II. 건강보험가격 산정이론

1. 건강보험가격에 관한 개요

실손건강보험의 원리는 손해보험의 그것과 유사하다. 동일위험을 안고 있는 다수의 경제단위가 하나의 위험집단을 구성해서 각자가 갹출한 보험료에 의해 구성원 일부가 입는 의료비 손해를 보상함으로써 의료비에 의한 경제적 충격을 최소화하는 위험의 분담이 그 운영원리이다. 이러한 위험분담에 의한 사회 안전망의 역할을 다하기 위해서 보험이 성립되어야 하는데 그러기 위해서는 동일위험에 당면하고 있는 사람이 장래에 사고 발생의 경향을 예측할 수 있을 정도로 다수가 있어야 하고(대수의 법칙) 또한 거기에서 위험발생률과 함께 사고에 의해서 발생할 의료비의 크기를 파악할 수 있어야 한다.[3]

보험가격에 해당하는 영업보험료(혹은 보험가격, 보험요율)[4]는 보험가입자가 보험자에게 위험보장의 대가로서 지불하는 금액을 의미하며, 이는 보험금 지급에 충당되는 부분인 순보험료(혹은 위험보험료)와 사업비 지급에 충당되는 부분인 부가보험료로 구성된다. 부가보험료는 장기계약생명보험과 장기손해보험에서 예정사업비(유지비, 수금비)를 의미하며, 일반(단기)손해보험에서는 적정이윤을 포함한다.

---

3) 현재 우리나라는 국민건강보험에서 보장하지 않는 부분에 대한 통계가 집적되어 있지 않아 별도의 추계작업을 필요로 한다.

4) 생명보험과 손해보험에서 장기보험의 영업보험료산정방법은 보험수리적 접근과 보험경제학적(재무적) 접근이 있다. 보험수리적 가격산정이 보험료에서 발생할 것으로 예상되는 투자소득을 보험료 산정시 고려하지 않음으로 인해 최저판매가격을 결정하지 못하여 적정이윤에 관한 정보를 획득할 수 없다. 이를 보완하여 보험자의 적정이윤에 관한 기본적인 정보를 제공하며, 최저가격에 대한 정보를 획득할 수 있게 하는 방법이 보험경제학적(재무적) 가격산정방법이다.

   손해보험의 일반(단기)보험과 최근 개발 중인 생명보험의 실손형 건강보험(1년 만기 자동갱신상품)의 경우는 투자소득은 고려하지 않는다.

이러한 영업보험료는 적정해야 하고, 과도해서도 않되며, 공정하게 산출되어야 한다. 보험료는 보험자의 지급불능 상태가 발생하지 않는 수준이어야 한다(순보험료의 적정성 확보). 그러나 일반적으로 적정한 보험료란 투자손익을 감안하여 보험금과 사업비를 적절히 지급할 수 있도록 하는 상태의 요율(영업보험료의 적정성)[5]을 말한다. 적정성은 보험자의 지급불능에 대비한 요율의 수준을 강조한 것이기 때문에, 상한선이 없이 보험가입자에게 과도하거나 불공정한 가격을 보험자가 결정할 가능성이 있다. 그래서 보험료가 과도하지 않도록 해야 한다(비과도성 또는 충분성). 또한 보험가입자의 개별위험에 대하여 공정하게 요율을 결정해야 한다(공정성). 이러한 비과도성과 공정성은 일종의 「최대가격에 대한 요건」을 충족시키기 위한 것으로 보험상품의 구매자인 보험가입자로 하여금 보험자에게 담보하고자 하는 위험에 부합된 가격이 산정되도록 하기 위한 것이다.

2. 전통적 순보험료법과 손해율법

전통적 순보험료법은 사고발생률(빈도)와 사고건당 본인부담금(심도)을 토대로 동일위험집단에 대한 위험도를 수리적 또는 통계적 분석방법으로 예측하여 보험료를 산정하는 방법이다.

