

인구고령화가 의료비 지출에 미치는 영향: Age-Period-Cohort 분석을 이용한 ‘건강한 고령화’의 관점

조재영¹ · 정형선²

¹건강보험심사평가원 심사평가연구소, ²연세대학교 보건과학대학 보건행정학과

The Effect of Population Ageing on Healthcare Expenditure in Korea: From the Perspective of ‘Healthy Ageing’ Using Age-Period-Cohort Analysis

Jae Young Cho¹, Hyoung-Sun Jeong²

¹Health Insurance Review and Assessment Research Institute, Health Insurance Review and Assessment Service, Wonju; ²Department of Health Administration, Yonsei University College of Health Sciences, Wonju, Korea

Background: People who were born in different years, that is, different birth cohorts, grow in varying socio-historical and dynamic contexts, which result in differences in social dispositions and physical abilities.

Methods: This study used age-period-cohort analysis method to establish explanatory models on healthcare expenditure in Korea reflecting birth cohort factor using intrinsic estimator. Based on these models, we tried to investigate the effects of ageing population on future healthcare expenditure through simulation by scenarios.

Results: Coefficient of cohort effect was not as high as that of age effect, but greater than that of period effect. The cohort effect can be interpreted to show ‘healthy ageing’ phenomenon. Healthy ageing effect shows annual average decrease of -1.74% to 1.57% in healthcare expenditure. Controlling age, period, and birth cohort effects, pure demographic effect of population ageing due to increase in life expectancy shows annual average increase of 1.61%–1.80% in healthcare expenditure.

Conclusion: First, since the influence of population factor itself on healthcare expenditure increase is not as big as expected. Second, ‘healthy ageing effect’ suggests that there is a need of paradigm shift to prevention centered-healthcare services. Third, forecasting of health expenditure needs to reflect social change factors by considering birth cohort effect.

Keywords: Demographic aging; Healthy ageing; Healthcare expenditures; Age-period-cohort analysis

서 론

우리나라는 노인인구 비중의 급격한 증가를 경험하고 있다. 노인 인구의 증가는 향후 의료비 지출의 급격한 증가를 야기하며, 사회적 부담을 초래할 것이다. 그러나 고령화가 건강보험의 지속 가능성을 위협하는지는 불명확하며[1,2], 그 영향이 과장되어 있다는 보고도 있다[3,4]. 우리나라에서도 최근 건강보험 재정 흑자가 지속되

면서 기존의 전망에서 고령화 문제가 지나치게 부풀려진 것이라는 지적도 나온다[5,6]. 인구고령화 변수로 주로 노인인구비율이 사용되었는데, 같은 연령층의 경우에도 세대에 따라 의료비에 미치는 영향요인은 다를 수 있다.

사회적 변화의 주요 요소로 ‘세대(generation),’ 즉 ‘출생코호트(birth cohort)’의 개념을 주목할 필요가 있다. 사망과 출생을 통해 인구집단의 구성이 지속적으로 변하고 이에 따라 사회도 변화하게

Correspondence to: Hyoung Sun Jeong
Department of Health Administration, Yonsei University College of Health Sciences,
1 Yeonsedae-gil, Wonju 26493, Korea
Tel: +82-33-760-2343, Fax: +82-33-760-2519, E-mail: jeonghs@yonsei.ac.kr
*본 논문은 제1저자 조재영의 연세대학교 박사학위 논문을 바탕으로 한 것임.
Received: July 31, 2018 / Revised: August 11, 2018 / Accepted after revision: August 21, 2018

© 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.

되는데, 이러한 ‘인구학적 대사(demographic metabolism)’를 설명하는 개념이 출생코호트이다[7]. 출생코호트는 출생연도가 같이 같이 나이가 들어가는 인구집단으로, 경험하는 사회역사적, 역학적 상황이 비슷하다. 인생에 걸쳐 축적되는 다양한 노출은 사회적 성향 및 신체적 능력 등에 대한 세대 간 차이에 영향을 준다. 출생코호트의 관점은 세대 간 차이를 고려함으로써 고령화 과정에 대한 이해를 높이는 데 도움이 된다[8].

출생코호트 분석에 유용한 방법론으로 연령-시점-코호트(age-period-cohort, APC) 분석이 있다. 연령, 시점, 코호트효과는 완벽하게 선형적 의존성을 가지므로 모델 식별의 문제가 발생하나, 방법론적 장치를 통해 각각의 고유효과를 구분해낼 수 있다. 연령효과는 개인의 연령에 따른 의료비 지출수준을, 시점효과는 시기에 따른 의료비 지출수준을, 코호트효과는 출생연도가 같은 집단의 특성에 따른 의료비 지출수준을 보여준다.

본 연구에서는 출생코호트 요인을 반영한 의료비 지출의 설명모형을 정립하고, 인구고령화에 따른 장래 의료비의 변화수준을 확인한다. 첫째, 의료비 지출에 대한 연령, 시점, 출생코호트의 순수한 효과를 실증적으로 확인할 것이다. 둘째, 실증적으로 도출된 연령, 시점, 코호트효과와 인구구조를 바탕으로 인구고령화에 따른 장래 의료비 변화를 추정할 것이다. 본 연구는 국내 의료비에 APC 분석을 적용함으로써 출생코호트효과를 계량적으로 확인한다는 점에서 기존 연구와의 차별성을 갖는다.

이론적 배경

1. 인구고령화와 의료비

인구고령화가 의료비를 증가시킬 것이라는 관점은 ‘이환율 확대(expansion of morbidity)’ 가설과 관계된다. 노인의 사망률 감소는 이환된 노인이 많아지는 것을 의미하며[9], ‘의존적으로 사는 기간(dependent life)’을 늘린다는 가설이다[10]. 연령을 인구고령화의 주요 변수로 설정한 연구는 이환율 확대가설을 뒷받침하는 결과를 제공하는 경향이 있다. 노인인구 집단은 1인당 의료비가 높기 때문에 인구고령화는 의료비 지출의 증가를 초래한다는 것이다[11-16].

반대로 ‘이환율 축소(compression of morbidity)’ 가설은 인구고령화가 고령자의 장애 발생시기를 늦추고, ‘건강한 고령화(healthy ageing)’를 가져와 의료비를 줄이게 된다는 것이다[17,18]. 의료기술 발전과 질병예방활동은 질병발생률을 감소시키고, 생애 말기의 불건강한 기간을 줄일 수 있다[19]. 인구고령화가 의료비 증가에 미치는 영향은 제한적이며[4,20], 고령화 자체보다 건강상태나 사망까지의 기간(time to death)이 주요한 영향요인이라는 것이다[3,18,21-25].

본 연구에서는 인구고령화가 노인인구 규모의 증가와 같은 인구구조의 변화뿐만 아니라 인구집단의 건강상태의 개선도 가져온다는 관점에서 출발하여 의료비 지출에 대한 ‘건강한 고령화’의 효과

를 계량적으로 추정해 보고자 한다.

2. 출생코호트와 의료비

건강한 고령화 현상이 있는 경우에는 같은 연령이라도 과거에 비해 의료비 지출이 더 적어진다[18]. 이러한 현상은 출생코호트의 개념을 통해 관찰될 수 있다.

‘코호트(cohort)’는 ‘특정 시점 동안 어떠한 사건에 대한 경험을 공유하는 사람들로 이루어진 집단’이다[26]. 결혼, 대학입학 등도 집단의 단위가 될 수 있으나, 분석단위로 가장 일반적으로 사용되는 것이 출생코호트, 즉 같은 출생연도를 가지는 인구집단이다[27].

사회는 인간의 출생과 사망이라는 인구학적 대사(metabolism)의 과정을 거치면서 유지된다. 인구집단의 구성이 변하면서 사회도 변화한다. 한 세대의 사람들은 같은 역사적, 사회적 사건들을 겪으면서 다른 세대와 차별화된다[7]. 출생코호트의 관점은 고령화를 세대효과 내의 메커니즘으로 봄으로써 고령화 과정에 대한 이해를 높인다[8].

의료비 지출연구에서 출생코호트는 연령-시점-코호트 요인을 동시에 고려하여 여러 요인의 영향을 보다 정교히 구분하는데 도움을 준다. 또한 노인인구 또는 베이비부머 등 특정 세대의 의료비 지출을 설명하기 위한 개념으로 사용되기도 한다.

Fukuda [28]는 베이지안 코호트 모델(Bayesian cohort model)을 사용하여 미국과 일본의 진료비 변화를 연령, 시점, 코호트효과로 분해한 바, 두 국가 모두 연령변수의 영향력이 가장 크고, 코호트변수의 영향력이 가장 작았다. 시점효과는 두 국가에서 모두 상향추세를 보였으며, 연령효과는 미국의 경우 모든 연령에서 상향추세이나, 일본의 경우 55-59세를 기점으로 하향추세를 보였다. Jung과 Tran [29]은 미국의 의료비패널조사(medical expenditure panel survey) 자료를 이용하여 준 비모수적 부분선형모형(semi-non-parametric partial linear model)에 따라 연령효과, 시점효과, 코호트효과를 분리하였다. 시점 및 코호트효과를 통제 한 후의 연령별 의료비 지출은 상향추세를 따랐지만, 시점과 코호트효과를 충분히 통제하지 못하면 60세 이상의 의료비 지출에 미치는 연령의 효과가 과대추정된다고 보고하였다. Breyer 등[30]은 고유추정치(intrinsic estimator, IE)를 사용하여 독일의 1인당 의료비 지출에 대해 연령, 코호트, 시점변수를 동시에 투입하는 회귀분석을 실시한 바, 연령, 사망률, 기대여명이 1인당 의료비 지출에 정(+)의 영향을 주는 것을 확인하였다. 또한 이 결과를 바탕으로 한 의료비 미래추계에서 현재 추세대로라면 2060년까지의 의료비가 76%-200%까지 증가할 것으로 보았다.

