

## บทความวิจัย

# การประมาณค่าเฉลี่ยประชากรในการสำรวจตัวอย่าง เมื่อมีข้อมูลสูญหาย

พัชรีพร สนรักษ์ พัชรี วงศ์เกشم และ คงนินทร์ ธีรภาพโภพ\*

## บทคัดย่อ

วัตถุประสงค์ของการศึกษาในครั้งนี้ คือ นำเสนอด้วยประมาณค่าเฉลี่ยประชากรในการสำรวจตัวอย่างเมื่อมีข้อมูลสูญหาย โดยการประยุกต์ใช้ตัวประมาณค่าเฉลี่ย  $T_{d1}$  ของ Singh และคณะ [2] เมื่อเปรียบเทียบค่า the root mean square error (RMSE) ของตัวประมาณค่าที่นำเสนอและตัวประมาณค่า  $T_{d1}$ ,  $T_{d2}$ , ตัวประมาณค่าเมื่อประมาณค่าข้อมูลสูญหายด้วยวิธีค่าเฉลี่ย (mean imputation), ตัวประมาณค่าเมื่อประมาณค่าข้อมูลสูญหายด้วยค่าอัตราส่วน (ratio imputation), ตัวประมาณค่าเมื่อประมาณค่าข้อมูลสูญหายด้วยค่าคอมโพรไมช (compromised imputation) และตัวประมาณค่าเมื่อประมาณค่าข้อมูลสูญหายด้วยค่าลดถอยของค่าเข้าใกล้สุดแบบล่วงน้ำหนัก (weighted nearest neighbor and regression imputation) (ภายใต้เงื่อนไขที่กำหนด) เรายพบว่าตัวประมาณค่าที่นำเสนอ มีประสิทธิภาพดีกว่าตัวประมาณค่า  $T_{d1}$ ,  $T_{d2}$ , ตัวประมาณค่าเมื่อประมาณค่าข้อมูลสูญหายด้วยวิธีค่าเฉลี่ย (mean imputation), ตัวประมาณค่าเมื่อประมาณค่าข้อมูลสูญหายด้วยค่าอัตราส่วน (ratio imputation), ตัวประมาณค่าเมื่อประมาณค่าข้อมูลสูญหายด้วยค่าคอมโพรไมช (compromised imputation) และตัวประมาณค่าเมื่อประมาณค่าข้อมูลสูญหายด้วยค่าลดถอยของค่าเข้าใกล้สุดแบบล่วงน้ำหนัก (weighted nearest neighbor and regression imputation)

**คำสำคัญ:** ตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากร ข้อมูลสูญหาย

# Estimation of Population Mean in Sample Survey with Missing Data

Phatchareephorn Sonraksa, Patcharee Wongkasem and  
Kanint Teerapabolarn\*

## ABSTRACT

The objective of this study is to propose an estimation of population mean in sample survey with missing data, which is obtained by applying the method of  $T_{d1}$  estimator of Singh, et al. [2]. By comparing the root mean square error (RMSE) of the proposed estimator and  $T_{d1}$  estimator,  $T_{d2}$  estimator, estimators based on mean imputation, ratio imputation, compromised imputation and weighted nearest neighbor and regression imputation, under the specific condition, it indicates that the proposed estimator is more efficient than  $T_{d1}$  estimator,  $T_{d2}$  estimator, mean imputation, ratio imputation, compromised imputation and weighted nearest neighbor and regression imputation.

**Keywords:** estimation of population mean, missing data

## บทนำ

ปัญหาหลักปัญหานึงซึ่งพบโดยบังเอิญจากการเก็บรวบรวมข้อมูลจากแบบสอบถามในการสำรวจตัวอย่าง คือ การไม่ตอบ หรือเรียกว่า ข้อมูลสูญหาย (missing data) ข้อมูลสูญหายจากการสำรวจตัวอย่างโดยทั่วไปมี 2 ประเภท คือ unit nonresponse และ item nonresponse โดย Kalton และ Kasprzyk [1] ได้ให้นิยามของ unit nonresponse และ item nonresponse ไว้ดังนี้ unit nonresponse คือ การไม่ตอบสำหรับหน่วยตัวอย่างบางหน่วย ซึ่งอาจเป็นผลลัพธ์เนื่องมาจากการไม่เข้าใจความหมายของคำต่างๆ ที่ใช้ในแบบสอบถาม สำหรับ item nonresponse คือ การสูญหายของข้อมูลที่เกิดจากการไม่ตอบเฉพาะบางคำถามหรือบางตัวแปร ซึ่งอาจเกิดจากการที่ออกแบบคำถามในแบบสอบถามไม่ครอบคลุม ทำให้ผู้ตอบแบบสอบถามไม่สามารถตอบคำถามบางคำถามได้ หรืออาจเกิดความผิดพลาดในการบันทึกข้อมูล ทำให้ต้องตัดข้อมูลบางตัวออกไป ส่วนใหญ่การแก้ไขปัญหากรณีข้อมูลสูญหายที่เกิดจากการไม่ตอบเฉพาะบางคำถามหรือบางตัวแปร ทางสถิติมักใช้วิธีการประมาณค่าข้อมูลสูญหาย (imputation) แล้วนำค่าประมาณที่ได้ไปแทนข้อมูลสูญหายเพื่อให้ได้ชุดข้อมูลสมบูรณ์ ซึ่งในงานวิจัยนี้สนใจศึกษาข้อมูลสูญหายที่เกิดจากการไม่ตอบเฉพาะบางคำถาม หรือบางตัวแปร (item nonresponse)

ข้อมูลสูญหายเป็นสถานการณ์ที่เกิดขึ้นจริงและไม่สามารถหลีกเลี่ยงได้ ในงานวิจัยการตัดหน่วยตัวอย่างที่ไม่ตอบของจากการวิเคราะห์ข้อมูลเป็นลิستี่อาจกระทำได้ถ้าข้อมูลนั้นหายได้โดยง่าย มีค่าใช้จ่ายน้อย และมีการสำรวจข้อมูลจำนวนมาก แต่ในความเป็นจริงแล้วอาจเสียเวลา ค่าใช้จ่าย กำลังแรงงาน และทรัพยากรอื่นๆ เมื่อนำวนวนมาก การจัดการกับข้อมูลสูญหายนั้นมีหลายวิธีให้เลือกใช้ การพิจารณาเลือกใช้วิธีการใดนั้นขึ้นอยู่กับลักษณะของข้อมูลสูญหายที่เกิดขึ้น ดังนั้นการแก้ไขปัญหาที่เกิดจากข้อมูลสูญหาย เป็นลิสั่งสำคัญ และต้องเลือกใช้วิธีการแก้ไขปัญหาที่เหมาะสม หรือค้นหาวิธีใหม่ที่เหมาะสมกว่าการประมาณค่าข้อมูลสูญหาย มีผู้ที่เสนอวิธีการประมาณค่าข้อมูลสูญหายหลายๆ วิธี ได้แก่

