

ASUMSI-ASUMSI DALAM INFERENSI STATISTIKA

Saifuddin Azwar

PENGANTAR

Berbeda dari statistika nonparametrik yang disebut dengan *distribution-free statistics* atau disebut juga statistika sampel kecil, statistika parametrik diderivasi dari model distribusi normal atau distribusi-distribusi skor populasi tertentu. Di samping itu, rumusan tehnik-tehnik komputasi guna pengambilan kesimpulan (inferensi) lewat uji statistika parametrik didasarkan pada model distribusi yang diketahui, sehingga penggunaannya pun dilandasi oleh berlakunya asumsi bahwa ada kesesuaian antara data sampel dengan model distribusi yang bersangkutan (*data-model fit*).

Kekhawatiran bahwa data sampel tidak terdistribusi mengikuti model data populasi yang diasumsikan atau tidak memenuhi kondisi yang disyaratkan bagi penggunaan tehnik komputasi tertentu menyebabkan banyak para peneliti sosial pemakai statistika melakukan lebih dahulu pengujian asumsi sebelum melakukan uji hipotesis. Pada hampir semua skripsi S1, thesis S2, dan bahkan disertasi S3 psikologi dapat kita temui laporan hasil berbagai uji asumsi yang dilakukan sebelum pengujian hipotesisnya sehingga terdapat kesan kuat sekali bahwa uji asumsi merupakan prasyarat dan bagian yang tak terpisahkan yang mendahului analisis data penelitian. Kepanikan terjadi apabila hasil uji asumsi ternyata tidak sesuai dengan harapan. Berbagai reaksi timbul mulai dari reaksi wajar berupa usaha untuk menggunakan alternatif model uji yang lebih cocok dengan data, transformasi data agar sesuai dengan model yang diinginkan, sampai pada usaha-usaha memanipulasi data agar tampak memenuhi asumsi yang diinginkan. Sayangnya seringkali hal itu dilakukan tanpa pemahaman yang cukup mengenai permasalahan yang sedang dihadapi sehingga ada peneliti yang melakukan '*trimming*' atau pemangkasan terhadap subjek yang dianggapnya sebagai '*outliers*' agar datanya terdistribusi mengikuti model linier, dan ada pula praktisi yang mencoba menggunakan model matematis yang terlalu kompleks

bagi tujuan penelitiannya sehingga malah menjadikan kesimpulan analisisnya sulit dicerna oleh pembaca awam.

Pertanyaan yang mungkin timbul di kalangan pengguna statistika adalah: "Seberapa perlukah uji asumsi dilakukan sebelum melakukan uji hipotesis?"

Dari makna kata, asumsi (*assumption*) berarti *a statement accepted true without proof* (Encarta 97 Encyclopedia) atau *something taken for granted* (Random House Webster's Unabridged Dictionary). Kedua makna kata itu tentu berlaku juga bagi pengertian asumsi statistika. Oleh karena itu dalam inferensi statistika, data yang akan dianalisis dianggap memenuhi asumsi-asumsi yang disyaratkan bagi formula komputasinya. Analisis dapat dilakukan tanpa harus melakukan pemeriksaan terlebih dahulu terhadap terpenuhi-tidaknya asumsi yang bersangkutan. Kalaupun ternyata kemudian bahwa data yang digunakan tidak sesuai dengan asumsi-asumsinya, maka kesimpulan hasil analisisnya tidak selalu invalid.

Dalam situasi aplikasi, asumsi-asumsi bagi distribusi sampling dibuat sebagai dasar legitimasi pemilihan tehnik komputasi tertentu guna pengujian suatu hipotesis. Asumsi ini jarang atau bahkan tidak pernah benar-benar diuji terhadap data sampel melainkan langsung dianggap benar (Hays & Winkler, 1971). Asumsi bahwa sampel diambil secara random dan bahwa distribusi populasi adalah normal merupakan dua contoh asumsi yang merupakan formalitas dalam analisis.

Kita akan melihat dengan lebih seksama akan asumsi-asumsi yang diberlakukan pada beberapa macam analisis. Dalam hal ini dipilih dua macam kelompok analisis yang paling biasa dilakukan oleh para peneliti.

ANALISIS VARIAN

Dalam bentuknya yang sederhana, analisis varians digunakan untuk menguji perbedaan efek di antara paling tidak tiga macam perlakuan yang berbeda melalui statistik F yang merupakan rasio mean kuadrat perlakuan dengan mean kuadrat error. Mean kuadrat adalah jumlah dari kuadrat deviasi skor dari mean (JK) dibagi oleh derajat kebebasan (db)nya.

