

2013년 한국아동·청소년패널 제1차 콜로키움 자료집 데이터분석방법론 사건사 분석

- ▶ 일시: 2013년 6월 21일(금) 13:00 ~ 16:00
- ▶ 장소: 한국청소년정책연구원 10층 세미나실
- ▶ 주최: 한국청소년정책연구원



한국청소년정책연구원
National Youth Policy Institute



세 부 일 정

「2013년 한국아동·청소년패널2010 데이터분석방법론 세미나」

사회: 황 진 구 (한국청소년정책연구원 선임연구위원)

시 간	내 용	비 고
1:00~1:10	개회 및 발표자 소개	황 진 구 (사회자)
1:10~1:15	환영인사	이 재 연 (한국청소년정책연구원장)
1:15~3:30	사건사 분석 강의	홍 세 희 교수
3:30~3:50	질의응답	참석자 전원
3:50~4:00	폐 회	황 진 구 (사회자)

목 차

발 표

- 사건사 분석 비연속시간 생존분석의 기본 모형과 확장 1
홍 세 희 (고려대학교 교육학과 교수)

발표



사건사 분석

비연속시간 생존분석의 기본 모형과 확장

홍 세 희

(고려대학교 교육학과 교수)

비연속시간 생존분석의 기본 모형과 확장

강사: 홍세희
(고려대학교 교육학과)

<http://www.seeehong.com>

비연속시간 생존분석의 기본 모형과 확장

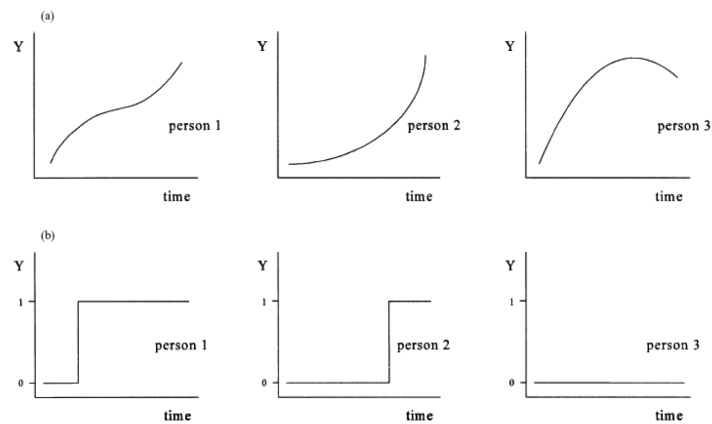
차 례

생존분석의 기초
이항 및 다항 로짓분석
비연속시간 생존분석
비연속시간 생존분석의 실제 분석 예
구조방정식 모형을 적용한 비연속시간 생존분석
다양한 확장모형
 잠재계층 비연속시간 생존분석
 재발 비연속시간 생존분석
 경쟁위험 비연속시간 생존분석
 비연속시간 생존분석과 성장모형의 결합
 다층 비연속시간 생존분석

생존분석의 기초

3

● 양적 변화와 질적 변화



Development as (a) a continuous process; (b) a transitional process.

4

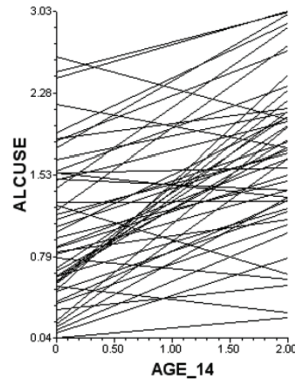
● 양적변화 연구 (Singer & Willett, 2003)

Questions about systematic change over time

- Curran et al (1997) studied alcohol use
- 82 teens interviewed at ages 14, 15 & 16—alcohol use tended to increase over time
- Children of Alcoholics (COAs) drank more but had no steeper rates of increase over time.

1. *Within-person summary:* How does a teen's alcohol consumption change over time?
2. *Between-person comparison:* How do these trajectories vary by teen characteristics?

*Individual Growth Model/
Multilevel Model for Change*



● 질적변화 연구

Questions about whether and when events occur

- Capaldi et al (1996) studied age of 1st sex
- 180 boys interviewed annually from 7th to 12th grade (30% remained virgins at end of study)
- Boys who experienced early parental transitions were more likely to have had sex.

1. *Within-person summary:* When are boys most at risk of having sex for the 1st time?
2. *Between-person comparison:* How does this risk vary by teen characteristics?

*Discrete- and Continuous-Time
Survival Analysis*

■ 질적인 변화의 예

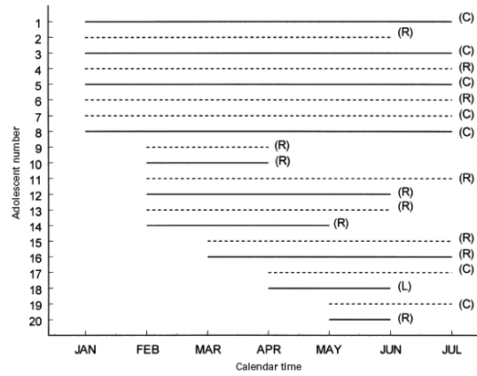
우울증의 첫 발생, 치료 후 재발, 자살 시도
이직, 승진, 퇴직, 취업, 기업의 부도
결혼, 이혼, 재혼, 출산
첫 비행, 재 비행
학교자퇴

■ 생존분석: Whether & When의 문제

언제가 발생위험이 높은가?

발생위험의 예측요소는 무엇인가?

• 절단된(censored) 생존자료



Hypothetical experiences of 20 adolescents allocated to treatment with anti-depression medication (solid line) versus cognitive behaviour therapy (dashed line). Study period January to July. Responses are recovered (R), lost to follow-up (L), and still not recovered by the end of the study period, which is called right censored (C).

• 절단된 생존자료에 대한 잘못된 분석

사건발생자만 분석

관찰 마지막 시점에서 사건이 발생한 것으로 간주

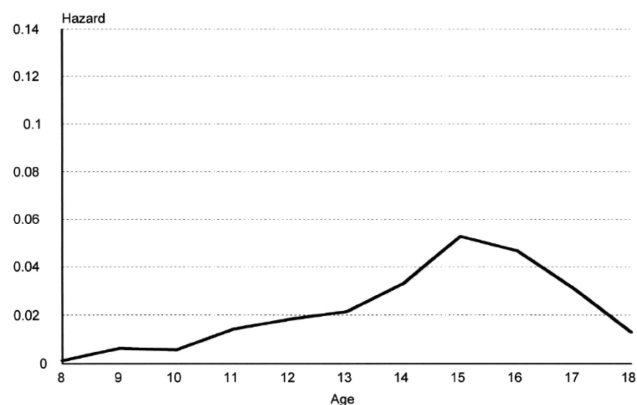
사건발생만을 고려하여 분석

- 위험함수(hazard function)와 생존함수(survival function)

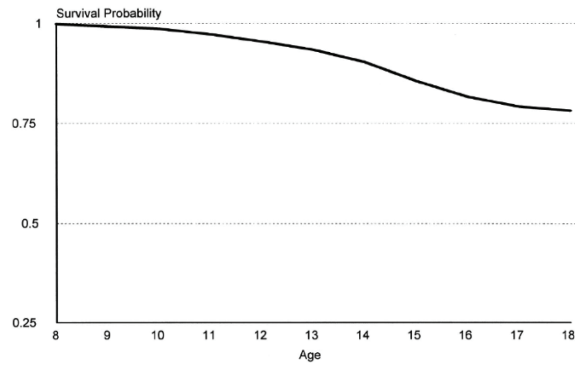
Life Table Describing the Age at Which Adolescents Were First Arrested for a Juvenile Crime (N = 1,553)

Age in years	Number of children at the beginning of the age period who had not been arrested (risk set)	Number of children arrested during this age period	Number censored at the end of the age period	Proportion of children at the beginning of the age period who were arrested during the year (hazard function)	Proportion of all children who still had not been arrested at the end of the age period (survival function)
Less than 8	1,553				1.0000
8	1,553	2	0	.0013	.9987
9	1,551	10	0	.0064	.9923
10	1,541	9	0	.0058	.9865
11	1,532	22	0	.0144	.9723
12	1,510	28	0	.0185	.9543
13	1,482	32	0	.0216	.9337
14	1,450	48	0	.0331	.9028
15	1,402	74	0	.0528	.8551
16	1,328	62	0	.0467	.8152
17	1,266	39	0	.0308	.7901
18	1,227	16	2	.0131	.7797

- 위험함수



• 생존함수



$$S_j = S_{j-1}(1 - h_j)$$

■ 연속시간과 비연속시간 모형

- 연속시간 모형
- 비연속시간 모형

- 비연속시간 생존분석

특정한 기간 j 에서 개인 i 에게 사건이 일어날 위험확률

$$h_{ij} = \Pr[T_i = j | T_i \geq j]$$

h_{ij} 는 특정 기간 j 이전에 i 가 사건을 경험하지 않은 경우에 그 개인이 j 동안 사건을 경험할 조건확률

- 로짓모형으로서의 비연속시간 생존분석

- 기저위험함수(baseline hazard function)

$$\ln\left(\frac{h_{ij}}{1-h_{ij}}\right) = \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \dots + \alpha_J D_J = \sum_{j=1}^J \alpha_j D_j \quad (D_j \text{는 } j \text{를 더미코딩한 변수})$$

