

Zgjidhjet e plota

Analiza e variancës

Ratiomera Statistics

Këto zgjidhje të plota përdorin të njëjtat kode dhe të njëjtën renditje si Fleta e ushtrimeve. Vlerat ndërmjetëse ruhen deri te hapi i treguar i rrumbullakimit, prandaj aty ku shënohet pranohen dallime të vogla që vijnë nga rrumbullakimi më i hershëm. Të gjitha situatat, vlerat, të dhënat dhe rezultatet e programeve janë krijuar për mësim; nuk janë gjetje empirike.

Pjesa I: Teoria

A01: Pyetja së cilës i përgjigjet ANOVA njëfaktoriale

T08-A01-V01: Formatet e leximit dhe të kuptuarit

Përcakto çështjen

Rezultati sasior është «rezultati i të kuptuarit»; njësia matëse është pikë.

Faktori është «formati i leximit» me nivelet tekst i shtypur, tablet dhe audio.

Shënoji mesataret e popullatave me μ_1 , μ_2 dhe μ_3 .

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca

Hipoteza zero është $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$.

Alternativa thotë se të paktën dy mesatare ndryshojnë.

Nuk thotë se ndryshon çdo çift.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij

Fillimi me tri teste të veçanta do të krijonte disa mundësi për gabim të llojit I, ndërsa testi i përgjithshëm F e bën fillimisht pyetjen e vetme globale.

Rezultati domethënës do të jepte evidencë kundër barazisë së të tria mesatareve të popullatave, por nuk do të tregonte cilat çifte ndryshojnë.

Meqë rastet u caktuan rastësisht, një studim i zbatuar mirë mund të mbështetë interpretim shkakor për këto kushte, në varësi të dizajnit dhe supozimeve.

T08-A01-V02: Rugët në muze dhe kohëzgjatja e vizitës

Përcakto çështjen

Rezultati sasior është «kohëzgjatja e vizitës»; njësia matëse është minuta.

Faktori është «lloji i rrugës» me nivelet rrugë e lirë, rrugë e numërtuar dhe rrugë me udhërrëfyes.

Shënoji mesataret e popullatave me μ_1 , μ_2 dhe μ_3 .

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca

Hipoteza zero është $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$.

Alternativa thotë se të paktën dy mesatare ndryshojnë.

Nuk thotë se ndryshon çdo çift.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij

Fillimi me tri teste të veçanta do të krijonte disa mundësi për gabim të llojit I, ndërsa testi i përgjithshëm F e bën fillimisht pyetjen e vetme globale.

Rezultati domethënës do të jepte evidencë kundër barazisë së të tria mesatareve të popullatave, por nuk do të tregonte cilat çifte ndryshojnë.

Meqë rastet u caktuan rastësisht, një studim i zbatuar mirë mund të mbështetë interpretim shkakor për këto kushte, në varësi të dizajnit dhe supozimeve.

T08-A01-V03: Vendet e studimit dhe përqendrimi

Përcakto çështjen

Rezultati sasior është «rezultati i përqendrimit»; njësia matëse është pikë.

Faktori është «vendi i zakonshëm i studimit» me nivelet shtëpi, bibliotekë dhe hapësirë e përbashkët pune.

Shënoji mesataret e popullatave me μ_1 , μ_2 dhe μ_3 .

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca

Hipoteza zero është $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$.

Alternativa thotë se të paktën dy mesatare ndryshojnë.

Nuk thotë se ndryshon çdo çift.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij

Fillimi me tri teste të veçanta do të krijonte disa mundësi për gabim të llojit I, ndërsa testi i përgjithshëm F e bën fillimisht pyetjen e vetme globale.

Rezultati domethënës do të jepte evidencë kundër barazisë së të tria mesatareve të popullatave, por nuk do të tregonte cilat çifte ndryshojnë.

Meqë grupet u vrojtuan dhe nuk u caktuan rastësisht, dallimi përshkruan lidhje dhe nuk identifikon vetvetiu efekt shkakor.

T08-A01-V04: Oraret e kujtesave dhe vonesa e përgjigjes

Përcakto çështjen

Rezultati sasior është «vonesa e përgjigjes»; njësia matëse është orë.

Faktori është «orari i kujtesave» me nivelet pa kujtesë, një kujtesë dhe tri kujtesa.

Shënoji mesataret e popullatave me μ_1 , μ_2 dhe μ_3 .

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca

Hipoteza zero është $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$.

Alternativa thotë se të paktën dy mesatare ndryshojnë.

Nuk thotë se ndryshon çdo çift.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij

Fillimi me tri teste të veçanta do të krijonte disa mundësi për gabim të llojit I, ndërsa testi i përgjithshëm F e bën fillimisht pyetjen e vetme globale.

Rezultati domethënës do të jepte evidencë kundër barazisë së të tria mesatareve të popullatave, por nuk do të tregonte cilat çifte ndryshojnë.

Meqë rastet u caktuan rastësisht, një studim i zbatuar mirë mund të mbështetë interpretim shkakor për këto kushte, në varësi të dizajnit dhe supozimeve.

T08-A01-V05: Ndërfaqet e arkivit dhe saktësia e gjetjes

Përcakto çështjen

Rezultati sasior është «saktësia e gjetjes»; njësia matëse është pikë.

Faktori është «versioni i ndërfaqes» me nivelet standard, i përmbledhur dhe i udhëzuar.

Shënoji mesataret e popullatave me μ_1 , μ_2 dhe μ_3 .

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca

Hipoteza zero është $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$.

Alternativa thotë se të paktën dy mesatare ndryshojnë.

Nuk thotë se ndryshon çdo çift.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij

Fillimi me tri teste të veçanta do të krijonte disa mundësi për gabim të llojit I, ndërsa testi i përgjithshëm F e bën fillimisht pyetjen e vetme globale.

Rezultati domethënës do të jepte evidencë kundër barazisë së të tria mesatareve të popullatave, por nuk do të tregonte cilat çifte ndryshojnë.

Meqë rastet u caktuan rastësisht, një studim i zbatuar mirë mund të mbështetë interpretim shkakor për këto kushte, në varësi të dizajnit dhe supozimeve.

T08-A01-V06: Mënyrat e udhëtimit dhe koha e vajtje-ardhjes

Përcakto çështjen

Rezultati sasior është «koha e vajtje-ardhjes»; njësia matëse është minuta.

Faktori është «mënyra e zakonshme e udhëtimit» me nivelet ecje, transport publik dhe makinë.

Shënoji mesataret e popullatave me μ_1 , μ_2 dhe μ_3 .

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca

Hipoteza zero është $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$.

Alternativa thotë se të paktën dy mesatare ndryshojnë.

Nuk thotë se ndryshon çdo çift.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij

Fillimi me tri teste të veçanta do të krijonte disa mundësi për gabim të llojit I, ndërsa testi i përgjithshëm F e bën fillimisht pyetjen e vetme globale.

Rezultati domethënës do të jepte evidencë kundër barazisë së të tria mesatareve të popullatave, por nuk do të tregonte cilat çifte ndryshojnë.

Meqë grupet u vrojtuan dhe nuk u caktuan rastësisht, dallimi përshkruan lidhje dhe nuk identifikon vetvetiu efekt shkakor.

T08-A01-V07: Rutinat e ushtrimit dhe rikujtimi i vonuar

Përcakto çështjen

Rezultati sasior është «rezultati i rikujtimit të vonuar»; njësia matëse është pikë.

Faktori është «rutina e ushtrimit» me nivelet rilexim, vetëtestim dhe ushtrim i përzier.

Shënoji mesataret e popullatave me μ_1 , μ_2 dhe μ_3 .

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca

Hipoteza zero është $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$.

Alternativa thotë se të paktën dy mesatare ndryshojnë.

Nuk thotë se ndryshon çdo çift.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij

Fillimi me tri teste të veçanta do të krijonte disa mundësi për gabim të llojit I, ndërsa testi i përgjithshëm F e bën fillimisht pyetjen e vetme globale.

Rezultati domethënës do të jepte evidencë kundër barazisë së të tria mesatareve të popullatave, por nuk do të tregonte cilat çifte ndryshojnë.

Meqë rastet u caktuan rastësisht, një studim i zbatuar mirë mund të mbështetë interpretim shkaku për këto kushte, në varësi të dizajnit dhe supozimeve.

T08-A01-V08: Drejtimet e seminarit dhe vetëbesimi

Përcakto çështjen

Rezultati sasior është «rezultati i vetëbesimit»; njësia matëse është pikë.

Faktori është «drejtimi i zgjedhur i seminarit» me nivelet metoda, shkrim dhe prezantim.

Shënoji mesataret e popullatave me μ_1 , μ_2 dhe μ_3 .

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca

Hipoteza zero është $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$.

Alternativa thotë se të paktën dy mesatare ndryshojnë.

Nuk thotë se ndryshon çdo çift.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij

Fillimi me tri teste të veçanta do të krijonte disa mundësi për gabim të llojit I, ndërsa testi i përgjithshëm F e bën fillimisht pyetjen e vetme globale.

Rezultati domethënës do të jepte evidencë kundër barazisë së të tria mesatareve të popullatave, por nuk do të tregonte cilat çifte ndryshojnë.

Meqë grupet u vrojtuan dhe nuk u caktuan rastësisht, dallimi përshkruan lidhje dhe nuk identifikon vetvetiu efekt shkaku.

T08-A01-V09: Stilet e titrave dhe të kuptuarit e tutorialit

Përcakto çështjen

Rezultati sasior është «rezultati i të kuptuarit»; njësia matëse është pikë.

Faktori është «stili i titrave» me nivelet pa titra, fjalë për fjalë dhe të redaktuar.

Shënoji mesataret e popullatave me μ_1 , μ_2 dhe μ_3 .

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca

Hipoteza zero është $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$.

Alternativa thotë se të paktën dy mesatare ndryshojnë.

Nuk thotë se ndryshon çdo çift.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij

Fillimi me tri teste të veçanta do të krijonte disa mundësi për gabim të llojit I, ndërsa testi i përgjithshëm F e bën fillimisht pyetjen e vetme globale.

Rezultati domethënës do të jepte evidencë kundër barazisë së të tria mesatareve të popullatave, por nuk do të tregonte cilat çifte ndryshojnë.

Meqë rastet u caktuan rastësisht, një studim i zbatuar mirë mund të mbështetë interpretim shkakor për këto kushte, në varësi të dizajnit dhe supozimeve.

T08-A01-V10: Llojet e lagjeve dhe përdorimi i parkut

Përcakto çështjen

Rezultati sasior është «numri javor i vizitave në park»; njësia matëse është vizita.

Faktori është «lloji i lagjes» me nivelet qendrore, periferike dhe rurale.

Shënoji mesataret e popullatave me μ_1 , μ_2 dhe μ_3 .

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca

Hipoteza zero është $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$.

Alternativa thotë se të paktën dy mesatare ndryshojnë.

Nuk thotë se ndryshon çdo çift.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij

Fillimi me tri teste të veçanta do të krijonte disa mundësi për gabim të llojit I, ndërsa testi i përgjithshëm F e bën fillimisht pyetjen e vetme globale.

Rezultati domethënës do të jepte evidencë kundër barazisë së të tria mesatareve të popullatave, por nuk do të tregonte cilat çifte ndryshojnë.

Meqë grupet u vrojtuan dhe nuk u caktuan rastësisht, dallimi përshkruan lidhje dhe nuk identifikon vetvetiu efekt shkakor.

A06: Përcaktimi i familjes së krahasimeve para shqyrtimit të rezultateve

T08-A06-V01: Rutinat e studimit

Përcakto çështjen, pjesa (a)

dhe

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (b)

Një familje përmban çdo krahasim që procesi i vendimmarrjes e bën të disponueshëm, përfshirë krahasimet që u shqyrtuan dhe u fshehën më vonë. Kjo jep madhësitë dhe pragjet e mëposhtme:

Personi	Madhësia e familjes	Pragu Bonferroni	Rezultatet nën prag
Personi 1	2	0.025	A kundrejt B, A kundrejt C
Personi 2	5	0.010	A kundrejt B
Personi 3	1	0.050	A kundrejt D
Personi 4	5	0.010	A kundrejt B
Personi 5	5	0.010	A kundrejt B

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (c)

Çdo rezultat në kolonën e fundit merret duke krahasuar vetëm vlerat p në familjen e deklaruar ndershmërisht nga ai person me $0.05/m$. Personi 1 ka dy krahasime të përcaktuara paraprakisht, Personi 2 ka pesë dhe Personi 3 ka një. Edhe Personat 4 dhe 5 kanë pesë, sepse zvogëlimi i tyre ndodhi pasi rezultatet u bënë të dukshme.

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (d)

Heqja e rezultatit më të madh ose theksimi i rezultatit më të vogël pas shqyrtimit është përzgjedhje e varur nga të dhënat. Kjo nuk i zhduk mundësitë e tjera për një gabim të llojit I dhe nuk e bën pyetjen e theksuar të planifikuar në mënyrë prapavepruese.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij, pjesa (e)

Para se t'i shihet rezultatet, secili person duhet të shënonte krahasimin shkencor, drejtimin ose peshat e kontrastit kur ishin të rëndësishme, familjen e plotë të krahasimeve kryesore dhe dytësore, si dhe rregullin e zgjedhur për krahasimet e shumëfishta.

T08-A06-V02: Paraqitjet e tekstit

Përcakto çështjen, pjesa (a)

dhe

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (b)

Një familje përmban çdo krahasim që procesi i vendimmarrjes e bën të disponueshëm, përfshirë krahasimet që u shqyrtuan dhe u fshehën më vonë. Kjo jep madhësitë dhe pragjet e mëposhtme:

Personi	Madhësia e familjes	Pragu Bonferroni	Rezultatet nën prag
Personi 1	2	0.025	A kundrejt B, A kundrejt C
Personi 2	5	0.010	A kundrejt B
Personi 3	1	0.050	A kundrejt D
Personi 4	5	0.010	A kundrejt B
Personi 5	5	0.010	A kundrejt B

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (c)

Çdo rezultat në kolonën e fundit merret duke krahasuar vetëm vlerat p në familjen e deklaruar ndershmërisht nga ai person me $0.05/m$. Personi 1 ka dy krahasime të përcaktuara paraprakisht, Personi 2 ka pesë dhe Personi 3 ka një. Edhe Personat 4 dhe 5 kanë pesë, sepse zvogëlimi i tyre ndodhi pasi rezultatet u bënë të dukshme.

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (d)

Heqja e rezultatit më të madh ose theksimi i rezultatit më të vogël pas shqyrtimit është përzgjedhje e varur nga të dhënat. Kjo nuk i zhduk mundësitë e tjera për një gabim të llojit I dhe nuk e bën pyetjen e theksuar të planifikuar në mënyrë prapavepruese.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij, pjesa (e)

Para se t'i shihet rezultatet, secili person duhet të shënonte krahasimin shkencor, drejtimin ose peshat e kontrastit kur ishin të rëndësishme, familjen e plotë të krahasimeve kryesore dhe dytësore, si dhe rregullin e zgjedhur për krahasimet e shumëfishta.

T08-A06-V03: Udhëzimet e arkivit

Përcakto çështjen, pjesa (a)

dhe

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (b)

Një familje përmban çdo krahasim që procesi i vendimmarrjes e bën të disponueshëm, përfshirë krahasimet që u shqyrtuan dhe u fshehën më vonë. Kjo jep madhësitë dhe pragjet e mëposhtme:

Personi	Madhësia e familjes	Pragu Bonferroni	Rezultatet nën prag
Personi 1	2	0.025	A kundrejt B, A kundrejt C
Personi 2	5	0.010	A kundrejt B
Personi 3	1	0.050	A kundrejt D
Personi 4	5	0.010	A kundrejt B
Personi 5	5	0.010	A kundrejt B

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (c)

Çdo rezultat në kolonën e fundit merret duke krahasuar vetëm vlerat p në familjen e deklaruar ndershmërisht nga ai person me $0.05/m$. Personi 1 ka dy krahasime të përcaktuara paraprakisht, Personi 2 ka pesë dhe Personi 3 ka një. Edhe Personat 4 dhe 5 kanë pesë, sepse zvogëlimi i tyre ndodhi pasi rezultatet u bënë të dukshme.

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (d)

Heqja e rezultatit më të madh ose theksimi i rezultatit më të vogël pas shqyrtimit është përzgjedhje e varur nga të dhënat. Kjo nuk i zhduk mundësitë e tjera për një gabim të llojit I dhe nuk e bën pyetjen e theksuar të planifikuar në mënyrë prapavepruese.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij, pjesa (e)

Para se t'i shihet rezultatet, secili person duhet të shënonte krahasimin shkencor, drejtimin ose peshat e kontrastit kur ishin të rëndësishme, familjen e plotë të krahasimeve kryesore dhe dytësore, si dhe rregullin e zgjedhur për krahasimet e shumëfishta.

T08-A06-V04: Rrugët në muze

Përcakto çështjen, pjesa (a)

dhe

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (b)

Një familje përmban çdo krahasim që procesi i vendimmarrjes e bën të disponueshëm, përfshirë krahasimet që u shqyrtuan dhe u fshehën më vonë. Kjo jep madhësitë dhe pragjet e mëposhtme:

Personi	Madhësia e familjes	Pragu Bonferroni	Rezultatet nën prag
Personi 1	2	0.025	A kundrejt B, A kundrejt C
Personi 2	5	0.010	A kundrejt B
Personi 3	1	0.050	A kundrejt D
Personi 4	5	0.010	A kundrejt B
Personi 5	5	0.010	A kundrejt B

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (c)

Çdo rezultat në kolonën e fundit merret duke krahasuar vetëm vlerat p në familjen e deklaruar ndershmërisht nga ai person me $0.05/m$. Personi 1 ka dy krahasime të përcaktuara paraprakisht, Personi 2 ka pesë dhe Personi 3 ka një. Edhe Personat 4 dhe 5 kanë pesë, sepse zvogëlimi i tyre ndodhi pasi rezultatet u bënë të dukshme.

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (d)

Heqja e rezultatit më të madh ose theksimi i rezultatit më të vogël pas shqyrtimit është përzgjedhje e varur nga të dhënat. Kjo nuk i zhduk mundësitë e tjera për një gabim të llojit I dhe nuk e bën pyetjen e theksuar të planifikuar në mënyrë prapavepruese.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij, pjesa (e)

Para se t'i shihet rezultatet, secili person duhet të shënonte krahasimin shkencor, drejtimin ose peshat e kontrastit kur ishin të rëndësishme, familjen e plotë të krahasimeve kryesore dhe dytësore, si dhe rregullin e zgjedhur për krahasimet e shumëfishta.

