Sains Malaysiana 40(10)(2011): 1187–1192

Kaedah Alexander-Govern Terubah Suai sebagai Alternatif kepada Ujian-*t* dan Ujian *F ANOVA*

(Modified Alexander-Govern Test as Alternative to *t*-test and *ANOVA F* Test)

SUHAIDA ABDULLAH*, SHARIPAH SOAAD SYED YAHAYA
& ABDUL RAHMAN OTHMAN

ABSTRAK

Ujian Alexander-Govern merupakan ujian kesamaan sukatan memusat yang teguh pada keadaan varians heterogen. Malangnya ujian ini tidak teguh pada keadaan data tidak normal. Adaptasi penganggar teguh seperti penganggar M *satu langkah terubah suai (MOM) sebagai sukatan memusat menggantikan min didapati berupaya meningkatkan keteguhan ujian ini apabila dijalankan pada data terpencong. Penganggar ini mempunyai kelebihan berbanding min kerana tidak dipengaruhi oleh data yang tidak normal. Kajian ini mendapati bahawa ujian Alexander-Govern yang telah diubah suai ini berupaya mengawal Ralat Jenis I dengan baik pada data terpencong untuk semua keadaan. Kadar Ralat Jenis I yang dihasilkan kebanyakannya berada di dalam selang kriteria teguh ketat (0.045 hingga 0.055) pada aras keertian 0.05. Berbeza dengan kaedah pengujian asal yang mana pada kebanyakan keadaan, ujian teguh tetapi hanya dengan kriteria liberal (0.025 hingga 0.075), malahan ada kedaan yang mana ujian tidak teguh. Prestasi kaedah yang diubah suai ini juga setanding dengan keadah asal pada keadaan data normal. Kajian ini juga membandingkan kaedah Alexander Govern yang diubah suai dengan kaedah pengujian klasik seperti ujian-t dan* ANOVA *dan menyaksikan bahawa kaedah klasik tidak teguh pada keadaan varians heterogen.*

Kata kunci: Penganggar M *satu langkah terubah suai; ujian Alexander-Govern; ujian teguh*

ABSTRACT

Alexander-Govern test is a test of equality of central tendency measure that is robust to the heterogeneity of variances. Unfortunately, this test is not robust to nonnormal data. Adaptation of robust estimator such as modified one step M *estimator (MOM) as the central tendency measure in place of the mean improves the robustness of the test when dealing with skewed data. This estimator has the advantage over the mean since it is not easily influenced by non normal data. This study showed that the modified Alexander-Govern test has good control Type I Error for all conditions under skewed data. The rates of Type I Error produced are mostly within the stringent criteria of robustness (0.045 to 0.055) at the significance level of 0.05. Even though the original test is robust in most conditions, the values of Type I error are only within the liberal criteria of robustness (0.025 to 0.075), and there are conditions where the test is not robust. The performance of the modified test is also as good as the original test in normal data. This study also compared the modified Alexander Govern test with classical tests such as t-test and* ANOVA *and it is shown that the classical tests are not robust to condition of variance heterogeneity.*

Keywords: Alexander-Govern test; modified one step M *estimator; robust test*

PENGENALAN

Kaedah pengujian klasik seperti ujian-*t* dan analsis varians (*ANOVA*) merupakan kaedah pengujian yang biasa digunakan dalam menguji kesamaan sukatan memusat iaitu min. Meskipun kaedah ini begitu banyak digunakan, namun kelemahannya tidak dapat dinafikan apabila berhadapan dengan situasi yang mana berlakunya perlanggaran syarat varians homogen dan data normal. Sebagai penyelesaian, banyak kaedah baru yang lebih teguh kepada perlanggaran syarat telah dibangunkan dan antaranya adalah ujian Alexander-Govern (Alexander & Govern 1994). Kaedah ini merupakan alternatif yang baik kepada ujian-*t* dan *ANOVA* sekiranya data menghadapi keadaan heteroskedastisiti. Schneider dan Penfield (1997) dan Myers (1998) juga berpendapat kaedah ini merupakan pilihan yang baik berbanding kaedah teguh yang lain seperti ujian Welch dan James berdasarkan kepada kebolehan mengawal Ralat Jenis I dengan baik dan proses pengiraan yang tidak cerewet. Meskipun yang demikian, Myers (1998) mendapati kaedah Alexender-Govern hanya mampu mengendalikan data normal tetapi gagal kepada data terpencong.