- 위험확률

$$h_{ij} = \frac{\exp\left(\sum_{j=1}^J \alpha_j D_j\right)}{1 + \exp\left(\sum_{j=1}^J \alpha_j D_j\right)}$$

이항 및 다항 로지스틱 분석

17

■ 이항변수 분석

● 로지스틱 회귀분석의 기초

종속변수가 이항인 경우 선형 회귀분석 적용의 문제점:

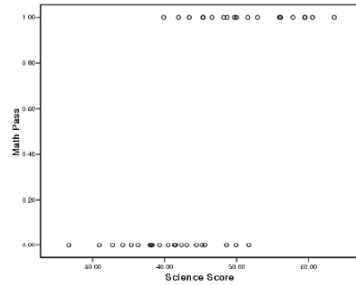
$$\hat{Y} = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_k X_k$$

이론적으로 $\hat{Y}$ 의 범위는 $-\infty$ 에서 ∞

이항인 경우 $\hat{Y}$ 의 범위는 0에서 1

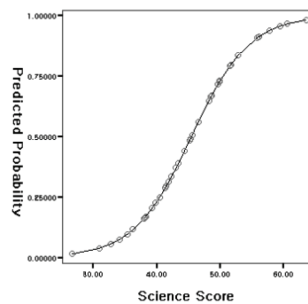
18

● 종속변수가 이항형인 경우의 산포도



이 경우에 선형회귀분석을 적용하면 독립변수와 종속변수의 관계를 제대로 설명하지 못함

● S자 곡선인 로지스틱 함수



로지스틱 함수: $E(Y|X) = p(X) = \frac{\exp(b_0 + \sum b_i X_i)}{1 + \exp(b_0 + \sum b_i X_i)}$

● 확률의 변환

확률을 로짓으로 변환

(1) 승산 (odds): $\frac{p}{1-p}$

• 확률과 승산의 관계

p	.1	.2	.3	.4	.5	.6	.7	.8	.9
$1-p$	.9	.8	.7	.6	.5	.4	.3	.2	.1
승산	.111	.25	.429	.667	1	1.5	2.33	4	9

(2) 로짓 (logit): $\ln\left(\frac{p}{1-p}\right)$

$\frac{p}{1-p}$ 에 자연로그 ($\log_{10}$ 이 아니라 $\log_e$, 여기서 $e = 2.718$)를 취하여 로짓계산

• 확률과 로짓의 관계

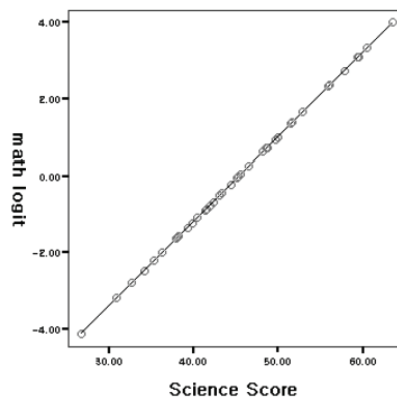
p	.1	.2	.3	.4	.5	.6	.7	.8	.9
로짓	-2.2	-1.4	-.85	-.41	0	.41	.85	1.4	2.2

- 선형과 비선형

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = b_0 + \sum bX : \text{선형, (참고: } \ln = \log_e)$$

$$p = \frac{\exp(b_0 + \sum bX)}{1 + \exp(b_0 + \sum bX)} : \text{비선형, (참고: } \exp(X) = e^X)$$

- X와 로짓의 관계



● 계수에 대한 유의성 검증

선형 회귀분석에서는 $\frac{\hat{b}}{S.E.} \sim t$, $H_0: b=0$ 이라는 영가설을 검증

로지스틱 회귀분석에서도 $Wald = (\frac{\hat{b}}{S.E.})^2 \sim \chi^2$

● 계수의 해석

- 로짓을 이용한 해석
- 확률을 이용한 해석
- 승산을 이용한 해석

독립변수 X의 로지스틱 회귀계수 b 를 $\exp(b)$ 로 변환시킨 값은 변수 X를 1증가시키면 얻어지는 종속변수의 승산의 증가 배수

$\exp(b) = \text{승산비 (odds ratio: OR)}$

- 승산비: X가 1만큼 증가한 이후와 증가하기 이전의 승산의 비율

$$OR = \frac{\frac{P_n}{1 - P_n}}{\frac{P_m}{1 - P_m}}$$

P_n 은 증가한 이후의 사건발생 확률, P_m 은 증가하기 이전의 사건발생 확률

로지스틱 회귀계수 b 를 $\exp(b)$ 로 변환시키면 이 변환된 값이 승산비의 의미

- SPSS를 이용한 이항 로지스틱 회귀분석의 예

수학시험에서 합격할 것인지 아니면 불합격할 것인지를 예측

종속변수: PASS (1=합격, 0=불합격)

독립변수: SC (자아개념),

LC (자기통제력),

SEX (1=남, 2=여),

RACE (1=아시아계 학생, 2=히스패닉계 학생, 3=흑인 학생, 4=백인 학생),

SCIENCE (과학성적)

표본크기: 600

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1(a)	science	.220	.022	102.395	1	.000	1.246
	sc	.011	.059	.033	1	.855	1.011
	lc	.143	.050	8.011	1	.005	1.154
	race			12.513	3	.006	
	race(1)	1.201	.460	6.822	1	.009	3.322
	race(2)	-.564	.363	2.411	1	.121	.569
	race(3)	-.609	.437	1.941	1	.164	.544
	gender	-.277	.234	1.408	1	.235	.758
	Constant	-12.536	1.486	71.137	1	.000	.000

a Variable(s) entered on step 1: science, sc, lc, race, gender.

■ 다항변수 분석

다항 로지스틱 분석은 이항 로지스틱 분석의 단순한 확장

$$\text{이항 로지스틱 모형은 } \ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = b_0 + b_1X_1 + b_2X_2 + \dots + b_kX_k$$

$$\text{다항 로지스틱 모형은 } \ln\left(\frac{P_J}{P_R}\right) = b_{J0} + b_{J1}X_{J1} + b_{J2}X_{J2} + \dots + b_{Jk}X_{Jk}$$

종속변수의 값이 A, B, C, D이고 D를 기준으로 설정하면 다항 로지스틱 분석은

$$A와 D를 대비시키는 식: \ln\left(\frac{P_A}{P_D}\right) = b_{A0} + b_{A1}X_{A1} + b_{A2}X_{A2} + \dots + b_{Ak}X_{Ak},$$

$$B와 D를 대비시키는 식: \ln\left(\frac{P_B}{P_D}\right) = b_{B0} + b_{B1}X_{B1} + b_{B2}X_{B2} + \dots + b_{Bk}X_{Bk},$$

$$C와 D를 대비시키는 식: \ln\left(\frac{P_C}{P_D}\right) = b_{C0} + b_{C1}X_{C1} + b_{C2}X_{C2} + \dots + b_{Ck}X_{Ck} \text{ 이 필요}$$

■ SPSS를 이용한 다항 로지스틱 회귀분석의 예

종속변수: 차종 (1=승용차, 2=스포츠카, 3=미니밴)

독립변수: 성별 (1=남, 2=여)

연령

교육수준 (교육받은 기간(년)으로 표시)

표본크기: 600

■ SPSS 결과 (Reference category=미니밴)

Parameter Estimates

car(a)		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)	
								Lower Bound	Upper Bound
승용차	Intercept	-.034	.626	.003	1	.957			
	age	.005	.006	.834	1	.361	1.005	.994	1.017
	educ	.000	.034	.000	1	.994	1.000	.936	1.068
	[sex=1]	.259	.188	1.893	1	.169	1.295	.896	1.872
	[sex=2]	0(b)	.	.	0	.	.	.	.
스포츠카	Intercept	1.498	.810	3.419	1	.064			
	age	-.043	.009	23.019	1	.000	.958	.942	.975
	educ	-.041	.045	.827	1	.363	.960	.879	1.049
	[sex=1]	.848	.244	12.087	1	.001	2.335	1.448	3.766
	[sex=2]	0(b)	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: 미니밴.
b. This parameter is set to zero because it is redundant.

비연속시간 생존분석

■ 비연속 생존분석의 2단계

- 1단계: 매 시점에 대한 위험확률을 추정하여 함수로 표현하는 단계

$$\ln\left(\frac{h_{ij}}{1-h_{ij}}\right) = \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \dots + \alpha_J D_J$$

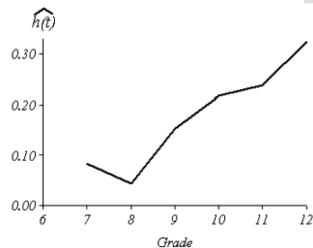
- 2단계: 위험함수에 영향을 주는 요인을 검증하는 단계

$$\ln\left(\frac{h_{ij}}{1-h_{ij}}\right) = [\alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \dots + \alpha_J D_J] + [\beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_k X_{ki}]$$

• 비연속 생존분석의 예 (Singer & Willett, 2003)

