

JASP

Mark A Goss-Sampson

ANALISIS STATISTIK DENGAN JASP:

BUKU PANDUAN PELAJAR

Terjemahan oleh:

Harris Shah Abd Hamid & Muhamad Karimi Sulaiman



ANALISIS STATISTIK DENGAN JASP: BUKU PANDUAN PELAJAR
Penterjemah: Harris Shah Abd Hamid & Muhamad Karimi Sulaiman

Buku asal:
STATISTICAL ANALYSIS IN JASP: A GUIDE FOR STUDENTS
Pengarang: Mark A Goss-Sampson

Hakcipta © 2018 oleh Mark A Goss-Sampson.

Hak cipta terpelihara. Buku ini atau mana-mana bahagiannya tidak boleh diterbitkan semula atau digunakan dalam apa jua cara sekalipun tanpa kebenaran bertulis daripada pengarang kecuali untuk tujuan penyelidikan, pendidikan atau kajian persendirian.



KANDUNGAN

PRAKATA	iv
PRAKATA VERSI TERJEMAHAN INI	v
MENGGUNAKAN ANTARA MUKA	1
STATISTIK DESKRIPTIF	7
MENEROKA INTEGRITI DATA	14
UJIAN-T SATU SAMPEL.....	21
UJIAN BINOMIAL.....	24
UJIAN MULTINOMIAL.....	27
UJIAN KEBAGUSAN PADANAN KHI-KUASA DUA.....	29
UJIAN-UJIAN MULTINOMIAL DAN KEBAGUSAN PADANAN χ^2	30
PERBANDINGAN DUA KUMPULAN BERSANDAR.....	31
UJIAN-T TIDAK BERSANDAR	31
UJIAN U MANN-WITNEY	35
PERBANDINGAN DUA KUMPULAN BERSANDAR.....	37
UJIAN-T BERPASANGAN	37
UJIAN PEMRANKATAN BERTANDA WILCOXON	39
ANALISIS KORELASI	41
REGRESI.....	47
REGRESI MUDAH.....	50
REGRESI PELBAGAI.....	53
REGRESI LOGistik	60
MEMBANDINGKAN LEBIH DARIPADA DUA KUMPULAN TIDAK BERSANDAR ANOVA	65
KRUSKAL-WALLIS	70
MEMBANDINGKAN LEBIH DARIPADA DUA KUMPULAN BERKAIT	73
RMANOVA.....	73
ANOVA UKURAN-UKURAN BERULANG FRIEDMAN	79
ANOVA DUA HALA TIDAK BERSANDAR	81
ANOVA FAKTOR CAMPURAN MENGGUNAKAN JASP	86
UJIAN KHI KUASA DUA UNTUK PERKAITAN	94
REKABENTUK EKSPERIMENTAL DAN SUSUN ATUR DATA DALAM EXCEL UNTUK IMPORT KE JASP... 101	101
Ujian-t tidak bersandar	101
Ujian-t Sampel Berpasang.....	102
Korelasi.....	103
Regresi Logistik	105



ANOVA Sehala Tidak Bersandar	106
ANOVA Sehala Ukuran Berulangan.....	107
ANOVA dua hala bersandar	108
ANOVA Dua Hala Faktor Campuran	109
Khi-kuasa Dua – Jadual Kontigensi.....	110
BEBERAPA KONSEP DALAM STATISTIK FREKUENTIST	111
UJIAN MANA YANG PATUT SAYA GUNA?	115
Membandingkan satu sampel kepada min populasi yang diketahui atau yang dihipotesiskan....	115
Menguji hubungan antara dua atau lebih angkubah.....	115
Meramalkan hasil.....	116
Menguji perbezaan antara dua kumpulan yang tidak berkait.....	116
Menguji perbezaan antara dua kumpulan yang berkait.....	117
Ujian perbezaan antara tiga atau lebih kumpulan yang tidak berkait.....	117
Menguji perbezaan antara tiga atau lebih kumpulan bersandar	118
Ujian interaksi antara 2 atau lebih angkubah tidak bersandar.....	118



PRAKATA

JASP bermaksud **Jeffrey's Amazing Statistics Program** sebagai pengiktirafan kepada Sir Harold Jeffreys yang merintis inferens Bayesian. Ini merupakan pakej statistik sumber terbuka (*open source*) berbilang platform, dibangunkan dan dikemas kini secara berterusan (versi 0.9.0.1 pada Jun 2018) oleh sekumpulan penyelidik di Universiti Amsterdam. Matlamat mereka adalah untuk membangunkan program bebas sumber terbuka yang merangkumi kedua-dua teknik statistik asas dan lanjutan dengan penekanan utama untuk menyediakan kemudahan yang mudah antara muka pengguna intuitif.

Berbeza dengan banyak pakej statistik, JASP menyediakan antara muka seret dan letak (*drag and drop*) mudah, menu mudah capai, analisis intuitif dengan pengiraan masa nyata dan paparan semua keputusan. Semua jadual dan graf dibentangkan dalam format APA dan boleh disalin secara langsung dan / atau disimpan secara berasingan. Jadual juga boleh dieksport dari JASP dalam format LaTeX.

JASP boleh dimuat turun secara percuma dari laman web <https://jasp-stats.org/> dan tersedia untuk Windows, Mac OS X dan Linux. Anda juga boleh memuat turun versi Windows pra-pasang yang akan berjalan terus daripada USB atau pemacu keras luaran tanpa perlu memasangnya secara tempatan. Program ini juga didatangkan dengan pustaka data dengan koleksi awalan lebih daripada 50 set data dari buku Andy Fields, *Discovering Statistics using IBM SPSS statistics*¹ dan *The Introduction to the Practice of Statistics*² oleh Moore, McCabe dan Craig.

Sejak Mei 2018 JASP juga boleh dijalankan secara langsung di pelayar anda melalui rollApp tanpa perlu memasangnya di komputer anda (<https://www.rollapp.com/app/jasp>). Walau bagaimanapun, ini mungkin bukan versi terbaru JASP.

Sila lawat laman web JASP kerana terdapat kemas kini berkala serta video dan catatan blog yang berguna!!

Dokumen ini adalah himpunan edaran yang asalnya berasingan. Ia meliputi analisis statistik lazim (frekuentis) yang digunakan oleh pelajar Sains Biologi. Set data yang digunakan dalam dokumen ini boleh dimuat turun dari <http://bit.ly/2wlBMvf>.

Dr Mark Goss-Sampson
Centre for Science and Medicine in Sport
University of Greenwich
2018

¹ A Field. (2017) *Discovering Statistics Using IBM SPSS Statistics* (5th Ed.) SAGE Publications.

² D Moore, G McCabe, B Craig. (2011) *Introduction to the Practice of Statistics* (7th Ed.) W H Freeman.



PRAKATA VERSI TERJEMAHANINI

Dalam satu persidangan di Christ Universiti, Bangalore (Oktober 2018), penterjemah pertama (Harris) dimaklumkan tentang JASP oleh seorang peserta persidangan dari Itali. Setelah memuat turun dan mencuba JASP semasa masih di persidangan itu, ‘uji pandu’ yang seketika telah menjadi ‘pemanduan’ yang panjang dan sangat menarik. Satu destinasi yang sangat signifikan sepanjang perjalanan itu ialah penghasilan terjemahan buku panduan ini.

Sebagai pengguna dan pengajar subjek statistik, perisian yang mesra pengguna sangatlah penting. Kami dapat JASP mudah untuk digunakan. Mungkin sebab ada pengalaman dengan perisian statistik lain sebelum ini memudahkan kami menggunakan JASP. Namun, demi mendalaminya untuk analisis statistik yang lebih rumit, kami menggagahkan diri untuk melakukan terjemahan ini. Dan kami rasa ia berbaloi apabila ada ilmu baru yang diperoleh. Kedua-dua kami mempunyai latar belakang psikologi: jadi, buku yang berorientasikan sains biologi ini mempunyai ‘rasa’ yang berbeza bagi kami. Setelah melalui proses penterjemahan ini, kami lebih yakin untuk memulakan projek yang seterusnya iaitu buku panduan JASP yang berorientasikan kajian psikologi. Mudah-mudahan usaha kami ini memberi nilai tambah kepada perisian JASP.

Dorongan tambahan bagi pelaksanaan projek ini ialah para pelajar kursus statistik. Sebagai pengajar, kami cuba menggunakan kaedah yang inovatif dan terkini untuk membantu pelajar. JASP dilihat sebagai satu perisian yang mampu memberi pilihan yang sangat menarik kepada pelajar. Sebagai satu perisian percuma, JASP menawarkan nilai yang sangat tinggi. Mudah-mudahan buku ini menyumbang kepada pertambahan nilai JASP.