Partisi jumlah kuadrat skor dan derajat kebebasan adalah

$$JK_{\text{total}} = JK_{\text{antar kelompok}} + JK_{\text{error}}$$

$$db_{\text{total}} = db_{\text{antar kelompok}} + db_{\text{error}}$$

sedangkan statistik $F = \frac{MK_{\text{antar kelompok}}}{MK_{\text{error}}} \longrightarrow F_{(\alpha/2; k-1; n-k)}$

Sepanjang menyangkut komputasi jumlah kuadrat dan mean kudrat pada data sampel, tidak diperlukan adanya asumsi apapun mengenai distribusi data. Namun untuk menggunakan data sampel sebagai dasar inferensi mengenai ada-tidaknya efek populasi, diperlukan tiga asumsi (Hays & Winkler, 1971; Hays, 1973), yaitu:

1. Bagi setiap populasi perlakuan j , eror e_{ij} terdistribusi secara normal.
2. Bagi setiap populasi j , distribusi e_{ij} memiliki varians yang sama, yaitu σ_e^2 .
3. Eror yang terjadi pada setiap pasangan kasus bersifat independen.

Myers (1979) menambahkan asumsi keempat -yang apabila ketiga asumsi terdahulu valid maka harga statistik F yang signifikan akan meruntuhkan asumsi ini- yaitu:

4. Hipotesis nihil adalah benar.

Prosedur analisis varian dilakukan guna menguji hipotesis yang mengambil bentuk:

$$H_a ; \mu_1 \neq \mu_2 \neq \mu_3 \neq \dots \neq \mu_j$$

dengan hipotesis nihil

$$H_0 ; \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \dots = \mu_j$$

Apakah konsekuensinya apabila di antara asumsi-asumsi di atas ada yang tidak terpenuhi?

Asumsi pertama yang menyebutkan bahwa eror e_{ij} bagi setiap populasi perlakuan j terdistribusi secara normal adalah identik dengan mengatakan bahwa skor variabel dependen Y_{ij} bagi masing-masing populasi perlakuan terdistribusi normal. Ternyata bahwa inferensi terhadap mean yang valid pada distribusi skor normal juga akan valid pada distribusi yang tidak normal, asalkan n pada masing-masing sampel cukup besar. Hal ini antara lain dikarenakan distribusi sampling dari sampel random berukuran n dari suatu distribusi populasi yang memiliki μ tertentu dan σ^2 tertentu, akan berbentuk normal $N(0,1)$ apabila $n \rightarrow \infty$ (*central limit theorem*; Hogg & Tanis, 1977). Oleh karena itu, kita tidak perlu terlalu mengkhawatirkan asumsi normalitas ini sepanjang kita memiliki cukup banyak subjek bagi masing-masing sampel perlakuan. Di mana kita merasa bahwa normalitas distribusi skor tidak terpenuhi maka kita hanya perlu mengambil subjek dalam jumlah yang lebih banyak.

Uji normalitas distribusi Y_{ij} pada sampel ---seperti yang biasanya dilakukan lewat uji χ^2 *goodness of fit*--- tidak perlu dilakukan dikarenakan distribusi harga F tidak banyak terpengaruh oleh penyimpangan normalitas distribusi. Pernyataan ini didukung

oleh bukti-bukti matematis (Scheffé, 1959 dalam Myers, 1979) dan bukti studi empiris (Boneau, 1960; Bradley, 1964; Donaldson, 1968; Lindquist, 1953 dalam Myers, 1979).

Asumsi ke dua mengatakan bahwa varian eror di antara masing-masing populasi perlakuan adalah setara (homogen). Implikasi dari asumsi ini adalah bahwa varian skor Y_{ij} pada masing-masing kelompok j adalah setara (yaitu $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \dots = \sigma_j^2$).

