

Zgjidhjet e plota

Korrelacioni i pjesshëm

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

A02: Krahasimi i korrelacionit bivariat me atë të pjesshëm

T06-A02-V01: Ushtrimi, njohuritë paraprake dhe arsyetimi

Përcakto çështjen

Një diagram i besueshëm është $Z \rightarrow X$, $Z \rightarrow Y$ dhe $X \leftrightarrow Y$.

Ai e lidh ndryshoren «njohuritë paraprake» si me «ushtrimi javor», ashtu edhe me «rezultati i arsye-timit»; lidhja e veçantë X - Y mbetet një marrëdhënie më vete.

Një shpjegim i mundshëm është ky: Njohuritë paraprake mund të lidhen pozitivisht si me ushtrimin javor, ashtu edhe me rezultatin e arsye-timit.

Prandaj, një pjesë e lidhjes bivariate mund të pasqyrojë lidhjen që të dyja ndryshoret kanë me njohuritë paraprake.

Koeficienti ndryshon nga 0.68 në 0.34.

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca

Vlera e tij absolute pas përshtatjes është më e vogël.

Gjatë rezidualizimit, fillimisht parashikohet ndryshorja «ushtrimi javor» nga «njohuritë paraprake» dhe pastaj parashikohet ndryshorja «rezultati i arsye-timit» nga «njohuritë paraprake».

Korrelacioni i pjesshëm është korrelacioni mes shmangieve që mbeten në këto dy kolona reziduale.

Një vlerë absolute më e vogël sugjeron se ndryshorja e kontrollit përshkruan një pjesë të modelit bivariat.

Një vlerë absolute më e madhe sugjeron shtypje: përshtatja nxjerr në pah një lidhje që më parë ishte pjesërisht e fshehur.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij

Asnjëri rezultat nuk vendos rendin kohor, nuk përjashton ndryshore të pamatura, nuk ndreq gabimet e matjes dhe nuk zëvendëson kontrollin eksperimental.

Arsyetimi i «njohuritë paraprake» si ndryshore kontrolli kërkon arsye nga fusha dhe plani i studimit, duke përfshirë një rend kohor të besueshëm dhe një rol të qartë për ndryshoren.

Vetëm koeficientët nuk e japin këtë arsyetim.

Përshtatja lineare heq vetëm pjesën lineare të përshtatur në modelin e deklaruar.

Struktura jolineare, problemet e matjes dhe ndryshoret përkatëse të pamatura mund të mbeten.

T06-A02-V02: Koha e kërkimit, përvoja dhe saktësia

Përcakto çështjen

Një diagram i besueshëm është $Z \rightarrow X$, $Z \rightarrow Y$ dhe $X \leftrightarrow Y$.

Ai e lidh ndryshoren «**përvoja në arkiv**» si me «**koha e kërkimit**», ashtu edhe me «**saktësia**»; lidhja e veçantë $X-Y$ mbetet një marrëdhënie më vete.

Një shpjegim i mundshëm është ky: Përvoja në arkiv mund ta shkurtojë kohën e kërkimit dhe njëkohësisht ta rrisë saktësinë.

Kështu mund të krijohet një pjesë e lidhjes negative bivariate.

Koeficienti ndryshon nga -0.57 në -0.26 .

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca

Vlera e tij absolute pas përshtatjes është më e vogël.

Gjatë rezidualizimit, fillimisht parashikohet ndryshorja «**koha e kërkimit**» nga «**përvoja në arkiv**» dhe pastaj parashikohet ndryshorja «**saktësia**» nga «**përvoja në arkiv**».

Korrelacioni i pjesshëm është korrelacioni mes shmangieve që mbeten në këto dy kolona reziduale.

Një vlerë absolute më e vogël sugjeron se ndryshorja e kontrollit përshkruan një pjesë të modelit bivariate.

Një vlerë absolute më e madhe sugjeron shtypje: përshtatja nxjerr në pah një lidhje që më parë ishte pjesërisht e fshehur.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij

Asnjëri rezultat nuk vendos rendin kohor, nuk përjashton ndryshore të pamatura, nuk ndreq gabimet e matjes dhe nuk zëvendëson kontrollin eksperimental.

Arsyetimi i «**përvoja në arkiv**» si ndryshore kontrolli kërkon arsye nga fusha dhe plani i studimit, duke përfshirë një rend kohor të besueshëm dhe një rol të qartë për ndryshoren.

Vetëm koeficientët nuk e japin këtë arsyetim.

Përshtatja lineare heq vetëm pjesën lineare të përshtatur në modelin e deklaruar.