이밖에 Spillman과 Lubitz [31]는 2000년 65세, 2015년 65세의 두 코호트를 대상으로 인구특성의 예측치에 기반한 의료비 지출 예측치를 산출하였다. Di Matteo [32]는 미국 및 캐나다의 1인당 의료비 지출에 연령의 영향이 집중된 것을 베이비부머 연령대의 효과, 즉

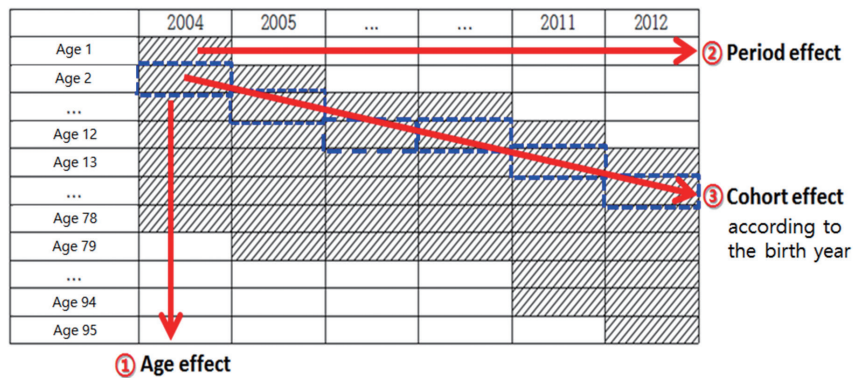


Figure 1. Separation of age, period, and cohort effects.

코호트효과로 해석했다.

3. Age–period–cohort 방법론

APC모델은 인구집단을 대상으로 하는 통계연구에서 오랫동안 관심의 대상이 되었다. 이는 인구학 및 역학분야에서 질병의 발생 또는 사망률 등과 관련한 연령, 시점, 코호트의 추세를 확인하기 위한 도구로 빈번하게 사용된다[33,34]. 연령, 시점, 코호트효과는 완벽하게 선형적 의존성을 갖는데($\text{period} = \text{age} + \text{birth cohort}$), 이는 모델 식별문제와 이로 인한 다중공선성 문제를 야기한다. APC 분석은 일정한 방법론적 장치를 통해 이러한 제한점을 극복하고, 각각의 고유효과를 확인 가능하게 한다.

APC모델에서 연령효과(age effect)는 특정 연령 집단의 관심 변수와의 연관성이 다른 연령 집단에 비해서 얼마나 크거나 작은지를 나타낸다(Figure 1). 연령은 개인의 생물학적 노화를 반영하고 삶의 과정에서 발달적 변화를 나타낸다. 청소년기에서 중년기까지 연령이 증가함에 따라 신체적 활동수준이 떨어지는 것은 인간의 생리학적 변화에 따른 일반적인 현상이다[35].

시점효과(period effect)¹⁾는 시간의 변화에 따라 모든 연령그룹에서 동시에 연관되어 발생하는 관심변수의 변이를 나타낸다[36]. 시점효과는 넓게는 세계대전, 경제공황, 기근, 전염병 및 감염질환, 공중보건의 개입(intervention), 과학기술의 혁신 등 역사적 사건과 환경적 요소를 모두 포괄한다. 사회적, 문화적, 경제적, 물리적 환경의 변화는 동시대의 모든 사람들의 삶에서 유사한 변화를 유도할 수 있다[37].

코호트효과(cohort effect)는 출생연도를 달리하는 집단 사이의 관심변수의 변이와 관계된다. 다른 코호트는 삶의 다양한 단계에

서 역사적, 사회적으로 다른 경험을 갖게 된다[38]. 연령효과가 생물학적 고령화(biological aging)를 보는 것이라면 출생코호트효과는 사회적 고령화(social aging)를 보는 것이다[39,40].

관심변수에 발생하는 어떠한 현상이 코호트의 차이에 따른 것인지 아니면 연령이나 연도요인과 더욱 관련되는 것인지를 정확히 규명하기 위해서는 연령, 시점, 코호트의 각 효과에 대한 통계적 추정 이 필요하다[41].

APC 분석방법 중 하나인 IE방법²⁾은 함수식과 행렬의 고유값 분해(singular value decomposition)에 기반하여 연령, 시점, 코호트 변수의 회귀계수를 강건한 추정치로 계산해낸다[41]. 추정치의 분산을 최소화한다는 점에서 통계적 효율성이 좋고, 분석에 요구되는 데이터가 비교적 간단하며, 도출된 계수의 해석이 용이하다는 장점이 있다[36,42].

방 법

1. 분석모형 및 방법

본 연구에서는 연령, 시점, 출생코호트 요인이 의료비 지출에 미치는 영향을 추정하고, 이를 바탕으로 장래 의료비를 추계함으로써 인구고령화로 인한 의료비 변화수준을 파악하는 바, 이를 도식화 하면 Figure 2와 같다.

1) Age–period–cohort–intrinsic estimator모형의 추정

Deaton [43]의 가상패널³⁾방법으로 자료를 구축한 후, Yang 등 [37]의 IE방법을 적용하여 우리나라 의료비 지출에 미치는 연령효과, 시점효과, 코호트효과를 구분해낸다. 의료비 지출함수는 다음

1) 국내 연구에서 기간효과라고도 번역한 바 있으나[36], '시점'이라는 표현이 보다 적절하다고 판단된다.

2) APC 분석을 위한 함수식은 더미변수인 열 벡터로 이루어진 X라는 계획행렬을 사용하여 $Y = Xb + \epsilon$ 로 나타낼 수 있다. IE는 모수공간을 계획행렬 X의 고유치가 0에 대응되는 영공간(null space)과, 영공간과 직교하는 비영공간(non-null space)으로 분해하여($b = B + sB_0$), 임의의 실수 s가 0일 때의 기하학적 사영(projection)을 만족하는 B값으로 도출된다. 최종적으로 무어-펜로즈 일반화 역행렬(Moore-penrose generalized inverse) 방법을 통해 설명변수의 회귀계수를 추정할 수 있다. 비영공간의 고유벡터(B_0)는 Y와는 관계가 없으며 계획행렬 X, 즉 연령, 시점, 코호트 그룹의 수에 의해 결정된다. IE방법은 주성분(principal component)분석으로도 도출될 수 있다[27,41].

3) 가상패널 분석방법은 횡단면 자료는 있지만 장기간 추적된 패널 자료가 없을 경우 이용되는 방법으로, 자료를 동일한 특성에 따라 그룹화한 후, 그룹화한 집단 내 개별 자료의 평균치를 집단의 관측치로 사용하는 방법이다.

과 같이 정의된다.

$$HCE_{a,t,c} = \beta_0 + \sum_a \alpha_a Age_a + \sum_t \delta_t period_t + \sum_c \gamma_c Cohort_c + \mu_{a,t,c}$$

HCE: annual healthcare expenditure per capita

a, t, c: age, year, and birth cohort, respectively

α , δ , γ : dummy coefficients of age, period, and cohort effects, respectively

μ : error term

연령효과는 개인의 연령에 따른 의료비 지출수준을 보여준다. 일종의 생애주기효과(life cycle effect)로, 의료비에 미치는 고령화의 영향을 보여준다[29]. 전통적인 이론에 따르면 0세부터 10대 연령

대에서는 의료비 지출이 감소하고, 성인기부터 점차 증가하여 노인기의 연령대에서는 의료비 지출규모가 지수 함수적으로 증가한다[44].

시점효과는 시기에 따라 의료비 지출수준이 상이한지를 나타내는 것이다. 연도를 시점변수로 사용한다. 시점효과는 일종의 경기 변동효과(cyclical fluctuation effects)로 볼 수 있는데[45], 별도의 변수로 통제하기 어려운 연도별 변화를 포함한다. 본 연구에서는 의료기술의 발전, 건강보험 보장성의 확대, 국민 소득수준의 증가에 따른 의료이용의 선호도 변화로 해석할 수 있다.

코호트효과는 출생연도가 같은 집단의 특성에 따른 의료비 지출수준을 나타낸다. 과거 세대와 최근 세대 간의 차이, 즉 세대효과(generation effect)를 확인하는 변수이다[46]. 같은 출생연도를 갖는 코호트집단은 연도가 한 단위 증가함에 따라 연령도 한 단위 증가하게 된다는 점에서 같은 연도의 연령의 차이를 보여주는 연령변수와는 구분된다.

위의 함수식을 추정하기 위해서는 연령, 연도, 출생연도의 터미 변수를 생성하여 개별 추정치를 구하는데, 연령, 연도, 출생연도 간의 다중공선성 문제를 해결하기 위해서 APC 분석방법론 중 IE방법(APC-IE)을 사용한다. 통계패키지 STATA ver. 12.0 (Stata Corp., College Station, TX, USA)의 'apc_ie' command를 이용하며, 정규 분포를 가정하는 것으로 설정하였다.⁴⁾

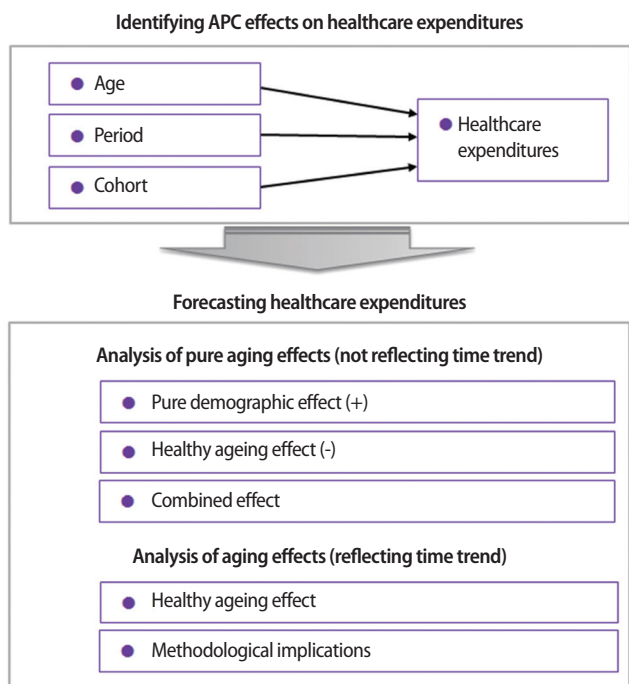


Figure 2. Study model. APC, age-period-cohort.

2) 장래 의료비 추정

APC-IE 추정모형을 활용하여 장래 의료비를 추계함에 있어 크게는 시간추세를 통제한 모형과 시간추세를 반영한 모형의 두 가지를 구분하여 시뮬레이션 한다(Figure 3).

