

## HGLM을 적용한 병원 도산 예측방법의 개발

노맹석\*, 장혜정\*\*†, 이영조\*\*\*

한국보건산업진흥원 산업정보단\*, 경희대학교 의료경영학과\*\*서울대학교 통계학과\*\*\*

### <Abstract>

### Development of the Prediction Method for Hospital Bankruptcy using a Hierarchical Generalized Linear Model(HGLM)

Maeng Seok Noh\*, Hye Jung Chang\*\*, Young Jo Lee\*\*\*

*Department of Health Industry Informatics, Korea Health Industry Development Institute\**

*Department of Health Services management, Kyung Hee University\*\**

*Department of Statistics, Seoul National University\*\*\**

The hospital bankruptcy rate is increasing, therefore it is very important to predict the bankruptcy using the existing hospital management information. The hospital bankruptcy is often measured in year intervals, called grouped duration data, not by the continuous time elapsed to the bankruptcy. This study introduces a hierarchical generalized linear model(HGLM) for analysis of hospital bankruptcy data. The hazard function for each hospital may be influenced by unobservable latent variables, and these unknown variables are usually termed as random effects or frailties which explain correlations among repeated measures of the same hospital and describe individual heterogeneities of hospitals. Practically, the data of twenty bankrupt and sixty profitable hospitals were collected for five years, and were fitted to HGLM. The results were compared with those

---

† 교신저자 : 장혜정, 경희대학교 정경대학 의료경영학과(02-961-9177, hjchang@khu.ac.kr)

of the logit model. While the logit model resulted only in the effects of explanatory variables on the bankruptcy status at specific period, the HGLM showed variables with significant effects over all observed years. It is concluded that the HGLM with a fixed ratio and a period of total asset turnrounds was justified, and could find significant within and between hospital variations.

*Key Words : Hospital, Bankruptcy, Prediction, Frailty, HGLM*

## I. 서 론

### 1. 배경 및 필요성

최근 경제위기와 함께 의약분업 등 의료제도의 변화에 따라 많은 병원들이 경영상 위기를 겪고 있다. 특히, 의약분업과 관련한 수가 인상으로 인한 수익증가 요인이 있었음에도 불구하고, 의원급 진료기관에 대한 의료보험 진료비는 늘었지만, 종합병원에 지급된 의료보험 진료비 총액은 오히려 감소하는 양상을 보여주고 있다(건강보험심사평가원, 2001). 2000년 1월부터 2001년 1월까지 총 44개 병원급 의료기관이 폐업을 하고 7개 의료기관이 휴업을 한 것으로 나타나고 있는데(대한병원협회, 2001), 그 수는 의료기관의 경영환경이 변화하지 않는다면 계속될 전망이다. 또한, 1991년부터 1997년까지의 연도별 병원 폐업률이 <표 1>과 같이 2.3~4.7% 사이에 있는데(장혜정, 박실비아, 1998), 이 비율은 1997년 중소기업 부도율 0.28%에 비하여 매우 높다(양동현, 정두채, 1998). 특히, 이무식 등(1999)의 연구결과에 의하면 폐업 이외에도 소유권이전, 종별 변경, 회의를 등까지도 도산으로 분류하는 경우, 1997년 병원 도산율이 약 10%에 이르는 수준까지 추정되고 있다.

<표 1> 연도별 폐업 병원수

연 도	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
폐업병원수	17	23	16	16	26	17	38
폐업률(%)	2.8	3.7	2.5	2.4	3.6	2.3	4.7

한 병원의 부실화는 병원 내부 인적 및 물적 자원의 직접적인 손실을 초래할 뿐만 아니라, 그 병원과 이해관계가 있는 보건산업체, 거래 금융기관과의 거래 위축 및 관련업체의 연쇄도산, 경제적 자원의 낭비 등 사회적 손실을 초래한다. 특히 도산한 병원을 이용했던 환자에게는 다른 병원을 찾아 이동하는 불편, 중복검진으로 인한 경제적 비용의 추가부담이 따르게 된다. 따라서, 보건당국이나 감독기관을 포함한 병원의 이해 관계자들은 병원의 부실을 사전에 예측함으로써 기대되는 손실을 미연에 방지, 혹은 문제를 최소화시키려는 노력을 하고 있다. 이와 같이, 병원의 부실화를 사전에 예측하는 것이 중요한 관심사가 되었다.

## 2. 기존 분석방법의 고찰

최근 들어 기업의 부실정도를 측정하고자 도산 예측모형을 개발하는 사례가 증가하고 있다. 대표적인 연구로는 다변량 판별분석법과 로짓모형을 활용한 남주하 등(1995), 남주하와 진태홍(1998), 김호경(1997) 등이 있으며, 한인구 등(1996)의 연구에서는 신경망 모형을 기업의 도산 예측에 적용한 바 있다. 한편, 보건의료분야에서도 도산 예측모형을 병원에 적용한 연구가 1990년대 들어서면서 발표되기 시작했다. 병원의 생존에 미치는 영향요인을 분석한 김영호(1992)의 연구를 시작으로, 다변량 판별분석법, 로짓모형을 적용한 이무식과 서영준(1998), 이무식 등(1999)의 연구가 있으며, 정기택과 이훈영(2000)은 의사결정트리 모형, 신경망 모형을 병원의 도산 예측에 적용하였다.

