

บรรณานุกรม

ภาษาไทย

วิทยานิพนธ์

สถาด นิวิศพงษ์ "การเปรียบเทียบสำนวนการทดสอบของตัวสถิติบางตัวที่ใช้ทดสอบการแจกแจงเอกซ์โพเนนเชียล" วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัยจุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2532.

กรรณิกา เสียงเจริญสิทธิ์ "ขนาดตัวอย่างที่เหมาะสมสำหรับการทดสอบค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์ในการแจกแจงแบบปกติทวิ" วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัยจุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2527.

จิราภรณ์ ค่านวิฐย์ "การเปรียบเทียบตัวสถิติที่ใช้วัดความสัมพันธ์ระหว่างตัวแปร โดยจัดกลุ่มข้อมูล" วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัยจุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2532.

ภาษาต่างประเทศ

หนังสือ

Ahmed E. Sarhan and Bernard G. Greenberg. Contribution to Order Statistics. New York : John Wiley & Sons 1962.

Averill M. law and W. David Kelton. Simulation Modeling And Analysis. McGraw-Hill International Educations 1982.

Lawless J.F. Statistical Models and Method for Lifetime Data. New York : John Wiley & Sons 1982.

Norman L. Johnson and Samuel Kotz. Distribution in Statistics : Continuous Multivariate Multivariate Distributions. New York : John Wiley & Sons 1972.

Richard L. Burden and J. Douglas Faires. Numerical Analysis. Prindle Weber & Schmidt 1978.

222611

- David H.A. and Galambos J. " The Asymtotic Thery of Concomitants of Order Statistics"
Journal Applied Prob, 11, 1974, 762-770.
- David H.A. and Connell M.J. " Distribution and Expected Value of The Rank of A
 Concomitant of an Order Statistics " The Annals of Statistics, Vol.5, No.1,1977,
 216-233.
- ✓ Gayen A.K. " The Frequency Distribution of The Product-Moment Coreration Coefficient in
 Random Samples of Any Size Drawn From Non-normal Universes" Biometrika ,
 38, 1951, 219-247.
- Gupta A.K. " Estimation of the Mean and Standard Deviation of A Normal Population From
 Censored Sample" Biometrika, 39, 1952 , 260-273
- Moran P.A.P. " Statistical Inference with Bivariate Gamma Distributions " Biometrika, 56,
 1969,627-634.
- Sadanori Konishi " An Approximation to The Distribution of The Sample Coreration
 Coefficient " Biometrika, 65, 1978, 654-656.
- Saw J.G. " Moments of Sample Moments of Censored Samples from a Normal Population"
Biometrika , 45, 1958, 211-221.
- " Estimation of The Normal Population Parameters given A Simply Censored Sample"
Biometrika , 48, 1959, 150-155.
- " The bias of The Maximum Likelihood Estimators of The location And Scale
 Parameters given Type Censoring Sample" Biometrika , 48, 1961 ,448-451.
- Tiku M.L. "Monte carlo Study of Some Simple Estimators in Censored Normal Samples "
Biometrika , 57, 1970, 207-211.
- " A Robust Procedure for Testing an Assumed Value of The Population Correlation
 Coefficient " Comum.Statist. -Simul ,16(4),1987,907-924.
- ✓ Tiku M.L. and Balakrishman N. " A Robust Test for Testing The Correlation Coefficient "
Comum.Statist. -Simul , 15(4),1986,945-971.
- ✓ Vaughan D.C. "Comparison of Test Statistics for The Correlation Coefficient in Bivariate
 Normal Samples with Type Censoring" Comum.Statist. -Simul ,19(2),1990,513-526.

ภาคผนวก

ภาคผนวก ก

การสร้างตัวเลขสุ่ม (Random Number)

การสร้างลักษณะการแจกแจงต่างๆ นั้น เราจะต้องใช้ตัวเลขสุ่มเป็นพื้นฐานในการสร้าง สำหรับการวิจัยครั้งนี้ผู้วิจัยใช้วิธีสร้างตัวเลขสุ่มตามวิธีของ Shanon (1975 : 352-356) ซึ่งได้เสนอขั้นตอนในการสร้างไว้ดังนี้

1. เลือกตัวเลขคี่บางตัวที่มีค่าน้อยกว่า 9 หลักเป็นค่าเริ่มต้น
2. คูณตัวเลขที่กำหนดเป็นค่าเริ่มต้นด้วยค่า a ซึ่งเป็นตัวเลขจำนวนเต็มอย่างน้อย 5

หลัก

3. คูณผลลัพธ์ในขั้นตอนที่ 2 ด้วยเศษที่มีค่า $1/m$
 4. จากขั้นตอนที่ 3 ก็จะได้ค่าตัวเลขซึ่งมีค่าช่วง $(0,1)$
 5. กำหนดให้ค่าเริ่มต้นใหม่ให้มีค่าเท่ากับผลคูณในขั้นที่ 2
 6. กระทำซ้ำๆ กันจากขั้นตอนที่ 2 ถึง 5 จนกระทั้งได้ค่าตัวเลขสุ่มครบตามที่ต้องการ
- สำหรับการวิจัยครั้งนี้ใช้วิธีสร้างตัวเลขสุ่ม โดยใช้คำสั่ง RAND(IX) ซึ่ง IX คือเลขสุ่มที่เป็นค่าเริ่มต้นซึ่งเราส่งเข้าไปในโปรแกรมย่อยและ IX เป็นตัวแปรรับค่าเลขสุ่มที่มีการแจกแจงสม่ำเสมอในช่วง $(0,1)$ สำหรับฟังก์ชัน RAND เพียงได้ดังนี้

FUNCTION RAND(IX)

IX = IX*16807

IF (IX.LT.0) IX = IX + 2147483647 + 1

RAND = RAND * 0.455661E-9

RETURN

END

ภาคผนวก ข

ในภาคผนวก ข จะแสดงรูปกราฟเปรียบเทียบค่าความนำจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และค่าอิร่านาจการทดสอบของตัวสถิติทดสอบ Z_f , Z_k และ Z_v ดังนี้

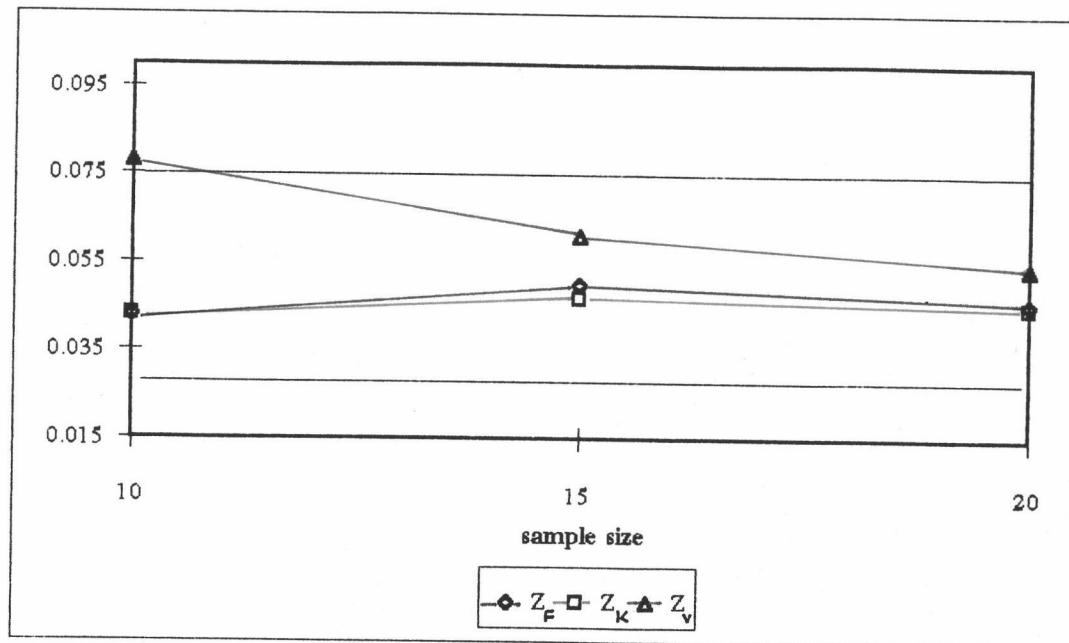
รูปที่ 4.59 ถึง 4.64 แสดงค่าความนำจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 กรณีที่ข้อมูลสมบูรณ์ จำแนกตามขนาดตัวอย่างและค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์

รูปที่ 4.65 ถึง 4.70 แสดงค่าความนำจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 กรณีที่ข้อมูลถูกตัดทิ้งทางขวา จำแนกตามขนาดตัวอย่างและค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์

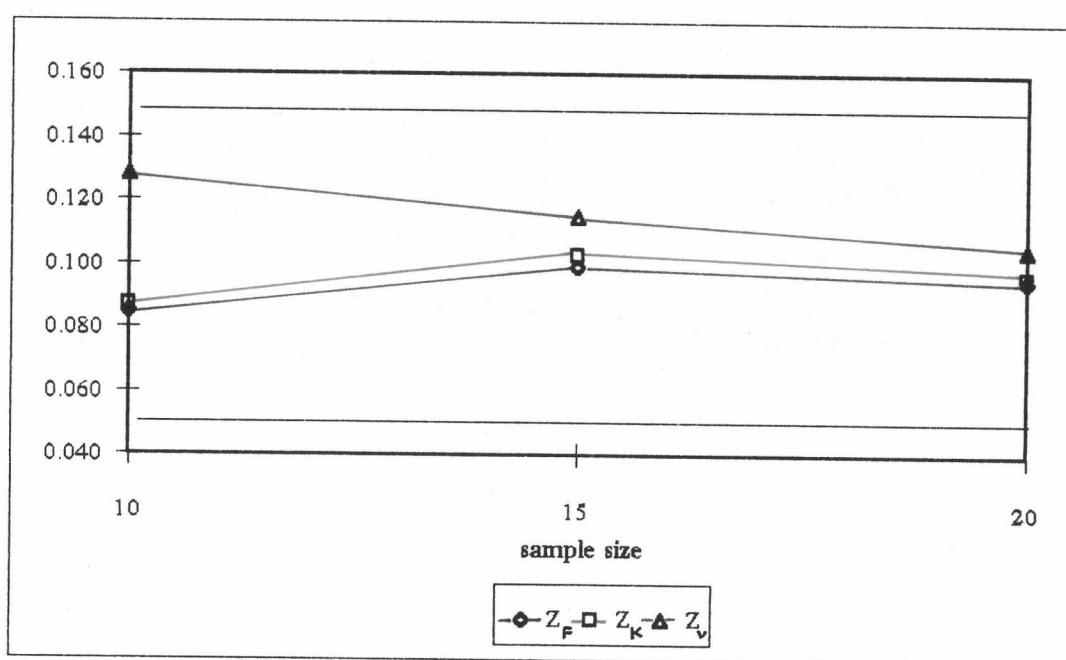
รูปที่ 4.71 ถึง 4.84 แสดงค่าอิร่านาจการทดสอบ กรณีที่ข้อมูลสมบูรณ์ จำแนกตามขนาดตัวอย่างและค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์

รูปที่ 4.85 ถึง 4.102 แสดงค่าอิร่านาจการทดสอบ กรณีที่ข้อมูลถูกตัดทิ้งทางขวา จำแนกตามขนาดตัวอย่างและค่าสัมประสิทธิ์สหสัมพันธ์

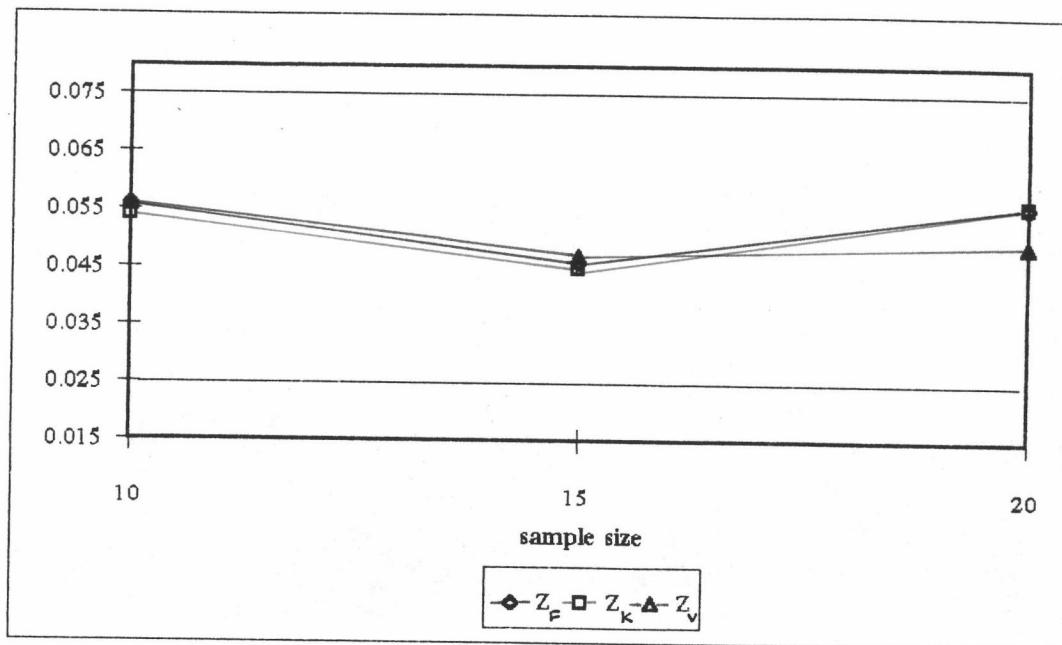
รูปที่ 4.59 กราฟแสดงค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงปกติทวิ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และสมมุติฐานว่า $H_0: \rho = 0.5$



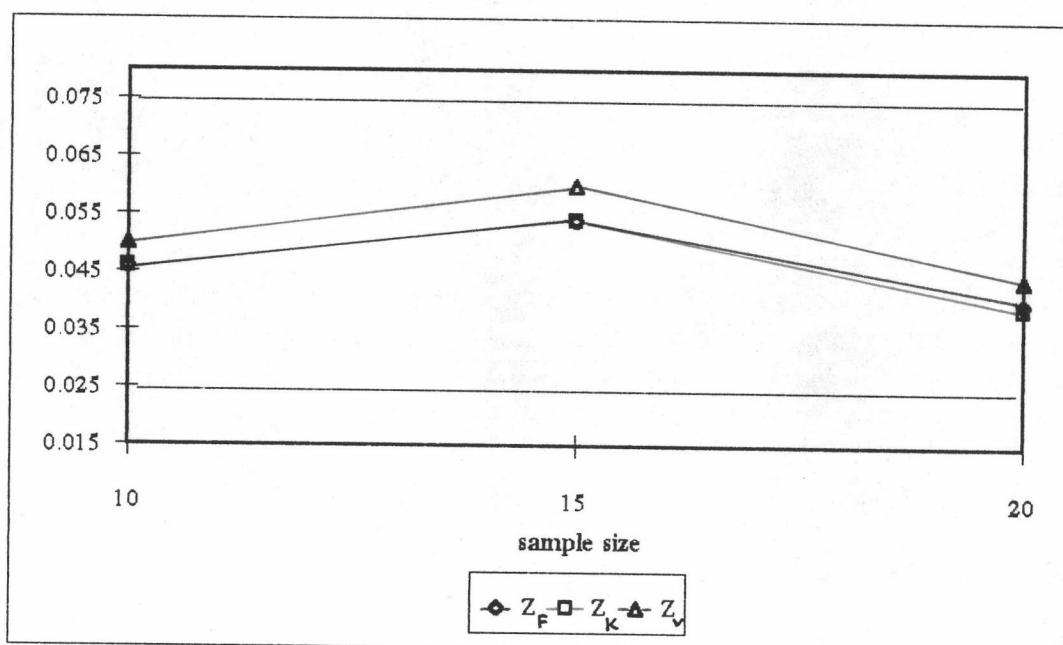
รูปที่ 4.60 กราฟแสดงค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงปกติทวิ ระดับนัยสำคัญ 0.10 และสมมุติฐานว่า $H_0: \rho = 0.5$



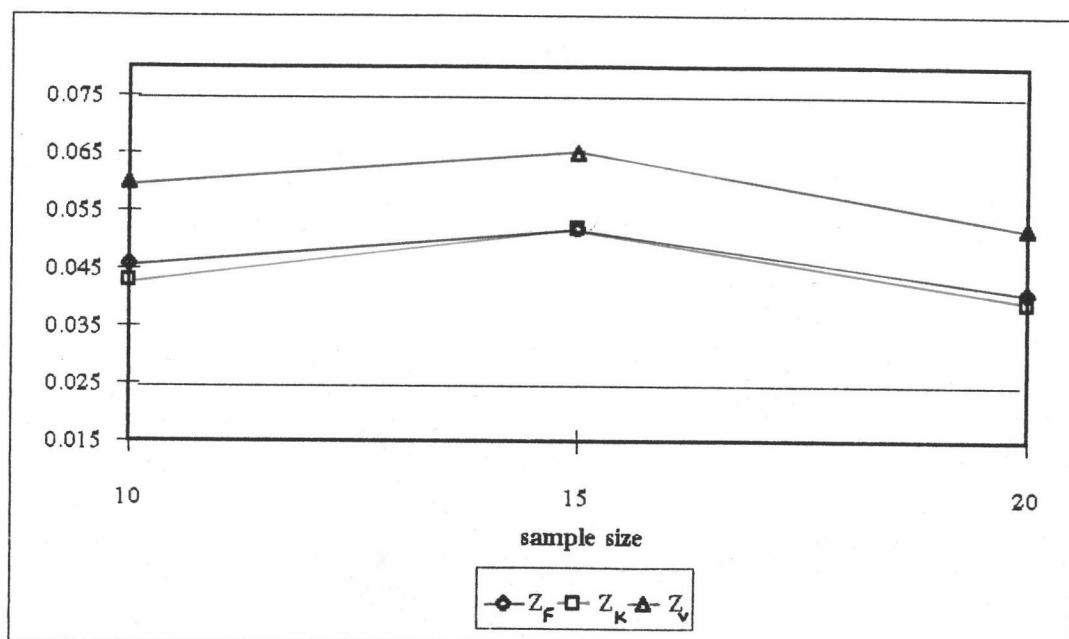
รูปที่ 4.61 กราฟแสดงค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกมมาทวิ ซึ่งมีค่า $\alpha_1 = \alpha_2 = 5$, $\beta_1 = \beta_2 = 1$, ระดับนัยสำคัญ 0.05 และสมมุติฐานว่าง $H_0: \rho = 0.15$



