



- □ 제 14강. 경시적자료 LMM 변량계수모형
  - □ 경시적 자료
  - 2 LMM: 경시적 자료의 특성 탐색
  - 3 LMM : 경시적 자료의 분석모형 구축
  - 4 LMM : 경시적 자료 모형적합 결과 해석
  - 5 LMM : 모형진단

# **宣言개요 및 목표**

이번 강의에서는 경시적자료를 분석하는 LMM 변량계수모형을 예제자료 중심으로 소개합니다.

- 길 경시적 자료의 통계적 특성을 이해하고 해당 자료에 적합한 LMM 분석모형을 제시할 수 있다.
- <sup>2</sup> 경시적 자료에 LMM을 올바르게 적합시키고 분석결과를 해석할 수 있다.



### 1. 예제자료

- □ 자폐아 자료(Anderson et al., 2009)
- > 연구 목적
  - 자폐아에서 초기 소통능력이 성장하면서 사회화정도에 어떻게 영향을 주는가?
- > 자료 수집
  - 자폐(ASD: Autism Spectrum Disorder)
     또는 전반적발달장애(PDD: Pervasive Developmental Disorder)가 있는 158명의 어린 아이를 관찰한 연구
  - 각 어린이는 두 살 때 소통발달정도 (1=low, 2=medium, 3=high)을 측정
  - 2, 3, 5, 9, 13**세 때에 사회화의 정도를 관측**

## 1. 예제자료

- ▶ 자폐아 자료(Anderson et al., 2009)
- > 자료 구조(https://websites.umich.edu/~bwest/chapter6.html)

age	vsae	sicdegp	childid
2	6	3	1
3	7	3	1
5	18	3	1
9	25	3	1
13	27	3	1
2	17	3	3
3	18	3	3
5	12	3	3 3 3
9	18	3	3
13	24	3	3
2	12	3	4
3	14	3	4
5	38	3	4
9	114	3	4
2	17	3	19

- 개체 간 특성 변수[Subject(Level 2) variables]
  - ✓ childid: 아이의 고유 번호
  - ✓ sicdegp: 2세 때의 소통발달정도(1=low, 2=medium, 3=high)
- 개체 내 특성 변수[Time-varing(Level 1) variables]
  - ✓ Age: 관측 나이(2, 3, 5, 9, 13)
  - ✓ vsae: 사회화정도(Vineland Socialization Age Equivalent: patient reported socialization)

### 2. 자료 준비

➤ <a href="https://websites.umich.edu/~bwest/chapter6.html">https://websites.umich.edu/~bwest/chapter6.html</a> 에서 자료를 다운받아 autism.csv 파일로 저장.

autism.csv 파일이 아래 폴더[C:₩강위창₩방통대₩데이터분석방법론2₩강의노트\_2024 ₩예제자료]에 있다고 가정

### 자료 불러오기

```
autism <- read.csv("~/autism.csv", h = T)
attach(autism)
head(autism,10)</pre>
```

제 14강. 경시적 자료분석 LMM 변량계수모형 LMM: 경시적 자료의 특성 탐색

### 1. Ω인(변수)의 구분 : 고정요인 vs. 변량Ω인

age	vsae	sicdegp	childid
2	6	3	1
3	7	3	1
5	18	3	1
9	25	3	1
13	27	3	1
2	17	3	
3	18	3	3
5	12	3	3
9	18	3	3 3 3
13	24	3	3
2	12	3	4
3	14	3	4
5	38	3	4
9	114	3	4
2	17	3	19

- 고정요인 (fixed factors)
  - Level 1 : 나이(age)
  - Level 2 :2세 때의 소통발달 정도(sicdegp)
- ▶ 변량요인 (random factors)
  - Level 2 : 0 (childid)

### 2. 탐색적 자료분석 : 기술 통계량

□ 소통발달정도(sicdegp) x 나이(age) 분할표

### 분할표

```
> # 소통발달정도(sicdegp)*나이(age) 분할표
```

> addmargins(table(sicdegp, age))

```
age
sicdegp 2 3 5 9 13 Sum
1 50 48 29 37 28 192
2 66 64 36 48 41 255
3 40 38 26 35 26 165
Sum 156 150 91 120 95 612
```



- Balanced data 아니다.
- Drop out & intermittent missing 발생

### 2. 탐색적 자료분석 : 기술 통계량

## □ sicdegp x age 별 사회화정도 점수(vsae) 분포

	R 결과									
	sicdegp	age	vsae	MEAN	MEDIAN	MIN	Q.25.	Q.75.	MAX	SD
2	1	2	50	7.00	6.5	1	5.0	9.0	13	2.73
3	1	3	48	12.02	11.0	5	9.0	13.0	45	6.26
4	1	5	29	15.03	13.0	6	11.0	16.0	42	7.92
5	1	9	37	25.56	15.0	3	11.8	22.2	130	28.42
1	1	13	28	37.11	18.5	7	12.0	46.0	126	35.54
7	2	2	66	8.67	8.5	1	7.0	11.0	18	3.54
8	2	3	64	14.08	13.0	4	10.0	18.0	39	6.20
9	2	5	36	17.69	17.0	4	11.0	24.0	35	8.00
10	2	9	48	32.12	21.5	6	15.0	43.2	110	23.40
6	2	13	41	58.83	42.0	9	18.0	73.0	198	50.27
12	3	2	40	12.40	12.0	6	10.0	15.0	20	3.43
13	3	3	38	21.24	20.0	7	16.2	24.0	63	9.38
14	3	5	26	33.92	33.5	12	24.2	37.8	77	15.78
15	3	9	35	64.14	65.0	15	34.0	76.0	171	34.59
11	3	13	26	88.69	74.5	24	56.8	119.8	192	46.34

### • vsae 평균은

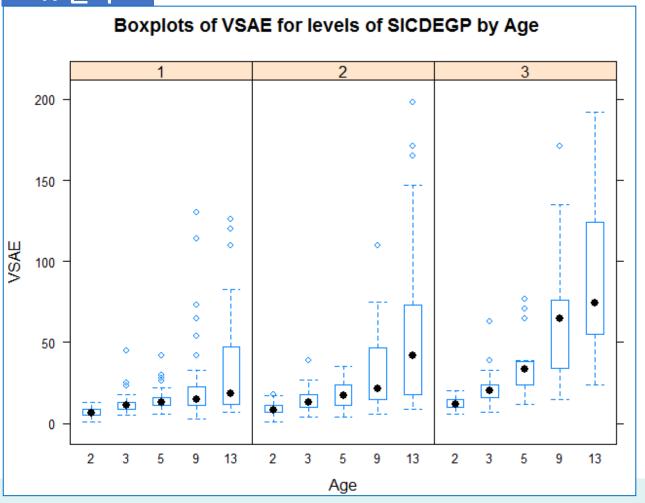


- > age가 증가함에 따라 증가한다.
- > sicdegp 수준이 증가함에 따라 증가한다.
- 각 수준조합에서 중앙값〈평균, 즉 right-skewed 분포