1. วิธีการประมาณข้อมูลสูญหายด้วยค่าเฉลี่ย Mean imputation (MI)
  2. วิธีการประมาณข้อมูลสูญหายด้วยค่าทดแทน Regression imputation (RI)
  3. วิธีการประมาณข้อมูลสูญหายด้วยค่าใกล้สุด Nearest neighbor imputation (NNI)
  4. วิธีการประมาณข้อมูลสูญหายด้วยค่าลดตอนของค่าเข้าใกล้สุดแบบล่วงหน้า Wighted nearest neighbor and regression imputation (WNR)
  5. วิธีการประมาณข้อมูลสูญหายด้วยค่าอัตราส่วน Ratio imputation (RAT)
  6. วิธีการประมาณข้อมูลสูญหายด้วยค่าอothเดค Hot deck imputation (HDI)
  7. วิธีการประมาณข้อมูลสูญหายด้วยค่าโคลเดค Cold deck imputation (CDI)
  8. วิธีการประมาณข้อมูลสูญหายด้วยค่าคอมไพร์เมช Compromised imputation (COMP)
  9. วิธีการประมาณค่าข้อมูลสูญหายของ Singh และคณะ [2]
- Singh และคณะ [2] ได้ศึกษาวิจัยเรื่อง Estimation of population mean using imputation techniques in sample surveys โดยเสนอตัวประมาณค่าข้อมูลสูญหาย 2 วิธี วิธีแรก คือ ข้อมูลตัวแปรช่วย  $x$  เป็นข้อมูลที่สมบูรณ์ทั้งหมด  $n$  หน่วย การแทนค่าข้อมูลสูญหายโดยใช้เฉพาะข้อมูลของตัวแปรช่วย  $x$  เป็นข้อมูลที่สมบูรณ์ทั้งหมด  $r$  หน่วย ของหน่วยตัวอย่างที่ข้อมูลของตัวแปรที่สนใจ  $y$  ที่เก็บได้ ซึ่งมีทั้งหมด  $r$  หน่วย ส่วนที่เหลือ  $n-r$  หน่วย เป็นข้อมูลสูญหาย ซึ่ง ( $r < n$ ) โดยกำหนดให้

$$y_{\cdot i} = \begin{cases} y_i & \text{if } i \in R \\ \frac{1}{(n-r)} \bar{y}_r \left[ \frac{n \{(A+C)\bar{X} + fB\bar{x}_r\}}{\{(A+fB)\bar{X} + C\bar{x}_r\}} - r \right] & \text{if } i \in R^c \end{cases} \quad (1)$$

เมื่อ  $A = (d-1)(d-2)$ ,  $B = (d-1)(d-4)$ ,  $C = (d-2)(d-3)(d-4)$  และ  $f = \frac{n}{N}$   
ซึ่ง  $d$  เป็นจำนวนจริงบวก

ตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากรที่ใช้ข้อมูลที่ประมาณค่าข้อมูลสุ่มหายด้วยสมการ (1) อยู่ในรูป

$$T_{d1} = \bar{y}_r \left[ \frac{(A+C)\bar{X} + fB\bar{x}_r}{(A+fB)\bar{X} + C\bar{x}_r} \right] \quad (2)$$

เป็นตัวประมาณค่าที่เอนเอียง โดยมีค่าเอนเอียง (Bias) ดังนี้

$$b(T_{d1}) = \left( \frac{1}{r} - \frac{1}{N} \right) \bar{Y} \varphi \left[ \rho_{YX} C_Y C_X - \varphi_2 C_X^2 \right] \quad (3)$$

$$\text{เมื่อ } \varphi = \varphi_1 - \varphi_2, \varphi_1 = \frac{fB}{A + fB + C}, \text{ และ } \varphi_2 = \frac{C}{A + fB + C}$$

โดยที่  $C_Y$  คือ สัมประสิทธิ์การแปรผันของข้อมูลของตัวแปรที่สนใจ  $Y$   
 $C_X$  คือ สัมประสิทธิ์การแปรผันของข้อมูลของตัวแปรช่วย  $X$   
 และ  $\rho_{YX}$  คือ สัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ระหว่างตัวแปรที่สนใจ  $Y$  และตัวแปรช่วย  $X$

และมีค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย

$$MSE(T_{d1}) = \left( \frac{1}{r} - \frac{1}{N} \right) \bar{Y}^2 \left[ C_Y^2 + \varphi^2 C_X^2 + 2\varphi\rho_{YX} C_Y C_X \right] \quad (4)$$

ซึ่งพบว่า  $MSE(T_{d1})$  มีค่าต่ำสุดก็ต่อเมื่อ

$$\varphi = -\rho_{YX} \frac{C_Y}{C_X} \quad (5)$$

จาก (5) เมื่อทราบค่า  $\rho_{YX}$ ,  $C_Y$  และ  $C_X$  สามารถหาค่า  $d$  ที่เหมาะสมได้ และจะได้ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่เหมาะสม ดังนี้

$$MSE(T_{d1})_{opt} = \left( \frac{1}{r} - \frac{1}{N} \right) (1 - \rho_{YX}^2) S_Y^2 \quad (6)$$

เมื่อ  $S_Y^2$  คือ ความแปรปรวนของข้อมูลของตัวแปรที่สนใจ  $Y$

สำหรับวิธีที่สองที่ Singh และคณะ [2] เสนอการแทนค่าข้อมูลสุ่มหายโดยใช้ข้อมูลของตัวแปรช่วย  $x$  จากทั้ง  $n$  หน่วย โดยกำหนดให้

$$y_{\cdot i} = \begin{cases} y_i & \text{if } i \in R \\ \frac{1}{(n-r)} \bar{y}_r \left[ \frac{n \{(A+C)\bar{X} + fB\bar{x}_n\}}{\{(A+fB)\bar{X} + C\bar{x}_n\}} - r \right] & \text{if } i \in R^c \end{cases} \quad (7)$$

เมื่อ  $A = (d-1)(d-2)$ ,  $B = (d-1)(d-4)$ ,  $C = (d-2)(d-3)(d-4)$  และ  $f = \frac{n}{N}$   
ซึ่ง  $d$  เป็นจำนวนจริงบวก

ตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากรที่ใช้ข้อมูลที่ประมาณค่าข้อมูลสุ่มหายด้วยสมการ (7) อยู่ในรูป

$$T_{d2} = \bar{y}_r \left[ \frac{(A+C)\bar{X} + fB\bar{x}_n}{(A+fB)\bar{X} + C\bar{x}_n} \right] \quad (8)$$

เป็นตัวประมาณค่าที่เอนเอียง โดยมีค่าเอนเอียง (Bias) ดังนี้

$$b(T_{d2}) = \left( \frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) \bar{Y} \varphi \left[ \rho_{YX} C_Y C_X - \varphi_2 C_X^2 \right] \quad (9)$$