Ketaknormalan data telah menyebabkan nilai min yang digunakan sebagai sukatan memusat di dalam semua kaedah pengujian menjadi pincang kerana min gagal menggambarkan keadaan data yang sebenar. Ini adalah permasalahan utama yang dihadapi oleh min sebagai penganggar yang tidak teguh. Min begitu terpengaruh dengan bentuk taburan data dan kehadiran data terpencil yang mana nilainya begitu mudah berubah walaupun hanya terdapat satu nilai terpencil. Malangnya di dalam realiti, tidak semua data tertabur normal.

Terdapat pelbagai kaedah boleh dipraktikkan untuk menangani masalah ketaknormalan data seperti menggunakan kaedah tak berparameter, transformasi data dan penggunaan kaedah atau penganggar teguh. Di dalam kajian ini, pendekatan mengunaan penganggar teguh iaitu penganggar *M* satu langkah terubah suai (*MOM*) akan diketengahkan dalam usaha memperbaiki kelemahan yang dihadapi oleh ujian Alexander-Govern. Pendekatan ini dipilih kerana kelemahan yang dihadapi oleh ujian Alexander-Govern adalah berpunca daripada penganggar yang digunakan sebagai sukatan memusat iaitu min merupakan penganggar yang langsung tidak teguh.

Statistik Ujian

Ujian Alexander-Govern telah terbukti teguh pada varians heterogen namun tidak pada data tidak normal. Bagi mengatasi kelemahan ini, penganggar *MOM* diadaptasi sebagai sukatan memusat ke dalam ujian Alexander-Govern.

SUKATAN MEMUSAT MENGGUNAKAN PENGANGGAR *MOM*

Bagi J kumpulan bebas, katakan X_{ij} adalah cerapan ke-i sampel rawak daripada kumpulan ke-j dengan i=1,2, …, n_j dan n_j adalah saiz sampel bagi kumpulan ke-j. $\hat{\theta}_j$ dan S_j^2 masing-masing adalah nilai *MOM* dan varians sampel kumpulan ke-j. *MOM* sampel diperolehi seperti persamaan berikut:

$$\hat{\theta}_j = \sum_{i=i_1+1}^{n_j - i_2} \frac{X_{(i)j}}{n_j - i_1 - i_2}, \tag{1}$$

dengan $X_{(i)j}$ ialah cerapan tertib ke-i, n_j ialah saiz sampel bagi kumpulan ke-j, i_1 ialah bilangan cerapan X_{ij} yang $(X_{ij} - M_j)/MADn_j < -K$, i_2 ialah bilangan cerapan X_{ij} yang $(X_{ij} - M_j)/MADn_j > K$.

M_j adalah nilai median sampel kumpulan j. Manakala median bagi nilai $|X_{1j} - M_j|, \ldots, |X_{nj} - M_j|$ bagi kumpulan j pula merupakan sukatan skala yang dikenali sebagai statistik sisihan median mutlak (median absolute deviation, MAD_j). Seterusnya $MADn_j$ bagi kumpulan j pula diperolehi menerusi MAD_j/0.6745. Nilai X_{ij} dikenal pasti sebagai data terpencil sekiranya:

$$\frac{|X_{(i)j} - M_j|}{MADn_j} > K, \tag{2}$$

dengan nilai K adalah 2.24 (iaitu 0.975 kuantil daripada taburan khi kuasa dua dengan 1 darjah kebebasan). Nilai ini digunakan ketika proses pengecaman data terpencil kerana mempunyai kecekapan yang tinggi.

UBAH SUAI UJIAN ALEXANDER-GOVERN

Pengubahsuaian kaedah Alexander-Govern yang dilakukan di dalam kajian ini menggunakan penganggar *MOM* sebagai sukatan memusat, justeru hipotesis nol yang diuji adalah seperti berikut:

$$H_0: \theta_1 = \theta_2 = \ldots = \theta_J.$$

Untuk menguji hipotesis ini, misalkan terdapat data, $X_{(i)j}$ dengan i = 1,2,3,…,n_j dan j = 1, …, J yang J mewakili bilangan kumpulan. Penganggar *MOM*, $\hat{\theta}_j$ dihitung untuk setiap kumpulan ke-j manakala ralat piawai bagi $\hat{\theta}_j$ diperoleh menerusi kaedah *bootstrap* iaitu:

$$S.e.B_j = \sqrt{\frac{1}{B-1}\sum_{b=1}^{B}\left(\hat{\theta}_{bj}^* - \theta_j^*\right)^2}, \tag{3}$$