Kami terutang budi kepada Mark Goss-Sampson yang telah memberi lampu hijau untuk memulakan terjemahan. Beliau juga telah berkongsi fail MS Word yang ditulisnya untuk memudahkan kami menghasilkan terjemahan. Rekod penghargaan kami tidak akan lengkap tanpa ucapan terima kasih kepada rakan-rakan yang membantu dalam memeriksa hasil kerja kami. Justeru, kami ingin mengucapkan berbanyak terima kasih kepada Muhammad Zulhemie Roslan (guru dan bakal sarjana), Mohd Wafiy Akmal Ahmad Khadri (pensyarah universiti), Syed Ahmad Muhamir Alhaddad Syed Esa (bakal sarjana), Muhammad Ashraff Ahmad (calon ijazah doktor falsafah), Azlina Abdul Jalal (calon ijazah doktor falsafah), dan Mohamad Shukor Talib (pensyarah kanan universiti).

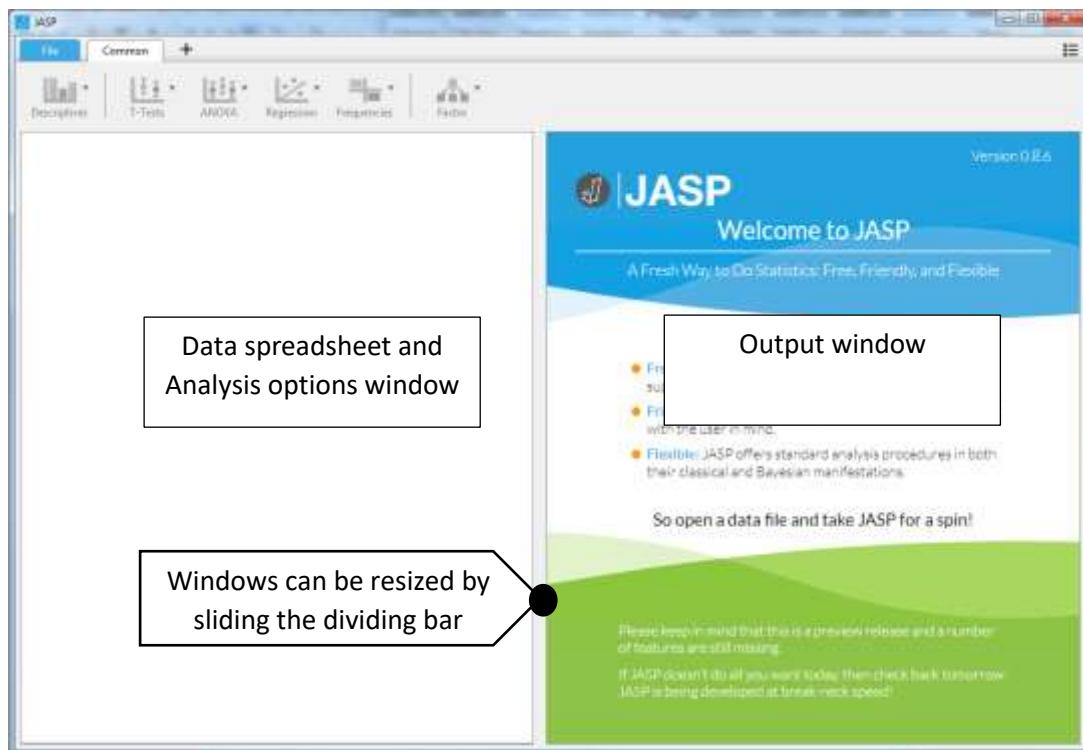
Kami berbesar hati dapat menyiapkan terjemahan buku panduan ini. Semoga para pembaca dapat menikmati perjalanan menarik dengan bertemankan buku ini. Kami akui ada banyak kekurangan yang perlu diperbaiki. Sebarang cadangan untuk memperelok buku ini kami hargai.

Harris Shah Abd Hamid, PhD
Muhamad Karimi Sulaiman, MHSc



MENGGUNAKAN ANTARA MUKA

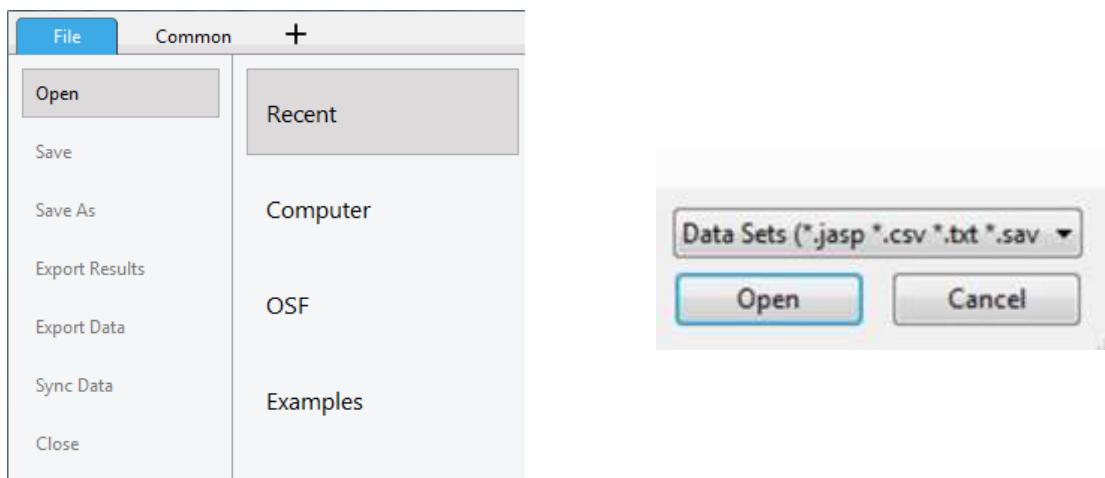
Buka JASP.



JASP memiliki formatnya yang tersendiri iaitu **.jasp** tapi boleh membuka beberapa jenis format set data seperti:

- **.csv** (*comma separated values*) biasanya diguna dalam Excel
- **.txt** (teks hambar) juga boleh disimpan dalam Excel
- **.sav** (fail data IBM SPSS)
- **.ods** (*Open Document spreadsheet*)

Klik pada tab File atau " So open a data file and take JASP for a spin" di skrin selamat datang membolehkan anda membuka fail baru, menyemak imbas fail-fail anda, dan mencapai Open Science Framework (OSF) atau pelbagai contoh yang dipakej dengan JASP.





Semua fail mesti mempunyai label kepala (*header*) di baris pertama. Setelah dimuatkan, set data muncul di tetingkap kiri:

Game	Country code	Number of England Injuries
1	France	7
2	Tonga	4
3	New Zealand	2
4	France	5
5	Tonga	1
6	Wales	2
7	Wales	5
8	New Zealand	4
9	Wales	4
10	Tonga	3
11	Wales	5
12	Wales	3
13	France	6

Untuk set data yang besar, terdapat ikon tangan yang membolehkan penggelungsuran mudah antara data.

Apabila membuat import data, JASP membuat tekaan yang terbaik dalam mengelaskan data kepada jenis-jenis angkubah:



Jika JASP salah mengenalpasti jenis data, klik pada ikon angkubah yang sesuai dalam tajuk lajur untuk mengubahnya kepada format yang betul.

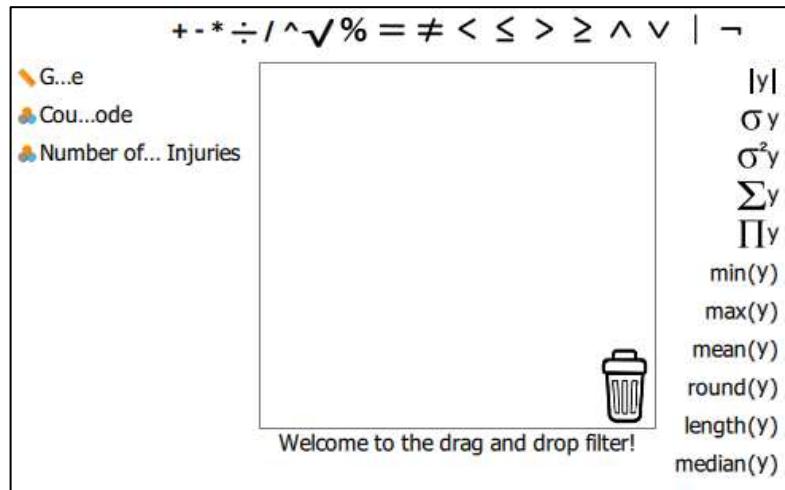
Sekiranya anda telah mengodkan data, anda boleh mengklik pada nama angkubah untuk membuka tetingkap berikut di mana anda boleh melabel setiap kod. Label ini akan menggantikan kod dalam lembaran hamparan (*spreadsheet*). Jika anda menyimpannya sebagai fail **.jasp**, kod-kod ini, serta semua analisis dan nota, akan disimpan secara automatik. Ini membolehkan analisis data dapat dihasilkan semula sepenuhnya.