첫 번째는 시간추세의 변화를 통제하여 인구고령화의 순효과를 실증적으로 확인하는 것이다. 이는 다시 세 가지로 나뉘는데, 분석 1-1은 현재의 연령, 시점, 코호트효과가 유지된다는 가정하에 장래 인구구조의 변화를 반영한다[30]. 이 분석의 결과는 기대여명의 증가로 인한 의료비 증가부분을 설명한다. 분석 1-2는 현재의 연령, 시

| | | Forecasting frame 1 | | | Forecasting frame 2 | |
|----------------------|---------------|---|---|--------------------------------|---|--------------------|
| | | Analysis 1-1 | Analysis 1-2 | Analysis 1-3 | Analysis 2-1 | Analysis 2-2 |
| APC effects | Age effect | Current status | | | | |
| | Period effect | Current status | | | Trend applied (period 2010/11-2012/13) | |
| | Cohort effect | Current status | Trend applied (cohort 2010-2012) | | Trend applied (cohort 2010-2012) | |
| Population structure | | Future population | Current population | Future population | Future population | Current population |
| Simulation results | | Pure demographic effect due to increased life expectancy (effect A) | Healthy ageing effect due to improved health (effect B) | Combined effect (effect A ∪ B) | Healthy ageing effect in the real-world | |

Figure 3. Forecasting frame. APC, age-period-cohort.

4) STATA의 'apc_ie' 패키지는 일반화 선형모형(generalized linear model)을 사용하여 정규분포하지 않는 종속변수로 분석범위를 확장할 수 있다.

점효과는 유지되고 현재의 인구구조를 적용함으로써 코호트효과를 확인하는 것이다. 이는 건강한 고령화의 효과, 즉 건강개선으로 인한 의료비의 감소를 설명한다. 분석 1-3은 연령, 시점효과는 현재 상태로 유지하되, 코호트효과와 하향추세를 적용하고 장래인구구조를 반영한다. 순수 인구효과 및 건강한 고령화가 결합된 효과를 보여준다. 기대여명 증가로 인한 의료비 증가와 건강한 고령화로 인한 의료비 감소라는 반대방향의 효과가 동시에 작용했을 때의 의료비 변화를 보여준다.

두 번째는 매년 의료비가 상승하는 시점효과의 추세를 포함한다. 시점효과와 코호트효과가 동시에 작용하는 현실세계에 대한 장래 의료비를 추정하는 것이다. 분석 2-1은 시점효과와 코호트효과와 추세가 장래에도 계속될 것이라는 가정하에 이러한 추세와 장래의 인구구조를 반영한다. 또한 코호트변수를 포함한 APC-IE 분석결과와 코호트변수가 포함되지 않은 모델(age-period model)의 비교를 통해 코호트효과를 확인하고, 코호트 분석이 갖는 의미를 파악해 볼 것이다. 분석 2-2는 시점효과와 코호트효과가 현재의 추세대로 변화하되, 인구구조로는 현재의 연령별 인구수를 그대로 적용하는 것이다.

시점과 코호트의 '추세'를 활용한 장래 의료비 추정은 Yang과 Land [27]⁵⁾에서 사용된 방법을 활용하였다. 장래의 시점효과와 코호트효과와 추정에는 추정된 연도별 계수 및 코호트그룹별 계수를 그대로 적용한 단순외삽법(extrapolation)⁶⁾을 사용한다. 최근 2개의 시점(2010-2011년, 2012-2013년)과 최근 출생한 2개의 코호트그룹(2010년 출생자, 2012년 출생자)에 해당하는 계수를 이용하여 각각의 추세를 예측한다. 연령효과는 장래에도 현재 상태로 유지되는 것으로 가정한다.

2. 변수 및 자료원

분석에 사용한 변수와 자료원은 Table 1과 같다. 종속변수로는 건강보험가입자의 연간 1인당 의료비 지출액의 로그값을 사용하였으며, 기능에 따라 입원, 외래, 약국진료비로, 재원에 따라 건강보험급여비, 환자본인부담으로 세분화하였다. 독립변수로는 연령, 연도, 출생연도, 사망률을 사용하였다.

연령은 전 연령대를 포함하며, 분석에는 0-1세, 2-3세, 4-5세 ... 92-93세, 94-95세로, 2세 구간의 연령별 더미변수로 사용하였다. 연도변수는 2004-2005년, 2006-2007년, 2008-2009년, 2010-2011년, 2012-2013년의 2개 연도 구간별 더미변수를 사용하였다. 출생연도는 연도별 각 연령별 자료를 바탕으로 계산되며, 1909년⁷⁾부터 2013년까지 총 105개의 출생연도가 포함된다. 분석에는 연령의 2세

Table 1. Dependent/independent variables and data sources

| Variables and data sources | Contents |
|-------------------------------|--|
| Dependent variable: | |
| annual healthcare expenditure | |
| In Hce | Healthcare expenditure per capita |
| In Hce_i | Inpatient expenditure per capita |
| In Hce_o | Outpatient expenditure per capita |
| In Hce_p | Pharmacy expenditure per capita |
| In Cov | Expenditure per capita covered by national health insurance |
| In Oop | Out-of-pocket expenditure per capita |
| Independent variable | |
| Age | Age dummy (0-1, 2-3, 4-5 ... 92-93, 94-95*) |
| Period | Year dummy ('04-05, '06-07, '08-09, '10-11, '12-13) |
| Cohort | Birth year dummy (1910*, 1912, 1914...2010, 2012) |
| In death | Mortality by year and age |
| Data sources | |
| | NHI expenditures and beneficiaries (2004-2013) |
| | NHIS survey of out-of-pocket payment (2006-2013) |
| | Population projections by Statistics Korea (median, 2004-2013) |
| | Death probability in complete life table by Statistics Korea (2004-2014) |
| | Death probability in future mortality life table by Statistics Korea (median, 2015-2013) |

*Age 95 includes individuals aged 95 years and older, and birth year of 1910 includes individuals born before 1910.

단위, 연도의 2년 단위그룹에 따른 4개 그룹을 하나의 코호트로 정의하여 52개로 재분류하였다. 예를 들어 2004-2005년의 0-1세에 해당하는 2003, 2004, 2005년 출생자 그룹을 같은 코호트그룹(2004년 출생)으로 정의하였다.

분석을 위한 기본 자료로는 국민건강보험공단의 2004-2013년의 연령별 건강보험 진료비(지급기준) 및 적용인구수(연도 말 기준) 통계를 사용하였다. 의료급여 환자를 제외한 건강보험 가입자의 진료실적 자료이며, 의료기관 및 약국을 이용한 진료비에 해당한다. 현금급여는 제외된다.

건강보험 진료비 자료에는 비급여 본인부담금이 포함되어 있지 않기 때문에 비급여 본인부담금의 추정을 위해 건강보험공단의 본인부담 진료비 실태조사(2006-2013년) 자료를 활용하였다.⁸⁾

장래 인구수는 통계청의 추계인구 자료를 사용하였다. 2004-2013년의 사망률은 통계청의 완전생명표 자료를, 미래 추계를 위한 사망률 예측치는 통계청의 장래생명표 자료를 사용하였다.

통계청 장래생명표는 5세 단위 연령 구간(0-4세, 5-9세...) 및 5년 간격(2000-2004, 2005-2009...)의 사망확률을 제공하고 있다. 본 연구에서는 직선보간법(interpolation)을 이용하여 5세 연령구간을 1세별로 추정하였으며, 스플라인 함수를 이용하여 5년 단위

5) Chapter 6.3 APC model-based demographic projection and forecasting.

6) $y = \frac{y_1 - y_0}{x_1 - x_0} (x - x_0) + y_0$ 을 이용하여 주어진 데이터의 범위 밖의 임의의 점에 대한 함수값을 찾는 방법이다.

7) 1909년 이전 출생연도를 포함한다.

8) 진료비 실태조사가 실시되기 전인 2004-2005년의 비급여 본인부담금은 2006-2013년의 진료비 실태조사 자료(각 연도별 비급여 비중)를 사용하여 비급여 본인부담액을 구하고 불변가격화한 후, 2006-2013년의 연평균 증가율을 바탕으로 추정하였다.

Table 2. Model fit statistics

| Category | One-dimensional model | | | Two-dimensional model | | | | APC-IE |
|----------|-----------------------|--------|--------|-----------------------|--------|--------|-------------------|---------|
| | A | P | C | AP | AC | PC | AA ² P | |
| AIC | 1.3852 | 2.4812 | 1.5712 | 0.9577 | 0.9577 | 0.9577 | 0.8189 | -3.2917 |
| DF | 238 | 238 | 238 | 237 | 237 | 237 | 236 | 138 |
| Deviance | 55.22 | 165.22 | 66.51 | 35.71 | 35.71 | 35.71 | 30.83 | 0.2234 |

A, age; P, period; C, cohort; AIC, Akaike's information criterion; DF, degrees of freedom.

Table 3. Comparison of predicted values of per capita healthcare expenditure by model (unit: 1,000 won)

| Period | Actual value | Predicted value | | | | Korean national health accounts* |
|--------------------------|--------------|-----------------|-------------------|----------------------|-------------------|----------------------------------|
| | | APC-IE | AA ² P | Controlled mortality | | |
| | | | | APC-IE | AA ² P | Period 1 - period 2 |
| 2004-2005 | 544 | 542 | 486 | 542 | 494 | 804-901 |
| 2006-2007 | 656 | 656 | 610 | 656 | 612 | 1,016-1,130 |
| 2008-2009 | 843 | 846 | 767 | 846 | 779 | 1,220-1,371 |
| 2010-2011 | 1,041 | 1,041 | 964 | 1,042 | 984 | 1,523-1,614 |
| 2012-2013 | 1,224 | 1,222 | 1,213 | 1,222 | 1,234 | 1,694-1,806 |
| Annual increase rate (%) | 9.4 | 9.5 | 10.7 | 9.5 | 10.7 | 9.4 |

A, age; P, period; C, cohort.

*Individual healthcare expenditure.

를 1년 단위로 추정하였다. 또한 남녀의 사망확률만 제공되고 있어 연령별 남녀 인구비중을 바탕으로 가중평균하여 남녀가 합산된 사망확률을 추정하였다[3,4,24,47,48].⁹⁾

종속변수인 의료비 지출액은 특정 연령, 연도, 출생연도에 해당하는 건강보험가입자의 연간 1인당 의료비 지출액을 의미한다. 기능에 따라 입원, 외래, 약국 의료비로, 재원에 따라 건강보험급여비, 환자본인부담금으로 세분화하였다. 의료급여 및 현금급여에 해당하는 금액은 포함하지 않았다.

