รายการอ้างอิง

ภาษาไทย

ธีระพร วีระถาวร. ตัวแบบเชิงเส้นทฤษฎีและการประยุกต์. พิมพ์ครั้งที่ 1. กรุงเทพมหานคร : วิทยพัฒน์, 2541.

ราชบัณฑิตยสถาน. พจนานุกรมศัพท์คณิตศาสตร์ ฉบับราชบัณฑิตยสถาน. พิมพ์ครั้งที่ 6. กรุงเทพมหานคร : มหาจุฬาลงกรณ์ราชวิทยาลัย , 2538.

สุพล ดุรงค์วัฒนา. การวางแผนการทดลองขั้นสูง. เอกสารประกอบการสอนวิชาการวางแผนการทดลองขั้นสูง ภาควิชาสถิติ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2542 .

อดิศักดิ์ พงษ์พูลผลศักดิ์. การควบคุมคุณภาพ. กรุงเทพมหานคร : ศูนย์สื่อเสริมกรุงเทพ, 2535.

ภาษาอังกฤษ

Box, G.E.P., and M.E. Miller, A note on the generation of random normal deviates. Annals of Mathematical Statistics 29 (1958) : 610 – 611.

Herbach, L.H. Properties of model II type analysis of variance test, A : Optimum nature of the F-test for model II in balanced case. The Annals of Mathematical Statistics 30 (1959) : 939-959.

James, P.I. Linear programming in single & multiple objective systems. United State of America : Pretice-Hall, 1982.

Kelly, R.J. and Mathew,T. Improved estimators of variance components with smaller probability of negative. Journal of The Royal Statistic Soc. B. 55 (1993) : 897-911.

Lamotte, L.R. Quadratic estimation of variance components. Biometrics 29 (1973) : 311-330.

Lamotte, L.R. Invariant quadratic estimators in the random, one-way ANOVA model. Biometrics 32 (1976) : 793-804.

Mathew, T., Sinha, B.K. and Sutradhar, B.C. Nonnegative estimation of variance components in unbalanced mixed models with two variance components . Journal of Multivariate Analysis 42 (1992) : 77-101.

Montgomery, C.D. Design and analysis of experiments. 4nd ed. Cannada : John Wiley & Sons,1997.

Olsen, A., Selly, J. and Birkes, D. Invariant quadratic estimation for two variance components, Annuals of Statistics 4 (1976) :878-890.

Rao, C.R. Linear statistical inference and its applications. 2nd ed. New York : John Wiley & Sons,1973.

Rao, C.R. Minimum variance quadratic unbias estimation of variance components. Journal of Multivariate Analysis 1 (1971) : 445-456.

Searle, S.R. Linear models. New York : John Wiley & Sons,1971.

Searle, S.R., Cassella, G. and Mcculloch, E.C. Variance components. New York : John Wiley & Sons,1992.

Thompson, W.A., Jr. The problem of negative estimates of variance components. The Annals of Mathematical Statistics 33 (1962) : 273-289.

Yu, H., Searle, S.R. and McCulloch, C.E. Properties of maximum likelihood estimators of variance components in the one-way-classification model, balanced data. Communications in Statistics- Simulation. 23 (1994) : 897-914.

ภาคผนวก ก

การกำหนดจำนวนรอบการทำซ้ำ

การศึกษาในครั้งนี้ เป็นการเปรียบเทียบตัวประมาณองค์ประกอบความแปรปรวนด้วยวิธีการประมาณแบบต่างๆ การเปรียบเทียบตัวประมาณดังกล่าวถ้าใช้ข้อมูลเพียงชุดเดียวเพื่อหาผลสรุปว่าตัวประมาณด้วยวิธีใดดีกว่ากันนั้นย่อมไม่น่าเชื่อถือ เช่นเดียวกับการควบคุมคุณภาพในการผลิตถ้ามีการสุ่มตรวจคุณภาพของสินค้าเพียงชิ้นเดียวจากการผลิตจำนวณมหาศาลเพื่อใช้สรุปคุณภาพของสินค้าทั้งหมดย่อมเป็นการลดความน่าเชื่อถือในคุณภาพของสินค้าชนิดดังกล่าว ดังนั้น เพื่อเป็นการควบคุมคุณภาพของการศึกษาในครั้งนี้ จึงได้นำหลักการการควบคุมคุณภาพมาใช้เพื่อพิจารณาหาจำนวนรอบการทำซ้ำในแต่ละกรณี เพื่อให้ผลการเปรียบเทียบตัวประมาณค่าองค์ประกอบความแปรปรวนที่ได้มีความน่าเชื่อถือมากพอเพื่อนำสู่ผลสรุปของการศึกษาที่ถูกต้อง