Filter	Value	Label	Actions
✓	1	Tonga	▲ ▼ ↑↓ ✕
✓	2	New Zealand	
✓	3	France	
✓	4	Wales	

Dalam tetingkap ini, anda juga boleh menapis data dengan mudah. Sebagai contoh, jika anda menahtanda label Wales, ia tidak akan digunakan dalam analisis-analisis seterusnya.



Klik ikon ini dalam tetingkap hampanan membuka satu set pilihan-pilihan penapisan data yang lebih komprehensif:



Penggunaan pilihan ini tidak akan diliputi dalam dokumen ini. Untuk maklumat terperinci mengenai penggunaan penapis-penapis yang lebih rumit, sila rujuk pautan berikut: <https://jasp-stats.org/2018/06/27/how-to-filter-your-data-in-jasp/>

Mengikut tetapan asal, JASP membuat plot data dalam urutan Nilai (iaitu 1-4). Urutan boleh ditukar dengan memilih label yang berkenaan dan memindahkannya ke atas atau ke bawah dengan menggunakan anak panah yang sesuai:

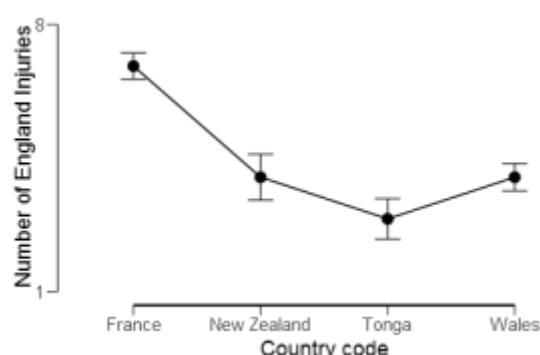
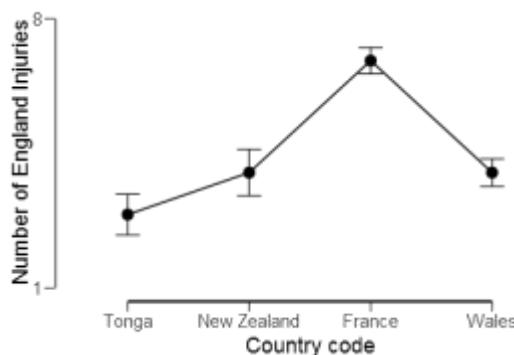
Filter	Value	Label	Actions
✓	1	Tonga	
✓	2	New Zealand	
✓	3	France	
✓	4	Wales	

Naik ke atas

Turun ke bawah

Terbalikkan urutan

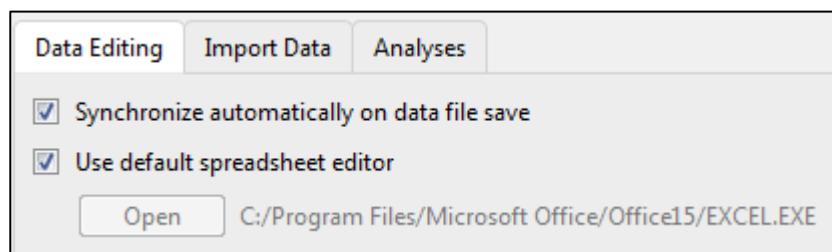
Tutup



Filter	Value	Label
<input checked="" type="checkbox"/>	1	Tonga
<input checked="" type="checkbox"/>	2	New Zealand
<input checked="" type="checkbox"/>	3	France
<input checked="" type="checkbox"/>	4	Wales

Filter	Value	Label
<input checked="" type="checkbox"/>	3	France
<input checked="" type="checkbox"/>	2	New Zealand
<input checked="" type="checkbox"/>	1	Tonga
<input checked="" type="checkbox"/>	4	Wales

Jika anda perlu menyunting data dalam lembar hamparan, hanya klik dua kali pada sel dan data akan terbuka dalam hamparan asal iaitu Excel. Anda boleh menukar editor lembar hamparan yang anda gunakan dengan mengklik pada ikon di sudut kanan atas tetingkap JASP dan pilih Preferences.



Dalam tetingkap ini anda boleh mengubah pilihan lembaran ke SPPS, ODS dll. Kita akan melihat semula pilihan-pilihan ini kemudian.

Setelah menyunting data dan menyimpan lembar hamparan yang asasl, JASP akan mengemaskini secara automatik untuk menunjukkan perubahan-perubahan yang dibuat sekiranya anda tidak menukar nama fail.

MENU ANALISIS JASP



Pilihan-pilihan analisis **lazim** boleh dicapai dari baris peralatan utama. Pada masa ini (v0.9.0.1) JASP menawarkan ujian-ujian frekuensi (statistik piawai) dan Bayesian yang berikut:

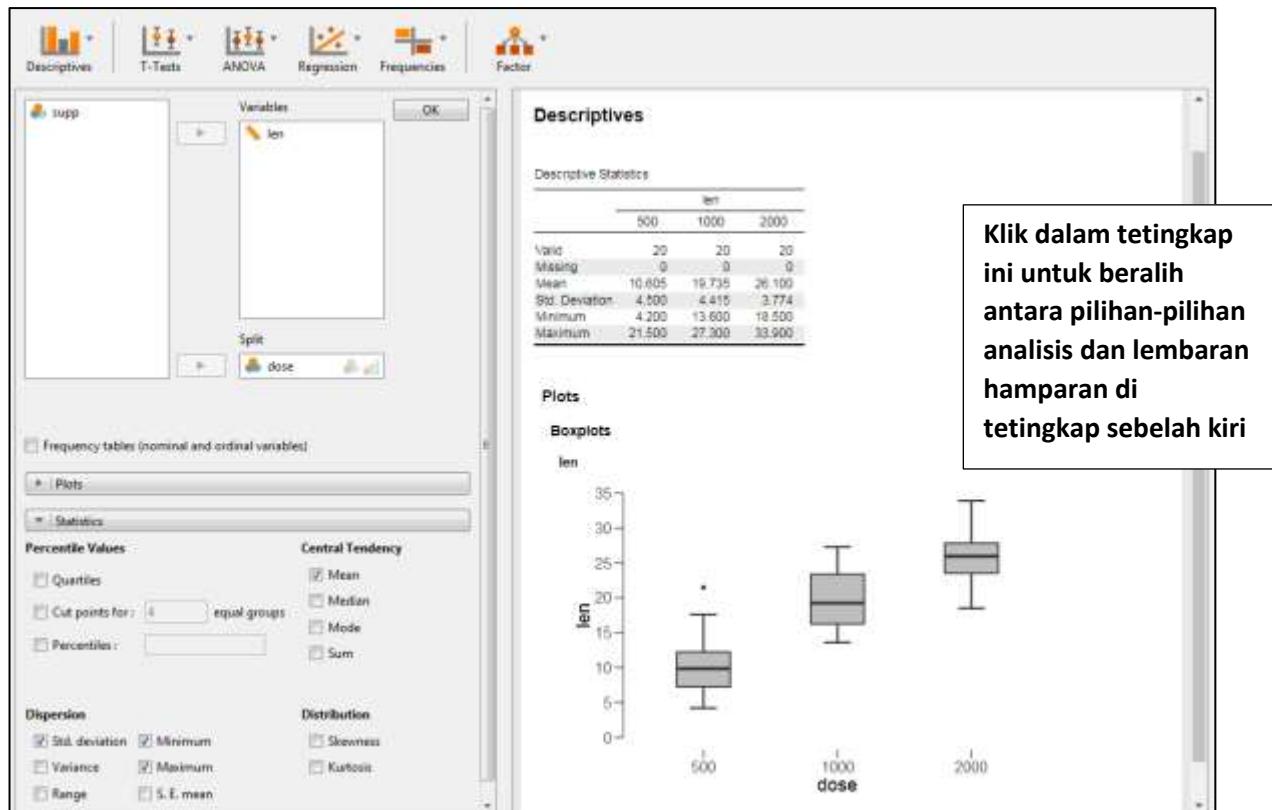


Deskriptif	Regresi
<ul style="list-style-type: none"> • Statistik Deskriptif • Analisis kebolehpercayaan* 	<ul style="list-style-type: none"> • Korelasi • Regresi Linear • Regresi Logistik
Ujian-t	Frequencies
<ul style="list-style-type: none"> • Berasingan • Berpasangan • Satu sampel 	<ul style="list-style-type: none"> • Binomial test • Multinomial test • Contingency tables • Log-linear regression*

* Tidak dimasukkan dalam dokumen ini

Dengan klik ikon + di menu atas, anda boleh juga mencapai pilihan tambahan seperti; analisis Jaringan (*Network analysis*), Analisis-Meta, Model Persamaan Struktur (*Structural Equation Modelling*) and statistik Ringkasan Bayesian (Bayesian Summary stats).

