การประมาณช่วงความเชื่อมั่นของสัมประสิทธิ์การแปรผันใหม่

New Approximate Confidence Intervals for Coefficient of Variation

วรพจน์ แซ่หลี

Vorrapot Saelee

คณะวิทยาศาสตร์เทคโนโลยีและการเกษตร มหาวิทยาลัยราชภัฏยะลา

บทคัดย่อ

บทความนี้ มีวัตถุประสงค์เพื่อหาวิธีการประมาณช่วงความเชื่อมั่นของสัมประสิทธิ์การแปรผันแบบใหม่ที่เหมาะกับกรณีที่มีขนาดตัวอย่างขนาดใหญ่และสามารถใช้กับการประมาณทุกช่วงของสัมประสิทธิ์การแปรผันประชากร โดยใช้วิธีการประมาณแบบช่วงของการแจกแจงปกติและค่าคาดหวัง ความแปรปรวนทางคณิตศาสตร์ในการหาวิธีการประมาณแบบใหม่ที่ได้

คำสำคัญ : ช่วงความเชื่อมั่น สัมประสิทธิ์การแปรผัน การแจกแจงปกติ ค่าคาดหวัง ความแปรปรวน

Abstract

The purpose of this article was found a method to estimated new confidence interval of the coefficient of variation, which appropriated with large sample size and used very range of coefficient of variation's population. The new confidence interval estimated by interval of normal distribution, expectation values, and variance values.

Keywords : Confidence interval Coefficient of variation Normal distribution Expected value Variance.

1. บทนำ

ค่าสัมประสิทธิ์การแปรผัน(Coefficient of Variation: CV) เป็นสถิติที่ใช้ในการวัดการกระจายของข้อมูลที่ไม่มีหน่วย การคำนวณค่าสัมประสิทธิ์การแปรผัน คือ ค่าของส่วนเบี่ยงเบน

โทรศัพท์ 073227151 ต่อ 9505 โทรสาร 073227131 E-mail address : Vorrapot@windowslive.com

มาตรฐานหารด้วยค่าเฉลี่ย เนื่องจากหน่วยของค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานและค่าเฉลี่ยของข้อมูลชุดหนึ่งจะเป็นหน่วยเดียวกัน จึงทำให้ค่า สัมประสิทธิ์การแปรผันไม่มีหน่วย

สัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากร $\kappa = \dfrac{\sigma}{\mu}$

สัมประสิทธิ์การแปรผันของตัวอย่าง $\hat{\kappa} = \dfrac{SD}{\bar{x}}$

สัมประสิทธิ์การแปรผันเป็นสถิติที่มีการใช้งานอย่างกว้างขวาง ทางด้านเศรษฐศาสตร์มีการนำไปใช้ในเชิงพรรณนาและอนุมานโดยเฉพาะในเรื่องของการศึกษาเกี่ยวกับความเสถียรภาพของอัตราผลตอบแทนเงินปันผลของดัชนีฮั่งเส็งและดัชนีย่อยของตลาดหุ้น [1] หรือนำมาประยุกต์ใช้ในการวิเคราะห์ทางการเงิน [2] ยังมีการนำไปใช้งานวิจัยทางด้านการแพทย์เช่น นำสัมประสิทธิ์การแปรผันไปใช้ในการวัดปริมาณความเข้มข้นของ Plasma clozapine และ norclozapine [3] และได้นำสัมประสิทธิ์การแปรผันไปวัดประสิทธิภาพระหว่างการทดสอบของความไวของความเข้มข้นของสาร Pramlintide ที่ใช้กับโรคเบาหวานชนิดที่ 1 [4] การเปรียบเทียบการแข็งตัวของเลือดของผู้ป่วย [5] และนำสัมประสิทธิ์การแปรผันใช้ในการทดสอบจุดของการรักษาระดับคอเลสเตอรอลและไตรกลีเซอไรด์สำหรับการศึกษาระบาดวิทยา:การประเมินระบบ multicare [6] นอกจากนี้สัมประสิทธิ์การแปรผันยังถูกนำไปใช้ในเรื่องการพยากรณ์อากาศเกี่ยวกับความผันแปรของความเร็วลม [7] ใช้ในการพยากรณ์แนวโน้มปริมาณน้ำฝน [8] และนำไปใช้ในงานวิจัยที่เกี่ยวข้องกับการตรวจสอบความผันแปรผลิตผลทางด้านเกษตร [9] และการเปรียบเทียบประสิทธิภาพของเครื่องมือในห้องทดลอง [10]

