

혼합모형을 이용한 체지방 반복측정자료에 대한 통계적 분석[†]

조진남¹ · 장은재²

¹동덕여자대학교 정보통계학과 · ²동덕여자대학교 식품영양학과

접수 2013년 2월 8일, 수정 2013년 3월 8일, 게재확정 2013년 3월 12일

요약

체지방 감량에 대한 효과를 분석하고자 실험에 참가한 체지방율이 30% 이상인 42명의 여대생을 대상으로 일반폰을 사용하는 그룹과 스마트폰을 사용하는 그룹으로 나누어서 측정자료를 2주 간격으로 정리하여 8주간에 걸친 체지방 및 관련자료를 얻었다. 이 실험자료를 바탕으로 혼합모형을 이용하여 분석한 결과 AR(1)의 공분산행렬이 가장 적합한 모형으로 선택되었으며, 시점 간의 상관계수는 0.838로 상당히 밀접한 관련을 보여주었다. AR(1)의 공분산행렬을 설정하여 분석한 결과 처리간의 차이에서 스마트폰의 사용자가 일반폰의 사용자보다 0.654kg 정도의 체지방 감량 효과를 보여주었으며, 시간이 지날수록 체지방 감소효과가 있음을 알 수 있다. 그러나 처리와 시간과의 교호작용은 존재하지 않는다. 또한 실험실시 전의 체지방값과 총콜레스테롤은 유의하게 나타났으며, 섭취하는 칼로리는 약간 관련이 있으나, 허리엉덩이비율은 유의하지 않는 것으로 판명되었다.

주요용어: 공분산행렬형태, 반복측정 데이터, 처리, 체지방, 혼합모형.

1. 실험의 개요

체중 및 체지방 감량 방법들이 다양하게 제시되고 있지만, 그 방법들 중 핵심은 식이요법이다. 기존 연구들은 특정식품이나 성분의 섭취를 통한 식이조절에 대한 연구들로 이루어졌으나, 많은 제한점들이 드러남에 따라 최근에는 음식섭취량 감소로의 방향 전환의 필요성이 대두되고 있다. 음식섭취량은 기존의 호르몬 분비, 위의 용적량 변화 등 물리 화학적 기전을 통한 내부의 생리학적 요인 뿐 아니라 우리를 둘러싸고 있는 식이환경에 의해 조절할 수 있는데, 특히 음식섭취 모니터링의 강화로 조절하는 방법이 효과적이다. 그러한 방법의 일환으로 카메라가 장착된 스마트폰으로 제공된 음식을 섭취 전과 후에 촬영하여 사용자 스스로가 확인, 저장하고, 이를 다시 관리자에게 전송하도록 하면, 음식섭취 모니터링에 대한 개념이 정립되고, 지속적인 교육이 강화되어, 결국은 자신이 섭취한 음식에 대한 모니터링을 정확히 하게 하여 섭취량을 감소시켜 체중감량에 효과적일 것이라는 가설을 설정하였다.

이러한 가설에 의하여 체지방율이 30% 이상인 42명의 여대생을 2개의 그룹으로 나누어서 체지방 감량에 대한 효과를 분석하고자 8주 간에 걸쳐서 실험을 실시하였다. 실험에 참가하는 학생들은 매일 섭취하는 음식물에 대한 식사일지를 작성하였으며 또한 섭취하는 음식물을 일반폰 또는 스마트폰으로 촬영하여 실험관리자에게 전송하였으며 그것을 토대로 실험참가자들은 자신이 어떤 종류의 음식을 얼마만큼의 양을 섭취하였는지 인지하게 되며, 체지방량과 섭취한 음식물을 열량으로 환산한 칼로리 (Cal) 값

[†] 이 논문은 2011년도 동덕여자대학교 학술연구비 지원에 의하여 수행된 것임.

¹ 교신저자: (136-714) 서울시 성북구 월곡동 23-1, 동덕여자대학교 정보통계학과, 교수.