실손형 건강보험의 순보험료(P)는 1인당 평균본인부담의료비이다. 이를 두 부분으로 분해하면 빈도 혹은 발생률(I÷N, 여기서, I는 보험사고발생건수, N은 위험단위수)과 심도 혹은 사고건당 본인부담의료비(L÷B,

5) 보험료 적정의 원칙은 적정한 보험료는 수입보험료와 그 운영이자의 합계를 가지고 지급보험금과 사업비를 지출할 수 있고, 어느 정도의 이윤을 올릴 수 있는 보험료를 의미한다. 보험수리적 가격산정에서 적정한 보험료는 인수대상위험의 정도(사고발생확률과 손해정도)에 따라 보험료가 산정・부과된 공정한 보험료를 의미한다. 보험수리적으로 적정보험료(또는 공정보험료)가 산정・부과되어야 한다는 것은 보험료를 보험료 개별화의 원칙에 따라 산정되어야 한다는 것이다.

여기서 L은 총의료비, B는 지급건수[6])의 곱으로 표현된다.

$$\text{순보험료} = \text{사고발생률} \times \text{사고건당 본인부담의료비}$$
$$P = (I \div N) \times (L \div B)$$

이를 급부·반대급부의 원칙 혹은 개별적 수지상등의 원칙이라 하고, 이때 산출된 보험료가 순보험료법에 의해 산출된 순보험료이다.[7])

보험자의 입장에서는 수입보험료의 총액이 지급보험금과 같도록 보험료가 정해져야 한다. 이것을 수지상등의 원칙이라고 하며 다음과 같이 표현된다.

$$P \times N = I \times (L \div B)$$

즉, 피보험자에게 지급하는 보험금의 총액을 보험가입자 전체가 스스로 부담하도록 보험료가 정해져야 한다는 것이다. 이 원칙은 사업의 운영결과로 나타난 실제손해율(혹은 지급률 = 지급보험금÷수입보험료)의 변화에 따라서 보험료 조정요인[8])을 산출하여 기존보험료를 조정할

---

6) 보험사고 발생건수와 지급건수가 동일하여야 하나 의료비보장보험에서 그렇지 않아 일당, 통원 등이 상품에 포함되면 실무적으로 합리적인 조정이 필요하다.

7) 예를 들어, 생명보험에서 최근 개발 중인 『2006년 무배당 건강보험 예정실손 입원진료비 본인부담금 70%보장 보험』의 경우 순보험료는 다음과 같이 산출된다.

1인당 손해액 즉 1인당 보험료
=(조정법정급여×본인부담금비율×70%×의료비상승률)×연간한도비율/인구

여기서, 조정법정급여 = 법정급여 × (1−제외병원비율) × (1−미보장 상병비율)이다. 손해보험에서는 연간한도가 없다.

8) 조정요인을 산출하기 위해서는 조정요인 산출단위와 경험기간 동안의 손해율 산출방법을 선정하여야 한다. 전통적으로는 과거 5년간의 경험통계기간을 설정하여 이 기간 동안의 평균 손해율을 산출하게 되는데, 이 경우에 단순손해율,

때 이용되는데 그 조정된 보험료를 손해율법에 의해 산출된 보험료라고 한다. 손해율법은 요율산정에 필요한 통계자료가 회계자료에서 직접 얻어질 수 있고, 자료의 양에 있어서도 많은 양을 필요로 하지 않으며, 위험단위수에 대한 기록을 유지할 필요가 없어서 전통적 순보험료법에 비하여 간편한 방법이다.

새로운 위험에 대하여 요율을 산정하는 경우는 순보험료법을 이용하여 산출하고, 기존의 보험료는 손해율법으로 보험료를 조정하지만 순보험료 총액과 지급보험금 총액의 관계를 사고빈도와 사고심도의 곱의 관계로 변형할 수 있기 때문에 결국은 손해율법과 순보험료법은 동일한 방법이다(서영길 외 2, 1998).

단순평균손해율, 가중평균손해율 등이 이용되고 있다.