국의 연구에서도 기업 또는 병원 도산을 예측하는 방법론에 있어서 다변량 판별분석, 로짓 모형, 의사결정트리 및 신경망 모형의 틀을 벗어나지 않고 있다. Altman(1968), Mayer 등(1987), Oswald 등(1992), Gardiner 등(1996)의 연구는 도산 예측모형에 다변량 판별분석이 고전적이면서도 가장 많이 활용되고 있음을 보여주고 있으며, Lynch와 Ozcan(1994)은 로짓모형을 활용하였다. 한편, 최근에는 신경망 분석, 의사결정트리 분석 등 데이터 마이닝 기법이 도산예측 모형으로 새롭게 제안되고 있다. Odom과 Sharda(1990)는 신경망 분석과 기존 다변량 판별분석 결과를 비교하여 신경망 분석의 우월성을 입증하기도 하였다.

## 3. 문제점 및 해결방향

앞서 고찰한 바와 같이, 기업이나 병원의 도산을 예측하는 모형을 수립함에 있어 다양한 통계적 방법이 적용되어 왔다. 그러나 지금까지 활용되어온 기존의 예측방법들은 특정 시점

의 자료를 분석하는 현황적 연구(cross-sectional study) 방법으로, 다년간에 걸쳐 수집된 자료를 이용하여 매년 변화하는 기업 또는 병원의 내외적 환경을 충분히 반영하지 못한다는 제약점이 있다. 기업의 도산은 여러 해에 걸쳐 외적인 환경의 변화와 내적인 경영실적이 축적되어 복합적으로 일어나는 현상이다. 병원의 도산 또한 장기적으로 병원 내부구조의 요인과 외부환경적 요인이 복합된 산출결과이므로(Muller 등, 1982), 도산 예측모형은 수년에 걸친 외부 환경변화와 내부 경영실적을 나타내는 정보를 참조하여야 한다.

따라서 본 연구에서는 기존 도산 예측모형으로 흔히 사용되고 있는 통계적 예측모형의 한계점을 극복하기 위하여 반복측정자료 분석에 활용할 수 있는 모형인 HGLM(hierarchical generalized linear model)을 병원의 도산을 예측하는 상황에 적용하고자 한다. HGLM을 병원 도산 예측에 적용하는 이론적 고찰과 함께, 새로운 모형에 최근 수년간 관찰된 병원경영 실적 자료를 적합(fitting)하여 도산 예측에 유의한 영향력을 갖는 설명변수를 찾고, 병원간 이질성을 검증하였다. 아울러, 기존 분석모형을 활용한 결과와 비교하여, 이를 통해 병원의 우량상태에서 도산상황으로의 진행에 대한 확률적이고 통계적인 해석을 시도하였다.

## II. 새로운 병원 도산 예측모형의 개발

### 1. 자료의 구조

병원의 도산을 예측하기 위한 자료는 관찰시작 시점을  $a_0$ , 관찰종료 시점을  $a_r$ 이라고 할 때,  $i$  병원의 도산 시점까지의 길이  $T_i$ 를  $a_0$  부터의 연속형(continuous) 변수로 측정하지 못하고, 각 측정연도별 도산의 여부만을 관찰하는 특성을 갖는다. 즉,  $r$ 년간 연구를 진행하였다면, 첫 번째 구간  $I_1 = [a_0, a_1)$ , 두 번째 구간  $I_2 = [a_1, a_2)$ , ...,  $r$ 번째 구간  $I_r = [a_{r-1}, a_r)$  중 어느 한 구간에서 도산하였는 지에 대한 정보만 갖게 된다.

이러한 자료구조를 가지고  $i$  병원의  $j$  구간에서 관찰된 반응변수  $d_{ij}$ 는 다음과 같이 정의된다. 만약  $i$  병원이  $j-1$ 구간까지 도산하지 않았을 조건하에서  $j$  구간에서 도산하지 않으면  $d_{ij} = 0$ 으로,  $j$  구간에서 도산하면  $d_{ij} = 1$ 로 정의한다. 각  $d_{ij}$ 에 대응하는 설명변수는  $x_{ij}$ 이며,  $i$  병원은  $r_i$  개의 구간에서 측정된  $x_{ij}$ 를 갖게 된다. 이러한 자료구조는 <그림 1>과 같이 표현된다.

