

การประเมินค่าขนาดอิทธิพลของลองฟอร์ดและ การประยุกต์ Longford's Estimation of Effect Size and Application

วีโรจน์ มงคลเทพ*

อาจารย์ สาขาวิทยาศาสตร์ คณะวิทยาศาสตร์และเทคโนโลยีการเกษตร มหาวิทยาลัยเทคโนโลยีราชมงคลล้านนา จังหวัดเชียงใหม่ 55000

บทคัดย่อ

วิธีการสังเคราะห์งานวิจัยเชิงปริมาณที่ใช้วิธีการทางสถิติมาสังเคราะห์งานวิจัยหลาย ๆ เรื่องที่ศึกษาปัญหา การวิจัยเดียวกัน หรือที่เรียกว่า การวิเคราะห์อภิมาน (Meta-Analysis) เพื่อหาตัวชี้วัดมาตรฐานที่วัดในรูปขนาด อิทธิพลของตัวแปรจัดกระทำที่มีต่อตัวแปรตามว่ามีปริมาณมากน้อยเพียงใด ซึ่งเป็นค่าที่มีหน่วยมาตรฐานเดียวกัน และทำให้สามารถสังเคราะห์งานวิจัยเชิงปริมาณเข้าด้วยกันได้ บทความวิชาการนี้ ผู้นิพนธ์ได้นำเสนอและอธิบายวิธี การประมาณค่าขนาดอิทธิพลตามวิธีของลองฟอร์ด ซึ่งเป็นวิธีที่มีประสิทธิภาพวิธีหนึ่งและได้รับการพัฒนาล่าสุด โดยได้พิสูจน์ให้เห็นถึงที่มาและรูปแบบของพั่งก์ชันของตัวประมาณค่าขนาดอิทธิพล ตลอดจนได้ยกตัวอย่าง การคำนวณค่าประมาณขนาดอิทธิพลตามวิธีของลองฟอร์ดเพื่อนำไปประยุกต์ใช้ในการวิเคราะห์อภิมานต่อไป

Abstract

Quantitative research synthesis employed statistical methods to synthesize several research papers which were identical in terms of research problems, Meta-Analysis, in order to discover a standard index that was able to synthesize the aforementioned research papers and to measure the quantifiable effects of manipulated variable on the dependent variable. Regarding this article, the author presented and explained Longford's estimation of effect size, which is one of the most efficient and recent estimations. The study proved the background and functional model of the estimator of effect size. In addition, the calculation examples following the estimator of Longford's effect size were demonstrated by meta-analysis.

คำสำคัญ : การประมาณค่า ขนาดอิทธิพล

Keywords : Estimation; Effect Size

* ผู้นิพนธ์ประisanงานไปรษณีย์อิเล็กทรอนิกส์ wiroj-mongkolthep@hotmail.com โทร. 08 1993 2744

1. սեպտեմբեր

ในการวิจัยไม่ว่าจะเป็นการวิจัยเชิงทดลอง หรือการวิจัยเชิงสหลัมพันธ์ ก็มีจุดมุ่งหมายของการวิจัยที่มุ่งศึกษาความลับพันธ์หรือความเกี่ยวข้องระหว่างตัวแปรที่ศึกษา ผลการวิจัยที่สำคัญประการหนึ่ง คือ ขนาดความลับพันธ์ระหว่างตัวแปร โดยตัวนิមาตรฐานที่ถูกสร้างและพัฒนาขึ้นเพื่อบ่งชี้ขนาดความลับพันธ์ระหว่างตัวแปรในปัญหาวิจัยที่นักวิจัยนำมาสังเคราะห์งานวิจัยเชิงปริมาณ หรือเรียกว่า การวิเคราะห์อภิมาน (Meta-analysis) ค่าดัชนีนิมาตรฐานดังกล่าวที่ใช้ในปัจจุบันมีอยู่ 2 ชนิด ดัชนีชนิดแรก คือ ค่าลัมປะลีทีสหลัมพันธ์ (Correlation Coefficient) เป็นค่าสถิติที่ถูกนำมาใช้เป็นตัวนิมาตรฐานในการสังเคราะห์งานวิจัยเชิงสหลัมพันธ์ ค่าสถิตินี้พัฒนาโดย Pearson, K. เมื่อ ค.ศ. 1904 ดัชนีชนิดที่สอง คือ ค่าขนาดอิทธิพล (Effect size) เป็นค่าสถิติที่ถูกนำมาใช้เป็นตัวนิมาตรฐานในการสังเคราะห์งานวิจัยเชิงทดลอง ค่าสถิตินี้พัฒนาโดย Cohen, J. เมื่อ ค.ศ. 1969 (นองลักษณ์ วิรชชัย, 2542) โดย Glass, G.V. ได้เริ่มใช้ค่าขนาดอิทธิพลและลัมປะลีทีสหลัมพันธ์เป็นตัวนิมาตรฐานในการสังเคราะห์งานวิจัย และปัญญาติศาส�패 Mata-analysis ในปี ค.ศ. 1976 จากนั้นการวิเคราะห์อภิมานได้รับการพัฒนาให้ดียิ่งขึ้นโดย Glass, McGaw and Smith ในปี ค.ศ. 1981 โดย Hunter, Schmidt and Jackson ในปี ค.ศ. 1982 และโดย Hedges and Olkin ในปี ค.ศ. 1985 (Hedges and Olkin, 1985; รัตนะ บัวสนธ์, 2539) ในปัจจุบันวิธีการประเมินค่าดัชนีนิมาตรฐานดังกล่าวมีรูปแบบแตกต่างกันออกไปตามการพัฒนาของนักสถิติหลายท่าน ซึ่งผู้นิพนธ์จะได้กล่าวถึงการประเมินค่าขนาดอิทธิพล