Grade			Were censored at the end of the grade	Hazard probability	
7	180	15	0	0.0833	$\hat{h}(t_7) = \frac{15}{180} = 0.0833$
8	165	7	0	0.0424	
9	158	24	0	0.1519	$\hat{h}(t_9) = \frac{24}{158} = 0.1519$
10	134	29	0	0.2164	
11	105	25	0	0.2381	
12	80	26	54	0.3250	$\hat{h}(t_{12}) = \frac{26}{80} = 0.3250$

$$\hat{h}(t_j) = \frac{n \text{ events}_j}{n \text{ at risk}_j}$$



• 자료의 형태

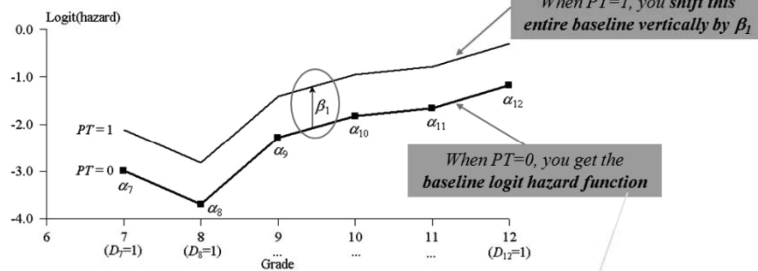
Recode PERIOD into a set of TIME indicators

ID	PERIOD	D7	D8	D9	D10	D11	D12
193	7	1	0	0	0	0	0
193	8	0	1	0	0	0	0
193	9	0	0	1	0	0	0
126	7	1	0	0	0	0	0
126	8	0	1	0	0	0	0
126	9	0	0	1	0	0	0
126	10	0	0	0	1	0	0
126	11	0	0	0	0	1	0
126	12	0	0	0	0	0	1
407	7	1	0	0	0	0	0
407	8	0	1	0	0	0	0
407	9	0	0	1	0	0	0
407	10	0	0	0	1	0	0
407	11	0	0	0	0	1	0
407	12	0	0	0	0	0	1

Constant vertical shift in logit hazard associated with variation in PT

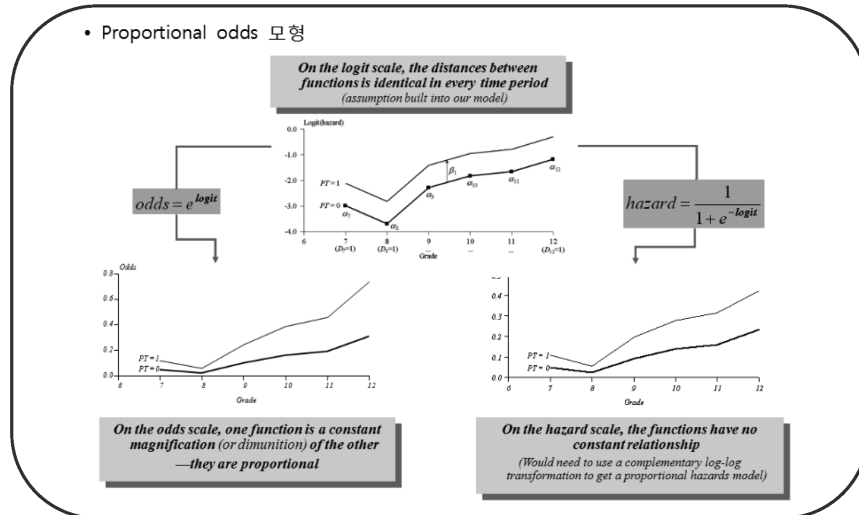
$$\text{logit } h(t_{ij}) = [\alpha_7 D_7 + \dots + \alpha_j D_j + \dots + \alpha_{12} D_{12}] + \beta_1 PT_i$$

• 독립변수 계수의 의미



$$\text{logit } h(t_{ij}) = [\alpha_7 D_7 + \dots + \alpha_j D_j + \dots + \alpha_{12} D_{12}] + \beta_1$$

• Proportional odds 모형



• 기저모형 추정

Model						Fitted hazard $\frac{1}{1 + e^{(-\hat{\alpha}_j)}}$
Parameter Estimates and Asymptotic Standard Errors		Time period	Predictor	Parameter estimate ($\hat{\alpha}_j$)	Fitted odds $e^{(\hat{\alpha}_j)}$	
D_7	-2.3979*** (0.2697)	7	D_7	-2.3979	0.0909	0.0833
D_8	-3.1167*** (0.3862)	8	D_8	-3.1167	0.0443	0.0424
D_9	-1.7198*** (0.2217)	9	D_9	-1.7198	0.1791	0.1519
D_{10}	-1.2867*** (0.2098)	10	D_{10}	-1.2867	0.2762	0.2164
D_{11}	-1.1632*** (0.2291)	11	D_{11}	-1.1632	0.3125	0.2381
D_{12}	-0.7309** (0.2387)	12	D_{12}	-0.7309	0.4815	0.3250

• 조건모형 추정

Dichotomous predictors
As in regular logistic regression, antilogging a parameter estimate yields the estimated odds-ratio associated with a 1-unit difference in the predictor:

$$e^{\hat{\beta}_{PT}} = e^{0.8736} = 2.4$$

The estimated odds of first intercourse for boys who have experienced a parenting transition are 2.4 times higher than the odds for boys who did not experience such a transition.

	Model B	Model C
D_7	-2.9943*** (0.3175)	-2.4646*** (0.2741)
D_8	-3.7001*** (0.4206)	-3.1591*** (0.3890)
D_9	-2.2811*** (0.2724)	-1.7297*** (0.2245)
D_{10}	-1.8226*** (0.2585)	-1.2851*** (0.2127)
D_{11}	-1.6542*** (0.2691)	-1.1360*** (0.2324)
D_{12}	-1.1791*** (0.2716)	-0.6421** (0.2428)
PT	0.8736*** (0.2174)	
PAS		0.4428*** (0.1140)

-p < .10; *p < .05; **p < .01; ***p < .001.

Continuous predictors
Antilogging still yields a estimated odds-ratio associated with a 1-unit difference in the predictor:

$$e^{\hat{\beta}_{PAS}} = e^{0.4428} = 1.56$$

The estimated odds of first intercourse are 1.56 times (just over 50% higher) for boys whose parents score one unit higher on this antisocial behavior index.

• PT변수의 효과

Model B		$logit \hat{h}(t_j) = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_1 PT$		$\hat{S}(t_j) = \hat{S}(t_{j-1})[1 - \hat{h}(t_j)]$						
Parameter Estimates and Asymptotic Standard Errors				Fitted value of						
		Time period		Logit hazard		Hazard		Survival		
			$\hat{\alpha}_j$	$\hat{\beta}_1$	$PT = 0$	$PT = 1$	$PT = 0$	$PT = 1$	$PT = 0$	$PT = 1$
D_7	-2.9943*** (0.3175)	7	-2.9943	0.8736	-2.9943	-2.1207	0.0477	0.1071	0.9523	0.8929
D_8	-3.7001*** (0.4206)	8	-3.7001	0.8736	-3.7001	-2.8265	0.0241	0.0559	0.9293	0.8430
D_9	-2.2811*** (0.2724)	9	-2.2811	0.8736	-2.2811	-1.4075	0.0927	0.1966	0.8432	0.6772
D_{10}	-1.8226*** (0.2585)	10	-1.8226	0.8736	-1.8226	-0.9490	0.1391	0.2791	0.7259	0.4882
D_{11}	-1.6542*** (0.2691)	11	-1.6542	0.8736	-1.6542	-0.7806	0.1605	0.3142	0.6094	0.3348
D_{12}	-1.1791*** (0.2716)	12	-1.1791	0.8736	-1.1791	-0.3055	0.2352	0.4242	0.4660	0.1928
PT	0.8736*** (0.2174)									
PAS										

-p < .10; *p < .05; **p < .01; ***p < .001.

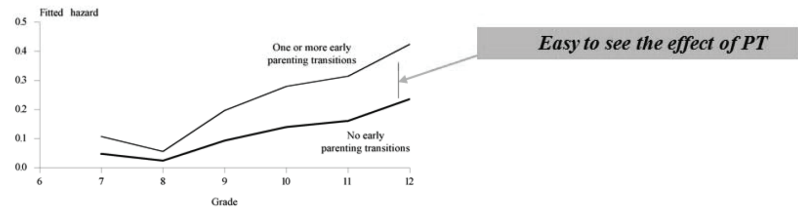
-p < .10; *p < .05; **p < .01; ***p < .001.

$$\text{logit } \hat{h}(t_j) = \hat{\alpha}_j + \hat{\beta}_1 PT$$

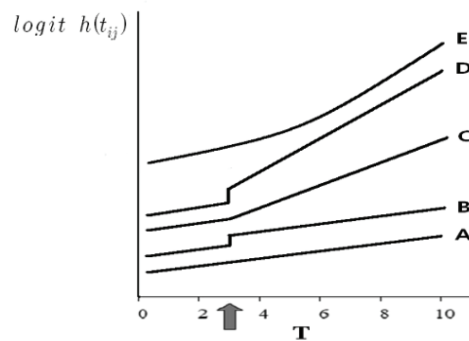
$$\hat{S}(t_j) = \hat{S}(t_{j-1})[1 - \hat{h}(t_j)]$$

$$\hat{h}(t_j) = \frac{1}{1 + e^{-\text{logit } \hat{h}(t_j)}}$$

- PT에 따른 위험함수



- 기저모형의 위험함수형태에 따른 다양한 함수적용 (홍세희, 노연경, 2010)