การกำหนดจำนวนรอบการทำซ้ำที่เหมาะสมโดยเลียนแบบความสัมพันธ์ ของส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของประชากรกับ(σ) กับค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนมาตรฐานของตัวอย่าง($\bar{S}$) ซึ่งเป็นหลักหนึ่งในการสร้างแผนภูมิความคุมคุณภาพเพื่อควบคุมการกระจาย ซึ่งได้แสดงวิธีดังกล่าวไว้โดย อดิศักดิ์ พงษ์พูลผลศักดิ์ [1] ดังนั้นในที่นี้จึงเป็นการหาความสัมพันธ์ ของค่าพารามิเตอร์(σ_e) กับค่าเฉลี่ยของค่ารากที่สองความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย($\overline{\sqrt{MSE}}$) ซึ่งค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย(MSE) เป็นค่าที่สามารถหาได้จากตารางวิเคราะห์ความแปรปรวน(ANOVA table) การหาความสัมพันธ์ดังกล่าวสามารถหาได้ โดยเริ่มต้นจากการทราบว่าค่าคาดหวังของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยได้ดังนี้

$$E(MSE) = \sigma_e^2$$ นอกจากนี้ยังทำให้ทราบอีกว่า

$$\frac{f * MSE}{E(MSE)} \sim \chi_f^2$$ เมื่อ f คือค่าขั้นแห่งความเป็นอิสระ

สำหรับแผนการสุ่มสมบูรณ์(Completely Randomized Design : CRD) มีค่าขั้นแห่งความเป็นอิสระของผลรวมกำลังสองความความเบี่ยงเบนคือ $a(n-1)$ ดังนั้นจะได้ว่า

$$X = \frac{a(n-1) * MSE}{\sigma_e^2} \sim \chi_{a(n-1)}^2$$

---

[1] อดิศักดิ์ พงษ์พูลผลศักดิ์, การควบคุมคุณภาพ (กรุงเทพมหานคร : ศูนย์สื่อเสริมกรุงเทพ, 2535), หน้า 66.

$$\because f(x) = \frac{2^{\frac{-a(n-1)}{2}}}{\Gamma\left(\frac{a(n-1)}{2}\right)} * x^{\frac{a(n-1)}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}} \qquad x > 0$$

ให้ $y = MSE$

หาฟังก์ชันความหนาแน่นของ y โดยที่ $y = \frac{\sigma_e^2}{a(n-1)} x$

จะได้ว่า $x = V(y) = \frac{a(n-1)}{\sigma_e^2} y$

ดังนั้น $V'(y) = \frac{a(n-1)}{\sigma_e^2}$

$$g(y) = f(v(y))|v'(y)|$$

$$= \frac{2^{\frac{-a(n-1)}{2}}}{\Gamma\left(\frac{a(n-1)}{2}\right)} * \left[\frac{a(n-1)}{\sigma_e^2} y\right]^{\frac{a(n-1)}{2}-1} e^{-\frac{a(n-1)}{2\sigma_e^2} y} \left|\frac{a(n-1)}{\sigma_e^2}\right|$$

$$= \frac{2^{\frac{-a(n-1)}{2}}}{\Gamma\left(\frac{a(n-1)}{2}\right)} * \left[\frac{a(n-1)}{\sigma_e^2}\right]^{\frac{a(n-1)}{2}-1} y^{\frac{a(n-1)}{2}-1} e^{-\frac{a(n-1)}{2\sigma_e^2} y} \left|\frac{a(n-1)}{\sigma_e^2}\right|$$

$$\therefore g(y) = \frac{\left(\frac{1}{2}\left[\frac{a(n-1)}{\sigma_e^2}\right]\right)^{\frac{a(n-1)}{2}}}{\Gamma\left(\frac{a(n-1)}{2}\right)} y^{\frac{a(n-1)}{2}-1} e^{-\frac{a(n-1)}{2\sigma_e^2} y}$$

จากฟังก์ชันความหนาแน่นของ y ทำให้ทราบว่า y มีการแจกแจงแบบแกมมา โดยที่ $\alpha = \frac{a(n-1)}{2}$ และ $\beta = \frac{a(n-1)}{2\sigma_e^2}$

กรณีต้องการหาค่าคาดหวังของ $\sqrt{MSE}$ โดยการใช้การแปลง (Transformation) ดังนี้

$$E(\sqrt{MSE}) = E(\sqrt{y}) = E(y^{1/2}) = \int_0^\infty y^{1/2} g(y)dy$$

$$= \int_0^\infty y^{1/2} \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} y^{\alpha-1} e^{-\beta y} dy$$

$$= \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} \int_0^\infty y^{\alpha+1/2-1} e^{-\beta y} dy \qquad (ก.1)$$

จัดรูปแบบ โดยให้ $z = \beta y$ ดังนั้น $y = \frac{z}{\beta}$

$dz = \beta dy$ และ $dy = \frac{1}{\beta} dz$

จาก สมการ (ก.1) จะได้ว่า

$$E\left(y^{1/2}\right)=\frac{\beta^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)}\int_{0}^{\infty}\frac{z}{\beta}^{\alpha+1/2-1}e^{-z}\left(\frac{1}{\beta}\right)dz$$

$$=\frac{\beta^{\alpha}}{\Gamma(\alpha)}\left(\frac{1}{\beta}\right)^{\alpha+1/2}\int_{0}^{\infty}z^{(\alpha+1/2)-1}e^{-z}dz \qquad (ก.2)$$

จากฟังก์ชันแกมมา (Gamma function) ทำให้ทราบว่า

$$\Gamma(\alpha)=\int_{0}^{\infty}x^{\alpha-1}e^{-x}dx \qquad \text{โดยที่} \quad \alpha>0$$

จัดรูปแบบฟังก์ชันแกมมาในสมการ (ก.2) จะได้ว่า

$$E\left(y^{1/2}\right)=\frac{\beta^{-1/2}}{\Gamma(\alpha)}\left[\Gamma\left(\alpha+\frac{1}{2}\right)\right]$$