ที่ได้พัฒนาล่าสุดโดย Longford, N.T. เมื่อ ค.ศ. 2009 ที่ได้นำเสนอการประมาณค่าขนาดอิทธิพลที่มีประสิทธิภาพ (Efficiency estimator) อิกรูปแบบหนึ่งสำหรับการลังเคราะห์งานวิจัยเชิงทดลอง

2. การประเมินค่าขนาดอัตราผล

ลองฟอร์ด เอ็น ที (Longford, N.T., 2009) เป็นนักสถิติอีกท่านหนึ่งที่ได้ศึกษาลักษณะการแจกแจงของค่าสถิติในการประมาณค่าขนาดอิทธิพล (Sampling distribution of estimator of effect size) เช่นเดียวกับวิธีของเฮดจ์และอลคิน (Hedges and Olkin) เมื่อ ค.ศ. 1985 ซึ่งมีบริบทที่เกี่ยวข้องกับตัวอย่างที่มีจำนวนจำกัด โดยที่ค่าประมาณขนาดอิทธิพลที่ได้จะไม่มีความเอนเอียง (Unbiased estimator) และความแปรปรวนของค่าประมาณขนาดอิทธิพลมีค่าต่ำ หรือที่เรียกว่า ค่าประมาณที่มีประสิทธิภาพ (Efficiency estimator) โดยใช้เกณฑ์ในการตัดสินจากค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (Mean Squared Error: MSE) ที่มีค่าต่ำสุด

ค่าขนาดอิทธิพลของลองฟอร์ดอยู่ในรูปของ
อัตราส่วนของค่าเฉลี่ยประชากรและค่าเบี้ยงเบน
มาตรฐานของประชากร ซึ่งเป็นค่าพารามิเตอร์
ขนาดอิทธิพลในรูปของ

$$\mu/\sigma = (\mu_E - \mu_C)/\sigma$$

เมื่อ μ_E , μ_C เป็นค่าเฉลี่ยของประชากรกลุ่มทดลองและกลุ่มควบคุม ตามลำดับ และ σ เป็นค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของความแตกต่างของประชากรกลุ่มทดลองและกลุ่มควบคุม

โดยที่ $d = \bar{Y}/S = (\bar{Y}_E - \bar{Y}_C)/S$ เป็นค่า

$\bar{Y}_E - \bar{Y}_C$ เป็นค่าเฉลี่ยของกลุ่มตัวอย่างที่เป็นกลุ่มทดลองและกลุ่มควบคุม ตามลำดับ และ $S = \sqrt{\sum_{i=1}^n (\bar{Y}_i - \bar{Y})^2 / n-1}$ ซึ่งเป็นค่าเบี่ยงเบนมาตรฐานของความแตกต่างของกลุ่มทดลองและกลุ่มควบคุม (Longford, 2009)

