Eltiraĵo el
Acta Sanmarinensia 2.5/1992
ISBN 83-85033-07-1

Prezentata en TTT sub la URL:
http://www.forst.uni-muenchen.de/publ/quednau/hipotez.html

De tiu-ĉi publikaĵo estas haveblaj tradukaĵoj en la lingvoj : germana

Pri la testado de statistikaj hipotezaroj

de H. D. Quednau, München (D)
(Prelego prezentita dum SUS 5 en San Marino, aŭgusto 1988)

Resumo
Per praktika ekzemplo estas demonstrata la neceso de multoblaj testprocedoj, kaj la plej simplaj kaj fundamentaj el ili estas prezentataj, nome la simpla Bonferroni- kaj la Bonferroni-Holm-procedoj. Estas montrate, kiel eblas plibonigi la Bonferroni-Holm-procedon per procedo proponita de Shaffer (1986) se la testhipotezoj interdependas, kaj kiamaniere oni modifu la procedon, se unu el la testhipotezoj estas globala.

Zusammenfassung
An einem praktischen Beispiel wird dargestellt, warum multiple Testverfahren notwendig sind, und es werden die einfachsten und grundlegenden dieser Verfahren vorgestellt, nämlich das einfache Bonferroni- und das Bonferroni-Holm-Verfahren. Es wird gezeigt, wie sich die Bonferroni-Holm-Prozedur bei gegenseitiger Abhängigkeit der Testhypothesen durch ein von Shaffer (1986) vorgeschlagenes Verfahren verbessern läßt, und wie die Verfahren zu modifizieren sind, wenn eine der Testhypothesen eine Globalhypothese ist.

En la kursoj pri aplika statistiko, kiuj iĝas devigaj en pli kaj pli da universitatnivelaj studadoj, plejofte la procedmaniero de la konkluda statistiko estas prezentata jene : Dum scienca esploro oni ekhavas supozon pri iu fakto. Tiun supozon oni transformas en statistikan hipotezo-paron, konsistanta el la test-hipotezo H_0, kiun oni provos malpruvi, kaj la alternativhipotezo H_1, kiun oni akceptos, se H_0 fakte malakceptendas. Oni difinas la populacion, por kiu validu la akirota rezulto, kaj elektas la teston por H_0. El la populacio oni prenas aleatoran specimenon, el ĝi per mezurado aŭ nombrado oni akiras nombrojn, kiuj konsistigas aleatoran samplon. Per tiu samplo oni kalkulas test-adedon* kaj el la test-adedo - la malakceptigan adedon* por la koncernata H_0-H_1-paro. Se la malakceptiga adedo malplias ol la krita* valoro α (kiu plej ofte egalas al

0.05), tio signifas, ke H_0 estu malakceptata. Tia procedmaniero certigas, ke la erarprobablo de unua speco nepre malpliedas* ol α ; alivorte : Se H_0 estas vera, tiam oni erare malakceptas ĝin kun probablo $\leq \alpha$.

Por doni etan ekzemplon: Imagu, ke bredisto kreis novan variaĵon de tritiko, kaj li volas pruvi, ke ĝi estas pli taŭga ol iu ĝis nun uzata. Li decidas mezuri la "taŭgecon" per la spiko-pezo. Ĉar per statistika testo oni ne povas prijuĝi nefinie malgrandan diferencon, li difinas kritan diferencon d kaj formulas la hipotezo-paron :

$$H_0 : \mu_{nov} - \mu_{kut} \leq d \quad ; \quad H_1 : \mu_{nov} - \mu_{kut} > d \quad ;$$

kie $\mu_{[\mathrm{nov,kut}]}$ estas la ekspekto de la spiko-pezo de la nova resp. la kutima variaĵo. La populacio estas fikcia, ĝi egalas la nefinian aron de ĉiuj imageblaj tritiko-plantoj, apartenantaj al unu el la 2 esplorataj variaĵoj kaj kreskigitaj en la kondiĉoj difinitaj per la esploro. La testhipotezon oni planas testi per la t-testo. Oni faras eksperimenton, kreskigante la tritiko-plantojn laŭ tute aleatorigita eksperimento-plano kaj prenas tiujn tritikojn kiel specimenon. Pezante iliajn spikojn, oni akiras nombraron, kiu reprezentas la samplon, kaj el ĝi oni kalkulas la test-adedon* T. Se H_0 estas vera, tiam $T \sim t(n_{nov} - n_{kut} - 2)$. Ĉar temas en nia kazo pri unuflanka testo, kies krita (H_0-malakceptiga) regiono konsistas el la supera parto de la reela akso, la malakceptiga adedo

$$\text{m.a.a.} = 1 - \int_{-\infty}^{T} DF\left[t\left(n_{nov} + n_{kut} - 2\right)\right](\phi)\, d\phi\,,$$

kie $DF\,[t(n)]$ estas ls denso-funkciono* de la t-distribuo kun n liberogradoj.

