รายการอ้างอิง

ภาษาไทย

ธีระพร วีระถาวร. ตัวแบบเชิงเส้นทฤษฎีและการประยุกต์. พิมพ์ครั้งที่ 1. กรุงเทพมหานคร : วิทยพัฒน์, 2539.

อโนทัย ตรีวานิช. ทฤษฎีการอนุมานทางสถิติ. พิมพ์ครั้งที่ 1. ขอนแก่น : โรงพิมพ์คลังนานาวิทยา, 2539

วิชัย สุรเชิดเกียรติ. การจำลอง. พิมพ์ครั้งที่ 2. กรุงเทพมหานคร : สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ, 2542

สุภัทรา ศรีศันสนีย. การศึกษาเปรียบเทียบตัวประมาณที่แกร่งสำหรับการถดถอยเชิงเส้นอย่างง่าย. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต, สาขาวิชาสถิติ ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย มหาวิทยาลัยเกษตรศาสตร์, 2541.

จิตรวี วีระประเสริฐ. การประมาณค่าพารามิเตอร์ในสมการถดถอยเชิงเส้นพหุ เมื่อข้อมูลมีค่าผิดปกติ. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต, ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2539.

มาลี ตระการศิริพันท์. การเปรียบเทียบการประมาณค่าพารามิเตอร์ของรูปแบบสมการความถดถอยเชิงเส้น ด้วยวิธีกำลังสองต่ำสุด และวิธีบูตสแตรป. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต, ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2532.

ทรงพันธุ์ ชุณหสวัสดิกุล. การประมาณค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยพหุโดยที่ค่าประมาณสเกลเปลี่ยนไป. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต, ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2532.

ปราณี รัตนัง. การประมาณค่าสัมประสิทธิ์การถดถอยพหุ เมื่อความผิดพลาดมีการแจกแจงแบบเบ้และมีการแจกแจงแบบหางยาวกว่าการแจกแจงปกติ. วิทยานิพนธ์ปริญญามหาบัณฑิต, ภาควิชาสถิติ บัณฑิตวิทยาลัย จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย, 2531.

ภาษาอังกฤษ

Huber, Peter J. Robust Statistics. New York : John Wiley and son, 1981.

Rousseeuw, Huber, Peter J. Robust Regression and outlier detection. New York : John Wiley and son, 1987.

Freedman D.A. Bootstrapping Regression Models. The Annals of Statistics 9 : April 1981

Bradley Efron , Robert J.Tibshirani. An Introduction to the Bootstrap. Chapman and Hall Inc. 1993

Michael R. Chernick. Bootstrap Methods. A practitioner's Guide. Wiley Series in Probability and Statistics, 1999.

William, E.J. Regression Analysis. New York : John Wiley and son, 1959.

G.A.F.Seber. Linear Regression Analysis. John Wiley and Sons, 1977

S.R.Searle. Linear Models. New York : John Wiley and son, 1971.

Robert V.Hogg, Elliot A.Tania. Probability and Statistical Inference. Fith Edition by Prentice Hall,Inc. 1997

Evans Merran Statistical distributions New York : John Wiley. c2000.

Johnson, Norman L. Distributions in statistics : continuous univariate distribution-1 Boston : Houghton Mifflin.1970.

ภาคผนวก

ภาคผนวก ก

ผลลัพธ์การเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของวิธีประมาณค่า 3 วิธีด้วยโปรแกรม SPSS

หัวข้อในส่วนนี้เป็นส่วนที่ผู้วิจัยได้ทำเพิ่มเติมขึ้นเพื่อสนับสนุนผลการวิจัยและเพื่อช่วยพิจารณาว่าวิธีประมาณค่าวิธีใดที่เหมาะสมและคุ้มค่าที่สุดที่จะนำไปใช้ในทางปฏิบัติ โดยจะทำการเปรียบเทียบค่าเฉลี่ยของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของวิธีการประมาณค่า 3 วิธีคือ วิธีบูตสแตรป (Bootstrap Method (BS)) วิธีตัวประมาณ M โดยใช้เกณฑ์ความแกร่งของแรมเซย์ (M-Estimator method by Ramsay (M/R)) และวิธีตัวประมาณ M โดยใช้เกณฑ์ความแกร่งของตูกี (M-Estimator method by Tukey (M/T)) โดยใช้เทคนิคทางสถิติคือการวิเคราะห์ความแปรปรวนจำแนกทางเดียว (one-way Analysis of Variance(one-way ANOVA)) โดยในที่นี้จะใช้โปรแกรมสำเร็จรูปทางสถิติคือโปรแกรม SPSS12.0 ช่วยในการวิเคราะห์มูล ซึ่งขั้นตอนการวิเคราะห์และผลการวิเคราะห์ข้อมูล ได้ผลดังต่อไปนี้

1. <u>การทดสอบความเท่ากันของค่าความแปรปรวน</u>

การวิเคราะห์ความแปรปรวนจำแนกทางเดียวมีข้อสมมติของการวิเคราะห์ที่สำคัญคือค่าความคลาดเคลื่อนต้องมีการแจกแจงปกติและเป็นอิสระซึ่งกันและกัน และค่าความแปรปรวนของแต่ละกลุ่มต้องมีค่าเท่ากัน โดยในงานวิจัยนี้ได้ทำการทดสอบเฉพาะเงื่อนไขความเท่ากันของค่าความแปรปรวนเท่านั้นเพราะข้อมูลที่ใช้ในการทดสอบนี้คือค่า MSE ทั้งหมด 1,000 ค่า ซึ่งผู้วิจัยคิดว่าเป็นขนาดที่มากพอที่จะอ้างอิงทฤษฎีค่าจำกัดสู่ส่วนกลาง (Central Limit Theorem (C.L.T.)) ได้กล่าวคือค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติตามทฤษฎี ส่วนเงื่อนไขความเป็นอิสระซึ่งกันและกันเนื่องจากข้อมูลที่ใช้ในงานวิจัยถูกจำลองด้วยตัวเลขสุ่มอยู่แล้ว จึงไม่จำเป็นที่จะต้องทดสอบซ้ำอีก

ตัวสถิติที่ใช้ในการทดสอบความเท่ากันของค่าความแปรปรวนคือค่าสถิติของเลอวีน (Levene's statistics) มีสมมติฐานของการทดสอบ คือ

H_0 : วิธีประมาณค่าทั้ง 3 วิธีคือ BS, M/R และ M/T มีค่าความแปรปรวนของค่า MSE เท่ากัน

H_1 : วิธีประมาณค่าทั้ง 3 วิธีคือ BS, M/R และ M/T มีค่าความแปรปรวนของค่า MSE ไม่เท่ากัน

เมื่อระดับนัยสำคัญของการทดสอบ $\alpha = 0.05$

1.1 ค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจงแจงปกติและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3

ตาราง ก1 ตารางการทดสอบความเท่ากันของค่าความแปรปรวน
เมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3

Test of Homogeneity of Variances

	Levene Statistic	Sig.
p = 3 , mean = 0 , variance = 1 , n = 10	.049	.952
p = 3 , mean = 0 , variance = 1 , n = 15	.065	.937
p = 3 , mean = 0 , variance = 1 , n = 20	.234	.792
p = 3 , mean = 0 , variance = 1 , n = 25	.014	.987
p = 3 , mean = 0 , variance = 1 , n = 30	.123	.884
p = 3 , mean = 0 , variance = 4 , n = 10	.049	.952
p = 3 , mean = 0 , variance = 4 , n = 15	.065	.937
p = 3 , mean = 0 , variance = 4 , n = 20	.234	.792
p = 3 , mean = 0 , variance = 4 , n = 25	.014	.987
p = 3 , mean = 0 , variance = 4 , n = 30	.123	.884
p = 3 , mean = 0 , variance = 9 , n = 10	.049	.952
p = 3 , mean = 0 , variance = 9 , n = 15	.065	.937
p = 3 , mean = 0 , variance = 9 , n = 20	.234	.792
p = 3 , mean = 0 , variance = 9 , n = 25	.014	.987
p = 3 , mean = 0 , variance = 9 , n = 30	.123	.884

ตาราง ก1 ตารางการทดสอบความเท่ากันของค่าความแปรปรวน เมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3 (ต่อ)

Test of Homogeneity of Variances

	Levene Statistic	Sig.
p = 3 , mean = 1 , variance = 1 , n = 10	.111	.895
p = 3 , mean = 1 , variance = 1 , n = 15	.123	.884
p = 3 , mean = 1 , variance = 1 , n = 20	.066	.936
p = 3 , mean = 1 , variance = 1 , n = 25	.002	.998
p = 3 , mean = 1 , variance = 1 , n = 30	.045	.956
p = 3 , mean = 1 , variance = 4 , n = 10	.067	.935
p = 3 , mean = 1 , variance = 4 , n = 15	.118	.889
p = 3 , mean = 1 , variance = 4 , n = 20	.077	.926
p = 3 , mean = 1 , variance = 4 , n = 25	.009	.991
p = 3 , mean = 1 , variance = 4 , n = 30	.017	.983
p = 3 , mean = 1 , variance = 9 , n = 10	.045	.956
p = 3 , mean = 1 , variance = 9 , n = 15	.055	.946
p = 3 , mean = 1 , variance = 9 , n = 20	.122	.885
p = 3 , mean = 1 , variance = 9 , n = 25	.013	.988
p = 3 , mean = 1 , variance = 9 , n = 30	.008	.992

จากตารางพบว่าค่าระดับนัยสำคัญของค่าสถิติของเลอวีนในทุกสถานการณ์มีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญของการทดสอบ 0.05 จึงสรุปได้ว่าวิธีประมาณค่าทั้ง 3 วิธีมีค่าความแปรปรวนของค่า MSE เท่ากัน เมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติและจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

1.2 ค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 6

ตาราง ก2 ตารางการทดสอบความเท่ากันของค่าความแปรปรวน
เมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 6

Test of Homogeneity of Variances

	Levene Statistic	Sig.
p = 6 , mean = 0 , variance = 1 , n = 10	.075	.928
p = 6 , mean = 0 , variance = 1 , n = 15	.013	.987
p = 6 , mean = 0 , variance = 1 , n = 20	.201	.818
p = 6 , mean = 0 , variance = 1 , n = 25	.079	.924
p = 6 , mean = 0 , variance = 1 , n = 30	.121	.886
p = 6 , mean = 0 , variance = 4 , n = 10	.075	.928
p = 6 , mean = 0 , variance = 4 , n = 15	.013	.987
p = 6 , mean = 0 , variance = 4 , n = 20	.201	.818
p = 6 , mean = 0 , variance = 4 , n = 25	.079	.924
p = 6 , mean = 0 , variance = 4 , n = 30	.121	.886
p = 6 , mean = 0 , variance = 9 , n = 10	.075	.928
p = 6 , mean = 0 , variance = 9 , n = 15	.013	.987
p = 6 , mean = 0 , variance = 9 , n = 20	.201	.818
p = 6 , mean = 0 , variance = 9 , n = 25	.079	.924
p = 6 , mean = 0 , variance = 9 , n = 30	.121	.886

ตาราง ก2 ตารางการทดสอบความเท่ากันของค่าความแปรปรวน
เมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 6 (ต่อ)