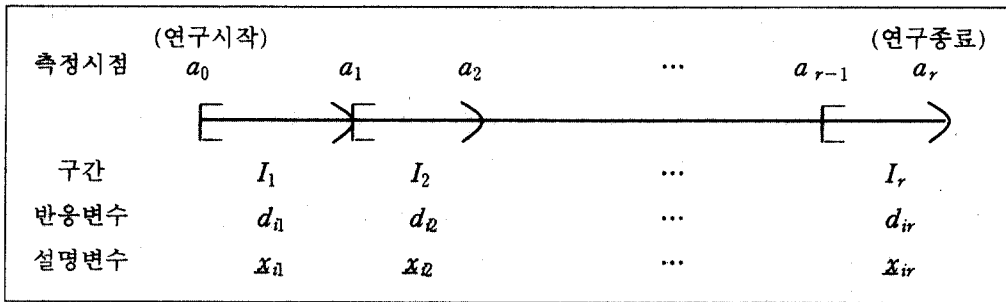


그림 1. 도산 예측 자료의 구조

## 2. 모형의 이론적 고찰

한 시점에서 수집된 자료를 분석하는 현황적 연구인 기존 방법들을 동일대상이 반복적으로 측정된 자료로써 도산을 예측하는 데 이용하기에는 어려움이 많다. 앞서 자료구조에서 설명하였듯이, 도산 예측정보는 연단위로 수집되면서 각 연도별 도산 여부만을 알 수 있는 이산형태의 자료구조를 가지고 있다. 이러한 구조에 적절하게 적용될 수 있는 모형으로 HGLM이 있으며(Lee, Nelder, 1996), 이를 병원의 도산 예측에 활용할 수 있다.

HGLM은 일반화 선형모형(generalized linear model; GLM)에 변량효과(random effects)를 고려한 확장모형으로서, 시간적 혹은 공간적 상관성이 있는 자료, 메타자료, 다변량 생존자료와 같은 다양한 유형의 자료를 분석 가능하게 한다. 즉, 변량효과  $u$ 에 대한 반응변수는 조건부 확률  $\mu' = E(d|u)$  을 갖는 정규(normal), 이항(binomial), 포아송(poisson), 감마(gamma), 역정규(inverse gaussian)와 같은 지수족(exponential family) 분포를 따른다. 이 때, 연결함수(link function)  $g$ 와 변량효과  $u$ 의 변환인  $v$ 는 단조함수(monotone function)이다.

$$\eta' = g(\mu') = X\beta + v(u) \dots\dots\dots (1)$$

따라서,  $i$  대상의 부실정도를 나타내는 변량효과를 양의 확률변수  $u_i$  라고 하면, 시점  $t$ 에서  $i$  대상에 해당하는 위험함수(hazard function)는  $\lambda(t | x_{it}, u_i)$  로 표현된다. 여기에서 위험함수에 등장하는 확률변수  $u_i$  를 프레이리티(fraility)라고 하며, 이를 고려한 식 (2)를 프레이리티 모형(frailty model)이라고 한다. 이 때,  $\lambda_0(t)$  는 설명변수와 상관없는 기본위험함수(baseline hazard function)를 나타낸다.

$$\lambda(t | x_{it}, u_i) = \lambda_0(t) \exp(x_{it}'\beta) u_i \dots\dots\dots (2)$$

변량효과  $u_i$ 에 대해서 흔히 가정하는 분포는 감마분포와 로그정규분포이며, 프레일티 모형에서는 감마분포를 가장 많이 사용하므로,  $u_i$ 는 평균이 1, 분산이  $\lambda$ 인 감마분포를 따른다고 가정한다. 이와 같이, 프레일티 모형은 도산 예측자료에 적용하면 HGLM의 구조를 갖게 된다. 즉,  $i$  대상에 대한 변량효과  $u_i$ 가 주어졌을 때,  $d_{ij}$ 의 조건부 분포는 베르누이 분포를 따르며, 조건부 확률  $\alpha_{ij}'$ 은  $P(d_{ij}=0|u_i)$ 로서  $P(T_i \geq a_j | T_i \geq a_{j-1}, u_i)$ 이 된다. 또한,  $\gamma_j$ 를  $\int_{a_{j-1}}^{a_j} \lambda_0(t) dt$ 로 정의하면,  $d_{ij}|u_i$ 의 분포는 식 (3)과 같은 이중로그연결 함수(complementary log-log link function)를 갖는 베르누이 분포가 된다.

$$\log(-\log(\alpha_{ij}')) = x_{ij}'\beta + \gamma_j + \log(u_i) \dots\dots\dots (3)$$