มีค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย

$$MSE(T_{d2}) = \bar{Y}^2 \left[ \left( \frac{1}{r} - \frac{1}{N} \right) C_Y^2 + \left( \frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) \left[ \varphi^2 C_X^2 + 2\varphi\rho_{YX} C_Y C_X \right] \right] \quad (10)$$

และค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยที่เหมาะสม ดังนี้

$$MSE(T_{d2})_{opt} = \left[ \left( \frac{1}{r} - \frac{1}{N} \right) - \left( \frac{1}{n} - \frac{1}{N} \right) \rho_{YX}^2 \right] S_Y^2 \quad (11)$$

ดังนั้น ในการศึกษาครั้งนี้เราริบบ์สันใจศึกษาตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากร โดยประยุกต์ใช้ตัวประมาณค่า  $T_{d1}$  ของ Singh และคณะ [2]

## วัตถุประสงค์ของการวิจัย

1. เพื่อเสนอตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากรในการสำรวจตัวอย่างเมื่อมีข้อมูลสูญหายโดยการปรับตัวประมาณค่า  $T_{d1}$

2. เพื่อเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวประมาณค่าที่นำเสนอ กับตัวประมาณค่า  $T_{d1}$ ,  $T_{d2}$ , ตัวประมาณค่าเมื่อประมาณค่าข้อมูลสูญหายด้วยวิธีการประมาณข้อมูลสูญหายด้วยค่าเฉลี่ย การประมาณข้อมูลสูญหายด้วยค่าอัตราส่วน การประมาณข้อมูลสูญหายด้วยค่าคอมโพร์โน้ม และวิธีการประมาณข้อมูลสูญหายด้วยค่าถดถอยของค่าเข้าใกล้สุดแบบถ่วงน้ำหนัก

## วิธีการดำเนินการวิจัย

### วิธีการดำเนินการวิจัยมีขั้นตอนดังนี้

1. ศึกษางานวิจัยดังที่ได้กล่าวมาข้างต้น โดยเรามีความสนใจที่จะปรับตัวประมาณค่า  $T_{d1}$  ของ Singh และคณะ [2] ให้เป็นตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากรใหม่ ให้  $T_{new}$  แทนตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากรใหม่ ซึ่งกำหนดดังนี้

$$T_{new} = \lambda T_{d1} \quad (12)$$

เมื่อ  $T_{d1}$  คือ ตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากรของ Singh และคณะ [2] และ  $\lambda$  คือ ค่าคงตัวที่ทำให้ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของ  $T_{new}$  มีค่าถ่ำสุด

2. หาค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวประมาณค่าที่นำเสนอ

3. เปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวประมาณค่าที่นำเสนอและตัวประมาณค่า  $T_{d1}$ ,  $T_{d2}$ , ตัวประมาณค่าเมื่อประมาณค่าข้อมูลสูญหายด้วยวิธีการประมาณข้อมูลสูญหายด้วยค่าเฉลี่ย การประมาณข้อมูลสูญหายด้วยค่าอัตราส่วน การประมาณข้อมูลสูญหายด้วยค่าคอมโพร์โน้มและวิธีการประมาณข้อมูลสูญหายด้วยค่าถดถอยของค่าเข้าใกล้สุดแบบถ่วงน้ำหนัก โดยใช้ค่า the root mean square error (RMSE) ซึ่งหากล่าวว่า ตัวประมาณค่า  $\hat{\theta}_1$  เป็นตัวประมาณค่าที่มีประสิทธิภาพสูงกว่า  $\hat{\theta}_2$  ก็ต่อเมื่อ  $RMSE(\hat{\theta}_1) < RMSE(\hat{\theta}_2)$

4. แสดงตัวอย่างเชิงตัวเลขเพื่อสนับสนุนผลการศึกษาในเชิงทฤษฎีโดยใช้เครื่องคอมพิวเตอร์ เขียนด้วยโปรแกรม R ซึ่งดำเนินการ ดังนี้

4.1 ข้อมูลจากราคาทองคำย้อนหลังจากสมาคมค้าทองคำ (Gold Traders Association) ตั้งแต่วันที่ 28 มีนาคม 2553 จนถึงวันที่ 1 ตุลาคม 2554 ขนาดประชากร  $N$  เท่ากับ 1,219 ซึ่งประกอบด้วยตัวแปรช่วย  $X$  คือ ราคาทองต่างประเทศ ตัวแปรที่สนใจ  $Y$  คือ ราคาทองคำแท่ง 96.5% ณ ระดับค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (correlation coefficient) เท่ากับ 0.97 และข้อมูลจากราคาข้าวหอมมะลิย้อนหลังจากการค้าภายใน กระทรวงพาณิชย์ ตั้งแต่วันที่ 1 มกราคม 2550 จนถึงวันที่ 1 พฤษภาคม 2554 ขนาดประชากร  $N$  เท่ากับ 1,147 ประกอบด้วยตัวแปรช่วย  $X$  คือ ราคากลางต่อตัน ข้าว 32-46 กิโลกรัม นำหนัก 1000 กิโลกรัม ตัวแปรที่สนใจ  $Y$  คือ ราคากลางต่อตัน 100% น้ำหนัก 100 กิโลกรัม ณ ระดับค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (correlation coefficient) เท่ากับ 0.91

4.2 ทดสอบระดับค่าสัมประสิทธิ์หลังพันธ์ระหว่างตัวแปรที่สนใจ  $Y$  และตัวแปรช่วย  $X$  ว่ามีระดับความสัมพันธ์ตามที่ระบุไว้หรือไม่

4.3 ชักตัวอย่าง ( $n$ ) ขนาด = 1% และ 2% ของขนาดประชากร ( $N$ ) ด้วย วิธีการซักตัวอย่างแบบง่ายชนิดแทนที่ (simple random sampling with replacement หรือ SRS) Chaimongkol และ Suwattee [3]

4.4 ลุ่มตำแหน่งการสัญญาของข้อมูลให้กับตัวแปรที่สนใจ  $Y$  โดยสัมขนาด 5%, 10%, 15% และ 20% ของขนาดตัวอย่าง ( $n$ ) Little และ Rubin [4]

4.5 หาค่า  $d$  ที่เหมาะสมโดยใช้เครื่องคอมพิวเตอร์เขียนด้วยโปรแกรม maple จาก

$$-\rho_{yx} \frac{C_y}{C_x} = \frac{\frac{n}{N} [(d-1)(d-4)] - [(d-2)(d-3)(d-4)]}{(d-1)(d-4) + \frac{n}{N} [(d-1)(d-4)] + [(d-2)(d-3)(d-4)]} \quad (13)$$

แล้วนำค่า  $d$  ที่ได้ทั้ง 3 ค่า แทนลงในค่า  $A = (d-1)(d-2)$ .