Test of Homogeneity of Variances

	Levene Statistic	Sig.
p = 6 , mean = 1 , variance = 1 , n = 10	.025	.975
p = 6 , mean = 1 , variance = 1 , n = 15	.040	.961
p = 6 , mean = 1 , variance = 1 , n = 20	.097	.907
p = 6 , mean = 1 , variance = 1 , n = 25	.047	.954
p = 6 , mean = 1 , variance = 1 , n = 30	.035	.966
p = 6 , mean = 1 , variance = 4 , n = 10	.065	.937
p = 6 , mean = 1 , variance = 4 , n = 15	.014	.986
p = 6 , mean = 1 , variance = 4 , n = 20	.165	.848
p = 6 , mean = 1 , variance = 4 , n = 25	.120	.887
p = 6 , mean = 1 , variance = 4 , n = 30	.025	.976
p = 6 , mean = 1 , variance = 9 , n = 10	.060	.942
p = 6 , mean = 1 , variance = 9 , n = 15	.021	.980
p = 6 , mean = 1 , variance = 9 , n = 20	.221	.801
p = 6 , mean = 1 , variance = 9 , n = 25	.161	.852
p = 6 , mean = 1 , variance = 9 , n = 30	.033	.968

จากตารางพบว่าค่าระดับนัยสำคัญของค่าสถิติของเลอวีนในทุกสถานการณ์มีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญของการทดสอบ 0.05 จึงสรุปได้ว่าวิธีประมาณค่าทั้ง 3 วิธีมีค่าความแปรปรวนของค่า MSE เท่ากัน เมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติและจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 6 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

1.3 ค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติปลอมปนและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3

ตาราง ก3 ตารางการทดสอบความเท่ากันของค่าความแปรปรวน
เมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติปลอมปนและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3

Test of Homogeneity of Variances

	Levene Statistic	Sig.
p = 3 , C = 10 , P = 0.25 , n = 10	.072	.931
p = 3 , C = 10 , P = 0.25 , n = 15	.042	.959
p = 3 , C = 10 , P = 0.25 , n = 20	.275	.760
p = 3 , C = 10 , P = 0.25 , n = 25	.613	.542
p = 3 , C = 10 , P = 0.25 , n = 30	.061	.941
p = 3 , C = 10 , P = 0.50 , n = 10	.069	.934
p = 3 , C = 10 , P = 0.50 , n = 15	.024	.976
p = 3 , C = 10 , P = 0.50 , n = 20	.292	.747
p = 3 , C = 10 , P = 0.50 , n = 25	.694	.500
p = 3 , C = 10 , P = 0.50 , n = 30	.064	.938
p = 3 , C = 10 , P = 0.75 , n = 10	.071	.931
p = 3 , C = 10 , P = 0.75 , n = 15	.025	.976
p = 3 , C = 10 , P = 0.75 , n = 20	.298	.742
p = 3 , C = 10 , P = 0.75 , n = 25	.691	.502
p = 3 , C = 10 , P = 0.75 , n = 30	.030	.971

จากตารางพบว่าค่าระดับนัยสำคัญของค่าสถิติของเลอวีนในทุกสถานการณ์มีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญของการทดสอบ 0.05 จึงสรุปได้ว่าวิธีประมาณค่าทั้ง 3 วิธีมีค่าความแปรปรวนของค่า MSE เท่ากัน เมื่อความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติปลอมปนและจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

1.4 ค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติปลอมปนและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 6

ตาราง ก4 ตารางการทดสอบความเท่ากันของค่าความแปรปรวน
เมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติปลอมปนและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 6

Test of Homogeneity of Variances

	Levene Statistic	Sig.
p = 6 , C = 10 , P = 0.25 , n = 10	.093	.911
p = 6 , C = 10 , P = 0.25 , n = 15	.019	.981
p = 6 , C = 10 , P = 0.25 , n = 20	.156	.856
p = 6 , C = 10 , P = 0.25 , n = 25	.196	.822
p = 6 , C = 10 , P = 0.25 , n = 30	.134	.874
p = 6 , C = 10 , P = 0.50 , n = 10	.093	.912
p = 6 , C = 10 , P = 0.50 , n = 15	.023	.977
p = 6 , C = 10 , P = 0.50 , n = 20	.173	.841
p = 6 , C = 10 , P = 0.50 , n = 25	.208	.812
p = 6 , C = 10 , P = 0.50 , n = 30	.115	.891
p = 6 , C = 10 , P = 0.75 , n = 10	.092	.912
p = 6 , C = 10 , P = 0.75 , n = 15	.033	.967
p = 6 , C = 10 , P = 0.75 , n = 20	.173	.841
p = 6 , C = 10 , P = 0.75 , n = 25	.215	.807
p = 6 , C = 10 , P = 0.75 , n = 30	.136	.873

จากตารางพบว่าค่าระดับนัยสำคัญของค่าสถิติของเลอวีนในทุกสถานการณ์มีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญของการทดสอบ 0.05 จึงสรุปได้ว่าวิธีประมาณค่าทั้ง 3 วิธีมีค่าความแปรปรวนของค่า MSE เท่ากัน เมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติปลอมปนและจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 6 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

1.5 ค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแกมมาและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3

ตาราง ก5 ตารางการทดสอบความเท่ากันของค่าความแปรปรวน
เมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแกมมาและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3

Test of Homogeneity of Variances

	Levene Statistic	Sig.
p = 3 , alpha = 0.5 , beta = 1 , n = 10	.285	.752
p = 3 , alpha = 0.5 , beta = 1 , n = 15	.983	.375
p = 3 , alpha = 0.5 , beta = 1 , n = 20	2.312	.101
p = 3 , alpha = 0.5 , beta = 1 , n = 25	2.887	.057
p = 3 , alpha = 0.5 , beta = 1 , n = 30	**5.347**	**.005**
p = 3 , alpha = 1 , beta = 1 , n = 10	.317	.728
p = 3 , alpha = 1 , beta = 1 , n = 15	.611	.544
p = 3 , alpha = 1 , beta = 1 , n = 20	1.837	.161
p = 3 , alpha = 1 , beta = 1 , n = 25	1.355	.260
p = 3 , alpha = 1 , beta = 1 , n = 30	.459	.633
p = 3 , alpha = 2 , beta = 1 , n = 10	.008	.992
p = 3 , alpha = 2 , beta = 1 , n = 15	.092	.912
p = 3 , alpha = 2 , beta = 1 , n = 20	.290	.749
p = 3 , alpha = 2 , beta = 1 , n = 25	.452	.637
p = 3 , alpha = 2 , beta = 1 , n = 30	.110	.896
p = 3 , alpha = 4 , beta = 1 , n = 10	.004	.996
p = 3 , alpha = 4 , beta = 1 , n = 15	.008	.992
p = 3 , alpha = 4 , beta = 1 , n = 20	.039	.962
p = 3 , alpha = 4 , beta = 1 , n = 25	.141	.868
p = 3 , alpha = 4 , beta = 1 , n = 30	.084	.920

จากตารางพบว่าค่าระดับนัยสำคัญของค่าสถิติของเลอวีนในเกือบทุกสถานการณ์ของการแจกแจงแกมมาและมีตัวแปรอิสระเท่ากับ 3 มีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญของการทดสอบ 0.05 ยกเว้นในสถานการณ์ที่พารามิเตอร์แอลฟาเท่ากับ 0.5 พารามิเตอร์เบต้าเท่ากับ 1 และขนาดตัวอย่างเท่ากับ 30 ที่มีค่าระดับนัยสำคัญของค่าสถิติของเลอวีนน้อยกว่าระดับนัยสำคัญของการทดสอบ 0.05 จึงสรุปได้ว่าวิธีประมาณค่าทั้ง 3 วิธีในสถานการณ์ดังกล่าว มีค่าความแปรปรวนของค่า MSE ไม่เท่ากัน ส่วนสถานการณ์อื่นๆความแปรปรวนของค่า MSE มีค่าเท่ากันที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

1.6 ค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแกมมาและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 6

ตาราง ก6 ตารางการทดสอบความเท่ากันของค่าความแปรปรวน
เมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแกมมาและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 6

Test of Homogeneity of Variances

	Levene Statistic	Sig.
p = 6 , alpha = 0.5 , beta = 1 , n = 10	.089	.915
p = 6 , alpha = 0.5 , beta = 1 , n = 15	.056	.946
p = 6 , alpha = 0.5 , beta = 1 , n = 20	2.171	.116
p = 6 , alpha = 0.5 , beta = 1 , n = 25	1.130	.324
p = 6 , alpha = 0.5 , beta = 1 , n = 30	2.588	.077
p = 6 , alpha = 1 , beta = 1 , n = 10	.011	.989
p = 6 , alpha = 1 , beta = 1 , n = 15	.192	.826
p = 6 , alpha = 1 , beta = 1 , n = 20	.063	.939
p = 6 , alpha = 1 , beta = 1 , n = 25	.478	.621
p = 6 , alpha = 1 , beta = 1 , n = 30	.656	.520
p = 6 , alpha = 2 , beta = 1 , n = 10	.000	1.000
p = 6 , alpha = 2 , beta = 1 , n = 15	.107	.899
p = 6 , alpha = 2 , beta = 1 , n = 20	.110	.896
p = 6 , alpha = 2 , beta = 1 , n = 25	.149	.862
p = 6 , alpha = 2 , beta = 1 , n = 30	.643	.526
p = 6 , alpha = 4 , beta = 1 , n = 10	.013	.987
p = 6 , alpha = 4 , beta = 1 , n = 15	.004	.997
p = 6 , alpha = 4 , beta = 1 , n = 20	.071	.932
p = 6 , alpha = 4 , beta = 1 , n = 25	.011	.989
p = 6 , alpha = 4 , beta = 1 , n = 30	.055	.946

จากตารางพบว่าค่าระดับนัยสำคัญของค่าสถิติของเลอวีนในทุกสถานการณ์มีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญของการทดสอบ 0.05 จึงสรุปได้ว่าวิธีประมาณค่าทั้ง 3 วิธีมีค่าความแปรปรวนของค่า MSE เท่ากัน เมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติแกมมาและจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 6 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

2. <u>การวิเคราะห์ความแปรปรวน</u>

การวิเคราะห์ความแปรปรวนจะมีสมมติฐานของการทดสอบนี้คือ

H_0 : ค่าเฉลี่ยของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของวิธี BS, M/R และ M/T ไม่แตกต่างกัน

เทียบกับ H_1 : ค่าเฉลี่ยของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยของวิธี BS, M/R และ M/T แตกต่างกัน

หรือ H_0 : ประสิทธิภาพของวิธี BS, M/R และ M/T ไม่แตกต่างกัน

เทียบกับ H_1 : ประสิทธิภาพของวิธี BS, M/R และ M/T แตกต่างกัน

เมื่อระดับนัยสำคัญของการทดสอบ $\alpha = 0.05$

ในกรณีที่ค่าเฉลี่ยของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองมีความแปรปรวนเท่ากันจะใช้ค่าสถิติเอฟ (F test) เป็นค่าทดสอบ แต่ในกรณีที่ความแปรปรวนไม่เท่ากันจะใช้ค่าสถิติที่มีความแกร่งในการทดสอบมากกว่าค่าเอฟ กล่าวคือจะใช้ค่าสถิติของบาวน์ (Brown's test) เป็นค่าทดสอบแทนซึ่งในที่นี้มีเพียงกรณีเดียวที่ค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองมีความแปรปรวนไม่เท่ากันคือกรณีที่ค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแกมมา จำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3 พารามิเตอร์แอลฟาเท่ากับ 0.5 พารามิเตอร์เบต้าเท่ากับ 1 และมีขนาดตัวอย่างเท่ากับ 30

