การทดสอบความมีนัยสำคัญของค่าครอนบาช แอลฟ่า

พิศิษฐ ตัณฑวณิช[1]

บทคัดย่อ

วิธีทดสอบความแตกต่างในทางสถิติของค่าความเที่ยงของเครื่องมือ 2 ชุด ที่วัดคุณลักษณะเดียวกัน ที่นิยมกันมากคือการแปลงค่าความสัมพันธ์ที่ได้จากการสอบซ้ำหรือแบบสอบคู่ขนานให้เป็นค่ามาตรฐานซีของฟิชเชอร์ (Fisher's Z) แต่ในกรณีที่ค่าความเที่ยงของเครื่องมือเป็นค่าครอนบาช แอลฟ่า การทดสอบความแตกต่างของค่าความเที่ยงของแบบสอบ 2 ชุด อาจใช้วิธีใดวิธีหนึ่งใน 3 วิธีต่อไปนี้ คือ (1) การหาช่วงของความเชื่อมั่นของค่าครอนบาช (2) การทดสอบความแตกต่างของค่าครอนบาช แอลฟ่า สองค่าที่วัดจากกลุ่มตัวอย่างที่มีความเป็นอิสระต่อกัน และ (3) การทดสอบความแตกต่างของค่าครอนบาช แอลฟ่าสองค่าที่วัดจากกลุ่มตัวอย่างที่ไม่เป็นอิสระต่อกัน

ในการพัฒนาเครื่องมือที่ใช้ในการวัดทางจิตวิทยาและทางการศึกษา มักมีปรากฏว่าในบางกรณี ผู้พัฒนาเครื่องมือต้องการตรวจสอบความแตกต่างในทางสถิติของค่าความเที่ยงของเครื่องมือสองชุดที่มุ่งวัดในคุณลักษณะเดียวกัน หรือเปรียบเทียบค่าความเที่ยงของเครื่องมือจากการวัดซ้ำ กรณีดังกล่าวนี้ก็มักจะมีการทดสอบความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญทางสถิติของค่าที่วัดได้ดังกล่าวโดยใช้สูตรคือ

[1] ผู้ช่วยศาสตราจารย์ ภาควิชาทดสอบและวิจัยการศึกษา คณะวิชาครุศาสตร์ วิทยาลัยครูสุรินทร์

$$Z = \frac{Z_{r_1} - Z_{r_2}}{\sqrt{\frac{1}{N_1 - 3} + \frac{1}{N_2 - 3}}}$$

สูตรดังกล่าวนั้นมุ่งใช้เพื่อการตรวจสอบความแตกต่างอย่างมีนัยสำคัญของค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ 2 ค่าโดยผ่านกระบวนการของการแปลงค่าให้อยู่ในรูปที่เรียกว่า Fisher's Z_r Transformation การนำวิธีการทดสอบทางสถิติดังกล่าวนี้มาใช้ คงจะใช้ได้ถ้าหากว่าในกรณีที่ค่าความเที่ยงที่มุ่งตรวจสอบความแตกต่างสองค่านั้น มีพื้นฐานมาจากการหาค่าความเที่ยงในแนวของการทดสอบซ้ำ หรือการใช้แบบสอบคู่ขนาน แต่ไม่น่าจะใช้ได้ ในกรณีที่ค่าความเที่ยงสองค่าที่มุ่งตรวจสอบความแตกต่างเป็นค่าความเที่ยงที่คำนวณมาจากแนวคิดของการหาค่าความคงที่ภายในทั้งนี้รูปแบบหนึ่งของการหาค่าความเที่ยงในแนวการหาค่าความคงที่ภายในที่ใช้กันมากแนวหนึ่งคือการหาค่าครอนบาช แอลฟ่า

ความจริงแล้ว แนวคิดของการทดสอบความแตกต่างของค่าครอนบาช แอลฟ่า นั้นได้มีนักวิชาการพัฒนาสูตรไว้แล้ว ดังมีรายละเอียดดังนี้

1. ปี 1965 เฟลดท์ (Feldt 1965) ได้พัฒนาวิธีการหาช่วงความเชื่อมั่นของค่าครอนบาช แอลฟ่า