จากข้อตกลงเบื้องต้นที่ว่า ข้อมูลมีการแจกแจงปกติ (Normality) และมีความแปรปรวนคงที่ (Homoscedasticity) และจากทฤษฎีทางสถิติที่ระบุว่า \bar{Y} และ S^2 เป็นค่าประมาณที่ไม่เออนเอียงของ μ และ σ^2 ตามลำดับ และ S เป็นค่าประมาณที่ไม่เออนเอียงของ σ (พิชณุ เจียรคุณ, 2550) ดังนั้น \bar{Y}/S จะเป็นค่าประมาณที่มีความเออนเอียงและไม่มีประสิทธิภาพของ μ/σ นั้นเอง จึงทำให้หลังฟอร์ดได้ศึกษาและพัฒนาเพื่อให้ได้ค่าประมาณขนาดอิทธิพลที่ไม่จำเอียงและมีประสิทธิภาพขึ้น

จากทฤษฎีทางสถิติ S^2 เป็นตัวประมาณที่ไม่เออนเอียง แต่ไม่มีประสิทธิภาพของพารามิเตอร์ σ^2 โดยหลักการจะทำให้ค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสอง (MSE) ของ S^2 มีค่าต่ำ คือ กำหนดให้ค่าสถิติอยู่ในรูปของ cS^2 เมื่อ c เป็นค่าคงที่ใด ๆ ที่ทำให้ MSE ต่ำที่สุด (Longford, 2009) จะได้

$$MSE(cS^2; \sigma^2) = \sigma^4 \left\{ \frac{2c^2}{n-1} + (c-1)^2 \right\}, c > 0 \quad (1)$$

ดังนั้น การประมาณค่าขนาดอิทธิพลที่มีประสิทธิภาพในรูปของ $c\bar{Y}/S$ สำหรับค่าคงที่ $c > 0$ และให้ \bar{Y} และ S^2 เป็นอิสระจากกันและเป็นค่าประมาณที่ไม่เออนเอียงของ μ และ σ^2 ตามลำดับ และมีความแปรปรวนของค่าเฉลี่ยของกลุ่มตัวอย่างเป็น $\tau^2 = var(\bar{Y}) = \sigma^2/n$

เริ่มต้นจากการหาค่าคาดหวัง (Expected value) ของ $1/S^2$ และ $1/S$ ซึ่งการแจกแจงของ

ค่าสถิติทั้งสองจะมีความลับพันธ์กับการแจกแจงไคกำลังสอง (Chi-square distribution) คือ $(n-1)S^2/\sigma^2$ มีการแจกแจงไคกำลังสอง ที่มีองค์เสรี (Degree of freedom) เป็น $n-1$ โดยพังก์ชันการแจกแจงความหนาแน่นน่าจะเป็น (Probability Density Function) ของตัวแปรสุ่ม X ที่มีการแจกแจงไคกำลังสองมีองค์เสรี k คือ

$$f(x) = \frac{1}{\Gamma(\frac{k}{2})} \left(\frac{1}{2} \right)^{\frac{k}{2}} x^{\frac{k}{2}-1} \exp\left(-\frac{x}{2}\right), \quad x > 0 \quad (2)$$

จากตัวแปรสุ่ม X ที่มีการแจกแจงไคกำลังสอง จะมีค่าเฉลี่ยเท่ากับ k และมีความแปรปรวนเท่ากับ $2k$ จะได้ว่า

$$\begin{aligned} E\left(\frac{1}{X}\right) &= \int_0^{+\infty} \frac{1}{\Gamma(\frac{k}{2})} \left(\frac{1}{2} \right)^{\frac{k}{2}} x^{\frac{k}{2}-2} \exp\left(-\frac{x}{2}\right) dx \\ &= \frac{1}{2} \frac{\Gamma(\frac{k}{2}-1)}{\Gamma(\frac{k}{2})} \\ &= \frac{1}{k-2}, \quad k > 2 \end{aligned} \quad (3)$$

และการอินทิเกรทพังก์ชันความหนาแน่นน่าจะเป็นของการแจกแจงไคกำลังสองที่มีองค์เสรีเท่ากับ $k-2$ จะได้

$$E\left(\frac{1}{S^2}\right) = \frac{n-1}{(n-3)\sigma^2}, \quad n > 3 \quad (4)$$

สำหรับ $n-3$ แล้วค่าคาดหวังของ $1/S^2$ จะมีค่าอนันต์ (Infinite)