$B = (d-1)(d-4)$  และ  $C = (d-2)(d-3)(d-4)$

4.6 นำค่า  $A$ ,  $B$  และ  $C$  ที่ได้แทนค่าลงในตัวประมาณค่า  $T_{d1}$ ,  $T_{d2}$  และตัวประมาณค่า  $T_{new}$  ประมาณค่าข้อมูลสัญญาด้วยตัวประมาณค่า  $T_{d1}$ ,  $T_{d2}$  และตัวประมาณค่า  $T_{new}$

4.7 เปรียบเทียบประสิทธิภาพของค่า (the root mean square error หรือ RMSE) ของตัวประมาณค่าที่นำเสนอ และตัวประมาณค่า  $T_{d1}$ ,  $T_{d2}$ , ตัวประมาณค่า เมื่อประมาณค่าข้อมูลสัญญาด้วยวิธีการประมาณข้อมูลสัญญาด้วยค่าเฉลี่ย, การประมาณข้อมูลสัญญาด้วยค่าอัตราส่วน, การประมาณข้อมูลสัญญาด้วยค่าคอมโพร์ไมซ์ และวิธีการประมาณข้อมูลสัญญาด้วยค่าทดแทนของค่าเข้าใกล้สุดแบบถ่วงน้ำหนัก

## ผลการวิจัย

ผลการวิจัยที่เราต้องการสำหรับการศึกษารั้งนี้ คือ ตัวประมาณค่าที่ประยุกต์มาจากแนวคิดของ Singh และคณะ [2] เงื่อนไขที่ทำให้ประสิทธิภาพของตัวประมาณค่าที่นำเสนอดีกว่าตัวประมาณค่า  $T_{d1}$ ,  $T_{d2}$ , ตัวประมาณค่า เมื่อประมาณค่าข้อมูลสัญญาด้วยวิธีการประมาณข้อมูลสัญญาด้วยค่าเฉลี่ย, การประมาณข้อมูลสัญญาด้วยค่าอัตราส่วน, การประมาณข้อมูลสัญญาด้วยค่าคอมโพร์ไมซ์และวิธีการประมาณข้อมูลสัญญาด้วยค่าทดแทนของค่าเข้าใกล้สุดแบบถ่วงน้ำหนัก ซึ่งเราจะนำเสนอเป็นลำดับ ดังนี้

1. ตัวประมาณค่าที่ประยุกต์มาจากแนวคิดของ Singh และคณะ [2] พิจารณาความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของตัวประมาณค่า  $T_{new}$  นั้นคือ

$$\begin{aligned}
MSE(T_{new}) &= E[T_{new} - \bar{Y}]^2 \\
&= E[(T_{new})^2 - 2T_{new}\bar{Y} + \bar{Y}^2] \\
&= E[\lambda^2 T_{d1}^2 - 2\lambda T_{d1}\bar{Y} + \bar{Y}^2] \\
&= \lambda^2 E(T_{d1}^2) - 2\lambda \bar{Y} E(T_{d1}) + \bar{Y}^2 \\
&= \lambda^2 E(T_{d1}^2) - 2\lambda \bar{Y} E(T_{d1}) + \bar{Y}^2 + \lambda^2 [E(T_{d1})]^2 - \lambda^2 [E(T_{d1})]^2 \\
&= \lambda^2 [E(T_{d1}^2) - [E(T_{d1})]^2] + [\lambda E(T_{d1}) - \bar{Y}]^2
\end{aligned}$$

จากความເອີ້ນເວັບຂອງຕົວປະມານຄ່າ  $T_{d1}$  ດື້ນ  $b(T_{d1}) = E(T_{d1}) - \bar{Y}$  ຜູ້ອ່ານ  $E(T_{d1}) = \bar{Y} + b(T_{d1})$   
ດັ່ງນັ້ນເຮັດໄດ້

$$\begin{aligned}
MSE(T_{new}) &= \lambda^2 Var(T_{d1}) + [\lambda(\bar{Y} + b(T_{d1})) - \bar{Y}]^2 \\
&= \lambda^2 Var(T_{d1}) + \bar{Y}^2(\lambda - 1)^2 + 2\lambda \bar{Y} b(T_{d1})(\lambda - 1) + \lambda^2 b^2(T_{d1}) \\
&= \lambda^2 Var(T_{d1}) + \lambda^2 b^2(T_{d1}) + \bar{Y}^2(\lambda - 1)^2 + 2\lambda \bar{Y} b(T_{d1})(\lambda - 1) \\
&= \lambda^2 MSE(T_{d1}) + \bar{Y}^2(\lambda - 1)^2 + 2\lambda \bar{Y} b(T_{d1})(\lambda - 1)
\end{aligned}$$

ໂດຍທີ່

$$MSE(T_{new}) = \lambda^2 MSE(T_{d1}) + \bar{Y}(\lambda - 1)[\bar{Y}(\lambda - 1) + 2\lambda b(T_{d1})] \quad (14)$$

ຫຸ້ນໄດ້ຈາກສມກារ (6)

$$MSE(T_{d1}) = \left( \frac{1}{r} - \frac{1}{N} \right) (1 - \rho_{YX}^2) S_Y^2$$

ຕ່ອງໄປຫາຄ່າວຽກເອີ້ນເວັບຂອງຕົວປະມານຄ່າວຽກຄາດເຄລື່ອນກຳລັງສອງເລີ່ມຈາກ

$$\begin{aligned}
b(T_{new}) &= E(\lambda T_{d1} - \bar{Y}) \\
&= E(\lambda T_{d1}) - \bar{Y} \\
&= \lambda E(T_{d1}) - \bar{Y} \\
&= \lambda \left[ \bar{Y} + \bar{Y} \varphi \left( \frac{1}{r} - \frac{1}{N} \right) \left[ \rho_{YX} C_Y C_X - \varphi_2 C_X^2 \right] \right] - \bar{Y} \\
&= \bar{Y} \left\{ \lambda + \lambda \varphi \left( \frac{1}{r} - \frac{1}{N} \right) \left[ \rho_{YX} C_Y C_X - \varphi_2 C_X^2 \right] - 1 \right\}
\end{aligned}$$

ดังนั้นเราจะได้

$$b(T_{new}) = \bar{Y} \left\{ \lambda + \lambda \varphi \left( \frac{1}{r} - \frac{1}{N} \right) [\rho_{yx} C_y C_x - \varphi_2 C_x^2] - 1 \right\} \quad (15)$$