Setelah membuat pilihan analisis yang dikehendaki, semua pilihan statistik yang ada akan muncul di tetingkap kiri dan output akan muncul di tetingkap kanan.



Jika anda mengapungkan cursor ke atas Results, ikon akan muncul. Klik pada ikon ini untuk mendapatkan pilihan-pilihan berikut:



- **Remove all:** padam semua analisis daripada tetingkap output
- **Remove:** padam analisis yang terpilih
- **Collapse:** output
- **Add notes:** catat nota pada setiap output
- **Copy:** buat salinan
- **Copy special (LaTeX code):** buat salinan istimewa (kod LaTeX)
- **Save image as:** simpan imej sebagai

Pilihan ‘add notes’ membolehkan catatan dibuat secara mudah kepada output analisis dan kemudiannya dieksport sebagai fail HTML melalui menu File > Export Results.

ANOVA - Number of England Injuries					
Cases	Sum of Squares	df	Mean Square	F	p
Country code	97.09	3	32.364	13.23	< .001
Residual	97.82	40	2.445		

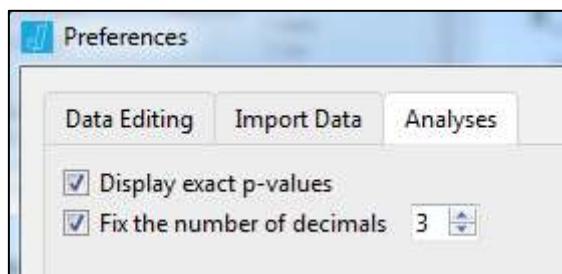
Note. Type III Sum of Squares

One way ANOVA of injuries received by England rugby players against Tonga, New Zealand, France and Wales

Seperti yang dinyatakan sebelum ini, semua jadual dan rajah mengikut gaya APA dan boleh disalin terus ke dalam dokumen lain.

Anda boleh mengubah saiz semua jadual dan graf dengan menggunakan **ctrl+** (besarkan) **ctrl-** (kecilkan) **ctrl=** (kembali ke saiz asal). Graf-graf juga boleh diselaraskan dengan menyeret sudut kanan bawah graf.

Tip terakhir: untuk meringkaskan rupa jadual, and boleh ke pilihan di sudut kanan atas tetingkap dan ubah digit perpuluhan yang ditunjukkan serta memaparkan nilai p yang tepat cth. dari $p<.001$ ke $p<.00084$.



Ada banyak sumber lain mengenai penggunaan JASP di laman web <https://jasp-stats.org/>



STATISTIK DESKRIPTIF

Pembentangan kesemua data mentah menimbulkan kesukaran bagi seseorang pembaca untuk menggambarkan data atau membuat sebarang kesimpulan. Statistik deskriptif dan plot-plot yang berkaitan adalah kaedah ringkas untuk menggambarkan dan meringkaskan data tetapi tidak menguji sebarang hipotesis. Terdapat pelbagai jenis statistik yang digunakan untuk menghuraikan data:

- Ukuran-ukuran pemasatan
- Ukuran-ukuran sebaran
- Nilai-nilai persentil
- Ukuran-ukuran taburan
- Plot-plot deskriptif

Untuk meneroka ukuran-ukuran ini, buka **Descriptive data.csv** (atau mana-mana fail data) di dalam JASP. Kemudian, pilih daripada menu Descriptives > Descriptive statistics dan pindahkan Angkubah dari kotak senarai asal ke kotak Variables di sebelah kanannya.

UKURAN PEMUSATAN

Ukuran ini boleh ditakrifkan sebagai kecenderungan nilai-nilai angkubah ntuk berkumpul di sekeling nilai tengah. Tiga cara untuk menghuraikan nilai tengah ini ialah min, median dan mod. Sekiranya kita merujuk kepada seluruh populasi kita gunakan istilah purata / median / mod populasi. Sekiranya sampel / sub-populasi sedang dianalisis, kita gunakan istilah min / median / mod sampel. Ukuran-ukuran pemasatan bergerak ke arah nilai malar apabila saiz sampel mencukupi untuk mewakili populasi.

Dalam pilihan Statistics, pastikan bahawa semuanya dinyahtanda selain daripada min, median dan mod.

Central Tendency	
<input checked="" type="checkbox"/>	Mean
<input checked="" type="checkbox"/>	Median
<input checked="" type="checkbox"/>	Mode
<input type="checkbox"/>	Sum

Descriptive Statistics	
	Variable
Valid	810
Missing	0
Mean	17.71
Median	17.90
Mode	20.00

Min, M atau \bar{x} (17.71) bersamaan dengan jumlah semua nilai yang dibahagi dengan bilangan nilai di dalam set data yakni nilai purata. Ia digunakan untuk menghuraikan data selanjut (*continuous*). Ia adalah satu model statistik mudah tentang pusat taburan data dan merupakan anggaran teoretikal untuk ‘nilai tipikal’. Walaubagaimanapun, ia boleh dipengaruhi oleh skor yang ‘ekstrim’.

Median, Mdn (17.9) ialah nilai di tengah-tengah set data yang telah disusun dari nilai terkecil ke terbesar. Ukuran ini selalunya digunakan untuk data ordinal atau data selanjut bukan parametrik. Ia kurang sensitif terhadap data yang melampau (*unsur luarans*) dan taburan yang herot.

Mode (20.0) ialah nilai yang paling kerap dalam set data dan biasanya ialah bar yang paling tinggi dalam sesuatu histogram.



SEBARAN

Dalam pilihan-pilihan Statistics pastikan semunya dinyahpilih kecuali *standard deviation*, *variance* dan *standard error of the mean*.

Descriptive Statistics	
	Variable
Valid	810
Missing	0
Std. Error of Mean	0.24
Std. Deviation	6.94
Variance	48.10

Sisihan Piawai, S atau SP (6.94) digunakan sebagai angka yang menunjukkan jumlah serakan nilai data di sekeliling min. Sisihan piawai yang rendah bermakna nilai-nilai tidak berserak jauh daripada min, manakala sisihan piawai yang tinggi bermakna nilai-nilai berserak lebih jauh.

Varians ($S^2 = 48.1$) ialah satu lagi anggaran tentang berapa jauh data berserak daripada min. Varian ialah kuasa dua nilai sisihan piawai.

Ralat piawai bagi min, RP (Standard Error of the mean, SE) (0.24) ialah ukuran jarak antara min bagi data sesuatu sampel dengan min yang sebenar bagi populasi yang diwakilinya. Semakin besar saiz sampel, RP akan semakin mengecil berbanding S dan nilai sebenar min populasi akan diketahui dengan lebih jitu.

Julat Keyakinan, JK (Confidence intervals, CI), walaupun ia tidak ditunjukkan dalam output statistik deskriptif, ia digunakan dalam banyak ujian statistik. Apabila sampel diambil daripada populasi untuk mendapatkan nilai anggaran min, Julat Keyakinan adalah julat nilai-nilai yang di dalamnya anda yakin n% bahawa nilai min yang sebenar akan diperolehi. Oleh itu, Julat Keyakinan 95% bermakna anda ada 95% keyakinan bahawa nilai sebenar populasi termasuk dalam julat nilai-nilai berkenaan. Ini perlu dibezakan daripada tafsiran bahawa julat ini mengandungi 95% daripada **kesemua** nilai.