2004-2013년의 의료비 지출액은 다음과 같은 과정을 거쳐 분석에 투입되었다. 첫째, 연령별 총 진료비를 적용인구수를 나누어 1인당 건강보험진료비를 산출하였다. 둘째, 건강보험 수가 인상률을 반영하여 건강보험급여비 및 법정 본인부담금을 2013년 기준(=1)의 불변가격으로 변환하였다. 셋째, 건강보험진료비와 비급여 본인부담을 포함한 전체 의료비를 분석하기 위하여 건강보험공단의 본인부담 진료비 실태조사의 분석결과 중 연령구간별 입원, 외래, 약국의 비급여 본인부담률을 이용하여 '비급여 본인부담금'을 추정하였다. 넷째, 비급여 본인부담금도 소비자물가지수에 따라 불변가격화하였다. 다섯째, 분석에는 로그로 변환한 값을 사용하였다.

3. Age-period-cohort모형의 타당성 검토

연령-연도-출생코호트의 3가지 측면(three-dimensional model)을 모두 고려한 APC모형이 다른 모형에 비해 적합도가 높은지를 확인하기 위하여 총 10개의 모형을 대상으로 적합도를 비교하였다.¹⁰⁾ 1인당 연간 의료비 지출을 종속변수로 한 모형별 적합도는 Table 2와 같다. IE를 사용한 APC모형의 AIC값이 -3.3으로 다른 모형에 비해 적합도가 높은 결과를 보인다.¹¹⁾

타당한 예측모형을 확인하기 위해서 1인당 연간 의료비의 예측치를 모형별로 비교해보았다. 국민보건계정의 1인당 의료비 연평균 증가율과의 비교를 통해 본 자료의 실제치 및 APC-IE모형의 예측치의 타당성을 가늠해볼 수 있다. 여기서의 실제치는 건강보험 가입자의 1인당 의료비로 추정된 비급여 금액이 포함되어 있다. APC-IE모형이 AA²P모형에 비해 실제치에 더 가까운 값을 예측하였다 (Table 3). 입원, 외래, 약국, 건강보험급여, 환자본인부담 등으로 구분한 종속변수를 사용한 분석에서도 같은 경향을 보였다.

모형별 미래 의료비의 예측타당성을 확인하기 위하여 2004-2011년 자료를 이용하여 다음 연도(2012-2013년)의 1인당 의료비를 예측해 보았다. 그 결과 1인당 의료비는 APC-IE모형과 AA²P모형의 예측값

9) 사망률은 개념적으로 연도별 각 연령별 인구수 대비 사망자의 비율을 의미한다. 사망은 최근 여러 연구에서 의료비 지출에 유의한 영향변수로 보고되고 있다. 사망까지의 시점(time to death)가 의료비 지출의 중요한 요인으로 작용하며[3,4,47,48], 인구집단의 관점에서 보면 사망률이 높은 경우에 의료비 지출의 규모가 커지게 된다[24].

10) 1개 변수만 넣는 모형(one-dimensional model)은 연령(A), 연도(P), 출생코호트(C)의 3가지로 하고, 2개 변수를 넣는 모형(two-dimensional model)은 연령-연도(AP)모형, 연령-출생코호트(AC)모형, 연도-출생코호트(PC)모형으로 구성하였다. 일반적으로 연령에 따른 의료비가 3차 함수의 형태인 바, 일반화 선형모형에 따른 연령-연령제곱-연도(AA²P)모형도 포함하였다.

11) 1인당 입원, 외래, 약국, 건강보험급여, 환자본인부담 의료비(로그값) 각각을 종속변수로 한 결과는 지면관계상 제시하지 않았다. 건강보험급여 의료비를 종속변수로 한 모형의 AIC값은 -4.5로 가장 높은 적합도를 보였고, 약국 의료비 모형은 AIC가 -2.2에서 0.005로 다른 변수에 비해 적합도가 낮았다. 약국의 경우 사망률을 추가한 APC모형에서 적합도가 현저히 낮았다.

에 차이가 없었다.¹²⁾ 다만 사망률을 고려한 모형은 1인당 의료비의 실제치에 비해 20% 이상의 차이가 발생하여 분석모형에서 제외하였다.

결 과

1. 연령대별 의료비 지출추세

연구대상의 기본적 특성으로 연도별 연령대별 건강보험가입자 1인당 의료비 지출의 연간 증가율 추이를 제시한다. 연간 증가율은 전 연령대에서 양(+)의 값이지만 증가수준은 2010년대에 들어서서 점차 둔화되고 있다. 특히 40대부터 90대 이상의 중, 고령자 그룹에서 둔화 경향이 두드러진다(Figure 4).

2. 의료비 지출에 대한 연령, 시점, 출생코호트효과

Figure 5와 Appendix 1은 APC-IE 분석에서 나타난 1인당 의료비에 대한 연령, 시점, 코호트효과이다. 연령, 시점, 코호트효과는 정도의 차이는 있으나 모두 유의하다. 건강보험가입자 1인당 연간 전체 의료비(로그)에 미치는 연령효과는 -0.80 (14-15세)에서 1.23 (94-95세 이상)의 범위였고, 시점효과는 -0.41 (2004-2005년)에서 0.38 (2012-2013년), 코호트효과는 -0.86 (cohort_1910)에서 0.73 (cohort_1930)의 범위를 보인다.

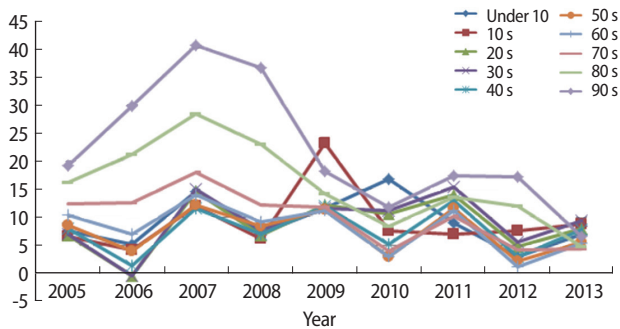


Figure 4. Trends in annual increase rate (%) of per capita health expenditure by year and age group.

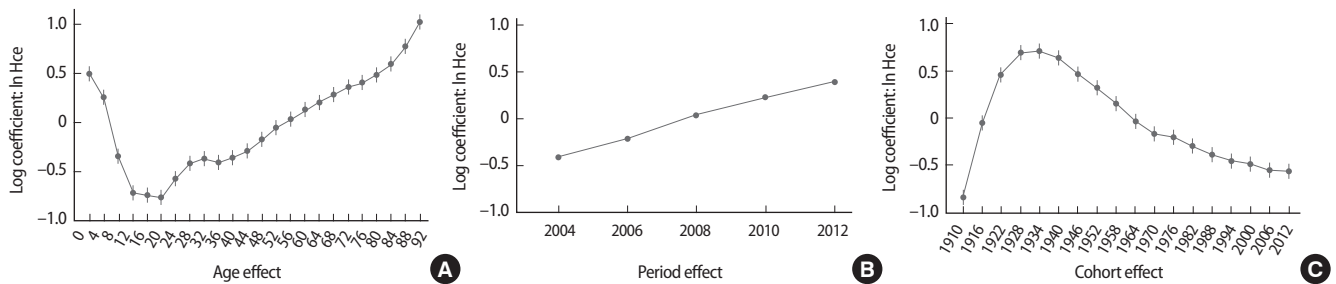


Figure 5. Coefficient estimates of age (A), period (B), and cohort (C) effects on per capita healthcare expenditures using age-period-cohort-intrinsic estimator model.

12) 입원은 APC모형이 우세하였고 약국은 AA²P모형이 우세하였으며, 외래, 건강보험급여, 환자본인부담은 두 모형 간에 큰 차이가 없었다.

시점과 코호트효과를 통제할 때 ‘연령’이 의료비에 미치는 영향은 생애주기에 따른 전형적인 의료비 패턴을 보인다. 연령과 코호트효과를 통제할 때 2004년부터 2013년까지의 ‘시점’효과는 최근의 시점일수록 의료비가 높았다. 연령과 시점효과를 통제할 때 ‘코호트’효과는 1910-1928년 구간의 코호트그룹을 제외하고는 출생연도가 최근인 그룹일수록 의료비가 낮았다.

Figure 6은 APC-IE 분석에 따라 1인당 입원·외래·약국 의료비, 건강보험급여·환자본인부담 의료비에 미친 연령, 시점, 코호트효과를 나타낸 것이다. 연령, 시점, 코호트효과가 유의한 영향을 주고 있으나, 종속변수에 따라 다른 패턴을 보이고 있다.

연령이 의료비에 미치는 영향은 입원, 약국, 건강보험급여 의료비의 경우 대체로 생애주기에 따른 전형적인 의료비 패턴을 보인다. 이와 달리 외래 의료비의 연령효과는 72-73세 구간을 기점으로 의료비가 감소하는 방향으로 작용하고 있다. 환자본인부담은 20세 이후 급증하여 노인기에 증가효과가 둔화되는 패턴을 보인다. 20세부터 65세까지는 건강보험급여 의료비보다 환자본인부담 의료비 증가에 더 영향을 주는 방향으로 연령효과가 작동하고 있다. 특히 0-3세 구간은 건강보험급여 의료비(0.64-0.73)와 환자본인부담 의료비(0.01-0.13)의 연령효과의 차이가 크다.

2004년부터 2013년까지의 시점효과는 모든 진료비를 증가시키는 방향으로 작동하였다. 입원의 경우 2008년 이후에 증가의 둔화가 보이며, 약국의 경우 2006-2007년 시기에 감소했으며, 2010년 이후로는 거의 증가하지 않는 경향을 보인다. 건강보험급여 의료비 및 환자본인부담은 증가세를 유지하고 있다.