단순 손해율 : 손해율＝5년간총손해액/5년간총보험료

단순평균 손해율 : 손해율＝ $\sum_{t=1}^{5} l_t /5$

(여기서 l_t는 t년의 손해율)

가중평균 손해율 : 손해율＝ $\sum_{t=1}^{5} w_t \times L_t \div \sum_{t=1}^{5} w_t \times P_t$

(여기서 L_t는 t년의 손해액, P_t는 t년의 보험료이고, w_t는 t년의 가중치임)

연도별로 손해율이 급격히 변화되는 경우 가중평균 손해율은 다른 손해율보다 최근 년도의 실적변화 추이를 많이 반영하는 특성을 지니고 있다. 단순평균 손해율법에 의한 손해율 산정은 다른 방법보다 변동은 적으나 최근 년도의 실적 변화를 제대로 반영하지 못하는 특성을 지니고 있다. 단순 손해율은 변동폭이 작지만 연도별 실적이 어떻게 반영되고 있는지를 파악할 수 없는 단점을 지니고 있다. 전통적인 보험상품에서는 주로 단순 손해율이 사용되고 있다(서영길 외 2, 1998).

일단 손해율이 계산되고 나면 기존보험료 중 순보험료의 구성비율을 r, 실제손해율을 a, 그리고 순보험료에 대한 조정요인을 m이라 한다면 아래와 같은 기본공식을 이용하여 조정요인을 산정한다.

$$m = \frac{a - r}{r}$$

전통적 순보험료법과 손해율법 외의 방법으로는 판단법이 있다. 판단법은 특정의 이론이 있는 것은 아니며 언더라이터(underwriter)의 판단에 의해 요율을 산정하는 방법으로 매우 제한적으로 사용되고 있다. 요율산정시 사용되고 있는 경험기간, 신뢰도, 추세, 손해진전 등에 있어 요율산정자의 판단이 일부 개입되고 있다.

위에서 언급된 세가지 가격산출 방법들은 개별적으로 각기 독특한 특징을 지니고 있지만 요율산정 과정에서는 종목의 위험특성을 고려하여 서로 혼합하여 이용되고 있다.

3. 다면건강보험료 모델

보험은 정상적인 상태에 있다가 우연하고도 급격한 사고를 보장하는 것이다. 그러면 건강보험도 보험료를 산출할 때 건강한 상태에 있다는 조건 아래에서 보험사고가 발생할 확률을 산출하여야 하는 것 아닌가? 이러한 의문으로부터 출발한 순보험료 산출 방법이 다면건강보험료법(multiple state model for health insurance)이다.

전통적 순보험료법은 무조건부 발생률 산출 방법이라고 보면, 다면건강보험료법은 조건부 발생률 산출방법이라고 할 수 있다. 일반적으로 보험기간 동안에 정상적인 상태(normal state)에 있다가 보험사고의 발생과 크기가 순간적으로 결정되지만, 건강보험의 입원의 경우는 보험사고의 발생과 크기가 기간(Duration)을 가지고 결정된다는 차이가 있다. 이러한 사실에 근거하여 다면건강보험료모델은 기간의 입장에서 조건부 입원 발생률 산출 방법을 제공하고 있다.

다면건강보험료모델은 세가지 상태(Healthy, Sick, Dead)의 상호이행(state transition)[9]에 대해 마코프 과정(Markov Process)을 이용하여 해

9) 상태이행모델을 이용한 모델에는 건강한 상태에서 이환 상태 혹은 사망 상태로의 일방적 이행만을 고려하면서 발생률을 산출하는 모델인 다중점감건강보험료 모델(multiple decrement model for health insurance)과 두 상태

를 구하는 모델이다. 이것은 Haberman(1983, 1984), Waters(1984)가 일반화 시켰고 CMIR12(1991)에 의해 완성되었다. CMIR12(1991) 모델 이전의 것들은 모든 확률들이 단지 연령에 의존한다는 가정하의 모델들이지만, CMIR12 모델은 이환기간내의 면책기간이 있는 경우[10]를 상정하고 연령은 물론, 이환의 기간(the duration of his current sickness)에도 의존한다는 가정하의 모델이다. 본 연구에서는 Haberman(1983, 1984), Waters(1984)를 이용하여 CMIR12 모델을 우리나라 의료비실손보장보험에 적용 가능한 범위내에서 정리하고 순보험료를 산정하고자 한다.