แทนค่า β และ α

$$\therefore E\left(y^{1/2}\right)=\frac{\left[\frac{a(n-1)}{2\sigma_e^2}\right]^{-1/2}}{\Gamma\left(\frac{a(n-1)}{2}\right)}\left[\Gamma\left(\frac{a(n-1)}{2}+\frac{1}{2}\right)\right]$$

$$=\frac{\left[\frac{a(n-1)}{2}\right]^{-1/2}}{\Gamma\left(\frac{a(n-1)}{2}\right)}\left[\Gamma\left(\frac{a(n-1)}{2}+\frac{1}{2}\right)\right]\cdot\sigma_e \qquad (ก.3)$$

ในการหาจำนวนรอบการทำซ้ำเพื่อหาค่าแทนค่า $E\left(\sqrt{MSE}\right)$ ด้วย ค่าเฉลี่ยของ $\sqrt{MSE}$ ซึ่งสามารถเขียนได้ในรูป

$$\overline{\sqrt{MSE}}=\frac{\sum_{s=1}^{S}\sqrt{MSE}}{S} \qquad (ก.4)$$

เมื่อ S คือจำนวนรอบของการทำซ้ำที่ต้องการหา

จากสมการ (ก.3) และสมการ (ก.4) จะได้ว่า

$$\overline{\sqrt{MSE}}=\frac{\left[\frac{a(n-1)}{2}\right]^{-1/2}}{\Gamma\left(\frac{a(n-1)}{2}\right)}\left[\Gamma\left(\frac{a(n-1)}{2}+\frac{1}{2}\right)\right]\cdot\sigma_e \qquad (ก.5)$$

เนื่องจากในแต่ละกรณีศึกษาจะทราบค่า a, n และ σ_e ทำให้ทราบค่าทางขวามือของสมการ (ก.5) ดังนั้นจำนวนรอบการทำซ้ำที่เหมาะสม(S) คือจำนวนรอบที่ให้ค่าผลต่างของ 2 ข้างของสมการ(ก.5) มีค่าเข้าใกล้ 0 นั่นคือ

$$C = \sqrt{MSE} - \frac{\left[\frac{a(n-1)}{2}\right]^{-1/2}}{\Gamma\left(\frac{a(n-1)}{2}\right)}\left[\Gamma\left(\frac{a(n-1)}{2}+\frac{1}{2}\right)\right]\cdot\sigma_e \dashrightarrow 0 \qquad \text{(ก.6)}$$

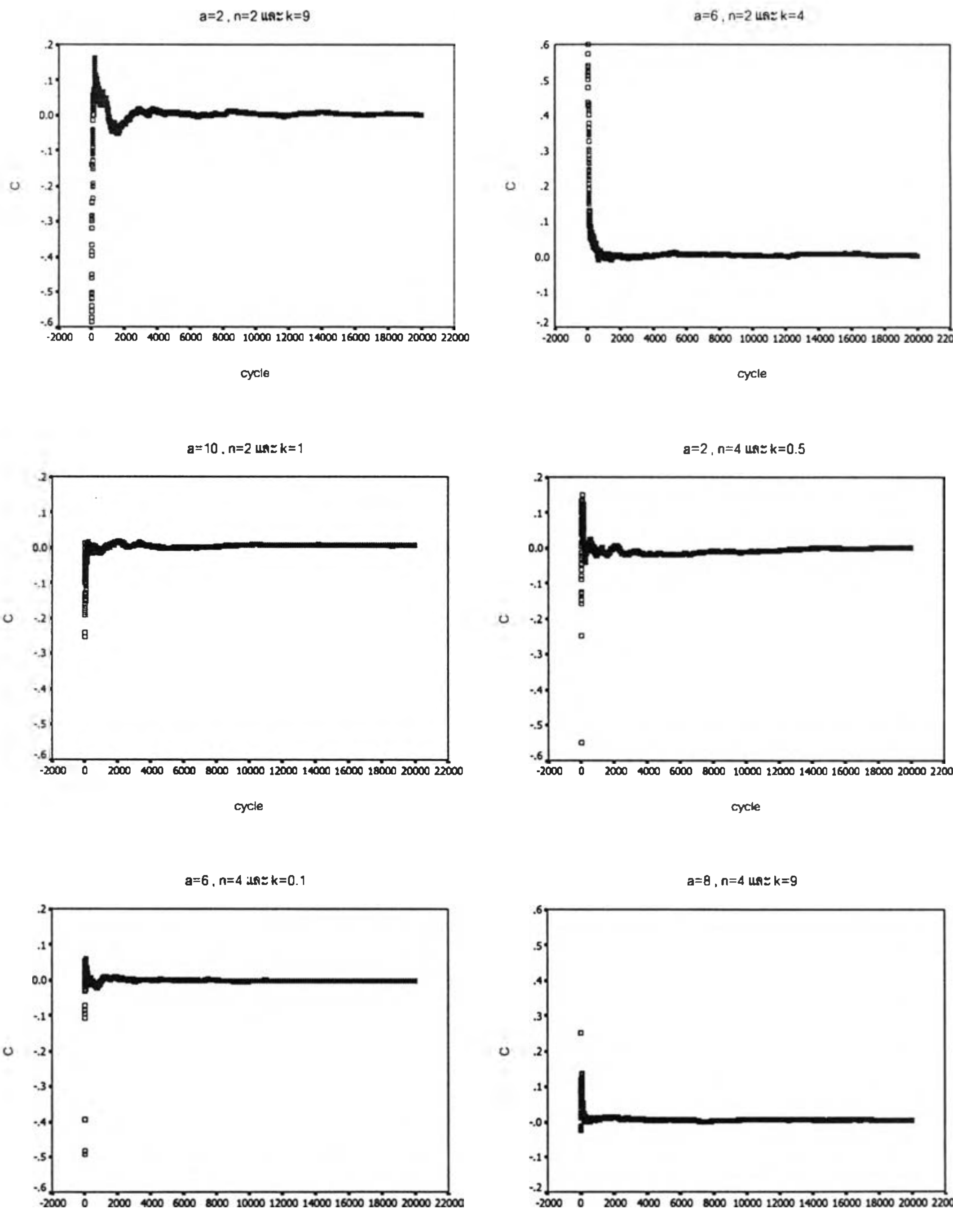
ดังนั้นในการศึกษาครั้งนี้เป็นการศึกษา ทั้งสิ้น 90 กรณีดังที่ได้กล่าวไว้ในหัวข้อ1.5 ขอบเขตของการวิจัยในบทที่ 1 เลือกกรณีศึกษามาทั้งสิ้น 10 กรณี ซึ่งเมื่อแทนค่าหาค่าทางขวามือของสมการ (ก.5) ได้ดังนี้