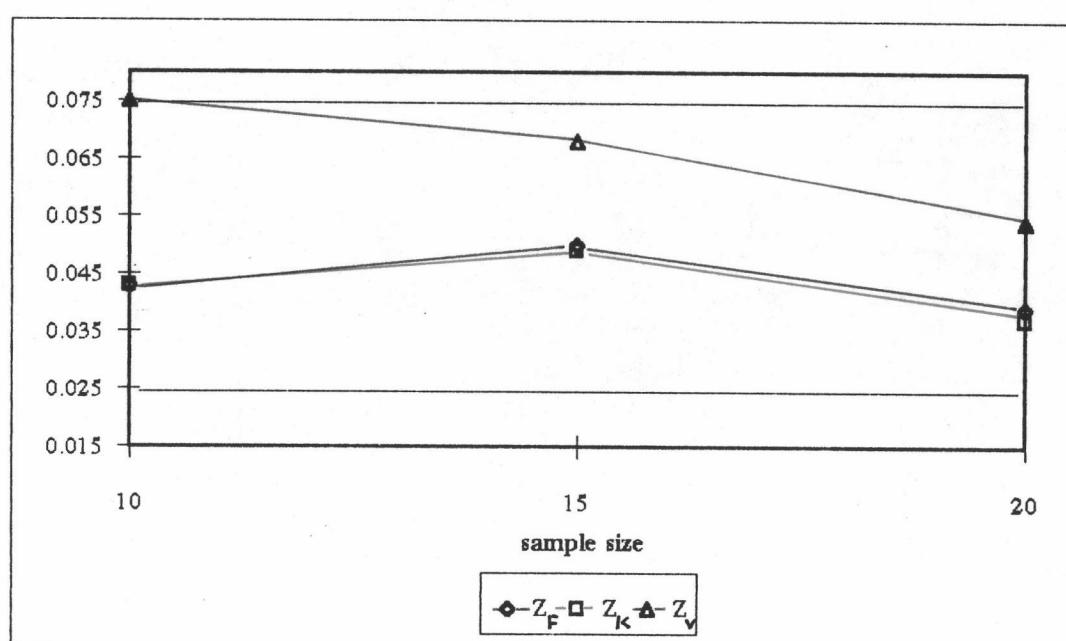
รูปที่ 4.62 กราฟแสดงค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกมมาทวิ ซึ่งมีค่า $\alpha_1 = \alpha_2 = 7$, $\beta_1 = \beta_2 = 1$ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และสมมุติฐานว่าง $H_0: \rho = 0.15$



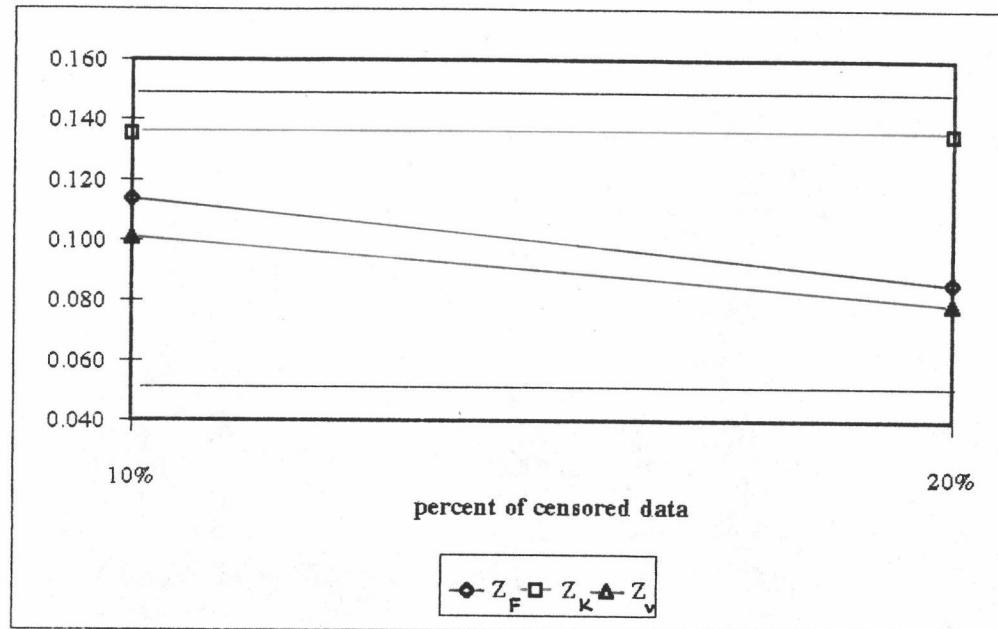
รูปที่ 4.63 กราฟแสดงค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกมมาทวิ ซึ่งมีค่า $\alpha_1 = \alpha_2 = 7$, $\beta_1 = \beta_2 = 1$ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และสมมุติฐานว่า $H_0: \rho = 0.3$



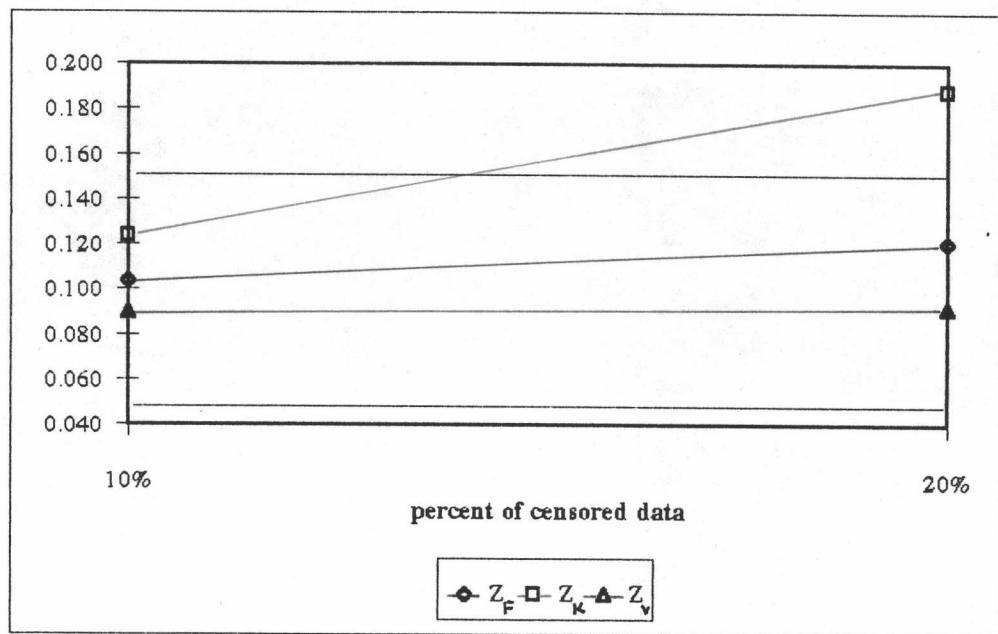
รูปที่ 4.64 กราฟแสดงค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกมมาทวิ ซึ่งมีค่า $\alpha_1 = \alpha_2 = 7$, $\beta_1 = \beta_2 = 1$ ระดับนัยสำคัญ 0.05 และสมมุติฐานว่า $H_0: \rho = 0.5$



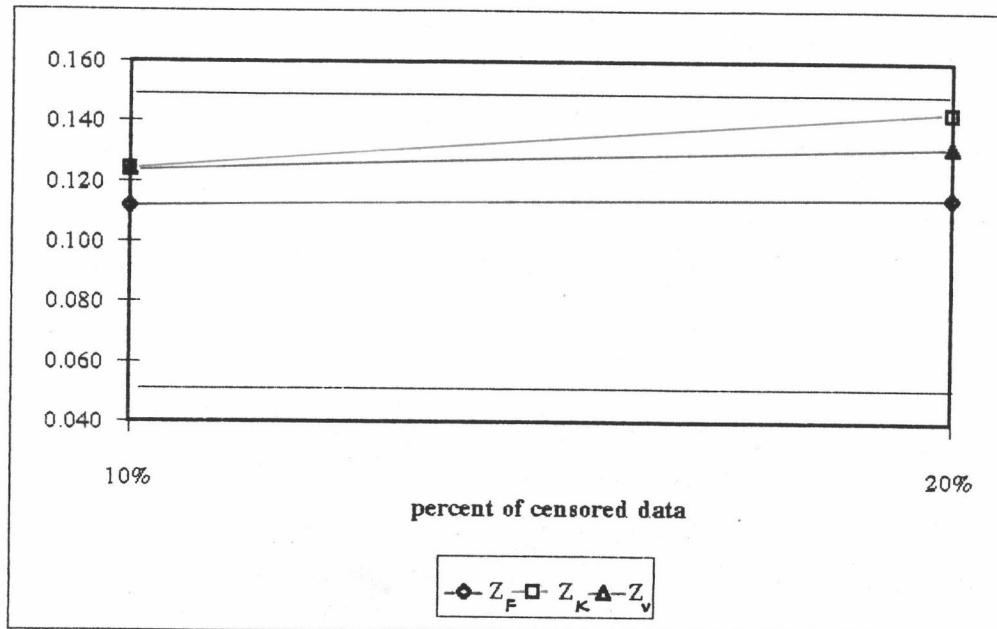
รูปที่ 4.65 กราฟแสดงค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงปกติทวิ , ขนาดตัวอย่าง = 15 , ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และสมมุติฐานว่า $H_0: \rho = 0.5$



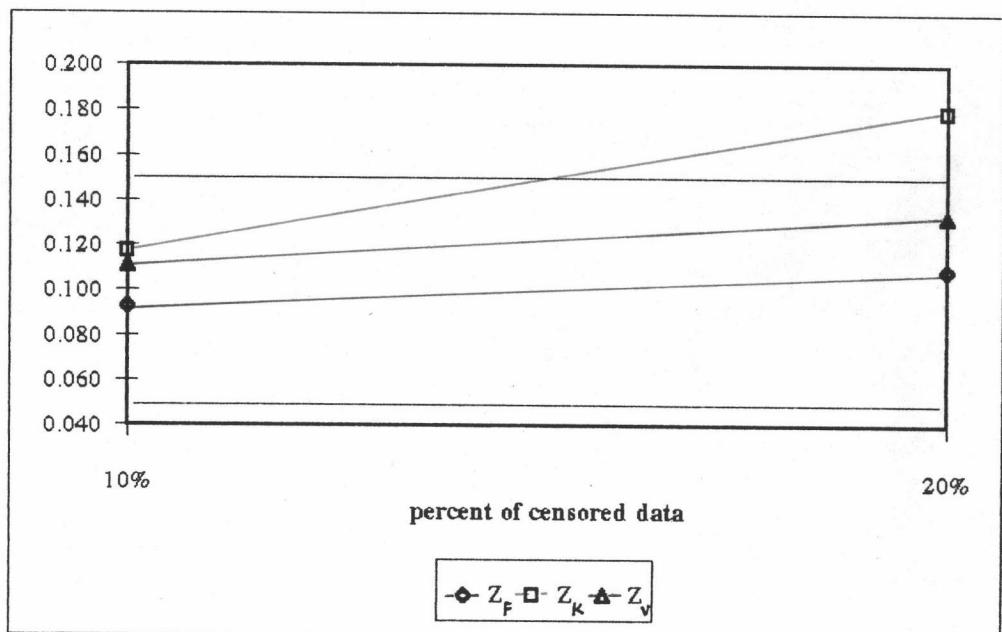
รูปที่ 4.66 กราฟแสดงค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงปกติทวิ , ขนาดตัวอย่าง = 20 , ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และสมมุติฐานว่า $H_0: \rho = 0.5$



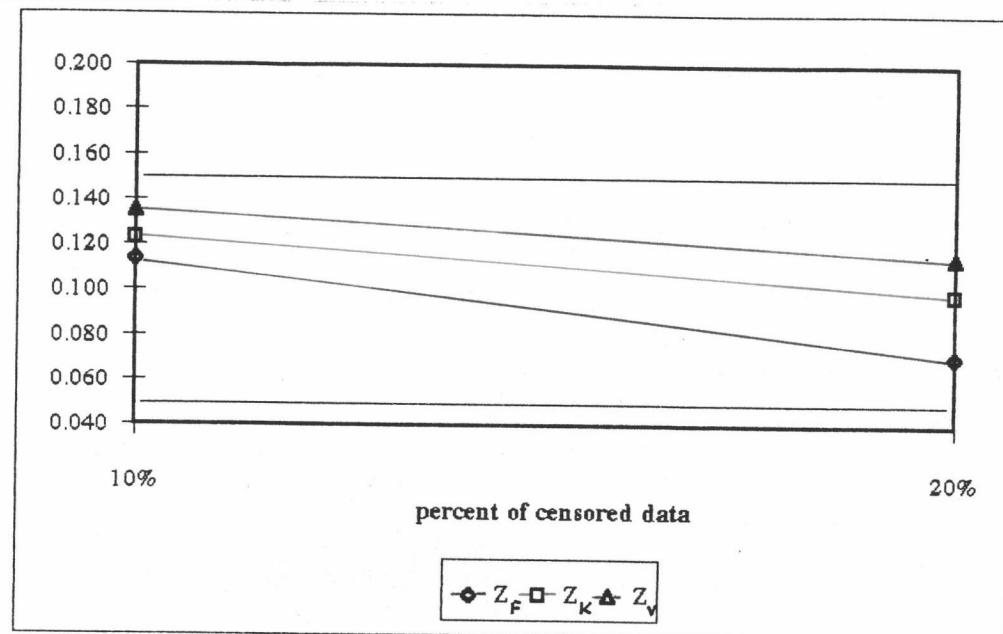
รูปที่ 4.67 กราฟแสดงค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกมมาทิว ซึ่ง $\alpha_1 = \alpha_2 = 5$, $\beta_1 = \beta_2 = 1$, ขนาดตัวอย่าง = 20, ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และ สมมุติฐานว่า $H_0: \rho = 0.15$



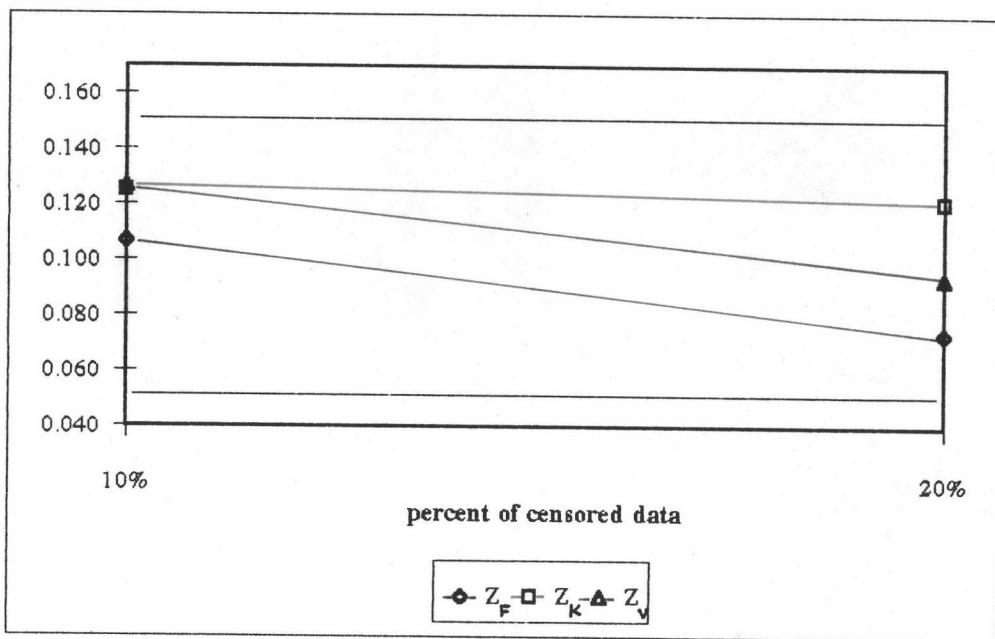
รูปที่ 4.68 กราฟแสดงค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกมมาทิว ซึ่ง $\alpha_1 = \alpha_2 = 7$, $\beta_1 = \beta_2 = 1$, ขนาดตัวอย่าง = 20, ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และ สมมุติฐานว่า $H_0: \rho = 0.15$



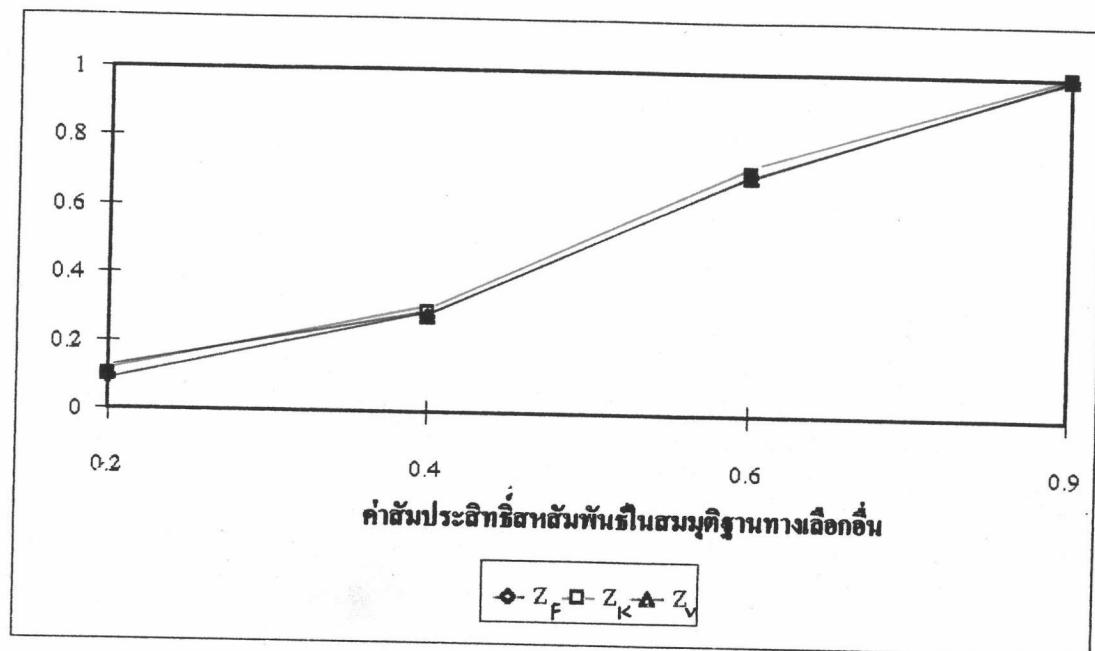
รูปที่ 4.69 กราฟแสดงค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกมมาทวิ ซึ่ง $\alpha_1 = \alpha_2 = 7$, $\beta_1 = \beta_2 = 1$, ขนาดตัวอย่าง = 15, ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และ สมมุติฐานว่าง $H_0: \rho = 0.1$