Sebagai contoh, dalam satu taburan normal, 95% daripada data dijangkakan berada dalam ± 1.96 SP min dan 99% pula di dalam ± 2.576 SP.

$$95\% \text{ JK} = M \pm 1.96 * \text{ralat piawai min.}$$

Daripada data yang ada, $M = 17.71$, $RP = 0.24$; jadi, $17.71 \pm (1.96 * 0.24)$ atau 17.71 ± 0.47 .

Oleh itu, JK 95% untuk set data ini ialah 17.24 - 18.18 dan ini bermakna min sebenar berkemungkinan berada dalam julat ini 95% daripada sekian banyak sampel yang setara.



KUARTIL

Dalam pilihan-pilihan Statistics pastikan semuanya dinyahpilih Quartiles.

<p>Percentile Values</p> <p><input checked="" type="checkbox"/> Quartiles</p> <p><input type="checkbox"/> Cut points for : <input type="text" value="4"/> equal groups</p> <p><input type="checkbox"/> Percentiles : <input type="text"/></p>	<p>Descriptive Statistics</p> <table border="1"><thead><tr><th style="text-align: center;">Variable</th></tr></thead><tbody><tr><td>Valid 810</td></tr><tr><td>Missing 0</td></tr><tr><td>25th percentile 13.05</td></tr><tr><td>50th percentile 17.90</td></tr><tr><td>75th percentile 22.30</td></tr></tbody></table>	Variable	Valid 810	Missing 0	25th percentile 13.05	50th percentile 17.90	75th percentile 22.30
Variable							
Valid 810							
Missing 0							
25th percentile 13.05							
50th percentile 17.90							
75th percentile 22.30							

Kuartil merujuk keadaan di mana set data diasingkan kepada seperempat yang sama banyak. Biasanya, ia berasaskan susunan pemeringkatan nilai median. Sebagai contoh, lihat set data ini.

1	1	2	2	3	3	4	4	4	4	5	5	5	6	7	8	8	9	10	10	10
				25%						50%					75%					

Nilai median yang memisahkan data kepada 50% = persentil ke-50 = 5

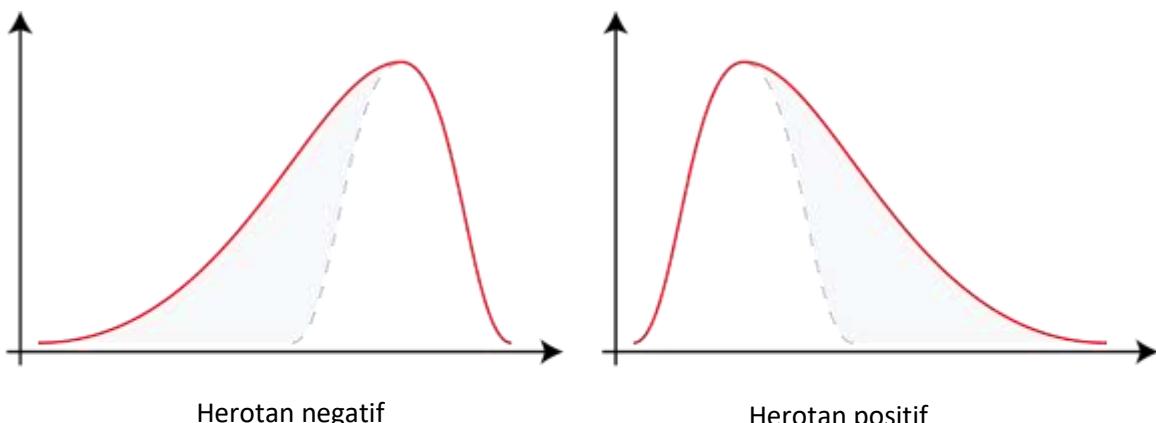
Nilai median di sebelah kiri = persentil ke-25 = 3

Nilai median di sebelah kanan = persentil ke-75 = 8

Daripada nilai-nilai ini, Julat Antarakuartil (JAK) (*Interquartile range, IQR*) boleh dikira. JAK ialah perbezaan antara persentil ke-75 dan ke-25 iaitu $8 - 3 = 5$. Nilai-nilai ini digunakan untuk membina plot kotak yang bersifat deskriptif yang akan ditunjukkan kemudian.

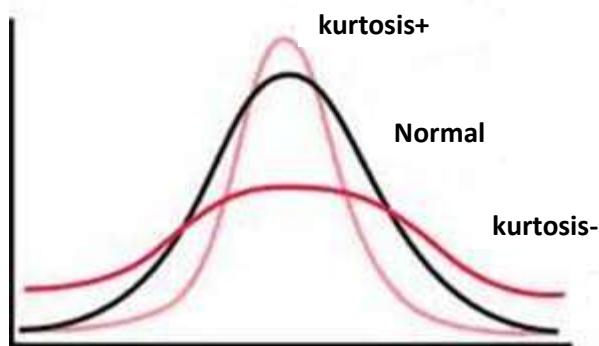
TABURAN

Herotan menghuraikan anjakan taburan daripada taburan normal. Herotan negatif menunjukkan pergerakan mod ke kanan yang menghasilkan ekor kiri yang lebih menonjol. Herotan positif menunjukkan mod bergerak ke kiri yang menghasilkan ekor kanan yang lebih menonjol.





Kurtosis menghuraikan berapa berat atau ringan ekor-ekor taburan. Kurtosis positif menghasilkan taburan dengan puncak yang lebih tajam dan ekor-ekor yang lebih berat (seolah-olah ditarik oleh graviti paksi X). Kurtosis negatif mempamerkan taburan yang lebih seragam atau merata dengan ekor-ekor yang lebih ringan (dan pendek).



Dalam pilihan-pilihan Statistics pastikan semuanya dinyahpilih kecuali Skewness dan Kurtosis.

Descriptive Statistics	
	Variable
Valid	810
Missing	0
Skewness	-0.004
Std. Error of Skewness	0.086
Kurtosis	-0.410
Std. Error of Kurtosis	0.172

Kita boleh menggunakan output Deskriptif untuk mengira herotan dan kurtosis. Untuk data yang bertabur secara normal, kedua-dua nilai akan berada dekat dengan kosong (rujuk – Meneroka integriti Data dalam JASP untuk maklumat lanjut).

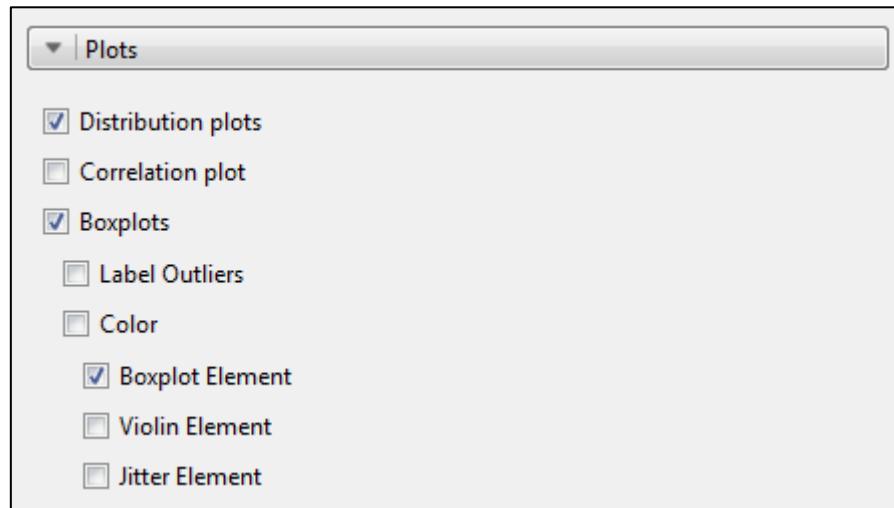
PLOT-PLOT DESKRIPТИF DALAM JASP

Pada masa ini, JASP menghasilkan tiga jenis utama plot deskriptif:

