공해주는 자료의 허용 범위 내에서 분석의 취지에 가장 부합하도록 정의하였다. <Table 2>에 정리된 바와 같이 회귀분석

의 독립변수인 건강성과의 대리변수로는 전체 및 성별 기대수명, 표준화된 사망률 (10만 명당 사망자 수), 인구 10만 명당 잠재수명손실연수(Potential Years of Life Lost: PYLL)와 유아사망률(출생아 1000명 당 사망 수)이 이용되었다. 잠재수명손실 연수는 조기사망으로 인한 수명의 손실을 나타내기 위한 지표로서, “정상적인” 사망 연령 (OECD 건강통계의 경우 70세) 과 그 연령에 도달하기 이전에 조기사망한 사람들의 사망연령 간 차이로 정의된다. 표준화된 사망률은 각국의 연령별 사망률에 표준화된 연령별 가중치를 적용하여 계산하며, 인구연령구성이 동일한 경우의 국가 간 사망률 비교를 가능하게 해 준다. 이상의 지표들은 모두 연령분포 차이에 영향을 받지 않는다는 장점이 있다.⁴⁾

〈Table 2〉 Definitions and Sample Means of the Variables on Health Outcomes

Variable	Mean	Definition
Life Expectancy	77.028	Life expectancy at birth for the entire population
Male Life Expectancy	73.883	Life expectancy at birth for the male population
Female Life Expectancy	80.151	Life expectancy at birth for the female population
Mortality	1039.400	Age- and sex-standardized number of deaths per 100,000 persons
Male Mortality	1322.850	Age-standardized number of deaths per 100,000 males
Female Mortality	840.282	Age-standardized number of deaths per 100,000 females
PYLL	4830.610	Potential years of life lost per 100,000 persons caused by premature deaths
Male PYLL	6442.870	Potential years of life lost per 100,000 males caused by premature deaths
Female PYLL	3266.220	Potential years of life lost per 100,000 females caused by premature deaths
Infant Mortality	6.811	Number of deaths per 1000 within one year after birth

Source: 1980-2011 OECD Health Statistics.

〈Table 3〉은 회귀분석에 이용된 설명변수들을 보여준다. 설명변수 가운데 가장 중요한 것은 인구 대비 의사의 수로 여기에서는 인구 1000명당 의사 수를 이용하였

4) 사망에 관한 지표와 더불어 각종 질병의 이병률(prevalence rate)을 고려하는 것이 바람직하지만 OECD 건강통계는 이병률에 관한 분석을 허용하지 않는다. 비만에 관한 통계가 있기는 하지만 극히 일부 국가, 일부 연도에 대해 제시되어 있기 때문에 분석에 포함시키기 어렵다.

다. 한 국가의 건강수준에 영향을 미치는 요인 가운데 1인당 GDP(1000달러), GDP 대비 의료지출(퍼센트), 국민 1인당 의사방문횟수, 성인 1인당 알코올 소비량(리터), 성인 흡연인구비율(퍼센트) 등을 주된 통제변수로 회귀분석에 포함시켰다. 1인당 GDP와 GDP 대비 의료지출은 각 국가가 건강에 투자하는 물질적인 자원의 규모를 대리하는 변수들이다. 이 두 변수를 통제하고 추정한 인구 대비 의사 수의 회귀계수는 전반적인 의료지출이 주어져 있을 때 의사 수 증가의 효과가 어떠한지를 보여준다고 할 수 있다.

〈Table 3〉 Definitions and Sample Means of Independent Variables

Variable	Mean	Definition
Doctors/1,000.	2.709	Number of physicians per 1,000 persons
GDP/capita	25.814	GDP (1000 dollars, fixed using PPP)
Med spending./GDP	7.941	Total medical expenditure as a percentage of GDP
Doctor visits-missing	0.166	Dummy variable (= 1 if the number of doctor visits is missing)
Doctor visits/capita	5.558	Number of doctor visits per capita
Alcohol-missing	0.035	Dummy variable (= 1 if alcohol consumption is missing)
Alcohol	9.733	Alcohol consumption per adult population (liter)
Smoking-missing	0.286	Dummy variable (= 1 if smoking is missing)
Smoking rate	19.105	Percentage of adult population smoking
Hospital beds-missing	0.211	Dummy variable (= 1 if the number of hospital beds is missing)
Hospital beds	4.843	Number of hospital beds per 1000 persons
CT-missing	0.468	Dummy variable (= 1 if the number of CTs is missing)
CT	10.063	Number of CTs per million persons
MRI-missing	0.462	Dummy variable (= 1 if the number of MRIs is missing)
MRI	4.434	Number of MRIs per million persons

Source: 1980-2011 OECD Health Statistics.

국민 1인당 의사방문횟수는 의료접근성의 정도를 보여주는 변수로서 인구 대비 의사 수와 의사 1인당 환자진료횟수에 의해 결정된다. 이하의 분석에서는 의사 1인당 진료횟수와 의사의 수를 두 가지 다른 종류의 건강투입으로 간주하고 전자의 대리변수로서 1인당 의사방문횟수를 회귀분석에 포함하였다. 그런데 의사 수 증가는 다른 조건이 같을 경우 1인당 의사방문횟수의 증가를 통해 국민건강에 영향을 미칠 것이다. 따라서 이 변수를 회귀식에 포함하는 경우 인구 대비 의사 수의 전체적인

효과를 과소평가하는 결과를 가져올 것이다. 그럼에도 불구하고 의사 수 증가의 효과를 보다 보수적으로 평가하기 위해 다른 종류의 의료투입을 보다 엄밀하게 통제하는 것이 바람직하다고 판단하였다. 건강과 밀접하게 관련된 사회적인 변수로는 알코올 소비량과 흡연인구비율을 회귀분석에 추가하였다. 의사방문횟수, 알코올 소비, 흡연을 등의 변수들은 적지 않은 표본에 대해 관측이 누락되어 있다. 이들 변수의 추가에 따른 표본의 손실을 피하기 위해 각 변수가 누락된 표본에 대해 1의 값을 부여하는 더미변수(의사방문횟수 누락, 알코올 소비 누락, 흡연을 누락 등)를 생성하고, 변수가 누락되지 않은 표본에 대해 각 변수의 값을 부여한 변수를 생성하여 회귀분석에 포함하였다. 이상의 기본적인 통제변수 이외에도 다른 종류의 의료투입을 대리하는 변수로 인구 1000명당 병상 수, 인구 100만 명당 컴퓨터단층촬영장비(Computed Tomography: CT) 수, 인구 100만 명당 자기공명영상장비(Magnetic Resonance Imaging: MRI) 수를 분석에서 고려하였다.

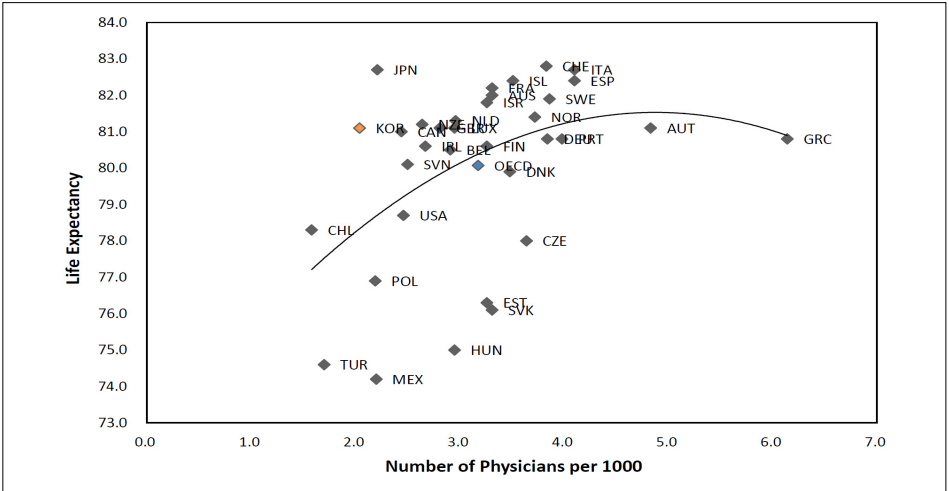
Ⅲ. 회귀분석결과

패널자료를 이용한 회귀분석을 수행함에 앞서서 최근의 국가별 횡단면 자료를 이용하여 의사 공급과 전체인구의 기대수명 간의 관계를 살펴보자. <Figure 2>에 나타난 결과는 현재 시점에 있어서의 인구 대비 의사 수와 기대수명 간에 강한 양의 상관관계가 존재함을 보여준다. <Figure 3>은 1990년부터 2010년까지의 의사 수 변화율이 높을수록 기대수명 증가율이 높았다는 것을 보여준다.