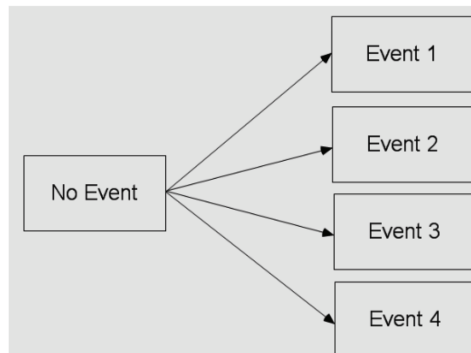


■ 함수형태

- 선형함수: $\text{logit } h(t_j) = \alpha_0 + \alpha_1 T$
- 특정시점부터 절편만 다른 함수: $\text{logit } h(t_j) = \alpha_0 + \alpha_1 T + d_0 D$
- 특정시점부터 기울기만 다른 함수: $\text{logit } h(t_j) = \alpha_0 + \alpha_1 T_1 + \alpha_2 T_2$
- 특정시점부터 절편, 기울기가 다른 함수: $\text{logit } h(t_j) = \alpha_0 + \alpha_1 T_1 + \alpha_2 T_2 + d_0 D$
- 이차함수: $\text{logit } h(t_j) = \alpha_0 + \alpha_1 T + \alpha_2 T^2$

■ 경쟁위험(competing risk) 모형

사건의 종류가 다양하므로 다항 로짓분석 적용



비연속시간 생존분석의 실제 분석 예

47

▪ 최초 폭력발생시점

연령(시점)	빈도(명)	n	비율(%)
8 (1)	1	1572	0.1
9 (2)	2	1571	0.1
10 (3)	1	1569	0.1
11 (4)	1	1568	0.1
12 (5)	1	1567	0.1
13 (6)	2	1566	0.1
14 (7)	12	1564	0.8
15 (8)	14	1552	0.9
16 (9)	20	1538	1.3
17 (10)	30	1518	2.0
	총: 84		

48

▪ 기저모형

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	936.949 ^a	.735	.979

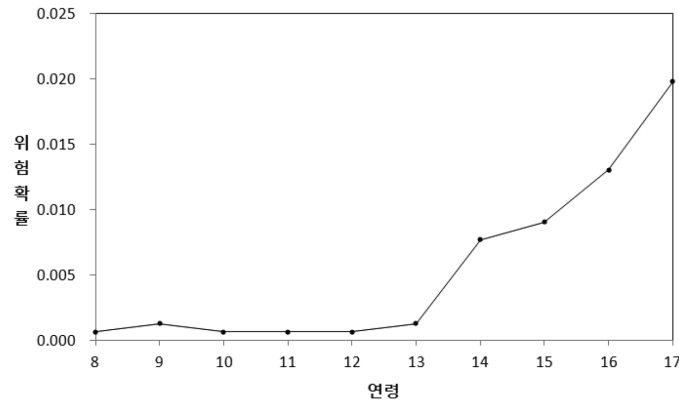
a. Estimation terminated at iteration number 10 because parameter estimates changed by less than .001.

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step1 ^a	d1	-7.359	1.000	54.127	1	.000	.001
	d2	-6.665	.708	88.733	1	.000	.001
	d3	-7.358	1.000	54.099	1	.000	.001
	d4	-7.357	1.000	54.090	1	.000	.001
	d5	-7.356	1.000	54.080	1	.000	.001
	d6	-6.662	.708	88.647	1	.000	.001
	d7	-4.862	.290	281.538	1	.000	.008
	d8	-4.699	.268	306.363	1	.000	.009
	d9	-4.329	.225	370.002	1	.000	.013
	d10	-3.904	.184	448.198	1	.000	.020

a. Variable(s) entered on step 1: d1, d2, d3, d4, d5, d6, d7, d8, d9, d10.

• 기저모형의 위험함수



▪ 조건모형

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1 ^a	d1	-8.006	1.010	62.859	1	.000	.000
	d2	-7.310	.721	102.871	1	.000	.001
	d3	-8.003	1.010	62.810	1	.000	.000
	d4	-8.002	1.010	62.807	1	.000	.000
	d5	-8.001	1.010	62.785	1	.000	.000
	d6	-7.305	.721	102.726	1	.000	.001
	d7	-5.488	.318	297.413	1	.000	.004
	d8	-5.310	.298	317.600	1	.000	.005
	d9	-4.914	.257	364.997	1	.000	.007
	d10	-4.443	.218	415.506	1	.000	.012
	공격성C	1.165	.169	47.714	1	.000	3.207
	자기통제력C	-.154	.178	.751	1	.386	.857
	결손가정여부	.646	.435	2.201	1	.138	1.908
	부모학대C	.297	.116	6.579	1	.010	1.346
	친구매정C	.318	.183	3.006	1	.083	1.374
	비행친구수	.075	.027	7.653	1	.006	1.078

a. Variable(s) entered on step 1: d1, d2, d3, d4, d5, d6, d7, d8, d9, d10, 공격성C, 자기통제력C, 결손가정여부, 부모학대C, 친구매정C, 비행친구수.

- 기저모형의 위험함수형태에 따른 다양한 함수적용 (8세를 시점 0으로 간주)

- 선형함수

$$\text{logit } h(t_j) = \alpha_0 + \alpha_1 T$$

$$T = [0, 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9]$$

- 14세 부터 절편만 다른 함수

$$\text{logit } h(t_j) = \alpha_0 + \alpha_1 T + d_0 D$$

$$T = [0, 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9]$$

$$D = [0, 0, 0, 0, 0, 0, 1, 1, 1, 1]$$

- 14세 부터 기울기만 다른 함수

$$\text{logit } h(t_j) = \alpha_0 + \alpha_1 T_1 + \alpha_2 T_2$$

$$T_1 = [0, 1, 2, 3, 4, 5, 5, 5, 5, 5], T_2 = [0, 0, 0, 0, 0, 0, 1, 2, 3, 4]$$

- 14세 부터 절편, 기울기가 다른 함수

$$\text{logit } h(t_j) = \alpha_0 + \alpha_1 T_1 + \alpha_2 T_2 + d_0 D$$

$$T_1 = [0, 1, 2, 3, 4, 5, 5, 5, 5, 5], T_2 = [0, 0, 0, 0, 0, 0, 1, 2, 3, 4]$$

$$D = [0, 0, 0, 0, 0, 0, 1, 1, 1, 1]$$

- 이차함수

$$\text{logit } h(t_j) = \alpha_0 + \alpha_1 T + \alpha_2 T^2$$

• 모형 1: 선형함수

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	945.647 ^a	.006	.098

a. Estimation terminated at iteration number 10 because parameter estimates changed by less than .001.

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step1 ^a	T	.470	.058	65.846	1	.000	1.600
	Constant	-8.099	.442	336.369	1	.000	.000

a. Variable(s) entered on step 1: T.

• 모형 2: 특정시점부터 절편만 다른 함수

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	939.703a	.007	.104

a. Estimation terminated at iteration number 10 because parameter estimates changed by less than .001.

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step1a	T	.280	.096	8.499	1	.004	1.323
	D	1.353	.573	5.568	1	.018	3.869
	Constant	-7.880	.473	277.245	1	.000	.000

a. Variable(s) entered on step 1: T, D.

- 모형 3: 특정시점부터 기울기만 다른 함수

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	945.535a	.006	.098

a. Estimation terminated at iteration number 10 because parameter estimates changed by less than .001.

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step1a	T1	.510	.133	14.599	1	.000	1.665
	T2	.441	.106	17.353	1	.000	1.554
	Constant	-8.271	.695	141.621	1	.000	.000

a. Variable(s) entered on step 1: T1, T2.

- 모형 4: 특정시점부터 절편, 기울기가 다른 함수

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	938.134a	.007	.105

a. Estimation terminated at iteration number 10 because parameter estimates changed by less than .001.

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step1a	T1	.044	.207	.044	1	.833	1.045
	T2	.340	.108	9.895	1	.002	1.404
	D	1.960	.819	5.731	1	.017	7.099
	Constant	-7.182	.649	122.323	1	.000	.001

a. Variable(s) entered on step 1: T1, T2, D.

모형 5: 이차함수

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	945.479a	.006	.098

a. Estimation terminated at iteration number 10 because parameter estimates changed by less than .001.

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1a	T	.362	.265	1.866	1	.172	1.436
	T제곱	.009	.022	.172	1	.678	1.009
	Constant	-7.828	.766	104.326	1	.000	.000

a. Variable(s) entered on step 1: T, T제곱.

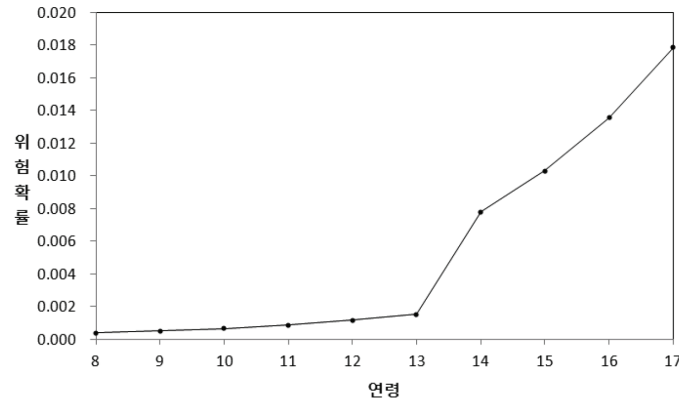
모형비교

모형	모수의 수 (q)	-2LL	AIC	BIC (1572)
기저모형	10	936.949	956.949	1010.550
모형1	2	945.647	949.647	960.367
모형2	3	939.703	945.703	961.783
모형3	3	945.535	951.535	967.615
모형4	4	938.134	946.134	967.575
모형5	3	945.479	951.479	967.560

$$AIC = -2LL + 2q$$

$$BIC = -2LL + (\ln N)(q)$$

■ 모형 2의 위험함수



■ 조건모형

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1a	T	.302	.098	9.619	1	.002	1.353
	D	1.313	.574	5.229	1	.022	3.717
	공격성C	1.161	.168	47.583	1	.000	3.192
	자기통제력C	-.155	.177	.760	1	.383	.857
	결손가정여부	.644	.435	2.193	1	.139	1.905
	부모학대C	.296	.116	6.562	1	.010	1.345
	친구애정C	.317	.183	2.989	1	.084	1.372
	비행친구수	.075	.027	7.605	1	.006	1.078
Constant		-8.594	.501	294.198	1	.000	.000

a. Variable(s) entered on step 1: T, D, 공격성C, 자기통제력C, 결손가정여부, 부모학대C, 친구애정C, 비행친구수.