En ĉi-tiu ekzemplo la procedmaniero tute konformis kun la baza, konata statistika metodaro. Bedaŭrinde en la praktiko kutime la situacio estas pli komplika. Plejofte oni ne havas **unu** supozon, testeblan per **unu** testo, kiu liveras **unu** malakceptigan adedon kaj per tio ebligas aserton kun precize konata unua-speca erarprobablo. La ĵus priparolita bredisto ekzemple ne nur interesiĝas pri la spiko-pezo, sed samtempe ankaŭ pri la gusto, la bak- kaj muel-eblecoj, la rezistoj kontraŭ virusoj, fungoj kaj insektoj ktp. Li do havas tutan **aron** da supozoj, kiun li transformas en aron da hipotezoj H_0^1 ĝis H_0^k, kiuj en ĉi-tiu kazo aspektas inter si simile, nome

$$H_0^j \;:\; \mu_{nov,j} - \mu_{kut,j} \leq d_j \quad ; \quad H_1^j \;:\; \mu_{nov,j} - \mu_{kut,j} > d_j \quad ; \quad j = 1, .., k$$

Ni supozu, ke $k = 5$, kaj ke la testaro liveris la malakceptigajn adedojn montritajn per tabelo 1.

Tabelo 1

testo	m.a.a	sign. laŭ B.	rango de m.a.a	krita limo laŭ B.H.met.	sign. laŭ B.H.
1	0.011		(2)	0.0125	+
2	0.062		(5)	0.0500	
3	0.015		(3)	0.0167	+
4	0.040		(4)	0.0250	
5	0.002	+	(1)	0.0100	+

Se oni transformus tiun testar-rezulton en la aserton "La nova variaĵo superas la kutiman minimume laŭ kvalitoj 1,3,4 kaj 5 per la respektivaj kritaj diferencoj", tiam tiu aserto ne havas la postulitan erarprobablon de $\alpha = 0.05$, sed pli grandan. La konata procedmaniero "Malakceptu la testhipotezon, se la malakceptiga adedo malplias ol α" validas nur, se aplikata al ununura testo. Se oni malkritikeme aplikas ĝin al aro de eble multaj hipotezoj, tiam la erarprobablo povas facile superi eĉ 50 elcentojn. Oni do nepre bezonas proceduron, kiu garantias la erarprobablon ankaŭ por aserto kiu bazas sur la rezultoj de pluraj testoj, aplikataj al tuta hipotezaro. Tia procedo nomiĝas **multobla testprocedo**. Ĝi elektas el la aro de testitaj testhipotezoj sub-aron de malakceptendaj testhipotezoj kaj garantias, ke, kun probablo plieda ol $1 - \alpha$, **neniu** el la malakceptataj hipotezoj estas vera, do malakceptata erare. La erarprobablo ligita al tia testprocedo nomiĝas **multobla erarprobablo**.

La grandstila okupiĝo pri la teorio de la multobla testado komenciĝis per la fundamenta publikaĵo de Gabriel (1969). Tre klaran superrigardon de la bazaj konceptoj laŭ matematika vidpunkto donas Sonnemann (1981,1982).

La plej konata (eble oni diru la malplej malkonata) kaj samtempe plej simpla el tiuj procedoj estas la Bonferroni-procedo. Ĝi bazas sur la jena ne-egalaĵo, publikigita de **Bonferroni** (1936) : Estu $B_i (i = 1, .., k)$ okazoj, kiuj havu la respektivajn probablojn $P(B_i)$. Tiam por la kunigaĵoj de la B_i, (tio signifas ke okazas B_1 **aŭ** .. **aŭ** B_k) validas

$$P\,(\bigcup_{j=1}^{k} B_j) \;\leq\; \sum_{j=1}^{k} P(B_j)$$

Tiun lemon oni povas apliki por konstrui multoblan testprocedon : Estu B_j la okazo : "H_0^j estas **erare** malakceptata". Se ni aplikas al H_0^j teston kun unuobla erarprobablo α/k, tiam $P(B_j)$ estas aŭ egala al α/k (nome se H_0^j estas vera) aŭ egala al 0 (se H_0^j estas malvera, ĉar malvera hipotezo ne povas **erare** malakceptati). Do ĉiu-okaze $P(B_j)$ malpliedas ol α/k, sekve la sumo de la B_j malpliedas ol α.