2.1 ค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจงแจงปกติและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3

ตาราง ก7 ตารางแสดงค่าสถิติเอฟและค่าระดับนัยสำคัญของค่าสถิติเอฟ เมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3

ANOVA

	F	Sig.
p = 3 , mean = 0 , variance = 1 , n = 10	.069	.933
p = 3 , mean = 0 , variance = 1 , n = 15	.054	.948
p = 3 , mean = 0 , variance = 1 , n = 20	.030	.970
p = 3 , mean = 0 , variance = 1 , n = 25	.006	.994
p = 3 , mean = 0 , variance = 1 , n = 30	.064	.938
p = 3 , mean = 0 , variance = 4 , n = 10	.069	.933
p = 3 , mean = 0 , variance = 4 , n = 15	.054	.948
p = 3 , mean = 0 , variance = 4 , n = 20	.030	.970
p = 3 , mean = 0 , variance = 4 , n = 25	.006	.994
p = 3 , mean = 0 , variance = 4 , n = 30	.064	.938
p = 3 , mean = 0 , variance = 9 , n = 10	.069	.933
p = 3 , mean = 0 , variance = 9 , n = 15	.054	.948
p = 3 , mean = 0 , variance = 9 , n = 20	.030	.970
p = 3 , mean = 0 , variance = 9 , n = 25	.006	.994
p = 3 , mean = 0 , variance = 9 , n = 30	.064	.938

ตาราง ก7 ตารางแสดงค่าสถิติเอฟและค่าระดับนัยสำคัญของค่าสถิติเอฟเมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3 (ต่อ)

ANOVA

	F	Sig.
p = 3 , mean = 1 , variance = 1 , n = 10	.008	.992
p = 3 , mean = 1 , variance = 1 , n = 15	.015	.985
p = 3 , mean = 1 , variance = 1 , n = 20	.015	.986
p = 3 , mean = 1 , variance = 1 , n = 25	.000	1.000
p = 3 , mean = 1 , variance = 1 , n = 30	.006	.994
p = 3 , mean = 1 , variance = 4 , n = 10	.023	.977
p = 3 , mean = 1 , variance = 4 , n = 15	.028	.972
p = 3 , mean = 1 , variance = 4 , n = 20	.024	.976
p = 3 , mean = 1 , variance = 4 , n = 25	.001	.999
p = 3 , mean = 1 , variance = 4 , n = 30	.000	1.000
p = 3 , mean = 1 , variance = 9 , n = 10	.035	.966
p = 3 , mean = 1 , variance = 9 , n = 15	.039	.962
p = 3 , mean = 1 , variance = 9 , n = 20	.030	.970
p = 3 , mean = 1 , variance = 9 , n = 25	.002	.998
p = 3 , mean = 1 , variance = 9 , n = 30	.002	.998

จากตารางพบว่าค่าระดับนัยสำคัญของค่าสถิติเอฟในทุกสถานการณ์มีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญของการทดสอบ 0.05 จึงสรุปได้ว่าวิธีประมาณค่าทั้ง 3 วิธีมีค่า AMSE ไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญเมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติและจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

2.2 <u>ค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจงแจงปกติและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 6</u>

ตาราง ก8 <u>ตารางแสดงค่าสถิติเอฟและค่าระดับนัยสำคัญของค่าสถิติเอฟ เมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 6</u>

ANOVA

	F	Sig.
p = 6 , mean = 0 , variance = 1 , n = 10	.024	.976
p = 6 , mean = 0 , variance = 1 , n = 15	.008	.992
p = 6 , mean = 0 , variance = 1 , n = 20	.089	.915
p = 6 , mean = 0 , variance = 1 , n = 25	.025	.975
p = 6 , mean = 0 , variance = 1 , n = 30	.014	.986
p = 6 , mean = 0 , variance = 4 , n = 10	.024	.976
p = 6 , mean = 0 , variance = 4 , n = 15	.008	.992
p = 6 , mean = 0 , variance = 4 , n = 20	.089	.915
p = 6 , mean = 0 , variance = 4 , n = 25	.025	.975
p = 6 , mean = 0 , variance = 4 , n = 30	.014	.986
p = 6 , mean = 0 , variance = 9 , n = 10	.024	.976
p = 6 , mean = 0 , variance = 9 , n = 15	.008	.992
p = 6 , mean = 0 , variance = 9 , n = 20	.089	.915
p = 6 , mean = 0 , variance = 9 , n = 25	.025	.975
p = 6 , mean = 0 , variance = 9 , n = 30	.014	.986

ตาราง ก8 ตารางแสดงค่าสถิติเอฟและค่าระดับนัยสำคัญของค่าสถิติเอฟ
เมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 6 (ต่อ)

ANOVA

	F	Sig.
p = 6 , mean = 1 , variance = 1 , n = 10	.014	.986
p = 6 , mean = 1 , variance = 1 , n = 15	.005	.995
p = 6 , mean = 1 , variance = 1 , n = 20	.025	.975
p = 6 , mean = 1 , variance = 1 , n = 25	.027	.973
p = 6 , mean = 1 , variance = 1 , n = 30	.018	.982
p = 6 , mean = 1 , variance = 4 , n = 10	.020	.980
p = 6 , mean = 1 , variance = 4 , n = 15	.005	.995
p = 6 , mean = 1 , variance = 4 , n = 20	.049	.952
p = 6 , mean = 1 , variance = 4 , n = 25	.034	.967
p = 6 , mean = 1 , variance = 4 , n = 30	.021	.980
p = 6 , mean = 1 , variance = 9 , n = 10	.022	.978
p = 6 , mean = 1 , variance = 9 , n = 15	.006	.995
p = 6 , mean = 1 , variance = 9 , n = 20	.071	.932
p = 6 , mean = 1 , variance = 9 , n = 25	.035	.966
p = 6 , mean = 1 , variance = 9 , n = 30	.021	.979

จากตารางพบว่าค่าระดับนัยสำคัญของค่าสถิติเอฟในทุกสถานการณ์มีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญของการทดสอบ 0.05 จึงสรุปได้ว่าวิธีประมาณค่าทั้ง 3 วิธีมีค่า AMSE ไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญเมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติและจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 6 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

2.3 ค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจงแจงปกติปลอมปนและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3

ตาราง ก9 ตารางแสดงค่าสถิติเอฟและค่าระดับนัยสำคัญของค่าสถิติเอฟ
เมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติปลอมปนและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3

ANOVA

	F	Sig.
p = 3 , C = 10 , P = 0.25 , n = 10	.075	.928
p = 3 , C = 10 , P = 0.25 , n = 15	.043	.958
p = 3 , C = 10 , P = 0.25 , n = 20	.013	.987
p = 3 , C = 10 , P = 0.25 , n = 25	.175	.839
p = 3 , C = 10 , P = 0.25 , n = 30	.045	.956
p = 3 , C = 10 , P = 0.50 , n = 10	.071	.932
p = 3 , C = 10 , P = 0.50 , n = 15	.039	.962
p = 3 , C = 10 , P = 0.50 , n = 20	.015	.985
p = 3 , C = 10 , P = 0.50 , n = 25	.204	.815
p = 3 , C = 10 , P = 0.50 , n = 30	.041	.960
p = 3 , C = 10 , P = 0.75 , n = 10	.070	.933
p = 3 , C = 10 , P = 0.75 , n = 15	.041	.960
p = 3 , C = 10 , P = 0.75 , n = 20	.016	.984
p = 3 , C = 10 , P = 0.75 , n = 25	.203	.816
p = 3 , C = 10 , P = 0.75 , n = 30	.032	.969

จากตารางพบว่าค่าระดับนัยสำคัญของค่าสถิติเอฟในทุกสถานการณ์มีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญของการทดสอบ 0.05 จึงสรุปได้ว่าวิธีประมาณค่าทั้ง 3 วิธีมีค่า AMSE ไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญเมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติปลอมปนและจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

2.4 ค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจงแจงปกติปลอมปนและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 6

ตาราง ก10 ตารางแสดงค่าสถิติเอฟและค่าระดับนัยสำคัญของค่าสถิติเอฟ
เมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติปลอมปนและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 6

ANOVA

	F	Sig.
p = 6 , C = 10 , P = 0.25 , n = 10	.050	.952
p = 6 , C = 10 , P = 0.25 , n = 15	.020	.980
p = 6 , C = 10 , P = 0.25 , n = 20	.007	.993
p = 6 , C = 10 , P = 0.25 , n = 25	.035	.966
p = 6 , C = 10 , P = 0.25 , n = 30	.101	.904
p = 6 , C = 10 , P = 0.50 , n = 10	.049	.952
p = 6 , C = 10 , P = 0.50 , n = 15	.020	.980
p = 6 , C = 10 , P = 0.50 , n = 20	.010	.990
p = 6 , C = 10 , P = 0.50 , n = 25	.036	.965
p = 6 , C = 10 , P = 0.50 , n = 30	.025	.975
p = 6 , C = 10 , P = 0.75 , n = 10	.049	.952
p = 6 , C = 10 , P = 0.75 , n = 15	.023	.977
p = 6 , C = 10 , P = 0.75 , n = 20	.010	.990
p = 6 , C = 10 , P = 0.75 , n = 25	.036	.965
p = 6 , C = 10 , P = 0.75 , n = 30	.108	.898

จากตารางพบว่าค่าระดับนัยสำคัญของค่าสถิติเอฟในทุกสถานการณ์มีค่ามากกว่าระดับนัยสำคัญของการทดสอบ 0.05 จึงสรุปได้ว่าวิธีประมาณค่าทั้ง 3 วิธีมีค่า AMSE ไม่แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญเมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงปกติปลอมปนและจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 6 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

2.5 ค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจงแจงแกมมาและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3

ตาราง ก11 ตารางแสดงค่าสถิติเอฟและค่าระดับนัยสำคัญของค่าสถิติเอฟ เมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแกมมาและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3