2. ปี 1969 เฟลดท์ (Feldt 1969) ได้พัฒนาวิธีการทดสอบความแตกต่างของค่าครอนบาช แอลฟ่า สองค่าที่วัดจากกลุ่มตัวอย่างที่มีความเป็นอิสระต่อกัน (Independent Sample)

3. ปี 1980 เฟลดท์ (Fledt 1980) ได้พัฒนาวิธีการทดสอบความแตกต่างของค่าครอนบาช แอลฟ่า สองค่าที่วัดจากกลุ่มตัวอย่างที่ไม่เป็นอิสระต่อกัน (Dependent Sample)

แนวคิดและสูตรที่เฟลดท์พัฒนาขึ้นมีดังนี้

1. การหาช่วงความเชื่อมั่นของค่าครอนบาช แอลฟ่า

จากผลการวิเคราะห์โครงสร้างความแปรปรวนตามแนวของฮอยท์(Hoyt's Reliability) ที่พบว่า ถ้ามีข้อตกลงเบื้องต้นว่า ข้อสอบในแบบสอบหนึ่ง ๆ เป็นส่วนหนึ่งของข้อสอบที่สุ่มมาจากประชากรของข้อสอบทั้งหมด และผู้ตอบแบบสอบก็เป็นกลุ่มตัวอย่างที่สุ่มมาจากประชากรผู้สอบทั้งหมด กรณีดังกล่าวสามารถที่จะแยกส่วนของผลรวมของความแปรปรวนออกได้เป็น 3

ส่วนหลัก คือ ความแปรปรวนอันเนื่องมาจากข้อสอบ (Items) ความแปรปรวนอันเนื่องมาจากผู้สอบ (Subjects) และความแปรปรวนที่เป็นปฏิกิริยาสัมพันธ์ระหว่างข้อสอบกับผู้สอบ (Items–by–Subjects) (ทั้งนี้ จากรากฐานของการแยกแหล่งความแปรปรวนตามแนวของฮอยท์ดังกล่าวในระยะต่อมาได้มีส่วนทำให้เกิดแนวคิดของทฤษฎีที่เรียกว่า Generalizability Theory ซึ่งผู้ที่สนใจสามารถหาอ่านได้จากเอกสารต่อไปนี้ 1. Cronbach and others 1972 & 2. Brennan 1982)

ดังนี้แล้ว สามารถที่จะหาครอนบาช แอลฟ่า ได้จากสมการ

$$r_{tt} = \frac{MS(P) - MS(PI)}{MS(P)} = 1 - \frac{MS(PI)}{MS(P)}$$

เมื่อ r_{tt} หมายถึงค่าความเที่ยงโดยวิธีการที่เรียกว่า ครอนบาช แอลฟ่า ซึ่งคำนวณโดยวิธีการวิเคราะห์ความแปรปรวน

$MS(P)$ หมายถึงค่าของผลต่างกำลังสองเฉลี่ยระหว่างผู้สอบ

$MS(PI)$ หมายถึงผลต่างกำลังสองเฉลี่ยของปฏิกิริยาสัมพันธ์ระหว่างข้อสอบกับผู้สอบ

เมื่อกำหนดให้

$E\,MS(P)$ หมายถึงค่าความคาดหวังของผลต่างกำลังสองเฉลี่ยระหว่างผู้สอบ

$E\,MS(PI)$ หมายถึงค่าความคาดหวังผลต่างกำลังสองเฉลี่ยของปฏิกิริยาสัมพันธ์ระหว่างข้อสอบกับผู้สอบ

ดังนี้แล้ว ก็จะได้ว่า

$$R_{tt} = 1 \quad \frac{E\ MS(PI)}{E\ MS(P)}$$

$$1 - R_{tt} = \frac{E\ MS(PI)}{E\ MS(P)}$$

โดยที่ R_{tt} หมายถึงค่าพารามิเตอร์ของความเชื่อมั่น หรือคือค่าความเชื่อมั่นในประชากรดังนี้แล้ว สามารถจัดเทอมได้ต่อไป

$$\frac{1 - R_{tt}}{1 - r_{tt}} = \frac{\dfrac{E\ MS(PI)}{E\ MS(P)}}{\dfrac{MS(PI)}{MS(P)}}$$