가. 모델설정

먼저 CMIR12 모델을 정리하면 다음과 같다. 한 피보험자가 건강한 상태(H)에서 보험에 가입했다고 하자. H 상태에서 그는 장래에 이환상태(S)로 이행(transition)될 수 있고 사망(D : an absorbing state)으로 이행될 수도 있다. 그 이행력들(transition intensities or transition forces : 각각 σ_x, μ_x)은 나이(x)에만 의존한다.

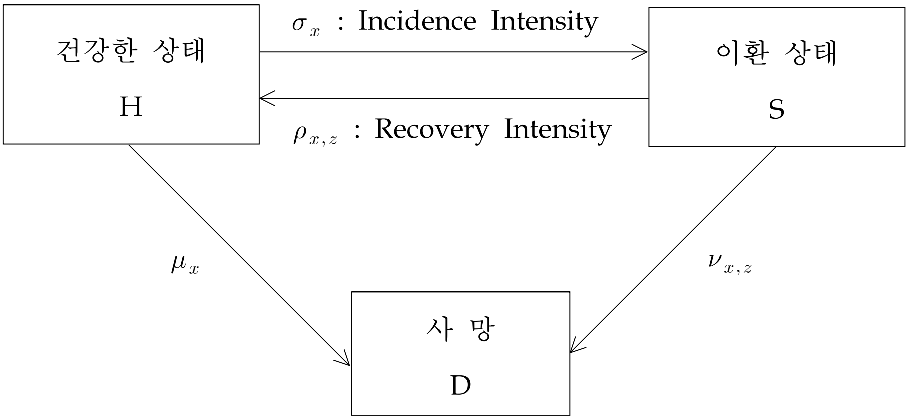
그러나 일단 이환상태(S)에 있게 되면 그 피보험자는 H로 이행할 수도 있고 D로 이행할 수도 있는데, 그 이행력(각각 $\rho_{x,z}$ 그리고 $\upsilon_{x,z}$)은 나이뿐만 아니라 이환기간(z)에도 의존한다(<그림 Ⅱ-1>).

이 모델은 세 가지 상태를 가지고 네 가지 이행흐름의 관계를 규정하고 있다. 이 관계를 연속결합확률론적으로 표현하면

$$\{Y(x)\ ,\ Z(x)\}\ \ ,\ \ x \geq 0$$

(states) 이상의 상태들 사이의 상호이행(transition)을 고려하여 발생률을 산출하는 다면건강보험료모델(multiple state model for health insurance)이 있다.

10) 현재 우리나라의 의료비실손보장보험은 이환기간 내에서 면책기간이 없다. 따라서 본 연구는 그러한 면책 기간이 없는 경우의 모델을 설명한다.



<그림 Ⅱ-1> 다면건강보험료 모델

여기서, $Y(x) = H, S$, or D 로 세 가지 상태(state)를 나타내고, $Z(x)$는 [0, ∞]의 값을 취할 수 있으며, 다음과 같이 정의 된다.

$$Z(x) = \max\ \{t : t \le x \text{ and } Y(x-h) = Y(x) \text{ for } all\ h\ s.t.\ 0 \le h \le t\}$$

그 결과 $Z(x)$는 현재 x세에 있는 한 사람이 현재의 상태($Y(x)$)로 있었던 기간(duration)을 나타내고, h는 현재의 상태로 있지 않았던 기간을 나타낸다. 그래서 $\{Y(x) = S, Z(x) = z\}$는 가입자가 x세에 이환 상태에 있을 사건이고, 그의 현재 이환 상태의 기간은 z이다.