Struktura jolineare, problemet e matjes dhe ndryshoret përkatëse të pamatura mund të mbeten.

T06-A02-V03: Koha e leximit, ngarkesa dhe të kuptuarit

Përcakto çështjen

Një diagram i besueshëm është $Z \rightarrow X$, $Z \rightarrow Y$ dhe $X \leftrightarrow Y$.

Ai e lidh ndryshoren «**ngarkesa e kursit**» si me «**koha e leximit**», ashtu edhe me «**të kuptuarit e tekstit**»; lidhja e veçantë $X-Y$ mbetet një marrëdhënie më vete.

Një shpjegim i mundshëm është ky: Ngarkesa e lartë e kursit mund të shoqërohet me më shumë kohë leximi, por me të kuptuar më të ulët.

Kështu mund të fshihet një pjesë e lidhjes pozitive të përshtatur.

Koeficienti ndryshon nga 0.18 në 0.41 .

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca

Vlera e tij absolute pas përshtatjes është më e madhe.

Gjatë rezidualizimit, fillimisht parashikohet ndryshorja «**koha e leximit**» nga «**ngarkesa e kursit**» dhe pastaj parashikohet ndryshorja «**të kuptuarit e tekstit**» nga «**ngarkesa e kursit**».

Korrelacioni i pjesshëm është korrelacioni mes shmangieve që mbeten në këto dy kolona reziduale.

Një vlerë absolute më e vogël sugjeron se ndryshorja e kontrollit përshkruan një pjesë të modelit bivariat.

Një vlerë absolute më e madhe sugjeron shtypje: përshtatja nxjerr në pah një lidhje që më parë ishte pjesërisht e fshehur.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij

Asnjëri rezultat nuk vendos rendin kohor, nuk përjashton ndryshore të pamatura, nuk ndreq gabimet e matjes dhe nuk zëvendëson kontrollin eksperimental.

Arsyetimi i «**ngarkesa e kursit**» si ndryshore kontrolli kërkon arsye nga fusha dhe plani i studimit, duke përfshirë një rend kohor të besueshëm dhe një rol të qartë për ndryshoren.

Vetëm koeficientët nuk e japin këtë arsyetim.

Përshtatja lineare heq vetëm pjesën lineare të përshtatur në modelin e deklaruar.

Struktura jolineare, problemet e matjes dhe ndryshoret përkatëse të pamatura mund të mbeten.

T06-A02-V04: Njoftimet, ngarkesa e detyrave dhe përqendrimi

Përcakto çështjen

Një diagram i besueshëm është $Z \rightarrow X$, $Z \rightarrow Y$ dhe $X \leftrightarrow Y$.

Ai e lidh ndryshoren «**ngarkesa e detyrave**» si me «**numri i njoftimeve**», ashtu edhe me «**përqendrimi**»; lidhja e veçantë $X-Y$ mbetet një marrëdhënie më vete.

Një shpjegim i mundshëm është ky: Ngarkesa më e madhe e detyrave mund ta rrisë numrin e njoftimeve dhe ta ulë përqendrimin.

Kështu mund të krijohet një pjesë e lidhjes së papërshtatur negative.

Koeficienti ndryshon nga -0.49 në -0.20 .

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca

Vlera e tij absolute pas përshtatjes është më e vogël.

Gjatë rezidualizimit, fillimisht parashikohet ndryshorja «**numri i njoftimeve**» nga «**ngarkesa e detyrave**» dhe pastaj parashikohet ndryshorja «**përqendrimi**» nga «**ngarkesa e detyrave**».

Korrelacioni i pjesshëm është korrelacioni mes shmangieve që mbeten në këto dy kolona reziduale.

Një vlerë absolute më e vogël sugjeron se ndryshorja e kontrollit përshkruan një pjesë të modelit bivariat.

Një vlerë absolute më e madhe sugjeron shtypje: përshtatja nxjerr në pah një lidhje që më parë ishte pjesërisht e fshehur.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij

Asnjëri rezultat nuk vendos rendin kohor, nuk përjashton ndryshore të pamatura, nuk ndreq gabimet e matjes dhe nuk zëvendëson kontrollin eksperimental.

Arsyetimi i «**ngarkesa e detyrave**» si ndryshore kontrolli kërkon arsye nga fusha dhe plani i studimit, duke përfshirë një rend kohor të besueshëm dhe një rol të qartë për ndryshoren.

Vetëm koeficientët nuk e japin këtë arsyetim.

Përshtatja lineare heq vetëm pjesën lineare të përshtatur në modelin e deklaruar.

Struktura jolineare, problemet e matjes dhe ndryshoret përkatëse të pamatura mund të mbeten.