### 2. 탐색적 자료분석 : 박스그림

## □ sicdegp x age 별 사회화정도점수 (vsae) 분포

### R 결과

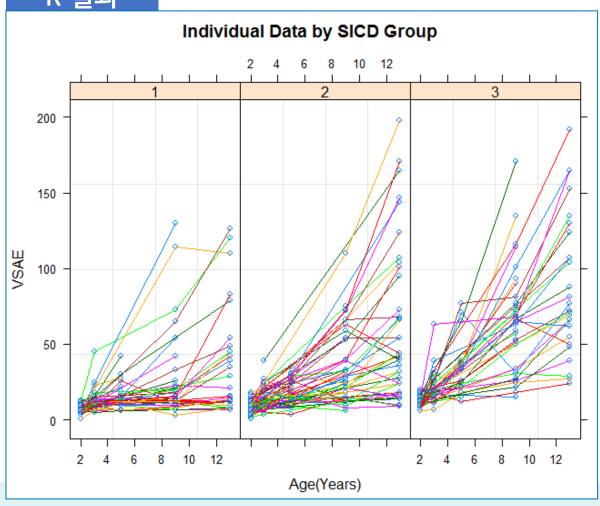


- vsae 평균은
  - ➤age가 증가함에 따라 증가한다.
  - ➤ sicdegp 수준이 증가함에 따라 증가한다.
- 각 수준조합에서 중앙값〈평균, 즉 right-skewed 분포
- vsae의 분산은 age가 증가함에 따라 증가한다.

### 2. 탐색적 자료분석

## □ 아이 별 age에 따른 vsae 변화

### R 결과

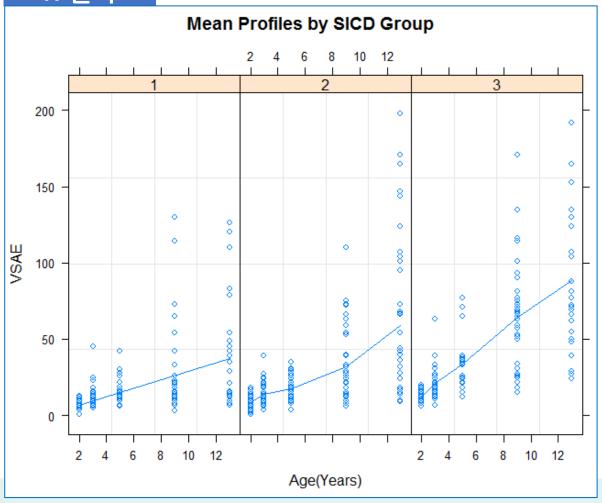


- vsae 는 age가 증가함에 따라 증가하는 경향이 뚜렷하지만
  - ➢증가하는 형태는 아이에 따라 뚜렷한 차이가 있다.
  - ➤ sicdegp=1에서는 나이가 증가하여도 vsae 가 거의 증가하지 않는 아이들도 있다.
- age=2 에서 vsae 의 분산은 다른 나이의 분산과 비교하여 작고 scicdegp 수준에 따라서도 변화가 거의 없다.

## 2. 탐색적 자료분석

## sicdegp 각 수준에서 age에 따른 vsae 평균변화

### R 결과



- vsae 평균은
  - ➤ sicdegp 수준이 1인 군과 3인 군에서는 직선의 경향이 나타난다.
  - ▶반면에 sicdegp 수준이 2인 군에서는 곡선(2차 곡선)의 경향성이 보인다.



### 2. 탐색적 자료분석 : R code

### Code 1

```
# 소통발달정도(sicdegp)*나이(age)별 사회화정도점수(vsae)의 분포
library(Hmisc)
g <- function(x){c(N=length(x), MEAN=mean(x, na.rm=TRUE), MEDIAN=median(x, na.rm=TRUE),</pre>
    MIN=min(x,na.rm=TRUE), Q=quantile(x,probs=c(0.25,0.75),na.rm=TRUE),
    MAX=max(x,na.rm=TRUE),SD=sd(x,na.rm=TRUE),options(digits=3))}
summarize(vsae, by=llist(sicdeqp, age), g)
## 소통발달정도(sicdegp)*나이(age) 별 사회화정도점수(vsae)의 boxplots 그리기
# 소통발달정도(sicdegp)와 나이(age)에 대한 범주형변수 생성
sicdegp.f <- factor(sicdegp)
age.f <- factor(age)
# 생성된 범주형변수 기존 자료와 합치기
autism.updated <- data.frame(autism, sicdegp.f, age.f)
library(lattice)
trellis.device(color=T)
bwplot(vsae ~ age.f|sicdegp.f, aspect = 2, data=autism.updated, na.rm=TRUE,
      ylab="VSAE", xlab="Age",
      main = "Boxplots of VSAE for levels of SICDEGP by Age")
```

### 2. 탐색적 자료분석: R code

### Code 2

- 아이 별 그래프 형식은 library 'nlme' 에서 제공
- 'nlme'의 groupedData() 함수를 사용하여 그래프의 성격에 맞게 자료를 그룹화

제 14강. 경시적 자료분석 LMM 변량계수모형 LMM: 경시적 자료의 분석모형 구축 ❤ 한국방송통신대학교 대학원

- □ 변량계수모형(Random coefficient model) 이란?
- 회귀계수의 변동성에 대한 모형
  - 회귀계수가 개체에 따라 변화하는 경우, 이를 모형화하는 한 방법은 회귀계수에 개체효과를 더하여 모형화 하는 것
- > 모형 : 예
  - $Y_{ij}$ : j번째 개체의 i번째 관측값
  - *X<sub>i,i</sub>*: 공변량

$$Y_{ij} = (\beta_0 + u_{0j}) + (\beta_1 + u_{1j})x_{ij} + \varepsilon_{ij}$$

여기서  $U_j = (u_{0j}, u_{1j})' \sim^{iid} N(0, D)$ ,  $\varepsilon_{ij} \sim^{iid} N(0, \sigma^2)$  이고 서로 독립.