제Ⅱ절에서 설명한 설명변수들을 이용하여 네 가지 사망관련 변수에 대한 패널고정효과 회귀모형을 추정하였다. 분석에는 세 가지 모형이 이용되었다. 모형 1에서는 1000명 당 의사 수만을 종속변수에 회귀하였고, 모형 2는 여기에 1인당 GDP와 GDP 대비 의료지출을 설명변수에 추가하였으며, 모형 3은 모형 2의 설명변수에 의사방문횟수, 알코올 소비, 흡연을 등과 관련된 변수들을 추가하였다.

<Table 4>는 기대수명을 종속변수로 이용한 회귀분석 결과를 보고해준다. 다른 변수들을 통제하지 않는 경우 1000명당 의사 수가 1명 증가하면 전체인구의 기대수명이 약 3.6년 증가하는 것으로 추정되었다. 그러나 1인당 GDP와 GDP 대비 의료지출을 통제하면 인구 대비 의사 수의 회귀계수 크기가 0.93으로 감소하며, 여기에 의사방문횟수, 알코올 소비, 흡연을 등을 통제하면 회귀계수의 크기가 다시 0.72로

〈Figure 2〉 Relationship between the Number of Physicians and Life Expectancy in 2011

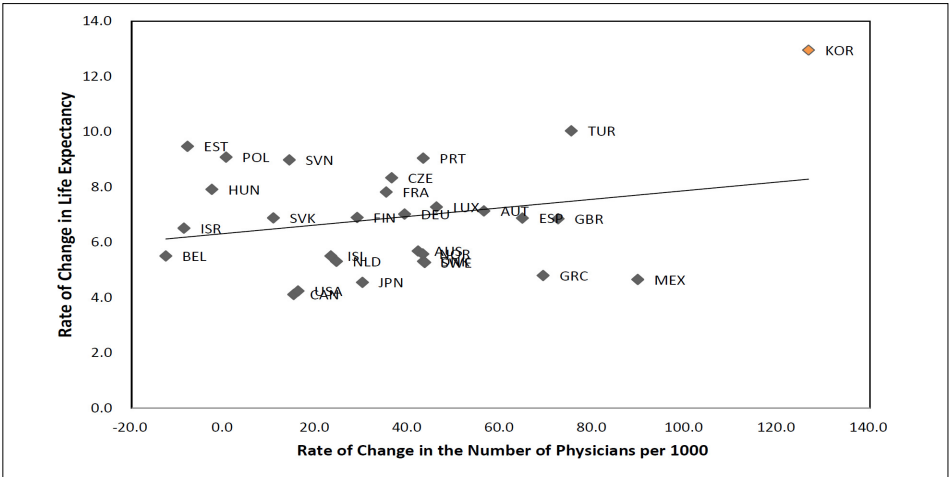


Note: 1) Number of physicians is drawn from 2010 for Sweden and Netherlands, and from 2009 for Denmark.

2) For Canada, life expectancy in 2009 is used.

Source: 2013 OECD Health Statistics.

(Figure 3) Relationship between the Rates of Changes in the Number of Physicians and Life Expectancy from 1990 to 2011



Note: 1) Number of physicians is drawn from 2010 for Sweden and Netherlands, and from 2009 for Denmark.

2) For Canada, life expectancy in 2009 is used.

Source: 2013 OECD Health Statistics.

〈Table 4〉 Panel Fixed Effect Model Estimations for Life Expectancy

Variable	Model 1		Model 2		Model 3	
	Parameter	P-value	Parameter	P-value	Parameter	P-value
Doctors/1, 000	3. 5555	<.0001	0. 9285	<.0001	0. 7237	<.0001
GDP/capita			0. 1771	<.0001	0. 1708	<.0001
Med spending/GDP			0. 6146	<.0001	0. 5450	<.0001
Doctor visits-missing					1. 1338	<.0001
Doctor visits/capita					0. 1945	<.0001
Alcohol-missing					-1. 2079	<.0001
Alcohol/capita					-0. 1238	<.0001
Smoking-missing					-1. 1717	<.0001
Smoking rate					-0. 0477	<.0001
Intercept	68. 7510	<.0001	58. 7271	<.0001	61. 5831	<.0001
n/T	29/32		29/32		29/32	

줄어들었다. 세 모형 모두 인구 대비 의사 수의 회귀계수는 통계적으로 매우 유의하다(p-value < .0001). 다른 변수의 추정계수는 모두 기대했던 결과를 보여준다. 1인당 GDP 증가, GDP 대비 의료지출의 증가, 의사방문횟수의 증가는 기대수명을 증가시키며 알코올 소비와 흡연율의 증가는 기대수명을 감소시키는 것으로 나타났다. 의사방문횟수가 누락된 경우에는 기대수명이 높게 나타난 반면 알코올 소비나 흡연율이 누락된 사례는 그렇지 않은 사례에 비해 기대수명이 1년 이상 짧은 것으로 추정되었다.

표준화된 사망률을 종속변수로 이용한 〈Table 5〉의 결과도 의사 수 증가가 사망률을 감소시킴을 보여준다. 다른 변수를 통제하지 않는 경우 1000명당 의사 수 1명의 증가는 인구 10만 당 253명의 사망자를 감소시키는 것으로 추정되었다(모형 1). 다른 설명변수들을 추가하면 기대수명의 경우에 비해 추정계수의 크기가 더 큰 폭으로 감소한다. 1인당 GDP와 GDP 대비 의료지출을 통제하면 인구 1000명당 의사 1명 증가에 따른 인구 10만 당 사망자의 수 감소는 약 47명으로 감소하고, 의사방문횟수, 알코올 소비, 흡연율 등을 추가로 통제하면 다시 약 30명으로 줄어든다. 이상의 회귀계수는 모두 적어도 0. 001 이내의 수준에서 통계적으로 유의하다.

〈Table 5〉 Panel Fixed Effect Model Estimations for Mortality

Variable	Model 1		Model 2		Model 3	
	Parameter	P-value	Parameter	P-value	Parameter	P-value
Doctors/1,000	-253.188	<.0001	-46.6616	<.0001	-30.1471	0.0005
GDP/capita			-14.9155	<.0001	-15.3240	<.0001
Med spending/GDP			-43.6397	<.0001	-37.4633	<.0001
Doctor visits-missing					-57.1167	0.0005
Doctor visits/capita					-9.4423	<.0001
Alcohol-missing					55.7928	0.0212
Alcohol/capita					9.3076	<.0001
Smoking-missing					63.3087	0.0013
Smoking rate					2.7802	<.0001
Intercept	1543.313	<.0001	2299.945	<.0001	2096.478	<.0001
n/T	29/32		29/32		29/32	

〈Table 6〉 Panel Fixed Effect Model Estimations for PYLL

Variable	Model 1		Model 2		Model 3	
	Parameter	P-value	Parameter	P-value	Parameter	P-value
Doctors/1,000	-1723.74	<.0001	-370.562	<.0001	-300.342	<.0001
GDP/capita			-96.3405	<.0001	-97.2857	<.0001
Med spending/GDP			-292.47	<.0001	-256.338	<.0001
Doctor visits-missing					-24.5823	0.8567
Doctor visits/capita					-28.2059	0.1336
Alcohol-missing					829.9816	<.0001
Alcohol/capita					79.6623	<.0001
Smoking-missing					282.734	0.0810
Smoking rate					13.0157	0.0172
Intercept	9348.486	<.0001	14349.95	<.0001	12863.86	<.0001
n/T	29/32		29/32		29/32	