$$= \frac{\dfrac{MS(P)}{E\ MS(P)}}{\dfrac{MS(PI)}{E\ MS(PI)}}$$

เนื่องจากเทอม $\frac{MS\ (P)}{E\ MS\ (P)}$ มีการแจกแจง $X^2/(N-1)$

เมื่อ X^2 หมายถึงการแจกแจงแบบ Chi–Square Distribution

N หมายถึงจำนวนผู้เข้าสอบทั้งหมด

และเทอม $\frac{MS\ (PI)}{E\ MS\ (PI)}$ มีการแจกแจงแบบ $X^2/(k-1)(N-1)$

เมื่อ k หมายถึงจำนวนข้อสอบทั้งหมด

เนื่องจากค่า X^2 ทั้งสองค่ามีความเป็นอิสระต่อกัน ดังนี้ จึงได้ว่า $\frac{1-R_{tt}}{1-r_{tt}}$ มีรูปแบบการแจกแจงเป็นแบบ F–Distribution ที่ชั้นของความเป็นอิสระ (N–1) และ (k–1)(N–1) (Feldt 1965 : 361.)

เหตุนี้ จึงสามารถคำนวณหาช่วงความเชื่อมั่นของค่า R_{tt} เมื่อทราบค่า r_{tt} ได้จากแนวคิดต่อไปนี้

$$\text{Pro}\left(1-(1-r_{tt})F_{(1-\alpha/2)} < R_{tt} < 1-(1-r_{tt})F_{\alpha/2}\right) = 1-\alpha$$

เช่น แบบสอบฉบับหนึ่ง มีจำนวน 26 ข้อ เมื่อนำไปสอบกับกลุ่มผู้สอบ 41 คน ได้ค่าความเที่ยงเมื่อคำนวณโดยสูตรครอนบาช แอลฟ่า เป็น 0.790 ของหาช่วงความเชื่อมั่นของค่าดังกล่าวที่เป็นค่าพารามิเตอร์ ณ ที่ระดับความเชื่อมั่น 0.90

ค่า $F_{40,1000}$ ที่เปอร์เซนไทล์ที่ 5 มีค่า 0.66 และ

$F_{40,1000}$ ที่เปอร์เซนไทล์ที่ 95 มีค่า 1.41

แทนค่า

$$\text{Pro}\left(1-(1-.79)(1.41) < R_{tt} < 1-(1-.79)(.66)\right) = 0.90$$

$$\text{Pro}\left(.704 < R_{tt} < .861\right) = .90$$

(Feldt, Woodruff and Salih 1987 : 93.)

แต่อย่างไรก็ดี ในทางปฏิบัติ การหาค่า F_{α, df_1, df_2} เมื่อ α คือค่าของโอกาสในการที่จะเกิด Type 1 Error df_1 คือชั้นความเป็นอิสระของตัวเศษ และ df_2 คือชั้นความเป็นอิสระของตัวส่วน นั้นไม่ค่อยปรากฏในตารางสำเร็จรูป แต่อาศัยความสัมพันธ์ที่ว่า

$$F_{\alpha, df_1, df_2} = \frac{1}{F_{1-\alpha, df_2, df_1}}$$

จึงสามารถปรับสมการได้เป็น

$$\text{Pro}\left(1-(1-r_{tt})F_{1-\alpha/2, (N-1), (k-1)(N-1)} < R_{tt} < 1 - \frac{1-r_{tt}}{F_{1-\alpha/2, (k-1)(N-1), (N-1)}}\right) = 1-\alpha$$

เช่น จากตัวอย่างข้างต้น สามารถแทนค่าได้ คือ

$$\text{Pro}\left(1-(1-.79)(1.41) < R_{tt} < 1 - \frac{1-.79}{1.51}\right) = .90$$

2. การทดสอบความแตกต่างของค่าครอนบาช แอลฟ่า สองค่าที่วัดจากกลุ่มตัวอย่างที่มีความเป็นอิสระต่อกัน

ให้ R_{tt_1} และ r_{tt_2} เป็นค่าความเที่ยงในประชากรและค่าความเที่ยงที่คำนวณได้จากกลุ่มตัวอย่างในการวัดคุณลักษณะใด ๆ (Trait) จากกลุ่มตัวอย่างกลุ่มที่ 1 โดยใช้แบบวัดชุดที่ 1 ดังนี้จะได้ว่า

$$\frac{1-R_{tt_1}}{1-r_{tt_1}} = \frac{X_1^2/(N_1-1)}{X_2^2/(k_1-1)(N_1-1)} = F_1, (N_1-1), (k_1-1)(N_1-1)$$