ในการคำนวณเดียวกันจะได้

$$\begin{aligned} E\left(\frac{1}{\sqrt{X}}\right) &= \int_0^{+\infty} \frac{1}{\Gamma(\frac{k}{2})} \left(\frac{1}{2} \right)^{\frac{k}{2}} x^{\frac{k}{2}-\frac{3}{2}} \exp\left(-\frac{x}{2}\right) dx \\ &= \frac{1}{\sqrt{2}} \frac{\Gamma(\frac{k-1}{2})}{\Gamma(\frac{k}{2})}, \quad k > 1 \end{aligned} \quad (5)$$

$$และ E\left(\frac{1}{S}\right) = \sqrt{\frac{n-1}{2\sigma^2} \frac{\Gamma(\frac{n-2}{2})}{\Gamma(\frac{n-1}{2})}}, \quad n > 2 \quad (6)$$

ดังนั้น การหาค่าคงที่ c ที่ทำให้ค่าประมาณ $c\bar{Y}/S$ มีค่า MSE ต่ำที่สุด เพื่อเป็นค่าประมาณของพารามิเตอร์ขนาดอิทธิพล (μ/σ) ซึ่งสมการของ MSE โดยทั่วไปที่มี θ เป็นค่าประมาณของพารามิเตอร์ θ เป็นดังนี้

$$\begin{aligned} MSE(\hat{\theta}; \theta) &= E(\hat{\theta}^2) - \{E(\hat{\theta})\}^2 + \{E(\hat{\theta}) - \theta\}^2 \\ &= E(\hat{\theta}^2) - 2\theta E(\hat{\theta}) + \theta^2 \end{aligned} \quad (7)$$

จะได้ MSE ของ $c\bar{Y}/S$ คือ

$$\begin{aligned} MSE\left(\frac{c\bar{Y}}{S}; \frac{\mu}{\sigma}\right) &= c^2 E\left(\frac{\bar{Y}^2}{S^2}\right) - 2c \frac{\mu}{\sigma} E\left(\frac{\bar{Y}}{S}\right) + \frac{\mu^2}{\sigma^2} \\ &= c^2 (\mu^2 + \tau^2) E\left(\frac{1}{S^2}\right) - 2c \frac{\mu^2}{\sigma} E\left(\frac{1}{S}\right) + \frac{\mu^2}{\sigma^2} \end{aligned} \quad (8)$$

โดยที่ $n > 3$ ดังนั้น จากสมการ (8) จะมีค่า MSE ต่ำที่สุดโดยใช้วิธีทางแคลคูลัสหาค่าต่ำสุด โดยหาอนุพันธ์ของ MSE เทียบกับ c และกำหนดให้ออนุพันธ์ดังกล่าวเท่ากับศูนย์ จะได้

$$c = \frac{\mu^2}{(\mu^2 + \tau^2)} \frac{E\left(\frac{1}{S}\right)}{\sigma E\left(\frac{1}{S^2}\right)} = \frac{\mu^2}{(\mu^2 + \tau^2)} K(n)$$

เมื่อ $K(n) = \frac{n-3}{\sqrt{2(n-1)}} \frac{\Gamma\left(\frac{n-2}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{n-1}{2}\right)}$ (9)

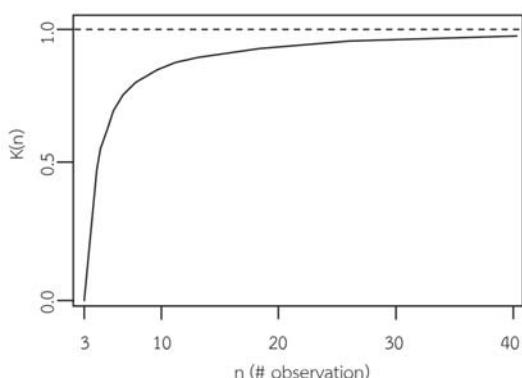
นั่นคือ ค่าประมาณที่มีประสิทธิภาพอยู่ในรูปของ $c\bar{Y}/S$ คือ $(\mu^2/(\mu^2 + \tau^2))K(n)\bar{Y}/S$ แต่ในทางปฏิบัติ ค่าพารามิเตอร์ μ^2 และ τ^2 ซึ่งไม่ทราบค่าโดยค่าเหล่านี้อาจถูกลงทะเบียนไว้หรือความแปรปรวนของค่าเฉลี่ยของกลุ่มตัวอย่างอาจถูกกำหนดให้เป็นศูนย์ ($\tau^2 = 0$) จึงทำให้ค่า $(\mu^2/(\mu^2 + \tau^2))$ มีค่าเป็นหนึ่งหน่วย (Unity) ลองฟอร์ดจึงได้ให้ข้อสังเกตว่าประสิทธิภาพของค่าประมาณขนาดอิทธิพลอาจลดลง แต่ในการปรับแก้ค่าขนาดอิทธิพลของลองฟอร์ดนั้นจะขึ้นอยู่กับค่าคงที่เพียงเท่านั้น ซึ่ง