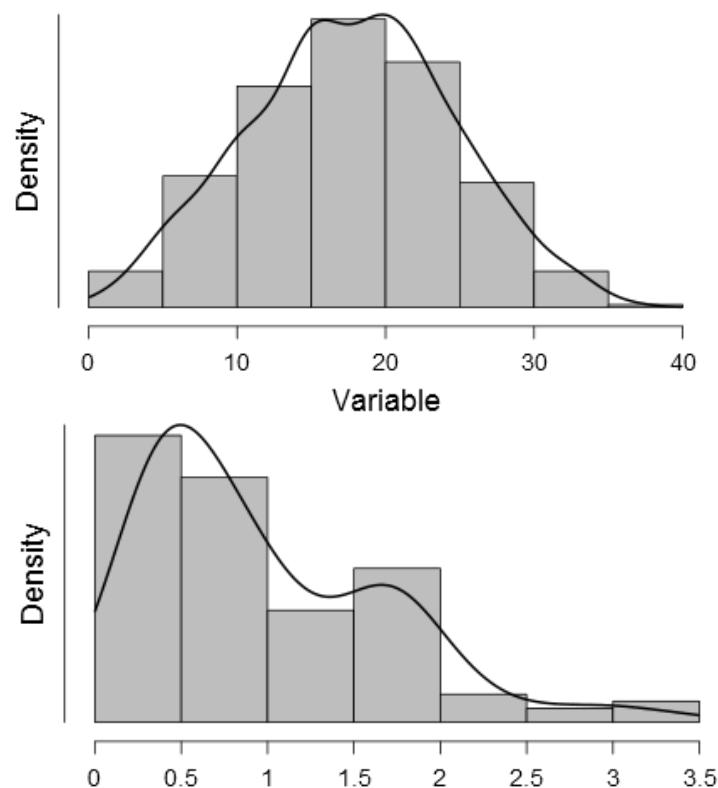
- Plot-plot taburan
- Plot korelasi
- Plotkotak – ada 3 pilihan
 - Boxplot Element
 - Violin Element
 - Jitter Element



Sekali lagi, menggunakan **Descriptive data.csv** (atau data yang diguna sebelum ini), dengan data angkubah dalam kotak Variables, pergi ke pilihan-pilihan statistik, kemudian ke Plot, dan tandakan Distribution plots, Boxplots – Boxplot Element.



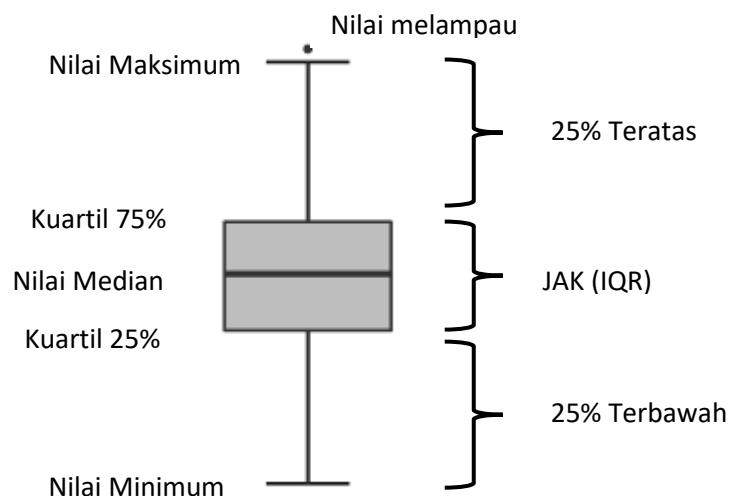
Plot taburan dihasilkan dengan mengasingkan data ke dalam bin kekerapan, dan ia kemudiannya dilampirkan dengan keluk taburan. Seperti yang disebut sebelum ini, bar yang paling tinggi ialah mod (nilai yang paling kerap di dalam set data). Dalam kes ini, keluk kelihatan agak simetrikal dan mencadangkan bahawa data bertabur secara agak normal. Plot taburan yang kedua ialah daripada set data berlainan yang menunjukkan data bertabur dengan herotan positif.



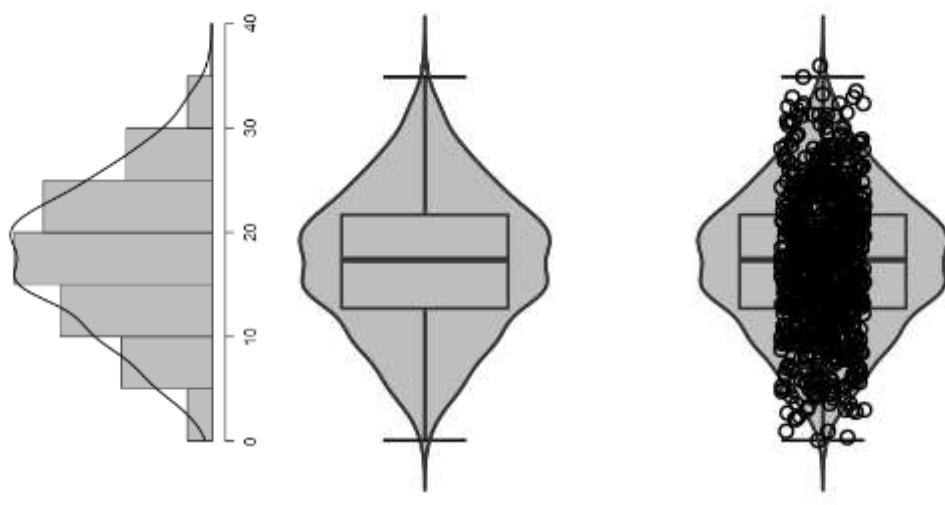


Plotkotak memberi gambar untuk beberapa statistik yang telah dihurai di atas di dalam satu plot:

- Nilai Median
- Kuartil ke-25% dan ke-75%
- Julat Antarakuartil i.e. nilai kuartil 75% - 25%
- Nilai maksimum dan minimum diplotkan dengan mengecualikan nilai-nilai melampau
- Nilai-nilai melampau ditunjukkan jika diminta



Pergi semula ke pilihan-pilihan Statistics, dan pilih Boxplot serta Violin Element di dalam Descriptive plots dan lihat perubahan-perubahan yang berlaku. Kemudian, pilih Boxplot, Violin dan Jitter Elements. Plot Violin mengambil keluk taburan yang dilicinkan daripada plot Distribution, memutarnya 90° dan dilapiskan di atas plotkotak. Plot jitter pula menambah kesemua titik-titik data.



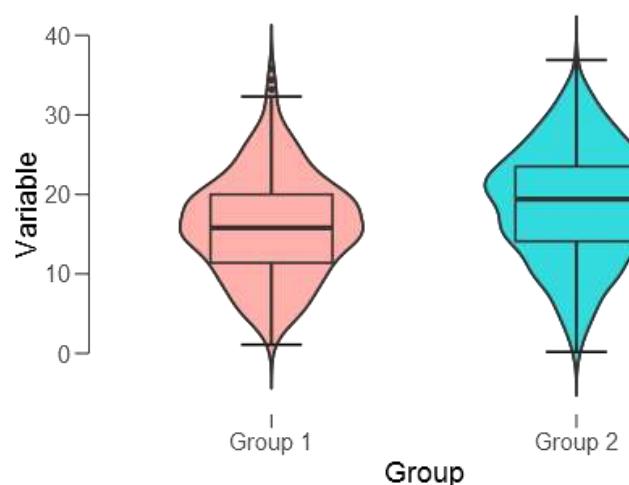
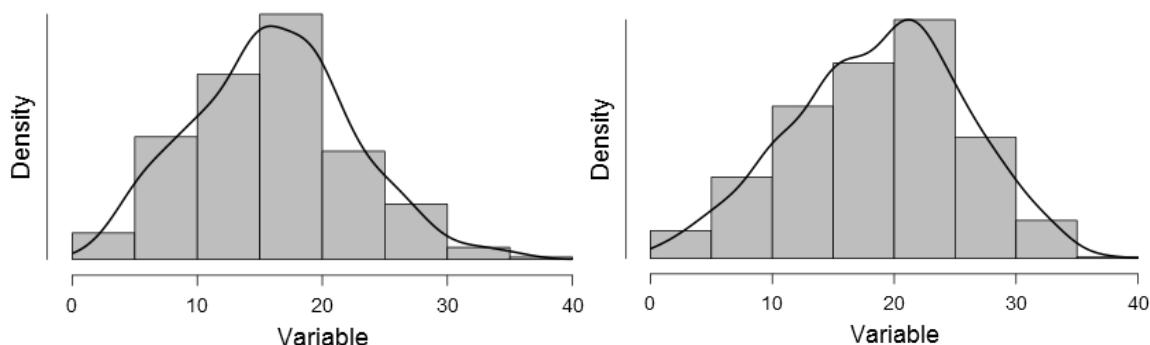
Plotkotak + Plot Violin Plotkotak + Plot Violin + Plot Jitter



MEMECAHKAN FAIL DATA

Jika ada angkubah berkelompok (kategorikal atau ordinal), statistik deskriptif dan plot-plot boleh dihasilkan bagi setiap kumpulan. Gunakan **Descriptive data.csv** dengan data angkubah dalam kotak Variables. Kemudian, tambah Group ke kotak Split. Anda akan mendapat output seperti berikut:

Descriptive Statistics ▾		
	Variable	
	Group 1	Group 2
Valid	315	495
Missing	0	0
Mean	16.021	18.787
Median	15.800	19.400
Mode	20.000	20.200
Std. Deviation	6.424	7.040
Variance	41.269	49.556
Skewness	0.200	-0.176
Std. Error of Skewness	0.137	0.110
Kurtosis	-0.101	-0.397
Std. Error of Kurtosis	0.274	0.219
Minimum	1.100	0.200
Maximum	35.800	36.900





MENEROKA INTEGRITI DATA

Data daripada sampel digunakan untuk menganggar parameter populasi di mana parameter adalah ciri yang dapat diukur dari populasi seperti min, sisihan piaui, ralat piaui atau sela keyakinan.