1000명당 의사 수가 잠재수명손실연수에 미친 효과는 이 변수가 표준사망률에 미친 효과와 매우 유사하다(〈Table 6〉). 다른 변수를 통제하지 않는 경우 인구 1000명당 의사 수 1명 증가는 인구 10만 당 잠재수명손실연수를 약 1,724년 줄이는 것으로 추정되었다. 인구 1000명당 의사 수의 회귀계수는 1인당 GDP와 GDP 대비 의료지출을 통제하면 약 371년으로 감소하고, 추가로 의사방문횟수, 알코올 소비, 흡연을 등을 통제하면 약 300년으로 줄어든다. 다른 변수의 추정회귀계수도 기대수

명이나 사망률에 대한 결과와 유사한 함의를 제공해준다. 그러나 기대수명이나 사망률에 대한 결과와는 달리 의사방문횟수나 의사방문횟수의 누락은 잠재수명손실연수에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 추정되었다.⁵⁾

마지막으로 1000명 당 의사 수의 증가가 1000명 당 유아 사망률을 큰 폭으로 감소시킨다는 결과를 얻었다(〈Table 7〉). 다른 변수를 통제하지 않을 때 1000명당 의사 수 1명 증가는 유아 1000명당 사망자 수를 4.7명 감소시키는 것으로 추정되었다. 1인당 GDP와 GDP 대비 의료지출을 통제하는 경우 이 효과는 1.8명으로 감소하며, 추가로 의사방문횟수, 알코올 소비, 흡연을 등을 통제하더라도 결과는 크게 달라지지 않는다. 다른 사망지표에 대한 결과와는 달리 의사방문횟수와 흡연율은 유아사망률에 유의한 영향을 미치지 않는다. 반면 알코올 소비는 유아사망률을 유의하게 높이는 것으로 나타났다.⁶⁾

(Table 7) Panel Fixed Effect Model Estimations for Infant Mortality

Variable	Model 1		Model 2		Model 3	
	Parameter	P-value	Parameter	P-value	Parameter	P-value
Doctors/1,000	-4.7424	<.0001	-1.8450	<.0001	-1.7818	<.0001
GDP/capita			-0.161	<.0001	-0.1726	<.0001
Med spending/GDP			-0.8501	<.0001	-0.7585	<.0001
Doctor visits-missing					0.6560	0.2096
Doctor visits/capita					-0.0010	0.9897
Alcohol-missing					1.7688	0.0215
Alcohol/capita					0.1865	0.0067
Smoking-missing					0.5373	0.3842
Smoking rate					-0.0145	0.4858
Intercept	18.0548	<.0001	30.3545	<.0001	27.8545	<.0001
n/T	29/32		29/32		29/32	

5) 유아사망률을 제외하고는 전체인구, 남성, 여성에 대해 별도의 회귀분석을 수행하였으나 논문에서는 전체인구에 대한 결과만을 보고하였다. 전반적으로 인구 대비 의사 수의 효과는 여성보다 남성의 사망 관련 지표에 다소 강한 영향을 미치는 것으로 추정되었지만 성별 차이는 그리 크지 않다.

6) 각 종속변수의 표본평균 대비 추정계수의 크기를 비교해보면 인구 대비 의사 수의 효과가 유아사망률에 대해 가장 크게 나타나고, 조기사망에 의해 민감한 영향을 받는 잠재수명손실연수에 대해서도 비교적 큰 것으로 나타난다. 이는 인구 대비 의사 수가 특히 유아와 아동의 사망위험에 더 강한 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

추정모형이 가진 문제점들을 고려하여 추가적으로 몇 가지 강건성 검증을 수행하였다. 이 연구에서 이용된 패널고정효과모형은 시간에 따라 변화하지 않은 국가별 요인은 통제할 수 있으나 시간에 따라 변화하는 국가별 요인(time-varying country-specific factors)은 통제하지 못한다. 그런데 회귀분석에 이용된 자료가 30년이 넘는 비교적 긴 기간을 포함하고 있기 때문에 각 국가별로 의사 수와 건강에 영향을 미치는 관찰하기 어려운 요인들이 변화해왔을 가능성이 있다. 이를 고려하여 국가별 시간추세(country-specific time trend)를 포함한 회귀분석을 추가로 수행하였다. <Table 8>의 첫 번째 열(국가별 시간추세)에는 앞서 이용되었던 기본모형 2에 이 변수들을 추가하여 수행한 회귀분석의 결과가 제시되어 있다.

분석결과는 국가별 시간추세가 포함되는 경우에도 인구 대비 의사 수가 국민건강 지표에 유의하게 긍정적인 영향을 미친다는 것을 보여준다. 이 결과를 <Table 4>~<Table 7>에 제시된 기본모형의 결과와 비교하면 인구 대비 의사 수 회귀계수의 절대적인 크기가 더 커지는 것을 발견할 수 있다. 특히 표준화된 사망률과 잠재수명 손실연수의 경우 인구 대비 의사 수의 회귀계수가 두 배 가량 증가한다. 이 결과는 시간에 따라 변화하는 국가별 요인이 각 국가 내에 의사 수와 사망의 지표에 상반된 영향을 미치는 가능성을 시사한다.

둘째, 매우 불충분하게나마 의사 공급과 건강성과 간의 내생성 문제를 고려하고자 시도하였다. 앞서서도 언급했지만 고정효과모형의 도입을 통해 시간에 따라 변화하지 않는 국가별 제도적 특성이나 국민의 성향 등을 통제했음에도 불구하고 내생성의 문제로 인해 이 연구에서 수행된 회귀분석의 결과가 의사 수와 건강성과 간의 인과성을 보여주는지는 확실하지 않다.

이 문제를 해결하는 방법 가운데 하나는 적절한 도구변수를 도입하는 것이다. 그러나 의사 수에는 영향을 미치지만 건강성파에 직접적인 영향을 미치지 않는 변수를 찾기는 쉽지 않다. 여기에서는 65세 이상 인구비율과 인구밀도를 도구변수로 이용하였다. 본 연구에서 이용된 사망지표들은 모두 연령구조에 영향을 받지 않는 것들이기 때문에 65세 이상 인구비율에 직접적인 영향을 받지 않는다. 실제로 분석에 이용된 사망지표들과 65세 이상 인구비율 간에는 약한 음의 상관관계가 관찰된다. 이는 국민건강이 개선됨으로써 고령자의 비율이 늘어나는 관계를 보여준다고 할 수 있다. 반면 고령인구 비율 증가는 의료서비스 수요증가의 시그널로 작용하기 때문

〈Table 8〉 Robustness Tests

(a) Life expectancy						
Variable	(1) Country-specific time trend		(2) IV estimation		(3) Medical equipments added	
	Parameter	P-value	Parameter	P-value	Parameter	P-value
Doctors/1,000	1.3200	<.0001	1.5328	<.0001	0.5884	<.0001
GDP/capita	4.2818	<.0001	5.7187	<.0001	0.1457	<.0001
Med spending/GDP	0.3598	<.0001	0.3396	<.0001	0.4835	<.0001
(b) Mortality						
Variable	(1) Country-specific time trend		(2) IV estimation		(3) Medical equipments added	
	Parameter	P-value	Parameter	P-value	Parameter	P-value
Doctors/1,000	-107.578	<.0001	-82.9284	0.2559	-23.7539	0.0060
GDP/capita	-310.875	<.0001	-403.9540	0.0076	-13.6828	<.0001
Med spending/GDP	-28.846	<.0001	-29.5258	<.0001	-35.6792	<.0001
(c) PYLL						
Variable	(1) Country-specific time trend		(2) IV estimation		(3) Medical equipments added	
	Parameter	P-value	Parameter	P-value	Parameter	P-value
Doctors/1,000	-651.389	<.0001	-484.9290	0.0014	-247.3040	0.0004
GDP/capita	-2099.09	<.0001	-3110.9900	0.3861	-81.4055	<.0001
Med spending/GDP	-140.070	<.0001	-142.985	<.0001	-226.2100	<.0001
(d) Infant mortality						
Variable	(1) Country-specific time trend		(2) IV estimation		(3) Medical equipments added	
	Parameter	P-value	Parameter	P-value	Parameter	P-value
Doctors/1,000	-1.9743	<.0001	-2.6276	0.0019	-1.8489	<.0001
GDP/capita	-6.4689	<.0001	-7.3907	<.0001	-0.1306	<.0001
Med spending/GDP	-0.2281	0.0072	-0.3608	<.0001	-0.6726	<.0001

Note: Model 2 in tables 4 to 7 is estimated for (1) and (2). For (3), the following variables are added to model 3: hospital beds, hospital beds-missing, CT, CT-missing, MRI, and MRI-missing.