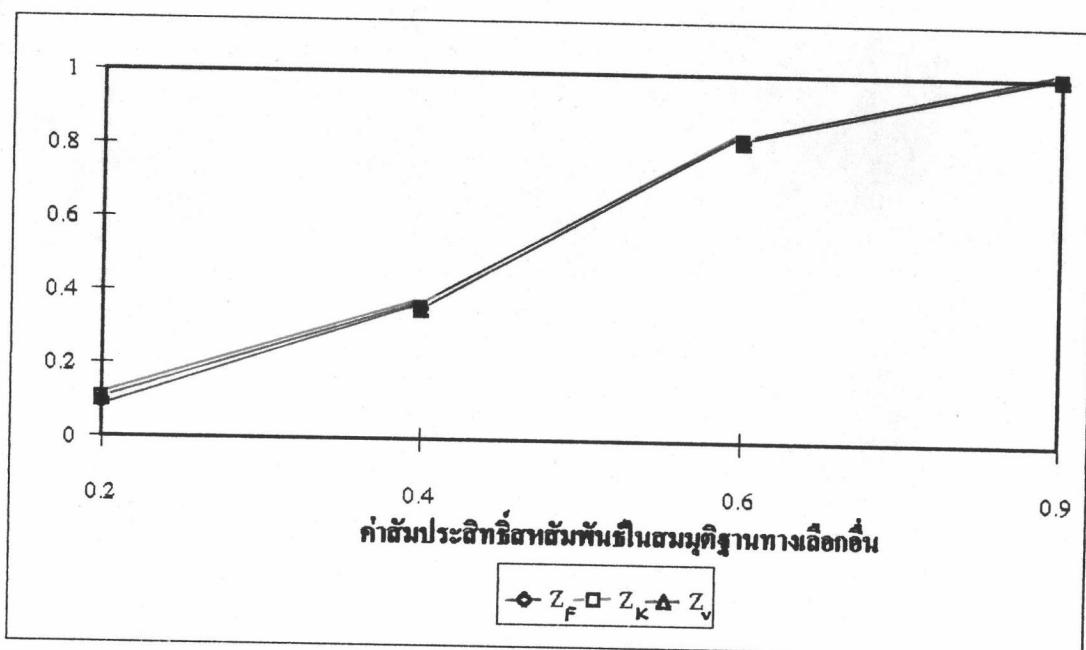
รูปที่ 4.70 กราฟแสดงค่าความน่าจะเป็นของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 เมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกมมาทวิ ซึ่ง $\alpha_1 = \alpha_2 = 7$, $\beta_1 = \beta_2 = 1$, ขนาดตัวอย่าง = 15, ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และ สมมุติฐานว่าง $H_0: \rho = 0.3$



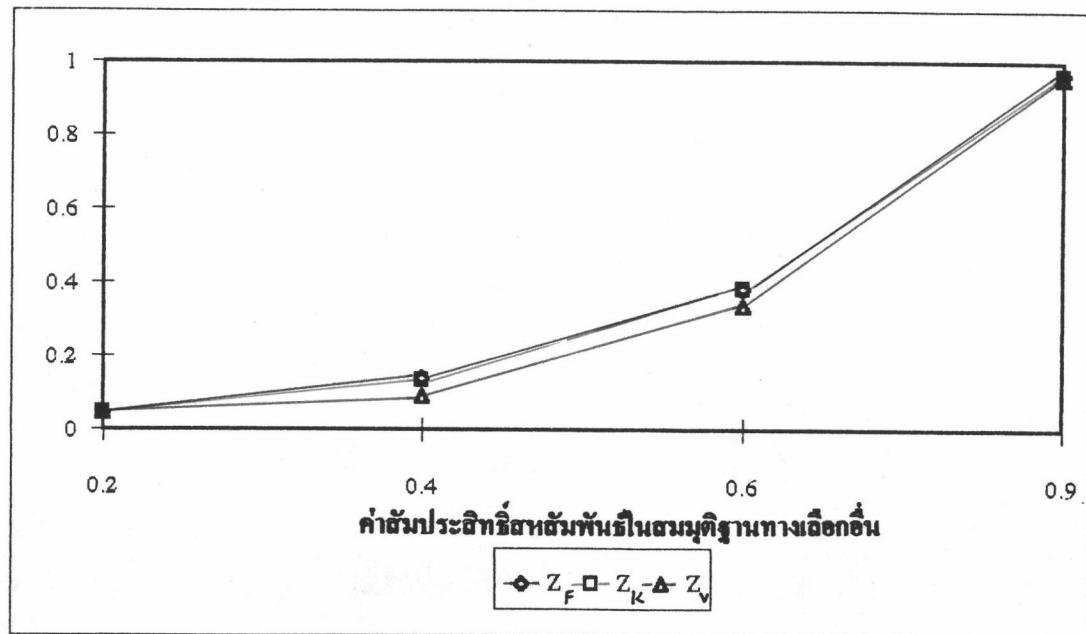
รูปที่ 4.71 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงปกติทวิ, ขนาดตัวอย่าง = 15
ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และ $H_0: \rho = 0.1$



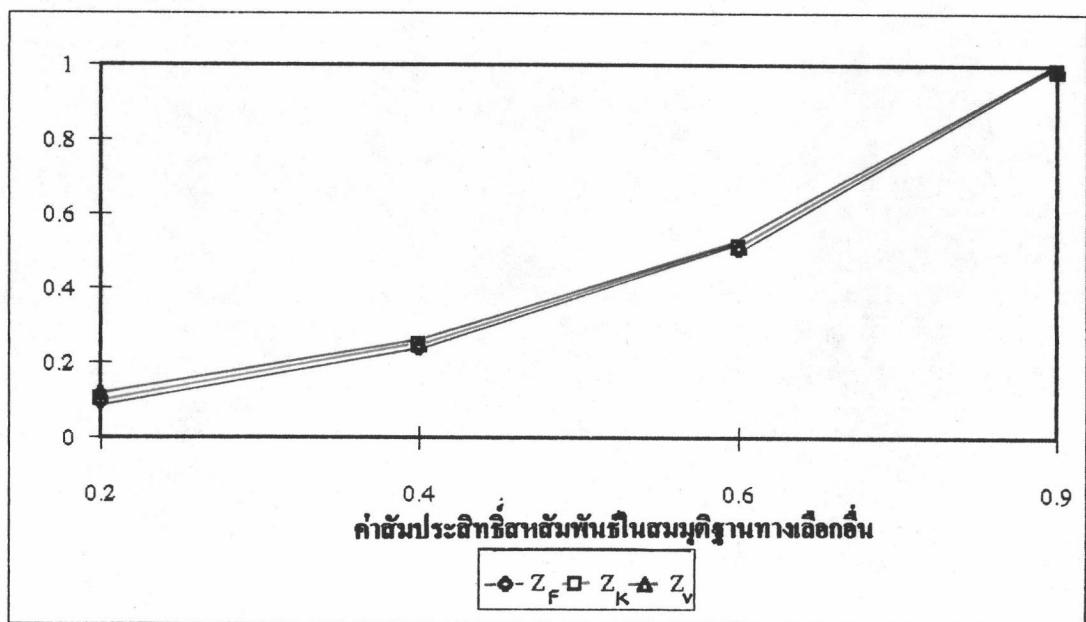
รูปที่ 4.72 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงปกติทวิ, ขนาดตัวอย่าง = 20
ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และ $H_0: \rho = 0.1$



รูปที่ 4.73 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงปกติทวิ , ขนาดตัวอย่าง = 10
ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$ และ $H_0 : \rho = 0.1$

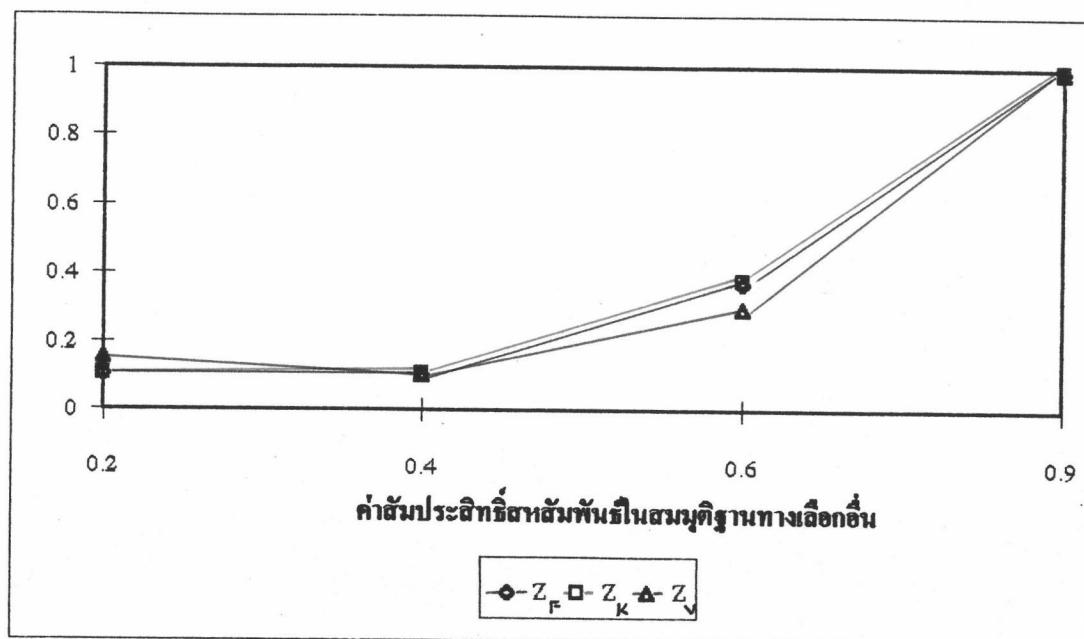


รูปที่ 4.74 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงปกติทวิ , ขนาดตัวอย่าง = 10
ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และ $H_0 : \rho = 0.1$



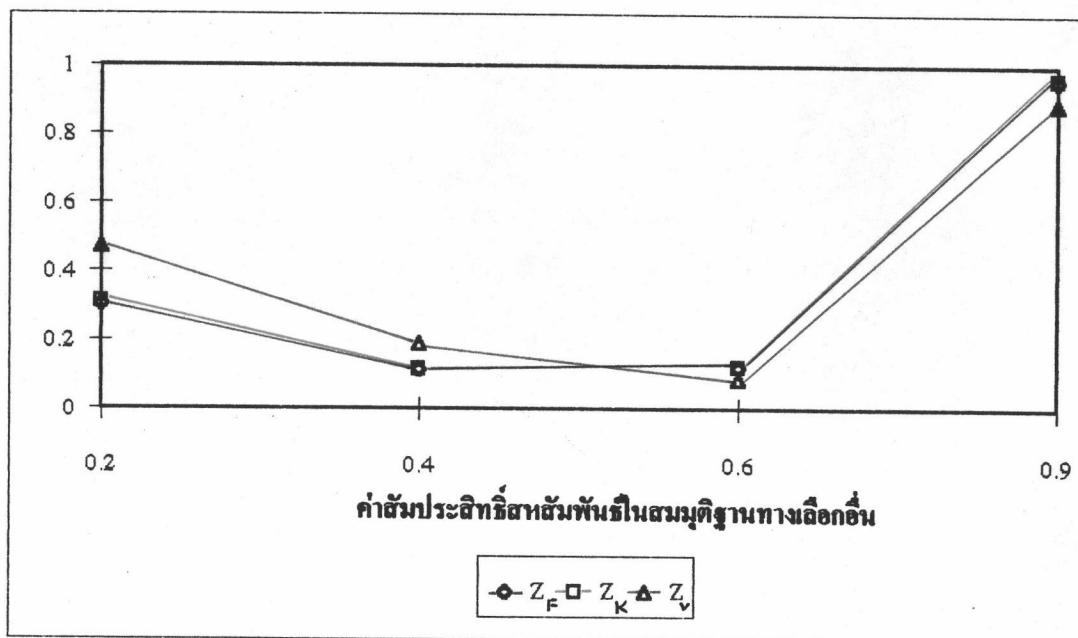
รูปที่ 4.75 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงปกติทวิ, ขนาดตัวอย่าง = 15

ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และ $H_0: \rho = 0.3$

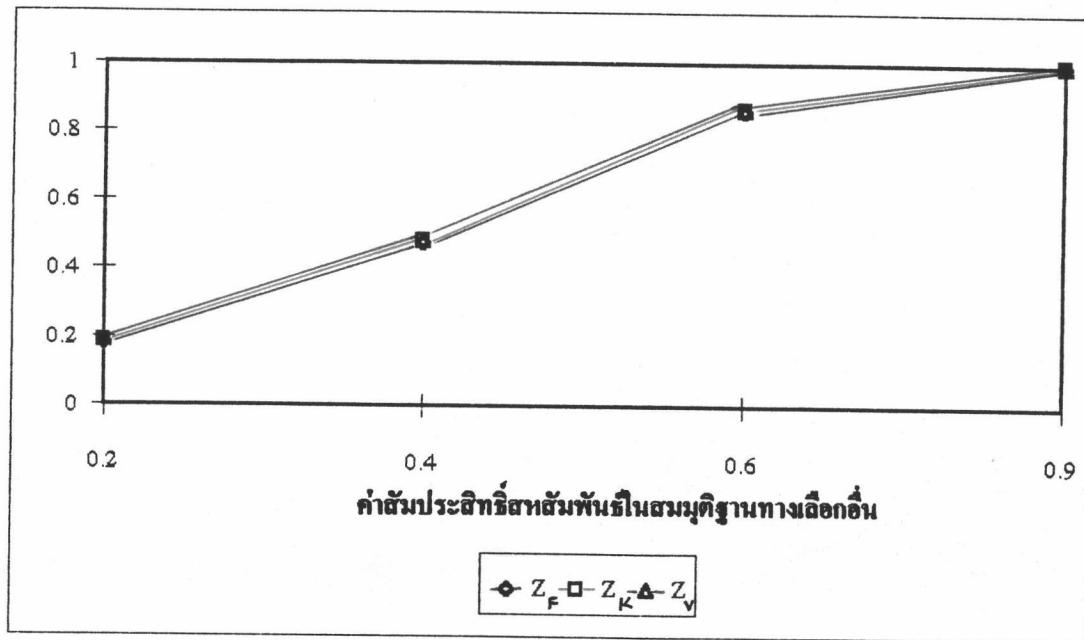


รูปที่ 4.76 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงปกติทวิ, ขนาดตัวอย่าง = 15

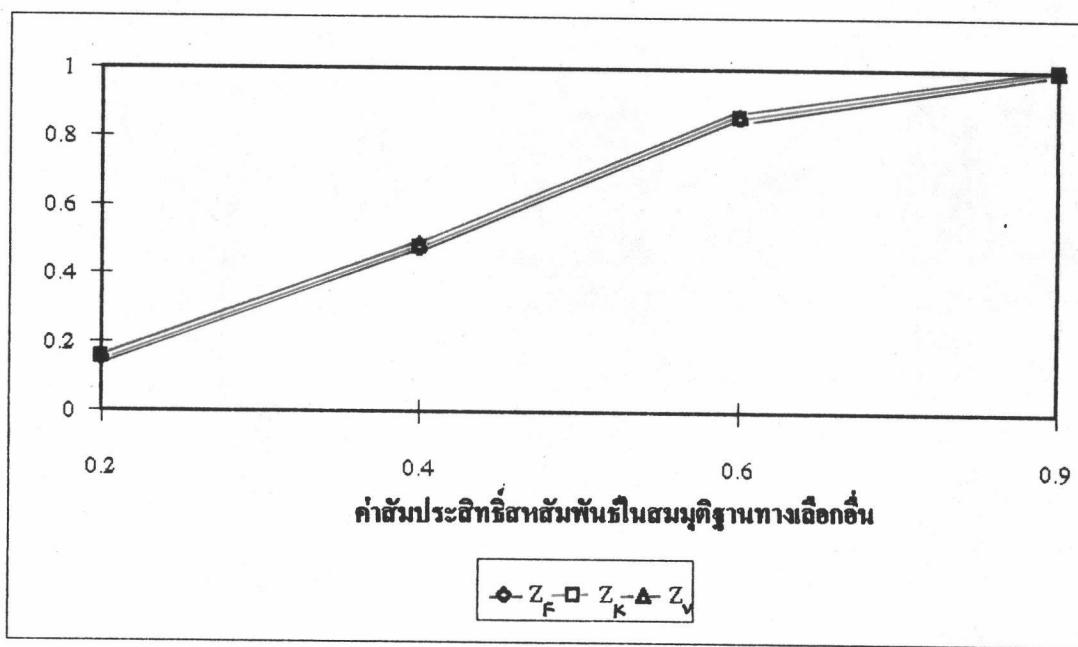
ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และ $H_0: \rho = 0.5$