dengan B ialah bilangan sampel *bootstrap*, $\hat{\theta}_{bj}^*$ ialah anggaran $\hat{\theta}_j$ yang diperoleh pada sampel *bootstrap* ke-b bagi kumpulan j manakala $\hat{\theta}_j^*$ purata nilai penganggar *MOM* untuk setiap kumpulan ke-j seperti berikut:

$$\hat{\theta}_j^* = \frac{1}{B}\sum_{b-1}^{B}\hat{\theta}_{bj}^*. \tag{4}$$

Jadi, untuk mendapatkan pemberat w_j bagi setiap kumpulan adalah:

$$w_j = \frac{1/S.e.B_j^2}{\sum_{i-1}^{J} 1/S.e.B_i^2}. \tag{5}$$

MOM berpemberat pula dihitung sebagai:

$$\theta^+ = \sum_{j=1}^{J} w_j \hat{\theta}_j, \tag{6}$$

dan statistik t dikira untuk setiap kumpulan menggunakan persamaan berikut:

$$t_j = \frac{\hat{\theta}_j - \theta^+}{S.e.B_j}. \tag{7}$$

Dalam pendekatan kaedah ujian Alexander-Govern, t_j kemudiannya akan dijelmakan kepada normal piawai menggunakan penghampiran Hill:

$$z_j = c + \frac{(c^3 + 3c)}{b} - \frac{(4c^7 + 33c^3 + 240c^3 + 855c)}{(10b^2 + 8bc^4 + 1000b)}, \tag{8}$$

dengan $c = [a*ln(1+t_j^2/\nu_j)]^{1/2}$ dan $b = 48a^2$. Manakala $a = \nu_j - 0.5$ dan $\nu_j = n_j - 1$.

Seterusnya statistik ujian Alexander-Govern (AG) dikira sebagai:

$$AG = \sum_{j=1}^{J} z_j^2. \tag{9}$$

yang mana AG tertabur χ^2 dengan (J-1) darjah kebebasan.

METODOLOGI

Bagi mengkaji keteguhan ujian Alexander-Govern yang telah diubah suai menggunakan penganggar MOM sebagai sukatan memusat, empat pemboleh ubah dimanipulasi untuk membentuk situasi yang telah dikenal pasti dapat menonjolkan kekuatan dan kelemahan kaedah ujian yang dicadangkan. Empat pemboleh ubah yang dimaksudkan adalah: (1) bilangan kumpulan, (2) bentuk taburan, (3) darjah keheterogenan varians dan (4) pasangan varians dan saiz sampel kumpulan.

Di dalam kajian ini, bilangan kumpulan yang dipertimbangkan adalah dua dan empat. Jumlah saiz keseluruhan dan saiz kumpulan ditetapkan sebagai $N = 40$ (n_1=15, n_2=25) dan $N = 80$ (n_1=10, n_2=15, n_3=25, n_4=30) masing-masing bagi dua dan empat kumpulan. Untuk mengkaji kesan taburan data populasi, taburan *g-h* (Hoaglin et al. 1983) digunakan bagi mewakili bentuk taburan iaitu normal, simetri dengan hujung tebal, asimetri dengan hujung hampir normal dan asimetri dengan hujung tebal. Taburan *g-h* dijelmakan daripada taburan normal piawai dengan pemalar *g* dan *h* masing-masing mengawal nilai kepencongan dan kurtosis. Jika nilai *g* meningkat, darjah kepencongan juga meningkat dan keadaan yang sama berlaku apabila nilai *h* meningkat, maka kurtosis juga akan meningkat. Data adalah simetri apabila $g = 0$ dan menjadi normal pada nilai $g = 0$ dan $h = 0$. Nilai (g, h) yang digunakan di dalam kajian ini adalah (0, 0), (0, 0.5), (0.5, 0) dan (0.5, 0.5). Jadual 1 adalah ringkasan nilai kepencongan dan kurtosis bagi empat jenis taburan yang dipertimbangkan (Wilcox 2005).