ตารางที่ ก.1 แสดงค่าทางขวามือของสมการ (ก.5) จำแนกตาม ค่า a, n และ k

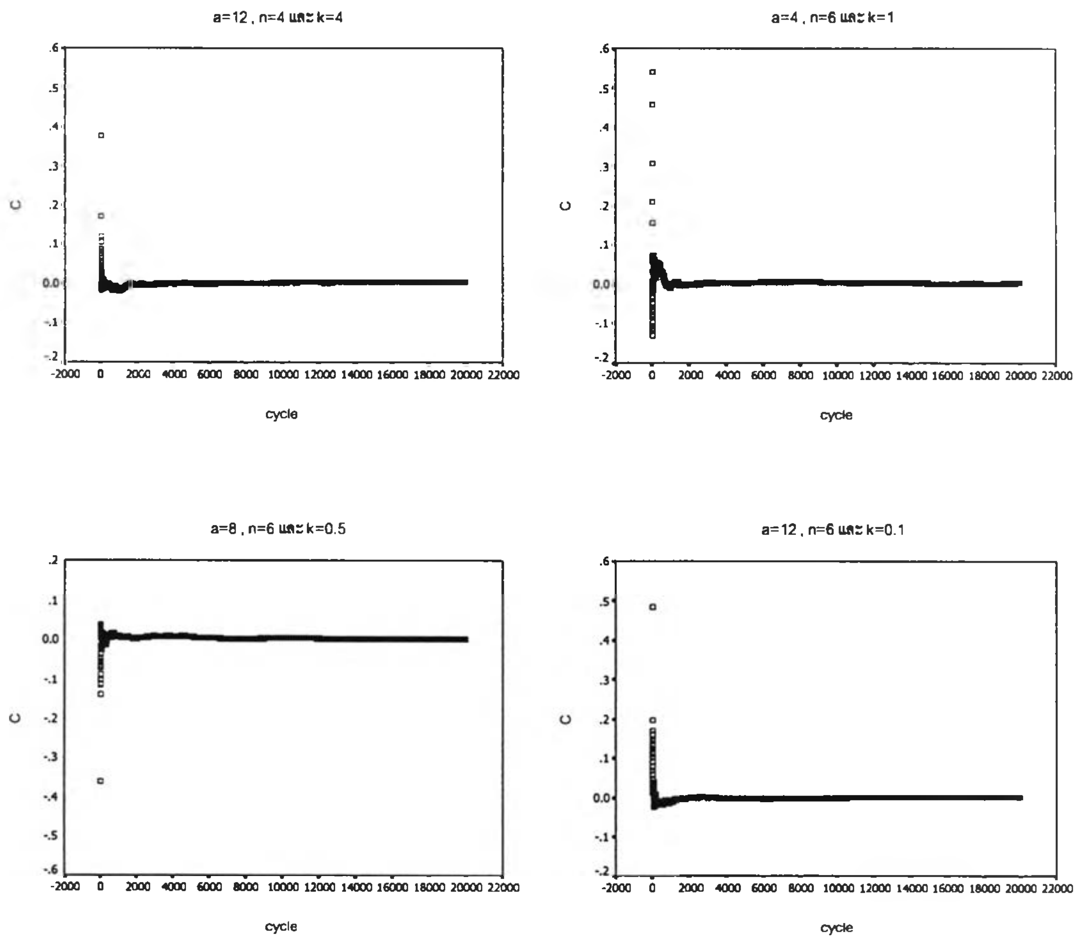
กรณี	a	n	k	$\frac{\left[\frac{a(n-1)}{2}\right]^{-1/2}}{\Gamma\left(\frac{a(n-1)}{2}\right)}\left[\Gamma\left(\frac{a(n-1)}{2}+\frac{1}{2}\right)\right]\cdot\sigma_e$
5	2	2	9	2.506628
14	6	2	4	2.713505
23	10	2	1	2.758707
32	2	4	0.5	2.713505
41	6	4	0.1	2.789435
50	8	4	9	2.799126
59	12	4	4	2.808856
68	4	6	1	2.793306
77	8	6	0.5	2.810806
86	12	6	0.1	2.816667

แต่ละกรณีทำการจำลองข้อมูลซ้ำ 20,000 รอบ ในแต่ละรอบการทำซ้ำ หาค่า C ซึ่งเป็นค่าตามสมการ (ก.6) เพื่อหาจุดซึ่งเป็นจำนวนรอบที่ทำให้ค่า C มีค่านิ่งและมีค่าเข้าใกล้ 0 ที่ครอบคลุม ทั้ง 10 กรณีดังกล่าวซึ่งผลที่ได้แสดงไว้ในรูปที่ ก.1 ดังนี้