T06-A02-V05: Vizitat në muze, arsimimi dhe njohuritë

Përcakto çështjen

Një diagram i besueshëm është $Z \rightarrow X$, $Z \rightarrow Y$ dhe $X \leftrightarrow Y$.

Ai e lidh ndryshoren «**niveli i arsimimit**» si me «**vizitat në muze**», ashtu edhe me «**njohuritë historike**»; lidhja e veçantë $X-Y$ mbetet një marrëdhënie më vete.

Një shpjegim i mundshëm është ky: Niveli i arsimimit mund t'i nxisë vizitat në muze dhe t'i mbështesë njohuritë historike.

Prandaj, lidhja e papërshtatur mund të pasqyrojë pjesërisht të dyja këto lidhje.

Koeficienti ndryshon nga 0.54 në 0.29.

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca

Vlera e tij absolute pas përshtatjes është më e vogël.

Gjatë rezidualizimit, fillimisht parashikohet ndryshorja «**vizitat në muze**» nga «**niveli i arsimimit**» dhe pastaj parashikohet ndryshorja «**njohuritë historike**» nga «**niveli i arsimimit**».

Korrelacioni i pjesshëm është korrelacioni mes shmangieve që mbeten në këto dy kolona reziduale.

Një vlerë absolute më e vogël sugjeron se ndryshorja e kontrollit përshkruan një pjesë të modelit bivariat.

Një vlerë absolute më e madhe sugjeron shtypje: përshtatja nxjerr në pah një lidhje që më parë ishte pjesërisht e fshehur.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij

Asnjëri rezultat nuk vendos rendin kohor, nuk përjashton ndryshore të pamatura, nuk ndreq gabimet e matjes dhe nuk zëvendëson kontrollin eksperimental.

Arsyetimi i «**niveli i arsimimit**» si ndryshore kontrolli kërkon arsye nga fusha dhe plani i studimit, duke përfshirë një rend kohor të besueshëm dhe një rol të qartë për ndryshoren.

Vetëm koeficientët nuk e japin këtë arsyetim.

Përshtatja lineare heq vetëm pjesën lineare të përshtatur në modelin e deklaruar.

Struktura jolineare, problemet e matjes dhe ndryshoret përkatëse të pamatura mund të mbeten.

T06-A02-V06: Njohja e rrugës, gjatësia dhe koha e udhëtimit

Përcakto çështjen

Një diagram i besueshëm është $Z \rightarrow X, Z \rightarrow Y$ dhe $X \leftrightarrow Y$.

Ai e lidh ndryshoren «**gjatësia e rrugës**» si me «**njohja e rrugës**», ashtu edhe me «**koha e udhëtimit**»; lidhja e veçantë $X-Y$ mbetet një marrëdhënie më vete.

Një shpjegim i mundshëm është ky: Rrugët më të gjata mund të njihen më mirë, por prapë të kërkojnë më shumë kohë udhëtimi.

Kështu mund të fshihet një pjesë e lidhjes negative mes njohjes së rrugës dhe kohës së udhëtimit.

Koeficienti ndryshon nga -0.21 në -0.48 .

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca

Vlera e tij absolute pas përshtatjes është më e madhe.

Gjatë rezidualizimit, fillimisht parashikohet ndryshorja «**njohja e rrugës**» nga «**gjatësia e rrugës**» dhe pastaj parashikohet ndryshorja «**koha e udhëtimit**» nga «**gjatësia e rrugës**».

Korrelacioni i pjesshëm është korrelacioni mes shmangieve që mbeten në këto dy kolona reziduale.

Një vlerë absolute më e vogël sugjeron se ndryshorja e kontrollit përshkruan një pjesë të modelit bivariat.

Një vlerë absolute më e madhe sugjeron shtypje: përshtatja nxjerr në pah një lidhje që më parë ishte pjesërisht e fshehur.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij

Asnjëri rezultat nuk vendos rendin kohor, nuk përjashton ndryshore të pamatura, nuk ndreq gabimet e matjes dhe nuk zëvendëson kontrollin eksperimental.

Arsyetimi i «**gjatësia e rrugës**» si ndryshore kontrolli kërkon arsye nga fusha dhe plani i studimit, duke përfshirë një rend kohor të besueshëm dhe një rol të qartë për ndryshoren.

Vetëm koeficientët nuk e japin këtë arsyetim.

Përshtatja lineare heq vetëm pjesën lineare të përshtatur në modelin e deklaruar.

Struktura jolineare, problemet e matjes dhe ndryshoret përkatëse të pamatura mund të mbeten.