에 제도적인 변화를 통해 의사 수를 늘리는 요인으로 작용할 수 있다.⁷⁾ 높은 인구

7) 서두에서 소개했듯이 향후 의료인력의 공급이 부족할 것으로 우려하는 연구들의 상당수는 인구고령화를 의료수요 증가의 요인으로 꼽고 있다. 실제로 의료비의 상당부분은 사망하기 직

밀도는 의료서비스 접근성을 높이는 경향이 있기 때문에 인구 대비 의사 수 증가의 필요성을 완화하는 요인이라고 할 수 있다. 이들 변수들이 결코 완벽한 도구변수라고 할 수는 없지만 이들 변수를 이용한 도구변수 추정결과와 기본모형 추정결과를 비교하는 것은 내생성 문제의 심각성을 판단하는 데 어느 정도 유용할 것으로 판단된다. <Appendix Table 1>에 보고된 인구 대비 의사 수를 도구변수들에 회귀한 1단계 분석의 결과는 65세 이상 인구비율과 인구밀도가 인구 대비 의사 수에 각각 유의한 양의 효과와 음의 효과를 미친 것을 보여준다. 이 회귀분석에서 얻은 인구 대비 의사 수의 추정치를 설명변수로 도입한 2단계 회귀분석의 결과는 <Table 8>의 두 번째 열에 보고되어 있다. 인구 대비 의사 수는 네 가지 건강지표 모두에 유의하게 긍정적인 효과를 미치며 추정계수의 크기는 기본회귀모형의 결과(<Table 4>~<Table 7>)에 비해 더 큰 것으로 나타난다.

셋째, 본 연구에서 이용한 회귀모형에서는 분석의 대상이 된 기간 동안 이루어진 눈부신 의료기술의 발전을 명시적으로 고려하지 못했다. 20세 중반 이후 건강의 개선과 사망의 감소는 신약의 개발, 새로운 의료장비의 도입, 혁신적인 의료기법의 적용에 힘입은 바 크다. 만약 의료기술의 발전과 의사의 공급 간에 정의 상관관계가 존재한다면 의료기술 관련 변수의 누락은 의사 공급의 효과를 과대평가하는 결과를 가져올 수 있다. 1인당 소득이나 의료비 지출액, 국가별 시간추세 등을 통제함으로써 의료기술발전의 영향을 어느 정도까지는 제거했을 수 있지만 충분하다고 보기는 어렵다.

다수의 OECD 국가들에 대해 얻을 수 있으면서 제한적으로나마 의료기술의 발전을 보여주는 변수로는 인구 대비 컴퓨터단층촬영장비 수, 자기공명영상장비 수, 병상 수 등이 있다. 여기에서는 의료기술 발전에 의한 내생성 문제를 조금이나마 고려하기 위해 회귀모형 3에 이상의 변수들을 추가하여 회귀분석을 수행하였다. 결과는 <표 8>의 세 번째 열에 제시되어 있다. 두 가지 의료장비와 병상 수를 통제해도 인구 대비 의사 수는 여전히 국민건강에 유의하게 긍정적인 효과를 미치는 것으로 나타난다. 그러나 기대수명, 사망률, 잠재수명손실연수의 경우 회귀계수의 크기가 약 20% 감소한다. 유아사망률의 경우 회귀계수가 거의 달라지지 않는다. 이 결과는 본 연구의 결과가 의사공급이 국민건강에 미치는 효과를 과대평가할 수 있음을

전의 환자들에게 투입되는 것으로 알려져 있다.

시사한다.

이상의 회귀분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 1980년~2012년 OECD 국가들의 자료를 이용하여 패널고정효과모형을 추정한 결과는 의사 공급 증가가 국민건강에 긍정적인 영향을 미친다는 것을 보여준다. 1인당 GDP, GDP 대비 의료지출, 의사방문횟수, 알코올소비, 흡연을 등을 통제하는 경우 인구 1000명당 의사 수 1명의 증가는 기대수명을 0.72년 연장하고, 인구 10만당 사망자 수를 30명 감소시키고, 인구 10만 당 잠재수명손실연수를 300년 줄이며, 유아 1000명당 사망 수를 1.8명 낮추는 것으로 추정되었다. 표에 제시되지는 않았지만 의사 수 증가의 효과는 여성보다는 남성에게서 좀 더 강하게 나타났다. 국가별 시간추세를 추가한 모형, 내생성 문제를 고려한 도구변수모형, 인구 대비 병상 수, CT 수, MRI 수 등을 추가로 통제한 모형도 기본모형과 질적으로 크게 다르지 않은 결과를 제공해준다.

IV. 추가적인 분석 결과

머리말에서 언급했듯이 의사 공급 증가가 건강에 미치는 효과에 대해 회의적인 시각을 갖는 연구들은 인구 대비 의사의 수에 드러나지 않는 의료서비스에 대한 접근성 정도를 고려해야 한다고 지적한다. 이 장에서는 절대적인 의사 수만 고려하는 경우 놓쳐버릴 수 있는 두 가지 종류의 국가 간 이질성의 효과를 분석하기로 한다. 첫 번째는 지리적인 인구분포의 차이이고 다른 하나는 전문의와 일반의 구성상의 차이이다.

의료서비스에 대한 접근성을 결정하는 중요한 요인 가운데 하나는 의사와 잠재적인 환자 간의 지리적인 거리이다. 인구 대비 의사 수가 동일할 경우 의사에 대한 지리적인 접근은 인구밀도가 낮은 국가보다 높은 국가에서 더 수월할 가능성이 높다. 의사 수가 증가하면 한편으로는 인구 대비 의사 수가 증가하고 다른 한편으로는 단위 면적당 의사 수가 증가하게 된다. 만약 의료서비스에 대한 지리적인 접근성 개선이 의료인력 규모가 국민건강에 영향을 미치는 주된 경로라면 단위면적 당 의사 수를 통제하는 경우 인구 대비 의사 수 효과는 크게 약화될 것으로 예상된다.

이러한 문제의식을 가지고 인구 대비 의료인력 규모가 사망에 미치는 효과가 단위면적당 의사 수를 통제하는 경우 어떻게 달라지는지를 분석하기 위해 앞 장에서 이용된 회귀식을 다음과 같이 변형하여 유사한 분석을 수행하였다.

$$H_{i,t} = \alpha + \beta_1 D_{i,t} + \beta_2 (D_{i,t} \times P_{i,t}) + \gamma M_{i,t} + \delta X_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

다른 변수들의 정의는 식 (1)과 같고 P 는 각 국가의 인구밀도(평방킬로미터 당 인구)를 나타낸다. 인구 대비 의사 수와 인구밀도 간 교호항을 풀어보면 결국 단위 면적당 의사 수이다. 이 교호항의 계수(β_2)는 의료서비스에 대한 지리적인 접근성의 효과를 보여준다고 할 수 있다. 앞에서 수행한 회귀분석과 마찬가지로 모형 1은 다른 변수를 통제하지 않았고 모형 2는 1인당 GDP와 GDP 대비 의료지출을 통제했으며, 모형 3은 여기에 의사방문횟수, 알코올 소비, 흡연을 등에 관한 변수를 추가하여 회귀분석을 수행하였다. 결과는 <Table 9>에 제시되어 있다.