ต่อไปเราจะหาค่า  $\lambda$  ที่ทำให้ความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของ  $T_{new}$  มีค่าต่ำสุด ดังนี้

$$\begin{aligned} \frac{\partial MSE(T_{new})}{\partial \lambda} &= \frac{\partial}{\partial \lambda} \{ \lambda^2 MSE(T_{d1}) + \bar{Y}(\lambda - 1)[\bar{Y}(\lambda - 1) + 2\lambda b(T_{d1})] \} \\ &= \frac{\partial}{\partial \lambda} \{ \lambda^2 MSE(T_{d1}) + \bar{Y}^2(\lambda - 1)^2 + 2\lambda \bar{Y}b(T_{d1})(\lambda - 1) \} \\ &= \frac{\partial}{\partial \lambda} \{ \lambda^2 MSE(T_{d1}) + \bar{Y}^2(\lambda - 1)^2 + 2\lambda^2 \bar{Y}b(T_{d1}) - 2\lambda \bar{Y}b(T_{d1}) \} \\ &= 2\lambda MSE(T_{d1}) + 2\bar{Y}^2(\lambda - 1) + 4\lambda \bar{Y}b(T_{d1}) - 2\bar{Y}b(T_{d1}) \end{aligned}$$

ซึ่งทำให้ได้  $MSE(T_{new})$  มีค่าต่ำสุดเมื่อ

$$\text{ให้ } \frac{\partial MSE(T_{new})}{\partial \lambda} = 0$$

$$\begin{aligned} \lambda &= \frac{\bar{Y}[\bar{Y} + b(T_{d1})]}{MSE(T_{d1}) + \bar{Y}[\bar{Y} + 2b(T_{d1})]} \\ &= \frac{\bar{Y}[\bar{Y} + b(T_{d1})]}{Var(T_{d1}) + (b(T_{d1}))^2 + \bar{Y}^2 + 2\bar{Y}b(T_{d1})} \\ &= \frac{\bar{Y}[\bar{Y} + b(T_{d1})]}{Var(T_{d1}) + [\bar{Y} + b(T_{d1})]^2} \\ \lambda &= \frac{\bar{Y}[\bar{Y} + b(T_{d1})]}{Var(T_{d1}) + [\bar{Y} + b(T_{d1})]^2} \end{aligned} \quad (16)$$

ดังนั้นตัวประมาณค่าที่ประยุกต์มาจากการแนวคิดของ Singh และคณะ [2] หรือ

$$T_{new} = \lambda T_{d1}$$

มีค่า  $MSE(T_{new})$  ต่ำสุดก็ต่อเมื่อค่า  $\lambda$  ได้มาจากสมการ (16)

2. เนื่องไข่ที่ทำให้ประสิทธิภาพของ  $T_{new}$  ดีกว่า  $T_{d1}$  สามารถพิจารณาได้ ดังนี้

$$\begin{aligned}
MSE(T_{new}) - MSE(T_{d1}) &= (\lambda^2 - 1)MSE(T_{d1}) + \bar{Y}(\lambda - 1)[\bar{Y}(\lambda - 1) + 2\lambda b(T_{d1})] \\
&= (\lambda - 1)\{(\lambda + 1)MSE(T_{d1}) + \bar{Y}[\bar{Y}(\lambda - 1) + 2\lambda b(T_{d1})]\} \\
&= (\lambda - 1)\{\lambda MSE(T_{d1}) + MSE(T_{d1}) + \bar{Y}^2\lambda - \bar{Y}^2 + 2\lambda\bar{Y}b(T_{d1})\} \\
&= (\lambda - 1)\{MSE(T_{d1}) - \bar{Y}^2 + \lambda MSE(T_{d1}) + \bar{Y}^2\lambda + 2\lambda\bar{Y}b(T_{d1})\} \\
&= (\lambda - 1)\{MSE(T_{d1}) - \bar{Y}^2 + \lambda[MSE(T_{d1}) + \bar{Y}^2 + 2\bar{Y}b(T_{d1})]\} \\
&= (\lambda - 1)\{MSE(T_{d1}) - \bar{Y}^2 + \lambda[Var(T_{d1}) + (b(T_{d1}))^2 + \bar{Y}^2 + 2\bar{Y}b(T_{d1})]\} \\
&= (\lambda - 1)\{MSE(T_{d1}) - \bar{Y}^2 + \lambda[Var(T_{d1}) + (\bar{Y} + b(T_{d1}))^2]\}
\end{aligned}$$

ชี้ว่า  $MSE(T_{new}) - MSE(T_{d1}) < 0$  ก็ต่อเมื่อ

$$(\lambda - 1)\{MSE(T_{d1}) - \bar{Y}^2 + \lambda[Var(T_{d1}) + (\bar{Y} + b(T_{d1}))^2]\} < 0 \quad (17)$$

ต่อไปเราจะเน้นไข่ที่เหมาะสมของค่า  $\lambda$  ที่ทำให้ประสิทธิภาพของ  $T_{new}$  ดีกว่า  $T_{d1}$  โดยแบ่งการพิจารณาออกเป็นสองกรณี ดังนี้

กรณีที่ 1 ถ้า  $\lambda < 1$

จากอสมการ (17) หารตลอดด้วย  $(\lambda - 1)$  เราจะได้ว่า

$$MSE(T_{d1}) - \bar{Y}^2 + \lambda[Var(T_{d1}) + (\bar{Y} + b(T_{d1}))^2] > 0 \iff 1 > \lambda > \frac{\bar{Y}^2 - MSE(T_{d1})}{Var(T_{d1}) + (\bar{Y} + b(T_{d1}))^2}$$

$$\text{โดยกำหนดให้ } \frac{\bar{Y}^2 - MSE(T_{d1})}{Var(T_{d1}) + (\bar{Y} + b(T_{d1}))^2} = k^*$$

ในกรณีนี้เน้นไข่ที่เหมาะสมของค่า  $\lambda$  คือ

$$k^* < \lambda < 1 \quad (18)$$

กรณีที่ 2 ถ้า  $\lambda > 1$

จากอสมการ (17) หารตลอดด้วย  $(\lambda - 1)$  เราจะได้ว่า

$$MSE(T_{d1}) - \bar{Y}^2 + \lambda[Var(T_{d1}) + (\bar{Y} + b(T_{d1}))^2] < 0 \iff 1 < \lambda < \frac{\bar{Y}^2 - MSE(T_{d1})}{Var(T_{d1}) + (\bar{Y} + b(T_{d1}))^2}$$

ในกรณีนี้เงื่อนไขที่เหมาะสมของค่า  $\lambda$  คือ

$$1 < \lambda < k^* \quad (19)$$

ดังนั้น จากทั้งสองกรณี  $MSE(T_{new})$  มีค่าน้อยกว่า  $MSE(T_{d1})$  หรือ  $MSE(T_{new})$  มีประสิทธิภาพดีกว่า  $MSE(T_{d1})$  ก็ต่อเมื่อค่า  $\lambda$  สอดคล้องกับอสมการเงื่อนไข (18) หรือ (19)