Apakah perbezaan antara statistik dan parameter? Katakan anda meninjau secara rawak pelajar-pelajar terpilih mengenai kualiti kafetaria di kampus dan anda mendapati bahawa 75% daripada mereka berpuas hati. Itu (75%) ialah **statistik** sampel kerana hanya satu sampel dari populasi yang ditanya. Anda membuat anggaran apa yang populasi keseluruhan mungkin lakukan berdasarkan sampel. Jika anda bertanya kepada **semua** pelajar di universiti dan 90% daripada mereka berpuas hati, maka anda mempunyai **parameter** kerana anda bertanya keseluruhan pelajar universiti.

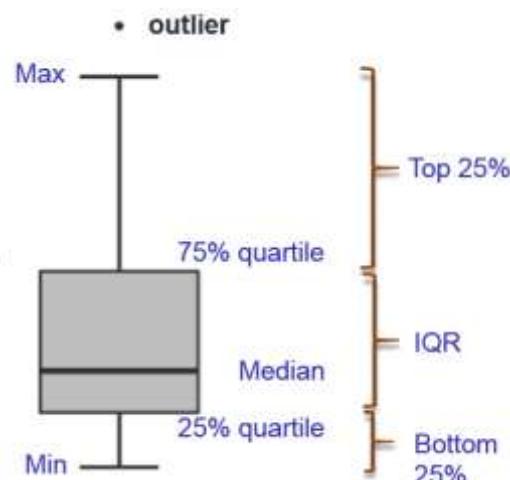
Bias boleh didefinisikan sebagai kecenderungan pengukuran kepada anggaran yang terlebih atau terkurang berbanding nilai parameter populasi. Terdapat banyak jenis bias yang boleh muncul dalam reka bentuk penyelidikan dan pengumpulan data termasuk:

- Bias pemilihan peserta kajian – sebahagian individu lebih berkemungkinan dipilih berbanding yang lain
- Bias pengecualian peserta kajian – individu tertentu tidak terpilih kerana ada pengecualian secara sistematis
- Bias analitikal - berkait dengan cara menilai hasil kajian

Hakikatnya, bias statistikal boleh mempengaruhi a) anggaran parameter, b) ralat piaui dan sela keyakinan atau c) statistik ujian dan nilai k. Jadi, bagaimana kita hendak memeriksa kewujudan bias?

ADAKAH DATA ANDA BETUL?

Unsur luaran merupakan titik-titik data yang berada di luar titik-titik data yang lain secara luar biasa. Unsur-unsur luaran mungkin berpuncanya daripada pelbagai perkara seperti kesilapan dalam memasukkan data atau kesilapan-kesilapan analitikal pada waktu pengumpulan data. Plotkotak adalah cara yang mudah untuk menggambarkan titik-titik data di mana unsur luaran berada di atas $(75\% + 1.5 * \text{JAK})$ atau di bawah $(25\% - 1.5 * \text{JAK})$ kuartil.

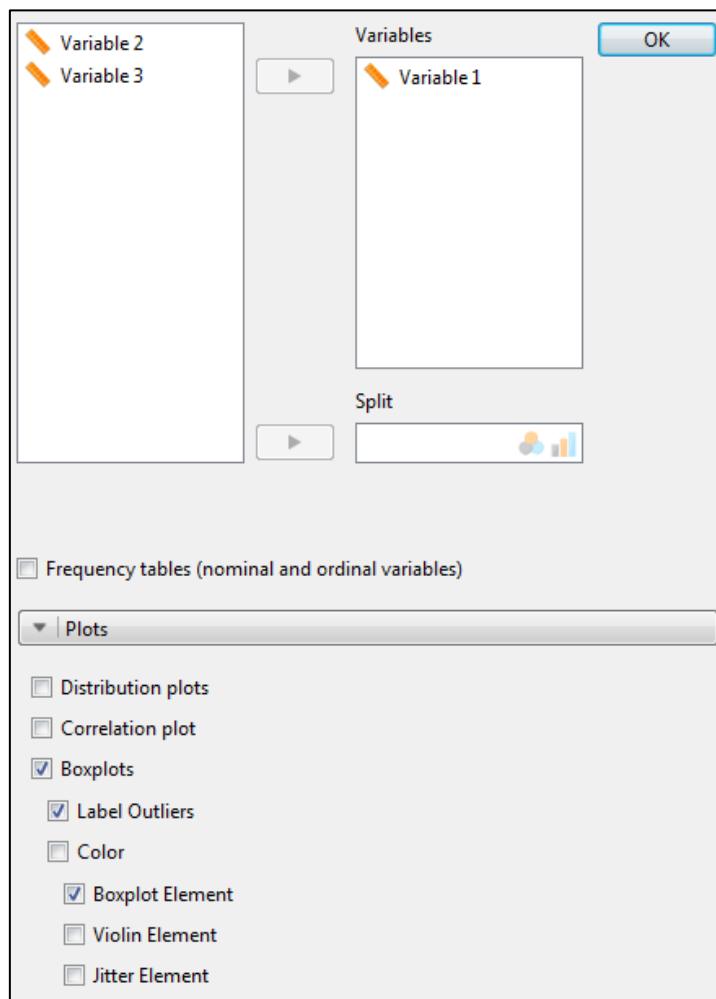


Plotkotak menunjukkan:

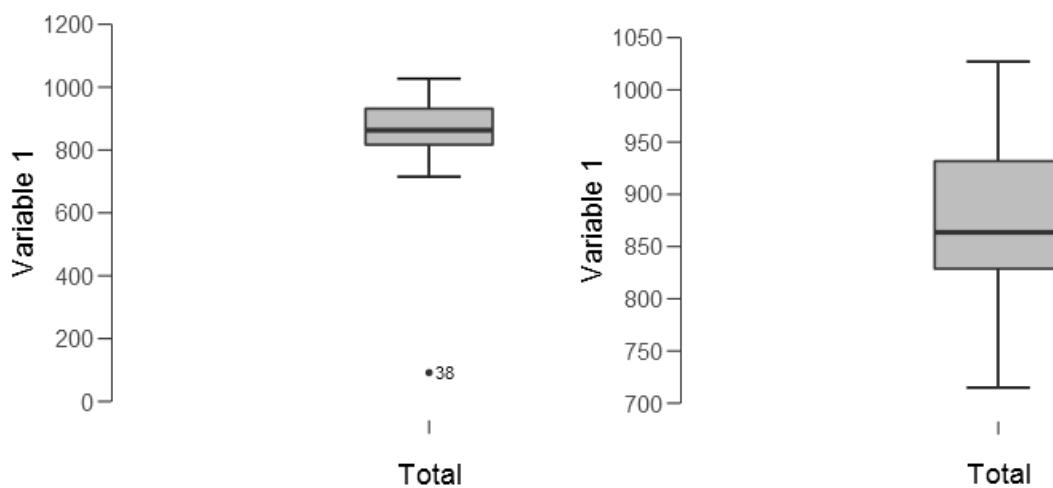
- Nilai Median
- Kuartil ke-25% dan ke-75%
- Julat Antara Kuartil iaitu nilai kuartil 75% - 25%
- Nilai maksimum dan minimum diplotkan dengan mengecualikan unsur-unsur luaran
- Unsur-unsur luaran akan ditunjukkan jika diminta



Buka **Exploring Data.csv** di dalam JASP. Di bawah Descriptives > Descriptive Statistics, tambah ‘Variable 1’ ke kotak ‘Variables’. Di bawah ‘Plots’ tandakan ‘Boxplots’, ‘Label Outliers’, dan ‘BoxPlot Element’.