El tio sekvas, kiamaniere konstrueblas testprocedo, kiu garantias la multoblan erarprobablon α : Oni malakceptas tiujn testhipotezojn, kiuj liveras malakceptigan adedon malplian al α/k.

Ni apliku tion al la testrezultaro indikita per tabelo 1 kun la kutima α de 0.05. Ni malakceptas tiujn testhipotezojn, kies malakceptigaj adedoj malpliedas ol 0.05/5=0.01. Ĉe ĉi-tiu ekzemplo, ni povas malakcepti nur la 5an hipotezon (vidu vertikalon "sign(ifika) laŭ B(onferroni)").

Aplikante la Bonferroni-procedon ni scias, ke la multobla erarprobablo restas kontrolita. Sed la metodo tamen havas malavantaĝon : ĝi estas sufiĉe malforta aŭ maldetektiva* : Tio signifas, ke, se iu testhipotezo fakte estas malvera, ĝi tamen ofte ne estas malakceptata. Tial oni cerbumis pri plibonigoj de la procedo por havi la ŝancon pli ofte malakcepti malverajn testhipotezojn, kvankam strikte kontrolante la multoblan erarprobablon.

En la jaroj 1977 kaj 1979, la skandinavia statistikisto Holm publikigis tian plibonigon de la Bonferroni-procedo, kiun oni nun kutime nomas **Bonferroni-Holm-procedo**. La metodo estas jena : Oni ordigas la testhipotezojn laŭ ties malakceptigaj adedoj. En nia ekzemplo (tabelo 1) H_0^5 estas tiu kun la plej malgranda m.a.a. Tiun m.a.a. oni komparas kun α/k, do kun 0.01. Se m.a.a.$_5$ estus pli granda, ni devus fini la teston kaj povus malakcepti neniun testhipotezon. Sed ĉar ĝi fakte malpliedas ol 0.01, ni rajtas malakcepti la koncernan hipotezon kaj daŭrigi la proceдон. Nun ni komparas la due plej malgrandan m.a.a. (liverita de testo 1) kun $\alpha/(k-1)$, do kun 0.0125. Ĉar m.a.a.$_1$ < 0.0125, ni rajtas malakcepti ankaŭ tiun hipotezon kaj daŭrigi. La sekvan m.a.a ni komparas kun $\alpha/(k-2) = 0.0167$ kaj povas malakcepti ankaŭ H_0^3. Poste ni komparas m.a.a.$_4$ kun $\alpha/(k-3) = 0.025$, kaj ĉi-foje ni konstatas, ke la m.a.a estas tro granda. Sekve ni devas fini la procedon ĉi-tie. La fina rezulto de la Bonferroni-Holm-procedo estas: La testhipotezoj H_0^1, H_0^3 kaj H_0^5 estas malveraj, kio signifas, ke la nova tritikovariaĵo superas la kutiman almenaŭ laŭ la kvalitoj 1, 3 kaj 5. Kompare al la simpla Bonferroni-procedo ni do certigis du pluajn diferencojn. Pri la kvalitoj 2 kaj 4 (!) ni povas aserti nenion.

Se oni priesploras, samkiel en nia priparolita ekzemplo, plurajn malsamajn kvalitojn de du planto-variaĵoj, tiam la respektivaj testhipotezoj ne estas interligitaj. Tio signifas, ke por ĉiu ebla sub-aro de tiu hipotezaro imageblas, ke ĝi entenas nur verajn hipotezojn. Sed kun alispecaj hipotezaroj ofte okazas, ke, se unu testhipotezo estas malvera, el tio sekvas, ke ne ĉiuj aliaj testhipotezoj povas esti veraj samtempe. Ni rigardu la jenan ekzemplon: Oni volas kompari 4 tritiko-variaĵojn laŭ ununura kvalito. Por tion fari oni konstruas la testhipotezaron konsistan el H_0^1 ĝis H_0^6, kiel prezentitaj en tabelo 2 (la tie difinitan H_0^g ni provizore preteratentu).