<Table 9> Panel Fixed Effect Model Estimations with Interaction between the Number of Doctors and Population Density

(a) Life expectancy						
Variable	Model 1		Model 2		Model 3	
	Parameter	P-value	Parameter	P-value	Parameter	P-value
Doctors/1,000	2.2280	<.0001	0.4434	0.0002	0.2855	0.0160
Doctors*Pop density	0.0096	<.0001	0.0052	<.0001	0.0048	<.0001
(b) Mortality						
Variable	Model 1		Model 2		Model 3	
	Parameter	P-value	Parameter	P-value	Parameter	P-value
Doctors/1,000	-180.815	<.0001	-32.0365	0.0008	-19.4639	0.0447
Doctors*Pop density	-0.5098	<.0001	-0.1335	0.0035	-0.1094	0.0211
(c) PYLL						
Variable	Model 1		Model 2		Model 3	
	Parameter	P-value	Parameter	P-value	Parameter	P-value
Doctors/1,000	-1217.05	<.0001	-249.743	0.0013	-198.982	0.0135
Doctors*Pop density	-3.5855	<.0001	-1.1474	0.0021	-1.1059	0.0076
(d) Infant mortality						
Variable	Model 1		Model 2		Model 3	
	Parameter	P-value	Parameter	P-value	Parameter	P-value
Doctors/1,000	-3.7083	<.0001	-1.5812	<.0001	-1.6483	<.0001
Doctors*Pop density	-0.0065	<.0001	-0.0012	0.4198	-0.0007	0.6496

Note: For models 2 and 3, the same independent variables reported in tables 4 to 7 were included in the regressions, but omitted from the table.

〈Table 9〉의 패널 (a)는 인구 대비 의사 수 및 이 변수와 인구밀도 간 교호항이 기대수명에 미친 효과를 추정한 결과를 보여준다. 인구 1000명당 의사 수의 추정계수는 〈Table 4〉의 결과에 비해 작아졌지만 세 모형 모두에 대해 여전히 유의한 양의 값을 갖는다. 인구 1000명당 의사 수와 인구밀도 간 교호항의 계수는 모두 유의한 양의 값을 보인다. 이 결과는 인구 대비 의사 수와 의료서비스에 대한 지리적인 접근성 모두가 독립적으로 건강성장에 긍정적인 영향을 미친다는 것을 보여준다. 인구 대비 의사 수의 회귀계수 크기가 감소한다는 것은 의사 수 증가가 사망에 미치는 효과의 일부분이 지리적인 접근성 증가에 의해 설명된다는 것을 시사한다. 기대수명의 경우 모형 2를 기준으로 볼 때 인구 대비 의사 수의 추정계수는 약 절반으로 감소한다.

〈Table 9〉의 패널 (b)는 표준화된 사망률을 종속변수로 이용하여 수행된 회귀분석 결과를 제시해준다. 인구 1000명당 의사 수의 추정계수와 교호항의 추정계수 모두 유의한 음의 값을 나타내는데 이는 패널 (a)의 결과와 부합한다. 기대수명의 경우와 마찬가지로 교호항을 포함하지 않은 결과(〈Table 5〉)와 비교할 때 인구 1000명당 의사 수 계수의 절대적인 크기가 감소하기는 하지만 그 감소 정도는 기대수명의 경우에 비해 작다. 모형 2를 기준으로 할 때 인구 대비 의사 수 추정계수의 절대적인 크기는 약 삼분의 일 가량 감소한다.

패널 (c)가 보여주듯 잠재수명손실연수를 종속변수로 이용하여 분석을 한 결과가 함의하는 바도 사망률에 대한 결과가 제시하는 것과 크게 다르지 않다. 인구 1000명당 의사 수의 추정계수와 교호항의 추정계수 모두 유의한 음의 값을 가지며 인구 1000명당 의사 수의 추정계수는 교호항을 추가하지 않은 경우에 비해 작다. 모형 2의 결과를 적용할 경우 인구 대비 의사 수 추정계수의 절대적인 크기는 약 삼분의 일 가량 감소한다.

패널 (d)가 제시하고 있는 유아사망률에 관한 회귀분석 결과는 다른 사망지표에 대한 결과와는 다르다. 인구 1000명당 의사 수의 회귀계수가 유의한 음수라는 점과 교호항이 포함되지 않은 회귀분석의 결과에 비해 계수의 크기가 작다는 점은 유사하다. 그리고 교호항의 계수가 음수라는 점도 다르지 않다. 그러나 인구 1000명당 의사 수와 인구밀도 간 교호항의 효과가 모형 2와 모형 3에서 유의하지 않게 나타나는 점은 다른 회귀분석의 결과와 차별된다. 이 결과는 인구 대비 의사 수 증가가 유아사망률에 미치는 효과와 다른 종류의 사망률 지표에 미치는 효과의 경로가 서

로 다를 수 있다는 것을 시사한다.

이상의 분석 결과는 의사 공급이 증가할 경우 인구 대비 의사 수 증가와 단위면적당 의사 수 증가 등 두 가지 경로 모두를 통해 건강성과에 영향을 미칠 수 있다는 것을 보여준다. 의료서비스에 대한 지리적인 접근성의 차이를 통제하는 경우에도 인구 1000명당 의사 수는 사망을 유의하게 낮추는 요인으로 나타났다. 지리적인 접근성을 통제할 경우 인구 대비 의사 수의 회귀계수는 절반(기대수명) 내지 삼분의 일(사망률, 잠재수명손실연수, 유아사망률) 가량 감소하였다. 이 결과는 의료서비스에 대한 지리적인 접근성의 개선도 의사 수가 국민건강에 영향을 미치는 주된 경로 가운데 하나라는 것을 보여준다. 또한 지리적인 접근성의 지표를 통제하는 경우에도 인구 대비 의사 수 효과가 강하게 나타난다는 것은 의사 공급 증가가 의료서비스의 질을 개선함으로써 국민건강을 증진시키는 경로로 상당히 중요할 수 있다는 것을 시사한다.

제Ⅲ절에서 수행된 회귀분석의 다른 약점 가운데 하나는 전체 의사 수만 고려되었을 뿐 전문분야별 의사 수의 효과를 살펴보지 못했다는 것이다. 머리말에서 언급했듯이 의사 수를 더 늘려야 한다는 주장에 대한 주된 반론의 하나는 절대적인 의사 수가 부족한 것이 문제가 아니라 전문분야별 의사공급에 구조적인 불균형이 존재하는 것이 문제라는 것이다. 이와 관련된 논의에 있어서 중요한 논점 가운데 하나는 일반의와 전문의의 공급 가운데 어떤 것이 더 중요한가 하는 것이다. 미국을 대상으로 한 Baicker and Chandra (2004)의 연구에 따르면 미국의 경우 일반의의 증가는 의료의 질에 긍정적인 영향을 미친 반면 전문의의 증가는 의료비용을 높이는 데 그쳤다. 또한 Macinko et al. (2003)의 연구는 일반의 공급에 더 크게 의존하는 1차 의료의 질이 건강과 관련된 성과에 대해 매우 강한 긍정적 영향을 미쳤음을 보였다. 한국의 경우에는 전문의와 일반의의 구분보다는 전공별 불균형의 문제가 심각하게 제기된다. 예컨대 외과 의사가 크게 부족한 반면 피부과나 방사선과 지망자가 과도하게 많은 현상이 사회적인 문제가 되고 있다.

이 문제를 엄밀하게 분석하기 위해서는 전체 의사 수가 아닌 세부적인 전공별 의사 수를 회귀분석에 이용하는 것이 바람직하다. 그러나 OECD 건강통계는 세부적인 전공별 의사 수를 제공해주지는 않는다. 일부 국가들에 대해서는 산부인과 및 소아과 의사의 수가 제시되어 있지만 이 변수를 이용하는 경우 표본의 수는 크게 제약되는 문제가 발생한다. 다만 일반의의 수는 제Ⅲ절의 회귀분석에 이용된 표본의

대부분에 보고되어 있다. 여기에서는 이 변수를 가지고 전체 의사 수를 일반의와 전문의 수로 나누어 회귀분석에 포함한다. 이 방법의 기본적인 한계는 전체 의사가운데 전문의의 비율이 의료인력 양성과정을 포함한 각 국가 의료제도의 특성 내지 발전정도를 반영할 수 있기 때문에 각 특성별 의사 수의 회귀계수를 정확하게 해석하기 어렵다는 것이다. 또한 각국 보건의료체계에 따라 일반의의 역할이 비슷하거나 상의할 수도 있다. 그럼에도 불구하고 이 결과가 의사의 유형에 따라 공급증가의 효과가 어떻게 다른지를 판단하는데 어느 정도의 시사점을 제공해 줄 수 있을 것으로 생각한다.