ANOVA

	F	Sig.
p = 3 , alpha = 0.5 , beta = 1 , n = 10	.367	.693
p = 3 , alpha = 0.5 , beta = 1 , n = 15	2.113	.123
p = 3 , alpha = 0.5 , beta = 1 , n = 20	**5.116**	**.007**
p = 3 , alpha = 0.5 , beta = 1 , n = 25	**10.285**	**.000**
p = 3 , alpha = 0.5 , beta = 1 , n = 30	**9.215**	**.000**
p = 3 , alpha = 1 , beta = 1 , n = 10	.480	.619
p = 3 , alpha = 1 , beta = 1 , n = 15	1.902	.151
p = 3 , alpha = 1 , beta = 1 , n = 20	**3.507**	**.031**
p = 3 , alpha = 1 , beta = 1 , n = 25	**4.753**	**.009**
p = 3 , alpha = 1 , beta = 1 , n = 30	**3.787**	**.024**
p = 3 , alpha = 2 , beta = 1 , n = 10	.261	.770
p = 3 , alpha = 2 , beta = 1 , n = 15	1.194	.304
p = 3 , alpha = 2 , beta = 1 , n = 20	1.499	.225
p = 3 , alpha = 2 , beta = 1 , n = 25	2.387	.094
p = 3 , alpha = 2 , beta = 1 , n = 30	**3.183**	**.043**
p = 3 , alpha = 4 , beta = 1 , n = 10	.118	.888
p = 3 , alpha = 4 , beta = 1 , n = 15	.550	.578
p = 3 , alpha = 4 , beta = 1 , n = 20	.840	.433
p = 3 , alpha = 4 , beta = 1 , n = 25	1.573	.209
p = 3 , alpha = 4 , beta = 1 , n = 30	1.597	.204

จากตารางพบว่าค่าระดับนัยสำคัญของค่าสถิติเอฟบางสถานการณ์มีค่าน้อยกว่าระดับนัยสำคัญของการทดสอบ 0.05 ได้แก่

1. สถานการณ์ที่ค่าพารามิเตอร์แอลฟาเท่ากับ 0.5 และพารามิเตอร์เบต้าเท่ากับ 1 เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากับ 20, 25 และ 30
2. สถานการณ์ที่ค่าพารามิเตอร์แอลฟาเท่ากับ 1 และพารามิเตอร์เบต้าเท่ากับ 1 เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากับ 20, 25 และ 30
3. สถานการณ์ที่ค่าพารามิเตอร์แอลฟาเท่ากับ 2 และพารามิเตอร์เบต้าเท่ากับ 1 เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากับ 30

จึงสรุปได้ว่าวิธีประมาณค่าทั้ง 3 วิธีในสถานการณ์ดังกล่าวมีค่า AMSE แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญเมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแกมมาและจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

ในกรณีที่ค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแกมมา จำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3 พารามิเตอร์แอลฟาเท่ากับ 0.5 พารามิเตอร์เบต้าเท่ากับ 1 และมีขนาดตัวอย่างเท่ากับ 30 พบว่า ค่าความแปรปรวนมีค่าไม่เท่ากันจึงใช้ค่าสถิติของบาวน์ (Brown's test) เป็นค่าทดสอบได้ผลดังนี้

ตาราง ก12 ตารางแสดงค่าสถิติของบาวน์และค่าระดับนัยสำคัญของค่าสถิติของบาวน์เมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแกมมาเมื่อ $p = 3$, $\alpha = 0.5$, $\beta = 1$ และ $n = 30$

Robust Tests of Equality of Means

p = 3 , alpha = 0.5 , beta = 1 , n = 30

	Statistic[a]	Sig.
Brown-Forsythe	9.215	.000

a. Asymptotically F distributed.

จากตารางพบว่าให้ผลเหมือนกับในกรณีใช้ค่าสถิติเอฟนั่นคือค่า AMSE ของทั้ง 3 วิธีแตกต่างกัน ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

2.6 ค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจงแจงแกมมาและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 6

ตาราง ก13 ตารางแสดงค่าสถิติเอฟและค่าระดับนัยสำคัญของค่าสถิติเอฟ เมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแกมมาและมีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 6

ANOVA

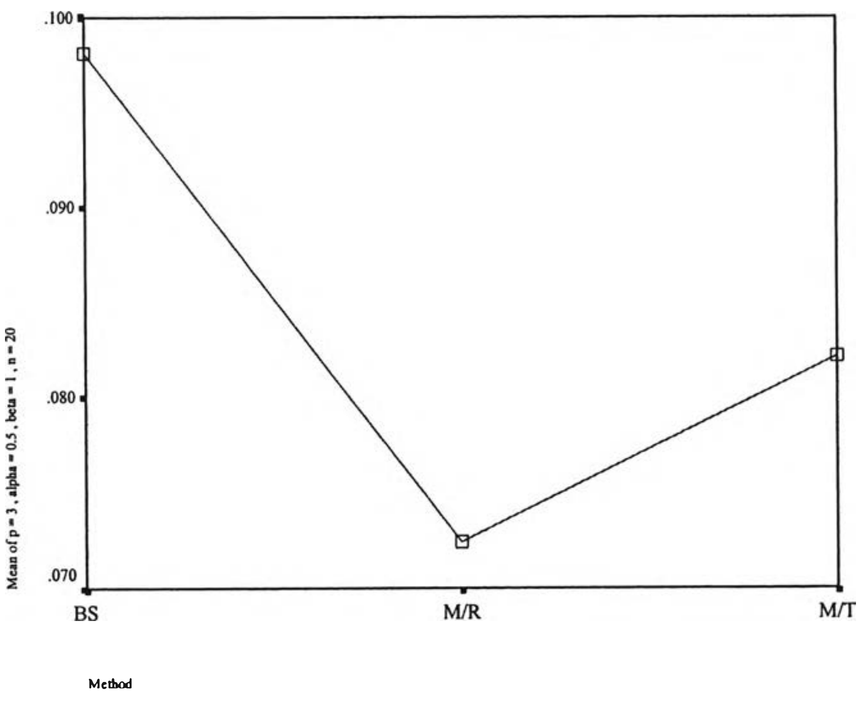
	F	Sig.
p = 6 , alpha = 0.5 , beta = 1 , n = 10	.069	.933
p = 6 , alpha = 0.5 , beta = 1 , n = 15	.496	.610
p = 6 , alpha = 0.5 , beta = 1 , n = 20	**3.305**	**.038**
p = 6 , alpha = 0.5 , beta = 1 , n = 25	**3.277**	**.039**
p = 6 , alpha = 0.5 , beta = 1 , n = 30	**6.840**	**.001**
p = 6 , alpha = 1 , beta = 1 , n = 10	.021	.979
p = 6 , alpha = 1 , beta = 1 , n = 15	.244	.784
p = 6 , alpha = 1 , beta = 1 , n = 20	1.001	.369
p = 6 , alpha = 1 , beta = 1 , n = 25	2.682	.070
p = 6 , alpha = 1 , beta = 1 , n = 30	2.766	.065
p = 6 , alpha = 2 , beta = 1 , n = 10	.009	.991
p = 6 , alpha = 2 , beta = 1 , n = 15	.259	.772
p = 6 , alpha = 2 , beta = 1 , n = 20	1.226	.295
p = 6 , alpha = 2 , beta = 1 , n = 25	1.059	.348
p = 6 , alpha = 2 , beta = 1 , n = 30	2.588	.077
p = 6 , alpha = 4 , beta = 1 , n = 10	.036	.965
p = 6 , alpha = 4 , beta = 1 , n = 15	.097	.907
p = 6 , alpha = 4 , beta = 1 , n = 20	.153	.858
p = 6 , alpha = 4 , beta = 1 , n = 25	.922	.399
p = 6 , alpha = 4 , beta = 1 , n = 30	1.132	.324

จากตารางพบว่าค่าระดับนัยสำคัญของค่าสถิติเอฟบางสถานการณ์มีค่าน้อยกว่าระดับนัยสำคัญของการทดสอบ 0.05 ได้แก่สถานการณ์ที่ค่าพารามิเตอร์แอลฟาเท่ากับ 0.5 และพารามิเตอร์เบต้าเท่ากับ 1 เมื่อขนาดตัวอย่างเท่ากับ 20, 25 และ 30 จึงสรุปได้ว่าวิธีประมาณค่าทั้ง 3 วิธีในสถานการณ์ดังกล่าวมีค่า AMSE แตกต่างกันอย่างมีนัยสำคัญเมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแกมมาและจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 6 ที่ระดับนัยสำคัญ 0.05

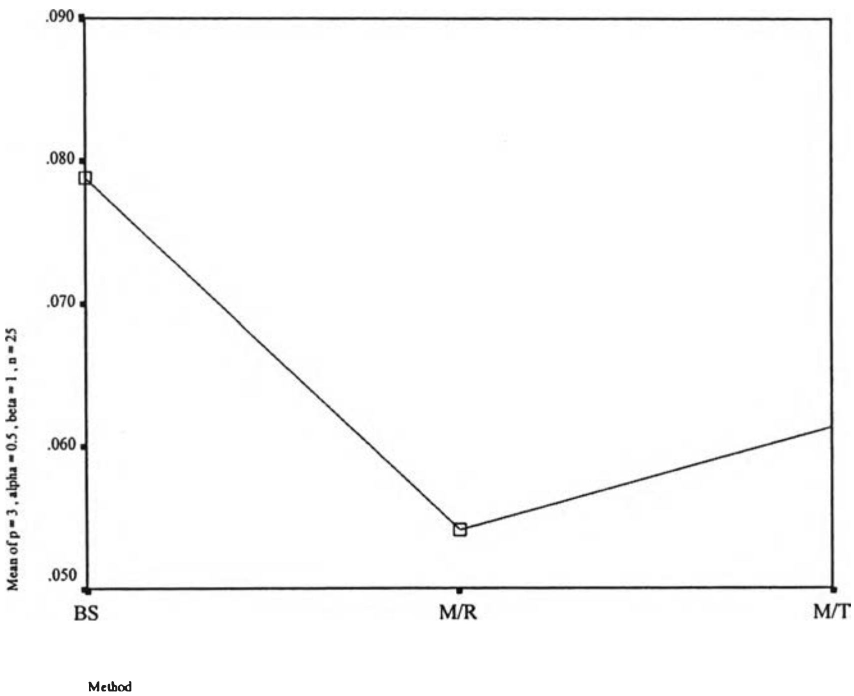
3. <u>แผนภาพแสดงค่าเฉลี่ยค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสอง</u>

ในกรณีที่ค่าเฉลี่ยความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ย (AMSE) มีความแตกต่างกัน ผู้วิจัยได้ทำการสร้างแผนภาพค่าเฉลี่ย (mean plot) ของค่าความคลาดเคลื่อนกำลังสองเฉลี่ยเพื่อให้เห็นว่าวิธีใดที่มีความแตกต่างกัน ซึ่งมีสถานการณ์ที่ค่า AMSE แตกต่างกันทั้งหมด 10 สถานการณ์ แผนภาพค่าเฉลี่ยของแต่ละสถานการณ์เป็นดังนี้

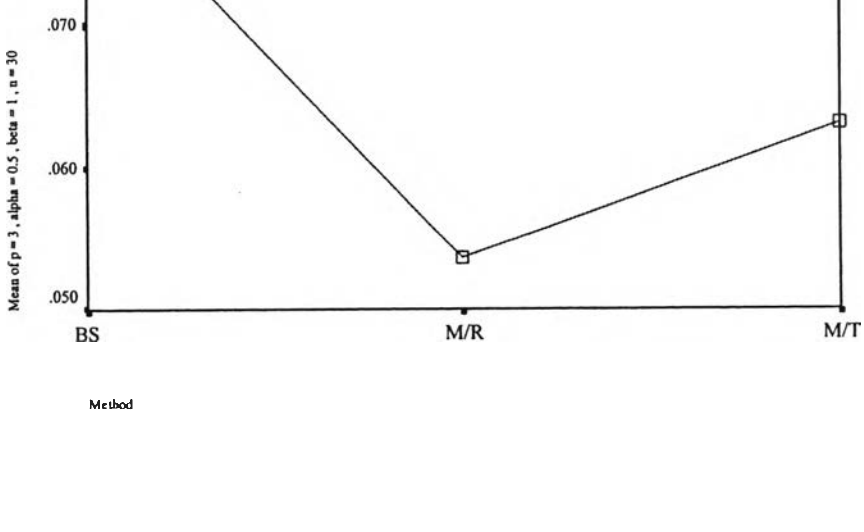
รูปที่ ก1 <u>แผนภาพค่าเฉลี่ยเมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแกมมา ค่าพารามิเตอร์แอลฟาเท่ากับ 0.5 พารามิเตอร์เบต้าเท่ากับ 1 มีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3 และขนาดตัวอย่างเท่ากับ 20</u>