T06-A02-V07: Pjesëmarrja, vetëbesimi fillestar dhe ai përfundimtar

Përcakto çështjen

Një diagram i besueshëm është $Z \rightarrow X$, $Z \rightarrow Y$ dhe $X \leftrightarrow Y$.

Ai e lidh ndryshoren «**vetëbesimi fillestar**» si me «**pjesëmarrja në seminar**», ashtu edhe me «**vetëbesimi përfundimtar**»; lidhja e veçantë $X-Y$ mbetet një marrëdhënie më vete.

Një shpjegim i mundshëm është ky: Ata që fillojnë me më shumë vetëbesim mund të marrin pjesë më shpesh në seminar dhe ta përfundojnë atë me më shumë vetëbesim.

Koeficienti ndryshon nga 0.61 në 0.25.

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca

Vlera e tij absolute pas përshtatjes është më e vogël.

Gjatë rezidualizimit, fillimisht parashikohet ndryshorja «**pjesëmarrja në seminar**» nga «**vetëbesimi fillestar**» dhe pastaj parashikohet ndryshorja «**vetëbesimi përfundimtar**» nga «**vetëbesimi fillestar**».

Korrelacioni i pjesshëm është korrelacioni mes shmangieve që mbeten në këto dy kolona reziduale.

Një vlerë absolute më e vogël sugjeron se ndryshorja e kontrollit përshkruan një pjesë të modelit bivariat.

Një vlerë absolute më e madhe sugjeron shtypje: përshtatja nxjerr në pah një lidhje që më parë ishte pjesërisht e fshehur.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij

Asnjëri rezultat nuk vendos rendin kohor, nuk përjashton ndryshore të pamatura, nuk ndreq gabimet e matjes dhe nuk zëvendëson kontrollin eksperimental.

Arsyetimi i «**vetëbesimi fillestar**» si ndryshore kontrolli kërkon arsye nga fusha dhe plani i studimit, duke përfshirë një rend kohor të besueshëm dhe një rol të qartë për ndryshoren.

Vetëm koeficientët nuk e japin këtë arsyetim.

Përshtatja lineare heq vetëm pjesën lineare të përshtatur në modelin e deklaruar.

Struktura jolineare, problemet e matjes dhe ndryshoret përkatëse të pamatura mund të mbeten.

T06-A02-V08: Kalimi mes detyrave, ngarkesa dhe përfundimi

Përcakto çështjen

Një diagram i besueshëm është $Z \rightarrow X$, $Z \rightarrow Y$ dhe $X \leftrightarrow Y$.

Ai e lidh ndryshoren «**ngarkesa e punës**» si me «**kalimi mes detyrave**», ashtu edhe me «**rezultati i përfundimit**»; lidhja e veçantë $X-Y$ mbetet një marrëdhënie më vete.

Një shpjegim i mundshëm është ky: Ngarkesa e madhe e punës mund ta shtojë kalimin mes detyrave dhe ta vështirësojë përfundimin.

Kështu mund të krijohet një pjesë e lidhjes së papërshtatur negative.

Koeficienti ndryshon nga -0.52 në -0.28 .

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca

Vlera e tij absolute pas përshtatjes është më e vogël.

Gjatë rezidualizimit, fillimisht parashikohet ndryshorja «**kalimi mes detyrave**» nga «**ngarkesa e punës**» dhe pastaj parashikohet ndryshorja «**rezultati i përfundimit**» nga «**ngarkesa e punës**».

Korrelacioni i pjesshëm është korrelacioni mes shmangieve që mbeten në këto dy kolona reziduale.

Një vlerë absolute më e vogël sugjeron se ndryshorja e kontrollit përshkruan një pjesë të modelit bivariat.

Një vlerë absolute më e madhe sugjeron shtypje: përshtatja nxjerr në pah një lidhje që më parë ishte pjesërisht e fshehur.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij

Asnjëri rezultat nuk vendos rendin kohor, nuk përjashton ndryshore të pamatura, nuk ndreq gabimet e matjes dhe nuk zëvendëson kontrollin eksperimental.

Arsyetimi i «**ngarkesa e punës**» si ndryshore kontrolli kërkon arsye nga fusha dhe plani i studimit, duke përfshirë një rend kohor të besueshëm dhe një rol të qartë për ndryshoren.

Vetëm koeficientët nuk e japin këtë arsyetim.

Përshtatja lineare heq vetëm pjesën lineare të përshtatur në modelin e deklaruar.

Struktura jolineare, problemet e matjes dhe ndryshoret përkatëse të pamatura mund të mbeten.