ถึงแม้ว่า การประมาณสัมประสิทธิ์การแปรผันจะมีประโยชน์ในการวัดและการวิจัยมากมาย แต่ค่าที่ได้ก็ยังคงเป็นการประมาณค่าแบบจุดซึ่งไม่ทราบว่าพารามิเตอร์ของสัมประสิทธิ์การแปรผันอยู่ที่ใด รวมถึงไม่สามารถหาความผิดพลาดในการประมาณค่าแบบจุด ดังนั้น การสร้างช่วงความเชื่อมั่นสัมประสิทธิ์การแปรผันสำหรับประชากร จะให้ค่าที่บอกความถูกต้องของค่าพารามิเตอร์ของประชากรว่าอยู่ในช่วงความเชื่อมั่นเท่าไร ต่อมาก็มีผู้หาวิธีการประมาณช่วงความเชื่อมั่นของสัมประสิทธิ์การแปรผัน เพื่อให้ได้ช่วงความเชื่อมั่นของสัมประสิทธิ์การแปรผันในกรณีต่าง ๆ สำหรับงานวิจัย ที่มีความน่าเชื่อถือและมีค่าคลาดเคลื่อนน้อยสุด ดังเช่นงานวิจัยของ Vengel (1996)

ได้อธิบายลำดับการประมาณช่วงความเชื่อมั่นของสัมประสิทธิ์การแปรผันว่า การประมาณช่วงความเชื่อมั่นของสัมประสิทธิ์การแปรผันเริ่มต้นได้ใช้ปริมาณ pivotal* มาประมาณค่าช่วงความเชื่อมั่นของสัมประสิทธิ์การแปรผัน และใช้ตารางแสดงค่าของการแจกแจงแบบ χ^2 มาใช้ในสูตรของการประมาณ

$$CI=\left\{\frac{\hat{\kappa}}{\sqrt{t_1(\theta_1\hat{\kappa}^2+1)-\hat{\kappa}^2}},\frac{\hat{\kappa}}{\sqrt{t_2(\theta_2\hat{\kappa}^2+1)-\hat{\kappa}^2}}\right\} \quad (1)$$

เมื่อ ν= n-1 , $t_1 = \chi^2_{\nu,1-\alpha/2}/\nu$, $t_2 = \chi^2_{\nu,\alpha/2}/\nu$ และ $\theta=\theta(\nu,\alpha)$ เป็นฟังก์ชันที่ทราบค่าที่ถูกเลือก [11] ต่อมา Mckay กำหนดให้ $\theta = \frac{\nu}{\nu+1}$ ซึ่งเป็นค่าที่เหมาะสมสำหรับช่วงความเชื่อมั่น การประมาณช่วงความเชื่อมั่นของสัมประสิทธิ์การแปรผันของ Mckay ของการแจกแจงปกติเป็น

$$CI=\left\{\hat{\kappa}\left[\left(\frac{\chi^2_{\nu,1-\alpha/2}}{\nu+1}-1\right)\hat{\kappa}^2+\frac{\chi^2_{\nu,1-\alpha/2}}{\nu}\right]^{-1/2},\hat{\kappa}\left[\left(\frac{\chi^2_{\nu,\alpha/2}}{\nu+1}-1\right)\hat{\kappa}^2+\frac{\chi^2_{\nu,\alpha/2}}{\nu}\right]^{-1/2}\right\} \text{ หรือ}$$

$$CI=\left\{\hat{\kappa}\left[\left(\frac{u_1}{\nu+1}-1\right)\hat{\kappa}^2+\frac{u_1}{\nu}\right]^{-1/2},\hat{\kappa}\left[\left(\frac{u_2}{\nu+1}-1\right)\hat{\kappa}^2+\frac{u_2}{\nu}\right]^{-1/2}\right\} \quad (2)$$