이 결합확률론적 과정은 동일한 방법으로 시행된 측정이나 실험을 설명하는 모델인 시간 연속적 마코프 체인(time continuous Markov chain)을 따른다고 가정한다. 그러면 연령이 x세 이후의 과정은 단지 $Y(x)$와 $Z(x)$ 값에만 의존하고 x세 이전의 어떤 사건들에도 의존하지 않게 된다. 예를 들어, 만약에 가입자가 방금 이환상태로 이행한 상태에 있다면 그가 오랫동안 이환 상태로 남아있을 확률은 과거에 경험했던 이환기간과 같은 정보를 고려하지 않는다. 그래서 조건부확률을 이용하

면, 연속-시간 파라메타 x 또는 (x, z)를 갖는 상태들의 통계적 과정이 정의될 수 있다. 다음을 정의하자.

$$ {}_t p_{x,z}^{j,k} = P[\, Y(x+t) = k \mid Y(x) = j \text{ and } Z(x) = z \,] $$
$$ \text{여기서 } j, k = H, S, \text{ or } D \text{ 그리고 } t, x, z \geq 0 $$

${}_t p_{x,z}^{HH}$, ${}_t p_{x,z}^{HS}$, ${}_t p_{x,z}^{HD}$ 는 기간을 나타내는 z와 독립적이다. 따라서 이후 이들 세 조건부확률에서 하첨자 z는 제외한다.

그리고 ${}_t p_{x,z}^{DD} = 1$, ${}_t p_{x,z}^{Dk} = 0$, $k = H$ or S 임은 자명함을 알 수 있다.

$$ {}_{w,t} p_x^{HS} = P[\, Y(x+t) = S \text{ and } Z(x+t) \leq w \mid Y(x) = H \,] $$

모든 확률들은 w, t, x, z에 대해서 미분가능한 함수로 가정하자. ${}_{w,t} p_x^{HS}$는 x세 초기에 건강상태에 있었는데 $x+t$세 초기에는 w 이하의 이환기간을 가지고 $x+t$세 초기에 이환상태에 있을 확률이다.[11)]

조건부 확률들은 산출하기 위해서는 먼저 이행력(the transition intensity)의 산출이 필요하다. 연령이 x인 사람이 t만큼 나이가 변화할 때(즉, $\Delta x = t$) 각 마코프 이행력(수학적으로는 순간변화율)을 정의하면

---

11) 부가적으로 다음을 정의하자.

$$ {}_t p_x^{\overline{HH}} = P[\, Y(x+t) = H \text{ and } Z(x+t) \geq t \mid Y(x) = H \,] $$
$$ {}_t p_{x,z}^{\overline{SS}} = P[\, Y(x+t) = S \text{ and } Z(x+t) = z+t \mid Y(x) = S \text{ and } Z(x) = z \,] $$

${}_t p_x^{\overline{HH}}$ 는 한 개인이 x세에 건강한 상태에 있다는 조건하에, x세부터 $x+t$세 이후 까지도 건강한 상태로 머물러 있을 확률이다. ${}_t p_{x,z}^{\overline{SS}}$는 그 개인이 x세에 z의 이환기간을 가진 상태에서 $x+t$세까지 계속 이환상태로 머물러 있을 확률이다.

다음과 같다.

$$\mu_x \;=\; \lim_{t \to 0+} {}_t p_x^{HD} \,/\, t$$

$$\sigma_x \;=\; \lim_{t \to 0+} {}_t p_x^{HS} \,/\, t$$

$$\nu_{x,z} = \lim_{t \to 0+} {}_t p_{x,\,z}^{SD} \,/\, t$$

$$\rho_{x,z} = \lim_{t \to 0+} {}_t p_{x,z}^{SH} \,/\, t$$

여기서 각 함수들은 미분 가능한 함수로 가정한다. 특히 모든 이행력들은 x 나 $(x,\,z)$의 연속함수임을 가정하면, 이행력들은 $(x,\,z)$ 값들의 유계집합(any bounded set of values of (x,z))의 경계내에 있게 된다.