E-mail: jinnam@dongduk.ac.kr

² (136-714) 서울시 성북구 월곡동 23-1, 동덕여자대학교 식품영양학과, 교수.

을 측정하였으며, 다이어트 전문가로부터 체중 및 체지방 감소에 대하여 충분한 교육을 받았다. 이때 일반반편을 사용하는 그룹을 일반반편 그룹 (이하 처리 A)이라고 하며 28명이 배당되었으며, 스마트폰을 사용하는 그룹을 스마트폰 그룹 (이하 처리 B)이라고 하며 14명이 배당되었다. 실험측정은 매주마다 실시하여 자료를 얻었으나, 여기서의 통계분석으로는 2주, 4주, 6주, 8주 후의 4회 반복측정자료를 이용한다. 반응변수로는 2, 4, 6, 8주 후의 체지방량이며, 설명변수로는 기준값 (실험실시 전의 체지방값), 처리, 시간, 그리고 처리와 시간과의 교호작용이다. 이 외에도 체지방에 관련되는 변수로 허리엉덩이 비율 (WHR; waist to hip ratio), 총콜레스테롤 (TC; total cholesterol), 그리고 매일 섭취하는 음식물을 칼로리 (Cal)로 환산한 값을 독립변수로 포함시켰다.

반복측정자료의 특징은 각 개체들의 측정시점 간에는 시간별로 독립이 아닌 일정 관계의 연관성이 존재하며, 이러한 관계는 여러가지 형태의 공분산구조 형태로 표현된다. 다양한 형태의 공분산구조들 중에서 해당 실험에 적합한 공분산형태를 찾기 위해서는 반복측정자료의 혼합모형을 이용하여 통계적으로 분석하여 찾아내는 것이 일반적이다. 따라서 이 논문에서는 혼합모형을 이용하여 체지방 실험자료를 통계적으로 분석하여 적절한 형태의 공분산구조 형태를 찾은 후, 적정 공분산구조 형태 하에서 체지방 감소에 대하여 처리 간의 차이, 시간에 따른 체지방 감소 효과, 그리고 처리와 시점 간의 교호작용 효과 및 그 외 관련 변수들이 체지방에 미치는 효과를 알고자 한다. 반복측정자료에 관련된 실험자료분석은 통계프로그램인 SAS의 PROC MIXED를 이용하였다 (Littell 등, 1996).

혼합모형에 관련된 문헌들은 Brown과 Kempton (1994), Brown과 Prescott (1999), Choi (2008), Diggle (1989), Frees (2006), Hand와 Crowder (1996) 등이 있다. 반복측정자료를 이용하여 공분산행렬형태를 분석한 문헌으로는 Fitzmaurice 등 (2004), Verbeke와 Molenberghs (2000), Jo (2009), Jo와 Baik (2010) 등이 있으며, 변량계수모형을 이용하여 체지방 실험자료를 통계적으로 분석한 문헌은 Jo (2011)가 있다.

2. 체지방 실험자료의 통계분석

2.1. 혼합모형의 설정과 공분산행렬 형태

n 개의 관찰치가 주어졌을 때 반복측정자료의 혼합모형은 다음과 같다.

$$y = X\alpha + Z\beta + e \quad (2.1)$$

여기서 $y = (y_1, y_2, \dots, y_n)'$ 는 $n \times 1$ 의 관찰치 벡터, X 는 $n \times (p+1)$ 크기의 고정인자들의 계획행렬 (design matrix), $\alpha = (\mu, \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p)'$ 는 고정인자 계수 벡터, Z 는 $n \times q$ 크기의 변량인자들의 계획행렬, $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_q)'$ 는 평균 $\mathbf{0}$, 분산공분산행렬 G 인 다변량 정규분포를 하는 $q \times q$ 변량인자 계수 벡터, 그리고 e 는 평균 $\mathbf{0}$, 분산공분산행렬 R 인 다변량 정규분포를 하는 $n \times 1$ 크기의 오차벡터이다. 이 때 y 의 분산공분산행렬 V 는 다음과 같이 된다.