เมื่อ $\chi^2_{\nu,\alpha/2}$ และ $\chi^2_{\nu,1-\alpha/2}$ เป็น (1- α/2)100 % ของการแจกแจงไคสแควร์ด้วยองศาความเป็นอิสระ ν= n-1 และให้ $u_i = \nu t_i$ สำหรับ i = 1 , 2 $\hat{\kappa}$ คือสัมประสิทธิ์การแปรผันของตัวอย่าง [11-12] ในปี ค.ศ. 1991 Miller [2] ได้มีการนำเสนอการกระจายของ $\frac{S}{\bar{x}}$ เป็นดังนี้

$$\frac{S}{\bar{x}}=\frac{\sigma}{\mu}+\nu^{-\frac{1}{2}}\left[\sqrt{0.5}\left(\frac{\sigma}{\mu}\right)Y_1-\left(\frac{\sigma}{\mu}\right)^2Y_2\right]+O_p\left(\nu^{-1}\right)$$

และได้ประมาณช่วงความเชื่อมั่นของสัมประสิทธิ์การแปรผัน เป็น

$$\frac{S}{\bar{x}}\pm Z_{\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\nu^{-1}\left(\frac{S}{\bar{x}}\right)^2\left[0.5+\left(\frac{S}{\bar{x}}\right)^2\right]} \quad (3)$$

โดยที่ Z_α คือค่าสถิติของการแจกแจงปกติมาตรฐาน ณ (1- α)100 % [13]

- * นิยาม ปริมาณ pivotal ให้ X1, X2, . . . , Xn เป็นตัวแปรสุ่มที่มีพารามิเตอร์ θ ถ้า Y = g(X1,X2, . . . ,Xn, θ) เป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงไม่ขึ้นกับ θ, ดังนั้น เรียก Y เป็นปริมาณ pivotal สำหรับ θ.

ในปี ค.ศ. 1996 Vengel [11] ได้เสนอหาช่วงความเชื่อมั่นใหม่สำหรับสัมประสิทธิ์การแปรผันที่เรียกว่าการปรับแก้ช่วงความเชื่อมั่นของ Mckay โดยเสนอทางเลือกสำหรับ ฟังก์ชัน θ ของ $\theta = \frac{\nu}{\nu+1}\left[\frac{2}{\chi^2_{\nu,\alpha}}+1\right]$ ได้ช่วงความเชื่อมั่นของสัมประสิทธิ์การแปรผัน ที่มีความถูกต้องมากกว่าช่วงความเชื่อมั่นของ Mckay การปรับแก้ช่วงความเชื่อมั่นของ Mckay ของการแจกแจงแบบปกติได้เป็น

$$CI = \left\{ \hat{\kappa}\left[\left(\frac{\chi^2_{\nu,1-\alpha/2}+2}{\nu+1}-1\right)\hat{\kappa}^2+\frac{\chi^2_{\nu,1-\alpha/2}}{\nu}\right]^{-1/2}, \hat{\kappa}\left[\left(\frac{\chi^2_{\nu,\alpha/2}+2}{\nu+1}-1\right)\hat{\kappa}^2+\frac{\chi^2_{\nu,\alpha/2}}{\nu}\right]^{-1/2} \right\}$$

หรือ

$$CI = \left\{ \hat{\kappa}\left[\left(\frac{u_1+2}{\nu+1}-1\right)\hat{\kappa}^2+\frac{u_1}{\nu}\right]^{-1/2}, \hat{\kappa}\left[\left(\frac{u_2+2}{\nu+1}-1\right)\hat{\kappa}^2+\frac{u_2}{\nu}\right]^{-1/2} \right\} \quad (4)$$