위의 이행력은 다음 이행확률과 동등(equivalent)하다. t는 관련 시간구간의 길이(the length of the time interval concerned)이고 시간구간의 시작시점을 x로 가정하면 시간구간 $(x,\, x+t)$에 대해서 다음 이행확률들을 구할 수 있다.

$$P[\,2 \text{ or } \mathit{more\ \ transitions} \;\in\; (x\,,\, x+t)\,] = \; o(t)$$

여기서 $o(t)$는 임의의 $x \geq 0$에 대해서 한 시간구간에서 두 가지 이상의 이행 확률이고, $\lim_{t \to 0+} o(t)/t = 0$ 과 같은 어떤 수이다.

$$\begin{aligned} {}_t p_x^{HS} &= P[\,Y(x+t) = S \mid Y(x) = H\,] \\ &= t \cdot \sigma_x + \, o(t) \end{aligned}$$

x세 초기에 건강한 상태(H)에 있을 조건하에서 $x+t$세 초기시점에 이환상태에 있을 확률이다.

$$
\begin{aligned}
{}_t p_x^{HD} &= P[\, Y(x+t) = D \mid Y(x) = H \,] \\
&= t \cdot \mu_x + o(t)
\end{aligned}
$$

x세 초기에 건강한 상태(H)에 있을 조건하에서 $x+t$세 시작시점에 사망할 확률이다.

$$
\begin{aligned}
{}_t p_{x,z}^{SH} &= P[\, Y(x+t) = H \mid Y(x) = S \text{ and } Z(x) = z \,] \\
&= t \cdot \rho_{x,z} + o(t)
\end{aligned}
$$

이것은 z의 이환기간을 가지고 이환상태에 있다가 $x+t$세 시작 시점에 건강한 상태로 회복할 확률이다.

$$
\begin{aligned}
{}_t p_{x,z}^{SD} &= P[\, Y(x+t) = D \mid Y(x) = S \text{ and } Z(x) = z \,] \\
&= t \cdot v_{x,z} + o(t)
\end{aligned}
$$

z의 이환기간을 가지고 이환상태에 있다가 사망할 확률이다. 그리고 ${}_t p_x^{HD}$는 x세에 건강한 상태에 있다가 $x+t$ 세에 사망할 확률이라고 하면 ${}_t p_x^{D} = {}_t p_x^{HD} + {}_t p_{x,z}^{SD}$ 가 된다.

나. 이행력의 추정

앞에서 정의된 모델의 파라메타인 이행력들을 추정해야 한다. CMIR12의 모델을 중심으로 전개해 나가지만 CMIR12은 최적화 과정을 설명하고 있지 않아 Haberman(1983, 1984)과 Waters(1984)의 수리적 추정방법을 원용하여 최적화 과정을 보다 상세히 설명하고자 한다.

(x, z)의 특정값 (x', z')에 대해 μ_x, σ_x, $\nu_{x,z}$, $\rho_{x,z}$ 의 추정과정은 다음과 같다.

먼저 일년 혹은 다년간 등의 관찰기간을 정해야 한다. 그리고 각 모수들을 추정하기 위해서 중복가입이 있더라도 각 보험(policy)은 서로 독립(independent realization)이며 각 보험의 상태이행과정은 모두 관찰

된다고 가정한다.

다음으로 추정대상구간 $x_1 \leq x' \leq x_2$ 와 $z_1 \leq z' \leq z_2$ 을 선정하는 것이다. 이 구간들은 정의역 $[x_1, x_2]$ * $[z_1, z_2]$ 상에서 근사적으로 상수임을 받아들일 수 있을 정도로 충분히 작아야 한다. 그 이행강도들 $\mu_x, \sigma_x, \nu_{x,z}, \rho_{x,z}$는 상수 μ, σ, ν, ρ의 값들을 갖도록 해야 하는 것이다. 그러나 피보험자의 리스크를 계산할 수 없을 만큼 작아서는 안 된다. 우리는 개인들의 정확한 나이가 x_1 과 x_2 사이에 있을 때만이 개인들을 관찰할 수 있다. 한 개인이 t_1에 관찰 되었다고 하자. 그 개인은 t_1에 H상태에 있다가, $t_1 + t_2$ 에 상태 S로 이행하고, $t_1 + t_2 + t_3$ 에 상태 H로 이행한다고 가정하자. 그리고 어떤 이유로 $t_1 + t_2 + t_3 + t_4$ 에는 관찰되지 않는다고 가정하자. 관찰기간 동안 이 개인의 행위는 그가 관찰하에 있다는 것에 의해서 영향 받지 않고, 그가 관찰되고 있지 않다는 것에 의해서도 영향을 받지 않는다라고 가정하자. 이러한 독립성의 가정 아래에 그의 표본경로(sample path)의 우도(the likelihood)를 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\exp\{-t_2(\sigma+\mu)\} \bullet \sigma \bullet \exp\{-t_3(\rho+\nu)\} \bullet \rho \bullet \exp\{-t_4(\sigma+\mu)\}$$