### 3. 병원 자료의 도산 예측모형 적합

식 (2)의 평균위험함수  $\lambda(t|x_{ij}) = \lambda_0(t) \exp(x_{ij}'\beta)$ 에서 설명변수  $x_{ij}$ 와 도산 여부에 대한 상관관계를 나타내는 계수  $\beta$ 는 통계적 추론의 주관심사가 된다. 즉, 각 설명변수의 계수값이 양수일 경우, 설명변수의 값이 큰 기관은 작은 기관에 비해 평균도산위험률이 높으며, 반대로 계수값이 음수일 경우에는 설명변수가 작은 기관이 평균도산위험률이 높다. 한편, 프레일티 모형  $\lambda(t|x_{ij}, u_i) = \lambda(t|x_{ij})u_i$ 은 측정되지 않은 병원의 부실도를 고려한다. 건실한 병원은 변량효과  $u_i$ 가 작게 나타나서 평균위험률이 큰 경우에도 같은 설명변수를 갖는 건실하지 못한 병원에 비해서 도산 발생확률이 낮다. 즉, 모형에서  $u_i$ 는 각 병원의 부실정도를 반영하는 관측되지 않는 고유치로서 병원간의 이질성을 나타내며, 아울러 한 병원에서 반복측정된 자료간의 상관성을 반영한다. 이질성의 크기를 나타내는 모수는  $u_i$ 의 분산  $\lambda$ 이며 그 값이 클수록 병원간의 변이가 심하고, 작을수록 변이가 약해지며, 특히 0이면 각 병원간의 부실도의 차이가 없는 경우를 말한다. 또한, 식 (3)에서  $\gamma_j$ 는 연도에 따른 도산 확률의 차이를 나타내는 계수로서, 만약 다른 연도에 비해서 외부환경이 악화되어  $j$ 연도에 도산이 많이 발생했을 경우에는  $\gamma_j$ 의 값이 크게 된다.

예컨대, 1996년부터 1998년까지 3년 동안 병원들의 도산 여부 및 설명변수를 관찰하였을 경우 자료구조는 <표 2>와 같으며, 표에는 앞서 설명한 수식 기호를 사용한 평균위험함수와

병원별 위험함수가 제시되어 있다. [병원 1]은 1997년에 도산하였고, [병원 2]는 1998년에 도산하였으며, [병원 3]은 마지막 연구종료 시점까지 도산하지 않은 경우이다.

<표 2> 자료구조 및 위험함수

번호(i)	연도(j)	도산여부	$d_{ij}$	$x$	$r_i$	평균위험함수	병원별 위험함수
1	1996(1)	X	0	$x_{11}$	.	$\lambda_0(\cdot) \exp(x_{11}'\beta)$	$\lambda_0(\cdot) \exp(x_{11}'\beta) u_1$
1	1997(2)	O(도산)	1	$x_{12}$	2	$\lambda_0(\cdot) \exp(x_{12}'\beta)$	$\lambda_0(\cdot) \exp(x_{12}'\beta) u_1$
2	1996(1)	X	0	$x_{21}$	.	$\lambda_0(\cdot) \exp(x_{21}'\beta)$	$\lambda_0(\cdot) \exp(x_{21}'\beta) u_1$
2	1997(2)	X	0	$x_{22}$	.	$\lambda_0(\cdot) \exp(x_{22}'\beta)$	$\lambda_0(\cdot) \exp(x_{22}'\beta) u_1$
2	1998(3)	O(도산)	1	$x_{23}$	3	$\lambda_0(\cdot) \exp(x_{23}'\beta)$	$\lambda_0(\cdot) \exp(x_{23}'\beta) u_1$
3	1996(1)	X	0	$x_{31}$	.	$\lambda_0(\cdot) \exp(x_{31}'\beta)$	$\lambda_0(\cdot) \exp(x_{31}'\beta) u_1$
3	1997(2)	X	0	$x_{32}$	.	$\lambda_0(\cdot) \exp(x_{32}'\beta)$	$\lambda_0(\cdot) \exp(x_{32}'\beta) u_1$
3	1998(3)	X	0	$x_{33}$	3	$\lambda_0(\cdot) \exp(x_{33}'\beta)$	$\lambda_0(\cdot) \exp(x_{33}'\beta) u_1$

### III. 연구방법

#### 1. 자 료

전국 300병상 미만의 민간병원을 대상으로 1995년부터 1999년까지 관찰한 병원 경영실적 지표 자료를 도산 결과와 연계하여 분석하였다(한국보건산업진흥원, 1999; 대한병원협회, 2001). 규모가 큰 종합병원은 경영 양상에 있어 도산율이 높은 중소규모 병원과는 다르고, 설립주체가 공립인 경우에는 정부지원의 변수가 내재하기 때문에 분석대상에서 제외하였다. 경영실적 악화로 인한 휴업 혹은 폐업으로 신고하거나 소유권 이전, 병원에서 의원으로의 종별변경의 경우를 도산병원으로, 2000년 시점에서 도산하지 않고 계속 운영중인 경우를 우량 병원으로 정의하였다. 이에 기초하여 1997년부터 2000년까지의 병원도산현황과 1995년부터 1999년까지의 병원의 재무제표 자료 보유현황에 따라 표본을 선정하였다.