เมื่อ N คือจำนวนผู้เข้าสอบทั้งหมด

k คือจำนวนข้อสอบทั้งหมด

ให้ R_{tt_2} และ r_{tt_2} เป็นค่าความเที่ยงในประชากรและค่าความเที่ยงที่คำนวณได้จากกลุ่มตัวอย่างในการวัดคุณลักษณะเดียวกัน จากกลุ่มตัวอย่างกลุ่มที่ 2 โดยใช้แบบวัดชุดที่ 2 ดังนี้จะได้ว่า

$$\frac{1-r_{tt_2}}{1-R_{tt_2}} = \frac{X_3^2/(k_2-1)(N_2-1)}{X_4^2/(N_2-1)} = F_2\ (k_2-1)(N_2-1), (N_2-1)$$

ดังนั้นแล้ว จะได้ต่อไปอีกด้วยว่า

$$F_1 F_2 = \frac{1 - R_{tt_1}}{1 - r_{tt_1}} \cdot \frac{1 - r_{tt_2}}{1 - R_{tt_2}}$$

$$= \frac{X_1^2/(N_1 - 1)}{X_3^2/(k_1 - 1)\ (N_1 - 1)} \cdot \frac{X_3^2/(k_2 - 1)\ (N_2 - 1)}{X_4^2/(N_2 - 1)}$$

เนื่องจากในการทดสอบสมมติฐานในทางสถิติ ย่อมมีแนวทางการกำหนดสมมติฐานว่า

$$H_O: R_{tt_1} = R_{tt_2}$$

$$H_a: R_{tt_2} \neq R_{tt_1}$$

และการทดสอบสมมติฐานทางสถิติ จะเป็นการทดสอบในลักษณะว่า จะยอมรับว่า H_O เป็นจริงหรือไม่ กรณีดังกล่าวนี้ ถ้า H_O เป็นจริงแล้ว สมการส่วนแรกก็จะเป็นดังนี้

$$F_1 F_2 = \frac{1 - r_{tt_2}}{1 - r_{tt_1}}$$

เทอมของสมการในส่วนหลัง สามารถที่จะจัดเสียใหม่ ได้เป็นดังนี้

$$F_a\ F_b = \frac{X_2^2/(N_1 - 1)}{X_4^2/(N_2 - 1)} \cdot \frac{X_3^2/(k_2 - 1)\ (N_2 - 1)}{X_2^2/(k_1 - 1)\ (N_1 - 1)}$$

เทอม

$$F_b = \frac{X_3^2/(k_2 - 1)\ (N_2 - 1)}{X_2^2/(k_1 - 1)\ (N_1 - 1)}$$

เนื่องจาก ชั้นของความเป็นอิสระทั้งเศษและส่วนมีค่าสูง จึงมีผลทำให้เทอมดังกล่าวมีค่าเข้าใกล้ "1" เหตุนี้เฟลดท์จึงได้กล่าวไว้ว่า ในกรณีที่แบบสอบแต่ละฉบับมีจำนวนไม่ต่ำกว่า 21 ข้อ และนำไปสอบกับผู้สอบไม่ต่ำกว่า 51 คน แล้ว สมการที่ใช้ในการทดสอบกรณีดังกล่าวนี้คือ

$$F\ \text{คำนวณ} = \frac{1 - r_{tt_2}}{1 - r_{tt_1}} \qquad \text{(Feldt 1980 : 100)}$$

โดยที่ ถ้า F คำนวณตรงที่ระดับชั้นของความเป็นอิสระ (N_2-1), (N_1-1) มีค่ามากกว่า หรือน้อยกว่าค่า F ในตารางที่ระดับ $\infty/2$ และ $1-\infty/2$ ตามที่กำหนด ก็จะมีความหมายว่า ในการทดสอบดังกล่าวนั้น รับสมมติฐาน H_a ถ้าไม่เป็นไปตามนี้ก็จะรับ H_0