관찰기간에 x_1 과 x_2 사이의 개인들이 총 O명이라고 가정하자. 그 표본경로들의 합의 우도는 개별 표본 경로들의 곱이다.

$$L = \exp\{-E_1(\sigma+\mu)\} \bullet \exp\{-E_2(\rho+\nu)\} \bullet \sigma^{O_1} \bullet \rho^{O_2} \bullet \mu^{O_3} \bullet \nu^{O_4}$$

여기서 E_1은 H 상태로 보낸 총 관찰기간(the total observed times spent in state H), E_2는 관찰기간 동안의 총이환기간(the total time spent sick)이고, O_1는 H상태에서 S상태로의 이행건수, O_2는 S상태에서 H상태로의 이행건수(the observed number of recoveries), O_3는 H상태

에서 D상태로의 이행건수, O_4는 S상태에서 D상태로의 이행건수이다.

위 식을 각각의 모수에 대하여 편미분하여 0으로 놓은 1계조건식으로부터 이행력 μ, σ, ν, ρ의 최대우도 추정량(maximum likelihood estimator)을 구할 수 있고 그 결과는 다음과 같다.

$$\hat{\sigma} = \frac{O_1}{E_1}, \quad \hat{\rho} = \frac{O_2}{E_2}, \quad \hat{\mu} = \frac{O_3}{E_1}, \quad \hat{\nu} = \frac{O_4}{E_2}$$

E_1과 E_2값에 기여하는 피보험자들이 많아질수록 그 추정량은 점근적으로(asymtotically) ⅰ) 불편추정량이고, ⅱ) 최소분산을 가지며, ⅲ) 추정량의 분포는 정규분포이고, ⅳ) 추정량의 분산은 O/E^2 으로 추정되며 그 값은 일치추정치(consistent estimate)이다. 예를 들면 $\hat{\rho} \sim N(\rho, O_2/E_2^2)$ 이다. 회복건수가 10을 초과하면 이 추정량은 위와 같은 특성을 지니는 것으로 알려져 있다. 각각의 연령에서 추정량들은 서로 독립적이다. 그리고 $\rho_{x,z}$, σ_x, μ_x, $\nu_{x,z}$ 의 추정량들도 서로 독립이다.

이러한 건강보험입원발생률의 산출을 위한 이행력의 추정은 중복가입이 있더라도 각 보험은 서로 독립이며, 각 보험의 상태이행 과정은 모두 관찰 된다는 가정 아래에서 가능하다. 그러나 중복가입된 보험들은 서로 독립적이지 않을 가능성이 있고, 건강상태로부터 사망상태로의 이행은 관찰가능하지가 않다. 우리나라는 비례보상제도가 시행중에 있어서 한 보험에 가입한 것으로 간주될 수 있고, 중복가입은 앞으로 현저히 줄어들 것이다. 건강상태에서 사망상태로의 이행력은 임의의 값을 선택하거나, 경험생명표를 이용하여 구할 수 있다.

이행력($\hat{\sigma}$)이 추정되면 이행력에 총 위험노출기간(예: 1인 1년이라면 365일)을 곱해주는 방식으로 입원발생률(${}_t p_x^{HS}$)을 구할 수 있고 여기에 입원 건당본인부담의료비를 곱하면 입원 순보험료가 산출된다.