ค่าคงที่นั้น คือ ขนาดตัวอย่าง

ดังนั้น ค่าประมาณขนาดอิทธิพลที่มีประสิทธิภาพของลองฟอร์ด คือ $K(n)\bar{Y}/S$

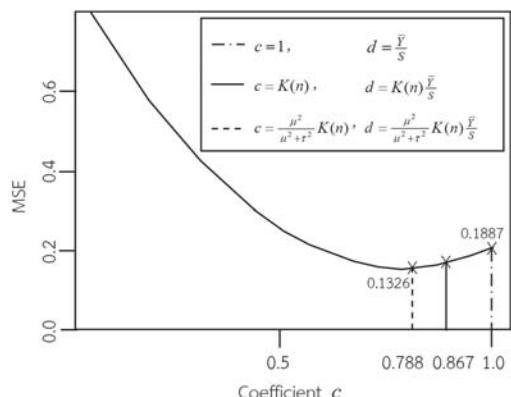
$$\text{โดยที่ } K(n) = \frac{n-3}{\sqrt{2(n-1)}} \frac{\Gamma\left(\frac{n-2}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{n-1}{2}\right)}, \quad n > 2$$

เมื่อ n เป็นขนาดตัวอย่าง



รูปที่ 1 พังค์ชันของ $K(n)$

จากรูปที่ 1 แสดงพังค์ชันของ K ที่ขึ้นอยู่กับขนาดตัวอย่าง พบว่า เมื่อขนาดตัวอย่างมีเพียง 3 ค่า จะให้ค่า $K(3)$ เท่ากับ 0 โดยที่ $K(n) < 1$ และ $c < 1$ สำหรับทุกค่าของ n และถ้า $n \rightarrow \infty$ และ $c \rightarrow 1$



รูปที่ 2 ค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสองของค่าประมาณขนาดอิทธิพลแต่ละวิธี สำหรับ $n = 11$, $\mu = 10$, $\sigma^2 = 110$ และ $\tau^2 = 10$ และพังค์ชันของ c

จากรูปที่ 2 แสดงค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสองของค่าประมาณขนาดอิทธิพลแต่ละวิธีสำหรับ $n = 11$, $\mu = 10$, $\sigma^2 = 110$ และ $\tau^2 = 10$

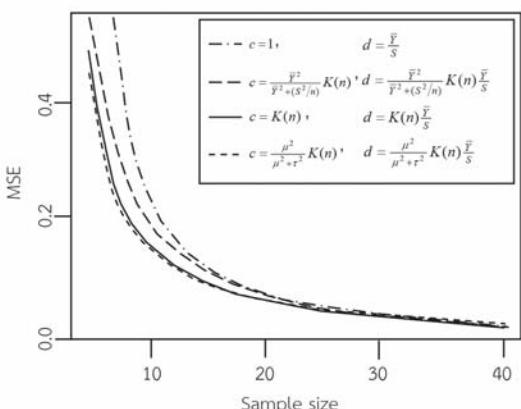
$$\text{จากค่า } K(n) = \frac{n-3}{\sqrt{2(n-1)}} \frac{\Gamma\left(\frac{n-2}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{n-1}{2}\right)}$$

$$\text{จะได้ค่า } K(11) = \frac{11-3}{\sqrt{2(11-1)}} \frac{\Gamma\left(\frac{11-2}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{11-1}{2}\right)} = 0.867$$

$$\text{และกรณีที่ } c = \mu^2 / (\mu^2 + \tau^2) K(n)$$

$$= 100 / (100 + 10) K(11) = 0.788$$

ให้ค่า $MSE = 0.1326$ กรณีที่กำหนดให้ $\tau^2 = 0$ แล้ว $(\mu^2 / (\mu^2 + \tau^2)) = 1$ ได้ค่า $c = K(n) = K(11) = 0.867$ ให้ค่า $MSE = 0.1404$ และกรณีที่ $c = 1$ ให้ค่า $MSE = 0.1887$ ดังนั้น เมื่อเปรียบเทียบค่า MSE ของค่าประมาณขนาดอิทธิพลแต่ละวิธี สรุปได้ว่า ค่าประมาณขนาดอิทธิพลที่มีประสิทธิภาพมากที่สุด เมื่อค่า $c = \mu^2 / (\mu^2 + \tau^2) K(n)$ รองลงมาคือ $c = K(n)$ และ $c = 1$ ตามลำดับ