$$V = \text{var}(y) = ZGZ' + R \quad (2.2)$$

이 모형에서 α 와 β 는 제한최우추정법 (restricted maximum likelihood) 또는 반복일반화최소자승법 (iterative generalized least squares)에 의하여 다음과 같이 추정된다.

$$\hat{\alpha} = (X'V^{-1}X)^{-1}X'V^{-1}y \quad (2.3)$$

$$\hat{\beta} = GZ'V^{-1}(y - X\hat{\alpha}) \quad (2.4)$$

반복측정자료에서 n 개체들 간에는 관련이 없으나, 각 개체의 시점들 간에는 연관성이 존재한다. $n \times n$ 크기의 오차의 공분산행렬 R 은 각 개체내의 v 개의 시점들 간의 공분산행렬 R_i 을 대각항으로 표시하

며, 비대각항은 개체들 간의 연관성이 존재하지 않으므로 $\mathbf{0}$ 행렬로 이루어진다. 이 때 개체의 공분산행렬 R_i 는 각 개체의 $v \times v$ 크기의 측정시점들 간의 공분산행렬이며, 전체 공분산행렬 R 은

$$R = \begin{bmatrix} R_1 & 0 & 0 & \dots \\ 0 & R_2 & 0 & \dots \\ 0 & 0 & R_3 & \dots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots \end{bmatrix} = R_i \otimes I \tag{2.5}$$

로 표시 할 수 있으며, 개체의 공분산행렬 R_i 가 어떤 형태를 가지느냐에 따라서 결정된다. 공분산행렬 R_i 는 단순형태 (simple), 복합대칭성 (compound symmetry), AR(1), Toeplitz, 멱형태 (power), 지수 형태 (exponential), 가우시안 (Gaussian), 일반형태 (unstructured) 등의 다양한 형태로 구성되어 있으나, 이 논문에서는 단순형태, 복합대칭성, AR(1), Toeplitz(2), Toeplitz의 5가지 경우만 상정하여 비교분석 한 후 그 중에서 가장 적절한 공분산구조 형태를 찾고자 한다. 여기서 공분산행렬의 시점은 2주, 4주, 6주, 8주의 4개 시점이며, 위에서 설정한 5개의 공분산행렬의 형태를 추정하여 Table 2.1에 정리하였다.