T08-A06-V05: Oraret e kujtesave

Përcakto çështjen, pjesa (a)

dhe

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (b)

Një familje përmban çdo krahasim që procesi i vendimmarrjes e bën të disponueshëm, përfshirë krahasimet që u shqyrtuan dhe u fshehën më vonë. Kjo jep madhësitë dhe pragjet e mëposhtme:

Personi	Madhësia e familjes	Pragu Bonferroni	Rezultatet nën prag
Personi 1	2	0.025	A kundrejt B, A kundrejt C
Personi 2	5	0.010	asnjë
Personi 3	1	0.050	A kundrejt D
Personi 4	5	0.010	asnjë
Personi 5	5	0.010	asnjë

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (c)

Çdo rezultat në kolonën e fundit merret duke krahasuar vetëm vlerat p në familjen e deklaruar ndershmërisht nga ai person me $0.05/m$. Personi 1 ka dy krahasime të përcaktuara paraprakisht, Personi 2 ka pesë dhe Personi 3 ka një. Edhe Personat 4 dhe 5 kanë pesë, sepse zvogëlimi i tyre ndodhi pasi rezultatet u bënë të dukshme.

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (d)

Heqja e rezultatit më të madh ose theksimi i rezultatit më të vogël pas shqyrtimit është përzgjedhje e varur nga të dhënat. Kjo nuk i zhduk mundësitë e tjera për një gabim të llojit I dhe nuk e bën pyetjen e theksuar të planifikuar në mënyrë prapavepruese.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij, pjesa (e)

Para se t'i shihet rezultatet, secili person duhet të shënonte krahasimin shkencor, drejtimin ose peshat e kontrastit kur ishin të rëndësishme, familjen e plotë të krahasimeve kryesore dhe dytësore, si dhe rregullin e zgjedhur për krahasimet e shumëfishta.

T08-A06-V06: Modelet e shënimeve

Përcakto çështjen, pjesa (a)

dhe

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (b)

Një familje përmban çdo krahasim që procesi i vendimmarrjes e bën të disponueshëm, përfshirë krahasimet që u shqyrtuan dhe u fshehën më vonë. Kjo jep madhësitë dhe pragjet e mëposhtme:

Personi	Madhësia e familjes	Pragu Bonferroni	Rezultatet nën prag
Personi 1	2	0.025	A kundrejt B, A kundrejt C
Personi 2	5	0.010	A kundrejt B
Personi 3	1	0.050	A kundrejt D
Personi 4	5	0.010	A kundrejt B
Personi 5	5	0.010	A kundrejt B

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (c)

Çdo rezultat në kolonën e fundit merret duke krahasuar vetëm vlerat p në familjen e deklaruar ndershmërisht nga ai person me $0.05/m$. Personi 1 ka dy krahasime të përcaktuara paraprakisht, Personi 2 ka pesë dhe Personi 3 ka një. Edhe Personat 4 dhe 5 kanë pesë, sepse zvogëlimi i tyre ndodhi pasi rezultatet u bënë të dukshme.

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (d)

Heqja e rezultatit më të madh ose theksimi i rezultatit më të vogël pas shqyrtimit është përzgjedhje e varur nga të dhënat. Kjo nuk i zhduk mundësitë e tjera për një gabim të llojit I dhe nuk e bën pyetjen e theksuar të planifikuar në mënyrë prapavepruese.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij, pjesa (e)

Para se t'i shihet rezultatet, secili person duhet të shënonte krahasimin shkencor, drejtimin ose peshat e kontrastit kur ishin të rëndësishme, familjen e plotë të krahasimeve kryesore dhe dytësore, si dhe rregullin e zgjedhur për krahasimet e shumëfishta.

T08-A06-V07: Intervalet e ushtrimit

Përcakto çështjen, pjesa (a)

dhe

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (b)

Një familje përmban çdo krahasim që procesi i vendimmarrjes e bën të disponueshëm, përfshirë krahasimet që u shqyrtuan dhe u fshehën më vonë. Kjo jep madhësitë dhe pragjet e mëposhtme:

Personi	Madhësia e familjes	Pragu Bonferroni	Rezultatet nën prag
Personi 1	2	0.025	A kundrejt B, A kundrejt C
Personi 2	5	0.010	A kundrejt B
Personi 3	1	0.050	A kundrejt D
Personi 4	5	0.010	A kundrejt B
Personi 5	5	0.010	A kundrejt B

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (c)

Çdo rezultat në kolonën e fundit merret duke krahasuar vetëm vlerat p në familjen e deklaruar ndershmërisht nga ai person me $0.05/m$. Personi 1 ka dy krahasime të përcaktuara paraprakisht, Personi 2 ka pesë dhe Personi 3 ka një. Edhe Personat 4 dhe 5 kanë pesë, sepse zvogëlimi i tyre ndodhi pasi rezultatet u bënë të dukshme.

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (d)

Heqja e rezultatit më të madh ose theksimi i rezultatit më të vogël pas shqyrtimit është përzgjedhje e varur nga të dhënat. Kjo nuk i zhduk mundësitë e tjera për një gabim të llojit I dhe nuk e bën pyetjen e theksuar të planifikuar në mënyrë prapavepruese.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij, pjesa (e)

Para se t'i shihet rezultatet, secili person duhet të shënonte krahasimin shkencor, drejtimin ose peshat e kontrastit kur ishin të rëndësishme, familjen e plotë të krahasimeve kryesore dhe dytësore, si dhe rregullin e zgjedhur për krahasimet e shumëfishta.

T08-A06-V08: Mjediset zanore

Përcakto çështjen, pjesa (a)

dhe

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (b)

Një familje përmban çdo krahasim që procesi i vendimmarrjes e bën të disponueshëm, përfshirë krahasimet që u shqyrtuan dhe u fshehën më vonë. Kjo jep madhësitë dhe pragjet e mëposhtme:

Personi	Madhësia e familjes	Pragu Bonferroni	Rezultatet nën prag
Personi 1	2	0.025	A kundrejt B, A kundrejt C
Personi 2	5	0.010	A kundrejt B
Personi 3	1	0.050	A kundrejt D
Personi 4	5	0.010	A kundrejt B
Personi 5	5	0.010	A kundrejt B

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (c)

Çdo rezultat në kolonën e fundit merret duke krahasuar vetëm vlerat p në familjen e deklaruar ndershmërisht nga ai person me $0.05/m$. Personi 1 ka dy krahasime të përcaktuara paraprakisht, Personi 2 ka pesë dhe Personi 3 ka një. Edhe Personat 4 dhe 5 kanë pesë, sepse zvogëlimi i tyre ndodhi pasi rezultatet u bënë të dukshme.

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (d)

Heqja e rezultatit më të madh ose theksimi i rezultatit më të vogël pas shqyrtimit është përzgjedhje e varur nga të dhënat. Kjo nuk i zhduk mundësitë e tjera për një gabim të llojit I dhe nuk e bën pyetjen e theksuar të planifikuar në mënyrë prapavepruese.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij, pjesa (e)

Para se t'i shihet rezultatet, secili person duhet të shënonte krahasimin shkencor, drejtimin ose peshat e kontrastit kur ishin të rëndësishme, familjen e plotë të krahasimeve kryesore dhe dytësore, si dhe rregullin e zgjedhur për krahasimet e shumëfishta.

T08-A06-V09: Ndihamat e navigimit

Përcakto çështjen, pjesa (a)

dhe

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (b)

Një familje përmban çdo krahasim që procesi i vendimmarrjes e bën të disponueshëm, përfshirë krahasimet që u shqyrtuan dhe u fshehën më vonë. Kjo jep madhësitë dhe pragjet e mëposhtme:

Personi	Madhësia e familjes	Pragu Bonferroni	Rezultatet nën prag
Personi 1	2	0.025	A kundrejt B, A kundrejt C
Personi 2	5	0.010	A kundrejt B
Personi 3	1	0.050	A kundrejt D
Personi 4	5	0.010	A kundrejt B
Personi 5	5	0.010	A kundrejt B

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (c)

Çdo rezultat në kolonën e fundit merret duke krahasuar vetëm vlerat p në familjen e deklaruar ndershmërisht nga ai person me $0.05/m$. Personi 1 ka dy krahasime të përcaktuara paraprakisht, Personi 2 ka pesë dhe Personi 3 ka një. Edhe Personat 4 dhe 5 kanë pesë, sepse zvogëlimi i tyre ndodhi pasi rezultatet u bënë të dukshme.

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (d)

Heqja e rezultatit më të madh ose theksimi i rezultatit më të vogël pas shqyrtimit është përzgjedhje e varur nga të dhënat. Kjo nuk i zhduk mundësitë e tjera për një gabim të llojit I dhe nuk e bën pyetjen e theksuar të planifikuar në mënyrë prapavepruese.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij, pjesa (e)

Para se t'i shihet rezultatet, secili person duhet të shënonte krahasimin shkencor, drejtimin ose peshat e kontrastit kur ishin të rëndësishme, familjen e plotë të krahasimeve kryesore dhe dytësore, si dhe rregullin e zgjedhur për krahasimet e shumëfishta.

T08-A06-V10: Oraret e komenteve kthyesë

Përcakto çështjen, pjesa (a)

dhe

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (b)

Një familje përmban çdo krahasim që procesi i vendimmarrjes e bën të disponueshëm, përfshirë krahasimet që u shqyrtuan dhe u fshehën më vonë. Kjo jep madhësitë dhe pragjet e mëposhtme:

Personi	Madhësia e familjes	Pragu Bonferroni	Rezultatet nën prag
Personi 1	2	0.025	A kundrejt B, A kundrejt C
Personi 2	5	0.010	A kundrejt B
Personi 3	1	0.050	A kundrejt D
Personi 4	5	0.010	A kundrejt B
Personi 5	5	0.010	A kundrejt B

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (c)

Çdo rezultat në kolonën e fundit merret duke krahasuar vetëm vlerat p në familjen e deklaruar ndershmërisht nga ai person me $0.05/m$. Personi 1 ka dy krahasime të përcaktuara paraprakisht, Personi 2 ka pesë dhe Personi 3 ka një. Edhe Personat 4 dhe 5 kanë pesë, sepse zvogëlimi i tyre ndodhi pasi rezultatet u bënë të dukshme.

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca, pjesa (d)

Heqja e rezultatit më të madh ose theksimi i rezultatit më të vogël pas shqyrtimit është përzgjedhje e varur nga të dhënat. Kjo nuk i zhduk mundësitë e tjera për një gabim të llojit I dhe nuk e bën pyetjen e theksuar të planifikuar në mënyrë prapavepruese.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij, pjesa (e)

Para se t'i shihet rezultatet, secili person duhet të shënonte krahasimin shkencor, drejtimin ose peshat e kontrastit kur ishin të rëndësishme, familjen e plotë të krahasimeve kryesore dhe dytësore, si dhe rregullin e zgjedhur për krahasimet e shumëfishta.

Pjesa II: Praktika me kalkulator

A02: Mesataret e grupeve, ndarja e shumave të katrorëve dhe testi F njëfaktorial

T08-A02-V01: Rutinat e studimit dhe rezultati i të nxënës

Përgatit llogaritjen

Mesataret e grupeve janë 12, 16, 20, ndërsa mesatarja e përgjithshme është 16.0000 pikë.

Llogaritja mes grupeve jep $SS_A = \sum_i n_i (\bar{y}_i - \bar{y})^2 = 128.0000$.

Zhvillo llogaritjen

Mbledhja e devijimeve në katror brenda tri grupeve jep $SS_e = 60.0000$.

Rreth mesatares së përgjithshme, $SS_{total} = 188.0000$ dhe $188.0000 = 128.0000 + 60.0000$, prandaj ndarja përputhet.

Shkallët e lirisë janë $df_A = 3 - 1 = 2$, $df_e = 12 - 3 = 9$ dhe $df_{total} = 11$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Kështu $MS_A = 128.0000/2 = 64.0000$, $MS_e = 60.0000/9 = 6.6667$ dhe $F = 64.0000/6.6667 = 9.6000$.

Meqë 9.6000 është më e madhe se 4.26, e refuzojmë hipotezën zero të mesatareve të barabarta në nivelin 5%.

Vendimi lidhet me modelin global të mesatareve, jo me çdo çift veçmas.

T08-A02-V02: Paraqitjet e tekstit dhe shpejtësia e leximit

Përgatit llogaritjen

Mesataret e grupeve janë 20, 22, 24, ndërsa mesatarja e përgjithshme është 22.0000 fjalë në minutë mbi nivelin fillestar.

Llogaritja mes grupeve jep $SS_A = \sum_i n_i (\bar{y}_i - \bar{y})^2 = 32.0000$.

Zhvillo llogaritjen

Mbledhja e devijimeve në katror brenda tri grupeve jep $SS_e = 60.0000$.

Rreth mesatares së përgjithshme, $SS_{total} = 92.0000$ dhe $92.0000 = 32.0000 + 60.0000$, prandaj ndarja përputhet.

Shkallët e lirisë janë $df_A = 3 - 1 = 2$, $df_e = 12 - 3 = 9$ dhe $df_{total} = 11$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Kështu $MS_A = 32.0000/2 = 16.0000$, $MS_e = 60.0000/9 = 6.6667$ dhe $F = 16.0000/6.6667 = 2.4000$.

Meqë 2.4000 nuk është më e madhe se 4.26, nuk e refuzojmë hipotezën zero të mesatareve të barabarta në nivelin 5%.

Vendimi lidhet me modelin global të mesatareve, jo me çdo çift veçmas.

T08-A02-V03: Udhëzimet e arkivit dhe regjistrimet e sakta

Përgatit llogaritjen

Mesataret e grupeve janë 15, 15, 15, ndërsa mesatarja e përgjithshme është 15.0000 regjistrime.

Llogaritja mes grupeve jep $SS_A = \sum_i n_i(\bar{y}_i - \bar{y})^2 = 0.0000$.

Zhvillo llogaritjen

Mbledhja e devijimeve në katror brenda tri grupeve jep $SS_e = 60.0000$.

Rreth mesatares së përgjithshme, $SS_{total} = 60.0000$ dhe $60.0000 = 0.0000 + 60.0000$, prandaj ndarja përputhet.

Shkallët e lirisë janë $df_A = 3 - 1 = 2$, $df_e = 12 - 3 = 9$ dhe $df_{total} = 11$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Kështu $MS_A = 0.0000/2 = 0.0000$, $MS_e = 60.0000/9 = 6.6667$ dhe $F = 0.0000/6.6667 = 0.0000$.

Meqë 0.0000 nuk është më e madhe se 4.26, nuk e refuzojmë hipotezën zero të mesatareve të barabarta në nivelin 5%.

Vendimi lidhet me modelin global të mesatareve, jo me çdo çift veçmas.

T08-A02-V04: Hartat e muzeut dhe siguria për rrugën

Përgatit llogaritjen

Mesataret e grupeve janë 45, 50, 47, ndërsa mesatarja e përgjithshme është 47.3333 pikë.

Llogaritja mes grupeve jep $SS_A = \sum_i n_i(\bar{y}_i - \bar{y})^2 = 50.6667$.

Zhvillo llogaritjen

Mbledhja e devijimeve në katror brenda tri grupeve jep $SS_e = 60.0000$.

Rreth mesatares së përgjithshme, $SS_{total} = 110.6667$ dhe $110.6667 = 50.6667 + 60.0000$, prandaj ndarja përputhet.

Shkallët e lirisë janë $df_A = 3 - 1 = 2$, $df_e = 12 - 3 = 9$ dhe $df_{total} = 11$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Kështu $MS_A = 50.6667/2 = 25.3333$, $MS_e = 60.0000/9 = 6.6667$ dhe $F = 25.3333/6.6667 = 3.8000$.

Meqë 3.8000 nuk është më e madhe se 4.26, nuk e refuzojmë hipotezën zero të mesatareve të barabarta në nivelin 5%.

Vendimi lidhet me modelin global të mesatareve, jo me çdo çift veçmas.

T08-A02-V05: Koha e kujtesës dhe përfundimi

Përgatit llogaritjen

Mesataret e grupeve janë 30, 35, 39, ndërsa mesatarja e përgjithshme është 34.6667 pikë.

Llogaritja mes grupeve jep $SS_A = \sum_i n_i(\bar{y}_i - \bar{y})^2 = 162.6667$.

Zhvillo llogaritjen

Mbledhja e devijimeve në katror brenda tri grupeve jep $SS_e = 60.0000$.

Rreth mesatares së përgjithshme, $SS_{total} = 222.6667$ dhe $222.6667 = 162.6667 + 60.0000$, prandaj ndarja përputhet.

Shkallët e lirisë janë $df_A = 3 - 1 = 2$, $df_e = 12 - 3 = 9$ dhe $df_{total} = 11$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Kështu $MS_A = 162.6667/2 = 81.3333$, $MS_e = 60.0000/9 = 6.6667$ dhe $F = 81.3333/6.6667 = 12.2000$.

Meqë 12.2000 është më e madhe se 4.26, e refuzojmë hipotezën zero të mesatareve të barabarta në nivelin 5%.

Vendimi lidhet me modelin global të mesatareve, jo me çdo çift veçmas.

T08-A02-V06: Formatet e shënimeve dhe dallimi i argumentit

Përgatit llogaritjen

Mesataret e grupeve janë 52, 56, 61, ndërsa mesatarja e përgjithshme është 56.3333 pikë.

Llogaritja mes grupeve jep $SS_A = \sum_i n_i (\bar{y}_i - \bar{y})^2 = 162.6667$.

Zhvillo llogaritjen

Mbledhja e devijimeve në katror brenda tri grupeve jep $SS_e = 60.0000$.

Rreth mesatares së përgjithshme, $SS_{total} = 222.6667$ dhe $222.6667 = 162.6667 + 60.0000$, prandaj ndarja përputhet.

Shkallët e lirisë janë $df_A = 3 - 1 = 2$, $df_e = 12 - 3 = 9$ dhe $df_{total} = 11$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Kështu $MS_A = 162.6667/2 = 81.3333$, $MS_e = 60.0000/9 = 6.6667$ dhe $F = 81.3333/6.6667 = 12.2000$.

Meqë 12.2000 është më e madhe se 4.26, e refuzojmë hipotezën zero të mesatareve të barabarta në nivelin 5%.

Vendimi lidhet me modelin global të mesatareve, jo me çdo çift veçmas.

T08-A02-V07: Shpërndarja e ushtrimit në kohë dhe rikujtimi

Përgatit llogaritjen

Mesataret e grupeve janë 40, 43, 48, ndërsa mesatarja e përgjithshme është 43.6667 pikë.

Llogaritja mes grupeve jep $SS_A = \sum_i n_i (\bar{y}_i - \bar{y})^2 = 130.6667$.

Zhvillo llogaritjen

Mbledhja e devijimeve në katror brenda tri grupeve jep $SS_e = 60.0000$.

Rreth mesatares së përgjithshme, $SS_{total} = 190.6667$ dhe $190.6667 = 130.6667 + 60.0000$, prandaj ndarja përputhet.

Shkallët e lirisë janë $df_A = 3 - 1 = 2$, $df_e = 12 - 3 = 9$ dhe $df_{total} = 11$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Kështu $MS_A = 130.6667/2 = 65.3333$, $MS_e = 60.0000/9 = 6.6667$ dhe $F = 65.3333/6.6667 = 9.8000$.