- $E(Y_{ij}) = \beta_0 + \beta_1 x_{ij}$
- $E(Y_{ij}|U_j) = (\beta_0 + u_{0j}) + (\beta_1 + u_{1j})x_{ij}$ 
  - $V(Y_{ij}) = V(u_{0j}) + x_{ij}^2 V(u_{1j}) + 2x_{ij} Cov(u_{0j}, u_{1j}) + V(\varepsilon_{ij})$

- □ 하향식(Top-Down) 모형구축 전략
- ❖자료탐색 결과
- > 평균모형의 설정
  - sicdegp의 수준 2에서 age의 2차 곡선 경향성이 있는 듯이 보임. 수준1과 2에서는 직선 경향성 보임.
    - $(age)^2$ 항과 sicdegp 항과 교호작용 항을 포함시킴.
    - ightharpoonup 즉, age,  $(age)^2$ , sicdegp, sicdegp\*age, sicdegp\* $(age)^2$  항 들을 평균모형에 포함시킴.
- > 변량모형의 설정
  - age가 증가함에 따라 vsae가 증가하는 형태는 각 아이에서 다르게 나타남.
  - age가 증가함에 따라 vsae의 분산이 증가하고 있음.
    - ightharpoonup 절편, age,  $(age)^2$ 의 회귀계수에 변량효과를 추가.

- □ 하향식(Top-Down) 모형구축 전략: Step1
- ▶ 최초 설정 모형(Model1)

$$Y_{ij} = (eta_0 + u_{0j}) + (eta_1 + u_{1j}) * age_{ij} + (eta_2 + u_{2j}) * (age_{ij})^2 + eta_3 * sic2_j + eta_4 * sic3_j + eta_5 * age_{ij} * sic2_j + eta_6 * age_{ij} * sic3_j + eta_7 * (age_{ij})^2 * sic2_j + eta_8 * (age_{ij})^2 * sic3_j + \epsilon_{ij} = eta_0 + eta_1 * age_{ij} + eta_2 * (age_{ij})^2 + eta_3 * sic2_j + eta_4 * sic3_j + eta_5 * age_{ij} * sic2_j + eta_6 * age_{ij} * sic3_j + eta_7 * (age_{ij})^2 * sic2_j + eta_8 * (age_{ij})^2 * sic3_j + u_{0j} + u_{1j} * age_{ij} + u_{2j} * (age_{ij})^2 + \epsilon_{ij}$$
 변량효과 모형 여기서  $sic2_j = egin{cases} 1 & sicdegp = 2 \\ 0 & otherwise \end{cases}$  하 otherwise '  $U_j = (u_{0j}, u_{1j}, u_{2j})' \sim iid N(0, D), \; \epsilon_{ij} \sim iid N(0, \sigma^2) \;$ 이고 서로 독립,  $D \vdash U_j \cap 3 \times 3 \; \vdash U - 3 \vdash U \;$  행렬.

- □ 하향식(Top-Down) 모형구축 전략: Step2
- 변량 요인 선택

### Model1 적합

### > 결과

### 출력 결과

```
> ### 변량효과 구조선택
> model.1.fit <- lme(vsae ~ age.2+ I(age.2^2)+ sicdegp.f+
+ age.2:sicdegp.f+ I(age.2^2):sicdegp.f,
+ random = ~ 1+ age.2+ I(age.2^2), method="REML",
data = autism.grouped)

Error in lme.formula(vsae ~ age.2 + I(age.2^2) + sicdegp.f + age.2:sicdegp.f + :
nlminb problem, convergence error code = 1
message = iteration limit reached without convergence (10)
> summary(model.1.fit)

Error in summary(model.1.fit) : 객체 'model.1.fit'를 찾을 수 없습니다
```

- □ 변량 요인 선택
- $\rightarrow$  변량절편 $(u_{0j})$ 의 의미
  - $age_{ij} = 2$ 일 때, 즉  $age.2_{ij} = 0$  일 때,

$$Y_{ij} = (\beta_0 + u_{0j}) + (\beta_1 + u_{1j}) * age. 2_{ij} + (\beta_2 + u_{2j}) * (age. 2_{ij})^2$$

$$+ \beta_3 * sic2_j + \beta_4 * sic3_j + \beta_5 * age. 2_{ij} * sic2_j + \beta_6 * age. 2_{ij} * sic3_j$$

$$+ \beta_7 * (age. 2_{ij})^2 * sic2_j + \beta_8 * (age. 2_{ij})^2 * sic3_j + \epsilon_{ij}$$

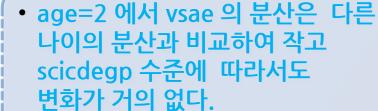
$$= \beta_0 + \beta_3 * sic2_j + \beta_4 * sic3_j + u_{0j} + \epsilon_{ij}$$



• 변량절편  $u_{0j}$ 는 2세 때의 각 아이의 효과를 모형화 하는 것.

## ▷ 아이 별 age에 따른 vsae 변화: 그래프(revisit)

## R 결과 Individual Data by SICD Group 200 150 100 50 10 12 10 12 Age(Years)



ightharpoonup변량절편  $u_{0j}$  모형에서 제거

## ightharpoonup 변량절편 $(u_{0i})$ 의 제거

## ➤ 수정 모형(Model2)

$$Y_{ij} = eta_0 + eta_1 * age. 2_{ij} + eta_2 * (age. 2_{ij})^2 + eta_3 * sic2_j + eta_4 * sic3_j \\ + eta_5 * age. 2_{ij} * sic2_j + eta_6 * age. 2_{ij} * sic3_j \\ + eta_7 * (age. 2_{ij})^2 * sic2_j + eta_8 * (age. 2_{ij})^2 * sic3_j \\ + u_{1j} * age. 2_{ij} + u_{2j} * (age. 2_{ij})^2 + \epsilon_{ij} \\ \mbox{여기서 } age. 2_{ij} = (age_{ij} - 2), sic2_j = \begin{cases} 1 & sicdegp = 2 \\ 0 & otherwise \end{cases}, sic3_j = \begin{cases} 1 & sicdegp = 3 \\ 0 & otherwise \end{cases}, \\ U_j = \left(u_{1j}, u_{2j}\right)' \sim^{iid} N(0, D), \;\; \epsilon_{ij} \sim^{iid} N(0, \sigma^2) \; \mbox{이고 서로 독립}, \\ D = \left(\frac{\sigma_1^2}{\sigma_{12}} + \frac{\sigma_{12}}{\sigma_2^2}\right) \sqsubseteq U_j \cong 2 \times 2 \; \mbox{분산 행렬}.$$