รูปที่ ก.1 แสดงค่า C ในแต่ละรอบการทำซ้ำ ซึ่งมีทั้งสิ้น 20,000 รอบ จำแนกตามกรณีตัวอย่าง



รูปที่ ก.1 ต่อ



จากรูปที่ ก.1 พบว่า ที่จำนวนรอบเท่ากับ 10,000 เป็นช่วงที่ให้ค่า C ที่ค่อนข้างนิ่ง และมีค่าเข้าใกล้ 0 มาก นอกจากนี้จะสังเกตได้ว่าเมื่อ จำนวนรอบมากกว่า 10,000 ก็ไม่ทำให้ค่า C มีค่านิ่งเพิ่มขึ้นหรือมีค่าเข้าใกล้ 0 มากขึ้นแต่อย่างใด ด้วยเหตุนี้จึงตัดสินใจเลือกใช้จำนวนรอบในการวิจัยในครั้งนี้เป็น 10,000 รอบ

ภาคผนวก ข

การหาตัวประมาณ GLSE(μ)

การหาตัวประมาณพารามิเตอร์ μ ด้วยวิธีกำลังสองน้อยสุดนัยทั่วไป(Generlized least square estimator : GLSE) สามารถหาได้จาก

$$\text{GLSE}(\mathbf{X}\beta) = \mathbf{X}\left(\mathbf{X}'\mathbf{V}^{-1}\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{V}^{-1}\underset{\sim}{y}$$

เนื่องจาก $E(y) = \mu \underset{\sim N}{1}$ ดังนั้น $\mathbf{X} = \underset{\sim N}{1}$

ดังนั้น $\text{GLSE}(\underset{\sim N}{1}\mu) = \underset{\sim N}{1}(\underset{\sim N}{1}'\mathbf{V}^{-1}\underset{\sim N}{1})^{-1}\underset{\sim N}{1}'\mathbf{V}^{-1}\underset{\sim}{y}$

$$\therefore \quad \text{GLSE}(\mu) = (\underset{\sim}{1}_N{}'\ {}_d\{\sigma_\tau^2\mathbf{J}_{ni} + \sigma_e^2\mathbf{I}_{ni}\}^{-1}\underset{\sim N}{1})^{-1}\underset{\sim}{1}_N{}'\ {}_d\{\sigma_\tau^2\mathbf{J}_{ni} + \sigma_e^2\mathbf{I}_{ni}\}^{-1}\underset{\sim}{y}$$

$$= \frac{\underset{\sim N}{1}'\left\{{}_d\left(\sigma_\tau^2\mathbf{J}_{ni} + \sigma_e^2\mathbf{I}_{ni}\right)^{-1}\right\}\underset{\sim}{y}}{\underset{\sim N}{1}'\left\{{}_d\left(\sigma_\tau^2\mathbf{J}_{ni} + \sigma_e^2\mathbf{I}_{ni}\right)^{-1}\right\}\underset{\sim N}{1}}$$

พบว่า $\mathbf{V}^{-1} = {}_d\{\sigma_\tau^2\mathbf{J}_{ni} + \sigma_e^2\mathbf{I}_{ni}\}^{-1} = \dfrac{1}{\sigma_e^2}\left(\mathbf{I}_{ni} - \dfrac{\sigma_\tau^2}{\sigma_e^2 + n_i\sigma_\tau^2}\mathbf{J}_{ni}\right)$

ดังนั้น $\text{GLSE}(\mu) = \dfrac{\dfrac{1}{\sigma_e^2}\sum\limits_{i=1}^{a}\left(y_{i.} - \dfrac{n_i\sigma_\tau^2 y_{i.}}{\sigma_e^2 + n_i\sigma_\tau^2}\right)}{\dfrac{1}{\sigma_e^2}\sum\limits_{i=1}^{a}\left(n_i - \dfrac{n_i^2\sigma_\tau^2}{\sigma_e^2 + n_i\sigma_\tau^2}\right)}$

$$= \frac{\sum\limits_{i=1}^{a}\left(\dfrac{n_i\bar{y}_{i.}}{\sigma_e^2 + n_i\sigma_\tau^2}\right)}{\sum\limits_{i=1}^{a}\left(\dfrac{n_i}{\sigma_e^2 + n_i\sigma_\tau^2}\right)}$$