Meqë 9.8000 është më e madhe se 4.26, e refuzojmë hipotezën zero të mesatareve të barabarta në nivelin 5%.

Vendimi lidhet me modelin global të mesatareve, jo me çdo çift veçmas.

T08-A02-V08: Mjediset zanore dhe përqendrimi

Përgatit llogaritjen

Mesataret e grupeve janë 70, 68, 63, ndërsa mesatarja e përgjithshme është 67.0000 pikë.

Llogaritja mes grupeve jep $SS_A = \sum_i n_i (\bar{y}_i - \bar{y})^2 = 104.0000$.

Zhvillo llogaritjen

Mbledhja e devijimeve në katror brenda tri grupeve jep $SS_e = 60.0000$.

Rreth mesatares së përgjithshme, $SS_{total} = 164.0000$ dhe $164.0000 = 104.0000 + 60.0000$, prandaj ndarja përputhet.

Shkallët e lirisë janë $df_A = 3 - 1 = 2$, $df_e = 12 - 3 = 9$ dhe $df_{total} = 11$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Kështu $MS_A = 104.0000/2 = 52.0000$, $MS_e = 60.0000/9 = 6.6667$ dhe $F = 52.0000/6.6667 = 7.8000$.

Meqë 7.8000 është më e madhe se 4.26, e refuzojmë hipotezën zero të mesatare të barabarta në nivelin 5%.

Vendimi lidhet me modelin global të mesatare, jo me çdo çift veçmas.

T08-A02-V09: Udhëzimet e rrugës dhe gabimet

Përgatit llogaritjen

Mesataret e grupeve janë 18, 14, 10, ndërsa mesatarja e përgjithshme është 14.0000 gabime.

Llogaritja mes grupeve jep $SS_A = \sum_i n_i (\bar{y}_i - \bar{y})^2 = 128.0000$.

Zhvillo llogaritjen

Mbledhja e devijimeve në katror brenda tri grupeve jep $SS_e = 60.0000$.

Rreth mesatares së përgjithshme, $SS_{total} = 188.0000$ dhe $188.0000 = 128.0000 + 60.0000$, prandaj ndarja përputhet.

Shkallët e lirisë janë $df_A = 3 - 1 = 2$, $df_e = 12 - 3 = 9$ dhe $df_{total} = 11$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Kështu $MS_A = 128.0000/2 = 64.0000$, $MS_e = 60.0000/9 = 6.6667$ dhe $F = 64.0000/6.6667 = 9.6000$.

Meqë 9.6000 është më e madhe se 4.26, e refuzojmë hipotezën zero të mesatare të barabarta në nivelin 5%.

Vendimi lidhet me modelin global të mesatare, jo me çdo çift veçmas.

T08-A02-V10: Koha e komenteve kthyesë dhe cilësia e rishikimit

Përgatit llogaritjen

Mesataret e grupeve janë 64, 67, 65, ndërsa mesatarja e përgjithshme është 65.3333 pikë.

Llogaritja mes grupeve jep $SS_A = \sum_i n_i (\bar{y}_i - \bar{y})^2 = 18.6667$.

Zhvillo llogaritjen

Mbledhja e devijimeve në katror brenda tri grupeve jep $SS_e = 60.0000$.

Rreth mesatares së përgjithshme, $SS_{total} = 78.6667$ dhe $78.6667 = 18.6667 + 60.0000$, prandaj ndarja përputhet.

Shkallët e lirisë janë $df_A = 3 - 1 = 2$, $df_e = 12 - 3 = 9$ dhe $df_{total} = 11$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Kështu $MS_A = 18.6667/2 = 9.3333$, $MS_e = 60.0000/9 = 6.6667$ dhe $F = 9.3333/6.6667 = 1.4000$.

Meqë 1.4000 nuk është më e madhe se 4.26, nuk e refuzojmë hipotezën zero të mesatare të barabarta në nivelin 5%.

Vendimi lidhet me modelin global të mesatare, jo me çdo çift veçmas.

A03: Rindërtimi i tabelës ANOVA dhe leximi i dizajnit

T08-A03-V01: Udhëzime leximi të caktuara rastësisht

Arsyeto para llogaritjes

Për $k = 3$ grupe, $H_0 : \mu_1 = \dots = \mu_3$; alternativa thotë se të paktën dy mesatare ndryshojnë.

Shuma totale e katrorëve është $96+144=240$.

Zhvillo llogaritjen

Me $N = 24$, shkallët e lirisë janë $df_A = 3 - 1 = 2$, $df_e = 24 - 3 = 21$ dhe $df_{total} = 24 - 1 = 23$.

Pastaj $MS_A = 96/2 = 48.0000$, $MS_e = 144/21 = 6.8571$ dhe $F = 7.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Meqë 7.0000 është më e madhe se 3.44, e refuzojmë hipotezën zero në nivelin 5%.

Madhësitë e barabarta të grupeve e bëjnë dizajnin të balancuar.

Caktimi i rastësishëm mund të mbështetë interpretim shkakor për kushtet e caktuara nëse zbatimi dhe supozimet e modelit janë të besueshme.

T08-A03-V02: Mënyra të vrojtuarra udhëtimi**Arsyeto para llogaritjes**

Për $k = 3$ grupe, $H_0 : \mu_1 = \dots = \mu_3$; alternativa thotë se të paktën dy mesatare ndryshojnë.

Shuma totale e katrorëve është $45+210=255$.

Zhvillo llogaritjen

Me $N = 26$, shkallët e lirisë janë $df_A = 3 - 1 = 2$, $df_e = 26 - 3 = 23$ dhe $df_{total} = 26 - 1 = 25$.

Pastaj $MS_A = 45/2 = 22.5000$, $MS_e = 210/23 = 9.1304$ dhe $F = 2.4643$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Meqë 2.4643 nuk është më e madhe se 3.42, nuk e refuzojmë hipotezën zero në nivelin 5%.

Madhësitë e pabarabarta të grupeve e bëjnë dizajnin të pabalancuar.

Pa caktim të rastësishëm, rezultati përshkruan lidhje mes grupeve dhe nuk mund t'i përjashtojë vetë dallimet që ekzistojnë më parë.

T08-A03-V03: Ndërfaqe arkivi të caktuara rastësisht**Arsyeto para llogaritjes**

Për $k = 4$ grupe, $H_0 : \mu_1 = \dots = \mu_4$; alternativa thotë se të paktën dy mesatare ndryshojnë.

Shuma totale e katrorëve është $180+220=400$.

Zhvillo llogaritjen

Me $N = 24$, shkallët e lirisë janë $df_A = 4 - 1 = 3$, $df_e = 24 - 4 = 20$ dhe $df_{total} = 24 - 1 = 23$.

Pastaj $MS_A = 180/3 = 60.0000$, $MS_e = 220/20 = 11.0000$ dhe $F = 5.4545$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Meqë 5.4545 është më e madhe se 3.10, e refuzojmë hipotezën zero në nivelin 5%.

Madhësitë e barabarta të grupeve e bëjnë dizajnin të balancuar.

Caktimi i rastësishëm mund të mbështetë interpretim shkakor për kushtet e caktuara nëse zbatimi dhe supozimet e modelit janë të besueshme.

T08-A03-V04: Drejtime seminari të zgjedhura vetë**Arsyeto para llogaritjes**

Për $k = 3$ grupe, $H_0 : \mu_1 = \dots = \mu_3$; alternativa thotë se të paktën dy mesatare ndryshojnë.

Shuma totale e katrorëve është $30+330=360$.

Zhvillo llogaritjen

Me $N = 36$, shkallët e lirisë janë $df_A = 3 - 1 = 2$, $df_e = 36 - 3 = 33$ dhe $df_{total} = 36 - 1 = 35$.

Pastaj $MS_A = 30/2 = 15.0000$, $MS_e = 330/33 = 10.0000$ dhe $F = 1.5000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Meqë 1.5000 nuk është më e madhe se 3.28, nuk e refuzojmë hipotezën zero në nivelin 5%.

Madhësitë e barabarta të grupeve e bëjnë dizajnin të balancuar.

Pa caktim të rastësishëm, rezultati përshkruan lidhje mes grupeve dhe nuk mund t'i përjashtojë vetë dallimet që ekzistojnë më parë.

T08-A03-V05: Oraret e kujtesave të caktuara rastësisht

Arsyeto para llogaritjes

Për $k = 3$ grupe, $H_0 : \mu_1 = \dots = \mu_3$; alternativa thotë se të paktën dy mesatare ndryshojnë.

Shuma totale e katrorëve është $120+180=300$.

Zhvillo llogaritjen

Me $N = 27$, shkallët e lirisë janë $df_A = 3 - 1 = 2$, $df_e = 27 - 3 = 24$ dhe $df_{total} = 27 - 1 = 26$.

Pastaj $MS_A = 120/2 = 60.0000$, $MS_e = 180/24 = 7.5000$ dhe $F = 8.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Meqë 8.0000 është më e madhe se 3.35, e refuzojmë hipotezën zero në nivelin 5%.

Madhësitë e barabarta të grupeve e bëjnë dizajnin të balancuar.

Caktimi i rastësishëm mund të mbështetë interpretim shkakor për kushtet e caktuara nëse zbatimi dhe supozimet e modelit janë të besueshme.

T08-A03-V06: Lloje lagjesh të vrojtuar

Arsyeto para llogaritjes

Për $k = 3$ grupe, $H_0 : \mu_1 = \dots = \mu_3$; alternativa thotë se të paktën dy mesatare ndryshojnë.

Shuma totale e katrorëve është $75+270=345$.

Zhvillo llogaritjen

Me $N = 30$, shkallët e lirisë janë $df_A = 3 - 1 = 2$, $df_e = 30 - 3 = 27$ dhe $df_{total} = 30 - 1 = 29$.

Pastaj $MS_A = 75/2 = 37.5000$, $MS_e = 270/27 = 10.0000$ dhe $F = 3.7500$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Meqë 3.7500 është më e madhe se 3.35, e refuzojmë hipotezën zero në nivelin 5%.

Madhësitë e pabarabarta të grupeve e bëjnë dizajnin të pabalancuar.

Pa caktim të rastësishëm, rezultati përshkruan lidhje mes grupeve dhe nuk mund t'i përjashtojë vetë dallimet që ekzistojnë më parë.

T08-A03-V07: Stile titrash të caktuara rastësisht

Arsyeto para llogaritjes

Për $k = 4$ grupe, $H_0 : \mu_1 = \dots = \mu_4$; alternativa thotë se të paktën dy mesatare ndryshojnë.

Shuma totale e katrorëve është $210+252=462$.

Zhvillo llogaritjen

Me $N = 28$, shkallët e lirisë janë $df_A = 4 - 1 = 3$, $df_e = 28 - 4 = 24$ dhe $df_{total} = 28 - 1 = 27$.

Pastaj $MS_A = 210/3 = 70.0000$, $MS_e = 252/24 = 10.5000$ dhe $F = 6.6667$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Meqë 6.6667 është më e madhe se 3.01, e refuzojmë hipotezën zero në nivelin 5%.

Madhësitë e barabarta të grupeve e bëjnë dizajnin të balancuar.

Caktimi i rastësishëm mund të mbështetë interpretim shkakor për kushtet e caktuara nëse zbatimi dhe supozimet e modelit janë të besueshme.

T08-A03-V08: Vende studimi të zgjedhura

Arsyeto para llogaritjes

Për $k = 3$ grupe, $H_0 : \mu_1 = \dots = \mu_3$; alternativa thotë se të paktën dy mesatare ndryshojnë.

Shuma totale e katrorëve është $54+243=297$.

Zhvillo llogaritjen

Me $N = 30$, shkallët e lirisë janë $df_A = 3 - 1 = 2$, $df_e = 30 - 3 = 27$ dhe $df_{total} = 30 - 1 = 29$.

Pastaj $MS_A = 54/2 = 27.0000$, $MS_e = 243/27 = 9.0000$ dhe $F = 3.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Meqë 3.0000 nuk është më e madhe se 3.35, nuk e refuzojmë hipotezën zero në nivelin 5%.

Madhësitë e pabarabarta të grupeve e bëjnë dizajnin të pabalancuar.

Pa caktim të rastësishëm, rezultati përshkruan lidhje mes grupeve dhe nuk mund t'i përjashtojë vetë dallimet që ekzistojnë më parë.

T08-A03-V09: Harta rrugësh të caktuara rastësisht

Arsyeto para llogaritjes

Për $k = 3$ grupe, $H_0 : \mu_1 = \dots = \mu_3$; alternativa thotë se të paktën dy mesatare ndryshojnë.

Shuma totale e katrorëve është $160+240=400$.

Zhvillo llogaritjen

Me $N = 30$, shkallët e lirisë janë $df_A = 3 - 1 = 2$, $df_e = 30 - 3 = 27$ dhe $df_{total} = 30 - 1 = 29$.

Pastaj $MS_A = 160/2 = 80.0000$, $MS_e = 240/27 = 8.8889$ dhe $F = 9.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Meqë 9.0000 është më e madhe se 3.35, e refuzojmë hipotezën zero në nivelin 5%.

Madhësitë e barabarta të grupeve e bëjnë dizajnin të balancuar.

Caktimi i rastësishëm mund të mbështetë interpretim shkakor për kushtet e caktuara nëse zbatimi dhe supozimet e modelit janë të besueshme.

T08-A03-V10: Sektorë punësimi të vrojtuar

Arsyeto para llogaritjes

Për $k = 3$ grupe, $H_0 : \mu_1 = \dots = \mu_3$; alternativa thotë se të paktën dy mesatare ndryshojnë.

Shuma totale e katrorëve është $40+260=300$.

Zhvillo llogaritjen

Me $N = 30$, shkallët e lirisë janë $df_A = 3 - 1 = 2$, $df_e = 30 - 3 = 27$ dhe $df_{total} = 30 - 1 = 29$.

Pastaj $MS_A = 40/2 = 20.0000$, $MS_e = 260/27 = 9.6296$ dhe $F = 2.0769$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Meqë 2.0769 nuk është më e madhe se 3.35, nuk e refuzojmë hipotezën zero në nivelin 5%.

Madhësitë e pabarabarta të grupeve e bëjnë dizajnin të pabalancuar.

Pa caktim të rastësishëm, rezultati përshkruan lidhje mes grupeve dhe nuk mund t'i përjashtojë vetë dallimet që ekzistojnë më parë.

A04: Kontrastet e thjeshta dyshe dhe kontrastet komplekse të bashkuara

T08-A04-V01: Katër rutina studimi

Përgatit llogaritjen

Shuma e secilit vektor të peshave është zero, prandaj të dy janë kontraste të vlefshme.

Kontrasti i thjeshtë krahason Grupin 2 me Grupin 1: $D_s = 4.0000$.

Zhvillo llogaritjen

Gabimi standard është $SE_s = \sqrt{(25/8)[(-1)^2 + 1^2]} = 2.5000$, duke dhënë $t_s = 4.0000/2.5000 = 1.6000$.

Kontrasti kompleks krahason shumën e Grupeve 3 dhe 4 me shumën e Grupeve 1 dhe 2: $D_c = 16.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Gabimi standard është $SE_c = \sqrt{(25/8)[(-1)^2 + (-1)^2 + 1^2 + 1^2]} = 3.5355$, prandaj $t_c = 4.5255$.

Pjesëtimi i çdo peshe komplekse me 2 do ta shprehte dallimin mes dy mesatareve të bashkuara dhe do ta linte statistikën t të pandryshuar, sepse vlerësimi dhe gabimi standard shkallëzohen së bashku.

Vlerësimet e papërpunuara të kontrasteve përdorin shkallë të ndryshme kur ndryshojnë peshat, prandaj krahaso pyetjen e deklaruar dhe statistikën e standardizuar, jo vetëm madhësinë.

T08-A04-V02: Katër paraqitje teksti

Përgatit llogaritjen

Shuma e secilit vektor të peshave është zero, prandaj të dy janë kontraste të vlefshme.

Kontrasti i thjeshtë krahason Grupin 2 me Grupin 1: $D_s = 5.0000$.

Zhvillo llogaritjen

Gabimi standard është $SE_s = \sqrt{(16/8)[(-1)^2 + 1^2]} = 2.0000$, duke dhënë $t_s = 5.0000/2.0000 = 2.5000$.

Kontrasti kompleks krahason shumën e Grupeve 3 dhe 4 me shumën e Grupeve 1 dhe 2: $D_c = 13.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Gabimi standard është $SE_c = \sqrt{(16/8)[(-1)^2 + (-1)^2 + 1^2 + 1^2]} = 2.8284$, prandaj $t_c = 4.5962$.

Pjesëtimi i çdo peshe komplekse me 2 do ta shprehte dallimin mes dy mesatareve të bashkuara dhe do ta linte statistikën t të pandryshuar, sepse vlerësimi dhe gabimi standard shkallëzohen së bashku.

Vlerësimet e papërpunuara të kontrasteve përdorin shkallë të ndryshme kur ndryshojnë peshat, prandaj krahaso pyetjen e deklaruar dhe statistikën e standardizuar, jo vetëm madhësinë.

T08-A04-V03: Katër udhëzime arkivi

Përgatit llogaritjen

Shuma e secilit vektor të peshave është zero, prandaj të dy janë kontraste të vlefshme.

Kontrasti i thjeshtë krahason Grupin 2 me Grupin 1: $D_s = 3.0000$.

Zhvillo llogaritjen

Gabimi standard është $SE_s = \sqrt{(9/8)[(-1)^2 + 1^2]} = 1.5000$, duke dhënë $t_s = 3.0000/1.5000 = 2.0000$.

Kontrasti kompleks krahason shumën e Grupeve 3 dhe 4 me shumën e Grupeve 1 dhe 2: $D_c = 8.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Gabimi standard është $SE_c = \sqrt{(9/8)[(-1)^2 + (-1)^2 + 1^2 + 1^2]} = 2.1213$, prandaj $t_c = 3.7712$.

Pjesëtimi i çdo peshe komplekse me 2 do ta shprehte dallimin mes dy mesatare të bashkuara dhe do ta linte statistikën t të pandryshuar, sepse vlerësimi dhe gabimi standard shkallëzohen së bashku.

Vlerësimet e papërpunuara të kontrasteve përdorin shkallë të ndryshme kur ndryshojnë peshat, prandaj krahaso pyetjen e deklaruar dhe statistikën e standardizuar, jo vetëm madhësinë.

T08-A04-V04: Katër rrugë muzeu

Përgatit llogaritjen

Shuma e secilit vektor të peshave është zero, prandaj të dy janë kontraste të vlefshme.

Kontrasti i thjeshtë krahason Grupin 2 me Grupin 1: $D_s = -3.0000$.

Zhvillo llogaritjen

Gabimi standard është $SE_s = \sqrt{(36/8)[(-1)^2 + 1^2]} = 3.0000$, duke dhënë $t_s = -3.0000/3.0000 = -1.0000$.