## $\square$ 변량절편( $u_{0j}$ )의 제거 모형(Model2) 적합

### Model2 적합

```
model.2.fit <- lme(vsae ~ age.2+ I(age.2^2)+ sicdegp.f+
age.2:sicdegp.f+ I(age.2^2):sicdegp.f,
random = ~ age.2+ I(age.2^2) - 1, method="REML",
data = autism.grouped)
summary(model.2.fit)
```

### 적합 결과(일부)

```
Linear mixed-effects model fit by REML
 Data: autism.grouped
                  BIC logLik
  4641.276 4698.457 -2307.638
Random effects:
 Formula: ~age.2 + I(age.2^2) - 1 | childid
 Structure: General positive-definite, Log-Cholesky parametrization
             StdDev Corr
            3.8298024 age.2
age.2
I(age.2^2) 0.3625824 -0.317
Residual 6.2047262
Fixed effects: vsae ~ age.2 + I(age.2^2) + sicdegp.f + age.2:sicdegp.f + I(age.2^2):sicdegp.f
                         Value Std.Error DF t-value p-value
 (Intercept)
                     8.353853 0.7352792 446 11.361471 0.0000
age.2 2.307043 0.7492601 446 3.079096 0.0022 I(age.2^2) 0.069383 0.0787034 446 0.881581 0.3785 sicdegp.f2 1.378406 0.9721759 155 1.417856 0.1582 sicdegp.f3 5.415784 1.0934935 155 4.952735 0.0000
age.2:sicdegp.f2 0.549878 0.9929795 446 0.553766 0.5800
age.2:sicdegp.f3 3.296437 1.0915657 446 3.019916 0.0027
I(age.2^2):sicdegp.f2 0.004917 0.1032861 446 0.047603 0.9621
I(age.2^2):sicdegp.f3 0.134615 0.1133821 446 1.187271 0.2358
```

- $\square$   $(age. 2_{ij})^2$ 변량계수의 유의성 검정
- > 귀무가설 모형:  $(age. 2_{ij})^2$  변량계수는 유의하지 않다 (Model2.a).

$$Y_{ij} = eta_0 + eta_1 * age. 2_{ij} + eta_2 * (age. 2_{ij})^2 + eta_3 * sic2_j + eta_4 * sic3_j \ + eta_5 * age. 2_{ij} * sic2_j + eta_6 * age. 2_{ij} * sic3_j \ + eta_7 * (age. 2_{ij})^2 * sic2_j + eta_8 * (age. 2_{ij})^2 * sic3_j \ + u_{1j} * age. 2_{ij} + \epsilon_{ij}$$
 여기서  $age. 2_{ij} = (age_{ij} - 2), sic2_j = \begin{cases} 1 & sicdegp = 2 \ 0 & otherwise \end{cases}, sic3_j = \begin{cases} 1 & sicdegp = 3 \ 0 & otherwise \end{cases}$   $u_{1j} \sim^{iid} N(0, \sigma_1^2), \; \epsilon_{ij} \sim^{iid} N(0, \sigma^2) \; \text{이고 서로 독립}.$ 

- $\square$   $(age. 2_{ij})^2$ 변량계수의 유의성 검정
- > 대립가설 모형:  $(age. 2_{ij})^2$  변량계수는 유의하다 (Model2).

$$Y_{ij} = eta_0 + eta_1 * age. 2_{ij} + eta_2 * (age. 2_{ij})^2 + eta_3 * sic2_j + eta_4 * sic3_j \ + eta_5 * age. 2_{ij} * sic2_j + eta_6 * age. 2_{ij} * sic3_j \ + eta_7 * (age. 2_{ij})^2 * sic2_j + eta_8 * (age. 2_{ij})^2 * sic3_j \ + u_{1j} * age. 2_{ij} + u_{2j} * (age. 2_{ij})^2 + \epsilon_{ij}$$
 여기서  $age. 2_{ij} = (age_{ij} - 2), sic2_j = \begin{cases} 1 & sicdegp = 2 \ 0 & otherwise \end{cases}$   $sic3_j = \begin{cases} 1 & sicdegp = 3 \ 0 & otherwise \end{cases}$   $U_j = (u_{1j}, u_{2j})' \sim iid N(0, D), \;\; \epsilon_{ij} \sim iid N(0, \sigma^2) \;\; \text{이고 서로 독립},$   $D = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{pmatrix} \succeq U_j \cong 2 \times 2 \;\; \text{분산-공분산 행렬}.$ 

- $\square$   $(age. 2_{ij})^2$ 변량계수의 유의성 검정
- > 가능도비 검정 통계량과 분포
  - 가능도비검정통계량 LR의 분포

$$LR = -2log\left(\frac{L_{H_0}}{L_{H_1}}\right) \approx^{H_0} \mathbf{0.5} * x^2(\mathbf{1}) + \mathbf{0.5} * x^2(2)$$

여기서  $L_{H_0}$ 과  $L_{H_1}$ 은 각각 귀무가설과 대립가설에서 구한 REML값이고  $x^2(\mathbf{k})$ 는 자유도  $\mathbf{k}$ 인 카이제곱 분포.

- $\square$   $(age. 2_{ij})^2$ 변량계수의 유의성 검정
  - > 두 가설 모형 적합

### R cdoe

```
# 귀무가설 모형 적합과 결과
model.2a.fit <- update(model.2.fit, random = ~ age.2 - 1)
summary(model.2a.fit)
# 대립가설 모형 적합결과
summary(model.2.fit)
```

### 적합 결과

```
> # 귀무가설 모형 적합결과
> summary(model.2a.fit)
Linear mixed-effects model fit by REML
Data: autism.grouped
                    logLik
      AIC
              BIC
 4721.203 4769.587 -2349.601
> # 대립가설 모형 적합결과
> summary(model.2.fit)
Linear mixed-effects model fit by REML
Data: autism.grouped
                    logLik
      AIC
              BIC
 4641.276 4698.457 -2307.638
```

- REML 추정 사용
- 두 모형에서 로그가능도 값 차이=
   2349.601 2307.638 = 41.963

- $\square$   $(age. 2_{ij})^2$ 변량계수의 유의성 검정
- 검정결과

### 검정통계량 값과 유의확률

1) 검정통계량의 관측값:

$$LR = -2log\left(\frac{L_{H_0}}{L_{H_1}}\right) = -2 Res Log Likelihood_{H_0} + 2 Res Log Likelihood_{H_1}$$
$$= 2 * (41.963) \approx 83.9$$

2) 유의확률(p-value):

```
\Pr(LR \ge 83.9) = 0.5 * \Pr(X_1^2 \ge 83.9) + 0.5 * \Pr(X_2^2 \ge 83.9) < 0.0001여기서 X_1^2 \sim x^2(1), X_2^2 \sim x^2(2).
```

#### 유의확률 계산

```
> # (age.2_ij)^2 변량계수에 대한 유의성검정
> 0.5*(1-pchisq(83.9,1)) + 0.5*(1-pchisq(83.9,2))
[1] 0
```



- $(age.2_{ij})^2$ 의 변량계수는 통계적으로 유의함(Model2).
  - $ightharpoonup age. 2_{ii}$ 의 변량계수는 모형에 포함 시킴.