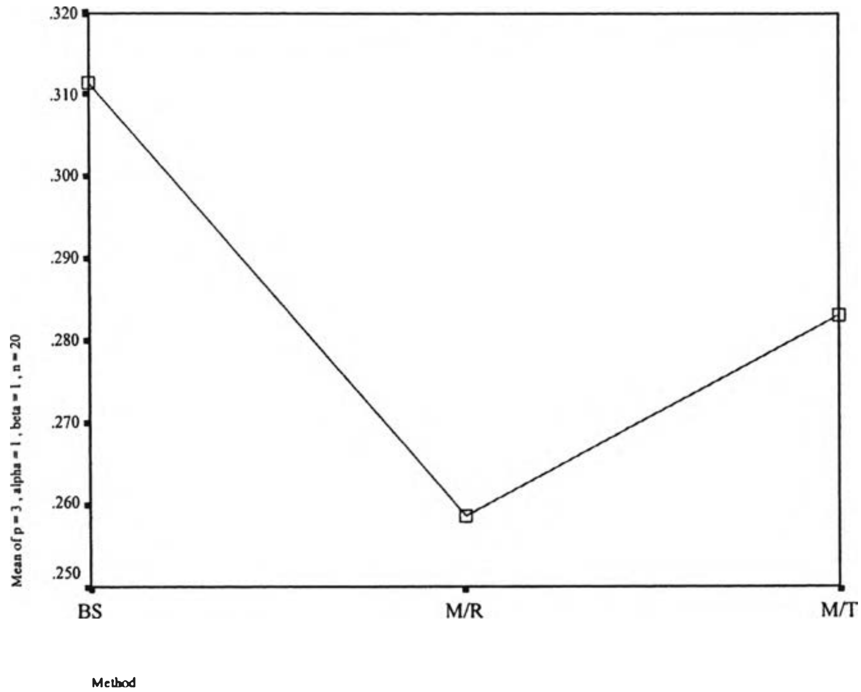
รูปที่ ก2 แผนภาพค่าเฉลี่ยเมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแกมมา ค่าพารามิเตอร์แอลฟาเท่ากับ 0.5 พารามิเตอร์เบต้าเท่ากับ 1 มีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3 และขนาดตัวอย่างเท่ากับ 25



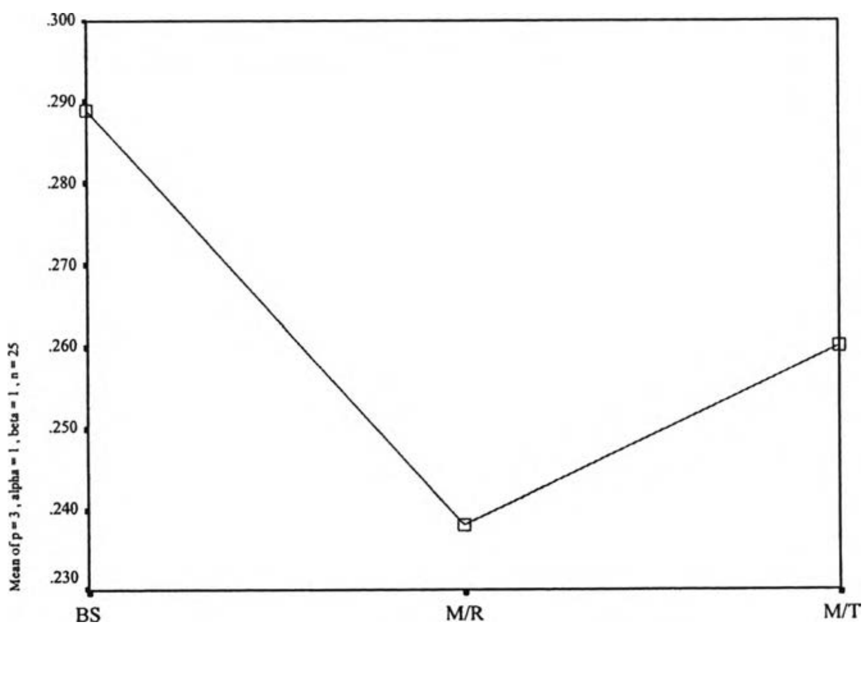
รูปที่ ก3 แผนภาพค่าเฉลี่ยเมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแกมมา ค่าพารามิเตอร์แอลฟาเท่ากับ 0.5 พารามิเตอร์เบต้าเท่ากับ 1 มีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3 และขนาดตัวอย่างเท่ากับ 30



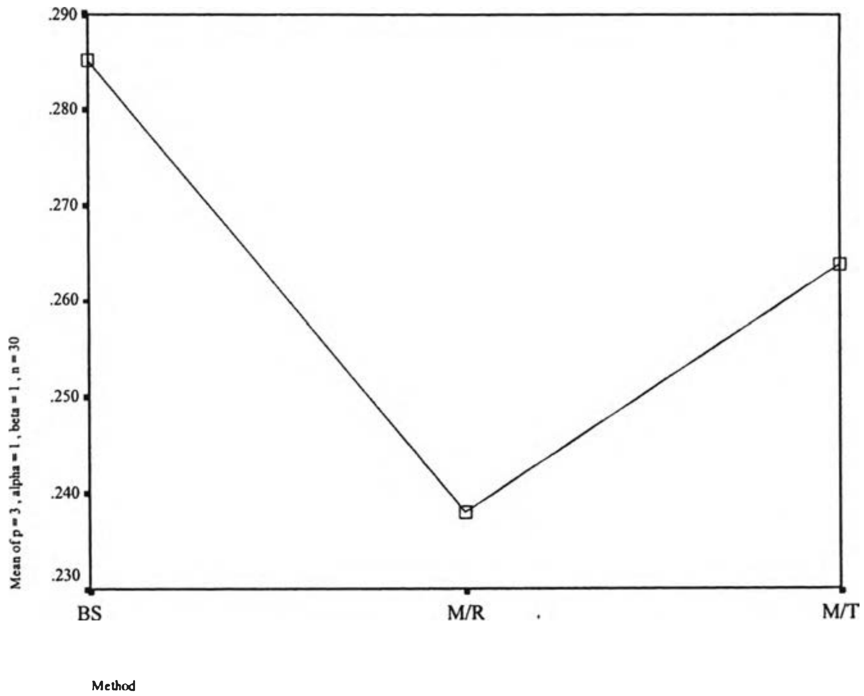
รูปที่ ก4 แผนภาพค่าเฉลี่ยเมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแกมมา ค่าพารามิเตอร์แอลฟาเท่ากับ 1 พารามิเตอร์เบต้าเท่ากับ 1 มีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3 และขนาดตัวอย่างเท่ากับ 20



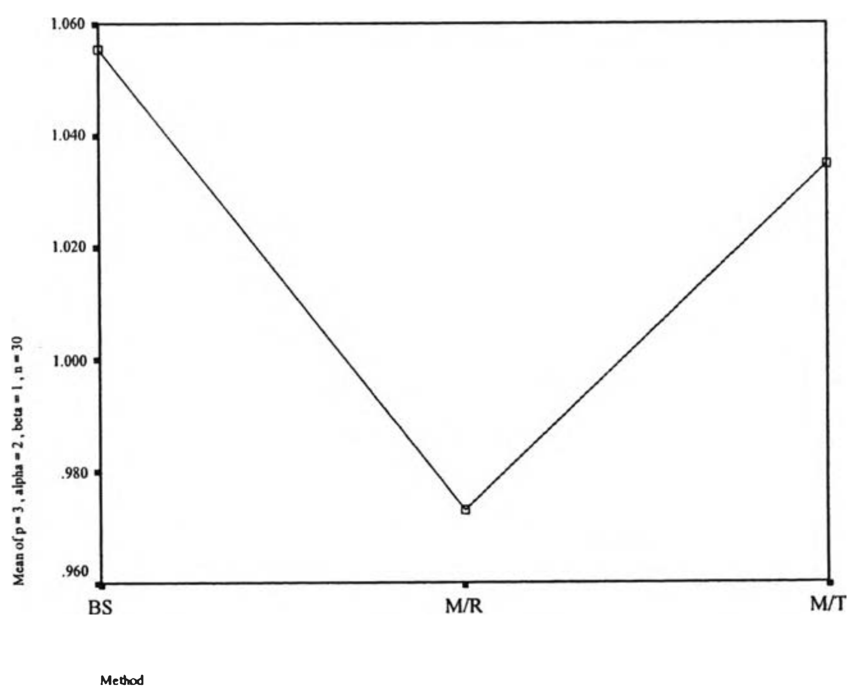
รูปที่ ก5 แผนภาพค่าเฉลี่ยเมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแกมมา ค่าพารามิเตอร์แอลฟาเท่ากับ 1 พารามิเตอร์เบต้าเท่ากับ 1 มีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3 และขนาดตัวอย่างเท่ากับ 25



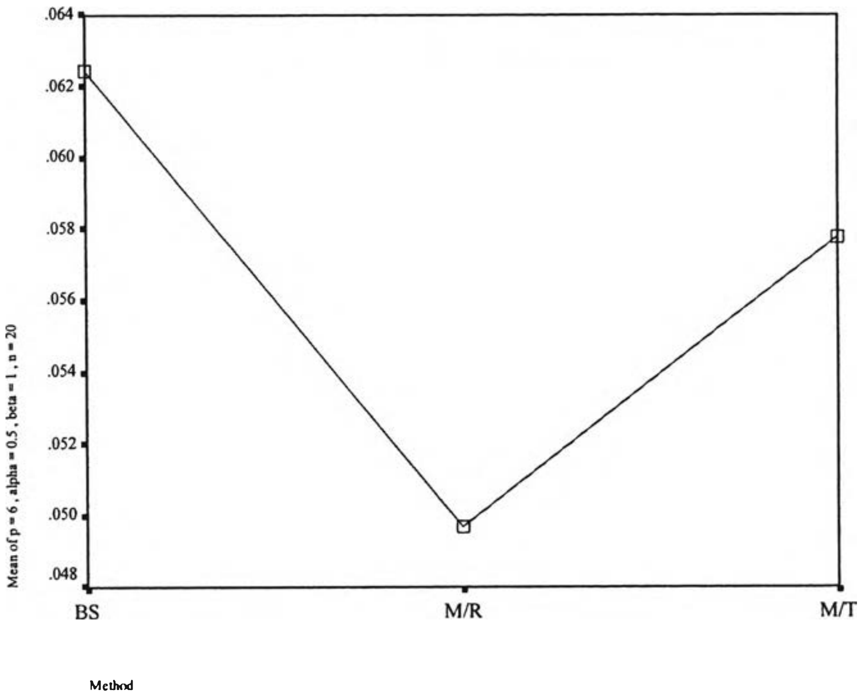
รูปที่ ก6 แผนภาพค่าเฉลี่ยเมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแกมมา ค่าพารามิเตอร์แอลฟาเท่ากับ 1 พารามิเตอร์เบต้าเท่ากับ 1 มีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3 และขนาดตัวอย่างเท่ากับ 30