Kontrasti kompleks krahason shumën e Grupeve 3 dhe 4 me shumën e Grupeve 1 dhe 2: $D_c = 15.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Gabimi standard është $SE_c = \sqrt{(36/8)[(-1)^2 + (-1)^2 + 1^2 + 1^2]} = 4.2426$, prandaj $t_c = 3.5355$.

Pjesëtimi i çdo peshe komplekse me 2 do ta shprehte dallimin mes dy mesatare të bashkuara dhe do ta linte statistikën t të pandryshuar, sepse vlerësimi dhe gabimi standard shkallëzohen së bashku.

Vlerësimet e papërpunuara të kontrasteve përdorin shkallë të ndryshme kur ndryshojnë peshat, prandaj krahaso pyetjen e deklaruar dhe statistikën e standardizuar, jo vetëm madhësinë.

T08-A04-V05: Katër orare kujtesash

Përgatit llogaritjen

Shuma e secilit vektor të peshave është zero, prandaj të dy janë kontraste të vlefshme.

Kontrasti i thjeshtë krahason Grupin 2 me Grupin 1: $D_s = 5.0000$.

Zhvillo llogaritjen

Gabimi standard është $SE_s = \sqrt{(20/8)[(-1)^2 + 1^2]} = 2.2361$, duke dhënë $t_s = 5.0000/2.2361 = 2.2361$.

Kontrasti kompleks krahason shumën e Grupeve 3 dhe 4 me shumën e Grupeve 1 dhe 2: $D_c = 14.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Gabimi standard është $SE_c = \sqrt{(20/8)[(-1)^2 + (-1)^2 + 1^2 + 1^2]} = 3.1623$, prandaj $t_c = 4.4272$.

Pjesëtimi i çdo peshe komplekse me 2 do ta shprehte dallimin mes dy mesatare të bashkuara dhe do ta linte statistikën t të pandryshuar, sepse vlerësimi dhe gabimi standard shkallëzohen së bashku.

Vlerësimet e papërpunuara të kontrasteve përdorin shkallë të ndryshme kur ndryshojnë peshat, prandaj krahaso pyetjen e deklaruar dhe statistikën e standardizuar, jo vetëm madhësinë.

T08-A04-V06: Katër modele shënimesh

Përgatit llogaritjen

Shuma e secilit vektor të peshave është zero, prandaj të dy janë kontraste të vlefshme.

Kontrasti i thjeshtë krahason Grupin 2 me Grupin 1: $D_s = 3.0000$.

Zhvillo llogaritjen

Gabimi standard është $SE_s = \sqrt{(24/8)[(-1)^2 + 1^2]} = 2.4495$, duke dhënë $t_s = 3.0000/2.4495 = 1.2247$.

Kontrasti kompleks krahason shumën e Grupeve 3 dhe 4 me shumën e Grupeve 1 dhe 2: $D_c = 17.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Gabimi standard është $SE_c = \sqrt{(24/8)[(-1)^2 + (-1)^2 + 1^2 + 1^2]} = 3.4641$, prandaj $t_c = 4.9075$.

Pjesëtimi i çdo peshe komplekse me 2 do ta shprehte dallimin mes dy mesatareve të bashkuara dhe do ta linte statistikën t të pandryshuar, sepse vlerësimi dhe gabimi standard shkallëzohen së bashku.

Vlerësimet e papërpunuara të kontrasteve përdorin shkallë të ndryshme kur ndryshojnë peshat, prandaj krahaso pyetjen e deklaruar dhe statistikën e standardizuar, jo vetëm madhësinë.

T08-A04-V07: Katër intervale ushtrimi

Përgatit llogaritjen

Shuma e secilit vektor të peshave është zero, prandaj të dy janë kontraste të vlefshme.

Kontrasti i thjeshtë krahason Grupin 2 me Grupin 1: $D_s = 5.0000$.

Zhvillo llogaritjen

Gabimi standard është $SE_s = \sqrt{(30/8)[(-1)^2 + 1^2]} = 2.7386$, duke dhënë $t_s = 5.0000/2.7386 = 1.8257$.

Kontrasti kompleks krahason shumën e Grupeve 3 dhe 4 me shumën e Grupeve 1 dhe 2: $D_c = 17.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Gabimi standard është $SE_c = \sqrt{(30/8)[(-1)^2 + (-1)^2 + 1^2 + 1^2]} = 3.8730$, prandaj $t_c = 4.3894$.

Pjesëtimi i çdo peshe komplekse me 2 do ta shprehte dallimin mes dy mesatareve të bashkuara dhe do ta linte statistikën t të pandryshuar, sepse vlerësimi dhe gabimi standard shkallëzohen së bashku.

Vlerësimet e papërpunuara të kontrasteve përdorin shkallë të ndryshme kur ndryshojnë peshat, prandaj krahaso pyetjen e deklaruar dhe statistikën e standardizuar, jo vetëm madhësinë.

T08-A04-V08: Katër mjedise zanore

Përgatit llogaritjen

Shuma e secilit vektor të peshave është zero, prandaj të dy janë kontraste të vlefshme.

Kontrasti i thjeshtë krahason Grupin 2 me Grupin 1: $D_s = -4.0000$.

Zhvillo llogaritjen

Gabimi standard është $SE_s = \sqrt{(18/8)[(-1)^2 + 1^2]} = 2.1213$, duke dhënë $t_s = -4.0000/2.1213 = -1.8856$.

Kontrasti kompleks krahason shumën e Grupeve 3 dhe 4 me shumën e Grupeve 1 dhe 2: $D_c = -11.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Gabimi standard është $SE_c = \sqrt{(18/8)[(-1)^2 + (-1)^2 + 1^2 + 1^2]} = 3.0000$, prandaj $t_c = -3.6667$.

Pjesëtimi i çdo peshe komplekse me 2 do ta shprehte dallimin mes dy mesatareve të bashkuara dhe do ta linte statistikën t të pandryshuar, sepse vlerësimi dhe gabimi standard shkallëzohen së bashku.

Vlerësimet e papërpunuara të kontrasteve përdorin shkallë të ndryshme kur ndryshojnë peshat, prandaj krahaso pyetjen e deklaruar dhe statistikën e standardizuar, jo vetëm madhësinë.

T08-A04-V09: Katër ndihma navigimi

Përgatit llogaritjen

Shuma e secilit vektor të peshave është zero, prandaj të dy janë kontraste të vlefshme.

Kontrasti i thjeshtë krahason Grupin 2 me Grupin 1: $D_s = 5.0000$.

Zhvillo llogaritjen

Gabimi standard është $SE_s = \sqrt{(22/8)[(-1)^2 + 1^2]} = 2.3452$, duke dhënë $t_s = 5.0000/2.3452 = 2.1320$.

Kontrasti kompleks krahason shumën e Grupeve 3 dhe 4 me shumën e Grupeve 1 dhe 2: $D_c = 17.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Gabimi standard është $SE_c = \sqrt{(22/8)[(-1)^2 + (-1)^2 + 1^2 + 1^2]} = 3.3166$, prandaj $t_c = 5.1257$.

Pjesëtimi i çdo peshe komplekse me 2 do ta shprehte dallimin mes dy mesatareve të bashkuara dhe do ta linte statistikën t të pandryshuar, sepse vlerësimi dhe gabimi standard shkallëzohen së bashku.

Vlerësimet e papërpunuara të kontrasteve përdorin shkallë të ndryshme kur ndryshojnë peshat, prandaj krahaso pyetjen e deklaruar dhe statistikën e standardizuar, jo vetëm madhësinë.

T08-A04-V10: Katër orare komentesh kthyes

Përgatit llogaritjen

Shuma e secilit vektor të peshave është zero, prandaj të dy janë kontraste të vlefshme.

Kontrasti i thjeshtë krahason Grupin 2 me Grupin 1: $D_s = 4.0000$.

Zhvillo llogaritjen

Gabimi standard është $SE_s = \sqrt{(28/8)[(-1)^2 + 1^2]} = 2.6458$, duke dhënë $t_s = 4.0000/2.6458 = 1.5119$.

Kontrasti kompleks krahason shumën e Grupeve 3 dhe 4 me shumën e Grupeve 1 dhe 2: $D_c = 8.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Gabimi standard është $SE_c = \sqrt{(28/8)[(-1)^2 + (-1)^2 + 1^2 + 1^2]} = 3.7417$, prandaj $t_c = 2.1381$.

Pjesëtimi i çdo peshe komplekse me 2 do ta shprehte dallimin mes dy mesatareve të bashkuara dhe do ta linte statistikën t të pandryshuar, sepse vlerësimi dhe gabimi standard shkallëzohen së bashku.

Vlerësimet e papërpunuara të kontrasteve përdorin shkallë të ndryshme kur ndryshojnë peshat, prandaj krahaso pyetjen e deklaruar dhe statistikën e standardizuar, jo vetëm madhësinë.

A05: Të gjitha krahasimet dyshe dhe mbrojtja Bonferroni

T08-A05-V01: Të gjitha çiftet mes 3 niveleve

Përgatit llogaritjen

Numri i çifteve të ndryshme të parenditura është $m = k(k-1)/2 = 3(3-1)/2 = 3$.

Zhvillo llogaritjen

Bonferroni përdor $\alpha_{test} = 0.05/3 = 0.0167$.

Nëse të gjitha 3 testet do të ishin të pavarura dhe secili do të përdorte 0.05, probabiliteti i të paktën një gabimi të llojit I nën hipotezën zero të plotë do të ishte $1 - (1 - 0.05)^3 = 0.1426$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Krahasimet dyshe të vërteta shpesh përdorin grupe të përbashkëta dhe prandaj janë të varura, kështu që shprehja e fundit është ilustrim dhe jo norma e tyre e përgjithshme e saktë e gabimit për familjen e testeve.

Bonferroni mbështetet në kufirin e sipërm të probabilitetit të bashkimit të gabimeve, ndaj e kontrollon familjen edhe pa pavarësi, megjithëse mund të jetë konservativ.

T08-A05-V02: Të gjitha çiftet mes 4 niveleve

Përgatit llogaritjen

Numri i çifteve të ndryshme të parenditura është $m = k(k-1)/2 = 4(4-1)/2 = 6$.

Zhvillo llogaritjen

Bonferroni përdor $\alpha_{test} = 0.05/6 = 0.0083$.

Nëse të gjitha 6 testet do të ishin të pavarura dhe secili do të përdorte 0.05, probabiliteti i të paktën një gabimi të llojit I nën hipotezën zero të plotë do të ishte $1 - (1 - 0.05)^6 = 0.2649$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Krahasimet dyshe të vërteta shpesh përdorin grupe të përbashkëta dhe prandaj janë të varura, kështu që shprehja e fundit është ilustrim dhe jo norma e tyre e përgjithshme e saktë e gabimit për familjen e testeve.

Bonferroni mbështetet në kufirin e sipërm të probabilitetit të bashkimit të gabimeve, ndaj e kontrollon familjen edhe pa pavarësi, megjithëse mund të jetë konservativ.

T08-A05-V03: Të gjitha çiftet mes 5 niveleve**Përgatit llogaritjen**

Numri i çifteve të ndryshme të parenditura është $m = k(k - 1)/2 = 5(5 - 1)/2 = 10$.

Zhvillo llogaritjen

Bonferroni përdor $\alpha_{test} = 0.05/10 = 0.0050$.

Nëse të gjitha 10 testet do të ishin të pavarura dhe secili do të përdorte 0.05, probabiliteti i të paktën një gabimi të llojit I nën hipotezën zero të plotë do të ishte $1 - (1 - 0.05)^{10} = 0.4013$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Krahasimet dyshe të vërteta shpesh përdorin grupe të përbashkëta dhe prandaj janë të varura, kështu që shprehja e fundit është ilustrim dhe jo norma e tyre e përgjithshme e saktë e gabimit për familjen e testeve.

Bonferroni mbështetet në kufirin e sipërm të probabilitetit të bashkimit të gabimeve, ndaj e kontrollon familjen edhe pa pavarësi, megjithëse mund të jetë konservativ.

T08-A05-V04: Të gjitha çiftet mes 6 niveleve**Përgatit llogaritjen**

Numri i çifteve të ndryshme të parenditura është $m = k(k - 1)/2 = 6(6 - 1)/2 = 15$.

Zhvillo llogaritjen

Bonferroni përdor $\alpha_{test} = 0.05/15 = 0.0033$.

Nëse të gjitha 15 testet do të ishin të pavarura dhe secili do të përdorte 0.05, probabiliteti i të paktën një gabimi të llojit I nën hipotezën zero të plotë do të ishte $1 - (1 - 0.05)^{15} = 0.5367$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Krahasimet dyshe të vërteta shpesh përdorin grupe të përbashkëta dhe prandaj janë të varura, kështu që shprehja e fundit është ilustrim dhe jo norma e tyre e përgjithshme e saktë e gabimit për familjen e testeve.

Bonferroni mbështetet në kufirin e sipërm të probabilitetit të bashkimit të gabimeve, ndaj e kontrollon familjen edhe pa pavarësi, megjithëse mund të jetë konservativ.

T08-A05-V05: Të gjitha çiftet mes 7 niveleve**Përgatit llogaritjen**

Numri i çifteve të ndryshme të parenditura është $m = k(k - 1)/2 = 7(7 - 1)/2 = 21$.

Zhvillo llogaritjen

Bonferroni përdor $\alpha_{test} = 0.05/21 = 0.0024$.

Nëse të gjitha 21 testet do të ishin të pavarura dhe secili do të përdorte 0.05, probabiliteti i të paktën një gabimi të llojit I nën hipotezën zero të plotë do të ishte $1 - (1 - 0.05)^{21} = 0.6594$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Krahasimet dyshe të vërteta shpesh përdorin grupe të përbashkëta dhe prandaj janë të varura, kështu që shprehja e fundit është ilustrim dhe jo norma e tyre e përgjithshme e saktë e gabimit për familjen e testeve.

Bonferroni mbështetet në kufirin e sipërm të probabilitetit të bashkimit të gabimeve, ndaj e kontrollon familjen edhe pa pavarësi, megjithëse mund të jetë konservativ.

T08-A05-V06: Të gjitha çiftet mes 8 niveleve

Përgatit llogaritjen

Numri i çifteve të ndryshme të parentitura është $m = k(k - 1)/2 = 8(8 - 1)/2 = 28$.

Zhvillo llogaritjen

Bonferroni përdor $\alpha_{test} = 0.05/28 = 0.0018$.

Nëse të gjitha 28 testet do të ishin të pavarura dhe secili do të përdorte 0.05, probabiliteti i të paktën një gabimi të llojit I nën hipotezën zero të plotë do të ishte $1 - (1 - 0.05)^{28} = 0.7622$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Krahasimet dyshe të vërteta shpesh përdorin grupe të përbashkëta dhe prandaj janë të varura, kështu që shprehja e fundit është ilustrim dhe jo norma e tyre e përgjithshme e saktë e gabimit për familjen e testeve.

Bonferroni mbështetet në kufirin e sipërm të probabilitetit të bashkimit të gabimeve, ndaj e kontrollon familjen edhe pa pavarësi, megjithëse mund të jetë konservativ.

T08-A05-V07: Të gjitha çiftet mes 4 niveleve

Përgatit llogaritjen

Numri i çifteve të ndryshme të parentitura është $m = k(k - 1)/2 = 4(4 - 1)/2 = 6$.

Zhvillo llogaritjen

Bonferroni përdor $\alpha_{test} = 0.05/6 = 0.0083$.

Nëse të gjitha 6 testet do të ishin të pavarura dhe secili do të përdorte 0.05, probabiliteti i të paktën një gabimi të llojit I nën hipotezën zero të plotë do të ishte $1 - (1 - 0.05)^6 = 0.2649$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Krahasimet dyshe të vërteta shpesh përdorin grupe të përbashkëta dhe prandaj janë të varura, kështu që shprehja e fundit është ilustrim dhe jo norma e tyre e përgjithshme e saktë e gabimit për familjen e testeve.

Bonferroni mbështetet në kufirin e sipërm të probabilitetit të bashkimit të gabimeve, ndaj e kontrollon familjen edhe pa pavarësi, megjithëse mund të jetë konservativ.

T08-A05-V08: Të gjitha çiftet mes 5 niveleve

Përgatit llogaritjen

Numri i çifteve të ndryshme të parentitura është $m = k(k - 1)/2 = 5(5 - 1)/2 = 10$.

Zhvillo llogaritjen

Bonferroni përdor $\alpha_{test} = 0.05/10 = 0.0050$.

Nëse të gjitha 10 testet do të ishin të pavarura dhe secili do të përdorte 0.05, probabiliteti i të paktën një gabimi të llojit I nën hipotezën zero të plotë do të ishte $1 - (1 - 0.05)^{10} = 0.4013$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Krahasimet dyshe të vërteta shpesh përdorin grupe të përbashkëta dhe prandaj janë të varura, kështu që shprehja e fundit është ilustrim dhe jo norma e tyre e përgjithshme e saktë e gabimit për familjen e testeve.

Bonferroni mbështetet në kufirin e sipërm të probabilitetit të bashkimit të gabimeve, ndaj e kontrollon familjen edhe pa pavarësi, megjithëse mund të jetë konservativ.

T08-A05-V09: Të gjitha çiftet mes 6 niveleve

Përgatit llogaritjen

Numri i çifteve të ndryshme të parenditura është $m = k(k - 1)/2 = 6(6 - 1)/2 = 15$.

Zhvillo llogaritjen

Bonferroni përdor $\alpha_{test} = 0.05/15 = 0.0033$.

Nëse të gjitha 15 testet do të ishin të pavarura dhe secili do të përdorte 0.05, probabiliteti i të paktën një gabimi të llojit I nën hipotezën zero të plotë do të ishte $1 - (1 - 0.05)^{15} = 0.5367$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Krahasimet dyshe të vërteta shpesh përdorin grupe të përbashkëta dhe prandaj janë të varura, kështu që shprehja e fundit është ilustrim dhe jo norma e tyre e përgjithshme e saktë e gabimit për familjen e testeve.

Bonferroni mbështetet në kufirin e sipërm të probabilitetit të bashkimit të gabimeve, ndaj e kontrollon familjen edhe pa pavarësi, megjithëse mund të jetë konservativ.

T08-A05-V10: Të gjitha çiftet mes 7 niveleve

Përgatit llogaritjen

Numri i çifteve të ndryshme të parenditura është $m = k(k - 1)/2 = 7(7 - 1)/2 = 21$.

Zhvillo llogaritjen

Bonferroni përdor $\alpha_{test} = 0.05/21 = 0.0024$.

Nëse të gjitha 21 testet do të ishin të pavarura dhe secili do të përdorte 0.05, probabiliteti i të paktën një gabimi të llojit I nën hipotezën zero të plotë do të ishte $1 - (1 - 0.05)^{21} = 0.6594$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Krahasimet dyshe të vërteta shpesh përdorin grupe të përbashkëta dhe prandaj janë të varura, kështu që shprehja e fundit është ilustrim dhe jo norma e tyre e përgjithshme e saktë e gabimit për familjen e testeve.