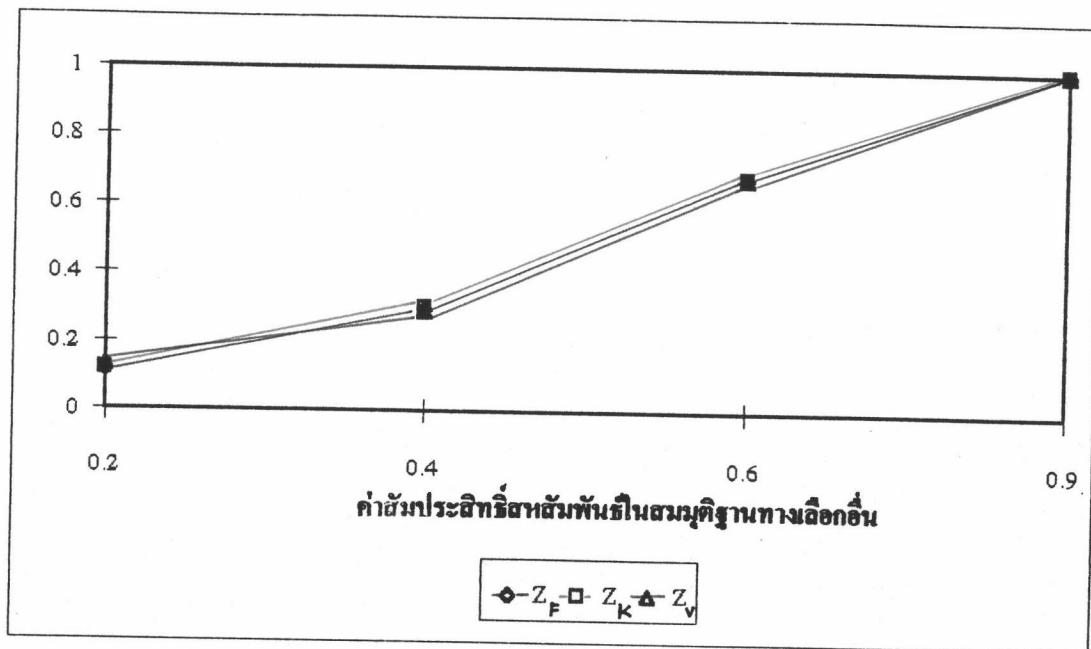
รูปที่ 4.77 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกนมาทวิ ซึ่ง $\alpha_1 = \alpha_2 = 5$,
 $\beta_1 = \beta_2 = 1$, ขนาดตัวอย่าง = 20, ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และ
 $H_0: \rho = 0.05$



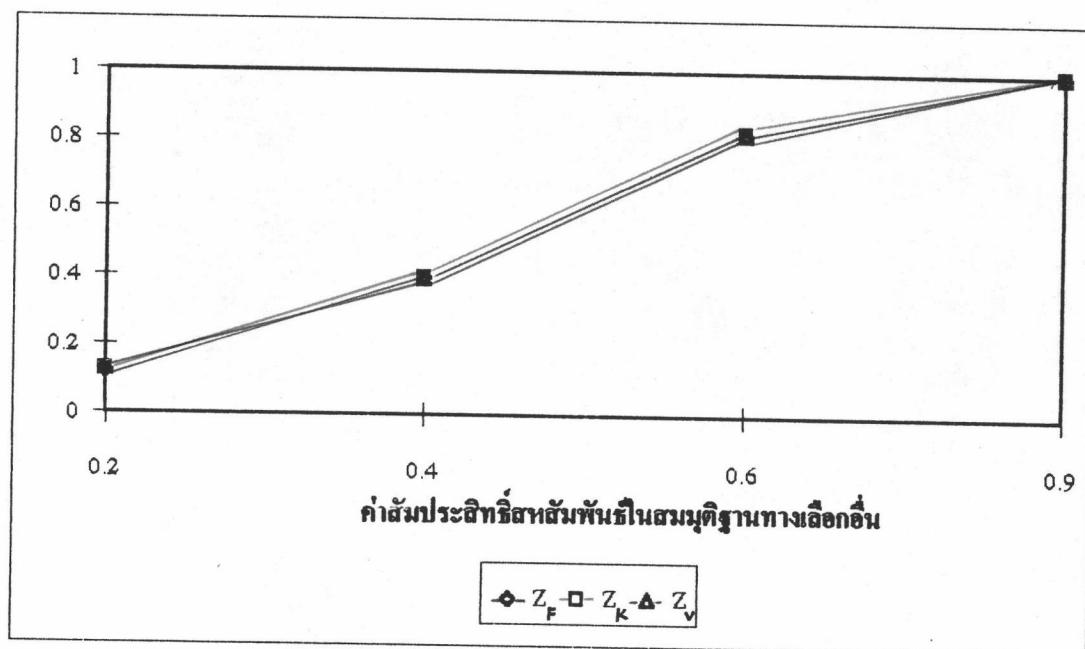
รูปที่ 4.78 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกนมาทวิ ซึ่ง $\alpha_1 = \alpha_2 = 7$,
 $\beta_1 = \beta_2 = 1$, ขนาดตัวอย่าง = 20, ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และ
 $H_0: \rho = 0.05$



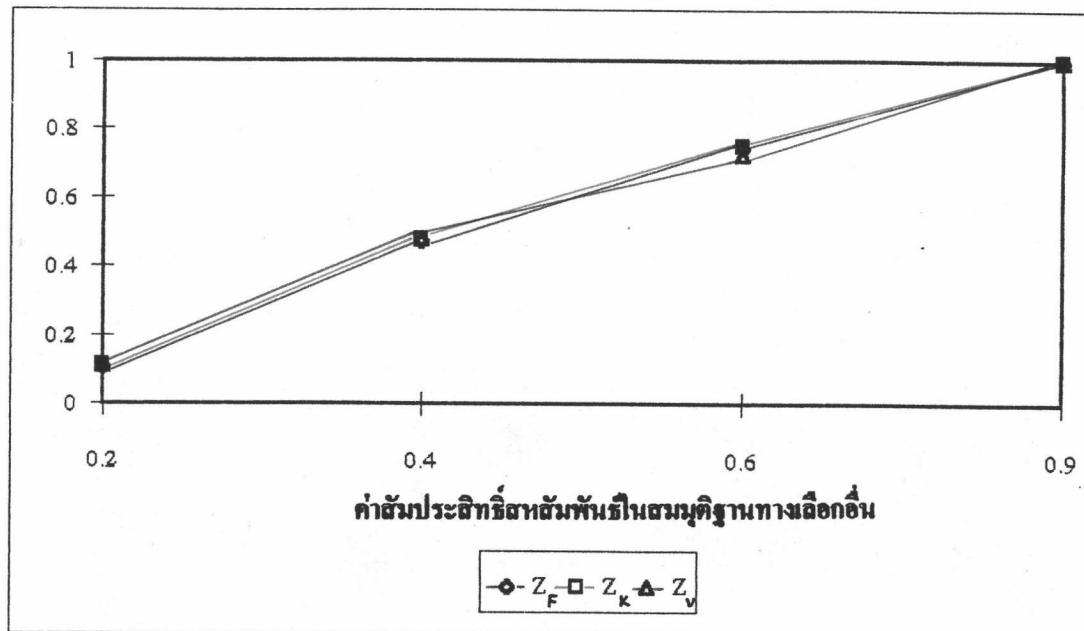
รูปที่ 4.79 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกนมาตรฐาน ซึ่ง $\alpha_1 = \alpha_2 = 7$,
 $\beta_1 = \beta_2 = 1$, ขนาดตัวอย่าง = 15, ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และ
 $H_0: \rho = 0.1$



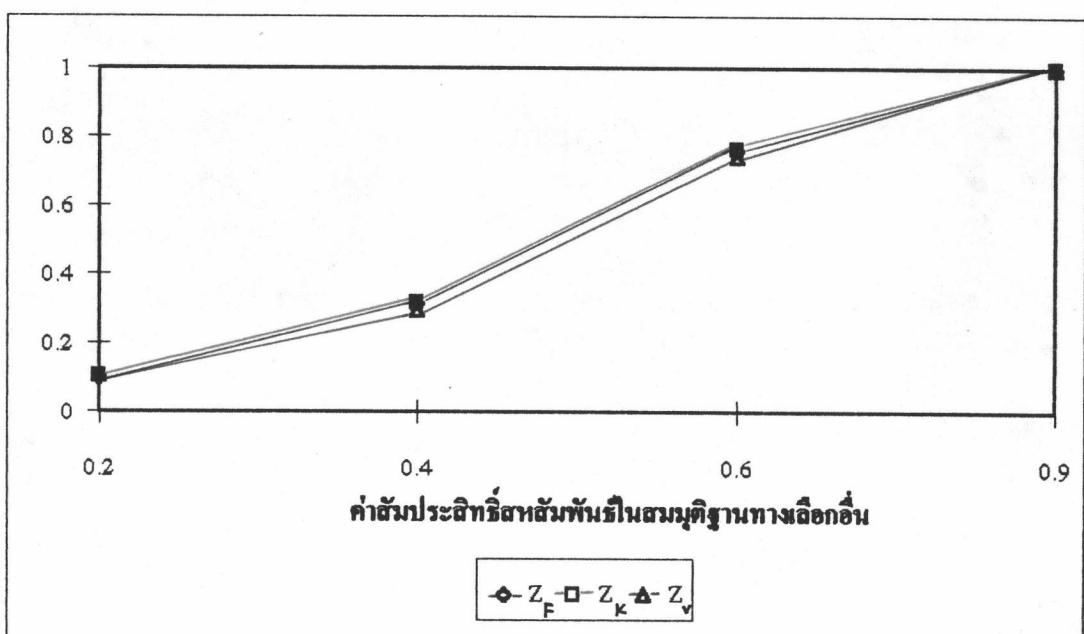
รูปที่ 4.80 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกนมาตรฐาน ซึ่ง $\alpha_1 = \alpha_2 = 7$,
 $\beta_1 = \beta_2 = 1$, ขนาดตัวอย่าง = 20, ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และ
 $H_0: \rho = 0.1$



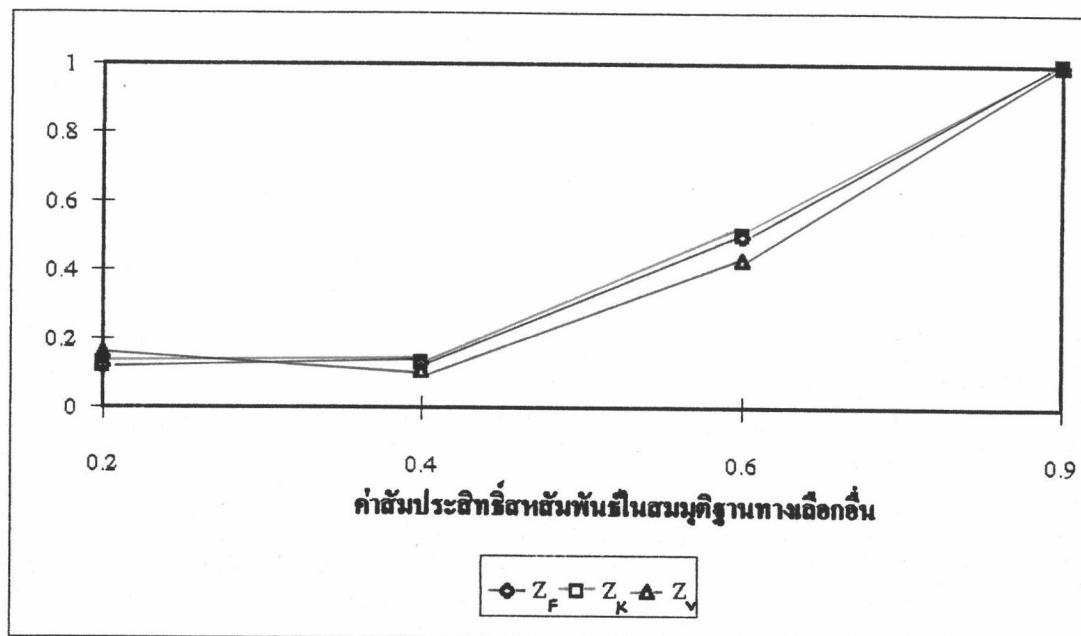
รูปที่ 4.81 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกนมาทวิ ซึ่ง $\alpha_1 = \alpha_2 = 5$,
 $\beta_1 = \beta_2 = 1$, ขนาดตัวอย่าง = 20, ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และ
 $H_0: \rho = 0.15$



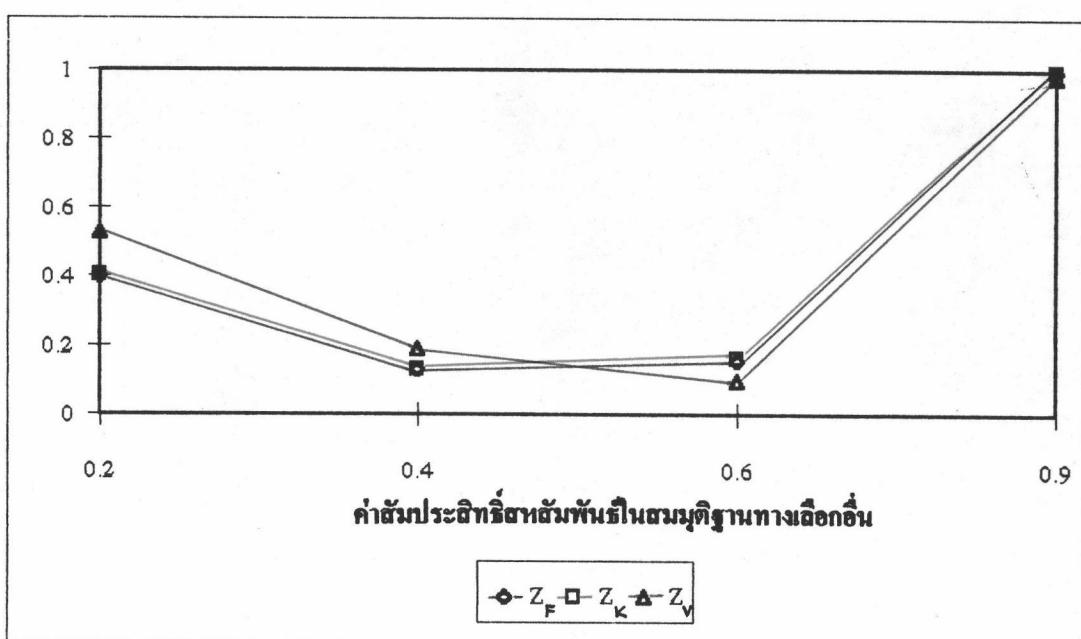
รูปที่ 4.82 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกนมาทวิ ซึ่ง $\alpha_1 = \alpha_2 = 7$,
 $\beta_1 = \beta_2 = 1$, ขนาดตัวอย่าง = 20, ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และ
 $H_0: \rho = 0.15$



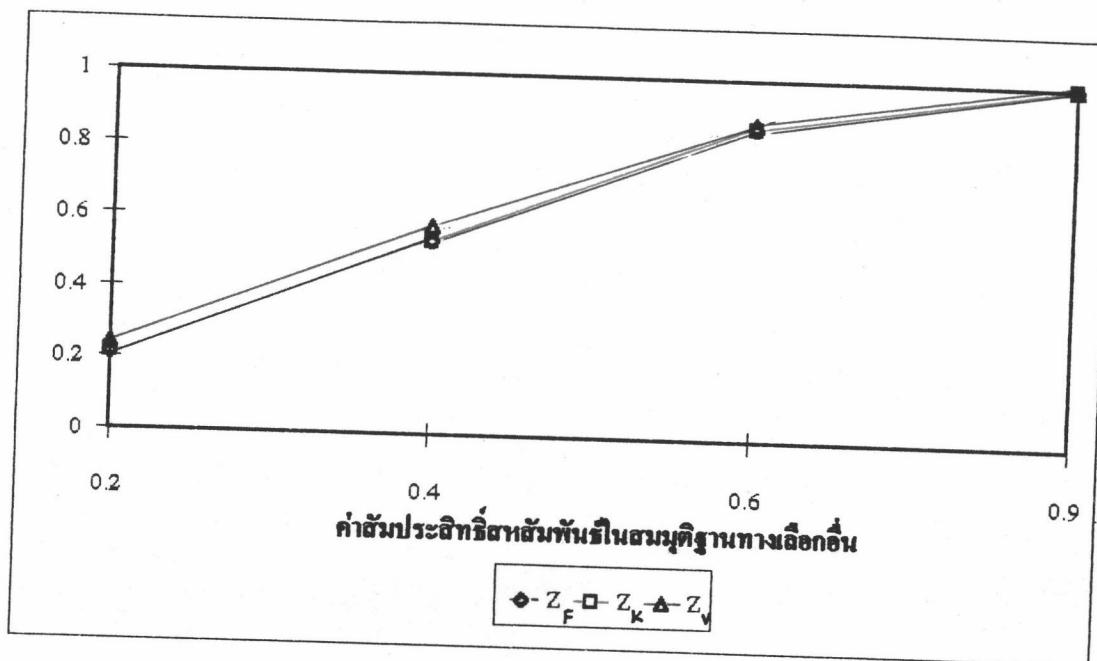
รูปที่ 4.83 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกนมาทวิ ซึ่ง $\alpha_1 = \alpha_2 = 7$,
 $\beta_1 = \beta_2 = 1$, ขนาดตัวอย่าง = 20, ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และ
 $H_0: \rho = 0.3$



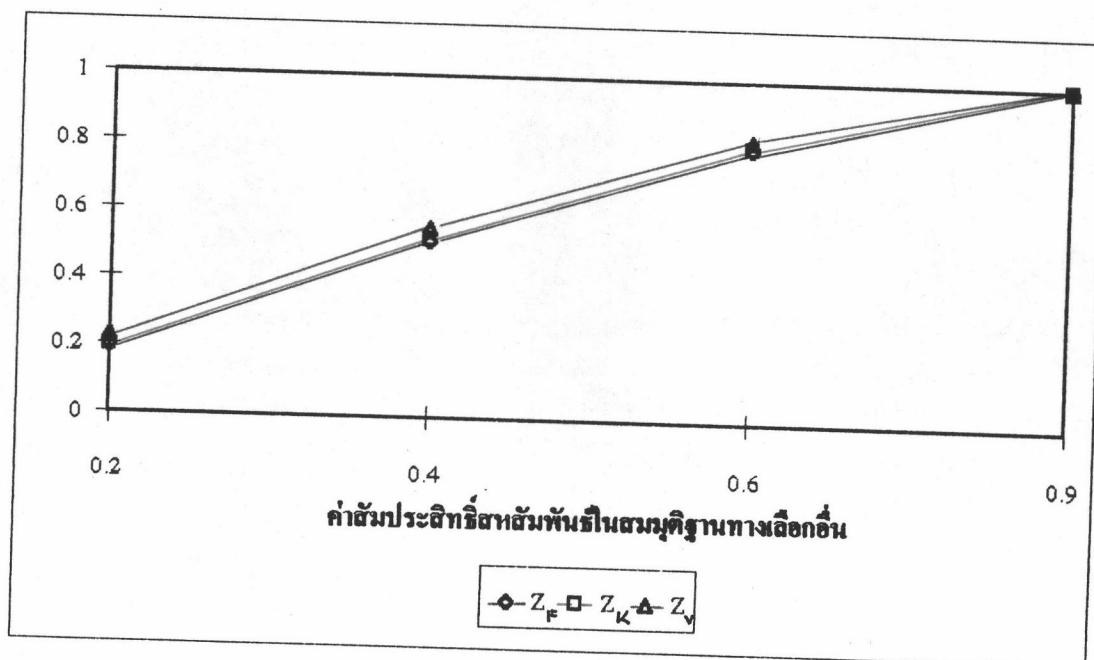
รูปที่ 4.84 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกนมาทวิ ซึ่ง $\alpha_1 = \alpha_2 = 7$,
 $\beta_1 = \beta_2 = 1$, ขนาดตัวอย่าง = 20, ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และ
สมมุติฐานว่า $H_0: \rho = 0.5$