Untuk mengkaji kesan darjah keheterogenan varians pula, nilai varians untuk setiap kumpulan dipilih bermula daripada keadaan varians homogen, varians heterogen pada satu kumpulan sahaja dan varians heterogen pada sekurang-kurangnya empat kumpulan. Ketaksamaan saiz sampel kumpulan, apabila digandingkan dengan varians heterogen boleh memberi kesan kepada pengawalan Ralat Jenis I pada sesetengah ujian statistik (Syed Yahaya et al. 2006). Oleh yang demikian, pasangan varians dan saiz kumpulan juga dipertimbangkan dan dikenal pasti sebagai pasangan positif (saiz kumpulan kecil digandingkan dengan varians kecil dan saiz kumpulan besar digandingkan dengan varians besar) dan pasangan negatif (saiz kumpulan kecil digandingkan dengan varians besar dan saiz kumpulan besar digandingkan dengan varians kecil).

Kajian ini seterusnya dijalankan menggunakan data simulasi yang dijana menggunakan perisian SAS dengan fungsi *RANNOR* (SAS Institute 2009) bagi mendapatkan sampel normal piawai rawak-pseudo. Cerapan taburan *g-h* dijana melalui penjelmaan pemboleh ubah normal piawai menggunakan persamaan yang berikut:

$$Y_{ij} \begin{cases} \dfrac{eksp\left(gZ_{ij}\right)-1}{g} eksp\left(hZ_{ij}^2/2\right) & \text{untuk } g \neq 0 \\ Z_{ij} eksp\left(hZ_{ij}^2/2\right) & \text{untuk } g = 0 \end{cases}. \tag{10}$$

Keteguhan ujian pula dikaji menerusi keupayaan ujian mengawal Ralat Jenis I dengan baik. Untuk tujuan ini, pada setiap keadaan yang telah diwujudkan, 5000 set data dijana dan bagi setiap set data, 50 set sempel *bootstrap* dijana bagi tujuan mengira ralat piawai bagi MOM. Menurut Efron & Tibshirani (1993), $B = 50$ merupakan bilangan sampel *bootstrap* yang mencukupi untuk memperolehi ralat piawai yang baik bagi sesuatu indeks. Darjah keertian pula ditetapkan sebanyak $\alpha = 0.05$.

HASIL DAN PERBINCANGAN

Keteguhan kaedah pengujian seterusnya dinilai menerusi keupayaan mengawal Ralat Jenis I dengan baik. Ujian diandaikan teguh sekiranya Ralat Jenis I berada di dalam kriteria teguh seperti yang dicadangkan oleh Bradley (1978). Pada aras keertian 0.05, terdapat dua kriteria teguh yang dicadangkan iaitu kriteria liberal yang mana Ralat Jenis I berada di dalam selang 0.025 hingga 0.075 dan kriteria yang lebih ketat iaitu 0.045 hingga 0.055. Jadual 2 dan Jadual 3 mempunyai butiran lengkap keputusan kadar Ralat Jenis I yang dihasilkan oleh kaedah Alexander-Govern yang diubah suai (*AG_MOM*), kaedah Alexander-Govern yang asal (*AG_Min*) dan juga kaedah pengujian klasik (ujian-*t* atau ANOVA). Masing-masing mengikut bilangan kumpulan iaitu Jadual 2 untuk dua kumpulan dan Jadual 3 untuk empat kumpulan. Untuk keputusan kadar Ralat Jenis I yang berada di dalam selang teguh dengan kriteria liberal, tanda * digunakan manakala untuk keputusan yang memenuhi kriteria teguh ketat tanda ** digunakan.

DUA KUMPULAN

Jadual 2 menunjukkan perincian mengenai kadar Ralat Jenis I bagi kes dua kumpulan. Tanpa mengambil kira jenis pasangan saiz sampel dan varians, kaedah *AG_MOM* menunjukkan tahap kawalan kadar Ralat Jenis I yang sangat baik apabila teguh dengan kriteria ketat pada taburan

JADUAL 1. Sebahagian ciri taburan *g-h*

g	*h*	Kepencongan	Kurtosis
0.1	0.0	0.0	3.0
0.5	0	1.75	8.9
0.0	0.5	0.0	Tidak tertakrif
0.5	0.5	Tidak tertakrif	Tidak tertakrif

*Sumber: Wilox (2005)

JADUAL 2. Kadar Ralat Jenis 1 bagi ujian Alexander-Govern dan ujian-*t* (dua kumpulan)