รูปที่ 3 ค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสองของค่าประมาณขนาดอิทธิพลแต่ละวิธี สำหรับ $\mu = 10$, $\sigma^2 = 110$ และ $\tau^2 = \sigma^2 / n$

จากรูปที่ 3 แสดงค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสองของค่าประมาณขนาดอิทธิพลแต่ละวิธีกรณีที่ $\sigma^2 = 110$ และ $\tau^2 = \sigma^2 / n$ สำหรับทุกค่าของขนาดตัวอย่าง พบร่วมกันว่า ค่าประมาณขนาดอิทธิพลที่อยู่ในรูปของ \bar{Y}/S จะมีประสิทธิภาพเมื่อขนาดตัวอย่างมีขนาดใหญ่ และค่าประมาณขนาดอิทธิพลที่อยู่ในรูปของ $K(n)\bar{Y}/S$ จะมีประสิทธิภาพมากกว่าค่าประมาณขนาดอิทธิพลที่ใช้ค่า $\bar{Y}^2/(\bar{Y}^2 + (S^2/n))$ เป็นค่าประมาณพารามิเตอร์ $(\mu^2 / (\mu^2 + \tau^2))$ นั่นคือ $\bar{Y}^2/(\bar{Y}^2 + (S^2/n))K(n)\bar{Y}/S$

อย่างไรก็ตาม หากพิจารณาค่าประมาณขนาดอิทธิพลที่อยู่ในรูป $(\mu^2 / (\mu^2 + \tau^2))K(n)\bar{Y}/S$ จะมีประสิทธิภาพที่ดีกว่าค่าประมาณขนาดอิทธิพลอื่น แต่ในทางปฏิบัติแล้วค่าพารามิเตอร์ μ^2 และ τ^2 ไม่ทราบค่า จึงทำให้อัตราส่วน $(\mu^2 / (\mu^2 + \tau^2))$ นั้นไม่สามารถหาค่าที่แท้จริงได้ ซึ่งชี้ให้เห็นถึงปัญหาในการปรับแก้ค่าขนาดอิทธิพลที่มีข้อจำกัดนี้ โดยที่ลองฟอร์ดได้เสนอแนะว่า อัตราส่วนดังกล่าวอาจใช้รูปแบบที่คล้ายคลึงกันนี้ที่เกิดขึ้นจากองค์ประกอบอื่น ๆ ของค่า μ^2 และ τ^2 และประสิทธิภาพของค่าประมาณขนาดอิทธิพลจะสูงขึ้นกรณีตัวอย่างมีขนาดเล็กกว่า 12 (Longford, 2009)

3. บทประยุกต์

ในที่นี้ผู้นิพนธ์ได้ยกตัวอย่างข้อมูลสมมติเพื่อแสดงการคำนวณและประสิทธิภาพของค่าประมาณขนาดอิทธิพลตามวิธีของลองฟอร์ด ในแบบแผนการทดลองวัดผลหลังการทดลองแบบมีกลุ่มควบคุม (Randomized control group posttest design) กับกลุ่มตัวอย่างนักเรียน 2 กลุ่ม ๆ ละ 9 คน โดยกลุ่มทดลองได้รับวิธีการสอน

แบบบทบาทสมมติ ແລະກຸ່ມຄວບຄຸມໄດ້ຮັບວິທີການສອນປົກຕິ ມີການວັດຜົນຈາກແບບທດສອບທັງການທດລອງ ຄະແນນເຕັມ 70 ຄະແນນ ໂດຍກຳຫັດໃຫ້ຕັ້ງແປຣ Y_C ເປັນຄະແນນຂອງກຸ່ມຕົວອ່າງທີ່ເປັນກຸ່ມຄວບຄຸມ ແລະ Y_E ເປັນຄະແນນຂອງກຸ່ມຕົວອ່າງທີ່ເປັນກຸ່ມທດລອງ ດັ່ງແສດງໃນຕາງໆທີ່ 1