ในปี ค.ศ. 2009 วราฤทธิ์ [14] ได้เสนอการปรับช่วงความเชื่อมั่นของ Vengel โดยแทนที่ค่าคงที่ 1 ในสมการของ Vangel (1996) ด้วยตัวเลขค่าคงที่ที่เป็นบวก ให้การเสนอช่วงความเชื่อมั่นของสัมประสิทธิ์การแปรผันใหม่นี้ กำหนดโดย

$$CI = \left\{ \hat{\kappa}\left[\left(\frac{\chi^2_{\nu,1-\alpha/2}+2}{\nu+1}-c\right)\hat{\kappa}^2+\frac{\chi^2_{\nu,1-\alpha/2}}{\nu}\right]^{-1/2}, \hat{\kappa}\left[\left(\frac{\chi^2_{\nu,\alpha/2}+2}{\nu+1}-c\right)\hat{\kappa}^2+\frac{\chi^2_{\nu,\alpha/2}}{\nu}\right]^{-1/2} \right\} \quad (5)$$

จากงานวิจัยที่ผ่านมาพบว่า สูตรของ Mckay ใช้ได้ดีเมื่อ $n \geq 15$ และ $\kappa \leq 0.33$ (CVประชากร) สูตรของ Miller ใช้ได้ดีในกรณี $n \leq 10$ และมีความเหมาะสมเมื่อ $0.33 \leq \kappa \leq 0.67$ สูตรของ Vengel ใช้ได้ดีกว่า Mckay เล็กน้อย โดยมีการปรับค่าฟังก์ชันของ θ แต่ก็ยังใช้ได้ไม่ดีกว่าวิธีการ Panichkitkosolkul ที่ใช้วิธีการปรับแก้สูตรจาก Vengel โดยปรับค่าคงที่ 1 เป็น C

ดังนั้น ในบทความนี้ จึงต้องการนำเสนอแนวคิดการประมาณช่วงความเชื่อมั่นแบบใหม่ เพื่อเป็นวิธีหนึ่งในการประมาณและเป็นทางเลือกหนึ่งในการวิจัยที่ช่วยแก้ปัญหาข้อบกพร่องวิธีการประมาณที่ผ่านมา

2. วิธีการประมาณช่วงความเชื่อมั่นสัมประสิทธิ์การแปรผันแบบใหม่

กำหนดให้ X เป็นตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงปกติ มีค่าเฉลี่ยประชากรเท่ากับ μ ความแปรปรวนเท่ากับ σ^2 สุ่มตัวอย่างขนาด n หน่วย

ให้ $\bar{x}$ คือค่าเฉลี่ยของตัวอย่าง ที่มีการแจกแจงปกติ มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ μ ความแปรปรวนเท่ากับ $\frac{\sigma^2}{n}$ เขียนเป็นสัญลักษณ์ $E(\bar{x}) = \mu$; $V(\bar{x}) = \sigma^2/n$

สำหรับการเก็บรวบรวมข้อมูลจากตัวอย่าง ถ้าเป็นการเก็บข้อมูลจากตัวอย่างที่มีขนาดเล็ก การคำนวณ ความแปรปรวนจากตัวอย่างจะใช้ $S^2 = \sum_{i=1}^{n} \frac{(x-\bar{x})^2}{n-1}$

ให้ $\kappa = \frac{\sigma}{\mu}$ คือสัมประสิทธิ์การแปรผันของประชากร

$\hat{\kappa} = \frac{S}{\bar{x}}$ คือสัมประสิทธิ์การแปรผันของตัวอย่าง

ในกรณีที่มีการคำนวณค่าสัมประสิทธิ์การแปรผันของตัวอย่าง n ชุด พบว่า $\hat{\kappa}_n = \frac{S_n}{\bar{x}_n}$ [12]