T06-A02-V09: Postimet në diskutim, angazhimi dhe arsyetimi

Përcakto çështjen

Një diagram i besueshëm është $Z \rightarrow X$, $Z \rightarrow Y$ dhe $X \leftrightarrow Y$.

Ai e lidh ndryshoren «**angazhimi i përgjithshëm**» si me «**numri i postimeve në diskutim**», ashtu edhe me «**rezultati i arsyetimit**»; lidhja e veçantë $X-Y$ mbetet një marrëdhënie më vete.

Një shpjegim i mundshëm është ky: Angazhimi i përgjithshëm mund të sjellë si më shumë postime në diskutim, ashtu edhe rezultate më të larta arsyetimi.

Koeficienti ndryshon nga 0.59 në 0.19 .

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca

Vlera e tij absolute pas përshtatjes është më e vogël.

Gjatë rezidualizimit, fillimisht parashikohet ndryshorja «**numri i postimeve në diskutim**» nga «**angazhimi i përgjithshëm**» dhe pastaj parashikohet ndryshorja «**rezultati i arsyetimit**» nga «**angazhimi i përgjithshëm**».

Korrelacioni i pjesshëm është korrelacioni mes shmangieve që mbeten në këto dy kolona reziduale.

Një vlerë absolute më e vogël sugjeron se ndryshorja e kontrollit përshkruan një pjesë të modelit bivariat.

Një vlerë absolute më e madhe sugjeron shtypje: përshtatja nxjerr në pah një lidhje që më parë ishte pjesërisht e fshehur.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij

Asnjëri rezultat nuk vendos rendin kohor, nuk përjashton ndryshore të pamatura, nuk ndreq gabimet e matjes dhe nuk zëvendëson kontrollin eksperimental.

Arsyetimi i «**angazhimi i përgjithshëm**» si ndryshore kontrolli kërkon arsye nga fusha dhe plani i studimit, duke përfshirë një rend kohor të besueshëm dhe një rol të qartë për ndryshoren.

Vetëm koeficientët nuk e japin këtë arsyetim.

Përshtatja lineare heq vetëm pjesën lineare të përshtatur në modelin e deklaruar.

Struktura jolineare, problemet e matjes dhe ndryshoret përkatëse të pamatura mund të mbeten.

T06-A02-V10: Rregullsia, koha totale e studimit dhe mbajtja mend

Përcakto çështjen

Një diagram i besueshëm është $Z \rightarrow X, Z \rightarrow Y$ dhe $X \leftrightarrow Y$.

Ai e lidh ndryshoren «**koha totale e studimit**» si me «**rregullsia e ushtrimit**», ashtu edhe me «**mbajtja mend**»; lidhja e veçantë $X-Y$ mbetet një marrëdhënie më vete.

Një shpjegim i mundshëm është ky: Koha totale e studimit mund të lidhet pozitivisht me të dyja ndryshoret.

Kjo mund ta fshehtë pjesërisht lidhjen e veçantë mes një orari të rregullt ushtrimi dhe mbajtjes mend.

Koeficienti ndryshon nga 0.33 në 0.47.

Arsyeto hap pas hapi nga evidenca

Vlera e tij absolute pas përshtatjes është më e madhe.

Gjatë rezidualizimit, fillimisht parashikohet ndryshorja «**rregullsia e ushtrimit**» nga «**koha totale e studimit**» dhe pastaj parashikohet ndryshorja «**mbajtja mend**» nga «**koha totale e studimit**».

Korrelacioni i pjesshëm është korrelacioni mes shmangieve që mbeten në këto dy kolona reziduale.

Një vlerë absolute më e vogël sugjeron se ndryshorja e kontrollit përshkruan një pjesë të modelit bivariat.

Një vlerë absolute më e madhe sugjeron shtypje: përshtatja nxjerr në pah një lidhje që më parë ishte pjesërisht e fshehur.

Jep përfundimin dhe kufijtë e tij

Asnjëri rezultat nuk vendos rendin kohor, nuk përjashton ndryshore të pamatura, nuk ndreq gabimet e matjes dhe nuk zëvendëson kontrollin eksperimental.

Arsyetimi i «**koha totale e studimit**» si ndryshore kontrolli kërkon arsye nga fusha dhe plani i studimit, duke përfshirë një rend kohor të besueshëm dhe një rol të qartë për ndryshoren.

Vetëm koeficientët nuk e japin këtë arsyetim.

Përshtatja lineare heq vetëm pjesën lineare të përshtatur në modelin e deklaruar.

Struktura jolineare, problemet e matjes dhe ndryshoret përkatëse të pamatura mund të mbeten.