Banyak praktisi yang melakukan uji heterogenitas varian pada data sampel dan menggunakan hasilnya sebagai dasar untuk menyatakan sah-tidaknya penggunaan analisis varian. Untuk itu memang terdapat beberapa metode pengujian heterogenitas varian seperti tes Hartley, tes Bartlett, tes Levene, dan lain-lain. Namun kegunaan berbagai tes ini mendahului analisis varian adalah tidak jelas. Isunya bukanlah apakah varian-varian populasi itu berbeda akan tetapi apakah perbedaan yang ada cukup besar sehingga mengakibatkan rasio mean kuadrat pada analisis varian menjadi tidak lagi terdistribusi sebagai F (Myers, 1979). Di samping itu, tes heterogenitas varian yang biasanya digunakan ternyata sangat sensitif terhadap ketidaknormalan distribusi populasi sehingga para ahli statistik menganggap prosedur uji homogenitas ini tidak *robust*. Dengan demikian uji heterogenitas varian sebelum melakukan analisis varian tidak banyak memiliki nilai praktis, dan pendapat mutakhir mengatakan bahwa analisis varian dapat dan seharusnya dilakukan tanpa melakukan uji heterogenitas varian lebih dahulu, terutama apabila besarnya n dalam setiap kelompok sampel adalah sama (Box, 1953, 1954 dalam Hays, 1973).

Asumsi homogenitas varian ini dapat diabaikan tanpa resiko yang besar selama kita memiliki jumlah n yang sama dalam setiap sampel perlakuan. Sebaliknya, apabila jumlah n dalam masing-masing sampel perlakuan tidak sama maka pelanggaran asumsi homogenitas varian dapat membawa konsekuensi serius terhadap validitas inferensi/kesimpulan analisis akhir akibat terjadinya distorsi eror tipe I. Dalam kasus n pada kelompok sampel tidak sama atau kasus perbedaan varian yang sangat besar di antara kelompok perlakuan, uji signifikansi F masih dapat dilakukan sesuai dengan level α yang dikehendaki asalkan distribusi populasi perlakuan masih mendekati normal. Dengan demikian, selama kita memiliki alasan yang cukup layak untuk menganggap bahwa varian-varian di antara kelompok perlakuan adalah setara, kita dapat terus melakukan uji F tanpa kekhawatiran, namun bila kita merasa sangsi akan homogenitas varian yang terlibat maka gunakanlah n yang setara bagi setiap kelompok sampel.

Asumsi yang ke tiga justru merupakan asumsi yang terpenting, yaitu independensi eror di antara setiap pasangan kasus. Pelanggaran terhadap asumsi ini berakibat sangat serius bagi validitas inferensi dari penggunaan statistik F dalam analisis varian. Oleh karena itu, pelaku eksperimen harus benar-benar berusaha agar data yang diperoleh dalam eksperimennya dihasilkan dari pengukuran yang independen baik dalam kelompok maupun antar kelompok, yaitu setiap hasil pengukuran harus sama sekali lepas dari pengaruh hasil pengukuran yang lain. Hal ini terutama harus menjadi perhatian dalam desain analisis varian efek terbatas (*fixed effects analysis of variance*). Asumsi yang penting ini, tidak untuk diuji terpenuhi atau tidaknya, melainkan sebagai pegangan bagi peneliti agar selalu menjaga independensi pengukurannya. Legitimasi penggunaan statistik F lebih tergantung pada sejauhmana prosedur pengukuran dan desain yang digunakan dalam eksperimen dapat meyakinkan adanya independensi tersebut.

Bilamana setiap subjek hanya dikenai pengukuran satu kali dan masing-masing subjek ditempatkan secara random (*randomly assigned*) ke dalam kelompok perlakuan maka asumsi independensi ini pada umumnya dapat terpenuhi (Myers, 1979). Namun dalam *repeated measurement designs* asumsi tersebut jelas tidak dapat diberlakukan. Pengulangan pengukuran pada subjek yang sama akan menghasilkan skor yang sedikit-banyak tentu berkorelasi satu sama lain. Korelasi positif akan membawa akibat membesarnya probabilitas eror tipe I sedangkan korelasi negatif akan menurunkan probabilitas eror tipe I (Cochran, 1967; Scheffé, 1959 dalam Myers, 1979).

Dalam kaitan ini, bilamana peneliti menggunakan analisis varian dan memperoleh harga F yang lebih kecil dari 1 maka selalu diputuskan untuk menerima H_0 dan menyatakan tidak signifikannya perbedaan efek antar kelompok perlakuan. Memang benar bahwa apabila hipotesis nihil adalah benar maka kita akan berharap memperoleh harga F yang mendekati 1. Namun demikian harga F yang kurang dari 1, bahkan mendekati 0, dapat saja terjadi lepas dari apakah H_0 yang benar ataukah H_a yang benar (Hays & Winkler, 1971). Terjadinya harga F yang sangat kecil dapat juga merupakan pertanda bagi peneliti akan kemungkinan adanya asumsi yang tidak terpenuhi dalam penggunaan analisis. Pada saat itulah peneliti diminta mencermati data, prosedur pengukuran, dan desain eksperimennya terhadap kemungkinan adanya asumsi yang tidak terpenuhi.