코호트효과는 입원 의료비의 경우 1930년 구간의 출생코호트 그룹까지 증가시키는 방향으로 작동하다가 출생연도가 최근인 그룹이 될수록 감소하고 있다. 외래 의료비는 코호트그룹에 따른 차이가 비교적 크지 않으며, 약국 의료비는 입원, 외래에 비해 1944-1980년 출생의 코호트그룹에서 의료비가 증가하도록 작용하고 있다. 건강보험급여 의료비는 1910-1928년 구간의 코호트그룹을 제외하고는 출생연도가 최근인 그룹일수록 감소하는 경향이다.

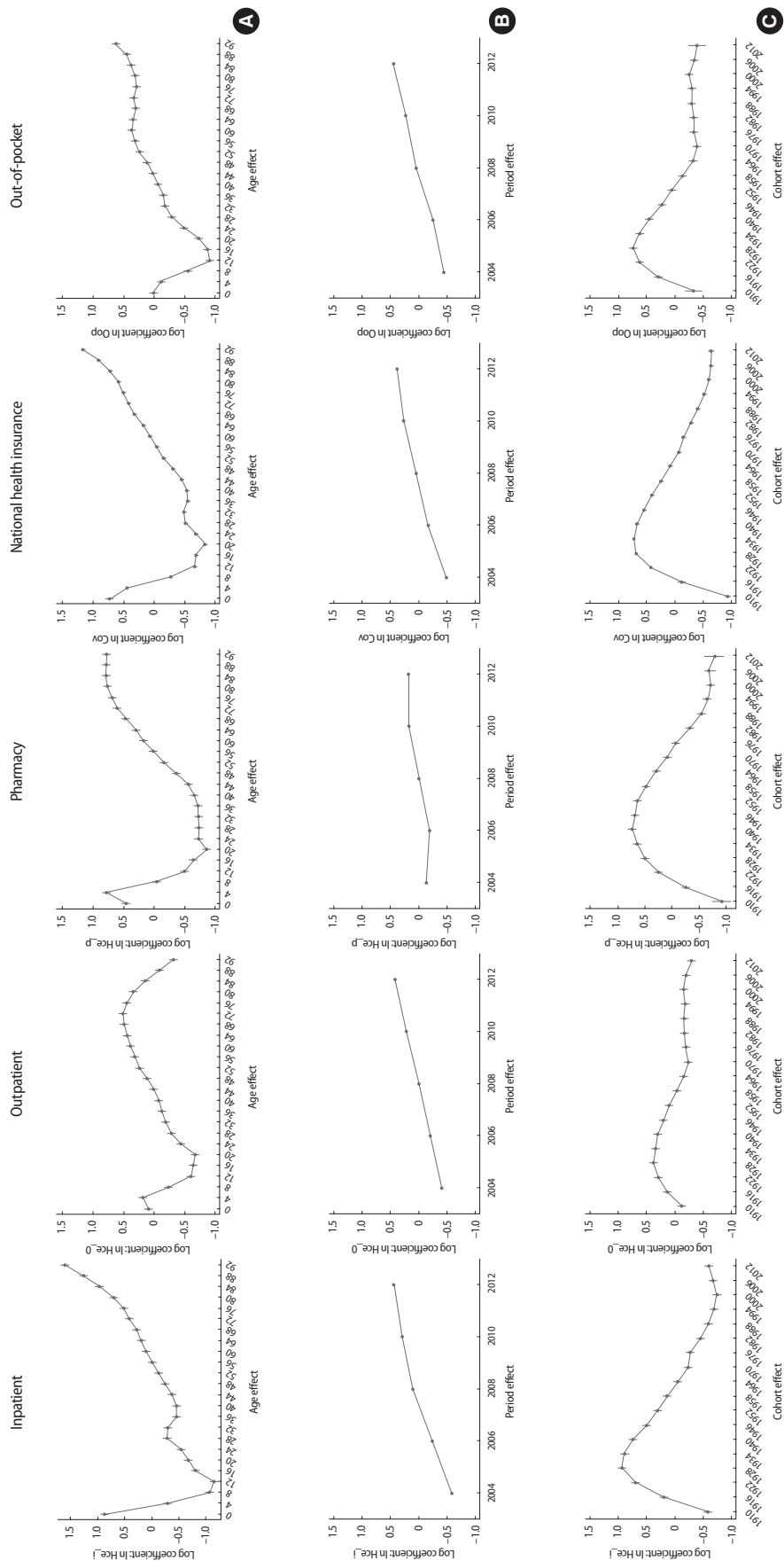


Figure 6. Coefficient estimates of age (A), period (B), and cohort (C) effects on per capita healthcare expenditures by function and financing using age-period-cohort-intrinsic estimator model.

Table 4. Forecasting results of future healthcare expenditure: 2018–2019 to 2030–2031 (unit: 100,000 people, 1 billion won, 1,000 won)

| Category | Year | | | | | | |
|--------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | 2018–2019 | 2020–2021 | 2022–2023 | 2024–2025 | 2026–2027 | 2028–2029 | 2030–2031 |
| Analysis 1–1 | | | | | | | |
| Population | 512 | 515 | 517 | 519 | 521 | 521 | 522 |
| Total health expenditure | 71,087 | 74,044 | 77,013 | 79,970 | 82,890 | 85,761 | 88,560 |
| Per capita | 1,388 | 1,438 | 1,489 | 1,540 | 1,592 | 1,645 | 1,698 |
| Relative index | 1.134 | 1.175 | 1.216 | 1.258 | 1.301 | 1.344 | 1.387 |
| Annual change (%) | 1.8 | 1.78 | 1.75 | 1.71 | 1.67 | 1.64 | 1.61 |
| Analysis 1–2 | | | | | | | |
| Population | 505 | 505 | 505 | 505 | 505 | 505 | 505 |
| Total health expenditure | 59,015 | 56,978 | 55,013 | 53,132 | 51,350 | 49,683 | 48,132 |
| Per capita | 1,168 | 1,128 | 1,089 | 1,052 | 1,016 | 983 | 953 |
| Relative index | 0.954 | 0.921 | 0.89 | 0.859 | 0.83 | 0.804 | 0.778 |
| Annual change (%) | -1.72 | -1.74 | -1.74 | -1.72 | -1.69 | -1.64 | -1.57 |
| Analysis 1–3 | | | | | | | |
| Population | 512 | 515 | 517 | 519 | 521 | 521 | 522 |
| Total health expenditure | 64,335 | 64,690 | 64,891 | 64,933 | 64,801 | 64,512 | 64,092 |
| Per capita | 1,256 | 1,256 | 1,254 | 1,250 | 1,245 | 1,237 | 1,229 |
| Relative index | 1.026 | 1.026 | 1.025 | 1.022 | 1.017 | 1.011 | 1.004 |
| Annual change (%) | 0.07 | 0 | -0.07 | -0.15 | -0.23 | -0.3 | -0.34 |
| Analysis 2–1 | | | | | | | |
| Population | 512 | 515 | 517 | 519 | 521 | 521 | 522 |
| APC-IE model | | | | | | | |
| Total health expenditure | 102,371 | 120,174 | 140,735 | 164,410 | 191,555 | 222,635 | 258,225 |
| Per capita | 1,999 | 2,333 | 2,720 | 3,166 | 3,679 | 4,270 | 4,951 |
| Relative index | 1.63 | 1.91 | 2.22 | 2.59 | 3.01 | 3.49 | 4.05 |
| Annual change (%) | 8.13 | 8.05 | 7.97 | 7.88 | 7.8 | 7.73 | 7.69 |
| AP model | | | | | | | |
| Total health expenditure | 125,099 | 157,973 | 199,223 | 250,934 | 315,707 | 396,706 | 497,906 |
| Per capita | 2,443 | 3,067 | 3,851 | 4,832 | 6,063 | 7,608 | 9,547 |
| Relative index | 2 | 2.51 | 3.15 | 3.95 | 4.95 | 6.22 | 7.8 |
| Annual change (%) | 12.09 | 12.06 | 12.04 | 12.02 | 12.02 | 12.02 | 12.02 |
| Analysis 2–2 | | | | | | | |
| Population | 505 | 505 | 505 | 505 | 505 | 505 | 505 |
| Total health expenditure | 93,906 | 105,847 | 119,312 | 134,531 | 151,792 | 171,459 | 193,923 |
| Per capita | 1,859 | 2,095 | 2,362 | 2,663 | 3,005 | 3,394 | 3,838 |
| Relative index | 1.52 | 1.71 | 1.93 | 2.18 | 2.46 | 2.77 | 3.14 |
| Annual change (%) | 6.19 | 6.17 | 6.17 | 6.19 | 6.22 | 6.28 | 6.35 |

APC-IE, age-period-cohort-intrinsic estimator; AP, age-period.

3. 인구고령화에 따른 장래 의료비 변화¹³⁾

Table 4에서는 인구고령화에 따른 장래 의료비의 추계결과로 인구수, 인구수를 적용한 총 의료비, 1인당 의료비, 2012/13년을 기준 (=1)으로 한 연도별 상대지수와 연간 증가율을 제시한다.

첫 번째 분석 틀에서는 시간추세에 따른 의료비 증가를 반영하지 않는다. 분석 1-1은 최근 시점(2012–2013년)을 기준으로 시점효과를 고정하고, 연령효과 및 코호트효과는 현재상태를 유지한다는 가정하에 연령대별 인구구조 변화만을 반영한 결과이다. 이는 순수한 인구 변화 효과를 보여준다. 상대지수는 2030–2031년에 1.387로 상승하며, 연간 증가율은 1.6%–1.8%이다. 분석 1-2는 최근 시점(2012–2013년)의 인구구조가 유지될 때의 코호트효과에 따른 의료비 감소추세, 즉 건강한 고령화 효과를 나타낸다. 상대지수는

2030–2031년에 0.778로 감소하며, 의료비의 연간 증가율은 -1.74%에서 -1.57%를 보인다. 분석 1-3은 인구구조의 변화와 건강한 고령화 효과가 동시에 적용된 결과이다. 상대지수는 2030–2031년에 1.004로 기준연도와 거의 차이가 없다. 연간 증가율은 0.07%에서 -0.34%의 범위로 연도에 따라 증가의 둔화를 보인다.