Saiz sampel	Varians	$g = 0, h = 0$			$g = 0, h = 0.5$			$g = 0.5, h = 0$			$g = 0.5, h = 0.5$		
		AG_MOM	*AG_Min*	Ujian-*t*	*AG_MOM*	*AG_Min*	Ujian-*t*	*AG_MOM*	*AG_Min*	Ujian-*t*	*AG_MOM*	*AG_Min*	Ujian-*t*
15, 25	1, 36	0.0544**	0.0560*	0.0270*	0.0356*	0.0956	0.0130	0.0550**	0.0394*	0.0340*	0.0344*	0.0458**	0.0140
	36, 1	0.0480**	0.0478**	0.1290	0.0308*	0.0554*	0.1110	0.0498**	0.0296*	0.1540	0.0306*	0.0288*	0.1020

JADUAL 3. Kadar Ralat Jenis 1 bagi ujian Alexander-Govern dan *ANOVA* (empat kumpulan)

Saiz sampel	Varians	$g = 0, h = 0$			$g = 0, h = 0.5$			$g = 0.5, h = 0$			$g = 0.5, h = 0.5$		
		Ujian Alexander-Govern			Ujian Alexander-Govern			Ujian Alexander-Govern			Ujian Alexander-Govern		
		MOM	*Min*	*ANOVA*	*MOM*	*Min*	*ANOVA*	*MOM*	*Min*	*ANOVA*	*MOM*	*Min*	*ANOVA*
10, 15, 25, 30	1, 1, 1, 36	0.0494**	0.0534*	0.0336*	0.0230*	0.0878	0.0192	0.0488**	0.0252*	0.4860	0.0228	0.0376*	0.1492
	36, 1, 1, 1	0.0510**	0.0510**	0.2850	0.0214	0.0550*	0.2392	0.0488**	0.0264*	0.3098	0.0196	0.0292*	0.3554
	1, 4, 16, 36	0.0482**	0.0508**	0.0288*	0.0254*	0.1016	0.0150	0.0484**	0.0270*	0.0318*	0.0228	0.0422*	0.0550*
	36, 16, 4, 1	0.0528**	0.0546**	0.2224	0.0248	0.0616*	0.1754	0.0552**	0.0268*	0.2312	0.0258*	0.0298*	0.2500

$g = 0$; $h = 0$ dan taburan $g = 0.5$; $h = 0$. Manakala pada taburan yang lain, kaedah ini tetap teguh dengan kriteria liberal.

Kaedah *AG_Min* pula hanya teguh dengan kriteria ketat pada dua keadaan sahaja iaitu keadaan pertama pada taburan $g = 0$; $h = 0$ dengan saiz sampel dan varians berpasangan negatif. Keadaan kedua pula ialah apabila taburan $g = 0.5$; $h = 0.5$ dengan saiz sampel dan varians berpasangan positif. Kaedah ini didapati tidak teguh pada taburan $g = 0$; $h = 0.5$ dengan saiz sampel dan varians berpasangan positif. Pada keadaan yang lain, kaedah ini teguh tetapi hanya dengan kriteria liberal.

Manakala bagi kaedah klasik iaitu ujian-*t*, kaedah ini didapati teguh dengan kriteria liberal hanya pada keadaan saiz sampel dan varians berpasangan positif pada dua jenis taburan iaitu taburan $g = 0$; $h = 0$ dan taburan $g = 0.5$; $h = 0$. Kaedah ini ternyata tidak teguh pada keadaan data tidak normal apatah lagi sekiranya saiz sampel dan varians berpasangan secara negatif.

EMPAT KUMPULAN

Untuk kes empat kumpulan pula, perincian mengenai keputusan kadar Ralat Jenis I adalah seperti di dalam Jadual 3. Kaedah *AG_MOM* sekali lagi menunjukkan pengawalan kadar Ralat Jenis I yang baik apabila memenuhi kriteria teguh ketat untuk semua keadaan nilai varians dan jenis pasangan pada taburan $g = 0$; $h = 0$ dan $g = 0.5$; $h = 0$. Kaedah ini teguh dengan kriteria liberal pada dua keadaan iaitu apabila taburan $g = 0$; $h = 0.5$ dengan varians 1,4,16,36 yang berpasangan positif dan apabila taburan $g = 0.5$; $h = 0.5$ dengan varians 1,4,16,36 yang berpasangan secara negatif. Pada keadaan lain, kaedah ini didapati tidak teguh. Walaubagaimanapun, kadar Ralat Jenis I yang dihasilkan adalah lebih kecil dan begitu hampir dengan nilai sempadan bawah kriteria teguh.