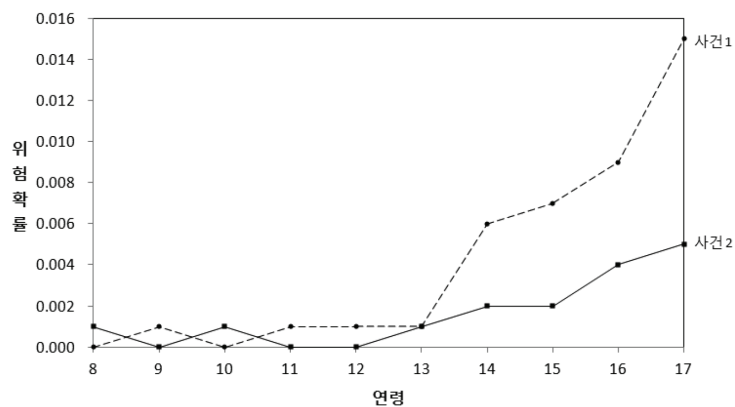
■ 경쟁위험(competing risk) 모형: 분석 예

Parameter Estimates								
event ^a	B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)	
							Lower Bound	Upper Bound
1	d1	-.26,148	.000	.	1	.000	.000	.000
	d2	-.6,665	.708	88,733	1	.000	.001	.005
	d3	-.26,148	.000	.	1	.000	.000	.000
	d4	-.7,357	1,000	54,090	1	.000	.001	.005
	d5	-.7,356	1,000	54,080	1	.000	.001	.005
	d6	-.7,355	1,000	54,061	1	.000	.001	.005
	d7	-.5,150	.334	237,333	1	.000	.006	.011
	d8	-.4,940	.303	266,570	1	.000	.007	.013
	d9	-.4,686	.268	304,623	1	.000	.009	.016
	d10	-.4,170	.210	393,799	1	.000	.015	.023
2	d1	-.7,359	1,000	54,127	1	.000	.001	.005
	d2	-.26,144	.000	.	1	.000	.000	.000
	d3	-.7,358	1,000	54,099	1	.000	.001	.005
	d4	-.26,148	.000	.	1	.000	.000	.000
	d5	-.26,148	.000	.	1	.000	.000	.000
	d6	-.7,355	1,000	54,061	1	.000	.001	.005
	d7	-.6,249	.578	116,912	1	.000	.002	.006
	d8	-.6,240	.578	116,571	1	.000	.002	.006
	d9	-.5,533	.409	182,987	1	.000	.004	.009
	d10	-.5,359	.379	200,112	1	.000	.005	.010

a. The reference category is: 0.

무사건: 0, 사건 1, 2

• 경쟁위험 모형 그래프



• 조건모형

Parameter Estimates								
event ^a	B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)	
							Lower Bound	Upper Bound
1								
d1	-26.997	.000	.	1	.	.000	.000	.000
d2	-7.733	.739	109.557	1	.000	.000	.000	.002
d3	-26.996	.000	.	1	.	.000	.000	.000
d4	-8.429	1.023	67.880	1	.000	.000	.000	.002
d5	-8.427	1.023	67.854	1	.000	.000	.000	.002
d6	-8.426	1.023	67.835	1	.000	.000	.000	.002
d7	-6.182	.390	251.212	1	.000	.002	.001	.004
d8	-5.947	.361	271.557	1	.000	.003	.001	.005
d9	-5.642	.327	296.960	1	.000	.004	.002	.007
d10	-5.050	.271	346.065	1	.000	.006	.004	.011
공격성C	1.733	.191	82.338	1	.000	5.658	3.891	8.227
자기통제력C	.080	.193	.174	1	.677	1.084	.742	1.582
결손가정여부	.471	.608	.601	1	.438	1.602	.487	5.273
부모학대C	.267	.133	4.026	1	.045	1.305	1.006	1.694
친구매정C	.435	.227	3.653	1	.056	1.544	.989	2.411
비행친구수	.084	.032	7.119	1	.008	1.088	1.023	1.158

2								
d1	-7.797	1.022	58.246	1	.000	.000	.000	.003
d2	-26.523	.000	.	1	.	.000	.000	.000
d3	-7.795	1.022	58.212	1	.000	.000	.000	.003
d4	-26.527	.000	.	1	.	.000	.000	.000
d5	-26.527	.000	.	1	.	.000	.000	.000
d6	-7.794	1.022	58.185	1	.000	.000	.000	.003
d7	-6.685	.614	118.636	1	.000	.001	.000	.004
d8	-6.676	.614	118.276	1	.000	.001	.000	.004
d9	-5.967	.458	170.028	1	.000	.003	.001	.006
d10	-5.786	.429	181.499	1	.000	.003	.001	.007
공격성C	-.767	.342	5.035	1	.025	.465	.238	.908
자기통제력C	-.944	.355	7.072	1	.008	.389	.194	.780
결손가정여부	1.082	.626	2.986	1	.084	2.950	.865	10.060
부모학대C	.454	.238	3.632	1	.057	1.575	.987	2.513
친구매정C	-.044	.301	.021	1	.884	.957	.530	1.727
비행친구수	.034	.065	.281	1	.596	1.035	.911	1.176

a. The reference category is: 0.

구조방정식 모형을 적용한 비연속시간 생존분석

67

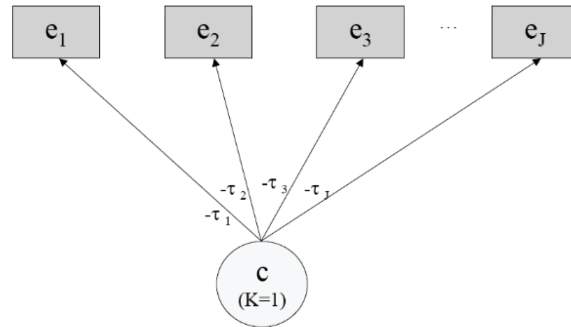
■ 비연속시간 생존분석

$$\text{logit } h(j) = \log\left(\frac{h(j)}{1-h(j)}\right) = -\tau_j$$

$$h(j) = \frac{1}{1 + \exp(\tau_j)}$$

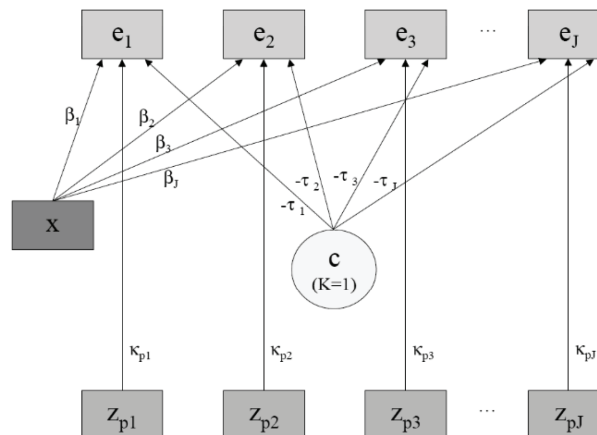
68

■ 비구조화 모형 (Muthen & Masyn, 2003 경로도)

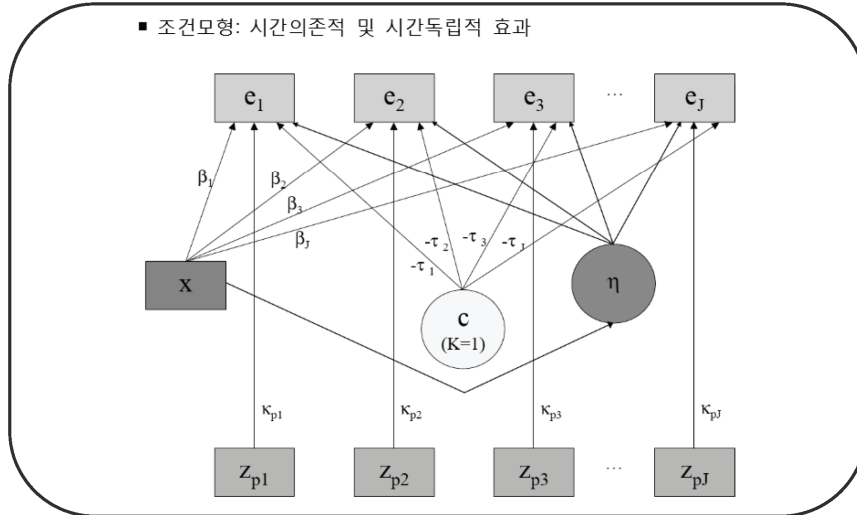


$$\hat{h}(j) = \hat{P}(E_j = 1)$$

■ 조건모형: 시간의존적 효과



■ 조건모형: 시간의존적 및 시간독립적 효과



■ 위험함수의 모형화

특정함수를 따르는 구조화된 모형을 위해서는 η_0 , η_1 , η_2 등을 도입하여 선형모형, 이차함수 모형, 분할함수 모형 등을 개발

■ 구조방정식 모형을 적용한 생존분석 예

• 기저모형

SUMMARY OF ANALYSIS

Observed dependent variables

Binary and ordered categorical (ordinal)