### ข้อสังเกต

- เรา假定ให้  $\lambda$  ที่ทำให้ประสิทธิภาพของ  $T_{new}$  ดีกว่า  $T_{d1}$  มีได้มากหลายค่า แต่ค่า  $\lambda$  ที่ทำให้  $T_{new}$  มีประสิทธิภาพสูงสุด คือ ค่า  $\lambda$  ที่ได้มาจากการ (16)
- พิจารณาค่า  $\lambda$  ในสมการ (16) และค่า  $k^*$  ในสมการ (18) และ (19) เราจะเห็นว่า  $\lambda$  และ  $k^*$  จะมีค่าน้อยกว่าหนึ่งก็ต่อเมื่อ  $b(T_{d1}) > \frac{-MSE(T_{d1})}{\bar{Y}}$  และในทางกลับกัน  $\lambda$  และ  $k^*$  จะมีค่ามากกว่าหนึ่งก็ต่อเมื่อ  $b(T_{d1}) < \frac{-MSE(T_{d1})}{\bar{Y}}$

### ตัวอย่างเชิงตัวเลข

ในหัวข้อนี้เป็นการศึกษาหรือทดสอบว่าผลลัพธ์เชิงตัวเลขมีความสอดคล้องกับผลลัพธ์เชิงทฤษฎีหรือไม่ ดังนั้น เราจึงนำเสนอตัวอย่างเชิงตัวเลขเพื่อแสดงให้เห็นว่าผลลัพธ์เชิงตัวเลขสนับสนุนผลการศึกษาในเชิงทฤษฎีที่ได้ในหัวข้อที่ผ่านมา ซึ่งตัวอย่างที่ผู้วิจัยนำมาเสนอในงานวิจัยนี้นำข้อมูลมาจากสมาคมค้าทองคำ (Gold Traders Association)

**ตัวอย่างที่ 1** ประชากรที่เป็นตัวอย่างในการคำนวณใช้ข้อมูลจากราคากองคำย้อนหลังจากสมาคมค้าทองคำ (Gold Traders Association) ตั้งแต่วันที่ 28 มีนาคม 2553 จนถึงวันที่ 1 ตุลาคม 2554 คำนวณด้วยเครื่องคอมพิวเตอร์โดยใช้โปรแกรม R 2.13.1 และโปรแกรม Maple7 ซึ่งข้อมูลประชากร  $N$  มีขนาดเท่ากับ 1219 ประกอบด้วย ตัวแปรช่วย  $X$  คือ ราคาทองต่างประเทศ ตัวแปรที่สนใจ  $Y$  คือ ราคาทองคำแท่ง 96.5% ณ ระดับค่าล้มเหลวพันธ์ (correlation coefficient) เท่ากับ 0.97 ลักษณะของประชากรของตัวแปรช่วย  $\bar{X} = 1479.72$  ตัวแปรที่สนใจ  $\bar{Y} = 21441.3$  และ  $\rho = 0.97748$

**ตารางที่ 1** แสดงการเปรียบเทียบวิธีการประมาณค่าข้อมูลสูญหายโดยค่าล้มเหลวที่สัมพันธ์ (correlation coefficient) เท่ากับ 0.97

| n  | m | d         | k*        | $\lambda$ | root mean square error |           |           |             |           |          |           |
|----|---|-----------|-----------|-----------|------------------------|-----------|-----------|-------------|-----------|----------|-----------|
|    |   |           |           |           | MI                     | RAT       | COMP      | WNR         | $T_{d2}$  | $T_{d1}$ | $T_{new}$ |
| 13 | 5 | 1.510149  | 0.9999930 | 0.9999980 | 636.69169              | 612.38411 | 611.76421 | 757.36279   | 193.79686 | 73.37749 | 62.46432  |
|    |   | 2.060511  | 0.9999930 | 0.9999980 | 636.69169              | 612.38411 | 611.76421 | 757.36279   | 193.79686 | 73.37749 | 62.46430  |
|    |   | 12.090167 | 0.9999930 | 0.9999980 | 636.69169              | 612.38411 | 611.76421 | 757.36279   | 193.79686 | 73.37749 | 62.46433  |
| 10 | 1 | 1.541730  | 1.0051560 | 1.0025780 | 754.32537              | 725.75905 | 724.84092 | 1719.46140  | 233.44700 | 91.35741 | 72.84549  |
|    |   | 2.063123  | 1.0051560 | 1.0025780 | 754.32537              | 725.75905 | 724.84092 | 1719.46140  | 233.44700 | 91.35741 | 72.84536  |
|    |   | 11.417991 | 1.0051560 | 1.0025780 | 754.32537              | 725.75905 | 724.84092 | 1719.46140  | 233.44700 | 91.35741 | 72.84550  |
| 15 | 1 | 1.542186  | 1.0052166 | 1.0026395 | 754.46726              | 725.91520 | 724.99481 | 1848.87480  | 234.17731 | 93.25965 | 75.24578  |
|    |   | 2.063164  | 1.0051539 | 1.0025770 | 754.46726              | 725.91520 | 724.99481 | 1848.87480  | 234.17731 | 93.25965 | 75.23389  |
|    |   | 11.408835 | 1.0051539 | 1.0025770 | 754.46726              | 725.91520 | 724.99481 | 1848.87480  | 234.17731 | 93.25965 | 75.23390  |
| 20 | 1 | 1.541401  | 1.0062017 | 1.0031018 | 826.25457              | 762.36571 | 760.27051 | 4084.34390  | 346.37943 | 95.91018 | 69.34235  |
|    |   | 2.063094  | 1.0061998 | 1.0030999 | 826.25457              | 762.36571 | 760.27051 | 4084.34390  | 346.37943 | 95.91018 | 69.34218  |
|    |   | 11.424602 | 1.0061998 | 1.0030999 | 826.25457              | 762.36571 | 760.27051 | 4084.34390  | 346.37943 | 95.91018 | 69.34237  |
| 25 | 5 | 1.397881  | 1.0030220 | 1.0015110 | 605.87223              | 593.73868 | 593.58472 | 658.55214   | 140.40754 | 74.01101 | 66.56700  |
|    |   | 2.099960  | 1.0030220 | 1.0015110 | 605.87223              | 593.73868 | 593.58472 | 658.55214   | 140.40754 | 74.01101 | 66.56697  |
|    |   | 14.709459 | 1.0030220 | 1.0015110 | 605.87223              | 593.73868 | 593.58472 | 658.55214   | 140.40754 | 74.01101 | 66.56700  |
| 10 | 1 | 1.396770  | 1.0033203 | 1.0016686 | 633.04556              | 607.43082 | 607.10502 | 638.65743   | 191.97563 | 76.02422 | 67.30464  |
|    |   | 2.099859  | 1.0033032 | 1.0016516 | 633.04556              | 607.43082 | 607.10502 | 638.65743   | 191.97563 | 76.02422 | 67.30359  |
|    |   | 14.749100 | 1.0033032 | 1.0016516 | 633.04556              | 607.43082 | 607.10502 | 638.65743   | 191.97563 | 76.02422 | 67.30366  |
| 15 | 1 | 1.393099  | 1.0036310 | 1.0018134 | 661.09628              | 620.28705 | 619.77642 | 5286.90410  | 233.92496 | 59.98271 | 45.65767  |
|    |   | 2.099530  | 1.0036352 | 1.0018176 | 661.09628              | 620.28705 | 619.77642 | 5286.90410  | 233.92496 | 59.98271 | 45.65756  |
|    |   | 14.881649 | 1.0036352 | 1.0018176 | 661.09628              | 620.28705 | 619.77642 | 5286.90410  | 233.92496 | 59.98271 | 45.65760  |
| 20 | 1 | 1.392961  | 1.0040014 | 1.0019998 | 692.80209              | 635.03895 | 634.30802 | 12908.90100 | 278.89470 | 52.89651 | 31.04113  |
|    |   | 2.099517  | 1.0040032 | 1.0020016 | 692.80209              | 635.03895 | 634.30802 | 12908.90100 | 278.89470 | 52.89651 | 31.04089  |
|    |   | 14.886680 | 1.0040032 | 1.0020016 | 692.80209              | 635.03895 | 634.30802 | 12908.90100 | 278.89470 | 52.89651 | 31.04113  |