Kaedah *AG_Min* pula didapati teguh dengan kriteria ketat untuk semua keadaan varians dan jenis pasangan apabila data tertabur $g = 0$; $h = 0$. Pada taburan $g = 0.5$; $h = 0$ dan $g = 0.5$; $h = 0.5$, kaedah ini teguh pada semua keadaan tetapi hanya memenuhi kriteria liberal. Manakala pada taburan $g = 0$; $h = 0.5$, kaedah ini tidak teguh apabila varians dan saiz sampel berpasangan secara positif hingga menghasilkan nilai kadar Ralat Jenis I yang mencecah 0.1016.

Untuk kaedah pengujian klasik iaitu *ANOVA*, kaedah ini hanya teguh dengan kriteria liberal untuk beberapa keadaan sahaja iaitu pada taburan $g = 0$; $h = 0$ dengan varians dan saiz sampel berpasangan positif, dan juga pada taburan $g = 0.5$; $h = 0$ dan $g = 0.5$; $h = 0.5$, dengan varians 1,4,16,36 yang berpasangan positif. Pada keadaan lain kaedah ini tidak teguh malah kadar Ralat Jenis I yang terhasil adalah sangat besar hingga mencapai 0.4860.

KESIMPULAN

Adaptasi penganggar teguh *MOM* ke dalam ujian Alexander-Govern ternyata mampu menambah keteguhan kaedah ini apabila semua kadar Ralat Jenis I yang dihasilkan berada di dalam selang kriteria teguh bagi kes dua kumpulan. Keteguhan kaedah ini didapati paling baik pada data yang tertabur normal dan terpencong kerana memenuhi kriteria teguh ketat. Apabila bilangan kumpulan ditingkatkan kepada empat, keteguhan kaedah ini pada data normal dan terpencong masih kekal dengan kadar Ralat Jenis I memenuhi kriteria teguh ketat. Namun pada data yang berhujung berat yang diwakili oleh $g = 0$; $h = 0.5$ dan $g = 0.5$; $h = 0.5$, kaedah ini didapati tidak teguh pada beberapa keadaan, tetapi kadar Ralat Jenis I yang terhasil adalah hampir dengan nilai sempadan bawah kriteria teguh. Secara keseluruhannya kaedah ini sangat sesuai bagi menangani masalah pengujian kesamaan kumpulan apabila berhadapan dengan data pencong.

RUJUKAN

Alexander, R.A., & Govern, D.M. 1994. A new and simpler approximation for *ANOVA* under variance heterogeneity. *Journal of Educational Statistics* 19(2): 91-101.

Bradley, J.V. 1978. Robustness? *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology* (31): 144-152.

Efron, B. & Tibshirani, R.J. 1993. *An Introduction to the Bootstrap,* New York: Chapman & Hall, Inc.

Hoaglin, D.C., Mosteller, F. & Tukey, J.W. 1983. *Understanding Robust and Exploratory Data Analysis*: New York: John Wiley & Sons, Inc.

Myers, L. 1998. Comparability of the James' second-order approximation test and the Alexander and Govern *A* statistic for non-normal heteroscedastic data. *Journal of Statistical Computational Simulation* 60: 207-222.

SAS Institute Inc. 2009. *SAS/IML 9.2 User's guide*. SAS Institute Inc, Cary, NC.

Schneider, P.J. & Penfield, D.A. 1997. Alexander and Govern's approximation: Providing an alternative to *ANOVA* under variance heterogeneity. *Journal of Experimental Education* 65(3): 271-287.

Syed Yahaya, S.S., Othman, A.R. & Keselman, H.J. 2006. Comparing the "typical score" across independent groups based on different criteria for trimming. *Metodološki zvezki,* 3(1): 49-62.

Wilcox, R.R. 2005. *Introduction to Robust Estimation and Hypothesis Testing* (2nd ed.): California: Academic Press.

Suhaida Abdullah*
Kolej Sastera dan Sains
Bangunan Sains Kuantitatif
Universiti Utara Malaysia
06010 Sintok, Kedah
Malaysia

Sharipah Soaad Syed Yahaya
Kolej Sastera dan Sains
Bangunan Sains Kuantitatif
Universiti Utara Malaysia
06010 Sintok, Kedah
Malaysia

Abdul Rahman Othman
Institut Pengajian Siswazah

Universiti Sains Malaysia
Minden Pulau Pinang
Malaysia

*Pengarang untuk surat-menyurat; email: suhaida@uum.edu.my

Diserahkan: 7 Julai 2010
Diterima: 17 Januari 2011