E1	E2	E3	E4	E5	E6
E7	E8	E9	E10		

Categorical latent variables

C

Estimator

MLR

Link

LOGIT

UNIVARIATE PROPORTIONS AND COUNTS FOR CATEGORICAL VARIABLES

E1

Category 1	0.999	1571.000
Category 2	0.001	1.000

E2

Category 1	0.999	1569.000
Category 2	0.001	2.000

E3

Category 1	0.999	1568.000
Category 2	0.001	1.000

E4

Category 1	0.999	1567.000
Category 2	0.001	1.000
E5		
Category 1	0.999	1566.000
Category 2	0.001	1.000
E6		
Category 1	0.999	1564.000
Category 2	0.001	2.000
E7		
Category 1	0.992	1552.000
Category 2	0.008	12.000
E8		
Category 1	0.991	1538.000
Category 2	0.009	14.000
E9		

Category 1	0.987	1518.000
Category 2	0.013	20.000
E10		
Category 1	0.980	1488.000
Category 2	0.020	30.000

TESTS OF MODEL FIT

Loglikelihood

H0 Value -468.475

H0 Scaling Correction Factor 1.000
for MLR

Information Criteria

Number of Free Parameters 10

Akaike (AIC) 956.949

Bayesian (BIC) 1010.550

Sample-Size Adjusted BIC 978.782

(n* = (n + 2) / 24)

MODEL RESULTS

	Estimate	S.E.	Est./S.E.	Two-Tailed P-Value
Latent Class 1				
Thresholds				
E1\$1	7.359	1.000	7.357	0.000
E2\$1	6.665	0.708	9.420	0.000
E3\$1	7.358	1.000	7.355	0.000
E4\$1	7.357	1.000	7.355	0.000
E5\$1	7.356	1.000	7.354	0.000
E6\$1	6.662	0.708	9.415	0.000
E7\$1	4.862	0.290	16.779	0.000
E8\$1	4.699	0.268	17.503	0.000
E9\$1	4.329	0.225	19.235	0.000
E10\$1	3.904	0.184	21.171	0.000

RESULTS IN PROBABILITY SCALE

Latent Class 1

E1

Category 1	0.999	0.001	1571.500	0.000
Category 2	0.001	0.001	1.000	0.317

E2

Category 1	0.999	0.001	1110.157	0.000
Category 2	0.001	0.001	1.415	0.157

E3

Category 1	0.999	0.001	1568.500	0.000
Category 2	0.001	0.001	1.000	0.317

E4

Category 1	0.999	0.001	1567.500	0.000
Category 2	0.001	0.001	1.000	0.317

E5

Category 1	0.999	0.001	1566.500	0.000
Category 2	0.001	0.001	1.000	0.317

E6

Category 1	0.999	0.001	1106.622	0.000
Category 2	0.001	0.001	1.415	0.157

E7

Category 1	0.992	0.002	449.753	0.000
Category 2	0.008	0.002	3.477	0.001

E8

Category 1	0.991	0.002	412.914	0.000
Category 2	0.009	0.002	3.759	0.000

E9

Category 1	0.987	0.003	341.664	0.000
Category 2	0.013	0.003	4.502	0.000

E10

Category 1	0.980	0.004	274.395	0.000
Category 2	0.020	0.004	5.532	0.000

• 선형모형

TESTS OF MODEL FIT

Loglikelihood

H0 Value	-472.823
H0 Scaling Correction Factor for MLR	1.031

Information Criteria

Number of Free Parameters	2
Akaike (AIC)	949.647
Bayesian (BIC)	960.367
Sample-Size Adjusted BIC	954.013
$(n^* = (n + 2) / 24)$	

Means				
S	0.470	0.060	7.874	0.000
Thresholds				
E	8.099	0.454	17.832	0.000

- 특정시점에서 절편이 다른 모형

TESTS OF MODEL FIT

Loglikelihood

H0 Value	-469.851
H0 Scaling Correction Factor for MLR	1.034

Information Criteria

Number of Free Parameters	3
Akaike (AIC)	945.703
Bayesian (BIC)	961.783
Sample-Size Adjusted BIC	952.253
$(n^* = (n + 2) / 24)$	

Means

S1	0.280	0.101	2.776	0.005
----	-------	-------	-------	-------

Thresholds

E1-E6	7.880	0.523	15.061	0.000
-------	-------	-------	--------	-------

E7-E10	6.527	0.791	8.255	0.000
--------	-------	-------	-------	-------

■ 다른 절편효과에 대한 검증: 내재모형 비교

모형 1: 선형모형

모형 2: 다른 절편모형

• 교정된 χ^2 검증

$$\chi^2 = \frac{-2(L_0 - L_1)}{c_d} = \frac{-2(-472.823 - (-469.851))}{1.04} = 5.715$$

$$c_d = \frac{(q_0)(c_0) - (q_1)(c_1)}{q_0 - q_1} = \frac{(2)(1.031) - (3)(1.034)}{2 - 3} = 1.04$$

• 조건모형

TESTS OF MODEL FIT

Loglikelihood

H0 Value	-406.523
H0 Scaling Correction Factor for MLR	0.991

Information Criteria

Number of Free Parameters	9
Akaike (AIC)	831.046
Bayesian (BIC)	879.044
Sample-Size Adjusted BIC	850.453
$(n^* = (n + 2) / 24)$	

F	ON				
XC1		1.214	0.171	7.096	0.000
XC2		-0.157	0.184	-0.850	0.395
XC3		0.471	0.488	0.965	0.334
XC4		0.295	0.118	2.499	0.012
XC5		0.294	0.182	1.614	0.107
XC6		0.075	0.025	3.001	0.003

독립변수: 공격성, 자기통제력, 결혼가정여부, 부모학대, 친구애정, 비행친구 수

다양한 확장모형

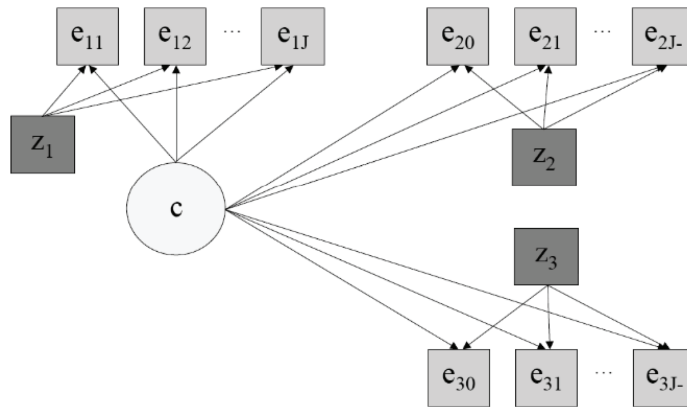
89

■ 재발모형 (Recurrent, Multiple-Spell models)