〈Table 10〉은 인구 1000명당 일반의 수와 전문의 수가 사망의 지표에 미친 효과를 추정한 결과를 제시해준다. 분석결과는 두 유형의 의사 수 모두 국민건강에 긍정적인 영향을 미친다는 것을 보여준다. 그러나 두 유형의 의사 수가 건강에 미치는 상대적인 효과는 건강의 지표와 모형에 따라 다르게 나타난다. 기대수명, 표준화된 사망률, 잠재수명손실연수(패널 a~c)의 경우 다른 변수를 통제하지 않으면(모형 1) 전문의 수의 회귀계수가 일반의 수의 회귀계수보다 훨씬 더 큰 것으로 추정된다. 그러나 다른 변수들을 통제하는 경우(모형 2와 모형 3) 두 변수 계수의 차이는 크게 줄어든다.

유아사망률에 대한 결과(패널 d)는 다른 세 가지 사망의 지표에 대한 결과와 다르다. 인구 1000명당 일반의 수의 계수는 음수이기는 하지만 세 가지 모형 모두에 대해 통계적으로 유의하지 않다. 반면 인구 1000명당 전문의 수는 유아사망률에 유의한 음의 효과를 미치는 것으로 나타난다. 절대적인 크기로 볼 때에도 전문의 수 계수는 일반의 수의 계수를 압도한다. 왜 이와 같이 유아사망률을 종속변수로 이용한 회귀분석의 결과가 다른 사망변수를 이용한 분석 결과와는 다르게 나타나는지는 확실하지 않다. 유아의 건강이 다른 인구집단에 비해 사회복지, 가족, 환경오염 등의 요인에 더 강한 영향을 받는다는 점을 고려할 때 전문의의 수가 이러한 사회적·환경적 요인과 상관되어 있을 가능성을 제기할 수 있다. 다른 가능한 설명은 유아사망률과 직접적인 관계가 있는 산부인과 의사나 소아과 의사가 전문의로 집계된다는 점이다.

이상에서 살펴본 회귀분석결과는 OECD 국가들의 사망지표를 고려하는 경우 전문의 수를 증가시키는 것보다 일반의 수를 증가시키는 것이 국민건강 증진에 더 유리하다는 증거를 발견할 수 없다는 것을 보여준다. 물론 이 결과를 가지고 인구 대

비 의사 수가 국민건강에 미치는 영향이 의사의 유형 혹은 전공별 분포에 따라 어떻게 다른지에 대해 확실한 결론을 내리기는 어렵다. 전문의 가운데에도 다양한 전공이 있고 의사 수 증가의 효과는 전공별로 다를 것이다. 일부 전문분야 의사의 증가는 어쩌면 국민 사망률에 별다른 영향을 미치지 못할지도 모른다. 그리고 무엇보다 사망 이외의 건강지표에 대해서는 다른 결과가 나타날 수 있다.

〈Table 10〉 Panel Fixed Effect Model Estimations with Distinguishing General Physicians and Specialists

(a) Life expectancy						
Variable	Model 1		Model 2		Model 3	
	Parameter	P-value	Parameter	P-value	Parameter	P-value
Generalists/1000	2.5796	<.0001	1.8460	<.0001	1.4942	<.0001
Specialists/1000	4.5672	<.0001	1.8920	<.0001	1.7520	<.0001
(b) Mortality						
Variable	Model 1		Model 2		Model 3	
	Parameter	P-value	Parameter	P-value	Parameter	P-value
Generalists/1000	-202.523	<.0001	-142.683	<.0001	-124.409	<.0001
Specialists/1000	-346.307	<.0001	-131.347	<.0001	-123.839	<.0001
(c) PYLL						
Variable	Model 1		Model 2		Model 3	
	Parameter	P-value	Parameter	P-value	Parameter	P-value
Generalists/1000	-1105.44	0.0001	-696.339	0.0019	-637.131	0.0039
Specialists/1000	-2313.7	<.0001	-832.5570	<.0001	-823.475	<.0001
(d) Infant mortality						
Variable	Model 1		Model 2		Model 3	
	Parameter	P-value	Parameter	P-value	Parameter	P-value
Generalists/1000	-0.9762	0.3228	-0.3510	0.7132	-0.8239	0.3853
Specialists/1000	-6.7744	<.0001	-4.3528	<.0001	-4.5705	<.0001

Note: Note: For models 2 and 3, the same independent variables reported in tables 4 to 7 were included in the regressions, but omitted from the table.

V. 결론과 시사점

1980년~2012년 OECD 국가들의 자료를 이용하여 패널고정효과모형을 추정한 결과는 의사 공급 증가가 국민건강에 긍정적인 영향을 미친다는 것을 보여준다. 1인당 GDP, GDP 대비 의료지출, 의사방문횟수, 알코올소비, 흡연을 등을 통제하

는 경우 인구 1000명당 의사 수 1명의 증가는 기대수명을 0.72년 연장하고, 인구 10만 당 사망자 수를 30명 감소시키며, 인구 10만 당 잠재수명손실연수를 300년 줄이는 한편, 유아 1000명당 사망 수를 1.8명 낮추는 것으로 추정되었다.⁸⁾

단위면적당 의사 수를 포함한 분석 결과는 의사 공급이 증가할 경우 인구 대비 의사 수 증가와 단위면적당 의사 수 증가의 경로 둘 모두를 통해 건강성과에 영향을 미칠 수 있다는 것을 보여준다. 지리적인 접근성의 지표를 통제하는 경우에도 인구 대비 의사 수의 효과가 강하게 나타난다는 것은 의사 공급 증가가 의료서비스의 질을 개선함으로써 국민건강을 증진시키는 경로로 상당히 중요할 수 있다는 것을 시사한다. 세부적인 전공을 나누어 추가적인 분석을 해 볼 필요가 있지만 전체적으로 보아 전문의 수를 증가시키는 것보다 일반의 수를 증가시키는 것이 국민건강 증진에 더 유리하다는 증거는 없는 것으로 보인다.

이 연구는 의사 수 증가가 사망지표에 미치는 영향의 경로를 직접적으로 보여주지는 못하였다. 이에 대한 확실한 증거를 제시하기는 어렵지만 기존연구를 참고하건대 다음과 같은 가능한 경로를 제시할 수 있다. 첫째, 의사 공급의 증가는 의료서비스에 대한 접근성을 높임으로써 의료이용을 확대하고 의료서비스의 질을 개선할 수 있다(Davis, 1982). 둘째, 의사 수의 증가가 적절한 의료정책과 연계될 경우 중소도시, 농촌지역 등 상대적으로 의료서비스가 낙후된 지역과 지원자가 충분하지 않은 전공분야의 의사 공급 확대에 도움을 줄 수 있다(Brooks et al., 2003).