และจะได้ค่าเฉลี่ยของ $\hat{\kappa} = \frac{\sum_{i=1}^{n}\kappa_i}{n}$ แสดงว่า ค่า $\hat{\kappa}$ เป็นตัวประมาณที่ไม่เอนเอียงของค่า κ

ดังนั้น $E(\hat{\kappa}) = \kappa$

พิสูจน์ จาก $E\left[\frac{x}{y}\right] = \left(\frac{E[x]}{E[y]}\right)\left(1 + \frac{Var(y)}{(E(y))^2}\right)$ [17]

$$E(\hat{\kappa}) = E\left[\frac{s}{\bar{x}}\right] = \left(\frac{E[s]}{E[\bar{x}]}\right)\left(1 + \frac{Var(\bar{x})}{(E(\bar{x}))^2}\right)$$

จาก E (S) = $C_n(n)\,\sigma$ โดยที่ $C_n = \sqrt{\frac{2}{n-1}}\frac{\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{n-1}{2}\right)} = 1 - \frac{1}{4n} - \frac{7}{32n^2} - \frac{19}{128n^3} + O(n^{-4})$ [15-16]

ดังนั้น

$$E(\hat{\kappa}) = \kappa\left(1 - \frac{1}{4n} - \frac{7}{32n^2} - \frac{19}{128n^3}\right)\left(1 + \frac{\kappa^2}{n}\right)$$

$$= \kappa\left(1 + \frac{4\kappa^2 - 1}{4n} - \frac{8\kappa^2 + 7}{32n^2} - \frac{28\kappa^2 + 19}{128n^3} - \frac{19\kappa^2}{128n^4}\right)$$

ถ้า n มีขนาดใหญ่ ($n \longrightarrow \infty$)

$\therefore \quad E(\hat{\kappa}) = \kappa$

และ $\quad E(S^2) = \sigma^2$

พิสูจน์ การหาค่า $E(S^2)$

$$E\left(S^2\right) = E\left[\frac{\sum_{i=1}^{n}\left(x_i - \bar{x}\right)^2}{n-1}\right]$$

$$(n-1)E\left(S^2\right) = E\left[\sum_{i=1}^{n}\left(x_i - \bar{x}\right)^2\right]$$

$$= E\left(\sum_{i=1}^{n}\left[(x_i - \mu) - (\bar{x} - \mu)\right]^2\right)$$

$$= E\left(\sum_{i=1}^{n}\left[(x_i - \mu)^2 - 2(x_i - \mu)(\bar{x} - \mu) + (\bar{x} - \mu)^2\right]\right)$$

$$= E\left(\sum_{i=1}^{n}(x_i - \mu)^2 - 2\sum_{i=1}^{n}(x_i - \mu)(\bar{x} - \mu) + n(\bar{x} - \mu)^2\right)$$

$$= E\left(\sum_{i=1}^{n}(x_i - \mu)^2 - 2n(\bar{x} - \mu)^2 + n(\bar{x} - \mu)^2\right)$$

$$= E\left(\sum_{i=1}^{n}(x_i - \mu)^2 - n(\bar{x} - \mu)^2\right)$$

$$= \sum_{i=1}^{n}E(x_i - \mu)^2 - nE(\bar{x} - \mu)^2$$

$$= n\sigma^2 - n\frac{\sigma^2}{n} = (n-1)\sigma^2$$

ดังนั้น $\quad E\left(S^2\right) = \sigma^2$

และจาก $E(S) = C_n(n)\,\sigma$ โดยที่ $C_n = \sqrt{\dfrac{2}{n-1}}\dfrac{\left(\frac{n}{2}-1\right)!}{\left(\frac{n-1}{2}-1\right)!}$ หรือ

$$C_n = \sqrt{\frac{2}{n-1}}\frac{\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{n-1}{2}\right)} = 1-\frac{1}{4n}-\frac{7}{32n^2}-\frac{19}{128n^3}+O(n^{-4}) \qquad [15\text{-}16]$$

ดังนั้น $E(S) = \left(1-\frac{1}{4n}-\frac{7}{32n^2}-\frac{19}{128n^3}\right)\sigma$