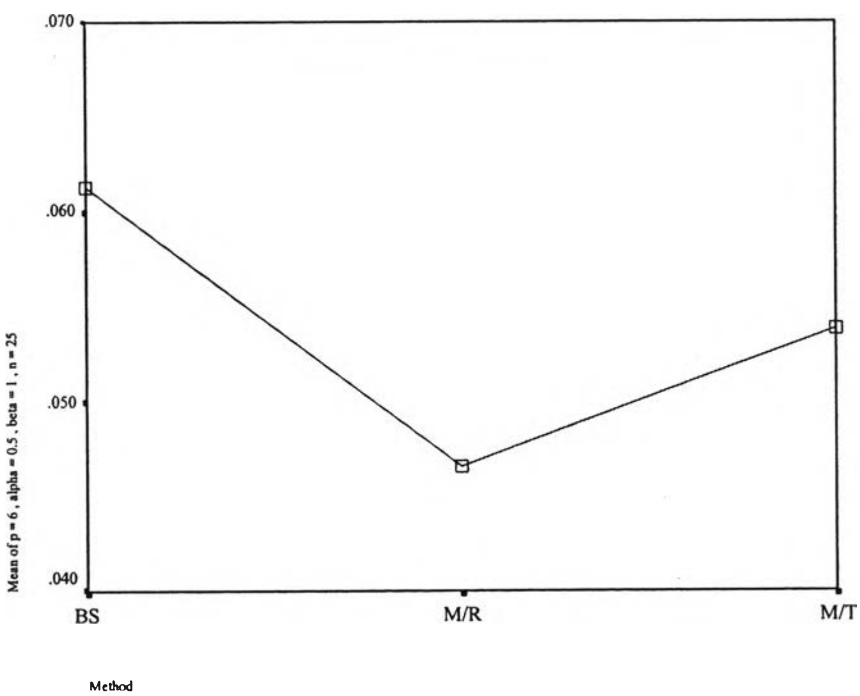
รูปที่ ก7 แผนภาพค่าเฉลี่ยเมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแกมมา ค่าพารามิเตอร์แอลฟาเท่ากับ 2 พารามิเตอร์เบต้าเท่ากับ 1 มีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 3 และขนาดตัวอย่างเท่ากับ 30



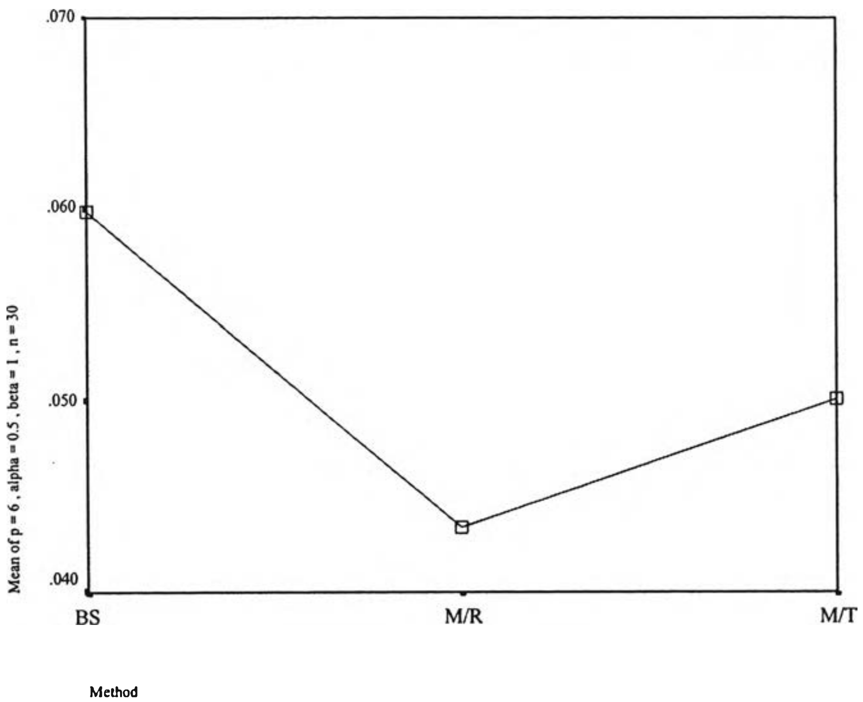
รูปที่ ก8 แผนภาพค่าเฉลี่ยเมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแกมมา ค่าพารามิเตอร์แอลฟาเท่ากับ 0.5 พารามิเตอร์เบต้าเท่ากับ 1 มีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 6 และขนาดตัวอย่างเท่ากับ 20



รูปที่ ก9 แผนภาพค่าเฉลี่ยเมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแกมมา ค่าพารามิเตอร์แอลฟาเท่ากับ 0.5 พารามิเตอร์เบต้าเท่ากับ 1 มีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 6 และขนาดตัวอย่างเท่ากับ 25



รูปที่ ก10 แผนภาพค่าเฉลี่ยเมื่อค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแกมมา ค่าพารามิเตอร์แอลฟาเท่ากับ 0.5 พารามิเตอร์เบต้าเท่ากับ 1 มีจำนวนตัวแปรอิสระเท่ากับ 6 และขนาดตัวอย่างเท่ากับ 30



เมื่อพิจารณาจากแผนภาพค่าเฉลี่ยทุกวิธีจะพบว่าวิธี M/R ให้ค่า AMSE ต่ำสุด รองลงมาคือวิธี M/T และวิธี BS ตามลำดับ ซึ่งสรุปได้ว่าวิธี BS แตกต่างกับวิธีตัวประมาณ M ในกรณีที่ค่าความคลาดเคลื่อนมีการแจกแจงแกมมา และขนาดตัวอย่างมีค่ามากกว่า 20 ขึ้นไป

ภาคผนวก ข
การจำลองแจกแจงของความคลาดเคลื่อน

1. โปรแกรมสำหรับสร้างตัวเลขสุ่ม[1]

ตัวเลขสุ่มมีความจำเป็นอย่างมากในการจำลองปัญหาเกือบทั้งหมด ในภาษาคอมพิวเตอร์เกือบทุกภาษามักจะมีโปรแกรมย่อยหรือฟังก์ชันในการสร้างตัวเลขสุ่ม โดยตัวเลขสุ่มที่สร้างขึ้นมานี้มาจากความสัมพันธ์ที่มีรูปแบบซ้ำๆ (Recurrence relation) กล่าวคือ ตัวเลขถัดไปเกิดจากกระบวนการทางคณิตศาสตร์และตรรกศาสตร์ของตัวเลขปัจจุบันหรือตัวเลขในอดีต ลำดับ (Sequence) ของตัวเลขซึ่งผลิตได้จึงเป็นลำดับของเลขสุ่มในความหมายที่ไม่แท้จริงซึ่งมีคาบ (Period) เกิดขึ้น ถ้าลำดับตัวเลขดังกล่าวผ่านการทดสอบคุณสมบัติทางสถิติที่สำคัญของตัวเลขสุ่มคือมีความสม่ำเสมอ (Uniformity) และความเป็นอิสระ (Independence) เราจะเรียกลำดับตัวเลขนี้ว่า “ตัวเลขคล้ายสุ่ม” (Pseudo random number)

โปรแกรมสำหรับสร้างตัวเลขสุ่มที่ดีจะต้องคำนึงถึงสิ่งสำคัญต่อไปนี้

1. โปรแกรมย่อยหรือฟังก์ชันในการสร้างตัวเลขคล้ายสุ่มต้องทำงานได้เร็ว
2. ต้องใช้เนื้อที่ในหน่วยความจำน้อย
3. ต้องมีวัฏจักรที่ยาว
4. ต้องมีความสม่ำเสมอและเป็นอิสระกัน
5. ต้องสามารถนำกลับมาใช้ได้อีก เพื่อใช้เปรียบเทียบความสามารถระหว่างระบบงาน

การสร้างตัวเลขสุ่มโดยใช้โปรแกรมมีข้อดีหลายประการคือ สามารถสร้างได้เร็วและสามารถสร้างลำดับของตัวเลขชุดเดิมออกมาได้ ซึ่งเป็นสิ่งจำเป็นอย่างยิ่งในกรณีที่ใช้การทดสอบแบบจำลองและต้องการจะทบทวนการคำนวณโปรแกรม ส่วนข้อเสียในการสร้างนี้ก็คือ การสร้างลำดับของตัวเลขเป็นลำดับที่มีคาบ และการทำให้ตัวเลขสุ่มมีคุณสมบัติเชิงสถิติทางทฤษฎีทำได้ยากพอควร

การสร้างตัวเลขสุ่มโดยการใช้โปรแกรมได้พัฒนาไปอย่างรวดเร็ว ในปี พ.ศ. 2489 วอน นิวแมน (Von Neuman) และเมโทรโพลิส (Metropolis) ได้เสนอวิธีตัวกลางกำลังสอง (Mid-square method) ต่อมาได้มีการนำวิธีตัวกลางกำลังสองไปพัฒนาโดยฟอซิส (Forsythe) และในปี พ.ศ. 2494 ลาเมอร์ (Lehmer) ได้เสนอวิธีสร้างตัวเลขสุ่มด้วยการใช้เศษจากการหารผลคูณ (Multiplicative congruential method) ซึ่งเป็นวิธีที่นิยมใช้ในปัจจุบัน

---

[1] วิชัย สุรเชิดเกียรติ, การจำลอง, (คณะวิทยาศาสตร์ประยุกต์ สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ 2542), หน้า 102-103

วิธีการใช้เศษจากการหารผลคูณ จะหาเลขสุ่มโดยทำการคำนวณจากสมการ

$$X_{i+1} = (X_i \cdot a) \bmod m \qquad \text{..............} (1)$$

เมื่อ X_i คือเลขคล้ายสุ่มตัวที่ i ; i = 1 ,2 ,3 ,...