Pjesa II: Praktika me kalkulator

A01: Korrelacioni i pjesshëm me rezidualizim dhe me formulën e drejtpërdrejtë

T06-A01-V01: Ushtrimi dhe arsyetimi pas përshtatjes për rezultatin paraprak

Përgatit llogaritjen

Përveç rrumbullakimit të paraqitur, të dyja kolonat e rezidualeve kanë mesatare zero.

Shuma e prodhimeve të kryqëzuara është $\sum e_X e_Y = 15.4000$, ndërsa $\sum e_X^2 = 28.0000$ dhe $\sum e_Y^2 = 12.1171$.

Zhvillo llogaritjen

Prandaj $r(e_X, e_Y) = 15.4000 / \sqrt{28.0000(12.1171)} = 0.8361$.

Formula e drejtpërdrejtë jep $[0.8761 - (0.5200)(0.4800)] / \sqrt{[1 - (0.5200)^2][1 - (0.4800)^2]} = 0.8361$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Mund të shfaqen dallime të vogla nëse korrelacionet e paraqitura rrumbullakosen para se të zëvendësohen në formulë. Çdo rezidual është diferenca mes vlerës së vërtetuar dhe vlerës së përshtatur nga regresioni linear mbi Z për të njëjtën ndryshore.

Korrelacioni mes dy kolonave të rezidualeve përshkruan si lëvizin së bashku këto shmangie të mbetura.

Ai mbetet një lidhje e përshtatur dhe nuk është vetvetiu efekt shkakor.

T06-A01-V02: Koha e kërkimit dhe saktësia pas përshtatjes për përvojën në arkiv

Përgatit llogaritjen

Përveç rrumbullakimit të paraqitur, të dyja kolonat e rezidualeve kanë mesatare zero.

Shuma e prodhimeve të kryqëzuara është $\sum e_X e_Y = -12.1000$, ndërsa $\sum e_X^2 = 28.0000$ dhe $\sum e_Y^2 = 9.6200$.

Zhvillo llogaritjen

Prandaj $r(e_X, e_Y) = -12.1000 / \sqrt{28.0000(9.6200)} = -0.7373$.

Formula e drejtpërdrejtë jep $[-0.7997 - (-0.4600)(0.5500)] / \sqrt{[1 - (-0.4600)^2][1 - (0.5500)^2]} = -0.7373$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Mund të shfaqen dallime të vogla nëse korrelacionet e paraqitura rrumbullakosen para se të zëvendësohen në formulë. Çdo rezidual është diferenca mes vlerës së vërtetuar dhe vlerës së përshtatur nga regresioni linear mbi Z për të njëjtën ndryshore.

Korrelacioni mes dy kolonave të rezidualeve përshkruan si lëvizin së bashku këto shmangie të mbetura.

Ai mbetet një lidhje e përshtatur dhe nuk është vetvetiu efekt shkakor.

T06-A01-V03: Koha e leximit dhe të kuptuarit pas përshtatjes për njohuritë paraprake

Përgatit llogaritjen

Përveç rrumbullakimit të paraqitur, të dyja kolonat e rezidualeve kanë mesatare zero.

Shuma e prodhimeve të kryqëzuara është $\sum e_X e_Y = 13.8000$, ndërsa $\sum e_X^2 = 42.0000$ dhe $\sum e_Y^2 = 8.6971$.

Zhvillo llogaritjen

Prandaj $r(e_X, e_Y) = 13.8000 / \sqrt{42.0000(8.6971)} = 0.7220$.

Formula e drejtpërdrejtë jep $[0.7834 - (0.5800)(0.4400)] / \sqrt{[1 - (0.5800)^2][1 - (0.4400)^2]} = 0.7220$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Mund të shfaqen dallime të vogla nëse korrelacionet e paraqitura rrumbullakosen para se të zëvendësohen në formulë. Çdo rezidual është diferenca mes vlerës së vërtetuar dhe vlerës së përshtatur nga regresioni linear mbi Z për të njëjtën ndryshore.

Korrelacioni mes dy kolonave të rezidualeve përshkruan si lëvizin së bashku këto shmangie të mbetura.

Ai mbetet një lidhje e përshtatur dhe nuk është vetvetiu efekt shkakor.

T06-A01-V04: Njoftimet dhe përqendrimi pas përshtatjes për ngarkesën e punës

Përgatit llogaritjen

Përveç rrumbullakimit të paraqitur, të dyja kolonat e rezidualeve kanë mesatare zero.

Shuma e prodhimeve të kryqëzuara është $\sum e_X e_Y = -9.9000$, ndërsa $\sum e_X^2 = 28.0000$ dhe $\sum e_Y^2 = 7.4800$.