KORELASI DAN REGRESI LINIER

Dalam situasi bivariat, analisis korelasi linier melibatkan satu variabel (X) dan satu variabel lain (Y) yang tujuannya adalah melihat arah dan kekuatan hubungan linier yang ada di antara kedua variabel yang bersangkutan.

Kekuatan hubungan yang ada di antara X dan Y dinyatakan oleh koefisien korelasi r_{xy} sebagai estimat terhadap parameter korelasi pada populasinya, sedangkan arah hubungan terlihat dari tanda negatif atau positif pada statistik r_{xy} . Signifikansi hubungan linier antara X dan Y diuji lewat statistik t terhadap hipotesis:

$$H_a : \rho_{xy} \neq 0$$

dengan hipotesis nihil

$$H_0 : \rho_{xy} = 0$$

dan statistik $t = [r_{xy}\sqrt{(n-2)}] / \sqrt{(1-r_{xy}^2)} \rightarrow t_{(\alpha/2;n-2)}$

Koefisien korelasi memperlihatkan hubungan yang bersifat timbal balik ($r_{xy} = r_{yx}$) dan karenanya tidaklah penting untuk menyatakan variabel manakah yang berlaku sebagai variabel independen dan yang mana sebagai variabel dependen.

Koefisien korelasi yang signifikan membawa kepada penggunaan fungsi linier dari korelasi itu untuk melakukan prediksi, yaitu dengan menentukan persamaan garis regresi. Dalam situasi prediksi ini harus ditentukan lebih dahulu manakah variabel yang berlaku sebagai independen (*predictor*) dan mana yang berlaku sebagai dependen (*criterion*).

Apabila X diidentifikasi sebagai prediktor terhadap Y, maka persamaan regresi linier dirumuskan sebagai:

$$\hat{y} = b_{y,x}(x-M_x)+M_y$$

di mana

$$b_{y,x} = r_{xy}S_y/S_x$$

$$r_{xy} = S_{xy}/S_xS_y.$$

Dalam buku-buku lama banyak dipersoalkan mengenai kelayakan penggunaan rumus komputasi korelasi dan regresi pada data sampel. Sebenarnya, sebatas menyangkut penggunaan rumus komputasi itu guna menghasilkan statistik deskriptif data sampel, sama sekali tidak diperlukan asumsi apa pun mengenai bentuk distribusi data skor, mengenai variabilitas skor Y dalam setiap level X (yaitu $\sigma_{y|x}^2$), dan

mengenai level pengukuran masing-masing variabelnya (Hays, 1973 pp. 635-636, Cohen & Cohen, 1975 p. 48). Oleh karena itu komputasi koefisien korelasi dan persamaan regresi pada data sampel akan selalu valid untuk menggambarkan hubungan linier yang ada serta memakainya untuk prediksi pada data sampel yang bersangkutan.

Persoalannya menjadi lain bilamana statistik tersebut akan digunakan untuk inferensi mengenai hubungan yang sebenarnya ada dalam populasi dari mana sampel yang bersangkutan ditarik secara random. Penggunaan koefisien korelasi dan persamaan regresi untuk prediksi di luar data sampel memang menghendaki berlakunya beberapa asumsi (Hays, 1973; Ostle & Mensing, 1979; Kleinbaum & Kupper, 1978).

Mengikuti model umum regresi linier

$$Y_{ij} = \mu_y + \beta_{y.x}(X_j - \mu_x) + e_{ij}$$

maka asumsi-asumsi lain yang diberlakukan adalah:

1. Dalam setiap populasi j , distribusi skor Y_{ij} adalah normal
2. Dalam setiap populasi j , varian error σ_e^2 adalah sama
3. Error e_{ij} bersifat independen
4. Variabel X diukur tanpa kesalahan

Perhatikan bahwa asumsi-asumsi tersebut sebenarnya identik dengan asumsi-asumsi yang mendasari penggunaan analisis varian desain terbatas (*fixed effects*). Perhatikan pula bahwa sama sekali tidak terdapat asumsi apa pun yang menyangkut distribusi skor X sebagai prediktor.