X_{i+1} คือเลขคล้ายสุ่มตัวที่ i + 1

a คือตัวคูณคงที่ (Constant Multiplier)

mod m คือค่า $(X_i \cdot a)$ ถูกหารด้วย m จนกระทั่งเหลือเศษน้อยกว่าค่า m ตัวเลขที่เหลือเศษจึงเป็นเลขคล้ายสุ่มตัวต่อไปคือ X_{i+1}

การหาตัวเลขคล้ายสุ่มด้วยวิธีนี้ เริ่มต้นจากการกำหนดค่าเริ่มต้น (Initial value or seed) X_0 เป็นเลขจำนวนเต็มค่าใดค่าหนึ่งในช่วง [0 , m-1] แทนค่าในสมการที่ 1 จะได้ตัวเลขคล้ายสุ่มมา จากนั้นจึงนำตัวเลขคล้ายสุ่มนี้ไปสร้างตัวเลขคล้ายสุ่มตัวต่อไป การเลือกค่า m , a และ X_0 จึงมีความสำคัญในการผลิตเลขคล้ายสุ่มที่มีคาบใกล้เคียงกับ m มากที่สุด

ลาเมอร์ได้มีการทดลองเลือกใช้ค่า m , a และ X_0 ที่จับคู่ต่างๆกันเพื่อใช้ผลิตเลขคล้ายสุ่มตามสมการที่ 1 พบว่าถ้าเลือก X_0 เป็นเลขคี่ และ $m = 2^r$ เมื่อ r > 2 และ $a = 8k \pm 3$ (เมื่อ k เป็นจำนวนเต็มบวกใดๆ) จะได้คาบของเลขคล้ายสุ่มมากที่สุด และเท่ากับ 2^{r-2} วิธีการดังกล่าวเป็นวิธีการเลือกค่าพารามิเตอร์ทั้ง 3 ตัว เพื่อจะได้กลุ่มของเลขคล้ายสุ่มที่ดีและมีการแจกแจงสม่ำเสมอในช่วง [0,1]

2. <u>การผลิตเลขสุ่มที่มีการแจกแจงแบบสม่ำเสมอ</u>[2]

จากสมการการผลิตเลขสุ่มสามารถผลิตเลขสุ่มที่มีการแจกแจงสม่ำเสมอได้โดยตรง คือ

1. ค่า m เป็นจำนวนเต็มที่ใหญ่ที่สุด (largest integer) และเป็นเลขคี่ที่สามารถคำนวณได้จากเครื่องคอมพิวเตอร์ จาก $m = 2^b$ เมื่อ b เป็นค่าความยาว 1 คำ (word) หรือจำนวนบิท (bit) ใน 1 คำ ในการศึกษาครั้งนี้ใช้เครื่องคอมพิวเตอร์ที่มี 32 บิท ซึ่งบิทสุดท้ายใช้สำหรับแสดงเครื่องหมาย ดังนั้นเลขจำนวนเต็มที่ใหญ่ที่สุดใน 1 คำและเป็นเลขคี่ที่คอมพิวเตอร์ได้รับคือ $2^{b-1} - 1$ เท่ากับ $2^{31} - 1 = 2147483647$ นั่นคือ ค่า m ควรมีค่า = 2147483647

---

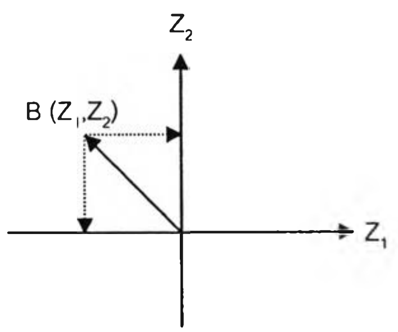
[2] วิชัย สุรเชิดเกียรติ , <u>การจำลอง</u> , (คณะวิทยาศาสตร์ประยุกต์ สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ 2542) , หน้า 102-103

2. ค่า seed (X_0) ควรมีค่าที่เป็นจำนวนเฉพาะสัมพัทธ์กับค่า m (relatively prime to m) เมื่อ m เป็นค่ากำลังของสอง (จาก $m = 2^b$) ดังนั้น X จึงควรมีค่าเป็นเลขจำนวนเต็มบวกที่เป็นเลขคี่ (ในกรณีที่ใช้ X_0 เป็นเลขคู่จะพบว่าทุกๆค่า X_i ต่อไปจะเป็นเลขคู่เสมอ จึงไม่มีคุณสมบัติเป็นเลขสุ่ม)
3. ค่าคงที่ที่ใช้เป็นคูณ a (Constant multiplier) ควรมีค่าเป็นจำนวนเฉพาะสัมพัทธ์กับ m ด้วย นั่นคือ a ต้องเป็นเลขคี่ พบว่าวิธีเลือกที่ดีที่สุด สำหรับค่า a เมื่อใช้ความสัมพันธ์เป็น $\pm 3 (\mathrm{mod}\ m)$ หรือ $a = 8t \pm 3$ เมื่อ t เป็นค่าบวกใดๆ a จะมีค่าเข้าใกล้ $2^{b/2}$ ซึ่ง a จะเป็นเลขอันดับแรกของความสัมพันธ์ระหว่างเลขคล้ายสุ่ม ดังนั้นเราจึงเลือกใช้ค่า $a = 2^{16} + 3 = 65539$

3. <u>การผลิตเลขสุ่มที่มีการแจกแจงเป็นปกติ</u>[3]

การผลิตเลขสุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติจะใช้วิธีของบอกซ์และมุลเลอร์ (Box and Muller) ซึ่งผลิตเลขสุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติมาตรฐานทีมีค่าเฉลี่ยเป็นศูนย์และมีความแปรปรวนเป็นหนึ่งพร้อมกัน 2 ค่า โดยใช้ตัวผลิต (generator) Z_1 และ Z_2 ดังรูปต่อไปนี้

รูปที่ ข1 <u>แสดงการผลิตเลขสุ่มที่มีการแจกแจงปกติโดยใช้ตัวผลิต</u>



จากรูปเราจะได้ว่า $Z_1 = B\cos\theta$

และ $Z_2 = B\sin\theta$

เมื่อ θ เป็นมุมที่วัดจากแกน Z_1 ไปยังแกนของค่า B ในทิศทวนเข็มนาฬิกา

---

[3] วิชัย สุรเชิดเกียรติ , <u>การจำลอง</u> , (คณะวิทยาศาสตร์ประยุกต์ สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ 2542) , หน้า 102-103

เนื่องจาก $B^2 = Z_1^2 + Z_2^2$ มีการแจกแจงแบบไคกำลังสอง (Chi-square distribution) ด้วยระดับความเป็นเสรี (Degree of freedom) เท่ากับ 2 ซึ่งเทียบเท่ากับการแจกแจงแบบชี้กำลัง (exponential distribution) ที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ 2 เราสามารถใช้วิธีการแปลงผกผัน (Inverse tranformation) สร้างเลขสุ่มที่มีการแจกแจงดังต่อไปนี้

$$B = \left(-2\ln(R)\right)^{1/2}$$

เมื่อ R เป็นเลขสุ่มที่มีการแจกแจงแบบสม่ำเสมอ

จากการสมมาตรของการแจกแจงปกติ เราจะได้ว่า θ มีการแจกแจงสม่ำเสมอระหว่าง 0 ถึง 2π เรเดียน และค่า B และ θ เป็นอิสระกัน (Mutually inpendent)

$$Z_1 = \left(-2\ln(R_1)\right)^{1/2}\cos\left(2\pi R_2\right)$$
$$Z_2 = \left(-2\ln(R_1)\right)^{1/2}\sin\left(2\pi R_2\right)$$

สำหรับการแจกแจงแบบปกติ ที่มีค่าเฉลี่ย μ และค่าความแปรปรวน σ^2 เราจะทำการแปลงค่า Z_1 และ Z_2 ดังกล่าวโดยใช้สมการ

$$NORMAL_1 = \mu + \sigma Z_1$$
$$NORMAL_2 = \mu + \sigma Z_2$$

เราจะได้ว่า $NORMAL_1$ และ $NORMAL_2$ มีการแจกแจงแบบปกติด้วยค่าเฉลี่ยเท่ากับ μ และค่าความแปรปรวนเท่ากับ σ^2

4. <u>การสร้างการแจกแจงแบบปกติปลอมปน</u>

การสร้างตัวแปรสุ่มที่มีการแจกแจงแบบปกติปลอมปนที่มีค่าเฉลี่ย และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานตามที่กำหนด จะใช้วิธีที่ Ramsay เสนอไว้ในปี พ.ศ. 2520 โดยพิจารณาการแจกแจงซึ่งแปลงมาจากการแจกแจงปกติ ที่มีฟังก์ชันการแจกแจงอยู่ในรูปของ

$$f(x) = (1-P)\cdot X + P\cdot Y$$

เมื่อ X มีการแจกแจงเป็นปกติด้วยค่าเฉลี่ย μ และความแปรปรวน σ^2

Y มีการแจกแจงเป็นปกติด้วยค่าเฉลี่ย μ และความแปรปรวน $C^2\sigma^2$; $C > 0$

μ คือค่าเฉลี่ย

σ^2 คือค่าความแปรปรวน

P คือค่าเปอร์เซ็นต์การปลอมปน

และ C คือค่าเสกลแฟคเตอร์

5. <u>การสร้างการแจกแจงแบบแกมมา</u>[4]

การแจกแจงแบบแกมมา มีฟังก์ชันความหนาแน่นอยู่ในรูปของ

$$f(x;\alpha,\beta)=\frac{1}{\beta\cdot\Gamma(\alpha)}\left(\frac{x}{\beta}\right)^{\alpha-1}\cdot e^{-\frac{x}{\beta}} \qquad ; x\geq 0,\alpha>0,\beta>0$$

เมื่อ β (scale parameter) และ α (shape parameter) คือค่าพารามิเตอร์ของการแจกแจงแกมมา

การสร้างตัวแปรสุ่มให้มีการแจกแจงแบบแกมมา จะใช้คุณสมบัติถอดแบบ (reproductive property) กล่าวคือ เมื่อ X_i ; i = 1 ,2 ,...,n เป็นตัวแปรสุ่มจากการแจกแจงแบบ Exp(α) แล้ว $X=\sum_{i=1}^{n}X_i$ จะมีรูปแบบการแจกแจงเป็น Gamma(α, β) ซึ่ง $\alpha=\sum_{i=1}^{n}\alpha_i$ ดังนั้นเมื่อ α เป็นตัวเลขจำนวนเต็มบวก ตัวแปรจากการแจกแจงแบบแกมมา สามารถผลิตได้โดยการรวมตัวแปรสุ่มแบบเอ็กซ์โปเนนเชียลที่เป็นอิสระกัน ดังนี้

$$X=\beta\sum_{i=1}^{n}(-\ln U_i)$$

นั่นคือ $X=-\beta\ln\prod_{i=1}^{n}U_i$

เมื่อ U_i เป็นตัวแปรสุ่มที่มาจากการแจกแจงแบบสม่ำเสมอมีพิสัยภายในช่วง 0 ถึง 1

และค่าคาดหวัง ค่าความแปรปรวนและค่าสัมประสิทธิ์การแปรผันของการแจกแจงแบบแกมมา คือ

$$E(X)=\beta\alpha$$

$$Var(X)=\beta^2\alpha$$

$$C.V.(X)=\frac{1}{\sqrt{\alpha}}$$

---

[4] วิชัย สุรเชิดเกียรติ , <u>การจำลอง</u> , (คณะวิทยาศาสตร์ประยุกต์ สถาบันเทคโนโลยีพระจอมเกล้าพระนครเหนือ 2542) , หน้า 102-103