Tabelo 2

Ekzemplo por la plibonigita Bonferroni-Holm-procedo
Komparo de parametroj el 4 populacioj

$H_0^g \;=\; \bigcap_{j=1}^{k} H_0^j \;:\; \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4$

		m.a.a				
H_0^g		0.014		G	m.a.a. < 0.05	+
H_0^1	$\mu_1 = \mu_2$	0.022		(4)	m.a.a. $> 0.05/3{=}0.0167$	-
H_0^2	$\mu_1 = \mu_3$	0.042		(5)		
H_0^3	$\mu_1 = \mu_4$	0.013		(3)	m.a.a. $< 0.05/3{=}0.0167$	+
H_0^4	$\mu_2 = \mu_3$	0.151		(6)		
H_0^5	$\mu_2 = \mu_4$	0.001	+	(1)	m.a.a. $< 0.05/3{=}0.0167$	+
H_0^6	$\mu_3 = \mu_4$	0.009	+	(2)	m.a.a. $< 0.05/3{=}0.0167$	+

Se en tiu-ĉi kazo H_0^5d estas malvera, tiam ne plu povas esti, ke H_0^1 kaj samtempe H_0^3 (aŭ H_0^4 kaj samtempe H_0^6) veras. Por plifortigi la Bonferroni-Holm-procedon en la kazo de tiaj interligitaj testhipotezoj, oni povas apliki metodon publikigita de Shaffer (1986) : Unue oni komparas la plej malgrandan malakceptigan adedon kun α/k. Se la koncerna m.a.a estas pli malgranda kaj ni sekve rajtas daŭrigi, ni komparas la sekvan m.a.a kun α dividite per la nombro de hipotezoj, kiuj maksimume povas esti veraj se la jam malakceptita hipotezo malveras. En nia kazo, se H_0^5 estas malvera, maksimume 3 el la aliaj hipotezoj povas esti samtempe veraj. Tial oni komparas tiun m.a.a kun $\alpha/3 = 0.0167$ kaj malakceptas la koncernan hipotezon. Tiam oni komparas la sekvan m.a.a ankaŭ kun $\alpha/3$, ĉar, eĉ se H_0^5 kaj H_0^6 estas malveraj, 3 el la aliaj hipotezoj povus esti veraj. Ĉi-foje ni rajtas malakcepti ankaŭ H_0^3. La sekvan hipotezon ni ne plu povas malakcepti. Finfine oni ricevas la kunigitan aserton : "μ_4 malsamas al ĉiuj aliaj μ'oj". Oni facile vidas, ke per la neplibonigita Bonferroni-Holm-metodo ni rajtintus malakcepti nur H_0^5 kaj H_0^6, aplikante la simplan Bonferroni-proceduron eĉ nur H_0^5.

Bedaŭrinde ankaŭ ĉi-tiu metodo povas liveri malkontentigajn rezultojn. Ĉiu-okaze oni ja devas kompari la plej malgrandan malakceptigan adedon kun α dividite per la nombro de la hipotezoj kaj tuj fini la proceduron, se ĝi estas pli granda. Kelkfoje oni ekhavas tre multajn testhipotezojn. Se oni ekzemple komparas la parametrojn el 10 sub-populacioj kaj volas kompari ĉiun parametron kun ĉiu alia, oni ricevas 45 test-hipotezojn. Por havi multoblan erarprobablon de 5 elcentoj, oni devas kompari la plej malgrandan m.a.a. kun 0.0011. Eĉ se fakte ekzistas diferencoj inter la parametroj, povas facile esti, ke tamen neniu el la malakceptigaj adedoj estas tiom malgranda. Sekve oni ricevus el la multobla testproceduro eĉ ne tiun rezulton, kiun oni el la aplikado de la simpla variancanalizo supozeble ekhavus, nome ke ekzistas diferencoj inter la parametroj, kvankam oni ne scias inter kiuj.