이 연구는 몇 가지 한계점을 가지고 있다. OECD 데이터를 이용하여 의사 공급의 증가가 사망지표에 미치는 효과를 추정한 회귀분석결과는 내생성 문제, 필수적인 통제변수의 누락 등으로 인해 정확하지 않을 우려가 있다. 그리고 사망 관련 지

8) 1970년-1998년의 일부 OECD 국가들을 대상으로 한 선행연구(Macinko et al., 2003)는 이 논문의 모형 3과 유사한 회귀모형을 이용하여 인구 1000명 당 의사 수가 1명 증가할 때 인구 10만당 사망 수가 64명 감소하고, 잠재수명손실연수가 864년 줄어든다는 결과를 얻었다. 이는 본 논문의 추정치에 비해 두 배 이상 큰 수치이다. 이러한 차이는 대부분 본 논문이 1998년 이후 데이터를 분석에 포함했기 때문에 발생한 것으로 보인다. 필자들이 연구기간을 1980년부터 1999년으로 한정할 경우 Macinko et al. (2003)의 결과와 유사한 추정치(사망자 수 73명 감소, 잠재수명손실연수 881년 감소)가 얻어졌다. 더 많은 국가들이 표본에 포함되는 것은 선행연구와의 차이를 설명하지 못하는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 2000년 이후 OECD 국가들의 의사 수가 크게 증가하면서 의사 수가 국민건강에 미치는 한계효과가 감소했을 가능성이 있다는 것을 시사한다. 의사 수 제곱항의 계수가 유의한 음수라는 결과(각주 9참고)는 이러한 해석과 부합한다.

표만을 이용함으로써 의사 공급 증가가 건강에 미칠 수 있는 효과의 일부분만을 고려했다는 한계가 있다. 데이터의 제약으로 인해 보다 세분화된 전공별 의사 수의 효과를 추정하지 못한 것도 아쉬움으로 남는다. 그러나 무엇보다 가장 근본적인 한계는 의사 공급의 증가가 어떠한 경로를 통해 사망 관련 지표에 영향을 미치는지를 충분히 분석하지 못했다는 점이다. 그러나 이와 같은 한계에도 불구하고 소수의 기존 연구에 비해 더 많은 국가들과 더 긴 기간을 포함하는 데이터를 이용하여 의사 공급이 국민건강에 미친 효과를 가능한 범위 내에서 최대한 엄밀하게 추정하고자 시도했다는 점에서 이 논문의 의의를 찾을 수 있겠다.

이 논문의 결과는 다음과 같은 시사점을 제공해준다. 첫째, 의사 공급의 증가는 OECD 국가들이 지난 30년 동안 경험한 사망률 저하의 무시할 수 없는 요인인 것으로 보인다. 1980년 이후 OECD 국가들의 인구 1000명당 의사 수는 2명에서 3명으로 증가했다. 여기에 <Table 4>의 회귀분석결과는 적용하면 의사 공급 증가로 인해 기대수명이 0.72년(모형 3) ~ 0.93년(모형 2) 증가했을 것으로 추정된다. 이는 실제 기대수명 증가(7.4년)의 9.7% ~ 12.6%를 설명한다. 마찬가지로 이 연구에서 추정된 결과는 1980년 이후 인구 대비 의사 수 증가가 유아사망률 감소(1000명당 14.3)의 12.4 ~ 12.9%를 설명한다는 결론을 제공해준다.

둘째, 이 연구의 결과는 의사 공급 증가가 국민건강의 개선을 통해 가져올 수 있는 편익이 상당히 크리라는 것을 시사한다. <Table 5>에서 모형 3을 이용한 회귀분석의 추정계수를 적용하는 경우 인구 1000명 당 의사 수가 1명 증가할 때 10만 명당 사망자 수가 약 30.1명 감소할 것으로 예상된다. 현재 한국의 인구(약 5000만)에 이 수치를 적용하면 인구 1000명 당 의사 수 1명 증가에 의해 매년 15,550명의 사망자가 감소할 것이라는 전망을 얻게 된다.⁹⁾ 이러한 편익을 화폐가치로 계산하

9) 이 계산은 의사 수 증가로 인한 사망 감소의 대략적인 규모를 파악하기 위한 것으로 정확한 것은 아니다. 의사 공급 증가의 한계효과가 체감할 수 있다는 점을 감안한다면 실제 사망자 수 감소는 현재의 의사 수에 따라 달라질 수 있다. 실제로 인구 대비 의사 수의 제곱항을 추가하여 회귀분석을 수행한 결과, 의사 수 제곱항의 계수는 의사 수의 계수와 반대의 부호를 가지며 통계적으로 유의하게 나타났다. 이는 의사 수가 증가하면서 의사 수 증가의 한계효과가 감소한다는 것을 시사한다. 모형 3을 이용해 추정한 결과(의사 수 및 그 제곱항의 추정계수가 각각 -124.17과 13.14)를 적용할 경우 인구 1000명 당 의사 수가 2명에서 3명으로 증가하면 10만 명 당 사망자 수가 58.5명 감소하지만, 의사 수가 3명에서 4명으로 증가하면 사망 수 감소가 32.2명에 그치는 것으로 계산된다. 이 결과는 현재 인구 1000명 당 의사 수가 약 2명인 한국의 경우 의사 수 증가가 사망지표에 미치는 효과가 여기서 제시된 추정결과에

는 것은 이 논문의 범위를 벗어하는 것이다. 그렇지만 시장데이터를 이용한 연구결과들이 생명의 가치를 상당히 높게 평가하는 것을 고려할 때 이와 같은 규모의 사망 감소가 가져오는 경제적인 편익은 작지 않을 것으로 추측된다.¹⁰⁾ 여기에 사망에 이르지 않는 질환의 감소와 의료서비스의 질 개선으로 인한 환자의 후생 증가를 고려한다면 의사 공급 증가로 인한 경제적 편익은 더욱 클 것이다.

물론 의사 공급 증가로 인한 편익이 크다는 사실이 의사 수를 늘려야 할 필요가 있다는 것을 의미하는 것은 아니다. 의사 공급을 증가시키는 데 따르는 사회경제적 비용이 더 클 수 있기 때문이다. 또한 OECD 국가들의 평균적인 경험으로부터 얻은 추정치를 가지고 개별 국가에 있어서의 의사 공급 증가의 효과를 선불리 판단해서는 곤란할 것이다. 의사 공급 증가가 건강의 지표에 영향을 미치는 메커니즘을 충분히 이해하지 못하는 상황에서 각 국가의 상이한 의료제도 및 사회경제적 여건에 따라 의사 수 증가의 효과가 어떻게 다르게 나타날지를 예측하기는 어렵기 때문이다. 그러므로 이 연구의 결과로부터 한국을 포함한 특정 국가의 사례에 대한 구체적인 정책적 함의를 이끌어내는 것은 무리라고 판단된다. 앞으로 이러한 작업을 가능하게 해줄 개선된 연구 성과가 나오기를 기대한다.

비해 더 클 가능성이 있다는 것을 시사한다.

- 10) 생명의 가치(value of life)를 계산하는 것은 매우 어려우며 추정된 방법에 따라 매우 큰 편차를 보인다. 예컨대 산업별 재해사망률 및 임금에 관한 자료를 이용하여 Viscusi (2004)가 얻은 추정치는 2000년 달러가치를 기준으로 약 500만 달러이다. 유사한 방법으로 이철희 외(2012)는 한국의 평균적인 생명의 가치를 31억원으로 추정하였다. 여러 국가 및 다양한 데이터에 기초하여 추정한 결과들의 대부분은 이와 유사하거나 더 큰 추정치를 제공해준다(Viscusi and Aldy, 2003). 반면 김태운·이형우(2003)는 사망배상금 판례의 사례로부터 평균 약 2억 1천만 원의 생명가치를 도출하였으며, 보험금지급자료로부터는 사망의 사회적 비용을 3억 2천만 원 정도로 측정하고 있다. 만약 이철희 외(2012)의 추정치(31억 원)를 적용하면 인구 1000명당 의사 수 1명 증가로 인한 사망감소의 경제적 편익이 약 48조 원으로 추정된다. 모형 2의 추정치(사망 46.7명 감소)를 적용한다면 이 경제적 편익의 추정치는 약 75조 원으로 늘어난다.