두 번째 분석 틀에서는 매년 상승하는 시점효과의 추세를 반영하여 연령, 시점, 코호트효과가 동시에 작용하는 경우를 추정하였다. 분석 2-1에서는 2030–2031년의 1인당 의료비 상대지수가 4.05로 상승하며, 연간 증가율은 8.13%–7.69%의 범위를 보인다. 코호트 변수를 포함하지 않은 age-period (AP) 모형¹⁴⁾은 2030–2031년의 상대지수가 7.80으로 추정되며, 연간 12.09%–12.02%의 증가율을 보인다. AP모형은 출생연도가 증가함에 따른 의료비 감소효과가 반

13) 지면관계상 의료비 전체 금액에 대한 결과만 제시하고, 입원, 외래, 약국, 건강보험급여, 환자본인부담 의료비는 생략한다.

14) 일반화 선형모형을 사용한 AA²P모형.

영되지 않기 때문에 APC-IE모형에 비해 더 높은 추정치가 예측되었다. APC-IE모형과 AP모형 간 추계치의 차이를 통해 장래 인구 구조에서의 건강한 고령화 효과를 확인해볼 수 있다. 분석 2-2는 현재 시점의 인구구조를 매년 동일하게 적용한 것으로, 2030-2031년의 상대지수가 3.14이며, 연간 증가율은 6.19%-6.35%이다.

고 찰

본 연구는 APC 방법론을 의료비 지출에 적용하여 출생연도, 연령, 연도가 완벽한 선형관계(cohort+age=period)를 갖는 데 따른 모델 식별의 한계를 극복하고 각 변수의 효과를 동시에 추정해냈다는 점에 의의가 있다.

장래 의료비 추정 시 연령효과, 시점효과, 출생코호트효과가 동시에 작용하는 상태에서의 의료비 지출을 예측하므로 출생코호트라는 사회적 요인이 고려된, 보다 종합적인 관점의 추정결과를 제공하게 된다. 연령, 시점, 출생코호트 변수는 비교적 안정적으로 미래를 설명할 수 있다. 인구적 추세는 다른 의료비 지출 영향요인에 비해 비교적 예측 가능하기 때문이다.

본 연구의 종속변수인 의료비는 우리나라의 경상의료비 전체를 의미하는 것은 아니다. 의료급여 환자는 제외되며, 현금급여, 집합보건의료비는 포함되지 않는다. 재원 측면에서는 정부 재원, 산재보험, 임의가입제도는 제외된다. 비급여 본인부담금은 국민건강보험공단 본인부담 진료비 실태조사의 본인부담 비중을 적용하여 추정하였다.

사망률 변수는 장래 의료비 예측모형의 변수로 부적합한 결과를 보였다. 사망요인이 타당한 예측변수로 활용되기 위해서는 사망요인에 대한 적절한 예측치 개발이 선제되어야 할 것이다. 사망요인이 반영된 코호트 분석은 향후 과제로 남겨둔다.

장래 의료비 추계 시 미래의 시점효과와 코호트효과는 기존 추세를 단순 외삽하여 예측하는 방법을 사용하였다. 장기간의 자료를 사용하고, 시계열분석 등을 결합하여 장래 의료비 추계의 정교함을 높일 수 있을 것이다.

APC-IE 분석결과에 따르면 연령, 시점, 코호트 요인은 모두 건강보험 가입자 1인당 의료비 지출에 유의한 영향을 주고 있다. 연령이 가장 큰 영향력을 보였다. 즉 어떤 연령에 해당되는지가 의료비 지출수준에 가장 큰 영향을 미친다는 것이다. 코호트효과는 연령효과보다 낮은 시점효과보다는 컸다. 연령효과를 나타내는 더미회귀계수의 변이가 가장 크고(-0.80-1.23), 코호트효과(-0.57¹⁵-0.73), 시점효과(-0.41-0.38)의 순이었다. 단, 본 연구의 해석에 있어서는 자료의 시점이 10년에 불과한 점을 감안할 필요가 있다. 기존 연구에서도 연령효과가 가장 두드러지고, 코호트효과도 무시할 수

없는 수준이었다[28,30].

연령효과는 생애주기에 따른 전형적인 의료비 패턴을 보인다. 출생 직후 높은 의료비를 지출하고 성인이 될 때까지 점차 지출수준이 낮아지다가 20세 이후부터는 장년기까지 지속적으로 증가하며 노인기에 급증한다. 이러한 경향은 전체 의료비, 입원 의료비, 건강보험급여 의료비에서 동일하였다.

다만 외래 의료비의 연령효과는 72-73세를 기점으로 의료비가 감소하고, 약국 의료비는 증가가 없는 방향으로 작용한다. 이는 활동성이 없는 노년기에는 외래나 약국 이용보다는 입원진료에 치중하고 있음을 보여준다. 환자본인부담 의료비의 경우 0-3세 구간은 건강보험급여 의료비의 연령효과가 환자본인부담 의료비의 연령효과보다 확연히 더 크다. 이는 저출산대책 차원에서 영유아대상 건강보험 보장성이 확대된 결과로 해석될 수 있다.

2004년부터 2013년까지의 시점효과는 의료비를 증가시키는 방향으로 작동하였다. 최근 2010-2013년에는 의료비 증가가 다소 둔화된 결과를 보인다. 이 경향은 입원 의료비와 건강보험급여 의료비에도 동일하게 적용되며, 환자본인부담은 오히려 같은 기간에 증가 폭이 크다. 지속적인 건강보험 보장성 확대정책에도 불구하고 환자본인부담의 시점효과 증가가 둔화되지 않는 것이 확인된다.

약국에서의 지출은 2006-2007년 감소했으며, 2010년 이후로는 거의 증가하지 않았다. 이는 2006년, 2011-2012년 건강보험 약가 억제정책과 관련이 있는 것으로 보인다.

코호트효과는 1910-1930년 출생자 그룹을 제외하고는 최근의 출생자 그룹일수록 의료비가 감소하는 방향으로 작용하고 있다. 코호트 분석을 이용한 국내 기존 연구에서도 대부분 품목에서 세대나 젊은수록 품목별 소비지출이 늘어나지만, 보건 및 교육서비스에 있어서는 감소하는 경향을 보인다[49]. 이는 젊은 세대에서의 건강상태 개선, 건강위험의 연기된(delayed) 효과 등으로 설명된다[29,30]. 즉 젊은 세대의 건강상태의 개선, 즉 '건강한 고령화'로 해석할 수 있다.

본 연구결과에서 1910-1930년 구간의 출생자 그룹은 다른 그룹과 반대방향의 효과를 보이는데, 이 코호트그룹은 분석대상시점 내내 초고령자이므로 코호트효과가 작동하기 어려운 점을 고려할 필요가 있다. 또한 분석대상기간 초기의 초고령그룹으로, 전체 분석기간에 균형적으로 포함되지 못하여 다른 출생연도에 비해 빈도수가 적어 연령효과와 코호트효과가 명확히 구분되기 어렵다. 일반적으로 사망에 가까운 초고령 시기에는 의료비 지출이 감소하는 것으로 나타나는데 APC-IE 분석에서는 이 현상이 보이지 않고 있다. 본 연구의 자료는 건강보험 환자만을 대상으로 한 것이므로 노인장기요양보험에 해당하는 의료비는 제외된 점도 관계된다.

인구고령화로 인한 장래 의료비 추계는 시간에 따른 증가추세의

15) 코호트효과가 명확하지 않은 1910-1930년 구간의 출생자 그룹 제외

적용 여부에 따라 분석모형을 달리하였다. 시간추세에 따른 의료비 증가를 통제한 분석에서는 인구고령화와 세대 변화로 인한 장래 의료비 변화수준을 확인할 수 있었다. 분석 1-1은 기대여명의 증가로 고령인구가 많아져 의료비가 증가하는 부분을 보여주는 것으로 순수한 인구효과라고 할 수 있다. 분석결과 연평균 1.6%~1.8%의 증가수준을 보이고 있었다. 인구요인 자체가 의료비 증가에 미치는 영향력은 절대적이지 않다는 기존의 연구를 지지하는 결과이다 [18,30,47].

분석 1-2는 건강개선으로 인한 의료비의 감소, 즉 건강한 고령화 효과를 보여준다. 분석결과 연간 -1.74%에서 -1.57%의 의료비 감소효과가 있었다. 분석 1-3에서는 기대여명 증가로 인한 의료비 증가와 건강한 고령화로 인한 의료비 감소의 반대효과가 동시에 작용했을 때의 의료비 변화를 보여준다. 1인당 의료비의 연간 증가율은 0.07%에서 -0.34%로 2012-2013년 대비 2030-2031년의 상대지수로 보면 1.004로 거의 차이가 없었다. 장래에는 기대여명의 증가로 노인인구의 비중이 높아져 의료비 증가가 발생하나, 건강한 고령화가 이러한 의료비 증가를 상쇄하는 효과를 발휘하는 것으로 해석할 수 있다.

시간추세를 적용한 분석에서 코호트변수를 포함한 모형의 추정 결과는 포함하지 않은 모형에 비해 의료비가 낮게 추정되었다(분석 2-1). 코호트변수를 분석에 반영하지 않는다면 연령 및 시점의 효과가 과대추정될 수 있다는 것을 시사한다.

국민보건계정의 개인 의료비 미래추계 자료와 연간 증가율로 비교해보면[50], 시간추세를 적용한 본 연구의 분석결과는 보건계정의 미래추계 연간 증가율을 상회하고 있다. 국민보건계정 개인의 의료비 미래추계 결과를 2012-2013년 기준(=1) 1인당 의료비의 상대지수로 계산하면 2020년 1.54에서 2025년 1.98의 수준이나, 본 연구의 분석결과에서는 같은 기간에 1.71-2.59로 추정되었다. 보건계정의 미래추계는 시계열분석(ARIMAX)을 이용한 것으로, 장기간의 자료를 사용하였기 때문에 의료비 증가 둔화 경향이 반영된 것으로 이해할 수 있다.

현재의 인구구조를 적용한 분석 2-2의 결과가 국민보건계정의 미래추계 연간 증가율에 비교적 가까웠다. 통계청의 장래 인구추계는 출산, 사망, 국제이동 등의 인구변동을 예측한 결과로 그 자체로 인구의 고령화가 반영되어 있는 것이다. 집단별 인구수를 적용하는 의료비 분석모형에서 장래 인구추계를 단순히 적용할 경우 인구고령화 요인이 과장될 가능성이 있음을 시사한다.