Sebagaimana pada kasus inferensi statistika yang lain, sekalipun validnya asumsi-asumsi mengenai karakteristik populasi itu dapat meningkatkan banyaknya inferensi yang berguna, namun pembuktian kebenarannya tidaklah esensial. Bahkan bukti-bukti memperlihatkan bahwa penyimpangan yang cukup substansial pun dari asumsi-asumsi itu hanya mengakibatkan eror inferensi yang kecil (Cohen & Cohen, 1975). Sejumlah studi (Binder, 1959; Boneau, 1960; Cochran, 1947; Donaldson, 1968; dalam Cohen & Cohen, 1975) memperlihatkan kekebalan (*robustness*) uji t dan uji F terhadap pelanggaran asumsi distribusi dan asumsi lainnya, sekalipun signifikansi yang digunakan dalam situasi seperti itu mengandung kemungkinan under-atau overestimasi terhadap besarnya peluang eror tipe I (yaitu α) yang sebenarnya.

Dalam kasus regresi/korelasi, pemeriksaan akan kemungkinan tidak terpenuhinya asumsi-asumsi mengenai populasi pada umumnya dilakukan secara aposteriori, bukan mendahului analisis (apriori). Apabila uji signifikansi r atau $b_{y,x}$ menghasilkan penolakan H_0 maka semua asumsi yang diperlukan benar-benar dianggap berlaku (*taken for granted*). Sebaliknya apabila statistik r atau $b_{y,x}$ terlalu kecil sehingga gagal menolak H_0 dalam level signifikansi yang layak, barulah mungkin dirasakan perlunya untuk melakukan pemeriksaan asumsi-asumsi.

Suatu harga r yang kecil akan menghasilkan r^2 yang juga kecil. Padahal, statistik r^2 di samping disebut koefisien determinasi ---yaitu proporsi varian Y yang dapat dijelaskan oleh hubungan liniernya dengan varian X --- merupakan pula kuadrat dari koefisien korelasi antara Y (skor variabel kriteria) dan \hat{y} (skor yang diprediksi berdasar hubungan linier X dan Y). Oleh karena itu kecilnya harga r^2 merupakan salah-satu indikasi tidak terpenuhinya asumsi linieritas antara X dan Y , sekalipun hal itu tidak selalu berarti bahwa antara X dan Y tidak memiliki hubungan apa pun. Untuk lebih meyakinkan mengenai ketidakcocokan model linier ini, maka dapat dilakukan *plotting* berupa plot skor mentah X dan Y (*scatterplot*).

Dalam situasi multivariat, di mana analisis korelasi/regresi ganda melibatkan lebih dari satu variabel (X) sebagai prediktor dan satu variabel lain (Y) sebagai kriteria, kelayakan model linier dapat dilihat pada plot antara nilai prediktif \hat{y} dengan nilai residual (*error*)nya. Apabila asumsi linieritas terpenuhi, plot antara \hat{y} dengan residual tidak memperlihatkan pola yang sistematis. Memang biasanya kecocokan model dengan data tidak diketahui lebih dahulu sehingga pemeriksaan model kemudian difokuskan pada analisis residual (Norušis, 1986).

Histogram residual merupakan salah-satu cara mudah untuk memeriksa normalitas distribusi. Gambar yang tersaji lewat SPSS, misalnya, langsung memberikan ilustrasi normalitas distribusi yang dapat ditafsirkan sebagai terpenuhi atau tidaknya asumsi normalitas. Cara lain adalah dengan membuat plot antara distribusi kumulatif antara residual dengan residual harapan. Apabila asumsi normalitas terpenuhi, maka keduanya akan membentuk garis lurus menaik yang identik.

Asumsi homogenitas varian eror (*homoscedasticity*) diperiksa lewat plot antara nilai prediktif \hat{y} dengan nilai residual sebagaimana digunakan dalam pemeriksaan linieritas. Bila terdapat pola penyebaran residual yang berubah membesar atau mengecil sejalan dengan perubahan nilai prediksinya maka homogenitas varian eror patut dipertanyakan.

Asumsi independensi eror dapat diperiksa lewat letak nilai residual yang diplot berdasar sekuen atau urutan kasus yang terjadi (*casewise serial plot*). Bila terdapat pola yang sistematis maka merupakan indikasi adanya dependensi eror. Adanya korelasi atau hubungan antara eror secara sekuensial ini dapat juga dilihat lewat statistik D (*Durbin-Watson*). Statistik D yang kecil berarti adanya korelasi positif di antara eror sekuensial sedangkan statistik D yang besar berarti adanya korelasi negatif di antara eror sekuensial.