표본도산병원은 대한병원협회에 도산으로 신고된 기관 중 도산 직전 해의 재무제표 정보가 확보된 병원을 대상으로 하였다. 이는 직전년도 재무제표로써 익년도 병원의 도산여부를 모형화하고 예측하기 위함이다. 도산병원의 표본은 1997년 8개소, 1998년 1개소, 2000년 11개소로 총 20개소였다. 한편, 표본우량병원은 1995년부터 1999년까지 재무제표 정보가 확보된 병원으로 표본병원은 60개소였다. 도산 직전 재무제표 측정의 제약으로 인하여 도산병원과 우량병원의 표본수를 일치시키지는 못하였다.

모형에 고려된 설명변수는 병원의 경영지표로서 대차대조표 및 손익계산서를 토대로 <표 3>과 같이 안전성, 수익성, 활동성, 생산성 지표 등 연도별로 산출된 병원별 재무제표이다. 각 재무제표의 산출공식은 『병원경영분석지표 해설』을 근거로 하였다(한국보건 의료관리연구원, 1997).

<표 3> 분석에 이용된 설명변수

병원경영지표	항 목
안전성지표	자기자본비율, 유동비율, 당좌비율, 고정비율, 고정장기적합률
수익성지표	총자본의료이익률, 의료수익의료이익률, 총자본경상이익률, 의료수익경상이익률
활동성지표	총자본회전율, 총자본회전기간, 재고자산회전율, 의료미수금회전율
생산성지표	병상당월평균부가가치, 의료수익부가가치율, 총자본투자효율, 자본생산성, 인건비투자효율

## 2. 분석방법

1996년에서 2000년까지 매해 1월부터 12월까지 총 5개 측정구간으로 구분하였다. 만약,  $k$  병원이 1996년부터 재무제표와 도산 여부를 관찰하여 1998년에 도산하였을 경우, 해당되는 반응변수는  $d_{k1}=0$ ,  $d_{k2}=0$ ,  $d_{k3}=1$  이 된다. 그러나 이 병원이 2000년까지 도산하지 않았을 경우, 반응변수는  $d_{k1}=0$ ,  $d_{k2}=0$ ,  $d_{k3}=0$ ,  $d_{k4}=0$ ,  $d_{k5}=0$  이 된다. 도산한 표본병원에서 재무제표가 수집되지 않은 연도가 있었는데, 이러한 경우는 결측치로 처리하여 분석하였다. 이는 HGLM이 기존의 시계열 분석법과는 달리, 결측치가 있는 경우에도 분석상 문제가 발생하지 않기 때문이다.



우선, 5개년의 도산여부 반응변수와 <표 2>에 해당되는 19개의 직전년도 경영실적지표를 설명변수로 HGLM에 적합하여, 설명변수의 상관계수와 병원의 이질성 크기를 추정하였다. 단, 분석대상의 표본도산 병원의 수가 모집단의 분포를 대표하지 못하므로, 식 (3)의 연도별 효과는 고려하지 못하였다.

추가적으로, 2000년 한 해의 도산 여부와 1년 전 재무제표 정보를 활용하여 로짓모형에 적합하였고, 그 결과를 HGLM 적용결과와 비교하였다. 유의수준 5% 하에서 후진제거법 (backward elimination method)을 사용하여 변수를 선택하였다. 비교를 위해 HGLM, 로짓모형 중 어느 한 모형에 유의한 변수가 있으면 다른 모형에도 포함시키는 방식을 택하였다.

마지막으로, HGLM과 로짓모형 양측 분석에 모두 사용된 2000년 자료로써 식 (4)와 (5)에 의한 각 병원별 예측확률을 추정하였다. 예측확률과 실제 도산 여부로 ROC(receiver operating characteristic) 곡선 분석을 수행하여 분할점(threshold)을 찾고, 민감도(sensitivity)와 특이도(specificity)를 고려한 예측률을 산출함으로써 두 모형을 비교하였다. 민감도는 실제 도산일 때 도산으로 분류할 확률이고, 특이도는 실제 우량일 때 우량으로 분류할 확률이며, 예측률은 실제 상태로 분류할 확률이다.

## IV. 연구결과

### 1. 선택된 변수 및 추정결과

HGLM과 로짓모형을 적용한 병원 도산 예측결과는 <표 4>와 <표 5>에 각각 제시하였다. <표 4>에서 1996년부터 2000년까지 5개년 자료를 HGLM으로 적합하였을 경우 유의수준 5% 하에서 도산에 영향을 주는 재무지표는 고정비율, 총자본회전기간으로 나타났다. 반면, 2000년 한 해의 도산 여부 및 직전년 재무제표만을 고려한 로짓모형의 적합결과인 <표 5>에서는 유의한 재무지표가 고정비율, 총자본의료수익률이었다. 두 모형에서 병원의 도산에 유의한 영향력을 갖는 것으로 판명된 재무지표는 <표 6>과 같이 정의된다.