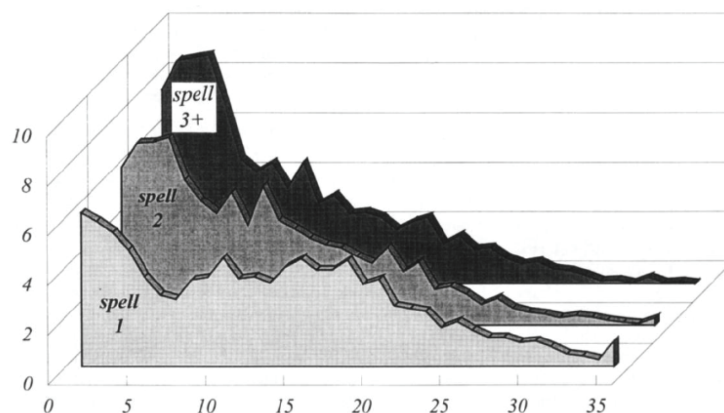


90

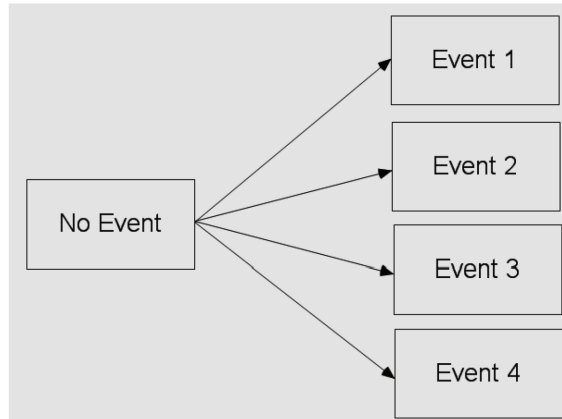
• 재발모형



• 재발모형의 위험함수 예

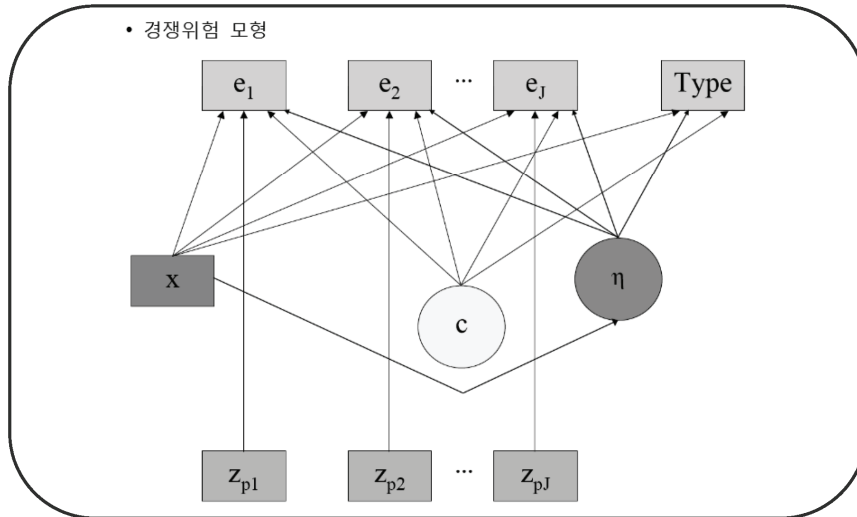


■ 경쟁위험(Competing risk) 모형

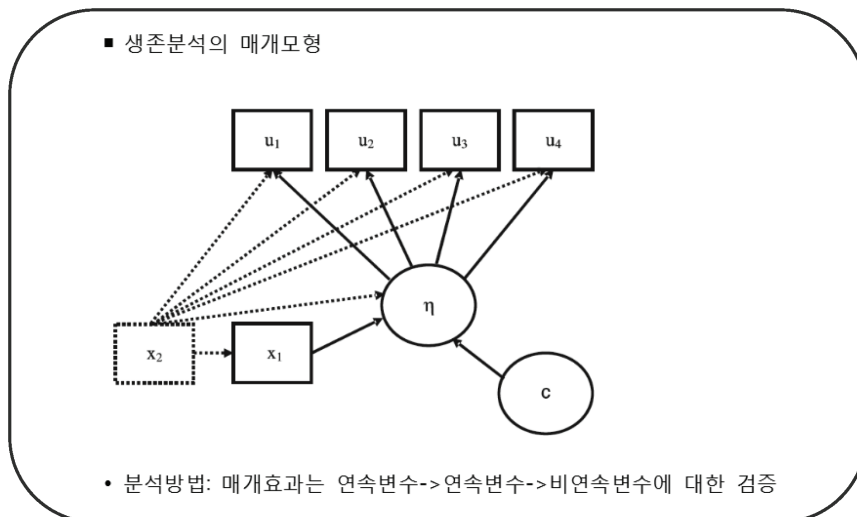


- 병렬과정 방법 (parallel process approach)
- 조건적 방법 (conditional approach)

• 경쟁위험 모형



■ 생존분석의 매개모형



• 분석방법: 매개효과는 연속변수→연속변수→비연속변수에 대한 검증

■ 비관찰 이질성 (Unobserved Heterogeneity, Frailty)

$$\text{logit } h_i(j) = -\tau_j + \beta_j x_i + \kappa_j z_{ij} + \varepsilon_i$$

- 비관찰 이질성을 무시하는 경우 발생하는 문제

기저 위험확률 과소추정

시간독립적 변수효과 과소추정

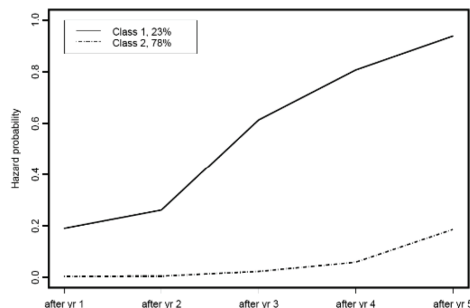
시간의존적 효과로 허위효과 추정가능성

- 혼합모형의 적용

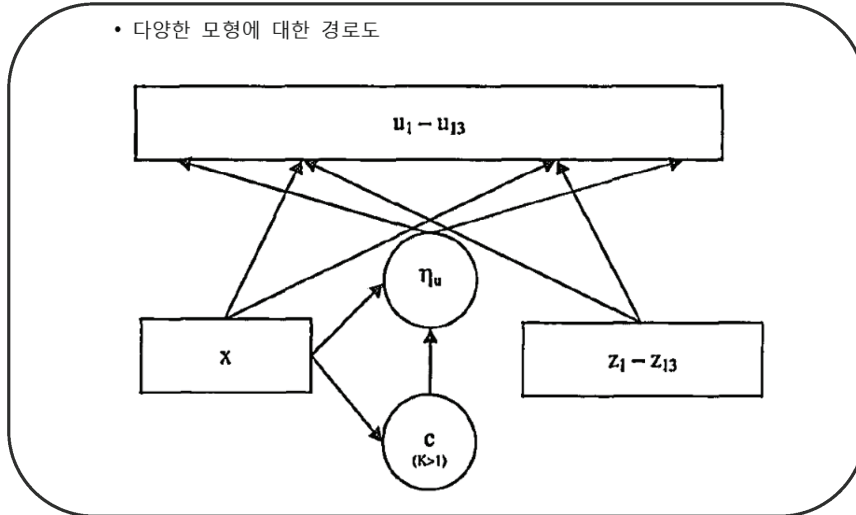
■ 생존분석에 혼합모형의 적용

이질적인 위험함수를 보이는 잠재계층 추정

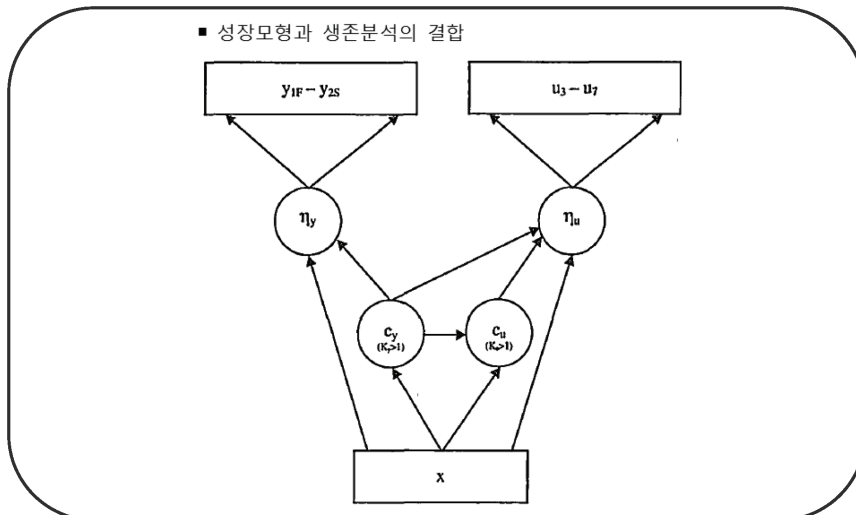
2개의 잠재계층 추정 예



- 다양한 모형에 대한 경로도



- 성장모형과 생존분석의 결합



■ 다층 생존분석

- 일반적인 다층분석 (개인효과와 집단효과 사이의 교차상호작용)

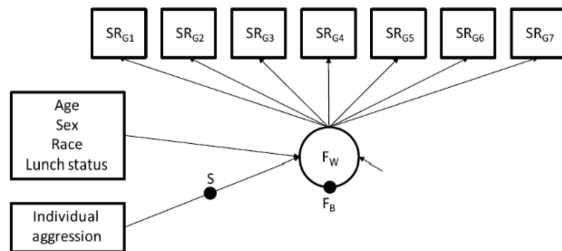
1수준 모형: $Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{ij} + r_{ij}$

2수준 모형: $\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}W_j + u_{0j}$, $\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}W_j + u_{1j}$

• 2수준 생존분석

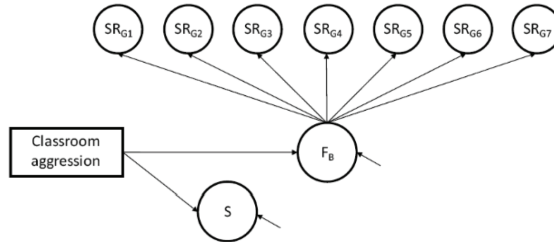
1수준 모형

Level 1: Student level
(within classrooms)



2수준 모형

Level 2: Classroom level
(between classrooms)



■ 구조방정식 모형을 적용한 생존분석 예

• 비구조화 모형에 대한 2 잠재계층 모형

TESTS OF MODEL FIT

Loglikelihood

H0 Value	-468.475
H0 Scaling Correction Factor for MLR	0.476

Information Criteria

Number of Free Parameters	21
Akaike (AIC)	978.949
Bayesian (BIC)	1091.511

FINAL CLASS COUNTS AND PROPORTIONS FOR THE LATENT CLASSES
BASED ON THE ESTIMATED MODEL

Latent Classes		
1	46.51717	0.02959
2	1525.48283	0.97041

FINAL CLASS COUNTS AND PROPORTIONS FOR THE LATENT CLASS PATTERNS
BASED ON ESTIMATED POSTERIOR PROBABILITIES

Latent Classes		
1	46.51717	0.02959
2	1525.48283	0.97041

CLASSIFICATION QUALITY

Entropy	0.866
---------	-------

CLASSIFICATION OF INDIVIDUALS BASED ON THEIR MOST LIKELY LATENT CLASS MEMBERSHIP

Class Counts and Proportions

Latent Classes		
1	29	0.01845
2	1543	0.98155

Average Latent Class Probabilities for Most Likely Latent Class Membership (Row)
by Latent Class (Column)