## □ 하향식(Top-Down) 모형구축 전략: Step3

### 변량 요인 선택 결과 모형

$$Y_{ij} = eta_0 + eta_1 * age. 2_{ij} + eta_2 * (age. 2_{ij})^2 + eta_3 * sic2_j + eta_4 * sic3_j \\ + eta_5 * age. 2_{ij} * sic2_j + eta_6 * age. 2_{ij} * sic3_j \\ + eta_7 * (age. 2_{ij})^2 * sic2_j + eta_8 * (age. 2_{ij})^2 * sic3_j \\ + u_{1j} * age. 2_{ij} + u_{2j} * (age. 2_{ij})^2 + \epsilon_{ij} \\ \\ \mbox{여기서 } age. 2_{ij} = (age_{ij} - 2), sic2_j = \begin{cases} 1 & sicdegp = 2 \\ 0 & otherwise \end{cases}, sic3_j = \begin{cases} 1 & sicdegp = 3 \\ 0 & otherwise \end{cases}, \\ U_j = \left(u_{1j}, u_{2j}\right)' \sim^{iid} N(0, D), \;\; \epsilon_{ij} \sim^{iid} N(0, \sigma^2) \;\; \text{이고 서로 독립}, \\ D = \left(\frac{\sigma_1^2}{\sigma_{12}} + \frac{\sigma_{12}}{\sigma_2^2}\right) \succeq U_j \cong 2 \times 2 \;\; \text{분산-공분산 행렬}.$$

ightharpoonup 고정효과 모형선택1: 교호작용  $[(age.2)^2*sicdegp]$  의 유의성 검정

- $\square$  교호작용  $(age. 2)^2 * sicdegp$  의 유의성 검정
- > 귀무가설 (Model3)

$$H_0$$
:  $\beta_7 = \beta_8 = 0$ 

> 대립가설 (Model2)

$$H_1$$
:  $\beta_7 \neq 0$  or  $\beta_8 \neq 0$ 

- $\square$  교호작용  $(age. 2)^2 * sicdegp$  의 유의성 검정
- > 귀무가설 모형(Model3)

$$Y_{ij} = eta_0 + eta_1 * age. 2_{ij} + eta_2 * (age. 2_{ij})^2 + eta_3 * sic2_j + eta_4 * sic3_j \ + eta_5 * age. 2_{ij} * sic2_j + eta_6 * age. 2_{ij} * sic3_j \ + u_{1j} * age. 2_{ij} + u_{2j} * (age. 2_{ij})^2 + \epsilon_{ij}$$
 여기서  $age. 2_{ij} = (age_{ij} - 2)$ ,  $sic2_j = \begin{cases} 1 & sicdegp = 2 \\ 0 & otherwise \end{cases}$ ,  $sic3_j = \begin{cases} 1 & sicdegp = 3 \\ 0 & otherwise \end{cases}$ ,  $U_j = (u_{1j}, u_{2j})^\prime \sim^{iid} N(0, D)$ ,  $\varepsilon_{ij} \sim^{iid} N(0, \sigma^2)$  이고 서로 독립,  $D = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{pmatrix}$ 는  $U_j$ 의  $2 \times 2$  분산-공분산 행렬.

- $\square$   $(age. 2)^2 * sicdegp$  의 유의성 검정
- > 가능비 검정통계량과 분포
  - 가능도비검정통계량 LR의 분포

$$LR = -2log\left(\frac{L_{H_0}}{L_{H_1}}\right) \approx^{H_0} x^2(2)$$

여기서  $L_{H_0}$ 과  $L_{H_1}$ 은 각각 귀무가설과 대립가설에서 구한 최대가능도값

- $\square$   $(age. 2)^2 * sicdegp$  의 유의성 검정
- > 모형적합과 가능도비 검정결과

### R cdoe

```
# 대립가설 모형
model.2.ml.fit <- update(model.2.fit, method="ML")
# 귀무가설 모형
model.3.ml.fit <- update(model.2.ml.fit,fixed= ~age.2+I(age.2^2)+sicdegp.f
+age.2:sicdegp.f)
anova(model.2.ml.fit, model.3.ml.fit)
```

### 검정결과



- 교호작용  $(age.2)^2 * sicdegp$  의 효과는 통계적으로 유의하지 않았다(p-value=0.3926)
  - >간결성의 원칙에 따라 귀무가설모형(Model3) 선택

### □ 교정효과 모형선택 결과1: Model3

$$Y_{ij} = eta_0 + eta_1 * age. 2_{ij} + eta_2 * (age. 2_{ij})^2 + eta_3 * sic2_j + eta_4 * sic3_j \ + eta_5 * age. 2_{ij} * sic2_j + eta_6 * age. 2_{ij} * sic3_j \ + u_{1j} * age. 2_{ij} + u_{2j} * (age. 2_{ij})^2 + \epsilon_{ij}$$
 여기서  $age. 2_{ij} = (age_{ij} - 2), sic2_j = \begin{cases} 1 & sicdegp = 2 \ 0 & otherwise \end{cases}$   $sic3_j = \begin{cases} 1 & sicdegp = 3 \ 0 & otherwise \end{cases}$   $U_j = (u_{1j}, u_{2j})' \sim^{iid} N(0, D), \; \epsilon_{ij} \sim^{iid} N(0, \sigma^2) \; \text{이고 서로 독립},$   $D = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{pmatrix} \vdash U_j \text{의 } 2 \times 2 \; \ \ \, \forall \ell \ \, \rightarrow \ \, \exists \ \, \ell \ \, \end{cases}$  한 행렬.