ทั้งนี้ในการทดสอบทางสถิติ โดยการใช้สูตรดังกล่าว ถ้าหากว่า จำนวนข้อสอบ หรือกลุ่มตัวอย่างมีจำนวนไม่มากนัก ก็สามารถที่จะปรับแก้ค่าของชั้นความเป็นอิสระของค่า F ในตารางได้ โดยมีสูตรในการปรับแก้ดังนี้

กำหนดให้

$$df_1 = N_1 - 1$$

$$df_2 = (N_1 - 1)\ (k_1 - 1)$$

$$df_3 = (N_2 - 1)\ (k_2 - 1)$$

$$df_4 = (N_2 - 1)$$

$$A = \frac{df_4}{df_4 - 2} \cdot \frac{df_2}{df_2 - 2}$$

$$B = \frac{(df_1 + 2)\ (df_4)^2}{(df_4 - 2)\ (df_4 - 4)\ (df_1)} \cdot \frac{(df_3 + 2)\ (df_2)^2}{(df_2 - 2)\ (df_2 - 4)\ (df_3)}$$

$$df_{\text{เศษ}} = \frac{2A^2}{2B - AB - A^2}$$

$$df_{\text{ส่วน}} = \frac{2A}{A - 1} \qquad \text{(Feldt 1969 : 367.)}$$

3. การทดสอบความแตกต่างของค่าครอนบาช แอลฟ่า สองค่าที่วัดจากกลุ่มตัวอย่างที่ไม่เป็นอิสระต่อกัน

จากข้อ 1. หน้า 44 ทราบว่า

$$1 - r_{tt_1} = \frac{MS\,(PI_1)}{MS\,(P_1)}$$

$$1 - r_{tt_2} = \frac{MS\,(PI_2)}{MS\,(P_2)}$$

$$\frac{1 - r_{tt_2}}{1 - r_{tt_1}} = \frac{MS\,(PI_2)}{MS\,(P_2)} \cdot \frac{MS\,(P_1)}{MS\,(PI_1)}$$

ทั้งนี้ จากวิธีการหาค่า E MS (Expected Mean Square) ในกรณีของการวิเคราะห์ความแปรปรวนแบบสองทางที่ตัวแปรทั้งสองตัวเป็นตัวแปรแบบสุ่ม (Random Model) พบว่า ค่า E MS ของแหล่งความแปรปรวนต่าง ๆ ในเทอมต่อไปนี้เป็นจริง

$$\text{E MS}(P_1) = E\frac{\hat{\sigma}^2_{X_1}}{k_1} = \frac{\sigma^2_{X_1}}{k_1}$$

$$\text{E MS}(P_2) = E\frac{\hat{\sigma}^2_{X_2}}{k_2} = \frac{\sigma^2_{X_2}}{k_2}$$

เมื่อ $\hat{\sigma}^2_{X_1}$ และ $\hat{\sigma}^2_{X_2}$ คือค่าความแปรปรวนของคะแนนของผู้สอบที่วัดได้

$$\text{E MS}(PI_1) = \sigma^2_{e_1}$$

$$\text{E MS}(PI_2) = \sigma^2_{e_2}$$

เมื่อ $\sigma^2_{e_1}$ และ $\sigma^2_{e_2}$ คือค่าความแปรปรวนคลาดเคลื่อนในแต่ละส่วนย่อยของแบบสอบ

เพื่อประโยชน์ของการจัดรูปสมการ และการหาผลสรุป เฟลดท์ได้จัดรูปสมการเสียใหม่เป็นดังนี้

$$\frac{1 - r_{tt_2}}{1 - r_{tt_1}} = \frac{\dfrac{\text{MS}(PI_2)}{\sigma^2_{e_2}} \quad \dfrac{\hat{\sigma}^2_{X_1}/k_1}{\sigma^2_{X_1}/k_1} \quad \sigma^2_{e_2} \quad \sigma^2_{X_1}/k_1}{\dfrac{\text{MS}(PI_1)}{\sigma^2_{e_1}} \quad \dfrac{\hat{\sigma}^2_{X_2}/k_2}{\sigma^2_{X_2}/k_2} \quad \sigma^2_{e_1} \quad \sigma^2_{X_2}/k_2}$$

(Feldt 1980 : 101.)