Table 2.1 Results from using covariance patterns

(i) Simple	
$R_i = \hat{\sigma}^2 I = 2.941$	$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$
(ii) Compound symmetry	
$R_i = \hat{\sigma}^2$	$\begin{bmatrix} 1 & \hat{\rho} & \hat{\rho} & \hat{\rho} \\ \hat{\rho} & 1 & \hat{\rho} & \hat{\rho} \\ \hat{\rho} & \hat{\rho} & 1 & \hat{\rho} \\ \hat{\rho} & \hat{\rho} & \hat{\rho} & 1 \end{bmatrix} = 3.139 \begin{bmatrix} 1 & 0.748 & 0.748 & 0.748 \\ 0.748 & 1 & 0.748 & 0.748 \\ 0.748 & 0.748 & 1 & 0.748 \\ 0.748 & 0.748 & 0.748 & 1 \end{bmatrix}$
(iii) AR(1)	
$R_i = \hat{\sigma}^2$	$\begin{bmatrix} 1 & \hat{\rho} & \hat{\rho}^2 & \hat{\rho}^3 \\ \hat{\rho} & 1 & \hat{\rho} & \hat{\rho}^2 \\ \hat{\rho}^2 & \hat{\rho} & 1 & \hat{\rho} \\ \hat{\rho}^3 & \hat{\rho}^2 & \hat{\rho} & 1 \end{bmatrix} = 3.094 \begin{bmatrix} 1 & 0.838 & 0.702 & 0.588 \\ 0.838 & 1 & 0.838 & 0.702 \\ 0.702 & 0.838 & 1 & 0.838 \\ 0.588 & 0.702 & 0.838 & 1 \end{bmatrix}$
(iv) Toeplitz(2)	
$R_i = \hat{\sigma}^2$	$\begin{bmatrix} 1 & \hat{\rho}_1 & 0 & \hat{\rho} \\ \hat{\rho}_1 & 1 & \hat{\rho}_1 & 0 \\ 0 & \hat{\rho}_1 & 1 & \hat{\rho}_1 \\ 0 & 0 & \hat{\rho}_1 & 1 \end{bmatrix} = 2.528 \begin{bmatrix} 1 & 0.549 & 0 & 0 \\ 0.549 & 1 & 0.549 & 0 \\ 0 & 0.549 & 1 & 0.549 \\ 0 & 0 & 0.549 & 1 \end{bmatrix}$
(v) Toeplitz	
$R_i = \hat{\sigma}^2$	$\begin{bmatrix} 1 & \hat{\rho}_1 & \hat{\rho}_2 & \hat{\rho}_3 \\ \hat{\rho}_1 & 1 & \hat{\rho}_1 & \hat{\rho}_2 \\ \hat{\rho}_2 & \hat{\rho}_1 & 1 & \hat{\rho}_1 \\ \hat{\rho}_3 & \hat{\rho}_2 & \hat{\rho}_1 & 1 \end{bmatrix} = 3.104 \begin{bmatrix} 1 & 0.839 & 0.673 & 0.548 \\ 0.839 & 1 & 0.839 & 0.673 \\ 0.673 & 0.839 & 1 & 0.839 \\ 0.548 & 0.673 & 0.839 & 1 \end{bmatrix}$

2.2. 공분산행렬의 적합성 여부와 유의성 검정

공분산행렬의 적합성 여부를 판단하기 위하여 먼저 개별 공분산행렬에 대한 $-2\log(L)$ 값과 AIC 값을 산출하였으며, 이 값이 작을수록 좋은 형태의 모형이 된다. Table 2.2에서 보듯이 $-2\log(L)$ 의 기준으로는 Toeplitz가 539.7로 가장 작으며, 그 다음으로는 AR(1)이 540.5로 작다. 그러나 그 차이는 불과 0.8정도로 아주 작은 차이이다. AIC 기준으로는 AR(1)이 544.5로 가장 작으며, 그 다음으로는 547.7인 Toeplitz이다. 적합성 검정에서 AIC 기준으로는 AR(1)이 가장 적합하며, $-2\log(L)$ 기준으로는 Toeplitz가 가장 적합하지만 AR(1)과의 차이가 불과 0.8이다. 그러나 포함된 모수는 AR(1)이 2개, Toeplitz는 4개이므로 모수절약 원칙의 관점에서 AR(1)이 적합하다는 것을 알 수 있다.

Table 2.2 $-2\log(L)$ and AIC from using covariance patterns

Covariance pattern	Number of parameters	$-2\log(L)$	AIC
(i) Simple	1	684.5	686.5
(ii) Compound symmetry	2	570.3	574.3
(iii) AR(1)	2	540.5	544.5
(iv) Toeplitz(2)	2	590.1	594.1
(v) Toeplitz	4	539.7	547.7

공분산행렬의 모수에 대한 유의성 검정을 실시함에 있어서 포함하는 모형의 우도값 (L_1)과 포함되는 모형의 우도값 (L_2)을 구한 후, $\chi^2=2(\log(L_1)-\log(L_2))$ 의 우도비 검정을 실시한 결과는 Table 2.3에서 보여준다. 유의성 검정 결과 복합대칭성, AR(1), Toeplitz(2)의 공분산행렬의 모수는 단순형태의 공분산행렬의 모수보다 적합하며, Toeplitz는 복합대칭성, Toeplitz(2)보다 더 유의하지만, AR(1)보다는 유의하지 않았다. 그러므로 유의성 검정에서도 AR(1)의 공분산행렬이 가장 적합한 것으로 나타났다.