Bonŝance oni povas kombini ĉiun el la priparolitaj proceduroj kun antaŭmetita testo de la **globala*** testhipotezo, kiu supozas, ke entute ne estas diferencoj. En tabelo 2 estas supre difinita tiu globala hipotezo H_0^g. Oni povus testi ĝin ekzemple per la varianc-analizo. Se ekzistas en la hipotezaro tia globala hipotezo, oni povas unue kompari ties malakceptigan adedon kun la plena α. Se tiu testo estus nesignifika, ni devus tuj fini la proceduron. En nia kazo la globala testo liveras signifikan rezulton, do ni malakceptas la globalan testhipotezon kaj daŭrigas. Ni nun komparas la plej malgrandan m.a.a. kun $\alpha/3$; ĉar post rifuzo de la globala hipotezo maksimume 3 el la aliaj povas samtempe esti veraj. En ĉi-tiu ekzemplo la fina rezulto estas la sama kiel antaŭe, sed ofte okazas, ke tiu kombina testo rezultiĝas pli forta, tio estas pli detektiva ol la nekombina.

En la kazo de komparo de 3 sub-populacioj ni ricevas la interesan rezulton, ke, se la globala hipotezo estas malakceptita, ni povas plenumi ĉiun el la 3 simplaj testoj kun la plena erarprobablo α, ĉar se H_0^g estas malvera, tiam maksimume unu el la simplaj hipotezoj povas ankoraŭ esti vera.

Tiuj testproceduroj, kiujn mi estas priparolinta, estas ekzempligitaj per hipotezoj pri la egaleco de parametroj; kaj mi fojfoje menciis ke oni povas testi la globalan hipotezon per variancanalizo kaj la simplajn hipotezojn per t-testoj. Sed mi volas tre strikte sub-streki, ke la priparolitaj testproceduroj estas neniel limigitaj al tiu modelo. Oni povas apliki ilin al iu ajn aro da hipotezoj rilatantaj al iu ajn statistika modelo kaj testitaj per iu ajn testo, ĉu Wilcoxon, Kolmogoroff-Smirnoff ktp. Fakte ekzistas ankaŭ multoblaj testproceduroj specialaj por specifaj modeloj, sed pri tiuj mi ne volas okupiĝi en ĉi-tiu publikaĵo.

Finfine mi volas diskuti kelkajn eblajn rezultojn de tia multobla testproceduro. Supozu ke ni havas la hipotezaron prezentitan en tabelo 3. Tie la malakceptitaj testhipotezoj estas indikitaj per krucoj.

Tabelo 3

Eblaj rezultoj de multobla testprocedo
ĉe komparo de parametroj el 3 populacioj

		1	2	3	4	5
H_0^g :	$\mu_1 = \mu_2 = \mu_3$	-	+	+	+	+
H_0^1 :	$\mu_1 = \mu_2$	+	+	+	+	-
H_0^2 :	$\mu_1 = \mu_3$	-	+	+	-	-
H_0^3 :	$\mu_2 = \mu_3$	-	+	-	-	-
		mal-kohera				

Ni rigardu unue la rezulto-kolumnon 1. Se ni ricevus tiun rezulton, ni devus diri, ke $\mu_1 \neq \mu_2$, sed ke tamen eblas ke $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3$. Tia sensenca, inter si kontraŭdira rezulto de multobla testprocedo nomiĝas **malkohera**. Oni nepre devas garantii per la ĝusta konstruo de la testprocedo, ke malkohera rezulto ne povas okazi. Tio eblas ekzemple, se oni antaŭmetas la globalan teston al la aliaj, kiel mi ĵus deskriptis*. Testo, kiu laŭ sia strukturo neni-okaze povas liveri tian sensencan rezulton, nomiĝas **kohera***.

Tamen estas neeviteble ke ankaŭ kohera procedo povas liveri rezulton kiu ne tute kontentigas. La rezultoj de la kolumnoj 2 kaj 3 estas tre bone interpreteblaj: Rezulto 2 signifas ke ĉiuj parametroj malsamas; kaj rezulto 3, ke $\mu_1 \neq \mu_2$ kaj $\mu_1 \neq \mu_3$. Malpli kontentigas la rezulto-kolumno 4 : Ni ekscias, ke $\mu_1 \neq \mu_2$. El tio sekvas, ke aŭ $\mu_1 \neq \mu_3$ aŭ $\mu_2 \neq \mu_3$. Sed ni ne povas decidi, kiu el tiuj du hipotezoj malveras, kvankam ni scias ke malveras almenaŭ unu el ili. Eĉ pli malkontentiga estas situacio prezentita en kolumno 5: Ni devas konkludi ke ne ĉiuj μ'oj estas egalaj, sed ni ne scias kiuj el ili malsamas. Bedaŭrinde tiaj rezultoj povas okazi, kaj ne ekzistas eblo por eviti ilin.