เนื่องจาก $V(S) = E(S^2) - [E(S)]^2$

$$V(S) = \sigma^2 - \left(1-\frac{1}{4n}-\frac{7}{32n^2}-\frac{19}{128n^3}\right)^2\sigma^2$$

จะได้ $V(S) = \left(\frac{1}{2n}+\frac{3}{8n^2}+\frac{3}{16n^3}-\frac{125}{1024n^4}-\frac{133}{2048n^5}-\frac{361}{16384n^6}\right)\sigma^2$

และการคำนวณความแปรปรวนของตัวแปรในรูปอัตราส่วนที่เป็นอิสระต่อกัน

จาก $V\left(\frac{x}{y}\right) = \left(\frac{E(x)}{E(y)}\right)^2\left(\frac{V(x)}{[E(x)]^2}+\frac{V(y)}{[E(y)]^2}\right)$ [17]

$$V\left(\frac{S}{\bar{X}}\right) = \left(\frac{E(S)}{E(\bar{X})}\right)^2\left(\frac{V(S)}{[E(S)]^2}+\frac{V(\bar{X})}{[E(\bar{X})]^2}\right)$$

$$= \left(\frac{\sigma\left(1-\frac{1}{4n}-\frac{7}{32n^2}-\frac{19}{128n^3}\right)}{\mu}\right)^2\left(\frac{\left(\frac{1}{2n}+\frac{3}{8n^2}+\frac{3}{16n^3}-\frac{125}{1024n^4}-\frac{133}{2048n^5}-\frac{361}{16384n^6}\right)\sigma^2}{\left(1-\frac{1}{4n}-\frac{7}{32n^2}-\frac{19}{128n^3}\right)^2\sigma^2}+\frac{\sigma^2/n}{\mu^2}\right)$$

$$= \left(\left(1-\frac{1}{4n}-\frac{7}{32n^2}-\frac{19}{128n^3}\right)^2\kappa^2\right)\left(\frac{\left(\frac{1}{2n}+\frac{3}{8n^2}+\frac{3}{16n^3}-\frac{125}{1024n^4}-\frac{133}{2048n^5}-\frac{361}{16384n^6}\right)}{\left(1-\frac{1}{4n}-\frac{7}{32n^2}-\frac{19}{128n^3}\right)^2}+\frac{\kappa^2}{n}\right)$$

$$V\left(\frac{S}{\bar{x}}\right)=\kappa^2\left(\frac{1}{2n}+\frac{3}{8n^2}+\frac{3}{16n^3}-\frac{125}{1024n^4}-\frac{133}{2048n^5}-\frac{361}{16384n^6}\right)$$
$$+\left(1-\frac{1}{2n}-\frac{3}{8n^2}-\frac{3}{16n^3}+\frac{125}{1024n^4}+\frac{133}{2048n^5}+\frac{361}{16384n^6}\right)\frac{\kappa^4}{n}$$

ตัดพจน์ที่ตัวส่วนมี n กำลังสามขึ้นไปเป็นส่วนประกอบออกจากสมการ เนื่องจากเมื่อ n มีค่ามาก ๆ ค่าของพจน์ที่ตัวส่วนมี n กำลังสามขึ้นไปเป็นส่วนประกอบจะเข้าใกล้ศูนย์ ดังนั้น

$$V\left(\frac{S}{\bar{\bar{X}}}\right)=\left(\frac{4n+3}{8n^2}\right)\kappa^2+\left(\frac{8n^2-4n-3}{8n^3}\right)\kappa^4$$
$$\sqrt{V\left(\frac{S}{\bar{\bar{X}}}\right)}=\sqrt{\left(\frac{4n+3}{8n^2}\right)\kappa^2+\left(\frac{8n^2-4n-3}{8n^3}\right)\kappa^4}$$