รูปที่ 4.85 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงปกติทวิ , ขนาดตัวอย่าง = 20
ซึ่งมีข้อมูลที่ถูกตัดทิ้งทางขวา 10% , ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และ
 $H_0 : \rho = 0$



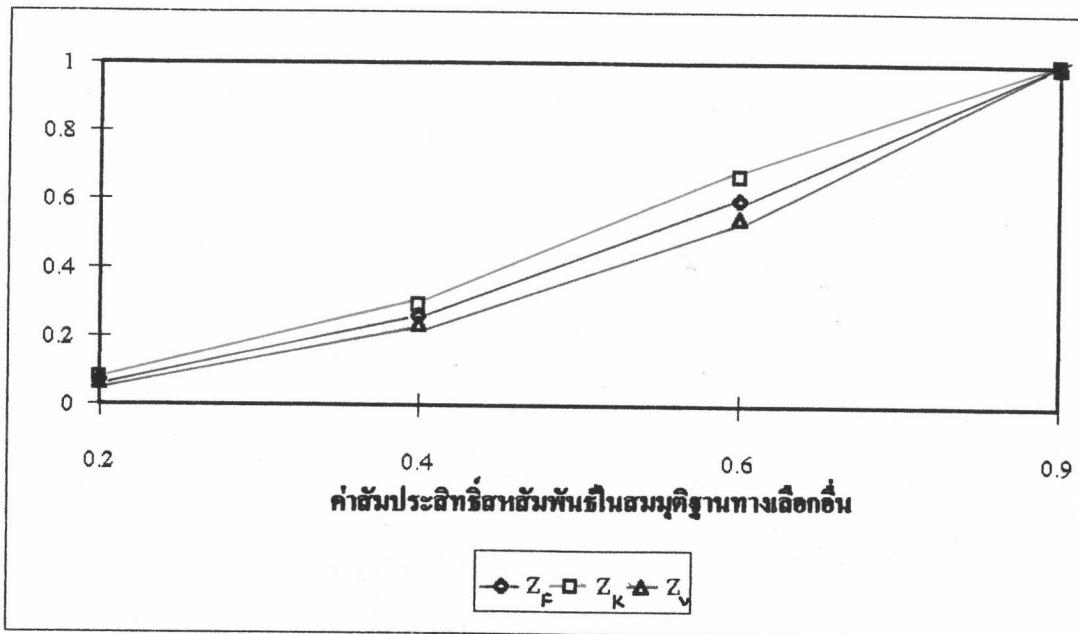
รูปที่ 4.86 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงปกติทวิ , ขนาดตัวอย่าง = 20
ซึ่งมีข้อมูลที่ถูกตัดทิ้งทางขวา 20% , ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และ
 $H_0 : \rho = 0$



รูปที่ 4.87 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงปกติทวิ , ขนาดตัวอย่าง = 20

ซึ่งมีข้อมูลที่ถูกตัดทิ้งทางขวา 20% , ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.05$ และ

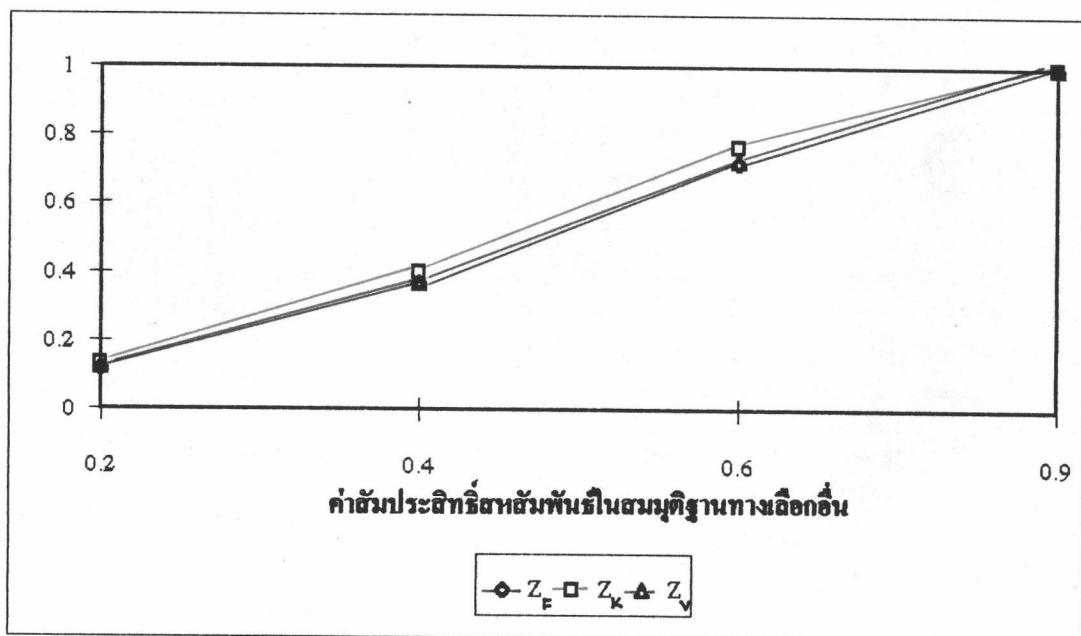
$$H_0 : \rho = 0.1$$



รูปที่ 4.88 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงปกติทวิ , ขนาดตัวอย่าง = 20

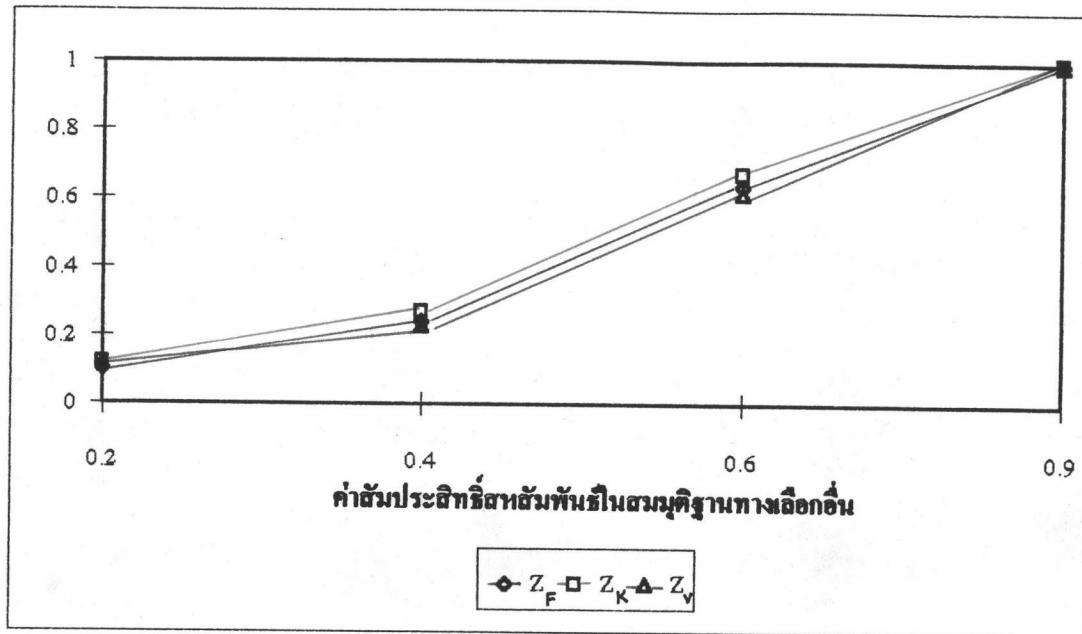
ซึ่งมีข้อมูลที่ถูกตัดทิ้งทางขวา 20% , ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และ

$$H_0 : \rho = 0.1$$



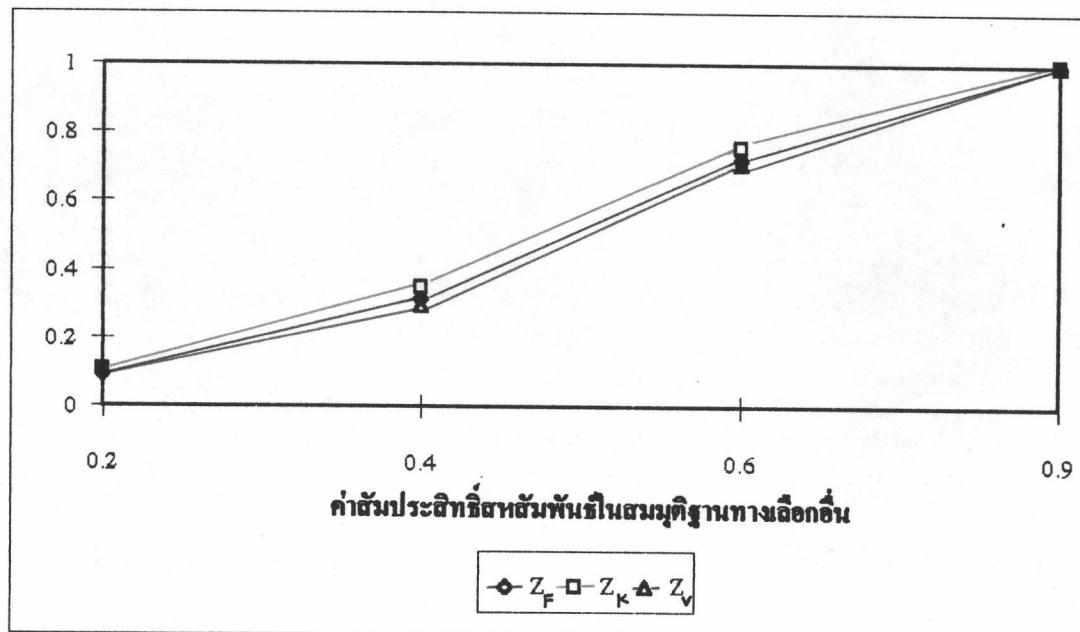
รูปที่ 4.89 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงปกติทวิ , ขนาดตัวอย่าง = 15
ซึ่งมีข้อมูลที่ถูกตัดทิ้งทางขวา 10% , ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และ

$$H_0: \rho = 0.15$$



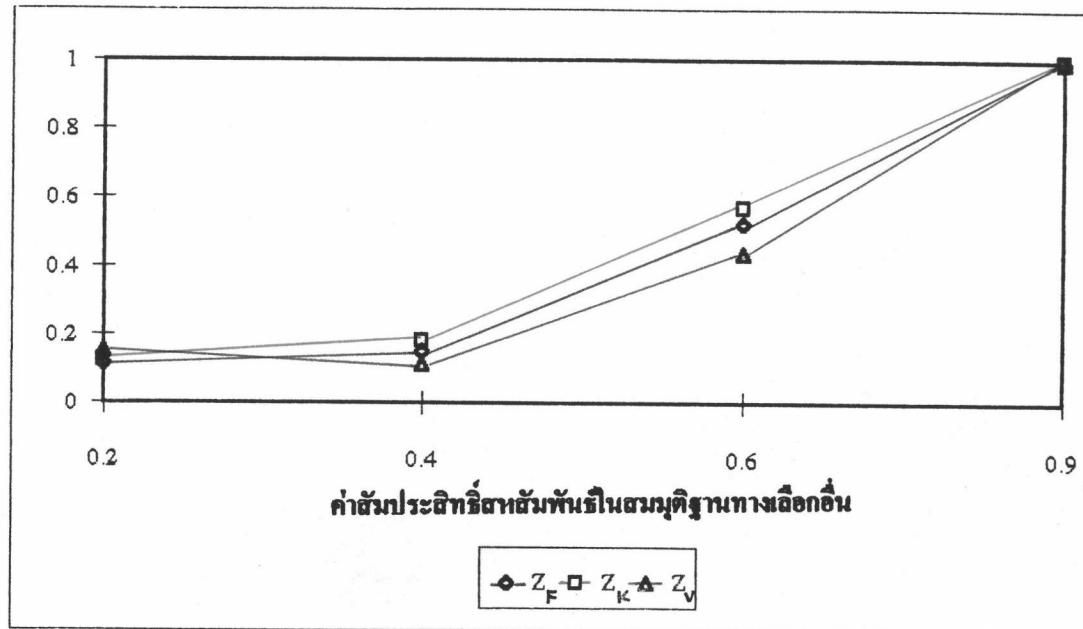
รูปที่ 4.90 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงปกติทวิ , ขนาดตัวอย่าง = 20
ซึ่งมีข้อมูลที่ถูกตัดทิ้งทางขวา 10% , ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และ

$$H_0: \rho = 0.15$$



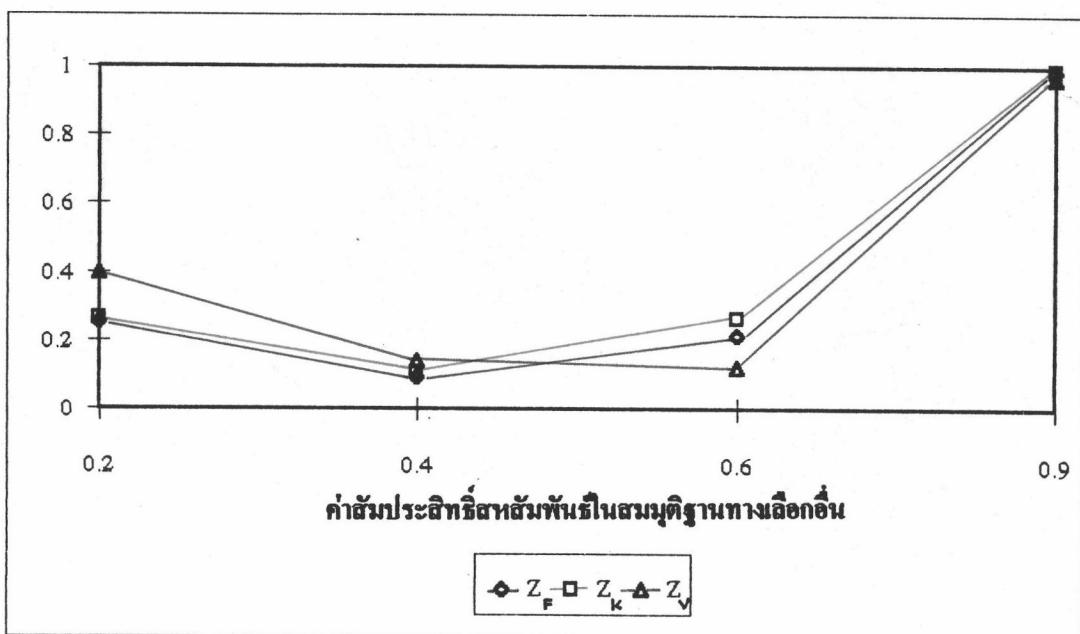
รูปที่ 4.91 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงปกติทวิ , ขนาดตัวอย่าง = 20
ซึ่งมีข้อมูลที่ถูกตัดทิ้งทางขวา 10% , ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และ

$$H_0 : \rho = 0.3$$

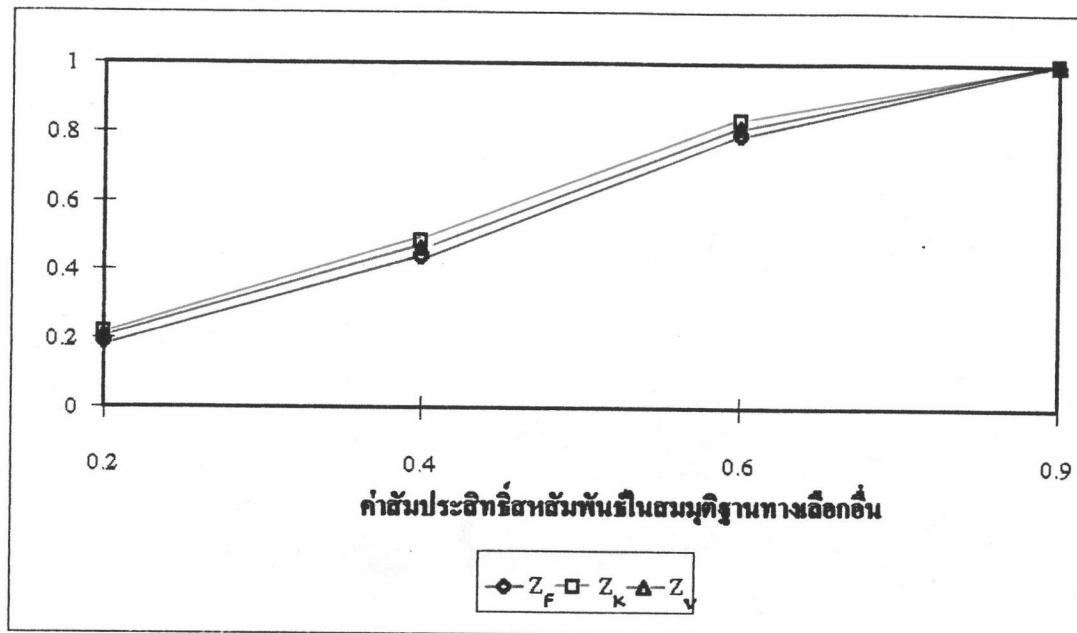


รูปที่ 4.92 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงปกติทวิ , ขนาดตัวอย่าง = 20
ซึ่งมีข้อมูลที่ถูกตัดทิ้งทางขวา 10% , ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และ