<표 4> HGLM을 적용한 병원 도산 예측결과

설명변수	추정값	표준오차	t값
상수	-3.8344	0.4208	-9.112
고정비율	0.0003	0.0001	2.960(*)
총자본의료이익률	-0.0444	0.0279	-1.593
총자본회전기간	0.0017	0.0005	3.148(*)
$\lambda$	0.1182		

\* 는 유의수준 5% 하에서 유의한 변수를 나타냄.

<표 5> 로짓모형을 적용한 병원 도산 예측결과

설명변수	추정값	표준오차	t값
상수	-3.1599	0.9426	-3.35
고정비율	-0.0020	0.0010	-2.0(*)
총자본의료이익률	-0.1634	0.0663	2.46(*)
총자본회전기간	0.0015	0.0016	0.94

\* 는 유의수준 5% 하에서 유의한 변수를 나타냄.

<표 6> 모형에 사용된 재무지표 정의

재무지표	정 의
고정비율	고정자산/기본재산 × 100
총자본의료이익률	의료이익/(기본재산+타인자본) × 100
총자본회전기간	총자본/의료수익 × 분석대상기간

병원이 도산할 확률  $p$ 에 대한 예측값을 유의한 설명변수를 갖는 HGLM과 로짓모형으로 표시하면 식 (4) 및 (5)와 같다. 식 (4)의 예측확률은 5개년의 정보를 고려한 확률을 나타내고 있는 반면, 식 (5)의 예측확률은 2000년 한 해에 대한 확률을 제시한다. 단, 식 (4)의 HGLM에 의한 예측확률은 병원의 이질성 효과를 보정한 후의 평균 예측확률이며, 평균위험 함수로부터 유도된다.

$$\begin{aligned} \text{HGLM} : \log(-\log(1-\hat{p})) & \dots\dots\dots (4) \\ & = -3.834 + 0.0003 \times \text{고정비율} + 0.0017 \times \text{총자본회전기간} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Logit model} : \log \frac{\hat{p}}{1-\hat{p}} & \dots\dots\dots (5) \\ & = -3.160 - 0.002 \times \text{고정비율} - 0.163 \times \text{총자본의료이익률} \end{aligned}$$

HGLM 분석결과에서 고정비율의 효과는 양의 계수이지만, 로짓모형에서의 효과는 음의 계수이다. 고정비율은 '기본재산에 대한 고정자산의 비율'로서 고정자산에 대한 투자가 기본 재산 범위 내에서 이루어져야 안전하다고 판단되어지는데, 로짓모형의 결과는 고정비율이 높을수록 도산율이 낮아지는 결과를 제시한다. 이는 2000년 한 해의 특수한 경우로 설명할 수 있으며, 과거 수년간의 고정비율에 대한 도산에의 영향을 제시하는 양의 효과가 더 설명력이 있는 것으로 판단된다.

한편, 총자본의료이익률은 로짓모형에서는 유의하게 나타나지만 HGLM에서는 유의하게 나타나지 않으며, 총자본회전기간은 그 반대의 경우이다. 그 이유로 총자본의료이익률과 같은 재무지표 값은 연간 변동이 심해서 2000년 한 해의 자료만을 고려하였을 경우에는 병원 도산에 유의하게 영향을 미치지만, 1996년부터 2000년까지의 5개년 자료를 모두 고려하였을 경우에는 도산에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타난 것이다. 또한, 병원간 이질성을 나타내는 모수  $\lambda$ 의 추론은 HGLM에서만 가능하며 추정값은 0.1182로 병원간 변이 및 반복측정 자료의 상관관계가 존재하는 것으로 판단된다.

## 2. 병원별 예측확률

실제로 일부 병원의 연도별 자료를 활용하여 HGLM 적합모형 식(4)에 의하여 병원별 예측확률을 도식화하면 <그림 2>와 같다. ROC 곡선 분석에 의하여 분할점은 0.05로 산출되었고, 각 도산 및 우량 병원에 있어서 도산 확률은 다른 양상을 보인다. 특히, 도산한 병원은 과거에는 우량한 상태를 보이지만, 도산 직전 해의 경영악화로 인해 과거 재무제표 추이와 차이를 보이고 있으며, HGLM은 이러한 자료의 특징을 반영하여 모형화 한다.