กรณีข้อมูลสมดุล จะได้ว่า $n_i = n$

$$\therefore \quad \text{GLSE}(\mu) = \bar{y}_{..}$$

ภาคผนวก ค

สัญลักษณ์	*ความหมาย*
a	จำนวนระดับของปัจจัยที่ใช้ในการทดลอง
n	จำนวนค่าสังเกตในแต่ละระดับของปัจจัย
u	ค่าเฉลี่ยรวม
k	ค่าความสัมพันธ์ ในรูป $\sigma_\tau^2/\sigma_e^2 = k$
vare	σ_e^2
varet	σ_τ^2
cycle	จำนวนรอบการทำซ้ำ
L1 - L3	ค่าถ่วงน้ำหนักด้วยวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุดของตัวประมาณกลุ่ม1 สำหรับประมาณ σ_τ^2 ซึ่งเป็นน้ำหนักของ ML, IQE และ REML ตามลำดับ
LL1 - LL3	ค่าถ่วงน้ำหนักด้วยวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุดของตัวประมาณกลุ่ม1 สำหรับประมาณ σ_e^2 ซึ่งเป็นน้ำหนักของ ML, IQE และ REML ตามลำดับ
S1 - S2	ค่าถ่วงน้ำหนักด้วยวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุดของตัวประมาณกลุ่ม1 สำหรับประมาณ σ_τ^2 ซึ่งเป็นน้ำหนักของ ML, IQE ตามลำดับ
SS1 - SS2	ค่าถ่วงน้ำหนักด้วยวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุดของตัวประมาณกลุ่ม1 สำหรับประมาณ σ_e^2 ซึ่งเป็นน้ำหนักของ ML, IQE ตามลำดับ
SSVt SSVV	ผลรวมความคลาดเคลื่อนกำลังสองของตัวประมาณ σ_τ^2 ผลรวมความคลาดเคลื่อนกำลังสองของตัวประมาณ σ_e^2
MSEVt MSEVV	ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวประมาณ σ_τ^2 ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวประมาณ σ_e^2
Vt..ML , Ve.ML	ตัวประมาณ σ_τ^2 และ σ_e^2 ด้วยวิธีความควรจะเป็นสูงสุด
Vt..IQE , Ve.IQE	ตัวประมาณ σ_τ^2 และ σ_e^2 ด้วยวิธีกำลังสองไม่แปรเปลี่ยน
Vt..REML , Ve.REML	ตัวประมาณ σ_τ^2 และ σ_e^2 ด้วยวิธีความควรจะเป็นสูงสุดแบบมีข้อจำกัด
Vt.a1[1] , Vt.a1[2] , Vt.a1[3] Ve.a1[1] , Ve.a1[2] , Ve.a1[3]	ตัวประมาณ σ_τ^2 และ σ_e^2 ด้วยวิธีการเฉลี่ยค่าองค์ประกอบความแปรปรวนกลุ่ม1 โดยที่ [1] : วิธีการถ่วงน้ำหนักที่เท่ากัน , [2] : วิธีการถ่วงน้ำหนักโดยอาศัยค่าประมาณความแปรปรวนของ $\bar{y}_{..}$, [3] : วิธีการถ่วงน้ำหนักโดยอาศัยค่าประมาณความแปรปรวนของตัวประมาณ σ_τ^2
Vt.a2[1] , Vt.a2[2] , Vt.a2[3] Ve.a2[1] , Ve.a2[2] , Ve.a2[3]	ตัวประมาณ σ_τ^2 และ σ_e^2 ด้วยวิธีการเฉลี่ยค่าองค์ประกอบความแปรปรวนกลุ่ม2 โดยที่ [1] : วิธีการถ่วงน้ำหนักที่เท่ากัน , [2] : วิธีการถ่วงน้ำหนักโดยอาศัยค่าประมาณความแปรปรวนของ $\bar{y}_{..}$, [3] : วิธีการถ่วงน้ำหนักโดยอาศัยค่าประมาณความแปรปรวนของตัวประมาณ σ_τ^2
Vt.ABS1 , Ve.ABS1	ตัวประมาณ σ_τ^2 และ σ_e^2 ด้วยวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุดของตัวประมาณกลุ่ม1
Vt.ABS2 , Ve.ABS2	ตัวประมาณ σ_τ^2 และ σ_e^2 ด้วยวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุดของตัวประมาณกลุ่ม2

*** โปรแกรมการคำนวณค่าองค์ประกอบความแปรปรวนด้วยวิธีพื้นฐานและวิธีการเฉลี่ยค่าองค์ ***

*** ประกอบความแปรปรวน ***

```
*****************************************************
/* กำหนดค่าคงที่  เพื่อนำมาใช้คำนวณในโปรแกรม */
*****************************************************
> a <- 8
> n <- 2
> u <- 40
> k <- 0.5

> vare <- 8
> varet <- k * vare

> L1 <- 0.115606
> L2 <- 0.633244
> L3 <- 0.25115
> LL1 <- 0.396915
> LL2 <- 0.467003
> LL3 <- 0.166082
> S1 <- 0.382523
> S2 <- 0.617477
> SS1 <- 0.518095
> SS2 <- 0.481905

> cycle <- 10000
> count <- 1

> SSVt <- array(0, dim = 11)
> SSVV <- array(0, dim = 11)
```

```
************************************
/* loop วนทำซ้ำ ในโปรแกรม */
************************************
> repeat
{   #begin of repeat loop#
        t <- array(rnorm(a, 0, sqrt(varet)), c(a))
        e <- array(rnorm(a * n, 0, sqrt(vare)), c(a * n))
        dim(e) <- c(a, n)
        y <- array( , dim = c(a, n))
        for(i in 1:a){
            for(j in 1:n){
                y[i, j] <- u + t[i] + e[i, j]
            }
        }
        dim(y) <- c(a * n)
        dim(y) <- c(a, n)
        sum.y <- 0
        ss.y <- 0
        ss.a <- 0
        sum.a <- array(0, c(a))
        SST <- 0
        SSTrt <- 0
        SSE <- 0
        for(i in 1:a){
            for(j in 1:n){
                sum.y <- sum.y + y[i, j]
                ss.y <- ss.y + y[i, j]^2
                sum.a[i] <- sum.a[i] + y[i, j]
            }
            ss.a <- ss.a + sum.a[i]^2
        }
        const <- sum.y^2/(a * n)
        SST <- ss.y - const
        SSTrt <- ss.a/n - const
        SSE <- SST - SSTrt
```

```
        MSTrt <- SSTrt/(a - 1)
        MSE <- SSE/(a * (n - 1))

*************************************************************************************
(/* โปรแกรมในส่วนการคำนวณค่าองค์ประกอบความแปรปรวนด้วยวิธีพื้นฐาน */)
*************************************************************************************
# ML  METHOD #
        Vt.ML <- 0
        Ve.ML <- 0
        if(((a - 1)/a) * MSTrt >= MSE){
            Vt.ML <- (((a - 1)/a) * MSTrt - MSE)/n
            Ve.ML <- MSE
        }
        else{
            Vt.ML <- 0
            Ve.ML <- SST/(a * n)
        }
# REML  METHOD #
        Vt.REML <- 0
        Ve.REML <- 0
        if(MSTrt >= MSE){
            Vt.REML <- (MSTrt - MSE)/n
            Ve.REML <- MSE
        }
        else {
            Vt.REML <- 0
            Ve.REML <- SST/((a * n) - 1)
        }
# ML  METHOD #
        Vt.IQE <- 0
        Ve.IQE <- 0
        c <- (a - 1)/(a + 1)
        h <- (a * n - a)/(a * n - a + 2)
        if(MSTrt >= h * MSE){
            Vt.IQE <- (MSTrt - h * MSE) * (c/n)
```

```
        Ve.IQE <- SSE/(a * (n - 1) + 2)
    }
    else{
        Vt.IQE <- 0
        Ve.IQE <- SSE/(a * (n - 1) + 2)
    }
    Vt.total <- c(Vt.ML, Vt.IQE, Vt.REML)
    Ve.total <- c(Ve.ML, Ve.IQE, Ve.REML)
```