การประมาณช่วงความเชื่อมั่นของสัมประสิทธิ์การแปรผัน

จาก $\bar{x}$ คือค่าเฉลี่ยของตัวอย่าง ที่มีการแจกแจงปกติ มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ μ ความแปรปรวนเท่ากับ $\frac{\sigma^2}{n}$

ดังนั้น $\hat{\kappa}$ มีค่าที่ไม่สิ้นสุดที่สอดคล้อง(asymptotically consistent) สำหรับค่า κ ใช้การประมาณตัวแปรปกติมาตรฐาน ได้เท่ากับ

$$Z=\frac{\hat{\kappa}-\kappa}{\sqrt{\mathrm{var}(\hat{\kappa})}}=\frac{\hat{\kappa}-\kappa}{\sqrt{\left(\frac{4n+3}{8n^2}\right)\kappa^2+\left(\frac{8n^2-4n-3}{8n^3}\right)\kappa^4}}\rightarrow N(0,1)\ [16\text{-}18]$$

เพราะฉะนั้น ช่วงความเชื่อมั่น 100(1-α)% ของ κ ที่ขึ้นกับการประมาณปกติมาตรฐาน เขียนในรูปความน่าจะเป็นช่วงความเชื่อมั่นของสัมประสิทธิ์การแปรผัน [16-18]

$$P\left(-Z_{\frac{\alpha}{2}}<\frac{\hat{\kappa}-\kappa}{\sigma_{\hat{\kappa}}}<+Z_{\frac{\alpha}{2}}\right)=1-\alpha$$
$$\left(\hat{\kappa}-Z_{\frac{\alpha}{2}}\sigma_{\hat{\kappa}}<\kappa<\hat{\kappa}+Z_{\frac{\alpha}{2}}\sigma_{\hat{\kappa}}\right)=1-\alpha$$

การประมาณค่าแบบช่วงของ κ จะได้สูตรการประมาณดังนี้

$$\hat{\kappa}-Z_{\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\left(\frac{4n+3}{8n^2}\right)\kappa^2+\left(\frac{8n^2-4n-3}{8n^3}\right)\kappa^4}<\kappa<\hat{\kappa}+Z_{\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\left(\frac{4n+3}{8n^2}\right)\kappa^2+\left(\frac{8n^2-4n-3}{8n^3}\right)\kappa^4}$$

ในกรณีที่ไม่ทราบค่า κ ก็ใช้ค่า $\hat{\kappa}$ แทน จึงได้สูตรในการประมาณช่วงความเชื่อมั่นสัมประสิทธิ์การแปรผันใหม่ คือ

$$\hat{\kappa}-Z_{\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\left(\frac{4n+3}{8n^2}\right)\hat{\kappa}^2+\left(\frac{8n^2-4n-3}{8n^3}\right)\hat{\kappa}^4}<\kappa<\hat{\kappa}+Z_{\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\left(\frac{4n+3}{8n^2}\right)\hat{\kappa}^2+\left(\frac{8n^2-4n-3}{8n^3}\right)\hat{\kappa}^4}$$

3. สรุป

แม้ว่าสัมประสิทธิ์การแปรผัน เป็นสถิติพื้นฐานที่ใช้ในการวิเคราะห์ในงานวิจัยที่เป็นแค่ส่วนประกอบหนึ่งในงานวิจัย หรือเป็นสถิติที่ใช้สนับสนุนผลการวิจัยนั้น ๆ แต่ในการหาค่าก็ต้องความถูกต้องแม่นยำเหมาะสม ดังนั้น ในการประมาณสัมประสิทธิ์การแปรผัน ก็ยังใช้การประมาณช่วงความเชื่อมั่น แต่ในการประมาณช่วงความเชื่อมั่นของสัมประสิทธิ์การแปรผัน มีวิธีการประมาณหลายวิธี ขึ้นกับความเหมาะสมของข้อมูลหรือลักษณะของการวิจัย ในงานวิจัยนี้ ได้วิธีการประมาณช่วงความเชื่อมั่นของสัมประสิทธิ์การแปรผันที่ใช้หลักในเรื่องของการประมาณค่าแบบช่วงของการแจกแจงปกติ และคุณสมบัติค่าคาดหวัง ความแปรปรวนทางคณิตศาสตร์มาใช้ในการหาวิธีการประมาณช่วงความเชื่อมั่นโดยต้องมีขนาดตัวอย่างขนาดใหญ่จึงจะให้ความเหมาะสม