▶ 고정효과 모형선택2: 교호작용 (age. 2 \* sicdegp) 의 유의성 검정

### 1. 자폐아 자료 모형구축 : 변량계수모형

- $\square$  age. 2 \* sicdegp 의 유의성 검정
- ▶ 귀무가설 (Model3.a)

> 대립가설(Model3)

$$H_1$$
:  $\beta_5 \neq 0$  or  $\beta_6 \neq 0$ 

### 1. 자폐아 자료 모형구축 : 변량계수모형

- lacktriangle age. 2 \* sicdegp 의 유의성 검정
- > 모형적합과 가능도비 검정결과

### 귀무가설모형 적합과 가설검정

```
# age.2*sicdegp 유의성 검증
model.3a.ml.fit <- update(model.3.ml.fit,fixed= ~age.2+I(age.2^2)+sicdegp.f)
anova(model.3a.ml.fit, model.3.ml.fit)
```

### 검정결과



- 교호작용 age. 2 \* sicdegp 의 효과는 통계적으로 유의하였다(p-value<0.0001)
  - ▶대립가설모형(Model3) 선택(최종 적합모형!!)



### 1. 최종 분석모형과 적합결과 해석

## ▶ 자폐아 자료에 대한 최종분석 모형

> 분석모형(Model3) 기술

$$Y_{ij} = eta_0 + eta_1 * age. 2_{ij} + eta_2 * (age. 2_{ij})^2 + eta_3 * sic2_j + eta_4 * sic3_j \ + eta_5 * age. 2_{ij} * sic2_j + eta_6 * age. 2_{ij} * sic3_j \ + u_{1j} * age. 2_{ij} + u_{2j} * (age. 2_{ij})^2 + \epsilon_{ij}$$
 여기서  $age. 2_{ij} = (age_{ij} - 2)$ ,  $sic2_j = \begin{cases} 1 & sicdegp = 2 \\ 0 & otherwise \end{cases}$ ,  $sic3_j = \begin{cases} 1 & sicdegp = 3 \\ 0 & otherwise \end{cases}$ ,  $U_j = (u_{1j}, u_{2j})^\prime \sim^{iid} N(0, D)$ ,  $\varepsilon_{ij} \sim^{iid} N(0, \sigma^2)$  이고 서로 독립,  $D = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{pmatrix}$ 는  $U_j$ 의  $2 \times 2$  분산-공분산 행렬.

### 1. 최종 분석모형과 적합결과 해석

## □ 최종 모형 적합 결과

### 모형 적합

#### 결과

```
> summary(model.3.fit)
Linear mixed-effects model fit by REML
Data: autism.grouped
     ATC
              BIC
                   logLik
 4633.57 4681.991 -2305.785
Random effects:
Formula: ~age.2 + I(age.2^2) - 1 | childid
Structure: General positive-definite, Loq-Cholesky parametrization
          StdDev Corr
age.2
      3.8110274 age.2
I(age.2^2) 0.3556805 -0.306
Residual 6.2281389
Fixed effects: vsae ~ age.2 + I(age.2^2) + sicdegp.f + age.2:sicdegp.f
                 Value Std.Error DF t-value p-value
(Intercept)
               8.475894 0.7094431 448 11.947249 0.0000
           2.080709 0.6482319 448 3.209822 0.0014
age.2
I(age.2^2)
             0.109008 0.0427795 448 2.548125 0.0112
           1.364819 0.9215857 155 1.480946 0.1407
sicdegp.f2
sicdeqp.f3
           4.987639 1.0379064 155 4.805480 0.0000
age.2:sicdegp.f2 0.572512 0.7960151 448 0.719222 0.4724
age.2:sicdegp.f3 4.068041 0.8797676 448 4.623995 0.0000
```

### 1. 최종 분석모형과 적합결과 해석

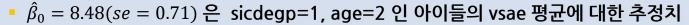
- □ 최종 모형 적합 결과
- ightharpoonup 모평균의 추정식:  $\widehat{E}(Y_{ij})$

$$\begin{split} \widehat{E}(Y_{ij}) &= \widehat{\beta_0} + \widehat{\beta_1} * age. 2_{ij} + \widehat{\beta_2} * (age. 2_{ij})^2 + \widehat{\beta_3} * sic2_j + \widehat{\beta_4} * sic3_j \\ &+ \widehat{\beta_5} * age. 2_{ij} * sic2_j + \widehat{\beta_6} * age. 2_{ij} * sic3_j \\ &= 8.48 + 2.08 * age. 2_{ij} + 0.11 * (age. 2_{ij})^2 + 1.36 * sic2_j + 4.99 * sic3_j \\ &+ 0.57 * age. 2_{ij} * sic2_j + 4.07 * age. 2_{ij} * sic3_j \end{split}$$
 
$$\forall \exists A_i : A_$$

## □ 최종 모형 적합 결과

# $\sum \widehat{E}(Y_{ij})$ 의 해석

구분	age=2	age=x
sicdegp=1	$\widehat{\beta}_0 = 8.48$	$\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x + \hat{\beta}_2 x^2 = 8.48 + 2.08x + 0.11x^2$
sicdegp=2	$\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_3 = 8.48 + 1.36$	$\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_3 + (\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_5)x + \hat{\beta}_2 x^2$ = 8.48 + 1.36 + (2.08 + 0.57)x + 0.11x <sup>2</sup>
sicdegp=3	$\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_4 = 8.48 + 4.99$	$\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_4 + (\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_6)x + \hat{\beta}_2 x^2$ = 8.48 + 4.99 + (2.08 + 4.07)x + 0.11x <sup>2</sup>



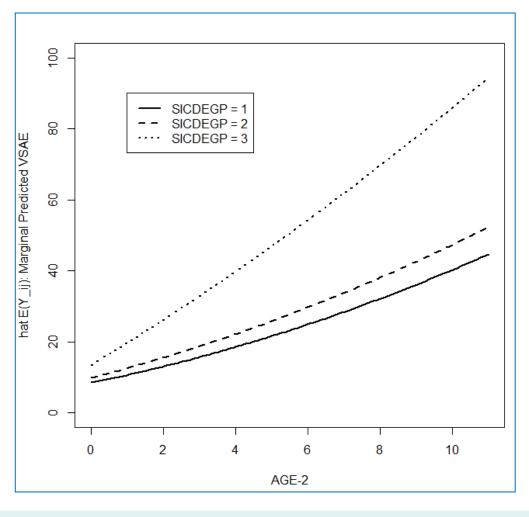


- $\hat{\beta}_3 = 1.36(0.92)$ ,  $\hat{\beta}_4 = 4.99(1.04)$  는 각각 age=2 인 아이들의 sicdegp=1 vs. sicdegp=2, sicdegp=1 vs. sicdegp=3 비교에서 vsae 평균차이에 대한 추정치. sicdegp 각 수준에서 추정된 age의 영향 곡선의 절편의 차이.
- $\hat{\beta}_1 = 2.08(0.65)$  는 sicdegp=1인 아이들에서 추정된 age 영향 곡선의 일차항 계수.
- $\hat{\beta}_5 = 0.57(0.80)$ ,  $\hat{\beta}_6 = 4.07(0.88)$  는 추정된 age 영향 곡선의 sicdegp=1 vs. sicdegp=2, sicdegp=1 vs. sicdegp=3 비교에서 일차항 계수 값의 차이.
- $\hat{\beta}_2 = 0.11(0.04)$  는 sicdegp 각 수준에 상관없이 추정된 age 영향 곡선의 이차항 계수.