****

(/โปรแกรมในส่วนการคำนวณค่าองค์ประกอบความแปรปรวนด้วยวิธีการเฉลี่ยค่าองค์ประกอบความแปรปรวน /)

****

(/* โปรแกรมการหาค่า a_i & b_i ตามวิธีต่างๆ */)

 # 1) a_i & b_i EQUAL 1 #

```
    a1 <- array(1, c(3))
    b1 <- array(1, c(3))
    sum.a1 <- 0
    sum.b1 <- 0
    s.a1 <- 0
    s.b1 <- 0
    for(m in 1:3){
        sum.a1 <- sum.a1 + a1[m]
    }
    s.a1 <- sum.a1 - a1[3]
    sum.b1 <- sum.a1
    s.b1 <- s.a1
```

 # 2) a_i & b_i relate to variance of y. .#

```
    a2 <- array( , c(3)){
        a2[1] <- (a * n)/(n * Vt.ML + Ve.ML)
        a2[2] <- (a * n)/(n * Vt.IQE + Ve.IQE)
        a2[3] <- (a * n)/(n * Vt.REML + Ve.REML)
    }
    sum.a2 <- 0
    sum.b2 <- 0
    s.a2 <- 0
```

```
        s.b2 <- 0
        for(m in 1:3){
            sum.a2 <- sum.a2 + a2[m]
        }
        s.a2 <- sum.a2 - a2[3]
        b2 <- array( , c(3)){
            b2[1] <- (a * n)/(n * Vt.ML + Ve.ML)
            b2[2] <- (a * n)/(n * Vt.IQE + Ve.IQE)
            b2[3] <- (a * n)/(n * Vt.REML + Ve.REML)
        }
    sum.b2 <- sum.a2
    s.b2 <- s.a2
# 3) a_i & b_i relate to variance cf variance components estimator #
        V.Ve <- array( , c(3)){
            V.Ve[1] <- (2 * (Ve.ML)^2)/(a * (n - 1) + 2)
            V.Ve[2] <- (2 * (Ve.IQE)^2)/((a * (n -1) + 2))
            V.Ve[3] <- (2 * (Ve.REML)^2)/(a * (n - 1) + 2)
        }
        V.Vt <- array( , c(3)){
            V.Vt[1] <- ((1/n^2) * ((2 * ((Ve.ML + n *Vt.ML)^2))/(a + 1) + V.Ve[1]))
            V.Vt[2] <- ((c^2/n^2) * ((2 * ((Ve.IQE + (n/c) * Vt.IQE)^2))/(a + 1) + V.Ve[2]))
            V.Vt[3] <- ((1/n^2) * ((2 * ((Ve.REML + n * Vt.REML)^2))/(a + 1) + V.Ve[3]))
        }
        sum.a3 <- 0
        s.a3 <- 0
        a3 <- array( , c(3))
        for(m in 1:3){
            a3[m] <- 1/V.Vt[m]
            sum.a3 <- sum.a3 + a3[m]
        }
        s.a3 <- sum.a3 - a3[3]
        sum.b3 <- 0
        s.b3 <- 0
        b3 <- array( , c(3))
        for(m in 1:3){
```

```
        b3[m] <- 1/V.Ve[m]
        sum.b3 <- sum.b3 + b3[m]
    }
    s.b3 <- sum.b4 - b4[3]
```