จากโครงสร้างสมการ ตัวที่แทนค่าคือ $\text{MS}(P_1) = \dfrac{\hat{\sigma}^2_{X_1}}{k_1}$ และ

$\text{MS}(P_2) = \dfrac{\hat{\sigma}^2_{X_2}}{k_2}$ สำหรับเทอมอื่น ๆ เป็นการเติมเข้าไปและปรับสมการให้คงค่าถูกต้องไว้

จากข้อ 2. หน้า 47 ทราบต่อไปว่าโครงสร้างของ F_b คือโครงสร้างของสมการ

$$\frac{\dfrac{MS(PI_2)}{\sigma^2_{e_2}}}{\dfrac{MS(PI_1)}{\sigma^2_{e_1}}} = \frac{\dfrac{MS(PI_2)}{E\ MS(PI_2)}}{\dfrac{MS(PI_1)}{E\ MS(PI_1)}} = \frac{X^2_2/(k_2-1)(N_2-1)}{X^2_1/(k_1-1)(N_1-1)} \approx 1$$

สมการจึงเหลือเพียง

$$\frac{1-r_{tt_2}}{1-r_{tt_1}} = \frac{\hat{\sigma}^2_{X_1}}{\hat{\sigma}^2_{X_2}} \frac{\sigma^2_{X_1}}{\sigma^2_{X_1}} \frac{\sigma^2_{e_2}}{\sigma^2_{e_1}} \frac{\sigma^2_{X_2}}{k_1} \frac{k_2}{\sigma^2_{X_2}}$$

จากทฤษฎีดั้งเดิม (Classical Test Theory)

$$R_{tt} = 1 - \frac{\sigma^2_E}{\sigma^2_X}$$

$$1 - R_{tt} = \frac{k_j \sigma^2_{e_j}}{\sigma_X}$$

โดยที่ $E = e_1 + e_2 + \ldots + e_j$ เมื่อ e_j คือส่วนย่อยของแบบสอบหรือมีความหมายว่าผลรวมของความแปรปรวนความคลาดเคลื่อนจากส่วนต่าง ๆ ของแบบสอบมีค่าเท่ากับความแปรปรวนความคลาดเคลื่อนของคะแนนของแบบสอบเต็มฉบับ (ไม่มีความสัมพันธ์ระหว่างส่วนต่าง ๆ ของความแปรปรวนความคลาดเคลื่อนที่ได้จากการวัด) สมการจึงจัดเทอมได้เป็นดังนี้

$$\frac{1-r_{tt_1}}{1-r_{tt_2}} = \frac{1-R_{tt_2}}{1-R_{tt_1}} \frac{\hat{\sigma}^2_{X_1}}{\hat{\sigma}^2_{X_2}} \frac{\sigma^2_{X_2}}{\sigma^2_{X_1}}$$

$$= \frac{1-R_{tt_2}}{1-R_{tt_1}} \frac{\hat{\sigma}^2_{X_1}/\sigma^2_{X_1}}{\hat{\sigma}^2_{X_2}/\sigma^2_{X_2}}$$

สัดส่วน $\dfrac{\hat{\sigma}^2_{X_1}/\sigma^2_{X_1}}{\hat{\sigma}^2_{X_2}/\sigma^2_{X_2}}$ จึงเป็นส่วนของความแปรปรวนของการวัดสองครั้งที่มีความสัมพันธ์กันที่จะนำไปสู่แนวทางของการตรวจสอบรูปแบบการแจกแจงเพื่อการทดสอบทางสถิติ โดยการตรวจสอบผ่านทางค่าของสัดส่วน $\dfrac{1-r_{tt_2}}{1-r_{tt_1}}$ กล่าวคือถ้าค่าสัดส่วนดังกล่าวนี้มีค่าสูงหรือต่ำไปจาก "1" มาก ๆ ก็จะเกิดการปฏิเสธสมมติฐาน H_o ที่ว่า $R_{tt_1} = R_{tt_2}$

อย่างไรก็ดีในส่วนของนำเสนอในส่วนนี้ เฟลดท์ (Feldt 1980) ก็ไม่ได้นำเสนอรายละเอียดของการตรวจสอบทางสถิติมากนัก เพียงแต่ได้กล่าวไว้ว่า ในการแก้ปัญหาส่วนนี้ มีวิธีการที่ดำเนินการได้ 3 วิธี คือ

3.1 วิธีการของโบสและฟินนีย์ (Bose and Finney)