En la aplika statistiko estas ne la escepto, sed la regulo, ke aserto bazas sur pluraj, kelkfoje eĉ tre multaj testoj. Pensu ekzemple pri medicinaj esploroj pri la ĉefefikoj kaj la kromefikoj de kuraciloj, kiujn oni realigas ĉe pluraj hospitaloj kaj krome ankaŭ pluraj bestesplorejoj, kaj dum kiuj oni mezuras multajn fiziologiajn grandojn. La samo validas ĉe epidemiologiaj enketoj, ĉu rilate homajn malsanojn, ĉu rilate la arbar-mortadon. En ĉiu kazo oni testas neniam unusolan hipotezon sed hipotezaron por ricevi statistike certigitan aserton. Bedaŭrinde ĝis nun en la praktiko oni malofte aplikas la adekvatajn procedojn, kaj mi esperas ke mi per mia prelego iomete kontribuis al ties pli vasta disvastiĝo.

Glosaro

adedo : stokasta variablo aŭ nombro kalkulita el samplo aŭ populacio, ekz. averaĝo, varianco, F-test-adedo (el la arabezo*)

deskripti : prezenti iun fakton tiamaniere, ke la adresito ĝin komprenu (Propono de Wells). Laŭ PIV tio estus "priskribi", sed tiu vorto estas erariga.

detektiva : kapabla kun granda probablo malakceptigi malverajn testhipotezojn

-ez- : ne-oficiala sufikso por indiki lingvon

funkciono : 3-a signifo de "funkcio" en PIV (bildigo en aron de nombroj) (propono fare de mi)

globala testhipotezo : testhipotezo, el kies vereco sekvas, ke ankaŭ ĉiuj aliaj testhipotezoj de la koncerna hipotezaro estas veraj

kohera testprocedo : testprocedo, kiu certigas, ke, se $H_0^i \Rightarrow H_0^j$ kaj H_0^i malakceptatas, tiam malakceptatas ankaŭ H_0^j.

krita nombro : nombro, je kies transpaŝo ŝanĝiĝas grava eco (PIV suppl. 1987)

(mal)pliedi : a (mal)pliedas ol b signifas, ke $a \leq b$ (resp. $a \geq b$) (propono de C.O.Kiselman)

malakceptiga adedo : Probablo por tio, ke oni akiras test-adedon*, kiu samgrade aŭ eĉ pli kontraŭas H_0'on, samtempe favorante H_1'on, kiel la akirita test-adedo (kondiĉe ke H_0 veras). Tiu adedo en la etnolingva literaturo kutime, sed malprecize nomatas "p-valoro" (germane: "Überschreitungswahrscheinlichkeit").

Literaturo

Bonferroni,C.E. , 1936 : Theoria statistica classi e calcolo delle probabilitá. Pubbl.R.Int.Super.Sci.Econ.Comm. Firenze 8 : 1-62.

Gabriel,K.R. , 1969 : Simultaneous test procedures - some theory of multiple comparisons. Ann.Math.Statist. 40, 224-250.

Holm,S. , 1977 : Sequentially rejective multiple test procedures. Statistical research report 1977-1, University of Umea, Sweden

Holm,S. , 1979 : A simple sequentially rejective multiple test procedure. Scand.J.Statist. 6, 65-70.

Shaffer,J.P. , 1986 : Modified sequentially rejective multiple test procedures. J.Am.Statist.Assoc. 81, 826-831.

Sonnemann,E. , 1981 : Tests zum multiplen Niveau α. Simultane Hypothesenprüfungen; Tagungsbericht der Region Österreich-Schweiz der Internationalen Biometrischen Gesellschaft Bad Ischl (A) 1981

Sonnemann,E. , 1982 : Allgemeine Lösungen multipler Testprobleme. EDV Med. Biol. 13, 120-128.

Dankesprimo
Pro valoraj priterminologiaj diskutoj mi dankas al kolegoj
Fischer (Münster), Fößmeier (München), Holdgrün (Göttingen),
Kiselman (Uppsala) kaj Minnaja (Padova)

Adreso de la aŭtoro :
OProf. H.D. Quednau dr., Forstwiss. Fakultät der LMU,
Hohenbachernstr. 22, D-85354 Freising
email : quednau@lrz.uni-muenchen.de