■ 참고 문헌

1. 김태운 · 이형우, “정책적 맥락에서의 우리나라 인명의 가치,” 『한국행정학보』, 제37권 제2호, 2003, pp. 379-398.
(Translated in English) Kim, T., and H. Lee, “Value of Life as a Benefit of Public Policy,” *Korean Public Administration Review*, Vol. 37, No. 2, pp. 379-398.
2. 박경돈, “의료이용의 지역적 불균형에 대한 연구,” 『한국정책학회보』, 제21권 제3호, 2012, pp. 388-415.
(Translated in English) Park, K., “A Study of Regional Imbalance in Medical Utilization,” *Korean Policy Studies Review*, Vol. 21, No. 3, pp. 388-415.
3. 오영호, “우리나라 전공의 제도의 문제점과 개선방안,” 『한국산부인과학회지』, 제50권 제12호, 2007, pp. 1595-1606.
(Translated in English) Oh, Y., “Residency Programs in Korea: Problems and Solutions,” *Obstetrics & Gynecology Science*, Vol. 50, No. 12, 2007, pp. 1595-1606.
4. _____, “GIS를 이용한 주요 보건의료인력의 지리적 분포에 대한 연구,” 『보건복지포럼』, 2008년 7월, pp. 59-72.
(Translated in English) Oh, Y., “A Study of Geographic Distribution of Medical Workforce using GIS,” *Health and Welfare Forum*, July 2008, pp. 59-72.
5. 이철희 · 김대일 · 홍정림 · 고은미 · 강백원 · 김종욱 · 박혜경 · 김초일, “나트륨 섭취량 감소정책의 비용편익 분석,” 『대한지역사회영양학회지』, 제17권 제3호, 2012, pp. 341-352.
(Translated in English) Lee, C., D. Kim, J. Hong, E. Koh, B. Kang, J. Kim, H. Park, and C. Kim, “Cost-Benefit Analysis of Sodium Intake Reduction Policy in Korea,” *Korean Journal of Community Nutrition*, Vol. 17, No. 3, 2012, pp. 341-352.
6. 이철희 · 황수경 · 이지혜, 『인구 대비 의사 수 증가의 경제적 편익』, 연구보고서 2013-02, 한국개발연구원, 2013.
(Translated in English) Lee, C., S. Hwang, and J. Lee, *Economic Benefits of Increase in the Supply of Physicians*, Korea Development Institute Research Report 2013-02.
7. 황지환, “공공의료 인력 부족, 의사 수급의 문제인가?” *Journal of Korean Medical Association*, Vol. 55, No. 4, 2012, pp. 812-814.
(Translated in English) J. Hwang, “Workforce Shortage in Public Health: Problem of Physician Supply and Demand?” *Journal of Korean Medical Association*, Vol. 55, No. 4, 2012, pp. 812-814.
8. Baicker, K. and A. Chandra, “Medical Spending, The Physician Workforce, and Beneficiaries’ Quality of Care,” *Health Affairs*, Vol. 23, 2004, pp. w184-w197.
9. Brooks, P. M., H. Lapsley and D. B. Butt, “Medical Workforce Issues in Australia: Tomorrow’s Doctors - Too Few, Too Far,” *Medical Journal of Australia*, Vol. 179, 2003, pp. 206-208.
10. Cooper, R. A., T. E. Getzen, H. J. McKee and P. Laud, “Economic and Demographic Trends Signal an Impending Physician Shortage,” *Health Affairs*, Vol. 21, 2002, pp. 140-154.

11. Cutler, David, "Walking the Tightrope on Medicare Reform," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 14, No. 2, 2000, pp.45-56.
12. Davis, K., "Implications of an Expanding Supply of Physicians: Evidence from a Cross-Sectional Analysis," *The Hopkins Medical Journal*, Vol. 150, No. 2, 1982, pp. 55-64.
13. Fogel, Robert, *The Escape from Hunger and Premature Death, 1700-2100: Europe, America, and the Third World*, Cambridge: Cambridge University Press, 2004.
14. Goodman, D. and K. Grumbach, "Does Having More Physicians Lead to Better Health System Performance?" *Journal of American Medical Association*, Vol. 299, No. 3, 2008, pp. 335-337.
15. Joyce, C., J. McNeil and J. Stoelwinder, "More Doctors, but Not Enough: Australian Medical Workforce Supply 2001-2012," *Medical Journal of Australia*, Vol. 184, No. 9, 2006, pp. 441-446.
16. Lichtenberg, F., "Pharmaceutical Innovation, Mortality Reductions, and Economic Growth," In K. Murphy and R. Topel, eds., *Measuring the Gains from Medical Research: An Economic Approach*, University of Chicago Press, Chapter 3, 2003.
17. _____, "Has Medical Innovation Reduced Cancer Mortality?" NBER Working Paper No. 15880, 2010.
18. Livi-Bacci, M., *A Concise History of World Population*, Third Ed., Cambridge: Cambridge University Press, 2001.
19. Macinko, J., B. Startfield and L. Shi, "The Contribution of Primary Care System to Health Outcomes within Organization for Economic Cooperation and Development (OECD) Countries, 1970-1998," *Heath Service Research*, Vol. 38, No. 3, 2003, pp. 831-863.
20. Mokyer, J., "Technological Progress and the Decline of European Mortality," *American Economic Review Papers and Proceedings*, Vol. 83, 1993, pp.324-330.
21. Murphy, K. and R. Topel, "The Economic Value of Medical Research," In K. Murphy and R. Topel, eds., *Measuring the Gains from Medical Research: An Economic Approach*, University of Chicago Press, Chapter 2, 2003.
22. Riley, J., *Rising Life Expectancy: A Global History*, Cambridge: Cambridge University Press, 2001.
23. Viscusi, K., "The Value of Life: Estimates with Risks by Occupation and Industry," *Economic Inquiry*, Vol. 42, No. 1, 2004, pp.29-48.
24. Viscusi, K. and J. Aldy, "The Value of a Statistical Life: A Critical Review of Marekt Estimates throughout the World," *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 27, No. 1, 2003, pp.5-76.
25. Weiner, J. P., "Expanding the US Medical Workforce: Global Perspectives and Parallels," *British Medical Journal*, Vol. 335, 2007, pp.236-335.

〈Appendix Table 1〉 First-Stage IV Estimation: Correlates of Number of Physicians per 1000

Variable	Parameter	S. E.	t-value	P-value
Intercept	0. 9891	0. 1169	8. 47	<. 0001
Old-age population	13. 7684	0. 7875	17. 48	<. 0001
Population density	-1. 1753	0. 2049	-5. 74	<. 0001
Adj. R-square	0. 3625			
F-value (P-value)	180. 93 (<. 0001)			

Supply of Physicians and Health Outcomes: Evidence from Panel Analysis of OECD Countries*

Chulhee Lee** · Soo Kyeong Hwang***

Abstract

By estimating panel-fixed effect model with the OECD data from 1980 to 2012, we investigate how the supply of physicians in OECD countries affects health outcomes, such as the life expectancy, standardized mortality rate, potential years of life lost (PYLL), and infant mortality rate. Our results show that an increase in the supply of physicians has significantly positive effect on population health. It is estimated, for example, adding one physician per 1000 persons is associated with an increase in the life expectancy at birth by 0.7 to 0.9 years and a decline of the infant mortality rate by 1.8 per 1000. Our results suggest that the increased supply of physicians is one of the major contributing factors to the long-term decline of mortality in OECD countries since 1980.

Key Words: access to medical services, mortality rate, panel fixed-effect model

JEL Classification: C33, H51, I12, J11

Received: Oct. 20, 2014. Revised: April 6, 2015. Accepted: May 21, 2015.

* This paper is a result of significant modification of and supplementation to some parts of Lee · Hwang · Lee (2013; in Korean). We are grateful to Youngho Oh (Korea Institute for Health and Social Affairs) for helpful comments on our draft, Jihye Lee (Korea Development Institute) for processing OECD data and preparing tables and figures, and two anonymous referees for helpful comments. Lee's additional research was supported by Institute of Economic Research, Seoul National University and Korea Research Foundation.

** Corresponding Author, Professor, Department of Economics, Seoul National University, 1, Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul 08826, Korea, Phone: +82-2-880-6396, e-mail: chullee@snu.ac.kr

*** Fellow, Korea Development Institute, KDI Communications Unit, 263, Namsejong-ro, Bangok-dong, Sejong-si 30149, Korea, Phone: +82-44-550-4071, e-mail: skhwang@kdi.re.kr