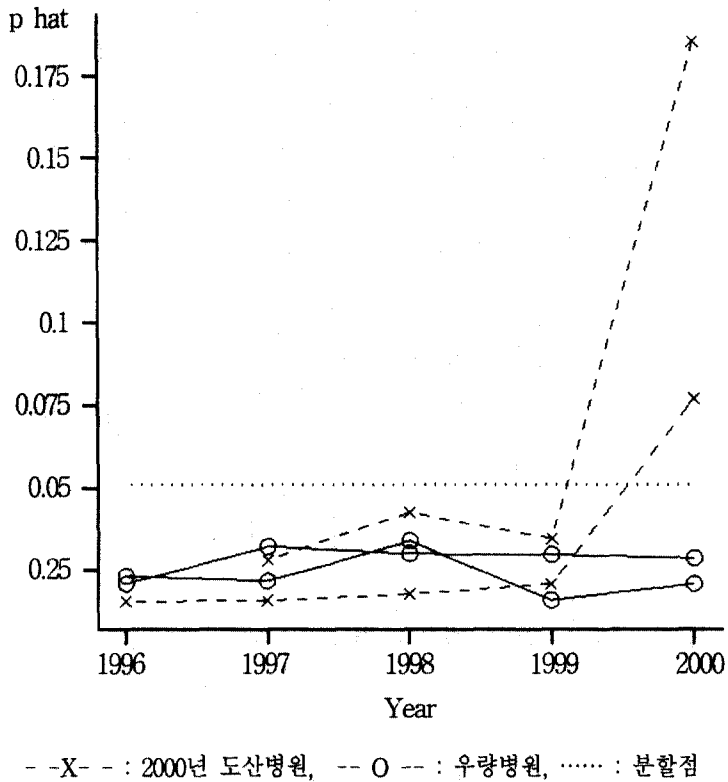


그림 2. 일부 도산 및 우량 병원의 HGLM 도산 예측확률

### 3. HGLM, 로짓모형의 예측률 비교

마지막으로, HGLM과 로짓모형을 적합하여 설정한 도산 예측모형인 식 (4)와 (5)를 이용하여 산출한 병원별 도산 예측확률을 2000년 한 해 연도의 자료에 적용한 후, ROC 곡선 분석을 통해 도출된 기준을 근거로 각 모형별로 민감도와 특이도를 구하였으며, 결과는 <표 7>에 제시하였다. HGLM은 민감도 54.5%, 특이도 85.0%를 나타내고 있고, 로짓모형은 민감도 45.5%, 특이도 76.7%를 나타내어, HGLM이 높은 것으로 판명되었다. 예측률은 HGLM 80.3%, 로짓모형 71.8%로 HGLM이 로짓모형보다 8.5% 더 높다. 특히, 실제 도산하는 경우 도산으로 판단함은 HGLM과 로짓모형이 유사하나, HGLM은 로짓모형에 비해 실제 우량인 병원을 우량으로 더 잘 분류하고 있다.

로짓모형은 한 시점에서 사건을 예측하는 방법이므로, 다년간의 정보를 활용하여 모형화하는 HGLM의 한 시점 예측 결과보다 높은 예측률을 가질 것이 예상된다. 그러나 결과는 HGLM의 예측률이 더 높다. 그 이유는 재무제표로 평가된 2000년 도산병원의 양상은 직전의 특수한 상황요인이라기보다 과거로부터 지속적으로 영향을 주는 요인이 더 우세하기 때문이다. 특히, 적합된 모형을 근거로 우량병원의 2000년 재무제표를 이용하여 2001년의 도산 여부를 예측한다면, 로짓모형의 예측률은 HGLM보다 낮을 수밖에 없다.

<표 7> HGLM 및 로짓모형에 의한 도산 예측률

실제상태	HGLM에 의한 도산 예측				로짓모형에 의한 도산 예측			
	우량	도산	계	예측률	우량	도산	계	예측률
우량	51	9	60	특이도=85.0%	46	14	60	특이도=76.7%
도산	5	6	11	민감도=54.5%	6	5	11	민감도=45.5%
계	56	15	71	예측률=80.3%	52	19	71	예측률=71.8%

## V. 요약 및 결론

현재 병원의 도산율은 심각하게 높은 상태이고, 환경의 변화 없이 병원이 계속적으로 설립되는 한, 병원 도산의 증가추세는 계속될 전망이다. 따라서 병원에 대한 도산 예측모형의 수립은 매우 중요하다. 그런데 로짓모형과 같이 특정 시점의 자료만을 대상으로 하는 현황적 연구의 분석기법을 사용하는 예측방법들은 매년 변화하는 병원의 내적 및 외적 환경을 충분히 반영하지 못한다. 예컨대, 병원의 부실화를 판단할 때, 연도에 따라 변동이 크게 나타나는 재무지표를 가지고 각 연도별로 도산을 예측하는 것은 병원의 부실정도를 잘못 판단할 위험이 있다. 대신, 다년에 걸친 병원경영의 누적정보에 근거하여 도산 확률을 예측할 것이 권고된다.