Bonferroni mbështetet në kufirin e sipërm të probabilitetit të bashkimit të gabimeve, ndaj e kontrollon familjen edhe pa pavarësi, megjithëse mund të jetë konservativ.

A07: Një kontrast prirjeje i përcaktuar paraprakisht

T08-A07-V01: Seancat e ushtrimit dhe rikujtimi

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Peshat c_1 rriten me një njësi në çdo nivel, prandaj skica e tyre formon një renditje të drejtë në rritje. Edhe peshat c_2 rriten me hapa të barabartë dhe janë të qendëruara rreth zeros. Peshat c_3 krahasojnë dy pikat fundore me dy nivelet e mesme, prandaj paraqesin lakim dhe jo prirje lineare.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Shumat janë $0 + 1 + 2 + 3 = 6$, $-3 - 1 + 1 + 3 = 0$ dhe $0.5 - 0.5 - 0.5 + 0.5 = 0$. Kështu, c_2 dhe c_3 janë kontraste, por vetëm c_2 është kontrasti i dhënë i prirjes lineare.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

Pesha mesatare e c_1 është 1.5. Zbritja e saj jep $(-1.5, -0.5, 0.5, 1.5)$, që është saktësisht gjysma e c_2 . Shumëzimi i të gjitha peshave të kontrastit me të njëjtën konstante pozitive e ndryshon së bashku shkallën numerike të vlerësimit dhe gabimit standard, por nuk e ndryshon drejtimin që testohet ose statistikën t .

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Me c_2 , vlerësimi i peshuar është $D = \sum c_i \bar{y}_i = 57.0000$. Meqë grupet janë të balancuara, $SE(D) = \sqrt{(MS_e/n) \sum c_i^2} = \sqrt{(25/10)(9 + 1 + 1 + 9)} = 7.0711$. Prandaj $t = 57.0000/7.0711 = 8.0610$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Meqë $|8.0610|$ është më e madhe se 2.028, prirja lineare e plotëson kriterin e dyanshëm 5%. Shenja pozitive do të thotë se modeli i peshuar priret të rritet përgjatë niveleve të renditura. Kjo nuk provon se ndryshimet mes niveleve fqinje janë të barabarta dhe as nuk e përjashton lakimin.

T08-A07-V02: Intensiteti i kujtesave dhe përgjigjja

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Peshat c_1 rriten me një njësi në çdo nivel, prandaj skica e tyre formon një renditje të drejtë në rritje. Edhe peshat c_2 rriten me hapa të barabartë dhe janë të qendëruara rreth zeros. Peshat c_3 krahasojnë dy pikat fundore me dy nivelet e mesme, prandaj paraqesin lakim dhe jo prirje lineare.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Shumat janë $0 + 1 + 2 + 3 = 6$, $-3 - 1 + 1 + 3 = 0$ dhe $0.5 - 0.5 - 0.5 + 0.5 = 0$. Kështu, c_2 dhe c_3 janë kontraste, por vetëm c_2 është kontrasti i dhënë i prirjes lineare.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

Pesha mesatare e c_1 është 1.5. Zbritja e saj jep $(-1.5, -0.5, 0.5, 1.5)$, që është saktësisht gjysma e c_2 . Shumëzimi i të gjitha peshave të kontrastit me të njëjtën konstante pozitive e ndryshon së bashku shkallën numerike të vlerësimit dhe gabimit standard, por nuk e ndryshon drejtimin që testohet ose statistikën t .

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Me c_2 , vlerësimi i peshuar është $D = \sum c_i \bar{y}_i = 36.0000$. Meqë grupet janë të balancuara, $SE(D) = \sqrt{(MS_e/n) \sum c_i^2} = \sqrt{(16/10)(9 + 1 + 1 + 9)} = 5.6569$. Prandaj $t = 36.0000/5.6569 = 6.3640$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Meqë $|6.3640|$ është më e madhe se 2.028, prirja lineare e plotëson kriterin e dyanshëm 5%. Shenja pozitive do të thotë se modeli i peshuar priret të rritet përgjatë niveleve të renditura. Kjo nuk provon se ndryshimet mes niveleve fqinje janë të barabarta dhe as nuk e përjashton lakimin.

T08-A07-V03: Udhëzimi në lexim dhe të kuptuarit

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Peshat c_1 rriten me një njësi në çdo nivel, prandaj skica e tyre formon një renditje të drejtë në rritje. Edhe peshat c_2 rriten me hapa të barabartë dhe janë të qendëruara rreth zeros. Peshat c_3 krahasojnë dy pikat fundore me dy nivelet e mesme, prandaj paraqesin lakim dhe jo prirje lineare.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Shumat janë $0 + 1 + 2 + 3 = 6$, $-3 - 1 + 1 + 3 = 0$ dhe $0.5 - 0.5 - 0.5 + 0.5 = 0$. Kështu, c_2 dhe c_3 janë kontraste, por vetëm c_2 është kontrasti i dhënë i prirjes lineare.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

Pesha mesatare e c_1 është 1.5. Zbritja e saj jep $(-1.5, -0.5, 0.5, 1.5)$, që është saktësisht gjysma e c_2 . Shumëzimi i të gjitha peshave të kontrastit me të njëjtën konstante pozitive e ndryshon së bashku shkallën numerike të vlerësimit dhe gabimit standard, por nuk e ndryshon drejtimin që testohet ose statistikën t .

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Me c_2 , vlerësimi i peshuar është $D = \sum c_i \bar{y}_i = 40.0000$. Meqë grupet janë të balancuara, $SE(D) = \sqrt{(MS_e/n) \sum c_i^2} = \sqrt{(20/10)(9 + 1 + 1 + 9)} = 6.3246$. Prandaj $t = 40.0000/6.3246 = 6.3246$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Meqë $|6.3246|$ është më e madhe se 2.028, prirja lineare e plotëson kriterin e dyanshëm 5%. Shenja pozitive do të thotë se modeli i peshuar priret të rritet përgjatë niveleve të renditura. Kjo nuk provon se ndryshimet mes niveleve fqinje janë të barabarta dhe as nuk e përjashton lakimin.

T08-A07-V04: Shembujt në arkiv dhe saktësia

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Peshat c_1 rriten me një njësi në çdo nivel, prandaj skica e tyre formon një renditje të drejtë në rritje. Edhe peshat c_2 rriten me hapa të barabartë dhe janë të qendëruara rreth zeros. Peshat c_3 krahasojnë dy pikat fundore me dy nivelet e mesme, prandaj paraqesin lakim dhe jo prirje lineare.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Shumat janë $0 + 1 + 2 + 3 = 6$, $-3 - 1 + 1 + 3 = 0$ dhe $0.5 - 0.5 - 0.5 + 0.5 = 0$. Kështu, c_2 dhe c_3 janë kontraste, por vetëm c_2 është kontrasti i dhënë i prirjes lineare.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

Pesha mesatare e c_1 është 1.5. Zbritja e saj jep $(-1.5, -0.5, 0.5, 1.5)$, që është saktësisht gjysma e c_2 . Shumëzimi i të gjitha peshave të kontrastit me të njëjtën konstante pozitive e ndryshon së bashku shkallën numerike të vlerësimit dhe gabimit standard, por nuk e ndryshon drejtimin që testohet ose statistikën t .

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Me c_2 , vlerësimi i peshuar është $D = \sum c_i \bar{y}_i = 31.0000$. Meqë grupet janë të balancuara, $SE(D) = \sqrt{(MS_e/n) \sum c_i^2} = \sqrt{(9/10)(9 + 1 + 1 + 9)} = 4.2426$. Prandaj $t = 31.0000/4.2426 = 7.3068$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Meqë $|7.3068|$ është më e madhe se 2.028, prirja lineare e plotëson kriterin e dyanshëm 5%. Shenja pozitive do të thotë se modeli i peshuar priret të rritet përgjatë niveleve të renditura. Kjo nuk provon se ndryshimet mes niveleve fqinje janë të barabarta dhe as nuk e përjashton lakimin.

T08-A07-V05: Ushtrimi i rrugës dhe vetëbesimi

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Peshat c_1 rriten me një njësi në çdo nivel, prandaj skica e tyre formon një renditje të drejtë në rritje. Edhe peshat c_2 rriten me hapa të barabartë dhe janë të qendëruara rreth zeros. Peshat c_3 krahasojnë dy pikat fundore me dy nivelet e mesme, prandaj paraqesin lakim dhe jo prirje lineare.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Shumat janë $0 + 1 + 2 + 3 = 6$, $-3 - 1 + 1 + 3 = 0$ dhe $0.5 - 0.5 - 0.5 + 0.5 = 0$. Kështu, c_2 dhe c_3 janë kontraste, por vetëm c_2 është kontrasti i dhënë i prirjes lineare.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

Pesha mesatare e c_1 është 1.5. Zbritja e saj jep $(-1.5, -0.5, 0.5, 1.5)$, që është saktësisht gjysma e c_2 . Shumëzimi i të gjitha peshave të kontrastit me të njëjtën konstante pozitive e ndryshon së bashku shkallën numerike të vlerësimit dhe gabimit standard, por nuk e ndryshon drejtimin që testohet ose statistikën t .

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Me c_2 , vlerësimi i peshuar është $D = \sum c_i \bar{y}_i = 51.0000$. Meqë grupet janë të balancuara, $SE(D) = \sqrt{(MS_e/n) \sum c_i^2} = \sqrt{(24/10)(9 + 1 + 1 + 9)} = 6.9282$. Prandaj $t = 51.0000/6.9282 = 7.3612$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Meqë $|7.3612|$ është më e madhe se 2.028, prirja lineare e plotëson kriterin e dyanshëm 5%. Shenja pozitive do të thotë se modeli i peshuar priret të rritet përgjatë niveleve të renditura. Kjo nuk provon se ndryshimet mes niveleve fqinje janë të barabarta dhe as nuk e përjashton lakimin.

T08-A07-V06: Struktura e shënimeve dhe arsyetimi

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Peshat c_1 rriten me një njësi në çdo nivel, prandaj skica e tyre formon një renditje të drejtë në rritje. Edhe peshat c_2 rriten me hapa të barabartë dhe janë të qendëruara rreth zeros. Peshat c_3 krahasojnë dy pikat fundore me dy nivelet e mesme, prandaj paraqesin lakim dhe jo prirje lineare.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Shumat janë $0 + 1 + 2 + 3 = 6$, $-3 - 1 + 1 + 3 = 0$ dhe $0.5 - 0.5 - 0.5 + 0.5 = 0$. Kështu, c_2 dhe c_3 janë kontraste, por vetëm c_2 është kontrasti i dhënë i prirjes lineare.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

Pesha mesatare e c_1 është 1.5. Zbritja e saj jep $(-1.5, -0.5, 0.5, 1.5)$, që është saktësisht gjysma e c_2 . Shumëzimi i të gjitha peshave të kontrastit me të njëjtën konstante pozitive e ndryshon së bashku shkallën numerike të vlerësimit dhe gabimit standard, por nuk e ndryshon drejtimin që testohet ose statistikën t .

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Me c_2 , vlerësimi i peshuar është $D = \sum c_i \bar{y}_i = 42.0000$. Meqë grupet janë të balancuara, $SE(D) = \sqrt{(MS_e/n) \sum c_i^2} = \sqrt{(18/10)(9 + 1 + 1 + 9)} = 6.0000$. Prandaj $t = 42.0000/6.0000 = 7.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Meqë $|7.0000|$ është më e madhe se 2.028, prirja lineare e plotëson kriterin e dyanshëm 5%. Shenja pozitive do të thotë se modeli i peshuar priret të rritet përgjatë niveleve të renditura. Kjo nuk provon se ndryshimet mes niveleve fqinje janë të barabarta dhe as nuk e përjashton lakimin.

T08-A07-V07: Shpeshtësia e komenteve kthyese dhe rishikimi

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Peshat c_1 rriten me një njësi në çdo nivel, prandaj skica e tyre formon një renditje të drejtë në rritje. Edhe peshat c_2 rriten me hapa të barabartë dhe janë të qendëruara rreth zeros. Peshat c_3 krahasojnë dy pikat fundore me dy nivelet e mesme, prandaj paraqesin lakim dhe jo prirje lineare.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Shumat janë $0 + 1 + 2 + 3 = 6$, $-3 - 1 + 1 + 3 = 0$ dhe $0.5 - 0.5 - 0.5 + 0.5 = 0$. Kështu, c_2 dhe c_3 janë kontraste, por vetëm c_2 është kontrasti i dhënë i prirjes lineare.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

Pesha mesatare e c_1 është 1.5. Zbritja e saj jep $(-1.5, -0.5, 0.5, 1.5)$, që është saktësisht gjysma e c_2 . Shumëzimi i të gjitha peshave të kontrastit me të njëjtën konstante pozitive e ndryshon së bashku shkallën numerike të vlerësimit dhe gabimit standard, por nuk e ndryshon drejtimin që testohet ose statistikën t .

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Me c_2 , vlerësimi i peshuar është $D = \sum c_i \bar{y}_i = 31.0000$. Meqë grupet janë të balancuara, $SE(D) = \sqrt{(MS_e/n) \sum c_i^2} = \sqrt{(22/10)(9 + 1 + 1 + 9)} = 6.6332$. Prandaj $t = 31.0000/6.6332 = 4.6734$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Meqë $|4.6734|$ është më e madhe se 2.028, prirja lineare e plotëson kriterin e dyanshëm 5%. Shenja pozitive do të thotë se modeli i peshuar priret të rritet përgjatë niveleve të renditura. Kjo nuk provon se ndryshimet mes niveleve fqinje janë të barabarta dhe as nuk e përjashton lakimin.

T08-A07-V08: Zhurma e ambientit dhe përqendrimi

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Peshat c_1 rriten me një njësi në çdo nivel, prandaj skica e tyre formon një renditje të drejtë në rritje. Edhe peshat c_2 rriten me hapa të barabartë dhe janë të qendëruara rreth zeros. Peshat c_3 krahasojnë dy pikat fundore me dy nivelet e mesme, prandaj paraqesin lakim dhe jo prirje lineare.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Shumat janë $0 + 1 + 2 + 3 = 6$, $-3 - 1 + 1 + 3 = 0$ dhe $0.5 - 0.5 - 0.5 + 0.5 = 0$. Kështu, c_2 dhe c_3 janë kontraste, por vetëm c_2 është kontrasti i dhënë i prirjes lineare.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

Pesha mesatare e c_1 është 1.5. Zbritja e saj jep $(-1.5, -0.5, 0.5, 1.5)$, që është saktësisht gjysma e c_2 . Shumëzimi i të gjitha peshave të kontrastit me të njëjtën konstante pozitive e ndryshon së bashku shkallën numerike të vlerësimit dhe gabimit standard, por nuk e ndryshon drejtimin që testohet ose statistikën t .

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Me c_2 , vlerësimi i peshuar është $D = \sum c_i \bar{y}_i = -39.0000$. Meqë grupet janë të balancuara, $SE(D) = \sqrt{(MS_e/n) \sum c_i^2} = \sqrt{(16/10)(9 + 1 + 1 + 9)} = 5.6569$. Prandaj $t = -39.0000/5.6569 = -6.8943$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Meqë $|-6.8943|$ është më e madhe se 2.028, prirja lineare e plotëson kriterin e dyanshëm 5%. Shenja negative do të thotë se modeli i peshuar prirret të ulët përgjatë niveleve të renditura. Kjo nuk provon se ndryshimet mes niveleve fqinje janë të barabarta dhe as nuk e përjashton lakimin.

T08-A07-V09: Mbështetja e navigimit dhe gabimet

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Peshat c_1 rriten me një njësi në çdo nivel, prandaj skica e tyre formon një renditje të drejtë në rritje. Edhe peshat c_2 rriten me hapa të barabartë dhe janë të qendëruara rreth zeros. Peshat c_3 krahasojnë dy pikat fundore me dy nivelet e mesme, prandaj paraqesin lakim dhe jo prirje lineare.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Shumat janë $0 + 1 + 2 + 3 = 6$, $-3 - 1 + 1 + 3 = 0$ dhe $0.5 - 0.5 - 0.5 + 0.5 = 0$. Kështu, c_2 dhe c_3 janë kontraste, por vetëm c_2 është kontrasti i dhënë i prirjes lineare.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

Pesha mesatare e c_1 është 1.5. Zbritja e saj jep $(-1.5, -0.5, 0.5, 1.5)$, që është saktësisht gjysma e c_2 . Shumëzimi i të gjitha peshave të kontrastit me të njëjtën konstante pozitive e ndryshon së bashku shkallën numerike të vlerësimit dhe gabimit standard, por nuk e ndryshon drejtimin që testohet ose statistikën t .

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Me c_2 , vlerësimi i peshuar është $D = \sum c_i \bar{y}_i = -37.0000$. Meqë grupet janë të balancuara, $SE(D) = \sqrt{(MS_e/n) \sum c_i^2} = \sqrt{(12/10)(9 + 1 + 1 + 9)} = 4.8990$. Prandaj $t = -37.0000/4.8990 = -7.5526$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Meqë $|-7.5526|$ është më e madhe se 2.028, prirja lineare e plotëson kriterin e dyanshëm 5%. Shenja negative do të thotë se modeli i peshuar prirret të ulët përgjatë niveleve të renditura. Kjo nuk provon se ndryshimet mes niveleve fqinje janë të barabarta dhe as nuk e përjashton lakimin.

T08-A07-V10: Vonesa e komenteve kthyesë dhe mbajtja mend

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Peshat c_1 rriten me një njësi në çdo nivel, prandaj skica e tyre formon një renditje të drejtë në rritje. Edhe peshat c_2 rriten me hapa të barabartë dhe janë të qendëruara rreth zeros. Peshat c_3 krahasojnë dy pikat fundore me dy nivelet e mesme, prandaj paraqesin lakim dhe jo prirje lineare.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Shumat janë $0 + 1 + 2 + 3 = 6$, $-3 - 1 + 1 + 3 = 0$ dhe $0.5 - 0.5 - 0.5 + 0.5 = 0$. Kështu, c_2 dhe c_3 janë kontraste, por vetëm c_2 është kontrasti i dhënë i prirjes lineare.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

Pesha mesatare e c_1 është 1.5. Zbritja e saj jep $(-1.5, -0.5, 0.5, 1.5)$, që është saktësisht gjysma e c_2 . Shumëzimi i të gjitha peshave të kontrastit me të njëjtën konstante pozitive e ndryshon së bashku shkallën numerike të vlerësimit dhe gabimit standard, por nuk e ndryshon drejtimin që testohet ose statistikën t .

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Me c_2 , vlerësimi i peshuar është $D = \sum c_i \bar{y}_i = -40.0000$. Meqë grupet janë të balancuara, $SE(D) = \sqrt{(MS_e/n) \sum c_i^2} = \sqrt{(20/10)(9 + 1 + 1 + 9)} = 6.3246$. Prandaj $t = -40.0000/6.3246 = -6.3246$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Meqë $|-6.3246|$ është më e madhe se 2.028, prirja lineare e plotëson kriterin e dyanshëm 5%. Shenja negative do të thotë se modeli i peshuar priret të ulët përgjatë niveleve të renditura. Kjo nuk provon se ndryshimet mes niveleve fqinje janë të barabarta dhe as nuk e përjashton lakimin.