Table 2.3 Likelihood ratio test on covariance matrix parameters

Nesting pattern	Pattern that is nested	d.f.	χ^2	p-value
(ii) Compound symmetry	(i) Simple	1	114.2	<0.0001
(iii) AR(1)	(i) Simple	1	144	<0.0001
(iv) Toeplitz(2)	(i) Simple	1	94.4	<0.0001
(v) Toeplitz	(ii) Compound symmetry	2	30.6	<0.0001
(v) Toeplitz	(iii) AR(1)	2	0.8	0.6703
(v) Toeplitz	(iv) Toeplitz(2)	2	50.4	<0.0001

따라서 공분산행렬의 적합성여부와 유의성검정 결과, 식 (2.6)의 AR(1)의 공분산행렬 형태가 최적으로 판정되었다.

$$R_i = \sigma^2 \begin{bmatrix} 1 & \hat{\rho} & \hat{\rho}^2 & \hat{\rho}^3 \\ \hat{\rho} & 1 & \hat{\rho} & \hat{\rho}^2 \\ \hat{\rho}^2 & \hat{\rho} & 1 & \hat{\rho} \\ \hat{\rho}^3 & \hat{\rho}^2 & \hat{\rho} & 1 \end{bmatrix} = 3.094 \begin{bmatrix} 1 & 0.838 & 0.702 & 0.588 \\ 0.838 & 1 & 0.838 & 0.702 \\ 0.702 & 0.838 & 1 & 0.838 \\ 0.588 & 0.702 & 0.838 & 1 \end{bmatrix} \quad (2.6)$$

AR(1)의 공분산행렬에서 보듯이 1 시점 간의 상관계수는 0.838로 대단히 밀접한 관련을 보여주며, 2 시점 간의 상관계수는 0.702, 3 시점 간의 상관계수는 0.588로 AR(1)의 특성상 시점이 멀어질수록 상관관계는 약해짐을 알 수 있다.

2.3. AR(1)의 공분산행렬을 바탕으로 한 통계적 분석

AR(1)의 공분산행렬 구조를 바탕으로 한 체지방에 대한 관련 변수들의 혼합모형의 분산분석표는 Table 2.4와 같다. 처리를 실시하기 전의 체지방값 (기준값)은 대단히 유의하며, 4개 시점에 해당하는 시간 간의 차이도 대단히 유의하다. 그러나 처리와 시간 간의 교호작용의 효과는 거의 없으며, 허리엉덩이 비율 (WHR)도 유의하지 않음을 보여준다. 매일 섭취하는 칼로리량은 유의확률이 0.127로 다소 효과가 있음을 보여주며, 총콜레스테롤량은 어느 정도 효과가 있음을 보여준다. 그러나 두 그룹 간의 처리에 대한 차이는 유의확률이 0.246으로 통계적으로 유의하지 않음을 알 수 있다.

Table 2.4 ANOVA table for the fixed effects

Source	<i>d.f.</i> of nominator	<i>d.f.</i> of denominator	<i>F</i> value	p-value
Treatment	1	37	1.39	0.2459
Baseline	1	37	485.76	<0.0001
Time	3	119	15.23	<0.0001
Treatment*time	3	119	0.18	0.9122
WHR	1	37	1.10	0.3019
Cal	1	119	2.35	0.1276
TC	1	37	3.47	0.0703

반응변수 체지방량에 유의하지 않은 처리와 시간과의 교호작용과 WHR을 제외하였으며, 처리 간의 차이는 유의확률이 0.246이지만 가장 중요한 요인이므로 모형에 포함시켜서 분산분석을 다시 실시한 결과는 Table 2.5와 같다. Table 2.4와 마찬가지로 처리 전 체지방값과 시간은 대단히 유의하며, TC도 상당히 유의하며, Cal는 유의확률이 0.16으로 약간의 효과가 있음을 보여준다. 그러나 처리 간의 차이는 유의확률이 0.126으로 그룹 간의 약간의 차이가 있음을 보여주었다.