Zhvillo llogaritjen

Prandaj $r(e_X, e_Y) = -9.9000 / \sqrt{28.0000(7.4800)} = -0.6841$.

Formula e drejtpërdrejtë jep $[-0.7628 - (-0.5100)(0.4900)] / \sqrt{[1 - (-0.5100)^2][1 - (0.4900)^2]} = -0.6841$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Mund të shfaqen dallime të vogla nëse korrelacionet e paraqitura rrumbullakosen para se të zëvendësohen në formulë. Çdo rezidual është diferenca mes vlerës së vërtetuar dhe vlerës së përshtatur nga regresioni linear mbi Z për të njëjtën ndryshore.

Korrelacioni mes dy kolonave të rezidualeve përshkruan si lëvizin së bashku këto shmangie të mbetura.

Ai mbetet një lidhje e përshtatur dhe nuk është vetvetiu efekt shkakor.

T06-A01-V05: Vizitat në muze dhe njohuritë pas përshtatjes për nivelin e arsimimit**Përgatit llogaritjen**

Përveç rrumbullakimit të paraqitur, të dyja kolonat e rezidualeve kanë mesatare zero.

Shuma e prodhimeve të kryqëzuara është $\sum e_X e_Y = 9.2000$, ndërsa $\sum e_X^2 = 42.0000$ dhe $\sum e_Y^2 = 5.3743$.

Zhvillo llogaritjen

Prandaj $r(e_X, e_Y) = 9.2000 / \sqrt{42.0000(5.3743)} = 0.6124$.

Formula e drejtpërdrejtë jep $[0.7074 - (0.4700)(0.5300)] / \sqrt{[1 - (0.4700)^2][1 - (0.5300)^2]} = 0.6124$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Mund të shfaqen dallime të vogla nëse korrelacionet e paraqitura rrumbullakosen para se të zëvendësohen në formulë. Çdo rezidual është diferenca mes vlerës së vërtetuar dhe vlerës së përshtatur nga regresioni linear mbi Z për të njëjtën ndryshore.

Korrelacioni mes dy kolonave të rezidualeve përshkruan si lëvizin së bashku këto shmangie të mbetura.

Ai mbetet një lidhje e përshtatur dhe nuk është vetvetiu efekt shkakor.

T06-A01-V06: Njohja e rrugës dhe koha e udhëtimit pas përshtatjes për gjatësinë e rrugës**Përgatit llogaritjen**

Përveç rrumbullakimit të paraqitur, të dyja kolonat e rezidualeve kanë mesatare zero.

Shuma e prodhimeve të kryqëzuara është $\sum e_X e_Y = -11.6000$, ndërsa $\sum e_X^2 = 28.0000$ dhe $\sum e_Y^2 = 7.8400$.

Zhvillo llogaritjen

Prandaj $r(e_X, e_Y) = -11.6000 / \sqrt{28.0000(7.8400)} = -0.7829$.

Formula e drejtpërdrejtë jep $[-0.8235 - (-0.4300)(0.6000)] / \sqrt{[1 - (-0.4300)^2][1 - (0.6000)^2]} = -0.7829$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Mund të shfaqen dallime të vogla nëse korrelacionet e paraqitura rrumbullakosen para se të zëvendësohen në formulë. Çdo rezidual është diferenca mes vlerës së vërtetuar dhe vlerës së përshtatur nga regresioni linear mbi Z për të njëjtën ndryshore.

Korrelacioni mes dy kolonave të rezidualeve përshkruan si lëvizin së bashku këto shmangie të mbetura.

Ai mbetet një lidhje e përshtatur dhe nuk është vetvetiu efekt shkakor.

T06-A01-V07: Pjesëmarrja në seminar dhe vetëbesimi pas përshtatjes për nivelin fillestar**Përgatit llogaritjen**

Përveç rrumbullakimit të paraqitur, të dyja kolonat e rezidualeve kanë mesatare zero.

Shuma e prodhimeve të kryqëzuara është $\sum e_X e_Y = 15.0000$, ndërsa $\sum e_X^2 = 42.0000$ dhe $\sum e_Y^2 = 8.1771$.

Zhvillo llogaritjen

Prandaj $r(e_X, e_Y) = 15.0000 / \sqrt{42.0000(8.1771)} = 0.8094$.