첫 번째 분석과 비교해보면 두 번째 분석에서 추계결과가 높게 나타나고 있다. 추세 적용으로 인해 시점효과는 현재 시점(2012-2013년 0.38)의 2.2배(2018-2019년 0.85)에서 4.6배(2030-2031년 1.78)까지 높아지기 때문이다. 코호트효과의 감소추세(2018년 출생 -0.58에서 2030년 출생 -0.60)는 시점효과의 증가추세에 미치지 못할 뿐만 아니라 연령효과는 현재를 유지(14-15세 -0.8에서

94-95세 1.23)한다고 가정한 결과로 볼 수 있다.

본 연구의 제한점은 다음과 같다. 첫 번째는 분석자료에 대한 것이다. 분석대상 기간은 비급여 본인부담 추정의 한계로 장기간으로 구성할 수 없었다. 또한 2008년 도입된 노인장기요양보험 영역은 분석자료의 일관성을 확보하기 위하여 포함하지 않았으나, 결과의 해석에 있어 한계가 있을 것으로 생각된다. 두 번째는 분석방법에 대한 것이다. 본 연구에서 사용한 APC-IE방법에 대해서 다양한 평가가 이루어지고 있다. 추정치가 실제 연령, 시점, 코호트의 효과를 신뢰성 있게 나타내는데 대해서 긍정적, 부정적 평가가 공존하고 있다[51,52]. 이 방법은 코호트 분석을 가능하게 하는 하나의 방법이지 유일한 방법은 아니며[53], 출생코호트의 이론적 개념을 효과적으로 제시할 통계방법의 개발은 여전히 진행 중인 것으로 보인다. APC 분석을 미래추계에 적용하기 위해서는 장기간의 자료 확보가 필요하며, 예측타당성을 높이는 방법론에 대한 추가적인 연구가 선행되어야 할 것이다.

결론

본 연구는 출생코호트 요인을 반영하여 의료비 지출모형을 추정하고, 인구구조 변화 및 건강한 고령화에 따른 장래 의료비 지출 변화를 파악함으로써 장기적 정책 개발의 근거자료를 마련하기 위한 것이다.

APC-IE를 활용한 코호트 분석결과, 출생코호트효과가 의료비 지출에 작용하고 있는 것을 실증적으로 확인하였다. 즉 연령과 시점의 변화를 고려할 경우 출생연도가 최근이 되는 세대일수록 의료비 지출이 낮아지고 있다. 이는 같은 연령이더라도 세대가 변화하면서 건강상태의 개선이 이루어지는 '건강한 고령화' 현상을 의미한다.

연구의 시사점은 다음과 같다. 첫째, 인구요인 자체가 의료비 증가에 미치는 영향력은 절대적이지 않다. 인구고령화에 대한 막연한 우려보다는 분석적 접근을 통해 현황을 이해하고 대처해 나갈 필요가 있다. 둘째, '건강한 고령화' 현상이 실재하는 만큼 그 효과가 보다 강도 높게 나타나게 할 필요가 있다. 국민의 건강향상을 위한 적극적인 정책개발과 증재가 요구된다. 치료 위주에서 예방 중심으로 의료서비스 제공의 패러다임 전환이 그 하나다. 셋째, 코호트효과를 고려하지 않을 경우 연령 또는 시점의 효과가 과대 추정되는 결과를 보인 바, 의료비 미래추계 등에서 이를 참고해야 할 것이며, 의료비 분석 시 사회 변화를 반영하는 변수를 적극적으로 활용할 필요가 있다.

인구고령화는 미래의 의료체계에 위협요인으로 인식되고 있지만, 현재 건강한 고령화가 이루어지고 있는 점은 희망적인 신호로 볼 수 있다. 고령화에 대한 우려를 개선의 기회로 활용한다면 건강한 고령화를 통해 의료보장제도의 지속 가능성 개선에 기여할 수 있을 것이다.

ORCID

Jae Young Cho: <https://orcid.org/0000-0001-6724-8906>; Hy-
oung Sun Jeong: <https://orcid.org/0000-0001-9866-0389>

REFERENCES

- Hagist C, Kotlikoff L. Who's going broke?: comparing growth in health-care costs in ten OECD countries (No. w11833). Cambridge (MA): National Bureau of Economic Research; 2005. DOI: <https://doi.org/10.3386/w11833>.
- Hagist C, Klusen N, Plate A, Raffelhuschen B. Social health insurance: the major driver of unsustainable fiscal policy? [Internet]. Rochester (NY): SSRN; 2005 [cited 2016 Oct 18]. Available from: <https://ssrn.com/abstract=845349>.
- Fuchs VR. Though much is taken: reflections on aging, health, and medical care. Cambridge (MA): National Bureau of Economic Research; 1984. DOI: <https://doi.org/10.3386/w1269>.
- Zweifel P, Felder S, Meiers M. Ageing of population and health care expenditure: a red herring? *Health Econ* 1999;8(6):485-496. DOI: [https://doi.org/10.1002/\(sici\)1099-1050\(199909\)8:6<485::aid-hec461>3.0.co;2-4](https://doi.org/10.1002/(sici)1099-1050(199909)8:6<485::aid-hec461>3.0.co;2-4).
- Park YS, Kim SH. Misunderstanding and understanding on healthcare expenditures of the elderly. *Health Policy Forum* 2015;13(4):113-115.
- Lee JS. The aged are not guilty. *The Kyunghyang Shinmun*. 2015 Jul 19.
- Ryder NB. The cohort as a concept in the study of social change. *Am Sociol Rev* 1965;30(6):843-861. DOI: <https://doi.org/10.2307/2090964>.
- Riley MW. On the significance of age in sociology. *Am Sociol Rev* 1987; 52(1):1-14. DOI: <https://doi.org/10.2307/2095388>.
- Kramer M. The rising pandemic of mental disorders and associated chronic diseases and disabilities. *Acta Psychiatrica Scandinavica* 1980;62(S285):382-397. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1600-0447.1980.tb07714.x>.
- Crimmins EM, Hayward MD, Saito Y. Changing mortality and morbidity rates and the health status and life expectancy of the older population. *Demography* 1994;31(1):159-175. DOI: <https://doi.org/10.2307/2061913>.
- Getzen TE. Population aging and the growth of health expenditures. *J Gerontol* 1992;47(3):S98-S104. DOI: <https://doi.org/10.1093/geronj/47.3.s98>.
- Gerdtham UG, Sogaard J, Andersson F, Jonsson B. An econometric analysis of health care expenditure: a cross-section study of the OECD countries. *J Health Econ* 1992;11(1):63-84. DOI: [https://doi.org/10.1016/0167-6296\(92\)90025-v](https://doi.org/10.1016/0167-6296(92)90025-v).
- Schneider EL, Guralnik JM. The aging of America: impact on health care costs. *JAMA* 1990;263(17):2335-2340. DOI: <https://doi.org/10.1001/jama.1990.03440170057036>.
- Kim JS. The healthcare expenditures increase of elderly people and the efficient management. *Health Welf Issue Focus* 2011;(114):1-8.
- Park JK, Yoon YJ, Shin DJ, Jang IS, Hwang JR, Kim HS, et al. Forecasting long-term financing in 2012-2060. Seoul: National Assembly Budget Office; 2012.
- Lee EK. Population ageing and healthcare expenditures of the elderly. Sejong: Korea Institute of Public Finance; 2011.
- Fries JF. Aging, natural death, and the compression of morbidity. *N Engl J Med* 1980;303(3):130-135. DOI: <https://doi.org/10.1056/nejm198007173030304>.
- Organization for Economic Cooperation and Development. Projecting OECD health and long-term care expenditures: what are the main drivers? Paris: Organization for Economic Cooperation and Development; 2006.
- Fries JF. Compression of morbidity in the elderly. *Vaccine* 2000;18(16): 1584-1589. DOI: [https://doi.org/10.1016/s0264-410x\(99\)00490-9](https://doi.org/10.1016/s0264-410x(99)00490-9).
- Przywara B. Projecting future health care expenditure at European level: drivers, methodology and main results. Brussel: European Union; 2010.
- Lubitz JD, Riley GF. Trends in Medicare payments in the last year of life. *N Engl J Med* 1993;328(15):1092-1096. DOI: <https://doi.org/10.1056/nejm199304153281506>.
- Cutler DM, Sheiner L. Demographics and medical care spending: standard and non-standard effects. In: Auerbach AJ, Lee RD, editors. Demographic change and fiscal policy. Cambridge (NY): Cambridge University Press; 2001. pp. 253-291.
- Norton EC. Long-term care. In: Culyer AJ, Newhouse JP, editors. Handbook of health economics volume 1B. Amsterdam: North Holland Publ. Co.; 2000. pp. 956-994.
- Jeong HS, Song YM, Lee KS. Aging and health care expenditure. *Korean J Health Econ Policy* 2007;13(1):95-116.
- Chung WK. Medical expenditure at end-of-life. *Korean J Health Econ Policy* 2012;18(4):149-168.
- Organization for Economic Cooperation and Development. Statistical terms: handbook of vital statistics systems and methods [Internet]. New York (NY): United Nations; 1991 [cited 2016 Oct 18]. Available from: <https://stats.oecd.org/glossary/detail.asp?ID=376>.
- Yang Y, Land KC. Age-period-cohort analysis: new models, methods, and empirical applications. Boca Raton (FL): CRC Press; 2013.
- Fukuda K. An empirical analysis of US and Japanese health insurance using age-period-cohort decomposition. *Health Econ* 2007;16(5):475-489. DOI: <https://doi.org/10.1002/hec.1179>.
- Jung J, Tran C. Medical consumption over the life cycle. *Empir Econ* 2014;47(3):927-957. DOI: <https://doi.org/10.1007/s00181-013-0774-6>.