เอกสารอ้างอิง

[1] Pang, W.K. *et al.,* 2008. A simulation-based approach to the study of coefficient of variation of dividend yields. *European Journal of Operational Research,* 189, 559–569.

[2] Miller, E.G. and Karson, M.J., 1977. Testing the equality of two coefficients of variation. *Journal of American Statistical Association: Proceedings of the Business and Economics Section, Part I*, 278-283.

[3] Diaz, F.J. *et al.,* 2005. Plasma clozapine concentration coefficients of variation in a long-term study. *Journal of Schizophrenia Research*, 72, 131– 135.

[4] Chase, H. P. *et al.,* 2009. Pramlintide lowered glucose excursions and was well-tolerated in adolescents with type 1 diabetes: results from a randomized, single-blind, placebo-controlled, crossover study. *Journal of Pediatrics***,** 155(3), 369-373.

[5] Veen, J. J. V. *et al.,* 2009. Calibrated automated thrombin generation and modified thromboelastometry in haemophilia A. *Journal of Thrombosis Research*, 123, 895– 901.

[6] Rapis. *et al.,* 2009. Point-of-care testing of cholesterol and triglycerides for epidemiologic studies: evaluation of the multicare-in system. *Journal of Translational Research,* 153 (2), *71-76*.

[7] Ko. K., *et al.,* 2010. Variations of wind speed in time on Jeju Island, Korea. *Journal of Energy***,** 35, 3381 – 3387.

[8] Krishnakumar, K.N. *et al.,* 2009. Rainfall trends in twentieth century over Kerala, India. *Journal of Atmospheric Environment,* 43, 1940–1944.

[9] Taye, G. and Njuho P., 2008. Monitoring field variability using confidence interval for coefficient of variation. *Journal of Communications in Statistics—Theory and Methods,* 37, 831–846.

[10] Majd, H. A. *et al.,* 2010. Comparison of the precision of measurements in three types of micropipettes according to NCCLS EP5-A2 and ISO 8655-6. *Journal of Paramedical Sciences(JPS*), 1(3), 2-8 .

[11] Vangel, M.G., 1996. Confidence intervals for a normal coefficient of variation. *Journal of the American Statistician***,** 50(1), 21-26.

[12] McKay, A.T., 1932. Distribution of the coefficient of variation and the Extended "t" distribution. *Journal of the Royal Statistical Society***,** 95(4), 695-698.

[13] Ng, C.K., 2005. *Performance of three methods of interval estimation of the coefficient of variation***.** Department of Management Sciences City, University of Hong Kong. [online] Available at : <http://interstat.statjournals.net/YEAR/2006/articles/0609002.pdf > [Accessed 20 January 2011].

[14] Panichkitkosolkul, W., 2009. Improved confidence intervals for a coefficient of variation of a normal distribution. *Journal of Thailand Statistician***,** 7 (2), 193 – 199.

[15] *Engineering Statistics Handbook*, 2003. [online] Available at : <http://www.itl.nist.gov/div898/handbook/eda/eda_d.htm.> [Accessed 20 November 2010].

[16] Mahmoudvand, R. and Hassani, H., 2009.Two new confidence intervals for the coefficient of variation in a normal distribution. *Journal of Applied Statistics,* 36(4), 429–442.

[17] Blumenfeld, D., 2001**.** *Operations Research Calculations Handbook***.** Boca Raton London New York Washington, D.C.

[18] Krishnamoorthy, K., 2006. *Handbook of Statistical Distributions with Applications*. University of Louisiana at Lafayette U.S.A. : Taylor & Francis Group, LLC.