กำหนดให้

$$F^* = \frac{1-r_{tt_2}}{1-r_{tt_1}} = \frac{\hat{\sigma}^2_{X_1}/\sigma^2_{X_2}}{\hat{\sigma}^2_{X_2}/\sigma^2_{X_2}}$$

สถิติที่ใช้ในการทดสอบคือ

$$F^{**} = \frac{\sqrt{((F^*+1)^2 - 4r^2_{X_1X_2}F^*)} + (F^*-1)}{\sqrt{((F^*+1)^2 - 4r^2_{X_1X_2}F^*)} - (F^*-1)}$$

โดยถ้า $F^{**} > F_{\text{ตาราง}}$ ตรง α และ $df_1 = N-1$ และ $df_2 = N-1$ ก็จะรับ H_a โดยที่ $r_{X_1X_2}$ ในสมการคือค่าสหสัมพันธ์ระหว่างคะแนนจากการวัดซ้ำหรือจากการวัดค่าสองครั้งในกลุ่มหนึ่ง ๆ

3.2 วิธีการของพิทแมน (Pitman)

วิธีการนี้เริ่มต้นจากแนวคิดที่ว่า ถ้า H_0 คือ $R_{tt_1} = R_{tt_2}$ เป็นจริงแล้วสัดส่วนของความแปรปรวนจากกลุ่มตัวอย่างทั้งสองค่าที่ไม่เป็นอิสระต่อกันนั้น จะมีรูปแบบการแจกแจงแบบที (t distribution) โดยมีสมการในการทดสอบคือ

$$t = \frac{(\hat{\sigma}_2^2/\hat{\sigma}_1^2 - 1)\sqrt{(N-2)}}{\sqrt{(4\hat{\sigma}_2^2/\hat{\sigma}_1^2)(1 - r^2_{X_1X_2})}} \qquad (df = N - 2)$$

โดยท้ายสุดแล้ว สมการที่ใช้ในการทดสอบในทางปฏิบัติจริง ๆ คือ

$$t = \frac{(r_{tt_1} - r_{tt_2})\sqrt{(N-2)}}{\sqrt{4(1 - r_{tt_1})(1 - r_{tt_2})(1 - r^2_{X_1X_2})}}$$

(Feldt 1987 : 99.)

3.3 วิธีการปรับค่าชั้นความเป็นอิสระ

วิธีการนี้ใช้หลักว่า การแจกแจงแบบ F ปกติทั่วไปซึ่งมีค่า $df_1 = N-1$ และ $df_2 = N-1$ นั้น จะมีค่าเฉลี่ยและความแปรปรวนเท่ากับค่าเฉลี่ยและค่าความแปรปรวนของการแจกแจงแบบ F^* ตรงชั้นของความเป็นอิสระคำนวณได้จากสมการต่อไปนี้

$$df_o = \frac{N - 1 - 7r^2_{X_1X_2}}{1 - r^2_{X_1X_2}}$$

โดยในการทดสอบ ถ้า $F^* > F_{\text{ตาราง}}$ ตรง α กำหนด $df_1 = df_0$ และ $df_2 = df_0$ ก็จะรับ H_a

ตัวอย่างการใช้สูตร

ในการพัฒนาแบบวัดทัศนคติต่อวิชาชีพครู 2 ฉบับ ผลการนำไปใช้กับกลุ่มผู้ตอบจำนวน 100 คน พบว่า แบบวัดชุดแรกมีค่าความเที่ยงในแนวการหาค่าครอนบาซแอลฟ่าเป็น 0.80 แบบวัดชุดที่สองมีค่าความเที่ยงที่วัดโดยวิธีการเดียวกันเป็น 0.72 ค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ระหว่างแบบวัดทั้งสองมีค่า 0.50 อยากทราบว่า ณ ที่ระดับ $\alpha = .05$ ยอมรับได้ไหมว่า แบบวัดชุดแรกมีค่าความเที่ยงสูงกว่าแบบวัดชุดที่ 2

วิธี ก.