A08: Mesataret e qelizave, mesataret marginale dhe ndërveprimi në ANOVA dyfaktoriale

T08-A08-V01: Titrat dhe ushtrimi

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Mesataret marginale të Faktorit A janë (65.0000, 73.0000); mesataret marginale të Faktorit B janë (66.0000, 72.0000); mesatarja e përgjithshme është 69.0000.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Efekti kryesor A krahason dy mesataret marginale të tij, ndërsa efekti kryesor B krahason dy mesataret marginale të tij. Ndryshimi përgjatë Faktorit B është i njëjtë në të dy nivelet e Faktorit A, prandaj këto mesatare qelizash nuk tregojnë ndërveprim.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

Tri hipotezat zero janë: pa efekt kryesor A në popullatë, pa efekt kryesor B në popullatë dhe pa ndërveprim $A \times B$ në popullatë.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Llogaritjet e dizajnit të balancuar japin $SS_A = 384.0000$, $SS_B = 216.0000$ dhe $SS_{AB} = 0.0000$. Me $df_A = df_B = df_{AB} = 1$ dhe $df_e = 4(6 - 1) = 20$, $SS_e = MS_e df_e = 16(20) = 320.0000$. Prandaj $F_A = 24.0000$, $F_B = 13.5000$ dhe $F_{AB} = 0.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Vizatoje nivelin A_0 të faktorit A përmes koordinatave $(B_0, 62.0000)$ dhe $(B_1, 68.0000)$. Vizatoje A_1 përmes $(B_0, 70.0000)$ dhe $(B_1, 76.0000)$. Dy ndryshimet janë të barabarta, prandaj vijat janë paralele dhe grafiku nuk paraqet ndërveprim. Efektet kryesore përmbledhin mesataret marginale, ndërsa ndërveprimi pyet nëse modeli i një faktori ndryshon përgjatë faktorit tjetër.

T08-A08-V02: Harta dhe ushtrimi i rrugës

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Mesataret marginale të Faktorit A janë (57.0000, 64.0000); mesataret marginale të Faktorit B janë (56.0000, 65.0000); mesatarja e përgjithshme është 60.5000.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Efekti kryesor A krahason dy mesataret marginale të tij, ndërsa efekti kryesor B krahason dy mesataret marginale të tij. Ndryshimi përgjatë Faktorit B dallon mes dy niveleve të Faktorit A, prandaj modeli i qelizave përmban ndërveprim.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

Tri hipotezat zero janë: pa efekt kryesor A në popullatë, pa efekt kryesor B në popullatë dhe pa ndërveprim $A \times B$ në popullatë.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Llogaritjet e dizajnit të balancuar japin $SS_A = 294.0000$, $SS_B = 486.0000$ dhe $SS_{AB} = 54.0000$. Me $df_A = df_B = df_{AB} = 1$ dhe $df_e = 4(6 - 1) = 20$, $SS_e = MS_e df_e = 20(20) = 400.0000$. Prandaj $F_A = 14.7000$, $F_B = 24.3000$ dhe $F_{AB} = 2.7000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Vizatoje nivelin A_0 të faktorit A përmes koordinatave $(B_0, 54.0000)$ dhe $(B_1, 60.0000)$. Vizatoje A_1 përmes $(B_0, 58.0000)$ dhe $(B_1, 70.0000)$. Dy ndryshimet dallojnë, prandaj vijat nuk janë paralele dhe grafiku e paraqet ndërveprimin. Efektet kryesore përmbledhin mesataret marginale, ndërsa ndërveprimi pyet nëse modeli i një faktori ndryshon përgjatë faktorit tjetër.

T08-A08-V03: Dhoma e qetë dhe lista e kontrollit

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Mesataret marginale të Faktorit A janë (68.0000, 72.0000); mesataret marginale të Faktorit B janë (67.0000, 73.0000); mesatarja e përgjithshme është 70.0000.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Efkti kryesor A krahason dy mesataret marginale të tij, ndërsa efekti kryesor B krahason dy mesataret marginale të tij. Ndryshimi përgjatë Faktorit B është i njëjtë në të dy nivelet e Faktorit A, prandaj këto mesatare qelizash nuk tregojnë ndërveprim.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

Tri hipotezat zero janë: pa efekt kryesor A në popullatë, pa efekt kryesor B në popullatë dhe pa ndërveprim $A \times B$ në popullatë.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Llogaritjet e dizajnit të balancuar japin $SS_A = 96.0000$, $SS_B = 216.0000$ dhe $SS_{AB} = 0.0000$. Me $df_A = df_B = df_{AB} = 1$ dhe $df_e = 4(6 - 1) = 20$, $SS_e = MS_e df_e = 18(20) = 360.0000$. Prandaj $F_A = 5.3333$, $F_B = 12.0000$ dhe $F_{AB} = 0.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Vizatoje nivelin A_0 të faktorit A përmes koordinatave $(B_0, 65.0000)$ dhe $(B_1, 71.0000)$. Vizatoje A_1 përmes $(B_0, 69.0000)$ dhe $(B_1, 75.0000)$. Dy ndryshimet janë të barabarta, prandaj vijat janë paralele dhe grafiku nuk paraqet ndërveprim. Efektet kryesore përmbledhin mesataret marginale, ndërsa ndërveprimi pyet nëse modeli i një faktori ndryshon përgjatë faktorit tjetër.

T08-A08-V04: Udhëzimi dhe komentet kthyese

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Mesataret marginale të Faktorit A janë (54.5000, 58.5000); mesataret marginale të Faktorit B janë (53.0000, 60.0000); mesatarja e përgjithshme është 56.5000.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Efkti kryesor A krahason dy mesataret marginale të tij, ndërsa efekti kryesor B krahason dy mesataret marginale të tij. Ndryshimi përgjatë Faktorit B dallon mes dy niveleve të Faktorit A, prandaj modeli i qelizave përmban ndërveprim.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

Tri hipotezat zero janë: pa efekt kryesor A në popullatë, pa efekt kryesor B në popullatë dhe pa ndërveprim $A \times B$ në popullatë.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Llogaritjet e dizajnit të balancuar japin $SS_A = 96.0000$, $SS_B = 294.0000$ dhe $SS_{AB} = 24.0000$. Me $df_A = df_B = df_{AB} = 1$ dhe $df_e = 4(6 - 1) = 20$, $SS_e = MS_e df_e = 15(20) = 300.0000$. Prandaj $F_A = 6.4000$, $F_B = 19.6000$ dhe $F_{AB} = 1.6000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Vizatoje nivelin A_0 të faktorit A përmes koordinatave $(B_0, 50.0000)$ dhe $(B_1, 59.0000)$. Vizatoje A_1 përmes $(B_0, 56.0000)$ dhe $(B_1, 61.0000)$. Dy ndryshimet dallojnë, prandaj vijat nuk janë paralele dhe grafiku e paraqet ndërveprimin. Efektet kryesore përmbledhin mesataret marginale, ndërsa ndërveprimi pyet nëse modeli i një faktori ndryshon përgjatë faktorit tjetër.

T08-A08-V05: Ikonat dhe shembujt**Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)**

Mesataret marginale të Faktorit A janë (73.0000, 79.5000); mesataret marginale të Faktorit B janë (74.0000, 78.5000); mesatarja e përgjithshme është 76.2500.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Efekti kryesor A krahason dy mesataret marginale të tij, ndërsa efekti kryesor B krahason dy mesataret marginale të tij. Ndryshimi përgjatë Faktorit B dallon mes dy niveleve të Faktorit A, prandaj modeli i qelizave përmban ndërveprim.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

Tri hipotezat zero janë: pa efekt kryesor A në popullatë, pa efekt kryesor B në popullatë dhe pa ndërveprim $A \times B$ në popullatë.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Llogaritjet e dizajnit të balancuar japin $SS_A = 253.5000$, $SS_B = 121.5000$ dhe $SS_{AB} = 37.5000$. Me $df_A = df_B = df_{AB} = 1$ dhe $df_e = 4(6 - 1) = 20$, $SS_e = MS_e df_e = 24(20) = 480.0000$. Prandaj $F_A = 10.5625$, $F_B = 5.0625$ dhe $F_{AB} = 1.5625$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Vizatoje nivelin A_0 të faktorit A përmes koordinatave $(B_0, 72.0000)$ dhe $(B_1, 74.0000)$. Vizatoje A_1 përmes $(B_0, 76.0000)$ dhe $(B_1, 83.0000)$. Dy ndryshimet dallojnë, prandaj vijat nuk janë paralele dhe grafiku e paraqet ndërveprimin. Efektet kryesore përmbledhin mesataret marginale, ndërsa ndërveprimi pyet nëse modeli i një faktori ndryshon përgjatë faktorit tjetër.

T08-A08-V06: Planifikimi dhe vetëtestimi**Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)**

Mesataret marginale të Faktorit A janë (63.5000, 72.0000); mesataret marginale të Faktorit B janë (63.0000, 72.5000); mesatarja e përgjithshme është 67.7500.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Efekti kryesor A krahason dy mesataret marginale të tij, ndërsa efekti kryesor B krahason dy mesataret marginale të tij. Ndryshimi përgjatë Faktorit B dallon mes dy niveleve të Faktorit A, prandaj modeli i qelizave përmban ndërveprim.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

Tri hipotezat zero janë: pa efekt kryesor A në popullatë, pa efekt kryesor B në popullatë dhe pa ndërveprim $A \times B$ në popullatë.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Llogaritjet e dizajnit të balancuar japin $SS_A = 433.5000$, $SS_B = 541.5000$ dhe $SS_{AB} = 37.5000$. Me $df_A = df_B = df_{AB} = 1$ dhe $df_e = 4(6 - 1) = 20$, $SS_e = MS_e df_e = 21(20) = 420.0000$. Prandaj $F_A = 20.6429$, $F_B = 25.7857$ dhe $F_{AB} = 1.7857$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Vizatoje nivelin A_0 të faktorit A përmes koordinatave $(B_0, 60.0000)$ dhe $(B_1, 67.0000)$. Vizatoje A_1 përmes $(B_0, 66.0000)$ dhe $(B_1, 78.0000)$. Dy ndryshimet dallojnë, prandaj vijat nuk janë paralele dhe grafiku e paraqet ndërveprimin. Efektet kryesore përmbledhin mesataret marginale, ndërsa ndërveprimi pyet nëse modeli i një faktori ndryshon përgjatë faktorit tjetër.

T08-A08-V07: Ndriçimi dhe zhurma e sfondit

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Mesataret marginale të Faktorit A janë (70.5000, 67.5000); mesataret marginale të Faktorit B janë (72.0000, 66.0000); mesatarja e përgjithshme është 69.0000.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Efkti kryesor A krahason dy mesataret marginale të tij, ndërsa efekti kryesor B krahason dy mesataret marginale të tij. Ndryshimi përgjatë Faktorit B dallon mes dy niveleve të Faktorit A, prandaj modeli i qelizave përmban ndërveprim.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

Tri hipotezat zero janë: pa efekt kryesor A në popullatë, pa efekt kryesor B në popullatë dhe pa ndërveprim $A \times B$ në popullatë.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Llogaritjet e dizajnit të balancuar japin $SS_A = 54.0000$, $SS_B = 216.0000$ dhe $SS_{AB} = 6.0000$. Me $df_A = df_B = df_{AB} = 1$ dhe $df_e = 4(6 - 1) = 20$, $SS_e = MS_e df_e = 17(20) = 340.0000$. Prandaj $F_A = 3.1765$, $F_B = 12.7059$ dhe $F_{AB} = 0.3529$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Vizatoje nivelin A_0 të faktorit A përmes koordinatave $(B_0, 74.0000)$ dhe $(B_1, 67.0000)$. Vizatoje A_1 përmes $(B_0, 70.0000)$ dhe $(B_1, 65.0000)$. Dy ndryshimet dallojnë, prandaj vijat nuk janë paralele dhe grafiku e paraqet ndërveprimin. Efektet kryesore përmbledhin mesataret marginale, ndërsa ndërveprimi pyet nëse modeli i një faktori ndryshon përgjatë faktorit tjetër.

T08-A08-V08: Orientimi dhe shenjat

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Mesataret marginale të Faktorit A janë (51.5000, 63.5000); mesataret marginale të Faktorit B janë (53.5000, 61.5000); mesatarja e përgjithshme është 57.5000.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Efkti kryesor A krahason dy mesataret marginale të tij, ndërsa efekti kryesor B krahason dy mesataret marginale të tij. Ndryshimi përgjatë Faktorit B dallon mes dy niveleve të Faktorit A, prandaj modeli i qelizave përmban ndërveprim.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

Tri hipotezat zero janë: pa efekt kryesor A në popullatë, pa efekt kryesor B në popullatë dhe pa ndërveprim $A \times B$ në popullatë.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Llogaritjet e dizajnit të balancuar japin $SS_A = 864.0000$, $SS_B = 384.0000$ dhe $SS_{AB} = 6.0000$. Me $df_A = df_B = df_{AB} = 1$ dhe $df_e = 4(6 - 1) = 20$, $SS_e = MS_e df_e = 19(20) = 380.0000$. Prandaj $F_A = 45.4737$, $F_B = 20.2105$ dhe $F_{AB} = 0.3158$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Vizatoje nivelin A_0 të faktorit A përmes koordinatave $(B_0, 48.0000)$ dhe $(B_1, 55.0000)$. Vizatoje A_1 përmes $(B_0, 59.0000)$ dhe $(B_1, 68.0000)$. Dy ndryshimet dallojnë, prandaj vijat nuk janë paralele dhe grafiku e paraqet ndërveprimin. Efektet kryesore përmbledhin mesataret marginale, ndërsa ndërveprimi pyet nëse modeli i një faktori ndryshon përgjatë faktorit tjetër.

T08-A08-V09: Shpërndarja në kohë dhe shenjat e rikujtimit

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Mesataret marginale të Faktorit A janë $(68.0000, 74.5000)$; mesataret marginale të Faktorit B janë $(66.5000, 76.0000)$; mesatarja e përgjithshme është 71.2500 .

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Efekti kryesor A krahason dy mesataret marginale të tij, ndërsa efekti kryesor B krahason dy mesataret marginale të tij. Ndryshimi përgjatë Faktorit B dallon mes dy niveleve të Faktorit A, prandaj modeli i qelizave përmban ndërveprim.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

Tri hipotezat zero janë: pa efekt kryesor A në popullatë, pa efekt kryesor B në popullatë dhe pa ndërveprim $A \times B$ në popullatë.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Llogaritjet e dizajnit të balancuar japin $SS_A = 253.5000$, $SS_B = 541.5000$ dhe $SS_{AB} = 13.5000$. Me $df_A = df_B = df_{AB} = 1$ dhe $df_e = 4(6 - 1) = 20$, $SS_e = MS_e df_e = 23(20) = 460.0000$. Prandaj $F_A = 11.0217$, $F_B = 23.5435$ dhe $F_{AB} = 0.5870$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Vizatoje nivelin A_0 të faktorit A përmes koordinatave $(B_0, 64.0000)$ dhe $(B_1, 72.0000)$. Vizatoje A_1 përmes $(B_0, 69.0000)$ dhe $(B_1, 80.0000)$. Dy ndryshimet dallojnë, prandaj vijat nuk janë paralele dhe grafiku e paraqet ndërveprimin. Efektet kryesore përmbledhin mesataret marginale, ndërsa ndërveprimi pyet nëse modeli i një faktori ndryshon përgjatë faktorit tjetër.

T08-A08-V10: Modeli dhe shqyrtimi nga bashkëmoshatarët

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Mesataret marginale të Faktorit A janë $(61.5000, 68.5000)$; mesataret marginale të Faktorit B janë $(60.0000, 70.0000)$; mesatarja e përgjithshme është 65.0000 .

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Efekti kryesor A krahason dy mesataret marginale të tij, ndërsa efekti kryesor B krahason dy mesataret marginale të tij. Ndryshimi përgjatë Faktorit B dallon mes dy niveleve të Faktorit A, prandaj modeli i qelizave përmban ndërveprim.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

Tri hipotezat zero janë: pa efekt kryesor A në popullatë, pa efekt kryesor B në popullatë dhe pa ndërveprim $A \times B$ në popullatë.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Llogaritjet e dizajnit të balancuar japin $SS_A = 294.0000$, $SS_B = 600.0000$ dhe $SS_{AB} = 6.0000$. Me $df_A = df_B = df_{AB} = 1$ dhe $df_e = 4(6 - 1) = 20$, $SS_e = MS_e df_e = 20(20) = 400.0000$. Prandaj $F_A = 14.7000$, $F_B = 30.0000$ dhe $F_{AB} = 0.3000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Vizatoje nivelin A_0 të faktorit A përmes koordinatave $(B_0, 57.0000)$ dhe $(B_1, 66.0000)$. Vizatoje A_1 përmes $(B_0, 63.0000)$ dhe $(B_1, 74.0000)$. Dy ndryshimet dallojnë, prandaj vijat nuk janë paralele dhe grafiku e paraqet ndërveprimin. Efektet kryesore përmbledhin mesataret marginale, ndërsa ndërveprimi pyet nëse modeli i një faktori ndryshon përgjatë faktorit tjetër.

A09: Faktorët fiksë e të rastësishëm, komponentët e variancës dhe ICC-ja

T08-A09-V01: Biblioteka të kampionuara nga një popullatë rajonale

Arsyeto para llogaritjes

Nivelet e faktorit «biblioteka» u kampionuan për të përfaqësuar një popullatë më të gjerë nivelesh të mundshme, prandaj përsëritja e studimit mund të zgjidhte nivele të reja.

Në të kundërt, faktori fiks «tri dizajne të zgjedhura qëllimisht të ndërfaqes» emërton pikërisht kushtet e zgjedhura me interes.

Zhvillo llogaritjen

Synimi i faktorit të rastësishëm është ndryshueshmëria në popullatën e niveleve të tij, jo një listë dallimesh dyshe vetëm mes emërtimeve të kampionuara.

Në këtë model të balancuar njëfaktorial, $\hat{\sigma}_A^2 = (MS_A - MS_e)/n = (18 - 6)/5 = 2.4000$ dhe $\hat{\sigma}_e^2 = MS_e = 6.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Prandaj $ICC = 2.4000/[2.4000 + 6.0000] = 0.2857$.

Modeli ia atribuon rreth 28.6% të variancës së vet dallimeve mes niveleve të kampionuara të faktorit «biblioteka».

Ky ekuacion varet nga një strukturë e balancuar njëfaktoriale me faktor të rastësishëm; dizajnet e kryqëzuara, të folezuara, të përsëritura ose të pabalancuara mund të kërkojnë komponentë dhe emërues të ndryshëm.