## □ 최종 모형 적합 결과

> 고정효과 모수의 신뢰구간 추정

# $\sum \widehat{E}(Y_{ij})$ 의 그래프



- 2세 시기의 소통발달정도(sicdegp) 가 주어졌을 때 나이(age)의 영향
- ✓ 나이(age)가 증가함에 따라 사회화정도(vsae)는 통계적으로 유의한 2차 곡선의 형태를 띠며 증가하였다.
- ▶ 2세 시기의 소통발달정도(sicdegp)의 영향
- sicdegp 1수준과 2수준에 있는 아이들의 나이에 따른 사회화정 도의 발달곡선 형태는 통계적인 측면에서 유사하였다.
- 반면에 sicdegp 3수준 아이들의 나이에 따른 사회화정도의 발달곡선은 1수준 및 2수준 아이들의 그것과 통계적으로 유의한 차이가 있었으며 발달이 빠른 것으로 나타났다.

# $\widehat{E}(Y_{ij})$ 의 그래프와 신뢰구간 추정 R code

```
# sicdegp 각 수준에서 추정된 age 영향곡선
curve(0.11*x^2 + 6.15*x + 13.47, 0, 11, xlab= "AGE-2",
    ylab= "hat E(Y_ij): Marginal Predicted VSAE",
    lty = 3, ylim=c(0,100), lwd = 2)
curve(0.11*x^2 + 2.65*x + 9.84, 0, 11, add=T, lty = 2, lwd = 2)
curve(0.11*x^2 + 2.08*x + 8.48, 0, 11, add=T, lty = 1, lwd = 2)
legend(1,90,c("SICDEGP = 1", "SICDEGP = 2", "SICDEGP = 3"),
    lty = c(1,2,3), lwd = c(2,2,2))
# 모수의 신뢰구간 추정
intervals(model.3.fit)
```

### 3. 분산-공분산 모수 적합결과 해석

## ▶ 자폐아 자료에 대한 최종분석 모형

> 분석모형(Model3) 기술

$$Y_{ij} = eta_0 + eta_1 * age. 2_{ij} + eta_2 * (age. 2_{ij})^2 + eta_3 * sic2_j + eta_4 * sic3_j \ + eta_5 * age. 2_{ij} * sic2_j + eta_6 * age. 2_{ij} * sic3_j \ + u_{1j} * age. 2_{ij} + u_{2j} * (age. 2_{ij})^2 + \epsilon_{ij}$$
 여기서  $age. 2_{ij} = (age_{ij} - 2), sic2_j = \begin{cases} 1 & sicdegp = 2 \ 0 & otherwise \end{cases}$   $sic3_j = \begin{cases} 1 & sicdegp = 3 \ 0 & otherwise \end{cases}$   $U_j = (u_{1j}, u_{2j})' \sim^{iid} N(0, D), \; \epsilon_{ij} \sim^{iid} N(0, \sigma^2) \; \text{이고 서로 독립},$   $D = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{pmatrix}$ 는  $U_j$ 의  $2 \times 2$  분산-공분산 행렬.

### 3. 분산-공분산 모수 적합결과 해석

## □ 최종 모형 적합 결과

### 결과

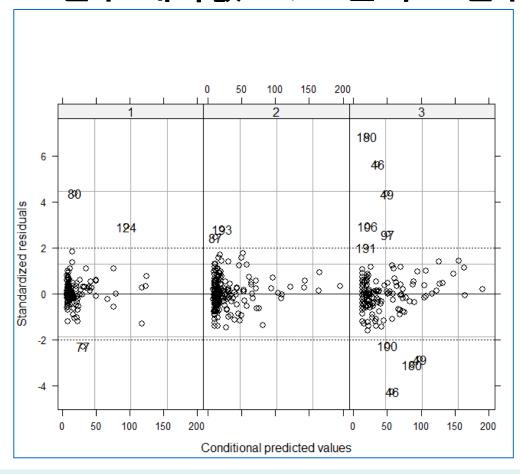
• 
$$\widehat{\sigma^2} = (6.23)^2 = 38.79$$
•  $\widehat{D} = \begin{pmatrix} \widehat{\sigma_{12}^2} & \widehat{\sigma_{12}} \\ \widehat{\sigma_{12}} & \widehat{\sigma_{22}^2} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 3.81^2 & -0.31 * 3.81 * 0.36 \\ -0.31 * 3.81 * 0.36 & 0.36^2 \end{pmatrix}$ 

$$= \begin{pmatrix} 14.52 & -0.43 \\ -0.43 & 0.13 \end{pmatrix}$$



### 1. 조건부 잔차 분석

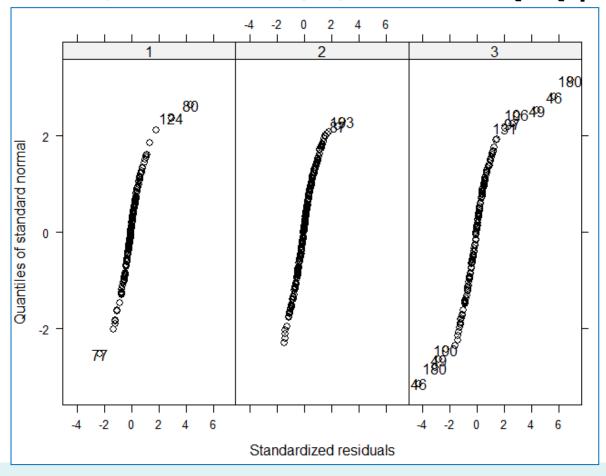
- $oxed{D}$  조건부 잔차:  $r_{ij}^c = Y_{ij} X_{ij} \widehat{eta} Z_{ij} \widehat{U}_j$
- > 조건부 예측값 vs. 표준화 조건부 잔차 그림



 조건부 예측값이 증가 할 수록 잔차는 감소하는 경향이 있으며 이상치로 의심되는 값들이 존재한 다.