$$F^* = \frac{1 - .72}{1 - .80}$$

$$= 1.4$$

$$F^{**} = \frac{\sqrt{(1.4+1)^2 - 4\ (.25)\ (1.4)} + (1.4-1)}{\sqrt{(1.4+1)^2 - 4\ (.25)\ (1.4)} - (1.4-1)}$$

$$= 1.47$$

$F_{\text{ตาราง}}$ ตรง $\propto = .05$, $df_1 = 99$ และ $df_2 = 99$ มีค่า ≈ 1.39 ผลการทดสอบจึงรับ H_a

วิธี ข.

$$t = \frac{(.80 - .72)\ \sqrt{100-2)}}{\sqrt{4\,(1-.80)\ (1-.72)\ (1-.25)}}$$

$$= 1.93$$

$t_{\text{ตาราง}}$ ตรง $\propto = .05$, $df = 98$ มีค่า 1.66 ผลการทดสอบจึงรับ H_a

วิธี ค.

$$df_o = \frac{100 - 1 - 7\ (.25)}{1 - .25}$$

$$= 129$$

$F_{\text{ตาราง}}$ ตรง $\propto = .05$ $df_1 = 129$ และ $df_2 = 129$ มีค่า ≈ 1.36 เหตุนี้ $F^{*}F_{\text{ตาราง}}$ ผลการทดสอบจึงรับ H_a

จากการศึกษาเกี่ยวกับความสามารถในการใช้สูตรทั้งสามแนวทางเพื่อการควบคุมโอกาสในการเกิด Type 1 Error โดยการสมมติข้อมูลและการคำนวณจากทางเครื่องคอมพิวเตอร์พบว่าวิธีการทั้งสามวิธีสามารถควบคุมโอกาสการเกิดความคลาดเคลื่อนดังกล่าวได้อย่างพอดีในลักษณะที่ค่อนข้างเต็มขีดระดับความสามารถในการควบคุม (Give Tight Control of Type 1 Error)

ทั้งนี้ในทางปฏิบัติ สูตรที่ค่อนข้างจะมีความคุ้นเคยเมื่อมองผ่านตามากคือสูตรที่ 2 ซึ่งเฟลดท์ก็กล่าวให้คำแนะนำในการนำสูตรนี้มาใช้ไว้เช่นกัน (Feldt 1987 : 102) ท้ายสุดนี้ผู้เขียนก็คาดหวัง ก่อนหน้านี้อาจไม่มีใครทราบถึงมาตรการของการทดสอบความแตกต่างของค่าความเที่ยงตามแนวที่เฟลดท์ได้พัฒนาขึ้นโดยมีรากฐานทางหลักวิชาการ ก็อาจมีความพยายามหามาตรการเท่าที่เคยมีมาก่อนใช้ในการตรวจสอบ แต่เมื่อมีมาตรการที่ถูกต้องเหมาะสมกว่า งานวิชาการในระยะหลังก็ควรจะได้มีการปรับเปลี่ยนหันมาใช้มาตรการที่ถูกต้องในการศึกษาค้นคว้า

Reference

Books.

Brennan, Robert L. (1982). *Elements of Generalizability Theory*. ACT Buletin No. 25 Iowa City, Iowa : The American College Testing Program.

Cronbach, L.J. and others. (1972). *The Dependability of Behavioral Measurement : Theory of Generalizability for Scores and Profiles*. New York : John Wiley and Sons, Inc.

Articles.

Feldt, L.S. (1965). The Approximate Sampling Distribution of Kuder-Richardson Reliability Coefficient Twenty. *Psychometrica*, 30, 357-370.

Feldt, L.S. (1969). A Test of Hypothesis that Cronbach's Alpha or Kuder-Richardson Coefficient Twenty is the Same for two Tests. *Psychometrica*, 34,363-373.

Feldt, L.S. (1980). A Test of the Hypothesis that Cronbach's Alpha Reliablity Coefficient is the Same for two Tests Administered to the Same Sample. *Psychometrica*, 45, 99-105.

Feldt, L.S ; Woodruff, D.J. and Salih, Fathi A. (1987). Statistical Inference for Coefficient Aplha, *Applied Psychological Measurement*, 11, 93-103.

Hakstian, A.R. and Whalen T.E. (1976). A k Sample Significant Test of Independent Alpha Coefficient. *Psychometrica*, 41, 219-231.

(ผู้ที่ต้องการเอกสารเหล่านี้ ถ้าค้นที่ใดไม่ได้ ติดต่อได้กับผู้เขียนโดยตรง)