T08-A09-V02: Shkolla të kampionuara nga një distrikt

Arsyeto para llogaritjes

Nivelet e faktorit «shkolla» u kampionuan për të përfaqësuar një popullatë më të gjerë nivelesh të mundshme, prandaj përsëritja e studimit mund të zgjidhte nivele të reja.

Në të kundërt, faktori fiks «dy programe mësimore të emërtuara» emërton pikërisht kushtet e zgjedhura me interes.

Zhvillo llogaritjen

Synimi i faktorit të rastësishëm është ndryshueshmëria në popullatën e niveleve të tij, jo një listë dallimesh dyshe vetëm mes emërtimeve të kampionuara.

Në këtë model të balancuar njëfaktorial, $\hat{\sigma}_A^2 = (MS_A - MS_e)/n = (20 - 5)/6 = 2.5000$ dhe $\hat{\sigma}_e^2 = MS_e = 5.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Prandaj $ICC = 2.5000/[2.5000 + 5.0000] = 0.3333$.

Modeli ia atribuon rreth 33.3% të variancës së vet dallimeve mes niveleve të kampionuara të faktorit «shkolla».

Ky ekuacion varet nga një strukturë e balancuar njëfaktoriale me faktor të rastësishëm; dizajnet e kryqëzuara, të folezuara, të përsëritura ose të pabalancuara mund të kërkojnë komponentë dhe emërues të ndryshëm.

T08-A09-V03: Intervistues të kampionuar nga një grup i trajnuar

Arsyeto para llogaritjes

Nivelet e faktorit «intervistuesi» u kampionuan për të përfaqësuar një popullatë më të gjerë nivelesh të mundshme, prandaj përsëritja e studimit mund të zgjidhte nivele të reja.

Në të kundërt, faktori fiks «tri versione fikse të pyetësorit» emërton pikërisht kushtet e zgjedhura me interes.

Zhvillo llogaritjen

Synimi i faktorit të rastësishëm është ndryshueshmëria në popullatën e niveleve të tij, jo një listë dallimesh dyshe vetëm mes emërtimeve të kampionuara.

Në këtë model të balancuar njëfaktorial, $\hat{\sigma}_A^2 = (MS_A - MS_e)/n = (15 - 7)/4 = 2.0000$ dhe $\hat{\sigma}_e^2 = MS_e = 7.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Prandaj $ICC = 2.0000/[2.0000 + 7.0000] = 0.2222$.

Modeli ia atribuon rreth 22.2% të variancës së vet dallimeve mes niveleve të kampionuara të faktorit «intervistuesi».

Ky ekuacion varet nga një strukturë e balancuar njëfaktoriale me faktor të rastësishëm; dizajnet e kryqëzuara, të folezuara, të përsëritura ose të pabalancuara mund të kërkojnë komponentë dhe emërues të ndryshëm.

T08-A09-V04: Lagje të kampionuara nga një qytet

Arsyeto para llogaritjes

Nivelet e faktorit «lagja» u kampionuan për të përfaqësuar një popullatë më të gjerë nivelesh të mundshme, prandaj përsëritja e studimit mund të zgjidhte nivele të reja.

Në të kundërt, faktori fiks «dy mesazhe të zgjedhura informuese» emërton pikërisht kushtet e zgjedhura me interes.

Zhvillo llogaritjen

Synimi i faktorit të rastësishëm është ndryshueshmëria në popullatën e niveleve të tij, jo një listë dallimesh dyshe vetëm mes emërtimeve të kampionuara.

Në këtë model të balancuar njëfaktorial, $\hat{\sigma}_A^2 = (MS_A - MS_e)/n = (24 - 8)/8 = 2.0000$ dhe $\hat{\sigma}_e^2 = MS_e = 8.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Prandaj $ICC = 2.0000/[2.0000 + 8.0000] = 0.2000$.

Modeli ia atribuon rreth 20.0% të variancës së vet dallimeve mes niveleve të kampionuara të faktorit «lagja».

Ky ekuacion varet nga një strukturë e balancuar njëfaktoriale me faktor të rastësishëm; dizajnet e kryqëzuara, të folezuara, të përsëritura ose të pabalancuara mund të kërkojnë komponentë dhe emërues të ndryshëm.

T08-A09-V05: Udhërrëfyes muzeu të kampionuar nga lista e stafit

Arsyeto para llogaritjes

Nivelet e faktorit «udhërrëfyesi i muzeut» u kampionuan për të përfaqësuar një popullatë më të gjerë nivelesh të mundshme, prandaj përsëritja e studimit mund të zgjidhte nivele të reja.

Në të kundërt, faktori fiks «katër tekste fikse të vizitës» emërton pikërisht kushtet e zgjedhura me interes.

Zhvillo llogaritjen

Synimi i faktorit të rastësishëm është ndryshueshmëria në popullatën e niveleve të tij, jo një listë dallimesh dyshe vetëm mes emërtimeve të kampionuara.

Në këtë model të balancuar njëfaktorial, $\hat{\sigma}_A^2 = (MS_A - MS_e)/n = (21 - 6)/5 = 3.0000$ dhe $\hat{\sigma}_e^2 = MS_e = 6.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Prandaj $ICC = 3.0000/[3.0000 + 6.0000] = 0.3333$.

Modeli ia atribuon rreth 33.3% të variancës së vet dallimeve mes niveleve të kampionuara të faktorit «udhërrëfyesi i muzeut».

Ky ekuacion varet nga një strukturë e balancuar njëfaktoriale me faktor të rastësishëm; dizajnet e kryqëzuara, të folezuara, të përsëritura ose të pabalancuara mund të kërkojnë komponentë dhe emërues të ndryshëm.

T08-A09-V06: Kuti arkivi të kampionuara nga një koleksion**Arsyeto para llogaritjes**

Nivelet e faktorit «kutia e arkivit» u kampionuan për të përfaqësuar një popullatë më të gjerë nivelesh të mundshme, prandaj përsëritja e studimit mund të zgjidhte nivele të reja.

Në të kundërt, faktori fiks «tri cilësime të zgjedhura skanimit» emërton pikërisht kushtet e zgjedhura me interes.

Zhvillo llogaritjen

Synimi i faktorit të rastësishëm është ndryshueshmëria në popullatën e niveleve të tij, jo një listë dallimesh dyshe vetëm mes emërtimeve të kampionuara.

Në këtë model të balancuar njëfaktorial, $\hat{\sigma}_A^2 = (MS_A - MS_e)/n = (19 - 5)/7 = 2.0000$ dhe $\hat{\sigma}_e^2 = MS_e = 5.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Prandaj $ICC = 2.0000/[2.0000 + 5.0000] = 0.2857$.

Modeli ia atribuon rreth 28.6% të variancës së vet dallimeve mes niveleve të kampionuara të faktorit «kutia e arkivit».

Ky ekuacion varet nga një strukturë e balancuar njëfaktoriale me faktor të rastësishëm; dizajnet e kryqëzuara, të folezuara, të përsëritura ose të pabalancuara mund të kërkojnë komponentë dhe emërues të ndryshëm.

T08-A09-V07: Grupe tutoriali të kampionuara nga një program**Arsyeto para llogaritjes**

Nivelet e faktorit «grupi i tutorialit» u kampionuan për të përfaqësuar një popullatë më të gjerë nivelesh të mundshme, prandaj përsëritja e studimit mund të zgjidhte nivele të reja.

Në të kundërt, faktori fiks «dy orare fikse ushtrimi» emërton pikërisht kushtet e zgjedhura me interes.

Zhvillo llogaritjen

Synimi i faktorit të rastësishëm është ndryshueshmëria në popullatën e niveleve të tij, jo një listë dallimesh dyshe vetëm mes emërtimeve të kampionuara.

Në këtë model të balancuar njëfaktorial, $\hat{\sigma}_A^2 = (MS_A - MS_e)/n = (17 - 7)/6 = 1.6667$ dhe $\hat{\sigma}_e^2 = MS_e = 7.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Prandaj $ICC = 1.6667/[1.6667 + 7.0000] = 0.1923$.

Modeli ia atribuon rreth 19.2% të variancës së vet dallimeve mes niveleve të kampionuara të faktorit «grupi i tutorialit».

Ky ekuacion varet nga një strukturë e balancuar njëfaktoriale me faktor të rastësishëm; dizajnet e kryqëzuara, të folezuara, të përsëritura ose të pabalancuara mund të kërkojnë komponentë dhe emërues të ndryshëm.

T08-A09-V08: Rrugë të kampionuara nga një rrjet transporti**Arsyeto para llogaritjes**

Nivelet e faktorit «rruga» u kampionuan për të përfaqësuar një popullatë më të gjerë nivelesh të mundshme, prandaj përsëritja e studimit mund të zgjidhte nivele të reja.

Në të kundërt, faktori fiks «tri dizajne të zgjedhura shenjash» emërton pikërisht kushtet e zgjedhura me interes.

Zhvillo llogaritjen

Synimi i faktorit të rastësishëm është ndryshueshmëria në popullatën e niveleve të tij, jo një listë dallimesh dyshe vetëm mes emërtimeve të kampionuara.

Në këtë model të balancuar njëfaktorial, $\hat{\sigma}_A^2 = (MS_A - MS_e)/n = (27 - 9)/9 = 2.0000$ dhe $\hat{\sigma}_e^2 = MS_e = 9.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Prandaj $ICC = 2.0000/[2.0000 + 9.0000] = 0.1818$.

Modeli ia atribuon rreth 18.2% të variancës së vet dallimeve mes niveleve të kampionuara të faktorit «rruga».

Ky ekuacion varet nga një strukturë e balancuar njëfaktoriale me faktor të rastësishëm; dizajnet e kryqëzuara, të folezuara, të përsëritura ose të pabalancuara mund të kërkojnë komponentë dhe emërues të ndryshëm.

T08-A09-V09: Seminare të kampionuara nga një seri vjetore

Arsyeto para llogaritjes

Nivelet e faktorit «seminari» u kampionuan për të përfaqësuar një popullatë më të gjerë nivelesh të mundshme, prandaj përsëritja e studimit mund të zgjidhte nivele të reja.

Në të kundërt, faktori fiks «dy formate të emëtuara lehtësimi» emërton pikërisht kushtet e zgjedhura me interes.

Zhvillo llogaritjen

Synimi i faktorit të rastësishëm është ndryshueshmëria në popullatën e niveleve të tij, jo një listë dallimesh dyshe vetëm mes emërtimeve të kampionuara.

Në këtë model të balancuar njëfaktorial, $\hat{\sigma}_A^2 = (MS_A - MS_e)/n = (16 - 4)/5 = 2.4000$ dhe $\hat{\sigma}_e^2 = MS_e = 4.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Prandaj $ICC = 2.4000/[2.4000 + 4.0000] = 0.3750$.

Modeli ia atribuon rreth 37.5% të variancës së vet dallimeve mes niveleve të kampionuara të faktorit «seminari».

Ky ekuacion varet nga një strukturë e balancuar njëfaktoriale me faktor të rastësishëm; dizajnet e kryqëzuara, të folezuara, të përsëritura ose të pabalancuara mund të kërkojnë komponentë dhe emërues të ndryshëm.

T08-A09-V10: Ditë të kampionuara nga një semestër

Arsyeto para llogaritjes

Nivelet e faktorit «dita» u kampionuan për të përfaqësuar një popullatë më të gjerë nivelesh të mundshme, prandaj përsëritja e studimit mund të zgjidhte nivele të reja.

Në të kundërt, faktori fiks «tri mesazhe fikse kujtese» emërton pikërisht kushtet e zgjedhura me interes.

Zhvillo llogaritjen

Synimi i faktorit të rastësishëm është ndryshueshmëria në popullatën e niveleve të tij, jo një listë dallimesh dyshe vetëm mes emërtimeve të kampionuara.

Në këtë model të balancuar njëfaktorial, $\hat{\sigma}_A^2 = (MS_A - MS_e)/n = (22 - 6)/8 = 2.0000$ dhe $\hat{\sigma}_e^2 = MS_e = 6.0000$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Prandaj $ICC = 2.0000 / [2.0000 + 6.0000] = 0.2500$.

Modeli ia atribuon rreth 25.0% të variancës së vet dallimeve mes niveleve të kampionuara të faktorit «dita».

Ky ekuacion varet nga një strukturë e balancuar njëfaktoriale me faktor të rastësishëm; dizajnet e kryqëzuara, të folezuara, të përsëritura ose të pabalancuara mund të kërkojnë komponentë dhe emërues të ndryshëm.

A10: Matjet e përsëritura, sfericiteti dhe korrigjimi Greenhouse-Geisser

T08-A10-V01: Leximi në tri kohë matjeje

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Meqë të tria variancat marginale janë 32.0000, secili devijim standard është $\sqrt{32.0000}$. Zëvendësimi jep afërsisht variancat e rezultateve të diferencave (18, 19, 20). Korrelacionet janë paraqitur me katër shifra dhjetore, prandaj ndryshimet e vogla gjatë rindërtimit vijnë vetëm nga rrumbullakimi. Sfericiteti pyet nëse variancat e popullatës të çdo difference dyshe mes kushteve janë të barabarta. Vlerat e rindërtuara shtrihen nga 18 deri në 20; raporti i më të madhes me më të voglën është 1.1111. Ky model është mjaft i ngjashëm dhe prandaj jep siguri përshkruese, megjithëse nuk e provon sfericitetin.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Për kushtet, hipoteza zero është $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$; alternativa thotë se të paktën dy mesatare të kushteve ndryshojnë. Për personat, hipoteza zero e efektit të rastësishëm të personit është $H_0 : \sigma_{person}^2 = 0$ kundrejt ndryshueshmërisë pozitive mes personave. Katrorët mesatarë janë $MS_{condition} = 84/2 = 42.0000$, $MS_{person} = 176/11 = 16.0000$ dhe $MS_e = 132/22 = 6.0000$. Prandaj $F_{condition} = 7.0000$ me vlerë p 0.0044, ndërsa $F_{person} = 16.0000/6.0000 = 2.6667$ me vlerë p 0.0241. Testi i kushtit e hedh poshtë barazinë e mesatareve në nivelin 5%; testi i personit mbështet ndryshueshmëri mes personave në nivelin 5%.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

$\hat{\sigma}_{person}^2 = (16.0000 - 6.0000)/3 = 3.3333$, prandaj $ICC = 3.3333/[3.3333 + 6.0000] = 0.3571$. Sipas këtij modeli, ICC-ja përshkruan ngjashmërinë mes matjeve të të njëjtit person.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Greenhouse-Geisser jep $df_{condition}^* = 0.82(2) = 1.6400$ dhe $df_e^* = 0.82(22) = 18.0400$. Përdorimi i $F = 7.0000$ të vëzhguar me këto shkallë lirie referuese jep vlerën p të korrigjuar 0.0080.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Korrigjimi i ndryshon shkallët referuese të lirisë dhe, për pasojë, vlerën p ose vlerën kritike. Nuk e ndryshon F të vëzhguar, mesataret e përshtatura ose varësinë mes rreshtave të përsëritur. Matjet e të njëjtit person mbeten të lidhura.

T08-A10-V02: Përqendrimi në tri mjedise zanore

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Meqë të tria variancat marginale janë 43.0000, secili devijim standard është $\sqrt{43.0000}$. Zëvendësimi jep afërsisht variancat e rezultateve të diferencave (12, 22, 31). Korrelacionet janë paraqitur me katër shifra dhjetore, prandaj ndryshimet e vogla gjatë rindërtimit vijnë vetëm nga rrumbullakimi. Sfericiteti pyet nëse variancat e popullatës të çdo difference dyshe mes kushteve janë të barabarta. Vlerat e rindërtuara shtrihen nga 12 deri në 31; raporti i më të madhes me më të voglën është 2.5833. Ky model është dukshëm i pabarabartë dhe prandaj paralajmëron se referenca e pakorrigjuar mund të jetë e pasigurt.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Për kushtet, hipoteza zero është $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$; alternativa thotë se të paktën dy mesatare të kushteve ndryshojnë. Për personat, hipoteza zero e efektit të rastësishëm të personit është $H_0 : \sigma_{person}^2 = 0$ kundrejt ndryshueshmërisë pozitive mes personave. Katrorët mesatarë janë $MS_{condition} = 66/2 = 33.0000$, $MS_{person} = 154/11 = 14.0000$ dhe $MS_e = 110/22 = 5.0000$. Prandaj $F_{condition} = 6.6000$ me vlerë p 0.0057,

ndërsa $F_{person} = 14.0000/5.0000 = 2.8000$ me vlerë p 0.0191. Testi i kushtit e hedh poshtë barazinë e mesatare në nivelin 5%; testi i personit mbështet ndryshueshmëri mes personave në nivelin 5%.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

$\hat{\sigma}_{person}^2 = (14.0000 - 5.0000)/3 = 3.0000$, prandaj $ICC = 3.0000/[3.0000 + 5.0000] = 0.3750$. Sipas këtij modeli, ICC-ja përshkruan ngjashmërinë mes matjeve të të njëjtit person.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Greenhouse-Geisser jep $df_{condition}^* = 0.74(2) = 1.4800$ dhe $df_e^* = 0.74(22) = 16.2800$. Përdorimi i $F = 6.6000$ të vëzhguar me këto shkallë lirie referuese jep vlerën p të korrigjuar 0.0125.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Korrigjimi i ndryshon shkallët referuese të lirisë dhe, për pasojë, vlerën p ose vlerën kritike. Nuk e ndryshon F të vëzhguar, mesataret e përshtatura ose varësinë mes rreshtave të përsëritur. Matjet e të njëjtit person mbeten të lidhura.

T08-A10-V03: Rikujtimi pas tri vonesave

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Meqë të tria variancat marginale janë 29.0000, secili devijim standard është $\sqrt{29.0000}$. Zëvendësimi jep afërsisht variancat e rezultateve të diferencave (16, 17, 15). Korrelacionet janë paraqitur me katër shifra dhjetore, prandaj ndryshimet e vogla gjatë rindërtimit vijnë vetëm nga rrumbullakimi. Sfericiteti pyet nëse variancat e popullatës të çdo difference dyshe mes kushteve janë të barabarta. Vlerat e rindërtuara shtrihen nga 15 deri në 17; raporti i më të madhes me më të voglën është 1.1333. Ky model është mjaft i ngjashëm dhe prandaj jep siguri përshkruese, megjithëse nuk e provon sfericitetin.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Për kushtet, hipoteza zero është $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$; alternativa thotë se të paktën dy mesatare të kushteve ndryshojnë. Për personat, hipoteza zero e efektit të rastësishëm të personit është $H_0 : \sigma_{person}^2 = 0$ kundrejt ndryshueshmërisë pozitive mes personave. Katrorët mesatarë janë $MS_{condition} = 72/2 = 36.0000$, $MS_{person} = 198/11 = 18.0000$ dhe $MS_e = 121/22 = 5.5000$. Prandaj $F_{condition} = 6.5455$ me vlerë p 0.0059, ndërsa $F_{person} = 18.0000/5.5000 = 3.2727$ me vlerë p 0.0086. Testi i kushtit e hedh poshtë barazinë e mesatare në nivelin 5%; testi i personit mbështet ndryshueshmëri mes personave në nivelin 5%.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

$\hat{\sigma}_{person}^2 = (18.0000 - 5.5000)/3 = 4.1667$, prandaj $ICC = 4.1667/[4.1667 + 5.5000] = 0.4310$. Sipas këtij modeli, ICC-ja përshkruan ngjashmërinë mes matjeve të të njëjtit person.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Greenhouse-Geisser jep $df_{condition}^* = 0.91(2) = 1.8200$ dhe $df_e^* = 0.91(22) = 20.0200$. Përdorimi i $F = 6.5455$ të vëzhguar me këto shkallë lirie referuese jep vlerën p të korrigjuar 0.0077.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Korrigjimi i ndryshon shkallët referuese të lirisë dhe, për pasojë, vlerën p ose vlerën kritike. Nuk e ndryshon F të vëzhguar, mesataret e përshtatura ose varësinë mes rreshtave të përsëritur. Matjet e të njëjtit person mbeten të lidhura.