30. Breyer F, Lorenz N, Niebel T. Health care expenditures and longevity: is there a Eubie Blake effect? *Eur J Health Econ* 2015;16(1):95-112. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10198-014-0564-x>.
31. Spillman BC, Lubitz J. The effect of longevity on spending for acute and long-term care. *N Engl J Med* 2000;342(19):1409-1415. DOI: <https://doi.org/10.1056/nejm200005113421906>.
32. Di Matteo L. The macro determinants of health expenditure in the United States and Canada: assessing the impact of income, age distribution and time. *Health Policy* 2005;71(1):23-42. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2004.05.007>.
33. Hobcraft J, Menken J, Preston S. Age, period, and cohort effects in demography: a review. *Popul Index* 1982;48(1):4-43. DOI: <https://doi.org/10.2307/2736356>.
34. Robertson C, Gandini S, Boyle P. Age-period-cohort models: a comparative study of available methodologies. *J Clin Epidemiol* 1999;52(6):569-583. DOI: [https://doi.org/10.1016/s0895-4356\(99\)00033-5](https://doi.org/10.1016/s0895-4356(99)00033-5).
35. Starling RD. Energy expenditure and aging: effects of physical activity. *Int J Sport Nutr Exerc Metab* 2001;11 Suppl:S208-S217.
36. Heo J, Jeon SY, Oh CM, Hwang J, Oh J, Cho Y. The unrealized potential: cohort effects and age-period-cohort analysis. *Epidemiol Health* 2017;39:e2017056. DOI: <https://doi.org/10.4178/epih.e2017056>.
37. Yang Y, Schulhofer-Wohl S, Fu WJ, Land KC. The intrinsic estimator for age-period-cohort analysis: what it is and how to use it. *Am J Sociol* 2008;113(6):1697-1736. DOI: <https://doi.org/10.1086/587154>.
38. Allman-Farinelli MA, Chey T, Bauman AE, Gill T, James WP. Age, period and birth cohort effects on prevalence of overweight and obesity in Australian adults from 1990 to 2000. *Eur J Clin Nutr* 2008;62(7):898-907. DOI: <https://doi.org/10.1038/sj.ejcn.1602769>.
39. Glenn ND. *Cohort analysis*. Beverly Hills (CA): Sage Publications; 1977.
40. Jeong E. *Study on the national pension and private transfer in Korea: with special reference to generations before and after Korean baby boomers [dissertation]*. Seoul: Korea University; 2009.
41. Yang Y, Fu WJ, Land KC. A methodological comparison of age-period-cohort models: the intrinsic estimator and conventional generalized linear models. *Sociol Methodol* 2004;34(1):75-110. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.0081-1750.2004.00148.x>.
42. Land KC, Zang E, Fu Q, Guo X, Jeon SY, Reither EN. Playing with the rules and making misleading statements: a response to Luo, Hodges, Winship, and Powers. *Am J Sociol* 2016;122(3):962-973. DOI: <https://doi.org/10.1086/689853>.
43. Deaton A. Panel data from time series of cross-sections. *J Econom* 1985;30(1-2):109-126. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(85\)90134-4](https://doi.org/10.1016/0304-4076(85)90134-4).
44. Meerding WJ, Bonneux L, Polder JJ, Koopmanschap MA, van der Maas PJ. Demographic and epidemiological determinants of healthcare costs in Netherlands: cost of illness study. *BMJ* 1998;317(7151):111-115. DOI: <https://doi.org/10.1136/bmj.317.7151.111>.
45. Deaton A. *The analysis of household surveys: a microeconomic approach to development policy*. Baltimore (MD): The Johns Hopkins University Press; 1997.
46. Dargay JM, Vythoulkas PC. Estimation of a dynamic car ownership model: a pseudo-panel approach. *J Transp Econ Policy* 1999;33(3):287-301.
47. Zweifel P, Felder S, Werblow A. Population ageing and health care expenditure: new evidence on the “red herring”. *Geneva Pap Risk Insur Issues Pract* 2004;29(4):652-666. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0440.2004.00308.x>.
48. Seshamani M, Gray A. Ageing and health-care expenditure: the red herring argument revisited. *Health Econ* 2004;13(4):303-314. DOI: <https://doi.org/10.1002/hec.826>.
49. Park MS, Ko DY, Ku JK, Lee KH. *The impact of changes of population composition on the demand of services*. Sejong: Korea Institute for Industrial Economics and Trade; 2013.
50. Ministry of Health and Welfare, Yonsei University, Korea Institute for Health and Social Affairs. *Korean National Health Accounts in 2014*. Sejong: Ministry of Health and Welfare; 2016.
51. Fu WJ, Land KC, Yang Y. On the intrinsic estimator and constrained estimators in age-period-cohort models. *Sociol Methods Res* 2011;40(3):453-466. DOI: <https://doi.org/10.1177/0049124111415355>.
52. O'Brien RM. Intrinsic estimators as constrained estimators in age-period-cohort accounting models. *Sociol Methods Res* 2011;40(3):467-470. DOI: <https://doi.org/10.1177/0049124111415369>.
53. Luo L. Assessing validity and application scope of the intrinsic estimator approach to the age-period-cohort problem. *Demography* 2013;50(6):1945-1967. DOI: <https://doi.org/10.1007/s13524-013-0243-z>.

Appendix 1. Estimation results of per capita healthcare expenditures using age-period-cohort-intrinsic estimator model

| | Coefficient | SE | | Coefficient | SE |
|-----------|-------------|-------|--------|-------------|-------|
| Age (yr) | | | Cohort | | |
| 0-1 | 0.49*** | 0.034 | 1910 | -0.86*** | 0.051 |
| 2-3 | 0.47*** | 0.031 | 1912 | -0.52*** | 0.040 |
| 4-5 | 0.26*** | 0.029 | 1914 | -0.23*** | 0.034 |
| 6-7 | -0.06** | 0.028 | 1916 | -0.05 | 0.031 |
| 8-9 | -0.35*** | 0.026 | 1918 | 0.15*** | 0.028 |
| 10-11 | -0.57*** | 0.025 | 1920 | 0.33*** | 0.027 |
| 12-13 | -0.73*** | 0.024 | 1922 | 0.46*** | 0.025 |
| 14-15 | -0.80*** | 0.024 | 1924 | 0.58*** | 0.024 |
| 16-17 | -0.74*** | 0.024 | 1926 | 0.65*** | 0.024 |
| 18-19 | -0.74*** | 0.024 | 1928 | 0.70*** | 0.024 |
| 20-21 | -0.76*** | 0.024 | 1930 | 0.73*** | 0.024 |
| 22-23 | -0.65*** | 0.024 | 1932 | 0.73*** | 0.024 |
| 24-25 | -0.58*** | 0.025 | 1934 | 0.71*** | 0.024 |
| 26-27 | -0.51*** | 0.026 | 1936 | 0.70*** | 0.025 |
| 28-29 | -0.42*** | 0.026 | 1938 | 0.67*** | 0.025 |
| 30-31 | -0.37*** | 0.027 | 1940 | 0.63*** | 0.026 |
| 32-33 | -0.37*** | 0.027 | 1942 | 0.59*** | 0.027 |
| 34-35 | -0.39*** | 0.028 | 1944 | 0.55*** | 0.027 |
| 36-37 | -0.41*** | 0.028 | 1946 | 0.48*** | 0.028 |
| 38-39 | -0.40*** | 0.029 | 1948 | 0.43*** | 0.029 |
| 40-41 | -0.37*** | 0.029 | 1950 | 0.39*** | 0.029 |
| 42-43 | -0.33*** | 0.029 | 1952 | 0.32*** | 0.029 |
| 44-45 | -0.30*** | 0.029 | 1954 | 0.26*** | 0.030 |
| 46-47 | -0.25*** | 0.029 | 1956 | 0.21*** | 0.030 |
| 48-49 | -0.18*** | 0.029 | 1958 | 0.15*** | 0.030 |
| 50-51 | -0.11*** | 0.029 | 1960 | 0.09*** | 0.030 |
| 52-53 | -0.05* | 0.029 | 1962 | 0.03 | 0.030 |
| 54-55 | 0.00 | 0.029 | 1964 | -0.03 | 0.030 |
| 56-57 | 0.04 | 0.029 | 1966 | -0.08*** | 0.030 |
| 58-59 | 0.08*** | 0.028 | 1968 | -0.13*** | 0.030 |
| 60-61 | 0.13*** | 0.028 | 1970 | -0.17*** | 0.029 |
| 62-63 | 0.17*** | 0.027 | 1972 | -0.20*** | 0.029 |
| 64-65 | 0.19*** | 0.027 | 1974 | -0.20*** | 0.028 |
| 66-67 | 0.23*** | 0.026 | 1976 | -0.21*** | 0.028 |
| 68-69 | 0.27*** | 0.026 | 1978 | -0.23*** | 0.027 |
| 70-71 | 0.31*** | 0.025 | 1980 | -0.27*** | 0.027 |
| 72-73 | 0.35*** | 0.024 | 1982 | -0.30*** | 0.026 |
| 74-75 | 0.38*** | 0.024 | 1984 | -0.33*** | 0.025 |
| 76-77 | 0.40*** | 0.024 | 1986 | -0.36*** | 0.025 |
| 78-79 | 0.44*** | 0.024 | 1988 | -0.38*** | 0.024 |
| 80-81 | 0.48*** | 0.024 | 1990 | -0.39*** | 0.024 |
| 82-83 | 0.54*** | 0.024 | 1992 | -0.42*** | 0.024 |
| 84-85 | 0.61*** | 0.025 | 1994 | -0.45*** | 0.024 |
| 86-87 | 0.68*** | 0.026 | 1996 | -0.48*** | 0.024 |
| 88-89 | 0.78*** | 0.028 | 1998 | -0.48*** | 0.024 |
| 90-91 | 0.88*** | 0.029 | 2000 | -0.49*** | 0.025 |
| 92-93 | 1.03*** | 0.031 | 2002 | -0.50*** | 0.026 |
| 94-95 | 1.23*** | 0.034 | 2004 | -0.52*** | 0.028 |
| Period | | | 2006 | -0.56*** | 0.031 |
| 2004-2005 | -0.41*** | 0.005 | 2008 | -0.57*** | 0.034 |
| 2006-2007 | -0.22*** | 0.005 | 2010 | -0.56*** | 0.040 |
| 2008-2009 | 0.03*** | 0.005 | 2012 | -0.57*** | 0.052 |
| 2010-2011 | 0.23*** | 0.005 | | | |
| 2012-2013 | 0.38*** | 0.005 | | | |

Intercept: coefficient = 6.812***, SE = 0.003. Model fit: AIC = -3.2917, deviance (1/df) = 0.0016, df = 138.

SE, standard error; AIC, Akaike's information criterion; DF, degrees of freedom.

* $p < 0.1$. *** $p < 0.01$.