จากตารางที่ 1 เราจะเห็นว่า  $MSE(T_{new})$  มีค่าน้อยกว่า  $MSE(T_{d1})$  และเมื่อพิจารณาค่า  $\lambda$  ที่

คำนวณได้จากการ (16) เรายพบว่า  $\frac{\bar{Y}^2 - MSE(T_{d1})}{Var(T_{d1}) + (\bar{Y} + b(T_{d1}))^2} = k^*$  มีค่าน้อยกว่า  $\lambda$  ซึ่งมีค่าน้อยกว่า 1

แสดงว่าค่า  $\lambda$  ที่คำนวณได้สอดคล้องกับสมการ (18) และ  $\frac{\bar{Y}^2 - MSE(T_{d1})}{Var(T_{d1}) + (\bar{Y} + b(T_{d1}))^2} = k^*$  มีค่ามากกว่า  $\lambda$  ซึ่งมีค่ามากกว่า 1 แสดงว่าค่า  $\lambda$  ที่คำนวณได้สอดคล้องกับสมการ (19) จึงทำให้ประสิทธิภาพของ  $T_{new}$  ดีกว่า  $T_{d1}$

**ตัวอย่างที่ 2** ประชากรที่เป็นตัวอย่างในการคำนวณใช้ข้อมูลจากราคาข้าวหอมมะลิยันหลังจากการค้าภายใน กระทรวงพาณิชย์ ตั้งแต่วันที่ 1 มกราคม 2550 จนถึงวันที่ 1 พฤษภาคม 2554 คำนวณด้วยเครื่องคอมพิวเตอร์โดยใช้โปรแกรม R 2.13.1 และโปรแกรม Maple7 ซึ่งข้อมูลประชากร  $N$  มีขนาดเท่ากับ 1147 ประกอบด้วย ตัวแปรช่วย  $X$  คือ ราคาข้าวเปลือกหอมมะลิ (ชนิดสีໄได้ตันข้าว 32-46 กรัม) น้ำหนัก 1000 กิโลกรัม ตัวแปรที่สนใจ คือ  $Y$  ราคาข้าวหอมมะลิ 100% ชั้น 1 น้ำหนัก 100 กิโลกรัม ณ ระดับค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (correlation coefficient) เท่ากับ 0.91 ลักษณะของประชากรของตัวแปรช่วย  $\bar{X} = 13269.49$  ตัวแปรที่สนใจ  $\bar{Y} = 2713.94$  และ  $\rho = 0.916703$

**ตารางที่ 2** แสดงการเปรียบเทียบวิธีการประมาณค่าข้อมูลสูญหายโดยค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ (correlation coefficient) เท่ากับ 0.91

| n  | m | d          | k*        | $\lambda$ | root mean square error |           |           |            |          |          |           |
|----|---|------------|-----------|-----------|------------------------|-----------|-----------|------------|----------|----------|-----------|
|    |   |            |           |           | MI                     | RAT       | COMP      | WNR        | $T_{d2}$ | $T_{d1}$ | $T_{new}$ |
| 12 | 5 | 1.966920   | 1.0001122 | 1.0000561 | 48.58824               | 49.67618  | 48.10681  | 1790.01678 | 35.85464 | 34.88393 | 34.88359  |
|    |   | 2.451553   | 1.0001090 | 1.0000545 | 48.58824               | 49.67618  | 48.10681  | 1790.01678 | 35.85519 | 34.88454 | 34.88423  |
|    |   | 5.274912   | 1.0001122 | 1.0000561 | 48.58824               | 49.67618  | 48.10681  | 1790.01678 | 35.85464 | 34.88393 | 34.88359  |
| 10 | 1 | 1.742112   | 1.0056660 | 1.0028978 | 125.48274              | 122.02115 | 121.59833 | 797.55077  | 72.46244 | 64.99265 | 64.56069  |
|    |   | 2.092745   | 1.0055357 | 1.0027678 | 125.48274              | 122.02115 | 121.59833 | 797.55077  | 72.46244 | 64.99265 | 64.55974  |
|    |   | 8.398822   | 1.0055357 | 1.0027678 | 125.48274              | 122.02115 | 121.59833 | 797.55077  | 72.46244 | 64.99265 | 64.55974  |
| 15 | 1 | 1.513531   | 1.0134302 | 1.0068189 | 177.07469              | 164.53838 | 163.67565 | 829.56058  | 87.44966 | 57.73937 | 54.92440  |
|    |   | 2.110635   | 1.0119090 | 1.0059686 | 177.07469              | 164.53838 | 163.67565 | 829.56058  | 88.42489 | 59.49806 | 57.30014  |
|    |   | 11.519923  | 1.0119090 | 1.0059686 | 177.07469              | 164.53838 | 163.67565 | 829.56058  | 88.15752 | 59.01918 | 55.79973  |
| 20 | 1 | 1.083993   | 1.0234480 | 1.0118619 | 197.91859              | 189.76037 | 189.76001 | 4704.33402 | 73.03193 | 42.11720 | 28.44016  |
|    |   | 2.041570   | 1.0231659 | 1.0115829 | 197.91859              | 189.76037 | 189.76001 | 4704.33402 | 73.03193 | 42.11720 | 28.43014  |
|    |   | 170.460293 | 1.0231658 | 1.0115829 | 197.91859              | 189.76037 | 189.76001 | 4704.33402 | 73.03193 | 42.11720 | 28.43031  |
| 23 | 5 | 1.538243   | 1.0043931 | 1.0022128 | 108.50140              | 106.64775 | 106.58313 | 277.80846  | 51.85900 | 47.79757 | 47.43174  |
|    |   | 2.114195   | 1.0043603 | 1.0021801 | 108.50140              | 106.64775 | 106.58313 | 277.80846  | 51.85900 | 47.79757 | 47.43165  |
|    |   | 11.004862  | 1.0043603 | 1.0021801 | 108.50140              | 106.64775 | 106.58313 | 277.80846  | 51.85900 | 47.79757 | 47.43165  |
| 10 | 1 | 1.567199   | 1.0055358 | 1.0028396 | 113.22061              | 111.20858 | 111.11813 | 237.63493  | 51.86731 | 46.93469 | 46.36585  |
|    |   | 2.118875   | 1.0053916 | 1.0026958 | 113.22061              | 111.20858 | 111.11813 | 237.63493  | 51.86731 | 46.93469 | 46.36421  |
|    |   | 10.454388  | 1.0053916 | 1.0026958 | 113.22061              | 111.20858 | 111.11813 | 237.63493  | 51.86731 | 46.93469 | 46.36421  |
| 15 | 1 | 1.458283   | 1.0070480 | 1.0035417 | 121.08739              | 114.08033 | 113.92242 | 657.49496  | 61.53041 | 44.29611 | 43.26966  |
|    |   | 2.103847   | 1.0070123 | 1.0035061 | 121.08739              | 114.08033 | 113.92242 | 657.49496  | 61.53041 | 44.29611 | 43.26954  |
|    |   | 12.860635  | 1.0070123 | 1.0035061 | 121.08739              | 114.08033 | 113.92242 | 657.49496  | 61.53041 | 44.29611 | 43.26955  |
| 20 | 1 | 1.513531   | 1.0080288 | 1.0040648 | 129.03307              | 118.76485 | 118.43549 | 6612.15355 | 67.33408 | 42.72617 | 41.36213  |
|    |   | 2.110635   | 1.0079272 | 1.0039636 | 129.03307              | 118.76485 | 118.43549 | 6612.15355 | 67.33408 | 42.72617 | 41.36122  |
|    |   | 11.519923  | 1.0079272 | 1.0039636 | 129.03307              | 118.76485 | 118.43549 | 6612.15355 | 67.33408 | 42.72617 | 41.36123  |