ຕາງໆທີ່ 1 ດໍາລືດືດີຂອງຕັ້ງແປຣ Y_C ແລະ Y_E ຂອງກຸ່ມຄວບຄຸມແລະກຸ່ມທດລອງ

ຄນທີ	ຕັ້ງແປຣ		
	Y_C	Y_E	$Y_E - Y_C$
1	56	65	9
2	48	54	6
3	46	54	8
4	52	54	2
5	64	69	5
6	53	67	14
7	60	62	2
8	50	49	-1
9	46	57	11
ຄ່າເเฉລີຍ	52.78	59.00	6.22
ຄ່າເປົ່າງເບັນມາຕຽນ	6.24	6.96	4.79

ຄ່າປະປາມຄ່າຂາດອີທີພລ

$$d = (\bar{Y}_E - \bar{Y}_C)/S = (59.00 - 52.78)/4.79 = 1.30$$

$$\text{ຈາກ } K(n) = \frac{n-3}{\sqrt{2(n-1)}} \frac{\Gamma(\frac{n-2}{2})}{\Gamma(\frac{n-1}{2})}$$

$$\text{ໄດ້ຄ່າ } K(9) = \frac{9-3}{\sqrt{2(9-1)}} \frac{\Gamma(\frac{9-2}{2})}{\Gamma(\frac{9-1}{2})} = 0.88$$

ດັ່ງນັ້ນ ດໍາຂາດອີທີພລຂອງລອງພອົບມີຄ່າເທົ່າກັບ $K(n)\bar{Y}/S = K(9)\bar{Y}/S = 0.88 \times 1.30 = 1.14$ ມີຄວາມໝາຍວ່າ ຄະແນນເຂົ້າມີຄວບຄຸມ 1.14 ເທົ່າຂອງສ່ວນເປົ່າງເບັນມາຕຽນຂອງຄວາມແຕກຕ່າງໆຂອງ

ກຸ່ມທດລອງແລະກຸ່ມຄວບຄຸມ ແລະຄ້າຕກລງຍອມຮັບວ່າຄະແນນຂອງກຸ່ມປະຊາກມີລັກຜະການແຈກແຈ້ງເປັນໂຄ້ງປົກຕິແລ້ວ ກົດຈາກລ່າວໄດ້ອີກນັຍໜຶ່ງວ່າ ຄະແນນເຂົ້າມີຄວບຄຸມມີຄ່າສູງກວ່າຄະແນນສມາຟີກ້ອຍລະ 13 ຂອງກຸ່ມທດລອງ ທີ່ໄດ້ໃນການເດືອກນັກລ່າວໄດ້ວ່າ ຄະແນນເຂົ້າມີຄວບຄຸມມີຄ່າສູງກວ່າຄະແນນສມາຟີກ້ອຍລະ 87 ຂອງກຸ່ມຄວບຄຸມ (ເພວະ $d=1.14$ ຕຽບກັບເປົ່ອຮັ້ນຕີໄທລ໌ທີ່ 87)

ທັງນີ້ ລອງພອົບໄດ້ອົງປາຍເພີ່ມເຕີມໄວ້ວ່າ ສໍາຮັບຄ່າ $c = 1$ ແລະ $c = K(9)$ ຈາກຍກຕົວອ່າງຂໍ້ມູນສົມມີຂໍ້ຕົ້ນ ຈະໄຫ້ຄ່າ MSE ເທົ່າກັບ 0.365 ແລະ 0.267 ຕາມລຳດັບ ອາກສົມມີວ່າທຽບຄ່າອັດຕາສ່ວນ $(\mu^2/(\mu^2 + \tau^2))$ ມີຄ່າເທົ່າກັບ 1.7/2.3 ຈະໄດ້ຄ່າຂາດອີທີພລເທົ່າກັບ $(\mu^2/(\mu^2 + \tau^2))K(9)\bar{Y}/S = 1.7/2.3 \times 1.14 = 0.84$ ແລະມີຄ່າ MSE ເທົ່າກັບ 0.246 ຊື່ມີຄ່າລົດລົງຈາກຄ່າ MSE ຂອງ $K(9)\bar{Y}/S$ ເພີ່ມຮ້ອຍລະ 8 ແຕ່ຄ້າອັດຕາສ່ວນ $(\mu^2/(\mu^2 + \tau^2))$ ໄນທຽບຄ່າ ການປະປາມຄ່າຂາດອີທີພລຈະມີຄວາມຖຸກຕ້ອງນ້ອຍລັງ ໂດຍທີ່ $\bar{Y}^2/(\bar{Y}^2 + (S^2/n)K(9)\bar{Y}/S)$ ຈະມີປະສິຫຼວິກາພດ້ອຍກວ່າ $K(9)\bar{Y}/S$