(/* โปรแกรมการหาค่าถ่วงน้ำหนัก W , V จาก a_i & b_i ที่ได้จากวิธีต่างๆ*/)

```
    w1 <- array( , c(3, 3))
    for(i in 1:3){
        if(i == 1){
            for(m in 1:3)
            {
                w1[i, m] <- a1[m]/sum.a1
            }
        }
        if(i == 2) {
            for(m in 1:3){
                w1[i, m] <- a2[m]/sum.a2
            }
        }
        if(i == 3){
            for(m in 1:3){
                w1[i, m] <- a3[m]/sum.a3
            }
        }
    }
    v1 <- array( , c(3, 3))
    for(i in 1:3){
        if(i == 1){
            for(m in 1:3){
                v1[i, m] <- b1[m]/sum.b1
            }
        }
        if(i == 2){
            for(m in 1:3){
                v1[i, m] <- b2[m]/sum.b2
```

```
        }
    }
    if(i == 3){
        for(m in 1:3){
            v1[i, m] <- b3[m]/sum.b3
        }
    }
}
w2 <- array( , c(3, 2))
for(i in 1:3){
    if(i == 1) {
        for(m in 1:2) {
            w2[i, m] <- a1[m]/s.a1
        }
    }
    if(i == 2) {
        for(m in 1:2) {
            w2[i, m] <- a2[m]/s.a2
        }
    }
    if(i == 3) {
        for(m in 1:2) {
            w2[i, m] <- a3[m]/s.a3
        }
    }
}
v2 <- array( , c(3, 2))
for(i in 1:4) {
    if(i == 1) {
        for(m in 1:2) {
            v2[i, m] <- b1[m]/s.b1
        }
    }
    if(i == 2) {
        for(m in 1:2) {
```

```
                v2[i, m] <- b2[m]/s.b2
            }
        }
        if(i == 3) {
            for(m in 1:2) {
                v2[i, m] <- b3[m]/s.b3
            }
        }
    }
```

(/* โปรแกรมการหาค่าตัวประมาณจากค่าถ่วงน้ำหนัก W , V ที่ได้จาก a_i & b_i ตามวิธีต่างๆ */)

```
    Vt.a1 <- array( , c(3))
    for(i in 1:3) {
        Vt.a1[i] <- w1[i, 1] * Vt.ML + w1[i, 2] *Vt.IQE + w1[i, 3] * Vt.REML
    }
    Vt.a2 <- array( , c(3))
    for(i in 1:3) {
        Vt.a2[i] <- w2[i, 1] * Vt.ML + w2[i, 2] *Vt.IQE
    }
    Ve.a1 <- array( , c(3))
    for(i in 1:3) {
        Ve.a1[i] <- v1[i, 1] * Ve.ML + v1[i, 2] *Ve.IQE + v1[i, 3] * Ve.REML
    }
    Ve.a2 <- array( , c(3))
    for(i in 1:3) {
        Ve.a2[i] <- v2[i, 1] * Ve.ML + v2[i, 2] *Ve.IQE
    }
```

(/* โปรแกรมการหาค่าตัวประมาณจากค่าคงที่ซึ่งได้จากวิธีค่าสัมบูรณ์ต่ำสุด */)

```
    Vt.ABS1 <- L1 * Vt.ML + L2 * Vt.IQE + L3 *Vt.REML
    Ve.ABS1 <- LL1 * Ve.ML + LL2 * Ve.IQE + LL3 *Ve.REML
    Vt.ABS2 <- S1 * Vt.ML + S2 * Vt.IQE
    Ve.ABS2 <- SS1 * Ve.ML + SS2 * Ve.IQE

    Vt.atotal <- cbind(Vt.a1, Vt.a2)
```

```
Ve.atotal <- c(Ve.a1, Ve.a2)
Vt.all <- round(c(Vt.total, Vt.ABS1, Vt.atotal,Vt.ABS2), digits = 6)
Ve.all <- round(c(Ve.total, Ve.ABS1, Ve.atotal,Ve.ABS2), digits = 6)
ncolum.t <- length(Vt.all)
ncolum.e <- length(Ve.all)
write(Vt.all, file = "out_t.ssc", ncol = ncolum.t, append = T)
write(Ve.all, file = "out_e.ssc", ncol =ncolum.e, append = T)
```

****

(/* โปรแกรมการคำนวณค่าตัวสถิติเพื่อใช้ในการตัดสินใจเลือกตัวประมาณ */)

****

```
    for(q in 1:ncolum.t) {
        SSVt[q] <- SSVt[q] + (Vt.all[q] - varet)^2
        SSVV[q] <- SSVV[q] + (Vt.all[q] - varet)^2+ (Ve.all[q] - vare)^2
    }

    if(count >= cycle) {
        break
    }
    else count <- count + 1
} #end of repeat loop#

> MSEVt <- array(0, dim = ncolum.t)
> MSEVV <- array(0, dim = ncolum.t)
> for(q in 1:ncolum.t) {
    MSEVt[q] <- round((SSVt[q]/cycle), digits = 6)
    MSEVV[q] <- round((SSVV[q]/cycle), digits = 6)
}
write(c(a,n,k,MSEVt),file="MSEVt.ssc",ncol=14,append=T)
write(c(a,n,k,MSEVV),file="MSEVV.ssc",ncol=14,append=T)
```

** end of program **

ประวัติผู้เขียนวิทยานิพนธ์

นางสาวกนกกรรณ์ ลี้โรจนาประภา เกิดวันที่ 13 กรกฎาคม พ.ศ. 2520 ที่อำเภอบางปลาม้า จังหวัดสุพรรณบุรี สำเร็จการศึกษาปริญญาตรีวิทยาศาสตรบัณฑิต สาขาสถิติ ภาควิชาคณิตศาสตร์และสถิติ คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยี มหาวิทยาลัยธรรมศาสตร์ ในปีการศึกษา 2541 และเข้าศึกษาต่อในหลักสูตรสถิติศาสตรมหาบัณฑิต ที่จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย เมื่อ พ.ศ. 2542