Table 2.5 ANOVA table for the significant fixed effects

Source	<i>d.f.</i> of nominator	<i>d.f.</i> of denominator	<i>F</i> value	p-value
Treatment	1	38	2.45	0.1257
Baseline	1	38	479.08	<0.0001
Time	3	122	15.34	<0.0001
Cal	1	122	1.99	0.1604
TC	1	38	3.80	0.0588

Table 2.6에서 보듯이 일반폰과 스마트폰을 사용한 두 그룹 간 처리의 차이효과는 스마트폰의 사용자가 일반폰의 사용자보다 0.654 kg 정도의 체지방감량 효과를 보여준다.

Table 2.6 Estimation of the difference between two treatment effects

Treatment difference	Estimate	Standard error	t value	p-value
A-B	0.6539	0.4176	1.57	0.1257

먼저 시간에 따른 체지방량의 변화 추이를 Table 2.7에서 보듯이, 일반폰을 사용할 경우 체지방량의 감소는 21.83kg에서 실험이 끝난 8주 후에는 완만한 감소를 보이며, 8주 후에는 평균 2.07kg 감소하였다. 스마트폰을 사용한 경우 일반폰과 마찬가지로 점차 감소하는 경향을 보였으며, 8주 후에는 2.89kg 감소하는 경향을 보인다.

Table 2.7 Changing trend of fat mass (unit : kg)

Time	Regular phone	Smart phone
Baseline (0 week)	21.83	24.63
2 week	21.32	23.55
4 week	20.38	22.66
6 week	20.21	22.34
8 week	19.76	21.74

Table 2.8은 연속시점 간의 차이에 대한 체지방 감소 효과를 보여준다. 그 차이를 살펴보면 2주 후와 4주 후는 뚜렷한 감소효과를 보이며, 6주와 8주 간에도 체지방 감소에 대하여 유의한 차이를 보여주지만, 4주와 6주 간의 차이는 유의확률이 0.096으로 약간의 차이를 보여준다.

Table 2.8 Comparing time difference effects between two successive times

Time difference	Estimate of time difference	Standard error	t value	p-value
2-4	0.9088	0.1754	5.18	<0.0001
4-6	0.2265	0.1351	1.68	0.0961
6-8	0.4822	0.1465	3.29	0.0013

3. 결론

일반폰 사용자와 스마트폰 사용자와의 체지방 감소에 대한 반복측정 실험자료를 혼합모형을 이용하여 분석한 결과, AR(1)의 공분산행렬이 가장 적합한 형태로 채택되었다. 이 경우 시점 간의 상관계수는 0.838로 대단히 밀접한 관련을 보여주며, AR(1)의 특성상 시점이 멀어질수록 상관관계는 약해진다. AR(1)의 공분산행렬 형태를 설정하여 분석한 결과, 처리 간의 차이는 스마트폰의 사용자가 일반폰의 사용자보다 0.654kg 정도의 체지방감량 효과를 보여준다. 시간 간의 차이도 대단히 유의하며, 시간이 지날수록 체지방 감량 효과가 있음을 알 수 있다. 그러나 처리와 시간 간의 교호작용의 효과는 거의 없다. 또한 처리를 실시하기 전의 체지방값 (기준값), 총콜레스테롤은 체지방 감소에 영향을 미치는 변수이며, 매일 섭취하는 칼로리는 어느 정도 관련이 있으나, 허리엉덩이비율은 거의 관련이 없음을 알 수 있다.