4. ສຽບ

งานວິຈัยທີ່ນັກວິຈัยສັງເຄຣະທີ່ຈະຮັບຮັບມາເປັນຂໍ້ມູນໃນການວິເຄຣະທີ່ກົມານັ້ນ ມີແບບແຜນການວິຈัยແຕກຕ່າງໆກັນ ວັດຕັ້ງແປຣຕາມທີ່ຕັ້ງແປຣເກີດທີ່ດ້ວຍເຄື່ອງມືອ່າງຕ່າງໆກັນ ແລະວິເຄຣະທີ່ຂໍ້ມູນດ້ວຍສົດືດີແຕກຕ່າງໆກັນ ທຳມະດີການວິຈัยທີ່ສົດືດີມີຄ່າມີ້ນໍາໃຫ້ເດືອກນັກມີຄວາມຢູ່ໃນຮູບແຜນດ້ານທີ່ກັນ ນຳມາເປົ່າງເປົ່າຍັນເຖິງທີ່ທີ່ໄດ້ ຈະໄດ້ຕ່ອງມີການເປົ່າຍັນຮູບແຜນການວິຈัยໃຫ້ມີມາຕຽນ ໄດ້ວັນກັນກ່ອນ ໂດຍສ່ວັງດ້ານນີ້ມາຕຽນຈາກພຸດກາ

วิจัยแต่ละเรื่องก่อน (นงลักษณ์ วิรชชัย, 2542) ดังค่าขนาดอิทธิพลตามวิธีของลองฟอร์ด (Longford) ในปี ค.ศ. 2009 เป็นวิธีที่ได้รับการพัฒนาล่าสุด ซึ่งวิธีที่เสนอเป็นที่ค่าขนาดอิทธิพลที่ไม่อนุເอียงและมีประสิทธิภาพมากกวิธีหนึ่งสำหรับกรณีตัวอย่างมีขนาดเล็ก โดยที่สูตรการประมาณค่าขนาดอิทธิพลนี้ต้องทำการประมาณค่าจากข้อมูลโดยตรง ยังไม่สามารถประมาณค่าจากผลการทดสอบสมมติฐานทางสถิติได้ดังเช่นวิธีของ Glass ที่เป็นที่รู้จักกันดีและได้รับความนิยมในการวิเคราะห์อภิมานอยู่ในปัจจุบัน อย่างไรก็ตี การประมาณค่าขนาดอิทธิพลตามวิธีของลองฟอร์ดถือเป็นนวัตกรรมหนึ่งที่ไม่ยุ่งยากซับซ้อนในการคำนวณมากนัก และสามารถนำไปประยุกต์ใช้ในการสังเคราะห์งานวิจัยเชิงปริมาณเพื่อให้ได้ข้อมูลที่เป็นตัวนิมาตรฐานจากงานวิจัยทุกรายงานที่นำมาสังเคราะห์ ผลการวิเคราะห์อภิมานจะได้ข้อสรุปที่เป็นข้อยุติสุดท้ายที่มีความเที่ยงตรงสูงกว่าข้อสรุปที่ได้จากการวิจัยเดียว (Hedges and Olkin, 1985)

5. เอกสารอ้างอิง

- รัตนะ บัวลันธ์. 2539. บางแ่งมุมของการวิเคราะห์อภิมาน. พิษณุโลก: คณะศึกษาศาสตร์มหาวิทยาลัยนเรศวร.
- นงลักษณ์ วิรชชัย. 2542. การวิเคราะห์อภิมาน. กรุงเทพฯ: ภาควิชาวิจัยการศึกษา คณะครุศาสตร์ จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย.
- พิษณุ เจริญคุณ. 2550. *สถิติคณิตศาสตร์ 1*. เชียงใหม่: เอกสารคำสอน ภาควิชาสถิติ คณะวิทยาศาสตร์ มหาวิทยาลัยเชียงใหม่.
- Hedges, L.V. and Olkin, I. 1985. *Statistical Methods for Meta-Analysis*. Boston: Academic Press.
- Longford, N. T. 2009. Efficient Estimation of the Standardized Value. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*. 34(4): 522-529.