ภาคผนวก ค

โปรแกรมสำหรับการดำเนินการวิจัย

ตาราง ค1 แสดงฟังก์ชันในโปรแกรม S-PLUS2000 ทั้งหมดที่ใช้ในการวิจัย

ลำดับที่	ชื่อฟังก์ชัน	การทำงานของฟังก์ชัน
1	rnorm(n,mean,sd)	สร้างตัวเลขสุ่มให้มีการแจกแจงปกติ n ค่า ที่มีค่าเฉลี่ยเท่ากับ mean และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานเท่ากับ sd
2	rgamma(n,a,b)	สร้างตัวเลขสุ่มให้มีการแจกแจงแกมมา n ค่า ที่มีพารามิเตอร์แอลฟาเท่ากับ a และพารามิเตอร์เบต้าเท่ากับ b
3	matrix(nrow,ncol)	ทำการเก็บข้อมูลในรูปของเมตริกซ์ โดย nrow แทนจำนวนแถวที่ต้องการและ ncol แทนจำนวนสดมภ์ที่ต้องการ
4	ginverse()	คำนวณหาค่าเมตริกซ์ผกผัน
5	diag()	คำนวณหาค่าบนเส้นแทยงมุมหลักของเมตริกซ์ทแยงมุม
6	mean()	คำนวณหาค่าเฉลี่ยเลขคณิตของข้อมูล
7	stdev()	คำนวณหาค่าส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของข้อมูล
8	median()	คำนวณหาค่ามัธยฐานของข้อมูล
9	sqrt()	คำนวณหาค่ารากที่สองของข้อมูล
10	sum()	คำนวณหาค่าผลรวมของข้อมูล
11	abs()	คำนวณหาค่าสัมบูรณ์ของตัวเลข
12	round(x,dig=5)	ทำให้ค่า x เป็นจำนวนที่มีทศนิยมตำแหน่งที่ 5
13	Keep.MSE.OLS(loop)	เก็บค่า MSE ที่ได้จากวิธี OLS ที่คำนวณได้ในแต่ละรอบไว้จนครบ loop รอบ
14	Keep.MSE.B(loop)	เก็บค่า MSE ที่ได้จากวิธี BS ที่คำนวณได้ในแต่ละรอบไว้จนครบ loop รอบ
15	Keep.MSE.MR(loop)	เก็บค่า MSE ที่ได้จากวิธี M/R ที่คำนวณได้ในแต่ละรอบไว้จนครบ loop รอบ
16	Keep.MSE.MT(loop)	เก็บค่า MSE ที่ได้จากวิธี M/T ที่คำนวณได้ในแต่ละรอบไว้จนครบ loop รอบ

ตัวอย่างโปรแกรมสำหรับการประมาณค่าสัมประสิทธิ์ความถดถอยในสมการถดถอยเชิงเส้นพหุคูณ

```
p <- 3
n <- 30
Mean <- 1
sd <- 3
bb <- 100
loops <- 1000
MSE.B <- 0
MSE.OLS <- 0
MSE.MR <- 0
MSE.MT <- 0
Keep.MSE.B <- array(,dim=c(loops,1))
Keep.MSE.OLS <- array(,dim=c(loops,1))
Keep.MSE.MR <- array(,dim=c(loops,1))
Keep.MSE.MT <- array(,dim=c(loops,1))
```

/* สร้างตัวแปรอิสระจำนวน 3 ตัว */

```
x1 <- array(rnorm(n,0,1),dim=c(n,1))
x2 <- array(rnorm(n,0,1),dim=c(n,1))
x3 <- array(rnorm(n,0,1),dim=c(n,1))
repeat
{ #1
    multiA <- 0
    multiB <- 0
    for(i in 1:(p-1))
    {
        for(j in (i+1):p)
        {
            multiA <- multiA+1
```

/* ทดสอบความเป็นอิสระซึ่งกันและกันของตัวแปรอิสระ 3 ตัว */

```
            X.corr <- matrix(c(x1,x2,x3),n,p)
            a.i <- sum(X.corr[,i]^2)-((1/n)*(sum(X.corr[,i])^2))
            a.j <- sum(X.corr[,j]^2)-((1/n)*(sum(X.corr[,j])^2))
            corr <- (sum(X.corr[,i]*X.corr[,j]) -
    (sum(X.corr[,i])*sum(X.corr[,j])*(1/n)))/sqrt(a.i*a.j)

            Tcorr <- corr*sqrt(n-2)/(sqrt(1-corr^2))
            p.value.Tcorr <- round(1-pt(Tcorr,(n-2)),dig=5)
            if (p.value.Tcorr > 0.05) { multiB <- multiB+1}
        }
    }

    if(multiA==multiB) break
} #1
```

/* สร้างตัวแปรอิสระจำนวน 6 ตัว */

```
x1 <- array(rnorm(n,0,1),dim=c(n,1))
x2 <- array(rnorm(n,0,1),dim=c(n,1))
x3 <- array(rnorm(n,0,1),dim=c(n,1))
x4 <- array(rnorm(n,0,1),dim=c(n,1))
x5 <- array(rnorm(n,0,1),dim=c(n,1))
x6 <- array(rnorm(n,0,1),dim=c(n,1))
repeat
{ #1
    multiA <- 0
    multiB <- 0
```

```
    for(i in 1:(p-1))
    {
        for(j in (i+1):p)
        {
            multiA <- multiA+1

/* ทดสอบความเป็นอิสระซึ่งกันและกันของตัวแปรอิสระ 6 ตัว */

            X.corr <- matrix(c(x1,x2,x3,x4,x5,x6),n,p)
            a.i <- sum(X.corr[,i]^2)-((1/n)*(sum(X.corr[,i])^2))
            a.j <- sum(X.corr[,j]^2)-((1/n)*(sum(X.corr[,j])^2))
            corr <- (sum(X.corr[,i]*X.corr[,j])-
    (sum(X.corr[,i])*sum(X.corr[,j])*(1/n)))/sqrt(a.i*a.j)

            Tcorr <- corr*sqrt(n-2)/(sqrt(1-corr^2))
            p.value.Tcorr <- round(1-pt(Tcorr,(n-2)),dig=5)
            if (p.value.Tcorr > 0.05) { multiB <- multiB+1}
        }
    }

    if(multiA==multiB) break
} #1

for(loop in 1:loops)
{ #loop

/* สร้างความคลาดเคลื่อนให้มีการแจกแจงปกติ */

    error <- array(rnorm(n,Mean,sd),dim=c(n,1))
    x0 <- matrix(c(1),n,1)
```

/* สร้างความคลาดเคลื่อนให้มีการแจกแจงปกติปลอมปน */

```
pr <- 0.75
c <- 10
N <- array(rnorm(n,0,sd),dim=c(n,1))
NC <- array(rnorm(n,0,sd*c^2),dim=c(n,1))
error <- array(,dim=c(n,1))
for (i in 1:n)
{
     error[i] <- (1-pr)*N[i]+pr*NC[i]
}
x0 <- matrix(c(1),n,1)
```


/* สร้างความคลาดเคลื่อนให้มีการแจกแจงแกมมา */

```
error <- array(rgamma(n,4,1),dim=c(n,1))
x0 <- matrix(c(1),n,1)
```

/* วิธีกำลังสองน้อยสุด */

```
X <- matrix(c(x0,x1,x2,x3),n,p+1)
B <- matrix(c(1),p+1,1)
Y <- (X%*%B)+error
m1 <- ginverse(t(X)%*%X)
m2 <- t(X)%*%Y
B.hat <- m1%*%m2
Y.hat <- X%*%B.hat
er.hat <- Y-Y.hat
temp.OLS <-  sum((B.hat-B)^2)
MSE.OLS <- MSE.OLS+temp.OLS
Keep.MSE.OLS[loop] <- temp.OLS
```

/* วิธีบูตสแตรป */

```
B.hat.bo <- matrix(c(0),p+1,1)
temp <- matrix(c(0),p+1,1)

for(i in 1:bb)
{
set.x <- c(1:n)
prob.x <- c(1/n)
ran <- sample(set.x,size=n,prob.x)
er.hat.bo <- array(,dim=c(n,1))
for(t in 1:n)
{
er.hat.bo[t] <- er.hat[ran[t]]
}
Y.hat.bo <- Y.hat+er.hat.bo
m3 <- t(X)%*%Y.hat.bo
temp <- m1%*%m3
B.hat.bo <- B.hat.bo+temp
}
B.hat.Bootstrap <- (1/bb)*B.hat.bo
temp.B <- sum((B.hat.Bootstrap-B)^2)/(p+1)
MSE.B <- MSE.B + temp.B
Keep.MSE.B[loop] <- temp.B
```

/* วิธีตัวประมาณ M โดยใช้เกณฑ์ความแกร่งของแรมเซย์ */

```
med.er <- median(er.hat)
s <- median(abs(er.hat-med.er))/0.6745
Z <- er.hat/s
aa <- 0.3
```

```
WWk1 <- array(,dim=c(n))
for(i in 1:n)
{
    WWk1[i] <- round(exp((-aa)*abs(Z[i])),dig=5)
}
WkR <- diag(WWk1)
mw1 <- ginverse(t(X)%*%WkR%*%X)
mw2 <- t(X)%*%WkR%*%Y
B.hat.MR <- mw1%*%mw2
temp.MR <- sum((B.hat.MR-B)^2)/(p+1)
MSE.MR <- MSE.MR + temp.MR
Keep.MSE.MR[loop] <- temp.MR

/* วิธีตัวประมาณ M โดยใช้เกณฑ์ความแกร่งของตูกี */

 aaa<- 4.685
WWk2 <- array(,dim=c(n))
for(i in 1:n)
{
    if(abs(Z[i]) > aaa) { WWk2[i] <- 0}
        else { WWk2[i] <- (1-(Z[i]/bb)^2)^2}
}
WkT <- diag(WWk2)
mw3 <- ginverse(t(X)%*%WkT%*%X)
mw4 <- t(X)%*%WkT%*%Y
B.hat.MT <- mw3%*%mw4
temp.MT <- sum((B.hat.MT-B)^2)/(p+1)
MSE.MT <- MSE.MT + temp.MT
Keep.MSE.MT[loop] <- temp.MT
 print(loop)
 }
```

/* คำนวณค่า AMSE และส่วนเบี่ยงเบนมาตรฐานของ AMSE */

```
AMSE.OLS <- round(MSE.OLS/loops,dig=5)
AMSE.B <- round(MSE.B/loops,dig=5)
AMSE.MR <- round(MSE.MR/loops,dig=5)
AMSE.MT <- round(MSE.MT/loops,dig=5)
SE.MSE.OLS <- stdev(Keep.MSE.OLS)
SE.MSE.B <- stdev(Keep.MSE.B)
SE.MSE.MR <- stdev(Keep.MSE.MR)
SE.MSE.MT <- stdev(Keep.MSE.MT)
Keep.MSE.OLS
Keep.MSE.B
Keep.MSE.MR
Keep.MSE.MT
```

ประวัติผู้เขียนวิทยานิพนธ์

นายอุดมเดช เอกวรธรรม เกิดเมื่อวันที่ 19 กันยายน พ.ศ.2524 ที่จังหวัดกรุงเทพมหานคร สำเร็จการศึกษาปริญญาตรีสถิติศาสตรบัณฑิต สาขาวิชาสถิติคณิตศาสตร์ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทาลัย เมื่อปี พ.ศ.2545 เข้าศึกษาต่อในระดับปริญญามหาบัณฑิต สาขาวิชาสถิติ ภาควิชาสถิติ คณะพาณิชยศาสตร์และการบัญชี จุฬาลงกรณ์มหาวิทยาลัย