참고문헌

- Brown, H. and Kempson, R. A. (1994). The application of REML in clinical trials. *Statistics in Medicine*, **16**, 1601-1617.
- Brown, H. and Prescott, R. (1999). *Applied mixed models in medicine*, John Wiley & Sons Inc., New York.
- Choi, J. (2008). A marginal logit mixed-effects model for repeated binary response data. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **19**, 413-420.
- Diggle, P. J. (1989). Testing for random dropouts in repeated measurement data. *Biometrics*, **43**, 1255-1258.
- Fitzmaurice, G. M., Laird, N. M. and Ware, J. H. (2004). *Applied longitudinal analysis*, John Wiley & Sons Inc., New York.
- Frees, E. D. (2006). *Longitudinal and panel data*, Cambridge University Press, New York.
- Hand, D. and Crowder, M. (1996). *Practical longitudinal data analysis*, Chapman & Hall, London.
- Hay, C. R. M., Ludlam, C. A., Lowe, G. D. O., Mayne, E. E., Lee, R. J., Prescott, R. J. and Lee, C. A. (1998). The effect of monoclonal or ion-exchange purified factor VIII concentrate on HIV disease progression: A prospective cohort comparison. *British Journal of Haematology*, **101**, 632-637.

- Hinkelmann, K. and Kempthorne, O. (1994). *Design and analysis of experiments*, Vol. 1, John Wiley & Sons Inc., New York.
- Jo, J. (2009). An empirical study on the selection of the optimal covariance pattern model for the weight loss data. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **20**, 377-385.
- Jo, J. (2011). A statistical analysis of the fat mass experimental data using random coefficient model. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **22**, 287-296.
- Jo, J. and Baik, J. W. (2010). A statistical analysis on the selection of the optimal covariance matrix pattern for the cholesterol data. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **21**, 1263-1270.
- Littell, R. C., Milliken, G. A., Stroup, W. W. and Wolfinger, R. D. (1996). *SAS system for mixed models*, SAS Institute Inc., N.C..
- Longford, N. T. (1993). *Random coefficient models*, Oxford University Press, Oxford.
- Satterthwaite, F. E. (1946). An approximate distribution of estimates of variance components. *Biometrics Bulletin*, **2**, 110-114.
- Smyth, J. F., Brown, A., Perren, T., Wilkinson, P., Prescott, R. J., Quinn, K. J. and Tedeschi, M. (1997). Glutathione reduces the toxicity and improves quality of the life of women diagnosed with ovarian cancer treated with cisplatin: Results of a double blind, randomized trial. *Annals of Oncology*, **8**, 569-5873.
- Verbeke, G. and Molenberghs, G. (2000). *Linear mixed models for longitudinal data*, Springer Verlag, New York.

A statistical analysis of the fat mass repeated measures data using mixed model[†]

Jinnam Jo¹ · Un Jae Chang²

¹Department of Statistics and Information Science, Dongduk Women's University

²Department of Food and Nutrition, Dongduk Women's University

Received 8 February 2013, revised 8 March 2013, accepted 12 March 2013

Abstract

Forty two female students whose fat mass ratio was over 30% were participated in the experiment of fat mass loss of two treatments for 8 weeks. They kept diary for foods they ate every day, took a picture of the foods, transmitted the picture to the experimenter by the camera phone. Among those, 28 students took the picture by regular camera phone (Treatment A), and the other students used smart phone (Treatment B). Fat mass weight and its related variables had been measured repeatedly four times at an interval of two weeks during 8 weeks. It was shown from mixed model analysis of repeated measurements data that AR(1) covariance matrix was selected as the optimal covariance matrix pattern. The correlation between two successive times is highly correlated as 0.838. Based upon the AR(1) covariance matrix structure, the students using smart phones were somewhat more effective in losing fat mass weight than the students using regular camera phones. The time effect was highly significant, but the treatment-time interaction effect was insignificant. The baseline effect and total cholesterol were found to be significant, but the calories with taking foods were somewhat significant, but the waist to hip ratio was found to be insignificant.

Keywords: Fat mass, mixed model, repeated measures data, treatment.

[†] This research was supported by the Dongduk Women's University Research Grants 2011.

¹ Corresponding author: Professor, Department of Statistics and Information Science, Dongduk Women's University, Seoul 136-714, Korea. E-mail: jinnam@dongduk.ac.kr

² Professor, Department of Food and Nutrition, Dongduk Women's University, Seoul 136-714, Korea.