HGLM은 반복측정에 따른 상관관계 및 병원간 이질성을 고려한 모형으로 연도별로 누적된 경영정보의 변화를 활용하게 해 준다. 다시 말해서, 기존의 다변량 판별분석, 로짓모형에서는 설명변수의 효과만을 고려하지만, HGLM은 병원간 이질성과 함께 연도효과를 동시에

추론할 수 있다. 따라서, 본 연구에서는 연단위로 수년동안 반복측정된 병원의 경영실적자료에 새로운 베르누이-감마 HGLM을 적용하여 병원 도산의 예측모형으로 제시하였다. 5개년간 경영실적 정보를 고려할 때 병원의 도산을 예측하는 유의한 설명변수는 고정비율과 총자본회전기간인 것으로 판명되었고, 병원간 이질성도 존재하는 것으로 나타났다. 더욱이 기존 로짓모형 적합결과와 비교하여 HGLM의 예측력이 우월한 것으로 나타났다. HGLM과 로짓모형을 적합하여 산출된 도산 예측모형에 의한 병원별 예측확률과 ROC 기준에 의한 민감도, 특이도, 예측률 모두 로짓모형보다 HGLM이 높은 결과를 보였고, 특히 HGLM은 실제 우량인 병원을 더 잘 감지하고 있었다.

단, 본 연구는 병원의 부실화에 재무제표 외에 소재지역, 병원유형, 병상규모 등 도산에 영향을 미칠 수 있는 기타 변수들이 관여할 수 있음에도 불구하고 재무제표만 활용한 제한점이 있다. 이는 병원의 도산을 예측함에 있어 기존의 분석방법보다 더 충분한 정보를 활용할 수 있는 새로운 HGLM을 적용하고, 기존 모형과 비교평가하는데 초점을 두었기 때문이다. 표본의 동질성을 확보함으로써 단순한 모형 비교를 가능케 하고자 함이었다. 더욱이, 소재지역 등 다른 변수를 포함시켜 도산 양상의 차이를 검증하기 위해서는 도산병원의 수가 상당한 규모로 확보되어야 한다. 향후 수집정보가 축적되면, 다른 영향요인을 고려한 확장된 모형을 도출할 수 있을 것이다.

## 참 고 문 헌

- 건강보험심사평가원(2001), 의약분업 이후 요양급여 변화 추이
- 김호경(1997), 조기사정(경보)시스템의 예측력 개선을 위한 부실예측모형: 생명보험산업을 중심으로, 금융학회지, 2(2):175-202
- 김영호(1992), 한국의 병원 생존에 관한 연구, 대한병원협회지, 9:44-55
- 남주하, 진태홍(1998), 금융기관의 부실화 예측모형 분석, 국제경제연구, 4(1):33-57
- 남주하, 김동수, 김명정(1995), 부도예측모형, 한국경제연구원, 연구조사자료
- 대한병원협회(2001), 병원이 무너지고 있다
- 양동현, 정두채(1998), 도산병원 실태와 대책, 1998년도 추계학술대회 연제집, 한국병원경영학회, 152-167
- 이무식, 서영준(1998), 병원도산 예측에 관한 연구, 예방의학회지, 31(3):490-502
- 이무식, 서영준, 양동현(1999), 병원도산 예측모형의 실증적 비교연구, 보건행정학회지,

9(2):1-20

- 장해정, 박실비아(1998), 병상수급 적정화 연구, 한국보건의료관리연구원
- 정기택, 이훈영(2000), 병원도산의 예측모형 개발연구, 보건행정학회지, 10(2):1-21
- 한인구, 박철수, 김철홍(1996), Bankruptcy predictions for Korea medium-sized firms using neural networks and case based reasoning, 한국경영과학회, 203-206
- 한국보건의료관리연구원(1997), 병원경영분석지표 해설
- 한국보건산업진흥원(1999), '99 병원경영분석
- Altman, EI(1968), Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance*. 23(4):589-609
- Gardiner, LR , Oswald, SL , and Jahera, JS(1996), Prediction of hospital failure: a post-PPS analysis. *Hosp Health Serv Adm*, 41(4):441-60
- Lee, Y and Nelder, JA(1996), Hierarchical generalized linear models(with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society B*, 58:619-678
- Lynch, JR, and Ozcan, YA(1994), Hospital closure: an efficiency analysis. *Hospital Health Service Administration*, 39(2):205-220
- Mayer, JD, Kohlenberg, ER, Sieferman, GE, and Rosenblatt, RA(1987), Patterns of rural hospital closure in the United States. *Social Science Medical*, 24(4):327-334
- Muller, RM, Byre, CS, Levy, PS, Kubal, JD(1982), Closure among US community hospital 1976-1980: a description and a predictive model. *Medical Care*, 55(7)
- Odom, MD and Sharda, R(1990), A Neural Network Model for Bankruptcy Prediction. *IJCNN International Joint Conference on Neural Networks*, San Diego, CA, (2):163-167
- Oswald, S, Gardiner, L, and Jahera, J(1992), Indicators of hospital closure under PPS and Blue Cross/Blue Shield cost-based reimbursements *J Hosp Mark*, 6(2):149-82