T08-A10-V04: Navigimi në tri prova rruge

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Meqë të tria variancat marginale janë 50.0000, secili devijim standard është $\sqrt{50.0000}$. Zëvendësimi jep afërsisht variancat e rezultateve të diferencave (10, 25, 38). Korrelacionet janë paraqitur me katër shifra dhjetore, prandaj ndryshimet e vogla gjatë rindërtimit vijnë vetëm nga rrumbullakimi. Sfericiteti pyet nëse variancat e popullatës të çdo difference dyshe mes kushteve janë të barabarta. Vlerat e rindërtuara shtrihen nga 10 deri në

38; raporti i më të madhes me më të voglën është 3.8000. Ky model është dukshëm i pabarabartë dhe prandaj paralajmëron se referenca e pakorrigjuar mund të jetë e pasigurt.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Për kushtet, hipoteza zero është $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$; alternativa thotë se të paktën dy mesatare të kushteve ndryshojnë. Për personat, hipoteza zero e efektit të rastësishëm të personit është $H_0 : \sigma_{person}^2 = 0$ kundrejt ndryshueshmërisë pozitive mes personave. Katrorët mesatarë janë $MS_{condition} = 90/2 = 45.0000$, $MS_{person} = 165/11 = 15.0000$ dhe $MS_e = 143/22 = 6.5000$. Prandaj $F_{condition} = 6.9231$ me vlerë p 0.0047, ndërsa $F_{person} = 15.0000/6.5000 = 2.3077$ me vlerë p 0.0457. Testi i kushtit e hedh poshtë barazinë e mesatareve në nivelin 5%; testi i personit mbështet ndryshueshmëri mes personave në nivelin 5%.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

$\hat{\sigma}_{person}^2 = (15.0000 - 6.5000)/3 = 2.8333$, prandaj $ICC = 2.8333/[2.8333 + 6.5000] = 0.3036$. Sipas këtij modeli, ICC-ja përshkruan ngjashmërinë mes matjeve të të njëjtit person.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Greenhouse-Geisser jep $df_{condition}^* = 0.68(2) = 1.3600$ dhe $df_e^* = 0.68(22) = 14.9600$. Përdorimi i $F = 6.9231$ të vëzhguar me këto shkallë lirie referuese jep vlerën p të korrigjuar 0.0130.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Korrigjimi i ndryshon shkallët referuese të lirisë dhe, për pasojë, vlerën p ose vlerën kritike. Nuk e ndryshon F të vëzhguar, mesataret e përshtatura ose varësinë mes rreshtave të përsëritur. Matjet e të njëjtit person mbeten të lidhura.

T08-A10-V05: Vetëbesimi në tri pika të kursit

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Meqë të tria variancat marginale janë 33.0000, secili devijim standard është $\sqrt{33.0000}$. Zëvendësimi jep afërsisht variancat e rezultateve të diferencave (20, 21, 19). Korrelacionet janë paraqitur me katër shifra dhjetore, prandaj ndryshimet e vogla gjatë rindërtimit vijnë vetëm nga rrumbullakimi. Sfericiteti pyet nëse variancat e popullatës të çdo difference dyshe mes kushteve janë të barabarta. Vlerat e rindërtuara shtrihen nga 19 deri në 21; raporti i më të madhes me më të voglën është 1.1053. Ky model është mjaft i ngjashëm dhe prandaj jep siguri përshkruese, megjithëse nuk e provon sfericitetin.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Për kushtet, hipoteza zero është $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$; alternativa thotë se të paktën dy mesatare të kushteve ndryshojnë. Për personat, hipoteza zero e efektit të rastësishëm të personit është $H_0 : \sigma_{person}^2 = 0$ kundrejt ndryshueshmërisë pozitive mes personave. Katrorët mesatarë janë $MS_{condition} = 78/2 = 39.0000$, $MS_{person} = 187/11 = 17.0000$ dhe $MS_e = 126/22 = 5.7273$. Prandaj $F_{condition} = 6.8095$ me vlerë p 0.0050, ndërsa $F_{person} = 17.0000/5.7273 = 2.9683$ me vlerë p 0.0144. Testi i kushtit e hedh poshtë barazinë e mesatareve në nivelin 5%; testi i personit mbështet ndryshueshmëri mes personave në nivelin 5%.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

$\hat{\sigma}_{person}^2 = (17.0000 - 5.7273)/3 = 3.7576$, prandaj $ICC = 3.7576/[3.7576 + 5.7273] = 0.3962$. Sipas këtij modeli, ICC-ja përshkruan ngjashmërinë mes matjeve të të njëjtit person.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Greenhouse-Geisser jep $df_{condition}^* = 0.88(2) = 1.7600$ dhe $df_e^* = 0.88(22) = 19.3600$. Përdorimi i $F = 6.8095$ të vëzhguar me këto shkallë lirie referuese jep vlerën p të korrigjuar 0.0073.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Korrigjimi i ndryshon shkallët referuese të lirisë dhe, për pasojë, vlerën p ose vlerën kritike. Nuk e ndryshon F të vëzhguar, mesataret e përshtatura ose varësinë mes rreshtave të përsëritur. Matjet e të njëjtit person mbeten të lidhura.

T08-A10-V06: Saktësia me tri ndërfaqe

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Meqë të tria variancat marginale janë 47.0000, secili devijim standard është $\sqrt{47.0000}$. Zëvendësimi jep afërsisht variancat e rezultateve të diferencave (14, 28, 35). Korrelacionet janë paraqitur me katër shifra dhjetore, prandaj ndryshimet e vogla gjatë rindërtimit vijnë vetëm nga rrumbullakimi. Sfericiteti pyet nëse variancat e popullatës të çdo difference dyshe mes kushteve janë të barabarta. Vlerat e rindërtuara shtrihen nga 14 deri në 35; raporti i më të madhes me më të voglën është 2.5000. Ky model është dukshëm i pabarabartë dhe prandaj paralajmëron se referenca e pakorrigjuar mund të jetë e pasigurt.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Për kushtet, hipoteza zero është $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$; alternativa thotë se të paktën dy mesatare të kushteve ndryshojnë. Për personat, hipoteza zero e efektit të rastësishëm të personit është $H_0 : \sigma_{person}^2 = 0$ kundrejt ndryshueshmërisë pozitive mes personave. Katrorët mesatarë janë $MS_{condition} = 81/2 = 40.5000$, $MS_{person} = 143/11 = 13.0000$ dhe $MS_e = 119/22 = 5.4091$. Prandaj $F_{condition} = 7.4874$ me vlerë p 0.0033, ndërsa $F_{person} = 13.0000/5.4091 = 2.4034$ me vlerë p 0.0385. Testi i kushtit e hedh poshtë barazinë e mesatareve në nivelin 5%; testi i personit mbështet ndryshueshmëri mes personave në nivelin 5%.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

$\hat{\sigma}_{person}^2 = (13.0000 - 5.4091)/3 = 2.5303$, prandaj $ICC = 2.5303/[2.5303 + 5.4091] = 0.3187$. Sipas këtij modeli, ICC-ja përshkruan ngjashmërinë mes matjeve të të njëjtit person.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Greenhouse-Geisser jep $df_{condition}^* = 0.71(2) = 1.4200$ dhe $df_e^* = 0.71(22) = 15.6200$. Përdorimi i $F = 7.4874$ të vëzhguar me këto shkallë lirie referuese jep vlerën p të korrigjuar 0.0092.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Korrigjimi i ndryshon shkallët referuese të lirisë dhe, për pasojë, vlerën p ose vlerën kritike. Nuk e ndryshon F të vëzhguar, mesataret e përshtatura ose varësinë mes rreshtave të përsëritur. Matjet e të njëjtit person mbeten të lidhura.

T08-A10-V07: Koha e përgjigjes me tri kujtesa

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Meqë të tria variancat marginale janë 38.0000, secili devijim standard është $\sqrt{38.0000}$. Zëvendësimi jep afërsisht variancat e rezultateve të diferencave (24, 23, 26). Korrelacionet janë paraqitur me katër shifra dhjetore, prandaj ndryshimet e vogla gjatë rindërtimit vijnë vetëm nga rrumbullakimi. Sfericiteti pyet nëse variancat e popullatës të çdo difference dyshe mes kushteve janë të barabarta. Vlerat e rindërtuara shtrihen nga 23 deri në 26; raporti i më të madhes me më të voglën është 1.1304. Ky model është mjaft i ngjashëm dhe prandaj jep siguri përshkruese, megjithëse nuk e provon sfericitetin.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Për kushtet, hipoteza zero është $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$; alternativa thotë se të paktën dy mesatare të kushteve ndryshojnë. Për personat, hipoteza zero e efektit të rastësishëm të personit është $H_0 : \sigma_{person}^2 = 0$ kundrejt ndryshueshmërisë pozitive mes personave. Katrorët mesatarë janë $MS_{condition} = 63/2 = 31.5000$, $MS_{person} = 209/11 = 19.0000$ dhe $MS_e = 138/22 = 6.2727$. Prandaj $F_{condition} = 5.0217$ me vlerë p 0.0160, ndërsa $F_{person} = 19.0000/6.2727 = 3.0290$ me vlerë p 0.0130. Testi i kushtit e hedh poshtë barazinë e mesatareve në nivelin 5%; testi i personit mbështet ndryshueshmëri mes personave në nivelin 5%.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

$\hat{\sigma}_{person}^2 = (19.0000 - 6.2727)/3 = 4.2424$, prandaj $ICC = 4.2424/[4.2424 + 6.2727] = 0.4035$. Sipas këtij modeli, ICC-ja përshkruan ngjashmërinë mes matjeve të të njëjtit person.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Greenhouse-Geisser jep $df_{condition}^* = 0.95(2) = 1.9000$ dhe $df_e^* = 0.95(22) = 20.9000$. Përdorimi i $F = 5.0217$ të vëzhguar me këto shkallë lirie referuese jep vlerën p të korrigjuar 0.0178.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Korrigjimi i ndryshon shkallët referuese të lirisë dhe, për pasojë, vlerën p ose vlerën kritike. Nuk e ndryshon F të vëzhguar, mesataret e përshtatura ose varësinë mes rreshtave të përsëritur. Matjet e të njëjtit person mbeten të lidhura.

T08-A10-V08: Të kuptuarit me tri formate

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Meqë të tria variancat marginale janë 46.0000, secili devijim standard është $\sqrt{46.0000}$. Zëvendësimi jep afërsisht variancat e rezultateve të diferencave (11, 20, 34). Korrelacionet janë paraqitur me katër shifra dhjetore, prandaj ndryshimet e vogla gjatë rindërtimit vijnë vetëm nga rrumbullakimi. Sfericiteti pyet nëse variancat e popullatës të çdo difference dyshe mes kushteve janë të barabarta. Vlerat e rindërtuara shtrihen nga 11 deri në 34; raporti i më të madhes me më të voglën është 3.0909. Ky model është dukshëm i pabarabartë dhe prandaj paralajmëron se referenca e pakorrigjuar mund të jetë e pasigurt.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Për kushtet, hipoteza zero është $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$; alternativa thotë se të paktën dy mesatare të kushteve ndryshojnë. Për personat, hipoteza zero e efektit të rastësishëm të personit është $H_0 : \sigma_{person}^2 = 0$ kundrejt ndryshueshmërisë pozitive mes personave. Katrorët mesatarë janë $MS_{condition} = 96/2 = 48.0000$, $MS_{person} = 176/11 = 16.0000$ dhe $MS_e = 154/22 = 7.0000$. Prandaj $F_{condition} = 6.8571$ me vlerë p 0.0048, ndërsa $F_{person} = 16.0000/7.0000 = 2.2857$ me vlerë p 0.0476. Testi i kushtit e hedh poshtë barazinë e mesatareave në nivelin 5%; testi i personit mbështet ndryshueshmëri mes personave në nivelin 5%.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

$\hat{\sigma}_{person}^2 = (16.0000 - 7.0000)/3 = 3.0000$, prandaj $ICC = 3.0000/[3.0000 + 7.0000] = 0.3000$. Sipas këtij modeli, ICC-ja përshkruan ngjashmërinë mes matjeve të të njëjtit person.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Greenhouse-Geisser jep $df_{condition}^* = 0.65(2) = 1.3000$ dhe $df_e^* = 0.65(22) = 14.3000$. Përdorimi i $F = 6.8571$ të vëzhguar me këto shkallë lirie referuese jep vlerën p të korrigjuar 0.0147.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Korrigjimi i ndryshon shkallët referuese të lirisë dhe, për pasojë, vlerën p ose vlerën kritike. Nuk e ndryshon F të vëzhguar, mesataret e përshtatura ose varësinë mes rreshtave të përsëritur. Matjet e të njëjtit person mbeten të lidhura.

T08-A10-V09: Cilësia e rishikimit në tri drafte

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Meqë të tria variancat marginale janë 30.0000, secili devijim standard është $\sqrt{30.0000}$. Zëvendësimi jep afërsisht variancat e rezultateve të diferencave (17, 18, 16). Korrelacionet janë paraqitur me katër shifra dhjetore, prandaj ndryshimet e vogla gjatë rindërtimit vijnë vetëm nga rrumbullakimi. Sfericiteti pyet nëse variancat e popullatës të çdo difference dyshe mes kushteve janë të barabarta. Vlerat e rindërtuara shtrihen nga 16 deri në 18; raporti i më të madhes me më të voglën është 1.1250. Ky model është mjaft i ngjashëm dhe prandaj jep siguri përshkruese, megjithëse nuk e provon sfericitetin.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Për kushtet, hipoteza zero është $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$; alternativa thotë se të paktën dy mesatare të kushteve ndryshojnë. Për personat, hipoteza zero e efektit të rastësishëm të personit është $H_0 : \sigma_{person}^2 = 0$ kundrejt ndryshueshmërisë pozitive mes personave. Katrorët mesatarë janë $MS_{condition} = 75/2 = 37.5000$, $MS_{person} = 220/11 = 20.0000$ dhe $MS_e = 132/22 = 6.0000$. Prandaj $F_{condition} = 6.2500$ me vlerë p 0.0071,

ndërsa $F_{person} = 20.0000/6.0000 = 3.3333$ me vlerë p 0.0078. Testi i kushtit e hedh poshtë barazinë e mesatare në nivelin 5%; testi i personit mbështet ndryshueshmëri mes personave në nivelin 5%.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

$\hat{\sigma}_{person}^2 = (20.0000 - 6.0000)/3 = 4.6667$, prandaj $ICC = 4.6667/[4.6667 + 6.0000] = 0.4375$. Sipas këtij modeli, ICC-ja përshkruan ngjashmërinë mes matjeve të të njëjtit person.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Greenhouse-Geisser jep $df_{condition}^* = 0.90(2) = 1.8000$ dhe $df_e^* = 0.90(22) = 19.8000$. Përdorimi i $F = 6.2500$ të vëzhguar me këto shkallë lirie referuese jep vlerën p të korrigjuar 0.0094.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Korrigjimi i ndryshon shkallët referuese të lirisë dhe, për pasojë, vlerën p ose vlerën kritike. Nuk e ndryshon F të vëzhguar, mesataret e përshtatura ose varësinë mes rreshtave të përsëritur. Matjet e të njëjtit person mbeten të lidhura.

T08-A10-V10: Aftësia e kërkimit në tri pika ushtrimi

Arsyeto para llogaritjes, pjesa (a)

Meqë të tria variancat marginale janë 52.0000, secili devijim standard është $\sqrt{52.0000}$. Zëvendësimi jep afërsisht variancat e rezultateve të diferencave (13, 26, 40). Korrelacionet janë paraqitur me katër shifra dhjetore, prandaj ndryshimet e vogla gjatë rindërtimit vijnë vetëm nga rrumbullakimi. Sfericiteti pyet nëse variancat e popullatës të çdo difference dyshe mes kushteve janë të barabarta. Vlerat e rindërtuara shtrihen nga 13 deri në 40; raporti i më të madhes me më të voglën është 3.0769. Ky model është dukshëm i pabarabartë dhe prandaj paralajmëron se referenca e pakorrigjuar mund të jetë e pasigurt.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (b)

Për kushtet, hipoteza zero është $H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$; alternativa thotë se të paktën dy mesatare të kushteve ndryshojnë. Për personat, hipoteza zero e efektit të rastësishëm të personit është $H_0 : \sigma_{person}^2 = 0$ kundrejt ndryshueshmërisë pozitive mes personave. Katrorët mesatarë janë $MS_{condition} = 87/2 = 43.5000$, $MS_{person} = 187/11 = 17.0000$ dhe $MS_e = 143/22 = 6.5000$. Prandaj $F_{condition} = 6.6923$ me vlerë p 0.0054, ndërsa $F_{person} = 17.0000/6.5000 = 2.6154$ me vlerë p 0.0264. Testi i kushtit e hedh poshtë barazinë e mesatare në nivelin 5%; testi i personit mbështet ndryshueshmëri mes personave në nivelin 5%.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (c)

$\hat{\sigma}_{person}^2 = (17.0000 - 6.5000)/3 = 3.5000$, prandaj $ICC = 3.5000/[3.5000 + 6.5000] = 0.3500$. Sipas këtij modeli, ICC-ja përshkruan ngjashmërinë mes matjeve të të njëjtit person.

Zhvillo llogaritjen, pjesa (d)

Greenhouse-Geisser jep $df_{condition}^* = 0.70(2) = 1.4000$ dhe $df_e^* = 0.70(22) = 15.4000$. Përdorimi i $F = 6.6923$ të vëzhguar me këto shkallë lirie referuese jep vlerën p të korrigjuar 0.0135.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin, pjesa (e)

Korrigjimi i ndryshon shkallët referuese të lirisë dhe, për pasojë, vlerën p ose vlerën kritike. Nuk e ndryshon F të vëzhguar, mesataret e përshtatura ose varësinë mes rreshtave të përsëritur. Matjet e të njëjtit person mbeten të lidhura.