Formula e drejtpërdrejtë jep $[0.8300 - (0.6200)(0.4000)]/\sqrt{[1 - (0.6200)^2][1 - (0.4000)^2]} = 0.8094$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Mund të shfaqen dallime të vogla nëse korrelacionet e paraqitura rrumbullakosen para se të zëvendësohen në formulë. Çdo rezidual është diferenca mes vlerës së vërtetuar dhe vlerës së përshtatur nga regresioni linear mbi Z për të njëjtën ndryshore.

Korrelacioni mes dy kolonave të rezidualeve përshkruan si lëvizin së bashku këto shmangie të mbetura.

Ai mbetet një lidhje e përshtatur dhe nuk është vetvetiu efekt shkakor.

T06-A01-V08: Kalimi mes detyrave dhe përfundimi pas përshtatjes për ngarkesën e detyrave Përgatit llogaritjen

Përveç rrumbullakimit të paraqitur, të dyja kolonat e rezidualeve kanë mesatare zero.

Shuma e prodhimeve të kryqëzuara është $\sum e_X e_Y = -9.5000$, ndërsa $\sum e_X^2 = 28.0000$ dhe $\sum e_Y^2 = 6.7800$.

Zhvillo llogaritjen

Prandaj $r(e_X, e_Y) = -9.5000/\sqrt{28.0000(6.7800)} = -0.6895$.

Formula e drejtpërdrejtë jep $[-0.7617 - (-0.5500)(0.4500)]/\sqrt{[1 - (-0.5500)^2][1 - (0.4500)^2]} = -0.6895$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Mund të shfaqen dallime të vogla nëse korrelacionet e paraqitura rrumbullakosen para se të zëvendësohen në formulë. Çdo rezidual është diferenca mes vlerës së vërtetuar dhe vlerës së përshtatur nga regresioni linear mbi Z për të njëjtën ndryshore.

Korrelacioni mes dy kolonave të rezidualeve përshkruan si lëvizin së bashku këto shmangie të mbetura.

Ai mbetet një lidhje e përshtatur dhe nuk është vetvetiu efekt shkakor.

T06-A01-V09: Postimet në diskutim dhe arsyetimi pas përshtatjes për angazhimin Përgatit llogaritjen

Përveç rrumbullakimit të paraqitur, të dyja kolonat e rezidualeve kanë mesatare zero.

Shuma e prodhimeve të kryqëzuara është $\sum e_X e_Y = 13.2000$, ndërsa $\sum e_X^2 = 42.0000$ dhe $\sum e_Y^2 = 6.6743$.

Zhvillo llogaritjen

Prandaj $r(e_X, e_Y) = 13.2000/\sqrt{42.0000(6.6743)} = 0.7884$.

Formula e drejtpërdrejtë jep $[0.8460 - (0.5000)(0.5700)]/\sqrt{[1 - (0.5000)^2][1 - (0.5700)^2]} = 0.7884$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Mund të shfaqen dallime të vogla nëse korrelacionet e paraqitura rrumbullakosen para se të zëvendësohen në formulë. Çdo rezidual është diferenca mes vlerës së vërtetuar dhe vlerës së përshtatur nga regresioni linear mbi Z për të njëjtën ndryshore.

Korrelacioni mes dy kolonave të rezidualeve përshkruan si lëvizin së bashku këto shmangie të mbetura.

Ai mbetet një lidhje e përshtatur dhe nuk është vetvetiu efekt shkakor.

T06-A01-V10: Rregullsia e ushtrimit dhe mbajtja mend pas përshtatjes për kohën e studimit Përgatit llogaritjen

Përveç rrumbullakimit të paraqitur, të dyja kolonat e rezidualeve kanë mesatare zero.

Shuma e prodhimeve të kryqëzuara është $\sum e_X e_Y = 9.4000$, ndërsa $\sum e_X^2 = 28.0000$ dhe $\sum e_Y^2 = 6.6686$.

Zhvillo llogaritjen

Prandaj $r(e_X, e_Y) = 9.4000 / \sqrt{28.0000(6.6686)} = 0.6879$.

Formula e drejtpërdrejtë jep $[0.7637 - (0.5600)(0.4600)] / \sqrt{[1 - (0.5600)^2][1 - (0.4600)^2]} = 0.6879$.

Interpreto dhe kontrollo rezultatin

Mund të shfaqen dallime të vogla nëse korrelacionet e paraqitura rrumbullakosen para se të zëvendësohen në formulë. Çdo rezidual është diferenca mes vlerës së vrojtuar dhe vlerës së përshtatur nga regresioni linear mbi Z për të njëjtën ndryshore.

Korrelacioni mes dy kolonave të rezidualeve përshkruan si lëvizin së bashku këto shmangie të mbetura.

Ai mbetet një lidhje e përshtatur dhe nuk është vetvetiu efekt shkakor.