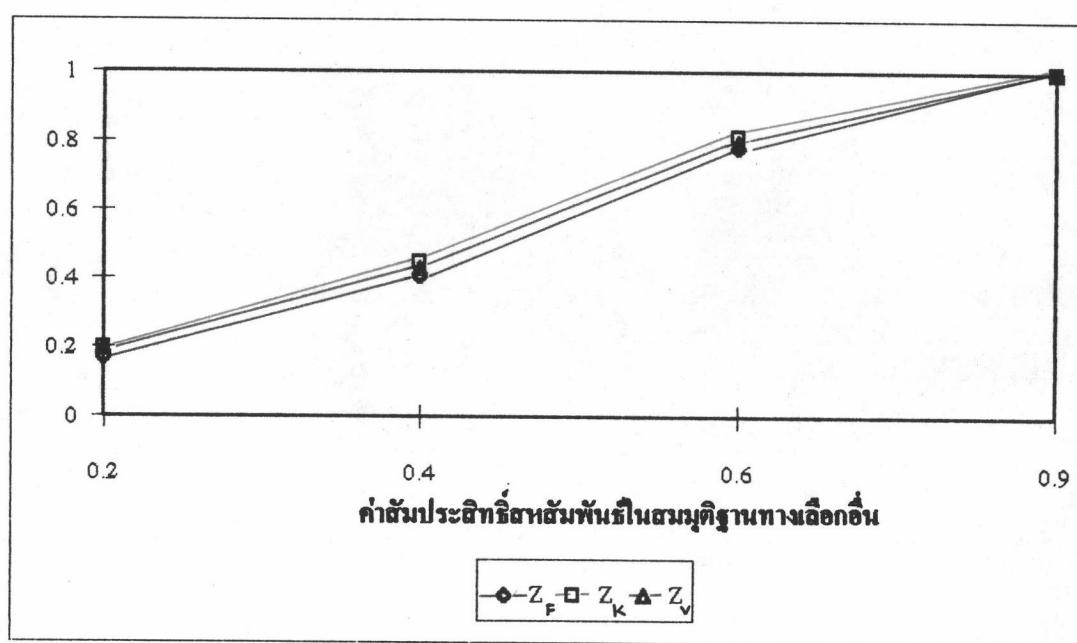
$$H_0 : \rho = 0.5$$



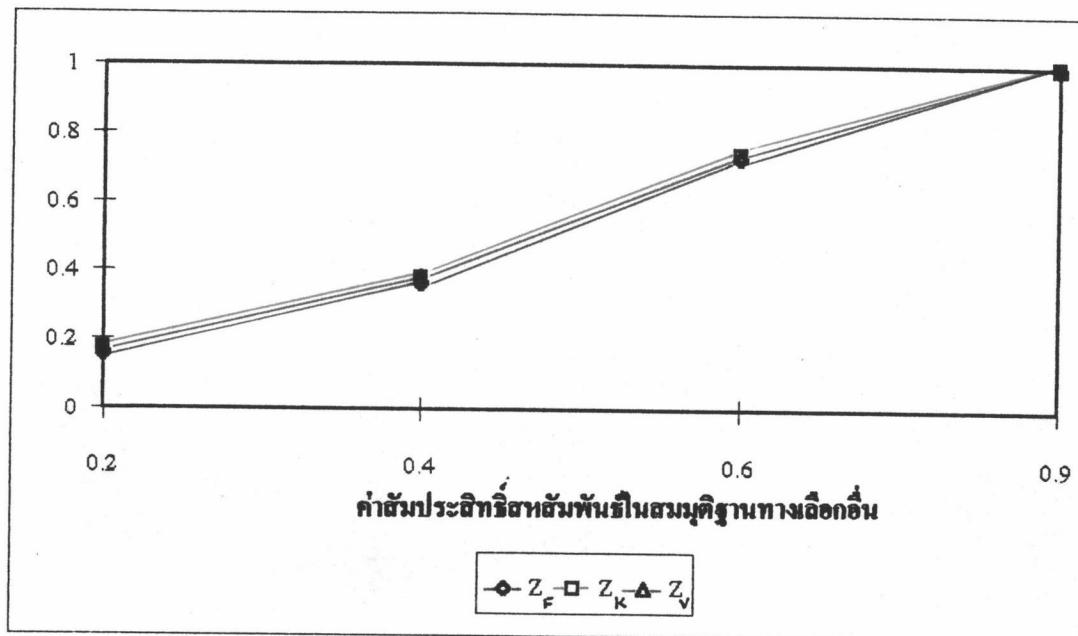
รูปที่ 4.93 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกนมาทวิ ซึ่ง $\alpha_1 = \alpha_2 = 5$,
 $\beta_1 = \beta_2 = 1$, ขนาดตัวอย่าง = 20 ซึ่งมีข้อมูลที่ถูกตัดทิ้งทางขวา 20%
 ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และสมมุติฐานว่าง $H_0: \rho = 0.05$



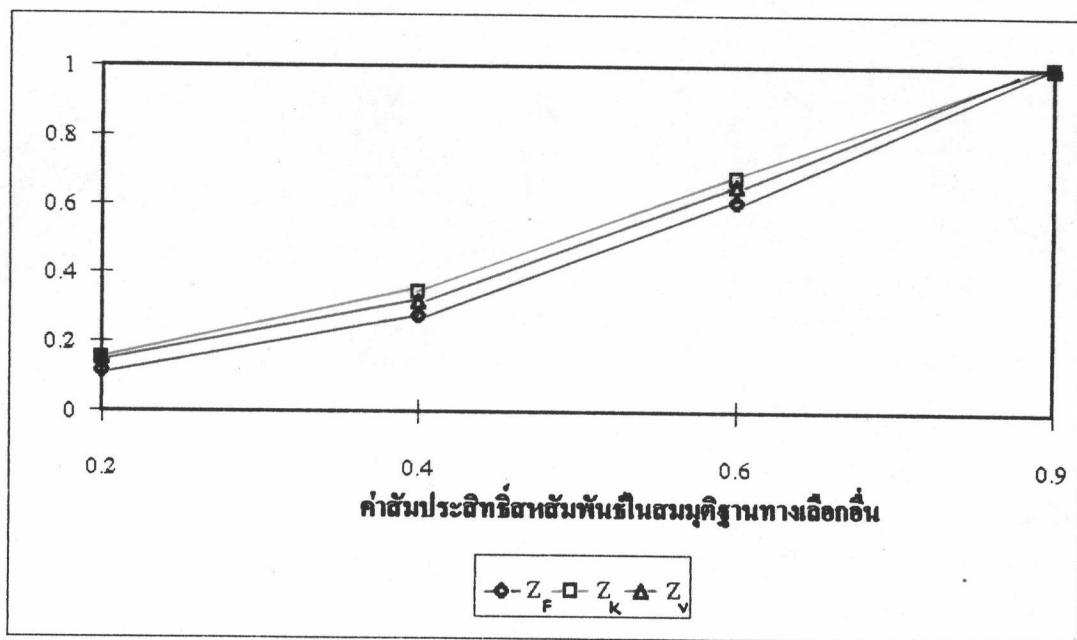
รูปที่ 4.94 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกนมาทวิ ซึ่ง $\alpha_1 = \alpha_2 = 7$,
 $\beta_1 = \beta_2 = 1$, ขนาดตัวอย่าง = 20 ซึ่งมีข้อมูลที่ถูกตัดทิ้งทางขวา 20%
 ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และสมมุติฐานว่าง $H_0: \rho = 0.05$



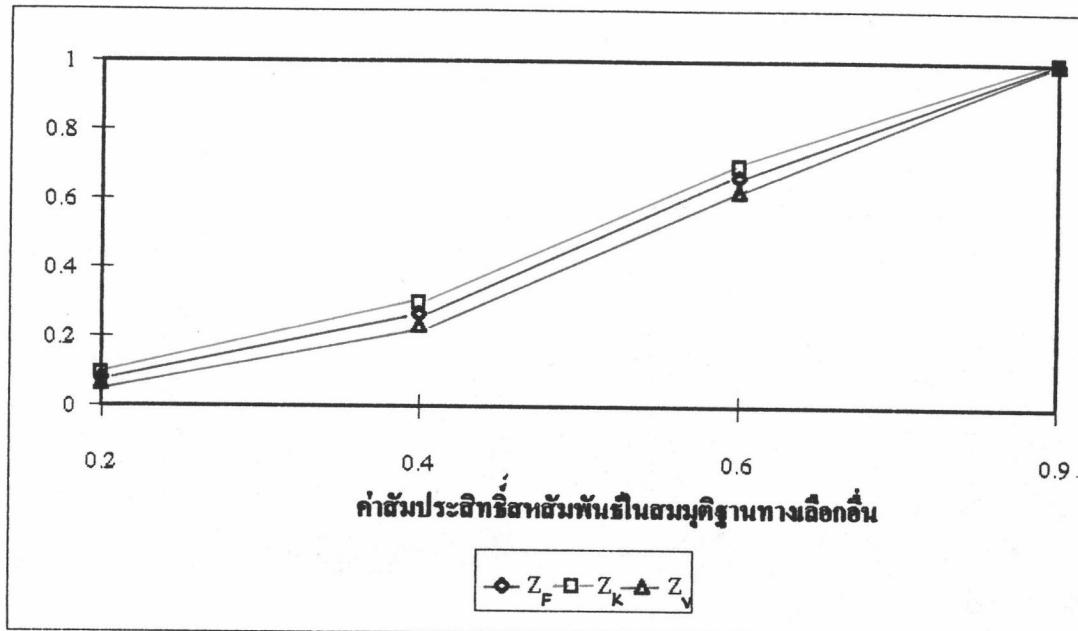
รูปที่ 4.95 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกมมาทวิ ซึ่ง $\alpha_1 = \alpha_2 = 7$,
 $\beta_1 = \beta_2 = 1$, ขนาดตัวอย่าง = 15 ซึ่งมีข้อมูลที่ถูกตัดทิ้งทางขวา 10%
 ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และสมมุติฐานว่า $H_0: \rho = 0.05$



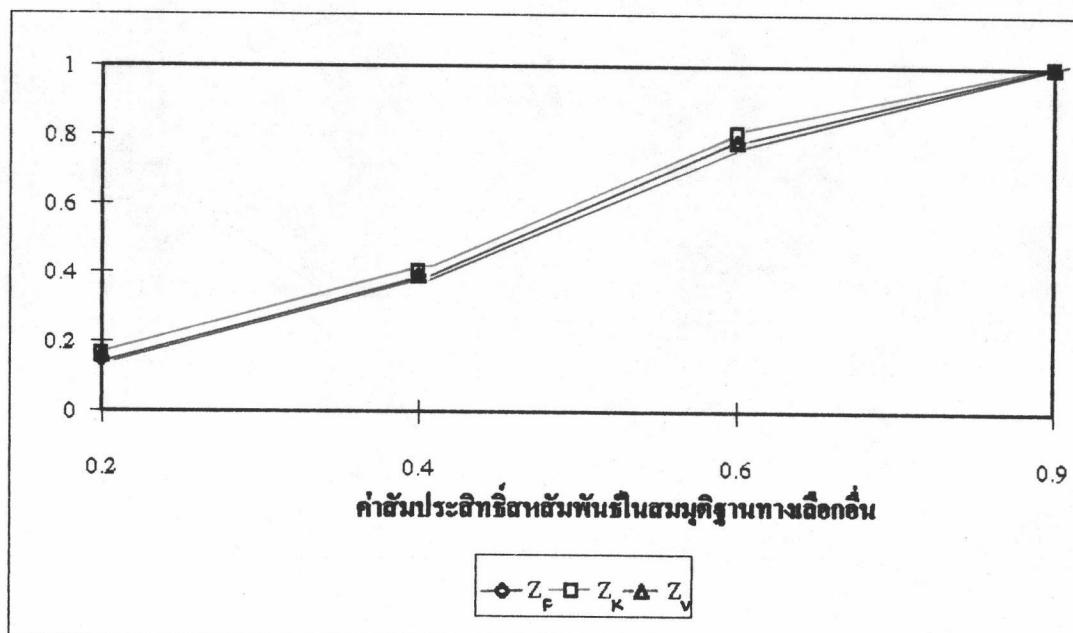
รูปที่ 4.96 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกมมาทวิ ซึ่ง $\alpha_1 = \alpha_2 = 7$,
 $\beta_1 = \beta_2 = 1$, ขนาดตัวอย่าง = 15 ซึ่งมีข้อมูลที่ถูกตัดทิ้งทางขวา 20%
 ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และสมมุติฐานว่า $H_0: \rho = 0.05$



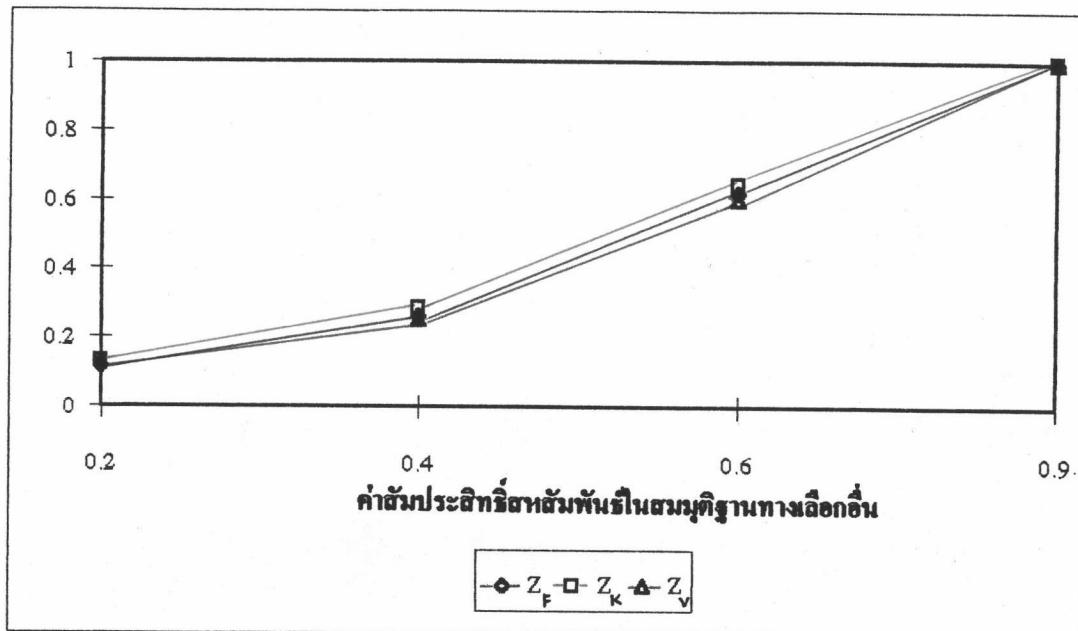
รูปที่ 4.97 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกนมาตรฐาน ซึ่ง $\alpha_1 = \alpha_2 = 7$,
 $\beta_1 = \beta_2 = 1$, ขนาดตัวอย่าง = 20 ซึ่งมีข้อมูลที่ถูกตัดทิ้งทางขวา 10%
 ระดับนัยสำคัญ = 0.05 และสมมุติฐานว่า $H_0: \rho = 0.1$



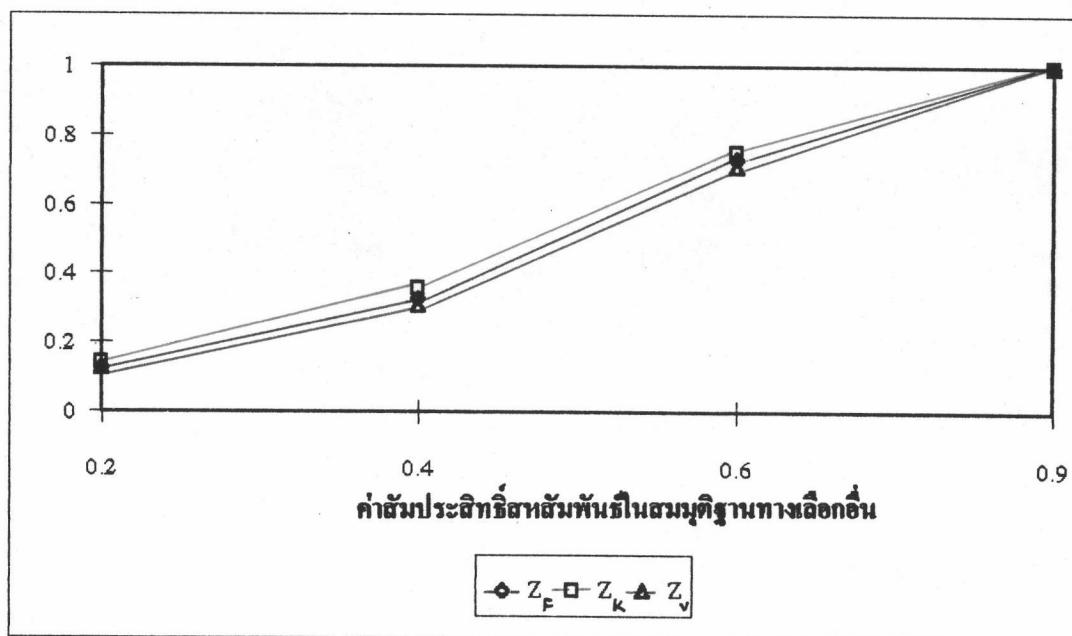
รูปที่ 4.98 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกนมาตรฐาน ซึ่ง $\alpha_1 = \alpha_2 = 7$,
 $\beta_1 = \beta_2 = 1$, ขนาดตัวอย่าง = 20 ซึ่งมีข้อมูลที่ถูกตัดทิ้งทางขวา 10%
 ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และสมมุติฐานว่า $H_0: \rho = 0.1$