จากตารางที่ 1 เราจะเห็นว่า  $MSE(T_{new})$  มีค่าน้อยกว่า  $MSE(T_{d1})$  และเมื่อพิจารณาค่า  $\lambda$  ที่คำนวณได้จากการ (16) เรายกตัวอย่าง  $\frac{\bar{Y}^2 - MSE(T_{d1})}{Var(T_{d1}) + (\bar{Y} + b(T_{d1}))^2} = k^*$  มีค่ามากกว่า  $\lambda$  ซึ่งมีค่ามากกว่า 1 แสดงว่าค่า  $\lambda$  ที่คำนวณได้สอดคล้องกับสมการ (19) จึงทำให้ประสิทธิภาพของ  $T_{new}$  ดีกว่า  $T_{d1}$

## สรุปผลการวิจัย

ตัวประมาณค่าเฉลี่ยประชากรในการสำรวจตัวอย่างเมื่อมีข้อมูลสัญญาณที่นำเสนอในงานวิจัยนี้ เราได้ประยุกต์ใช้วิธีการหาตัวประมาณค่าของ Singh และคณะ [2] ในการปรับตัวประมาณค่า ( $T_{d1}$ ) ให้เป็นตัวประมาณค่าใหม่ ( $T_{new}$ ) และเมื่อเปรียบเทียบประสิทธิภาพของตัวประมาณค่าตัวใหม่ที่นำเสนอ กับตัวประมาณค่า  $T_{d1}$ ,  $T_{d2}$ , ตัวประมาณค่าเมื่อประมาณค่าข้อมูลสัญญาณด้วยวิธีประมาณข้อมูลสัญญาณด้วยค่าเฉลี่ย, การประมาณข้อมูลสัญญาณด้วยค่าอัตราส่วน, การประมาณข้อมูลสัญญาณด้วยค่าคอมโพร์ไมซ์และวิธีการประมาณข้อมูลสัญญาณด้วยค่าลดถอยของค่าเข้าใกล้สุดแบบล่วงหน้า (เปรียบเทียบประสิทธิภาพโดยใช้ค่า the root mean square error หรือ RMSE พบว่าตัวประมาณค่า  $T_{new}$  มีประสิทธิภาพดีกว่าตัวประมาณค่า  $T_{d1}$ ,  $T_{d2}$ , ตัวประมาณค่าเมื่อประมาณค่าข้อมูลสัญญาณด้วยวิธีประมาณข้อมูลสัญญาณด้วยค่าเฉลี่ย, การประมาณข้อมูลสัญญาณด้วยค่าอัตราส่วน, การประมาณข้อมูลสัญญาณด้วยค่าคอมโพร์ไมซ์และวิธีการประมาณข้อมูลสัญญาณด้วยค่าลดถอยของค่าเข้าใกล้สุดแบบล่วงหน้า) ภายใต้เงื่อนไขที่กำหนด (ค่า  $\lambda$  ในสมการ (16) ต้องสอดคล้องกับสมการเงื่อนไข (18) หรือ (19)) นอกจากนี้ผลลัพธ์เชิงตัวเลขที่ได้นำเสนอทั้งสองตัวอย่างยังสนับสนุนผลการศึกษาในเชิงทฤษฎีข้างต้นได้เป็นอย่างดี

## กิตติกรรมประกาศ

คณะผู้วิจัยขอขอบคุณผู้ทรงคุณวุฒิที่ได้อ่านผลงานวิจัยและได้กรุณากำหนดและแก้ไขข้อบกพร่องต่างๆ จนทำให้ผลงานวิจัยนี้มีความถูกต้องและสมบูรณ์มากยิ่งขึ้น

## เอกสารอ้างอิง

1. Kalton, G., and Kasprzyk, D. 1982. Imputing for Missing Survey Responses. Available from URL: <http://www.amstat.org/seetions/srms/Proceedings/allyearsf.html>. 26 November 2011.
2. Singh, G. N., Priyanka, K., Kim, J. M., and Singh, S. 2010. Estimation of Population Mean Using Imputation Techniques in Sample Surveys. *Journal of the Korean Statistical Society* 39: 67-74.
3. Chaimongkol, W., and Suwattee, P. 2005. Three Composite Imputation Methods for Item Nonresponse Estimation in Sample Surveys. Doctor of Philosophy (Statistics). School of Applied Statistics, National Instituted of Development Administration. Bangkok. National Institute of Development Administration.
4. Little R. J. A., and Rubin, D. B. 1987. Statistical Analysis with Missing Data. New York. John Wiley and Sons, Inc.

ได้รับบทความวันที่ 19 ธันวาคม 2554  
ยอมรับตีพิมพ์วันที่ 7 กุมภาพันธ์ 2555