	1	2
1	0.710	0.290
2	0.017	0.983

MODEL RESULTS

	Estimate	S.E.	Est./S.E.	Two-Tailed P-Value
Latent Class 1				
Thresholds				
E1\$1	4.106	1.348	3.046	0.002
E2\$1	3.106	0.753	4.124	0.000
E3\$1	7.943	64.311	0.124	0.902
E4\$1	8.899	167.287	0.053	0.958
E5\$1	12.999	10094.355	0.001	0.999
E6\$1	4.966	4.696	1.058	0.290
E7\$1	1.792	0.652	2.747	0.006
E8\$1	0.787	0.495	1.591	0.112
E9\$1	5.082	28.305	0.180	0.858
E10\$1	4.750	25.062	0.190	0.850

Latent Class 2

Thresholds				
E1\$1	8.732	0.000	999.000	999.000
E2\$1	10.577	0.000	999.000	999.000
E3\$1	7.345	0.000	999.000	999.000
E4\$1	7.335	0.000	999.000	999.000
E5\$1	7.328	0.000	999.000	999.000
E6\$1	6.798	0.000	999.000	999.000
E7\$1	5.567	0.000	999.000	999.000
E8\$1	6.471	0.000	999.000	999.000
E9\$1	4.320	0.000	999.000	999.000
E10\$1	3.894	0.000	999.000	999.000

RESULTS IN PROBABILITY SCALE

Latent Class 1

E1

Category 1	0.984	0.021	45.778	0.000
Category 2	0.016	0.021	0.754	0.451

E2

Category 1	0.957	0.031	30.979	0.000
Category 2	0.043	0.031	1.387	0.165

E3

Category 1	1.000	0.023	43.801	0.000
Category 2	0.000	0.023	0.016	0.988

E4

Category 1	1.000	0.023	43.795	0.000
Category 2	0.000	0.023	0.006	0.995

E5

Category 1	1.000	0.023	43.795	0.000
Category 2	0.000	0.023	0.000	1.000

E6

Category 1	0.993	0.032	30.761	0.000
Category 2	0.007	0.032	0.214	0.830

E7

Category 1	0.857	0.080	10.734	0.000
Category 2	0.143	0.080	1.789	0.074

E8

Category 1	0.687	0.106	6.463	0.000
Category 2	0.313	0.106	2.943	0.003

E9

Category 1	0.994	0.174	5.728	0.000
Category 2	0.006	0.174	0.036	0.972

E10

Category 1	0.991	0.213	4.652	0.000
Category 2	0.009	0.213	0.040	0.968
Latent Class 2				
E1				
Category 1	1.000	0.000	0.000	1.000
Category 2	0.000	0.000	0.000	1.000
E2				
Category 1	1.000	0.000	0.000	1.000
Category 2	0.000	0.000	0.000	1.000
E3				
Category 1	0.999	0.000	0.000	1.000
Category 2	0.001	0.000	0.000	1.000
E4				
Category 1	0.999	0.000	0.000	1.000

Category 2	0.001	0.000	0.000	1.000
E5				
Category 1	0.999	0.000	0.000	1.000
Category 2	0.001	0.000	0.000	1.000
E6				
Category 1	0.999	0.000	0.000	1.000
Category 2	0.001	0.000	0.000	1.000
E7				
Category 1	0.996	0.000	0.000	1.000
Category 2	0.004	0.000	0.000	1.000
E8				
Category 1	0.998	0.000	0.000	1.000
Category 2	0.002	0.000	0.000	1.000
E9				
Category 1	0.987	0.000	0.000	1.000

Category 2	0.013	0.000	0.000	1.000
E10				
Category 1	0.980	0.000	0.000	1.000
Category 2	0.020	0.000	0.000	1.000

• 장기 생존자 추정모형

TESTS OF MODEL FIT

Loglikelihood

H0 Value	-392.570
H0 Scaling Correction Factor for MLR	0.995

Information Criteria

Number of Free Parameters	17
Akaike (AIC)	819.141
Bayesian (BIC)	909.802
Sample-Size Adjusted BIC	855.797
$(n^* = (n + 2) / 24)$	

FINAL CLASS COUNTS AND PROPORTIONS FOR THE LATENT CLASSES
BASED ON THE ESTIMATED MODEL

Latent Classes		
1	254.36047	0.16625
2	1275.63953	0.83375

FINAL CLASS COUNTS AND PROPORTIONS FOR THE LATENT CLASS PATTERNS
BASED ON ESTIMATED POSTERIOR PROBABILITIES

Latent Classes		
1	254.36033	0.16625
2	1275.63967	0.83375

CLASSIFICATION QUALITY

Entropy	0.680
---------	-------

CLASSIFICATION OF INDIVIDUALS BASED ON THEIR MOST LIKELY LATENT CLASS MEMBERSHIP
Class Counts and Proportions

Latent Classes		
1	169	0.11046
2	1361	0.88954

Average Latent Class Probabilities for Most Likely Latent Class Membership (Row)
by Latent Class (Column)

	1	2
1	0.873	0.127
2	0.078	0.922

RESULTS IN PROBABILITY SCALE

Latent Class 1

E1

Category 1	0.996	0.004	246.393	0.000
Category 2	0.004	0.004	0.972	0.331

E2

Category 1	0.992	0.006	172.501	0.000
Category 2	0.008	0.006	1.373	0.170

E3

Category 1	0.996	0.004	242.366	0.000
Category 2	0.004	0.004	0.968	0.333

E4

Category 1	0.996	0.004	246.456	0.000
Category 2	0.004	0.004	0.988	0.323

E5

Category 1	0.996	0.004	248.412	0.000
Category 2	0.004	0.004	1.000	0.317

E6

Category 1	0.992	0.006	168.027	0.000
Category 2	0.008	0.006	1.364	0.173

E7

Category 1	0.955	0.016	59.061	0.000
Category 2	0.045	0.016	2.760	0.006

E8

Category 1	0.945	0.020	48.076	0.000
Category 2	0.055	0.020	2.811	0.005

E9

Category 1	0.910	0.030	30.036	0.000
Category 2	0.090	0.030	2.969	0.003

E10					
Category 1	0.852	0.049	17.393	0.000	
Category 2	0.148	0.049	3.027	0.002	
Latent Class 2					
E1					
Category 1	1.000	0.000	0.000	1.000	
Category 2	0.000	0.000	0.000	1.000	
E2					
Category 1	1.000	0.000	0.000	1.000	
Category 2	0.000	0.000	0.000	1.000	
E3					
Category 1	1.000	0.000	0.000	1.000	
Category 2	0.000	0.000	0.000	1.000	
E4					

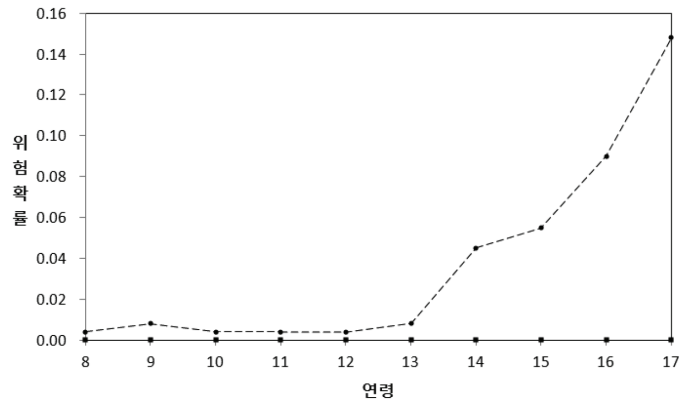
Category 1	1.000	0.000	0.000	1.000	
Category 2	0.000	0.000	0.000	1.000	
E5					
Category 1	1.000	0.000	0.000	1.000	
Category 2	0.000	0.000	0.000	1.000	
E6					
Category 1	1.000	0.000	0.000	1.000	
Category 2	0.000	0.000	0.000	1.000	
E7					
Category 1	1.000	0.000	0.000	1.000	
Category 2	0.000	0.000	0.000	1.000	
E8					
Category 1	1.000	0.000	0.000	1.000	
Category 2	0.000	0.000	0.000	1.000	
E9					

Category 1	1.000	0.000	0.000	1.000
Category 2	0.000	0.000	0.000	1.000
E10				
Category 1	1.000	0.000	0.000	1.000
Category 2	0.000	0.000	0.000	1.000

Categorical Latent Variables

C#1	ON				
XC1		2.047	0.422	4.849	0.000
XC2		-0.408	0.345	-1.182	0.237
XC3		0.405	0.630	0.642	0.521
XC4		0.698	0.248	2.812	0.005
XC5		0.230	0.290	0.793	0.428
XC6		0.525	0.147	3.586	0.000

- 조건모형을 이용한 장기 생존자 추정 그래프



세미나자료집 13-S23

**2013년 한국아동·청소년 패널
제1차 콜로키움 자료집 데이터분석방법론 사건사 분석**

인 쇄 2013년 6월 19일

발 행 2013년 6월 20일

발행처 한국청소년정책연구원
서울특별시 서초구 태봉로 114

발행인 이 재 연

등 록 1993. 10. 23 제 21-500호

인쇄처 문영사 전화 02)2263-5087 대표 김희자

사전 승인없이 보고서 내용의 무단전재·복제를 금함.
구독문의 : (02) 2188-8844(연구기획·대외협력팀)