Sebenarnya, jarang terjadi kasus di mana analisis dapat dilakukan tanpa pelanggaran satu atau lebih asumsinya. Norušis (1986) mengatakan bahwa pernyataan itu tidak berarti kita boleh mengabaikan begitu saja asumsi-asumsi yang diperlukan karena apabila data yang dimiliki terlalu jauh dari asumsi yang mendasari modelnya maka interpretasi dan aplikasi hasil analisis dapat menjadi masalah.

Di samping asumsi-asumsi yang telah dikemukakan di atas, dalam pemakaian analisis regresi ganda masih terdapat satu permasalahan yang perlu mendapat perhatian, yaitu bila-mana interkorelasi di antara prediktor-prediktor yang ada cukup tinggi (*multicollinearity*). Bila prediktor-prediktor saling berkorelasi tinggi maka varian estimatornya juga akan meningkat dan dapat menghasilkan kuadrat koefisien korelasi ganda (R^2) yang signifikan, sekalipun dalam persamaan regresinya masing-masing prediktor yang bersangkutan sebetulnya tidak memiliki koefisien b yang signifikan. Hal itu tentu akan memberikan kesimpulan yang keliru mengenai fungsi prediksi variabel-variabel yang bersangkutan.

Untuk memeriksa apakah multikolinieritas itu terjadi, peneliti dapat menghitung interkorelasi antar variabel prediktor dan menyajikannya dalam bentuk matriks korelasi. Koefisien korelasi yang besar dalam matriks selalu merupakan pertanda adanya multi-kolinieritas, sekalipun multikolinieritas itu sendiri masih dapat terjadi tanpa adanya koefisien korelasi yang besar di antara prediktor-prediktor.

Cara lain untuk mendeteksi adanya multikolinieritas adalah dengan melihat besar-kecilnya angka *tolerance*. *Tolerance* didefinisikan sebagai proporsi variabilitas suatu variabel yang tidak dijelaskan oleh variabel-variabel lain, yaitu $(1 - R_i^2)$. Harga *tolerance* yang kecil menandakan adanya interdependensi antara variabel yang bersangkutan dengan variabel-variabel prediktor lainnya, dan merupakan pertanda adanya multikolinieritas.

Dengan demikian dapat dikatakan bahwa ---sepanjang tidak ada alasan kuat untuk me-ragukan kesesuaian antara model analisis dengan data yang dimiliki---tehnik-tehnik analisis statistika untuk pengambilan kesimpulan dapat digunakan tanpa

mendahuluinya dengan uji asumsi. Sebaliknya, bilamana ada keraguan mengenai datanya, maka cara aman dalam menggunakan analisis varian adalah dengan mengambil sampel yang cukup besar dan menggunakan jumlah n yang kurang-lebih sama dalam setiap kelompok perlakuan; sedangkan dalam analisis regresi lakukanlah analisis residual bilamana diperoleh R^2 yang tidak signifikan atau gunakan model regresi yang lebih sesuai dengan data yang dimiliki.

DAFTAR PUSTAKA

- Cohen, J. & Cohen, P. : *Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral Sciences*. Hilldale, NJ.: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers, 1975.
- Hays. W.L. & Winkler, R.L. : *Statistics - Probability, Inference, and Decision*. New York: Holt, Rinehart and Winston Inc., 1971.
- Hays. W.L. : *Statistics for the Behavioral Sciences*, 2nd edition. New York: Holt, Rinehart and Winston Inc., 1973.
- Hogg, R.V. & Tanis, E.A. : *Probability and Statistical Inference*. New York: Macmillan Publishing Co., Inc., 1977.
- Kleinbaum, D.G. & Kupper, L.L. : *Applied Regression Analysis and Other Multivariable Methods*. North Scituate, MA. : Duxbury Press, 1978.
- Myers, J.L. : *Fundamentals of Experimental Design*, 3rd edition. Boston: Allyn and Bacon, Inc., 1979.
- Norušis, M.J. : *SPSS/PC+™ - for the IBM PC/XT/AT*. Chicago, Ill., : SPSS Inc., 1986.
- Ostle, B. & Mensing, R.W. : *Statistics in Research - Basic Concepts and techniques for Research Workers*, 3rd edition. Ames: The Iowa State University Press, 1979.
- Winer, B.J.: *Statistical Principles in Experimental Design*, 2nd edition. Tokyo: McGraw-Hill Kogakusha, Ltd., 1971.