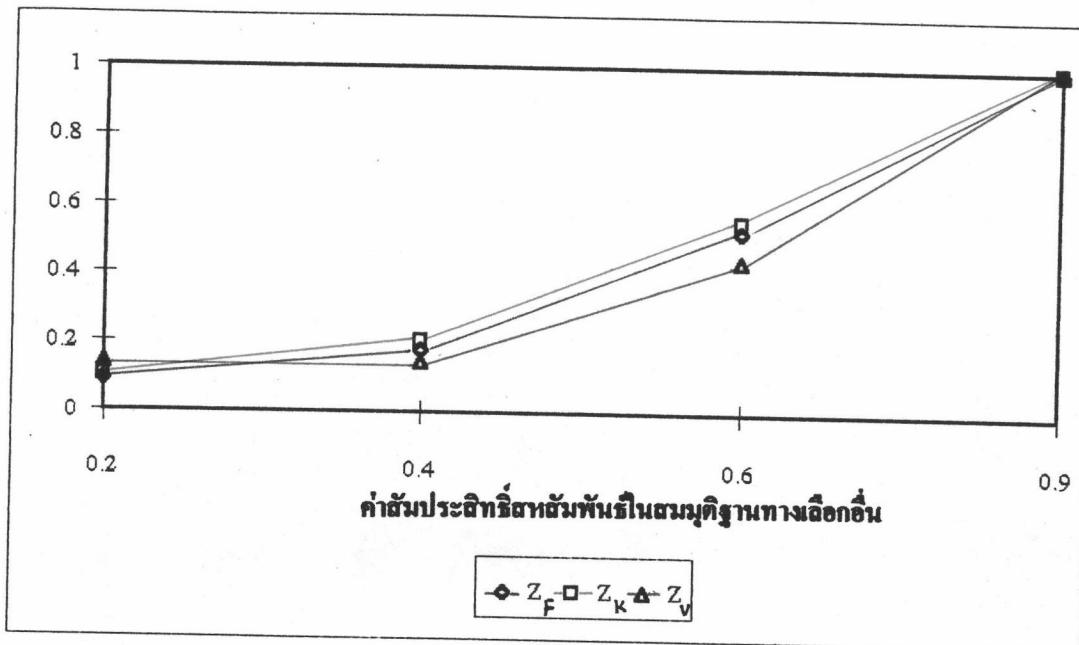
รูปที่ 4.99 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกนมาทวิ ซึ่ง $\alpha_1 = \alpha_2 = 7$,
 $\beta_1 = \beta_2 = 1$, ขนาดตัวอย่าง = 15 ซึ่งมีข้อมูลที่ถูกตัดทิ้งทางขวา 10%
 ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และสมมุติฐานว่าง $H_0 : \rho = 0.15$



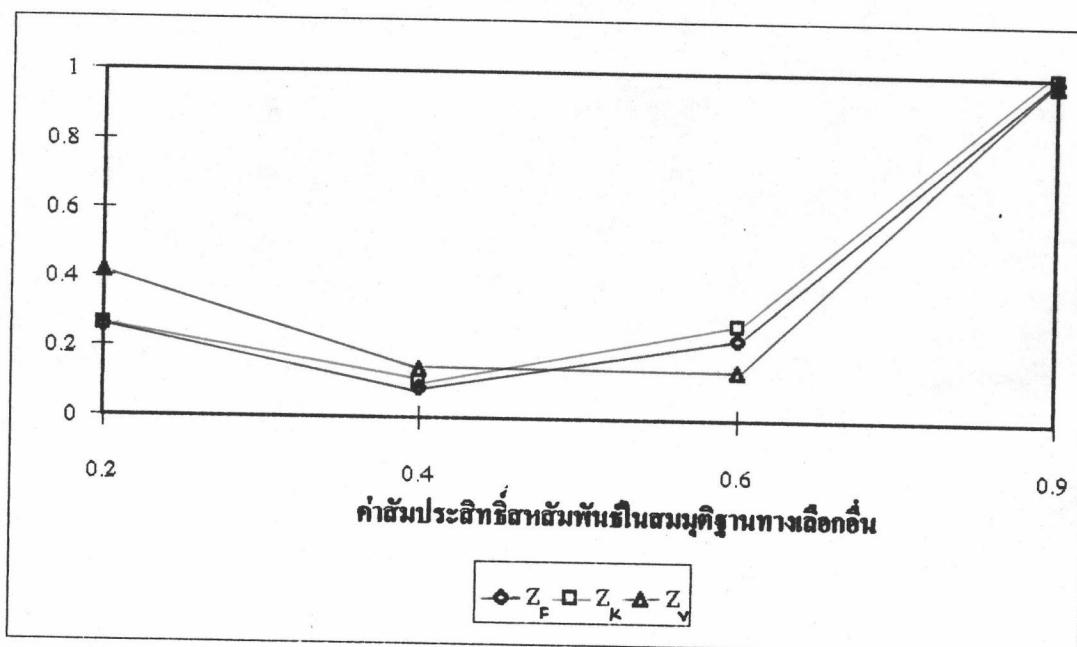
รูปที่ 4.100 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกนมาทวิ ซึ่ง $\alpha_1 = \alpha_2 = 7$,
 $\beta_1 = \beta_2 = 1$, ขนาดตัวอย่าง = 20 ซึ่งมีข้อมูลที่ถูกตัดทิ้งทางขวา 10%
 ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และสมมุติฐานว่าง $H_0 : \rho = 0.15$



รูปที่ 4.101 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกมมาทวิ ซึ่ง $\alpha_1 = \alpha_2 = 7$,
 $\beta_1 = \beta_2 = 1$, ขนาดตัวอย่าง = 20 ซึ่งมีข้อมูลที่ถูกตัดทิ้งทางขวา 10%
 ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และสมมุติฐานว่า $H_0: \rho = 0.3$



รูปที่ 4.102 แสดงค่าอำนาจการทดสอบเมื่อข้อมูลมีการแจกแจงแกมมาทวิ ซึ่ง $\alpha_1 = \alpha_2 = 7$,
 $\beta_1 = \beta_2 = 1$, ขนาดตัวอย่าง = 20 ซึ่งมีข้อมูลที่ถูกตัดทิ้งทางขวา 10%
 ระดับนัยสำคัญ $\alpha = 0.10$ และสมมุติฐานว่า $H_0: \rho = 0.5$



ภาคผนวก ค

โปรแกรม P สำหรับการคำนวณค่าของเบต้าวิกฤตของตัวสถิติทดสอบ Z_k

C***** PROGRAM P *****

C***** FIND CRITICAL VALUE OF STATISTICS Z_k *****

C-----C

C MAIN PROGRAM C

C-----C

DIMENSION X1(30),X2(30),XRANK(3)

REAL LOWER

COMMON/SEED/IX

* /VARHO/O

C----- SET INITIAL DATA

DATA RMEAN1,RMEAN2,SD1,SD2,IR1,IR2,

* SUMX,SUMY,SUMG,SQRX,SQRY,SQRQ,SXY,SUX,SQUX,SUESRO,

* SSK15,SSK1,SSK05,SSF15,SSF1,SSF05,

* SSV15,SSV1,SSV05

* /2*0.,2*1.,0,3,10*0.,9*0./

RHO = 0.

HRHO = 0.

N = 15

CRITIC = 0.10

XX = 1.648

LOOP = 1000

LLL = 0

LOOP1 = 0

JCODE = 1

IX = 1234

IA = N-IR2-IR1

IS = IR1+1

FIR1 = FLOAT(IR1)

FIR2 = FLOAT(IR2)

FN = FLOAT(N)

FIA = FLOAT(IA)

```

C----- START FOR ITERATION

DO 800 J = 1,LOOP

  SUMY = 0.

  SUMX = 0.

  SQRX = 0.

  SQRY = 0.

  SX Y = 0.

  SQRQ= 0.

DO 30 I = 1,IA

  CALL BINORM(RMEAN1,SD1,RMEAN2,SD2,EX1,EX2,RHO)

  X1(I) = EX1

  X2(I) = EX2

  SUMY = SUMY+X1(I)

  SQRY = SQRY+X1(I)*X1(I)

  SUMX = SUMX+X2(I)

  SQRX = SQRX+X2(I)*X2(I)

  SX Y = SX Y+X1(I)*X2(I)

30 CONTINUE

  CALL SORT(IA,X1,X2)

  FIA = FLOAT(IA)

  SS1 = (SQRX-((SUMX*SUMX)/FIA))/(FIA-1)

  SS2 = (SQRY-((SUMY*SUMY)/FIA))/(FIA-1)

  S12 = (SX Y-((SUMX*SUMY)/FIA))/(FIA-1)

C----- FIND RHO

C----- CENSORED DATA

  IF (IR1.EQ.0. .AND. IR2.EQ.0.) GOTO 150

  Q1 = FIR1/FN

  Q2 = FIR2/FN

  CALL TT(Q1,Q2,RMEAN1,RMEAN2,SD1,SD2,T1,T2,FT1,FT2)

  IF (IR1.EQ.0. .AND. IR2.NE.0.) THEN

    BETA2 = -FT2*(T2-(FT2/Q2))/Q2

    ALPHA2 = (FT2/Q2)-(BETA2*T2)

    CM = FN-FIR2+(FIR2*BETA2)

    AK = (SUMY+(FIR2*BETA2*X1(IA)))/CM

    C1 = (FIR2*BETA2)

```

```

C2 = (C1*(X1(IA)**2))
C3 = (CM*AK*AK)
C = SQRY+C2-C3
B = (FIR2*ALPHA2*(X1(IA)-AK))
GOTO 120
ENDIF
120 ZIGMA2 = (B+SQRT(B*B+4*FLOAT(IA)*C))/(2*SQRT(FLOAT(IA *(IA-1))))
ZIGMA1 = SQRT(SS1+((S12*S12/SS2)*((ZIGMA2*ZIGMA2/SS2)-1)))
SUMG = 3.931537
SQRQ = 8.9102526
V = (SQRQ-(SUMG**2)/FIA)-2.5
GOTO 190
C----- COMPLETE DATA
150 AS = 0.
170 ZIGMA1 = SQRT(SS1)
ZIGMA2 = SQRT(SS2)
V = FIA-2.5
190 ESRHO = (S12*ZIGMA2)/(SS2*ZIGMA1)
VN = V+0.25*(ESRHO**2)
LLL = LLL+1
C----- NUMERICAL INTEGRATION BY SIMSON'S RULE
C   CALCULATION F(Y) = ALPHA + CF,F(Y1)=ALPHA
CALL CORRCT (VN,HRHO,ESRHO,XX,CRITIC,FX1)
IF (FX1 .GT. 1.) THEN
  GOTO 800
ELSE
  LOOP1 = LOOP1+1
  SUESRO = SUESRO+ESRHO
END IF
ORIGIN = 0.
IF (FX1 .LE. 0.5) THEN
  FX2 = 0.5-FX1
ELSE
  FX2 = FX1-0.5
END IF

```

```
IF (FX2.GE.0. .AND. FX2.LT.0.17) THEN
    OLDLO = 0.
    OLDUP = 0.44
END IF

IF (FX2.GE.0.17 .AND. FX2.LT.0.291) THEN
    OLDLO = 0.44
    OLDUP = 0.81
END IF

IF (FX2.GE.0.291 .AND. FX2.LT.0.377) THEN
    OLDLO = 0.81
    OLDUP = 1.16
END IF

IF (FX2.GE.0.377 .AND. FX2.LT.0.4) THEN
    OLDLO = 1.16
    OLDUP = 1.282
END IF

IF (FX2.GE.0.4 .AND. FX2.LT.0.45) THEN
    OLDLO = 1.282
    OLDUP = 1.645
END IF

IF (FX2.GE.0.45 .AND. FX2.LT.0.475) THEN
    OLDLO = 1.645
    OLDUP = 1.96
END IF

IF (FX2.GE.0.475 .AND. FX2.LT.0.49) THEN
    OLDLO = 1.96
    OLDUP = 2.326
END IF

IF (FX2.GE.0.49 .AND. FX2.LT.0.495) THEN
    OLDLO = 2.326
    OLDUP = 2.575
END IF

IF (FX2.GE.0.495 .AND. FX2.LT.0.4998) THEN
    OLDLO = 2.575
    OLDUP = 3.4
```

```

END IF

IF (FX2.GE.0.4998 .AND. FX2.LT.0.49995) THEN
    OLDLO = 3.4
    OLDUP = 3.981
END IF

IF (FX2.GE.0.49995) THEN
    OLDLO = 3.981
    OLDUP = 4.417
END IF

C --- FIND NEWUPPER POINT AND NEWLOWER POINT
THEORY = FX2
IYCLE = 30
DO 360 I = 1,25
    OMID = (OLDLO+OLDUP)/2

C----- FIND ERROR OF LOWER POINT
C----- CASE 1-- UPPER POINT = OLDDLOWER POINT
    LOWER = 0.
    UPPER = OLDLO
    CALL SIMPS (LOWER,UPPER,IYCLE,AREALO)
    ERLO = (AREALO-THEORY)
    IF (ABS(ERLO) .LE. 0.0001) THEN
        ONEWUP = OLDLO
        ONEWL0 = ORIGIN
        AREASI= AREALO
        GOTO 370
    END IF

C----- FIND ERROR OF MIDDLE POINT
C----- CASE 2-- LOWER POINT = OLDDLOWER POINT , UPPER POINT = MIDDEL POINT
    LOWER = OLDLO
    UPPER = OMID
    CALL SIMPS (ORIGIN,UPPER,IYCLE,AREAMI)
    ERMID = (AREAMI-THEORY)
    IF (ABS(ERMID) .LE. 0.0001) THEN
        ONEWUP = OMID
        ONEWL0 = ORIGIN
    END IF

```

```

AREASI = AREAMI
GOTO 370
END IF

C----- FIND ERROR OF UPPER POINT
C----- CASE 3-- LOWER POINT = MIDDLE POINT , UPPER POINT = UPPER POINT
LOWER = OMID
UPPER= OLDUP
CALL SIMPS (ORIGIN,UPPER,IYCLE,AREAUP)
ERUP = (AREAUP-THEORY)
IF (ABS(ERUP) .LE. 0.0001) THEN
    ONEWUP = OLDUP
    ONEWL0 = ORIGIN
    AREASI = AREAUP
    GOTO 370
END IF

C ----- END OF FIND POINT
XRANK(1) = ABS(ERLO)
XRANK(2) = ABS(ERMID)
XRANK(3) = ABS(ERUP)
CALL RANK(3,XRANK)
IF (XRANK(1) .EQ. ABS(ERLO)) THEN
    OLDUP = OMID
    END IF
IF (XRANK(1) .EQ. ABS(ERMID)) THEN
    C --- OLDSL0 POINT IS NOT CHANGE
    IF (ERMID .LE. 0.) THEN
        OLDLO = OMID
    ELSE
        OLDUP = OMID
    END IF
    END IF
    IF (XRANK(1) .EQ. ABS(ERUP)) THEN
        C --- OLDSUP POINT IS NOT CHANGE
        OLDLO = OMID
    END IF

```

```

360 CONTINUE

370 BBB = 0.

    IF (FX1 .LT. 0.5) THEN
        XP = -ONEWUP
    END IF

    IF (FX1 .EQ. 0.5) THEN
        XP = ONEWUP
    END IF

    IF (FX1 .GT. 0.5) THEN
        XP = ONEWUP
    END IF

    SUX = SUX+XP
    SQUX = SQUX+XP**2

    IF (LOOP1 .EQ. 1000) THEN
        GOTO 810
    END IF

800 CONTINUE

C----- END FOR ITERATION

810 OP = FLOAT(LOOP1)

    AOP = OP-1.

    AVESRO = SUESRO/OP

    AVSUX = SUX/OP

    SDPX = SQRT((SQUX-OP*(AVSUX**2))/AOP)

    WRITE (6,900)AVSUX,AVESRO

900 FORMAT (' AVERAGE X = ',F10.5,'AVESRO = ',F10.5)

    STOP

    END

C***** FUNCTION FOR RANDOM NUMBER

FUNCTION RAND(IX)

    IX = IX * 16807

    IF (IX.LT.0) IX = IX+2147483647+1

    RAND = IX

    RAND = RAND*.455661E-9

    RETURN

```

```

END

C***** SUBROUTINE FOR BINORMAL DISTRIBUTION

SUBROUTINE BINORM(RMEAN1,SD1,RMEAN2,SD2,EX1,EX2,RHO)
COMMON/SEED/IX
PI = 3.1415962
RONE = RAND(IX)
RTWO = RAND(IX)
Z1 = SQRT(-2* ALOG(RONE))*COS(2*PI*RTWO)
Z2 = SQRT(-2* ALOG(RONE))*SIN(2*PI*RTWO)
C11= SQRT(SD1)
C21 = RHO*SQRT(SD1)*SD2
C22 = SQRT(SD2-(C21**2))
EX1 = RMEAN1+C11*Z1
EX2 = RMEAN2+C21*Z1+C22*Z2
RETURN
END

C***** SUBROUTINE FOR SORTED DATA

SUBROUTINE SORT(NUM,X1,X2)
DIMENSION X1(30),X2(30)
NN = NUM-1
DO 70 K = 1,NN
L = K + 1
DO 60 KK = L,NUM
IF (X1(K).LE.X1(KK)) GOTO 60
CK1 = X1(K)
X1(K) = X1(KK)
X1(KK) = CK1
AK2 = X2(K)
X2(K) = X2(KK)
X2(KK) = AK2
60 CONTINUE
70 CONTINUE
RETURN
END

```

C***** SUBROUTINE FOR T1,T2

SUBROUTINE TT(Q1,Q2,RMEAN1,RMEAN2,SD1,SD2,T1,T2,FT1,FT2)

F1 = 1-Q1

F2 = Q2

Z1 = 1.2815

Z2 = 0.8414

IF (Q1.EQ.0.) THEN

T1 = 0.

ELSE

T1 = Z1

END IF

IF (Q2.EQ.0.)THEN

T2 = 0.

ELSE

T2 = Z2

END IF

FTA1 = (2.*3.14592654)

FTA2 = 1/SQRT(FTA1)

FTA3 = (-.5*T1*T1)

FT1 = FTA2*EXP(FTA3)

FTB1 = (2.*3.14592654)

FTB2 = 1/SQRT(FTB1)

FTB3 = (-.5*T2*T2)

FT2 = FTB2*EXP(FTB3)

RETURN

END

C***** SUBROUTINE FOR CORRECTION TERM

SUBROUTINE CORRCT(VN,HRHO,ESRHO,Y,ALPHA,FY)

BPHA = 1.-(ALPHA/2.)

CF1 = (Y**3)/(6.*VN)

CF2 = ESRHO/SQRT(VN)

CF3 = F1(Y)/2.