### 1. 조건부 잔차 분석

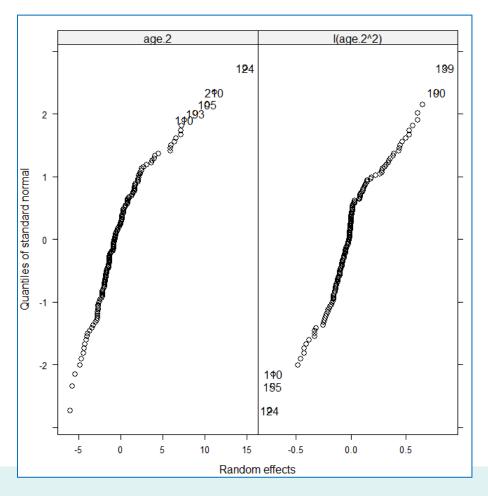
- $oxed{D}$  조건부 잔차:  $r_{ij}^c = Y_{ij} X_{ij}\widehat{oldsymbol{eta}} Z_{ij}\widehat{U}_j$
- > 표준화 조건부 잔차의 Normal Q-Q plots



■ 직선에서 벗어난 잔차들이 있으며 sicdegp=3 에서 이러한 현상은 더욱 심하게 나타난다. 정규성 가정의 타당성을 의심할 수있다.

### 2. EBLUPs 그림 : 변량효과의 분포 가정 진단

- $lackbox{ iny def}$  변량효과 예측값:  $\widehat{U_j} = (\widehat{u_{1j}}, \widehat{u_{2j}})'$
- ➤ 변량효과 예측값의 Normal Q-Q plots



■ 직선으로터 어느정도 의 이탈이 나타나고 있 으며, 124번 관측치는 두 변량효과 모두에서 이상치로 제시되고 있 다.

### 3. 이상치 영향력 진단

### □ 46번, 124번, 180번 관측값의 영향력 진단: 모수추정값의 변화

### 해당 아이 제외

```
Approximate 95% confidence intervals
 Fixed effects:
                         lower
                                     est.
                                              upper
(Intercept)
                  7.35728574 8.5248757 9.6924656
          0.52948756 1.7242760 2.9190645
age.2
I(age.2^2)0.033879950.11525780.1966356sicdegp.f2-0.210503171.31532942.8411620sicdegp.f32.462287614.20334265.9443975
sicdegp.f3
age.2:sicdegp.f2 -0.54872561 0.9447972 2.4383200
age.2:sicdegp.f3 2.73384769 4.4074270 6.0810063
attr(,"label")
[1] "Fixed effects:"
 Random Effects:
  Level: childid
                             lower
                                          est.
                                                      upper
                      3.0211393 3.5678380 4.21346604
sd(age.2)
                  0.3027171 0.3660752 0.44269412
sd(I(age.2^2))
cor(age.2, I(age.2^2)) -0.4538808 -0.2526656 -0.02693256
```

#### 모두 포힘

```
Approximate 95% confidence intervals
 Fixed effects:
                        lower
                                   est.
                                            upper
(Intercept) 7.08164412 8.4758938 9.8701435
age.2
                 0.80675643 2.0807093 3.3546622
I(age.2^2) 0.02493412 0.1090076 0.1930811
sicdegp.f2 -0.45567009 1.3648185 3.1853071
sicdegp.f3
                  2.93737183 4.9876387 7.0379056
age.2:sicdegp.f2 -0.99187569 0.5725116 2.1368988
age.2:sicdegp.f3 2.33905737 4.0680411 5.7970249
attr(,"label")
[1] "Fixed effects:"
 Random Effects:
  Level: childid
                            lower
                                        est.
                                                   upper
                     3.1954537 3.8110274 4.54518548
sd(age.2)
sd(I(age.2^2)) 0.2889373 0.3556805 0.43784105
cor(age.2,I(age.2^2)) -0.5137880 -0.3062872 -0.06493179
```



 46번, 124번, 180번 관측값을 제외하고 분석한 결과, 모수추정값은 조금 변화하였지만 추정값의 방향과 유의성에는 변화가 없었다. 즉, 이들 관측값이 모수추정값에 미치는 영향을 크지 않았다.

### 4. 모형 진단 결과

- □ 모형진단 결과와 새로운 분석 방안
- > 표준화 조건부 잔차 진단 결과
  - 오차에 대한 등분산성과 정규성 가정이 타당한지에 대한 의심이 생김
  - 오른쪽으로 긴 꼬리를 가지는 분포형태가 나타남

- > 새로운 분석 방안
  - 오차분산에 대한 이분산성 (heteroscedasticity) 가정
  - $Y_{ij}$ 에 대한 새로운 분포 가정(예: Gamma 분포)
  - Y<sub>ij</sub>에 대한 변수 변환(예: log 변환)

### 5. R code

### □ R code: 모형 진단과 영향력 진단

#### R code

```
### 잔차진단
## 조건부 예측값 vs. 표준화 조건부 잔차 그림
plot(model.3.fit, resid(., type="p")~ fitted(.) | factor(sicdeqp),
    xlab="Conditional predicted values", layout=c(3,1),
    aspect=2, abline=c(0,2,-2), lty=c(1,3,3), id = 0.05)
## age.2 vs. 표준화 조건부 잔차 그림
plot(model.3.fit, resid(.,type="p")~ age.2,
    xlab="Age - 2",aspect=2,
    abline=c(0,2,-2), lty=c(1,3,3), id = 0.05)
## 표준화 조건부 잔차에 대한 Normal Q-Q plots
ggnorm(model.3.fit, ~resid(.,type="p") | factor(sicdeqp),
      layout=c(3,1), aspect = 2, id = 0.05)
### 변량효과에 대한 진단
## 변량효과에 대한 Normal Q-Q plots
qqnorm(model.3.fit, \sim ranef(.), id = 0.05)
## 변량효과 예측값들 간의 산점도
pairs(model.3.fit, ~ranef(.)| factor(sicdeqp),
     layout=c(3,1), aspect= 2,id = 0.05)
### 조건부 예측값 vs. 관측값
plot(model.3.fit, vsae~ fitted(.) | factor(sicdeqp), id = 0.05,
   layout=c(3,1), xlab="Conditional predicted values", aspect= 2)
### 영향력 진단
## 46번, 124번, 180번 아이의 영향력진단
autism.grouped2 <- autism.grouped[(autism.grouped$childid != 46
     & autism.grouped$childid != 124 & autism.grouped$childid != 180),]
model.3.fit.out <- update(model.3.fit,data = autism.grouped2)</pre>
summary(model.3.fit.out)
intervals (model.3.fit.out)
```