CF = (CF1+CF2)*CF3

FY = BPHA+CF

RETURN

```

END

C***** SUBROUTINE FOR SIMP'S RULE
SUBROUTINE SIMPS(OWER,UPPER,N,AREASI)
SUMEVE = 0.
SUMODD = 0.
DETA = (UPPER-OWER)/FLOAT(N)
EDGE = F1(OWER)+F1(UPPER)
NN = N-1
NFLAG = 1
DO 30 I = 1,NN
  IF (NFLAG .EQ. 2) THEN
    SUMEVE = SUMEVE + F1(I*DETA)
    NFLAG = 1
  ELSE
    SUMODD = SUMODD + F1(I*DETA)
    NFLAG = 2
  END IF
  AREASI = (EDGE+4*SUMODD+2*SUMEVE)*(DETA/3)
30 CONTINUE
RETURN
END

C***** FUNCTION NORMAL DISTRIBUTION
FUNCTION F1(X)
PI = 3.1415926
F1 = (1/SQRT(2*PI))*EXP(-(X**2)/2)
RETURN
END

C***** SORTED DATA
SUBROUTINE RANK(N,XRANK)
DIMENSION XRANK(3)
N1 = N-1
DO 20 I = 1,N1
  I1 = I+1
  DO 10 K = I1,N
    IF(XRANK(I) .LE. XRANK(K)) GOTO 10

```

T = XRANK(I)
XRANK(I) = XRANK(K)
XRANK(K) = T

10 CONTINUE

20 CONTINUE

RETURN

END

โปรแกรมสำหรับการคำนวณหาค่าความผิดเพี้ยนของความคลาดเคลื่อนประเภทที่ 1 และค่าจำานงการทดสอบ

```
C***** FIND TYPE I ERROR & POWER OF TEST *****
C-----C
C          MAIN PROGRAM
C-----C
DIMENSION X1(20),X2(20)
COMMON/SEED/IX
*   /VARHO/O
DATA RMEAN1,RMEAN2,SD1,SD2,IR1,IR2,
*   SUMX,SUMY,SUMG,SQRX,SQRY,SQRQ,SXY,SUESRO,
*   SSK1,SSK05,SSF1,SSF05,SSV1,SSV05
*   /2*0.2*1.,0.2,8*0.,6*0./
DATA GALY1,GALY2,GBTAY1,GBTAY2
*   /10.,10.,1.,1./
RHO = 0.
HRHO = 0.8
N = 20
LOOP = 1000
LLL = 0
LOOP1 = 0
JCODE = 2
ZC1 = 1.648
ZC05 = 1.96
IA = N-IR2-IR1
III = 0
IX = 1234
IS = IR1+1
FIR1 = FLOAT(IR1)
FIR2 = FLOAT(IR2)
FN = FLOAT(N)
FIA = FLOAT(IA)
C----- START FOR ITERATION
DO 900 LL = 1,1
```

```

DO 800 J = 1,LOOP
  SUMY = 0.
  SUMX = 0.
  SQRX = 0.
  SQRY = 0.
  SX Y = 0.
  SQRQ= 0.

DO 30 I = 1,IA
  CALL BINORM(RMEAN1,SD1,RMEAN2,SD2,EX1,EX2,RHO)
  CALL BIGAMA(GALY1,GBTAY1,GALY2,GBTAY2,RHO,EX1,EX2)
  X1(I) = EX1
  X2(I) = EX2
  SUMY = SUMY+X1(I)
  SQRY = SQRY+X1(I)*X1(I)
  SUMX = SUMX+X2(I)
  SQRX = SQRX+X2(I)*X2(I)
  SX Y = SX Y+X1(I)*X2(I)

30 CONTINUE
  CALL SORT(IA,X1,X2)
  FIA = FLOAT(IA)
  SS1 = (SQRX-((SUMX*SUMX)/FIA))/(FIA-1)
  SS2 = (SQRY-((SUMY*SUMY)/FIA))/(FIA-1)
  S12 = (SX Y-((SUMX*SUMY)/FIA))/(FIA-1)

C----- FIND RHO ( CENSORED DATA )
  IF (IR1.EQ.0. .AND. IR2.EQ.0.) GOTO 150
    Q1 = FIR1/FN
    Q2 = FIR2/FN
    CALL TT(Q1,Q2,RMEAN1,RMEAN2,SD1,SD2,T1,T2,FT1,FT2)
    IF (IR1.EQ.0. .AND. IR2.NE.0.) THEN
      BETA2 = -FT2*(T2-(FT2/Q2))/Q2
      ALPHA2 = (FT2/Q2)-(BETA2*T2)
      BETA2 = 0.8395
      ALPHA2 = 0.6873
      CM = FN-FIR2+(FIR2*BETA2)
      AK = (SUMY+(FIR2*BETA2*X1(IA)))/CM
    ENDIF
  ENDIF
  GOTO 800
150

```

```

C1 = (FIR2*BETA2)
C2 = (C1*(X1(IA)**2))
C3 = (CM*AK*AK)
C = SQRY+C2-C3
B = (FIR2*ALPHA2*(X1(IA)-AK))
GOTO 120
ENDIF
120 ZIGMA2 = (B+SQRT(B*B+4*FLOAT(IA)*C))/(2*SQRT(FLOAT(IA*(IA-1))))
ZIGMA1 = SQRT(SS1+((S12*S12/SS2)*((ZIGMA2*ZIGMA2/SS2)-1)))
SUMG = 3.27507
SQRQ = 14.069591
VN = (SQRQ-(SUMG**2)/FIA)
GOTO 190
C----- FIND RHO ( COMPLETE DATA )
150 AS = 0.
170 ZIGMA1 = SQRT(SS1)
ZIGMA2 = SQRT(SS2)
190 ESRHO = (S12*ZIGMA2)/(SS2*ZIGMA1)
LLL = LLL+1
SUESRO = SUESRO+ESRHO
LOOP1 = LOOP1+1
C----- FISHER STATISTICS
AR1 = (1.+ESRHO)/(1.-ESRHO)
AR2 = (1.+HRHO)/(1.-HRHO)
VAK2 = VN/FIA
CALL FS(VN,AR1,AR2,JCODE,ZF1)
IF (ZF1.LE.-ZC1 .OR. ZF1.GE.ZC1) THEN
SSF1 = SSF1+1.
ENDIF
IF (ZF1.LE.-ZC05 .OR. ZF1.GE.ZC05) THEN
SSF05 = SSF05+1.
ENDIF
C----- KONISHI STATISTICS
VAK1 = VN-2.5+0.25*(ESRHO**2)
VAK3 = 1.-(ESRHO**2)+(ESRHO**2)*VAK2

```

```

VAK4 = (SQRT(VAK3))
CALL KS(VAK1,AR1,AR2,VAK4,JCODE,ZK1)
IF (ZK1.LE.-2.02260 .OR. ZK1.GE.2.02260) THEN
  SSK05 = SSK05+1.
ENDIF
IF (ZK1.LE.-1.68062 .OR. ZK1.GE.1.68062) THEN
  SSK1 = SSK1+1.
ENDIF
C----- VAUGHAN STATISTICS
VV1 = 1.-HRHO**2+(HRHO**2)*VAK2
VV2 = (1.-(HRHO**2))*SQRT(VV1)
VV3 = (ESRHO-HRHO)
CALL VS(JCODE,ESRHO,VN,VV2,VV3,ZV1)
IF (ZV1.LE.-ZC1 .OR. ZV1.GE.ZC1) THEN
  SSV1 = SSV1+1.
ENDIF
IF (ZV1.LE.-ZC05 .OR. ZV1.GE.ZC05) THEN
  SSV05 = SSV05+1.
ENDIF
IF (LOOP1 .EQ. 1000) THEN
  GOTO 810
END IF
800 CONTINUE
C----- STOP FOR ITERATION
C----- COMPUTE TYPE I OR POWER OF TEST
810 OP = FLOAT(LOOP1*LL)
PZF1 = SSF1/OP
PZF05 = SSF05/OP
PZK1 = SSK1/OP
PZK05 = SSK05/OP
PZV1 = SSV1/OP
PZV05 = SSV05/OP
AVESRO = SUESRO/OP
AOP = OP-1.
SDZF1 = SQRT((SSF1-(PZF1**2)*OP)/AOP)

```

```

SDZF05 = SQRT((SSF05-(PZF05**2)*OP)/AOP)
SDZK1  = SQRT((SSK1-(PZK1**2)*OP)/AOP)
SDZK05 = SQRT((SSK05-(PZK05**2)*OP)/AOP)
SDZV1  = SQRT((SSV1-(PZV1**2)*OP)/AOP)
SDZV05 = SQRT((SSV05-(PZV05**2)*OP)/AOP)
WRITE (6,850)GALY1,GALY2,HRHO,RHO,N,IR1,IR2,SUMG,SQRQ,
*           LOOP,PZF1,SSF1,SDZF1,PZK1,SSK1,SDZK1,PZV1,SSV1,SDZV1,
*           PZF05,SSF05,SDZF05,PZK05,SSK05,SDZK05,PZV05,SSV05,SDZV05,LLL,LOOP1
850 FORMAT ('-----',
* /,' COMPUTE TYPE I ERROR OR POWER OF TEST   ',
C * /,' POWER OF THE TEST ',
* /,' BIGAMMA DISTRIBUTION ','ALPHA1 =',F10.5,2X,'ALPHA2 = ',F10.5,
* /5X,'HRHO= ',F10.5,2X,'RHO = ',F10.5,2X,'N = ',I2,2X,'IR1= ',I2,2X,'IR2 =',I2,
* /5X,'SUMG = ',F10.5,2X,'SQRQ = ',F10.5, /'  LOOP = ',I5,
* /5X,'PZF1  = ',F10.5,5X,'SSF1 = ',F10.1,5X,'SDZF1  = ',F15.5,
* /5X,'PZK1  = ',F10.5,5X,'SSK1 = ',F10.1,5X,'SDZK1  = ',F15.5,
* /5X,'PZV1  = ',F10.5,5X,'SSV1 = ',F10.1,5X,'SDZV1  = ',F15.5,
* /5X,'PZF05 = ',F10.5,5X,'SSF05= ',F10.1,5X,'SDZF05 = ',F15.5,
* /5X,'PZK05 = ',F10.5,5X,'SSK05= ',F10.1,5X,'SDZK05 = ',F15.5,
* /5X,'PZV05 = ',F10.5,5X,'SSV05= ',F10.1,5X,'SDZV05 = ',F15.5,
* /5X,'LLL = ',I5,2X,'LOOP1 = ',I5)

900 CONTINUE
STOP
END

```

C***** FUNCTION FOR RANDOM NUMBER

```

FUNCTION RAND(IX)
IX = IX * 16807
IF (IX.LT.0) IX = IX+2147483647+1
RAND = IX
RAND = RAND*.455661E-9
RETURN
END

```

```

C***** SUBROUTINE FOR BINORMAL DISTRIBUTION

SUBROUTINE BINORM(RMEAN1,SD1,RMEAN2,SD2,EX1,EX2,RHO)
COMMON/SEED/IX

PI = 3.1415962

RONE = RAND(IX)

RTWO = RAND(IX)

Z1 = SQRT(-2* ALOG(RONE))*COS(2*PI*RTWO)

Z2 = SQRT(-2* ALOG(RONE))*SIN(2*PI*RTWO)

C11= SQRT(SD1)

C21 = RHO*SQRT(SD1)*SD2

C22 = SQRT(SD2-(C21**2))

EX1 = RMEAN1+(C11*Z1)

EX2 = RMEAN2+(C21*Z1)+(C22*Z2)

RETURN

END

C***** SUBROUTINE FOR BIGAMMA DISTRIBUTION

SUBROUTINE BIGAMA(GALY1,GBTAY1,GALY2,GBTAY2,RHO,BGX1,BGX2)
DIMENSION ALY(3),GB(3),GGX(3,20),BGX1(20),BGX2(20)
COMMON/SEED/IX

DATA P1,P2
*      /2*0./

IA = 1

ZETA = 4.5

ALY(3) = RHO*SQRT(GALY1*GALY2)

ALY(1)= GALY1-ALY(3)

ALY(2)= GALY2-ALY(3)

DO 10 JI = 1,3

    GB(JI) = (2.718281828+ALY(JI))/(2.718281828)

10 CONTINUE

DO 50 LL = 1,3

    DO 40 II = 1,IA

        IF (ALY(LL).GT.0. .AND. ALY(LL).LT.1.) THEN

            AL = ALY(LL)

            GG = GB(LL)

            CALL GAM1(AL,GG,GX1)

```

```

GGX(LL,II) = GX1
END IF
IF (ALY(LL).EQ.0.) THEN
  GX1 = 0.
  GGX(LL,II) = GX1
END IF
IF (ALY(LL).GT.1.) THEN
  GRA = 1/SQRT(2.*ALY(LL)-1.)
  GRB = ALY(LL)- ALOG(4.)
  GRQ = ALY(LL)+1./GRA
  GD = 1.+ALOG(ZETA)
  AL = ALY(LL)
  CALL GAM2(AL,GRA,GRB,GRQ,GD,ZETA,GX1)
  GGX(LL,II) = GX1
END IF
IF (ALY(LL).EQ.1.) THEN
  CALL EXPO(GX1)
  GGX(LL,II) = GX1
END IF
40 CONTINUE
50 CONTINUE
DO 55 J = 1,IA
  BGX1(J) = GBTAY1*(GGX(1,J)+GGX(2,J))
  BGX2(J) = GBTAY2*(GGX(2,J)+GGX(3,J))
55 CONTINUE
RETURN
END

C***** SUBROUTINE FOR GAMMA DISTRIBUTION (ALPHA>0 AND ALPHA<1)
SUBROUTINE GAM1(ALPHA,GB,X)
COMMON/SEED/IX
10 U1 = RAND(IX)
P = GB*U1
IF (P.LE.1.) THEN
  Y = P**(1/ALPHA)
  U2 = RAND(IX)

```

```

ELSE
    GOTO 50
END IF
Y1 = EXP(-Y)
IF (U2.LE.Y1) THEN
    X = Y
    GOTO 70
ELSE
    GOTO 10
END IF
50 Y = -ALOG((GB-P)/ALPHA)
U2 = RAND(IX)
UY = Y**(ALPHA-1.)
IF (U2.LE.UY) THEN
    X=Y
    GOTO 70
ELSE
    GOTO 10
END IF
70 RETURN
END

C***** SUBROUTINE FOR GAMMA DISTRIBUTION (ALPHA>1)
SUBROUTINE GAM2(AL,GRA,GRB,GRQ,GD,ZETA,X)
COMMON/SEED/IX
10 U1 = RAND(IX)
U2 = RAND(IX)
V = GRA*(ALOG(U1/(1-U1)))
Y = AL*EXP(V)
Z = (U1**2)*U2
W = GRB+GRQ*V-Y
AK = W+GD-ZETA*Z
IF (AK.GE.0.) THEN
    X=Y
    GOTO 30
END IF

```

```

IF (W.GE.ALOG(Z)) THEN
  X=Y
ELSE
  GOTO 10
END IF
30 RETURN
END

C***** SUBROUTINE FOR EXPONENTIAL DISTRIBUTION (ALPHA = 1)
SUBROUTINE EXPO(X)
COMMON/SEED/IX
U1 = RAND(IX)
X = -ALOG(U1)
RETURN
END

C***** SUBROUTINE FOR SORTED DATA
SUBROUTINE SORT(NUM,X1,X2)
DIMENSION X1(20),X2(20)
NN = NUM-1
DO 70 K = 1,NN
  L = K + 1
  DO 60 KK = L,NUM
    IF (X1(K).LE.X1(KK)) GOTO 60
    CK1 = X1(K)
    X1(K) = X1(KK)
    X1(KK) = CK1
    AK2 = X2(K)
    X2(K) = X2(KK)
    X2(KK) = AK2
60 CONTINUE
70 CONTINUE
RETURN
END

C***** SUBROUTINE FOR FIND T1T2
SUBROUTINE TT(Q1,Q2,RMEAN1,RMEAN2,SD1,SD2,T1,T2,FT1,FT2)
F1 = 1-Q1

```

```

F2 = Q2
Z1 = 1.2815
Z2 = 1.2815
IF (Q1.EQ.0.) THEN
T1 = 0.
ELSE
T1 = Z1
END IF
IF (Q2.EQ.0.)THEN
T2 = 0.
ELSE
T2 = Z2
END IF
FTA1 = (2.*3.14592654)
FTA2 = 1/SQRT(FTA1)
FTA3 = (-.5*T1*T1)
FT1 = FTA2*EXP(FTA3)
FTB1 = (2.*3.14592654)
FTB2 = 1/SQRT(FTB1)
FTB3 = (-.5*T2*T2)
FT2 = FTB2*EXP(FTB3)
RETURN
END
C***** SUBROUTINE FOR FISHER STATISTICS
SUBROUTINE FS(VN,AR1,AR2,JCODE,ZF1)
IF (JCODE.EQ.2) GOTO 20
VAF1 = SQRT(VN-3.)
ZF1 = 0.5*VAF1* ALOG(AR1)
GOTO 40
20 VAF2 = SQRT(VN-3.)
ZF1 = (VAF2*(0.5*ALOG(AR1)-0.5*ALOG(AR2)))
40 RETURN
END
C***** SUBROUTINE FOR KONISHI STATISTICS
SUBROUTINE KS(VAK1,AR1,AR2,VAK4,JCODE,ZK1)

```

```
VK1 = 0.5*SQRT(VAK1)
IF (JCODE.EQ.2) GOTO 20
ZK1 = VK1*ALOG(AR1)
GOTO 40
20  VK2 = SQRT(VAK1)*(0.5*ALOG(AR1)-0.5*ALOG(AR2))
ZK1 =VK2/VAK4
40 RETURN
END

C***** SUBROUTINE FOR VAUGHAN STATISTICS
SUBROUTINE VS(JCODE,ESRHO,VN,VV2,VV3,ZV1)
IF (JCODE.EQ.2) GOTO 20
ZV1 = ESRHO*SQRT(VN)
GOTO 40
20  ZV1 = (VV3*SQRT(VN))/(VV2)
40 RETURN
END
```

ประวัติผู้จัด

นางสาว สินีนาฏ กีร์มาไพร เกิดเมื่อวันที่ 22 เมษายน พ.ศ. 2512 กรุงเทพมหานคร
ได้รับปริญญาวิทยาศาสตรบัณฑิต(สถิติ) จากมหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์ เมื่อปีการศึกษา 2533
และเข้าศึกษาต่อภาควิชาสถิติ คณะพาณิชศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย
ปีการศึกษา 2535