Plotkotak yang terhasil kelihatan terlalu padat dan unsur luaran yang ketara dilabelkan sebagai berada di baris 38 dalam set data. Ini boleh dijejak semula kepada kesilapan memasukkan data di mana angka 91.7 ditaip sedangkan nilai sebenar ialah 917. Graf di sebelah kanan menunjukkan Plotkotak untuk data yang telah ‘dibersihkan’.





Cara menangani unsur luaran bergantung kepada puncanya. Kebanyakan ujian parametrik amat dipengaruhi nilai-unsur luaran manakala ujian-ujian bukan-parametrik secara umumnya tidak dipengaruhi.

Betulkan? – Semak data asal untuk memastikan ia tidak berpunca daripada kesilapan memasukkan data. Jika itulah puncanya, buatkan pembetulan dan lakukan semula analisis.

Kekalkan? – Walaupun untuk taburan normal, unsur luaran mungkin wujud bagi sampel bersaiz besar dan tidak perlu dibuang secara automatik jika ia wujud.

Padamkan? – Amalan ini bersifat kontroversial bagi set data bersaiz kecil di mana taburan normal tidak boleh diandaikan. Unsur-unsur luaran yang berpunca daripada ralat pembacaan alat pengukuran mungkin boleh dikecualikan, tetapi perlu disahkan dahulu.

Gantikan? – Kaedah ini dikenali juga sebagai *winsorizing*. Teknik ini menggantikan unsur-unsur luaran dengan nilai maksimum dan/atau nilai minimum yang berkenaan selepas unsur-unsur luaran dikecualikan.

Apapun kaedah yang digunakan, ia mesti dijustifikasi dalam metodologi statistikal dan analisis yang seterusnya.

KITA MEMBUAT BANYAK ANDAIAN TENTANG DATA

Apabila menggunakan ujian-ujian parametrik, kita membuat beberapa siri andaian tentang data kita dan bias akan wujud jika andaian-andaian ini disanggah. Secara lebih khusus:

- Normaliti
- Homogeniti varians atau homoskedastisiti

Banyak ujian statistikal yang sebenarnya merupakan ujian-ujian omnibus yang akan membuat semakan tentang andaian-andaian berkenaan.

MENGUJI ANDAIAN NORMALITI

Normaliti tidak semestinya bermakna data berterburu secara normal tetapi ia merujuk kepada boleh atau tidak set data dimodelkan oleh taburan normal. Normaliti boleh diteroka dengan pelbagai cara:

- Numerikal
- Secara visual atau grafik
- Statistikal

Secara numerikal, kita boleh menggunakan output ‘Descriptives’ untuk mengira herotan dan kurtosis. Untuk data yang bertabur secara normal, kedua-dua nilai sepatutnya hampir dengan kosong. Untuk menentukan tahap signifikan herotan dan kurtosis, kita kira skor-z dengan membagikan kedua-duanya dengan ralat piawai masing-masing:

$$\text{Herotan } z = \frac{\text{herotan}}{\text{ralat piawai herotan}} \quad \text{Kurtosis } z = \frac{\text{kurtosis}}{\text{ralat piawai kurtosis}}$$

Tahap signifikan skor z: $k < 0.05$ jika $z > 1.96$ $k < 0.01$ jika $z > 2.58$ $k < 0.001$ jika $z > 3.29$



Menggunakan **Exploring data.csv**, pergi ke Descriptives>Descriptive Statistics dan pindahkan ‘Variable 3’ ke kotak ‘Variables’, dan dalam menu ‘Statistics’ pilih ‘Mean’, ‘Std deviation’, ‘Skewness’ dan ‘Kurtosis’ seperti yang ditunjukkan di bawah bersama jadual output.

Statistics

Percentile Values

Quartiles

Cut points for : equal groups

Percentiles :

Dispersion

Std. deviation Minimum

Variance Maximum

Range S. E. mean

Central Tendency

Mean Median

Mode Sum

Distribution

Skewness Kurtosis

Variable 3	
Valid	50
Missing	0
Mean	0.893
Std. Deviation	0.673
Skewness	0.839
Std. Error of Skewness	0.337
Kurtosis	-0.407
Std. Error of Kurtosis	0.662

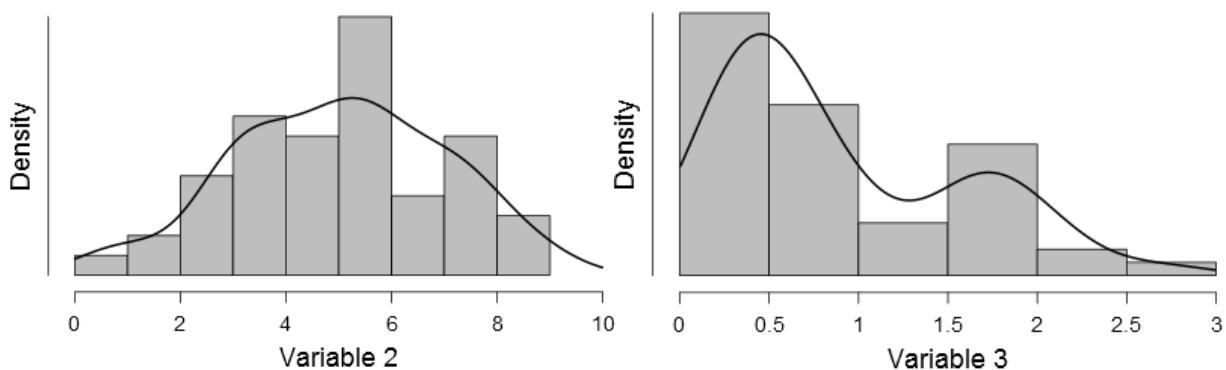
Boleh diperhatikan bahawa herotan dan kurtosis tidak dekat dengan 0. Herotan positif mencadangkan bahawa data lebih bertabur ke kiri (lihat graf) manakala kurtosis negatif mencadangkan taburan yang leper. Apabila skor-z masing-masing dikira, kita boleh melihat bahawa data mengalami herotan dengan signifikan, $k < 0.05$.

$$\text{Herotan } Z = \frac{0.839}{0.337} = 2.49$$

$$\text{Kurtosis } Z = \frac{-0.407}{0.662} = 0.614$$

[Sebagai peringatan, herotan dan kurtosis mungkin kelihatan signifikan bagi set data yang besar walaupun taburan bersifat normal.]

Sekarang tambah ‘Variable 2’ ke kotak ‘Variables’ dan dalam ‘Plots’, pilih ‘Distribution plot’. Langkah ini akan menghasilkan dua graf berikut:

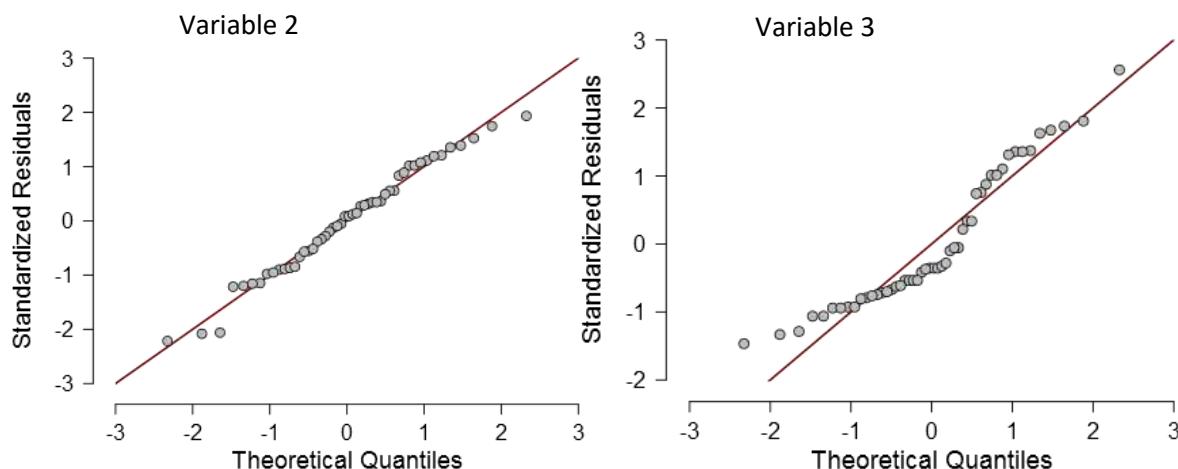


Agak mudah untuk mendapat gambaran bahawa Variable 2 bertabur secara simetrikal. Variable 3 pula herot ke kiri dan ini disahkan oleh skor-z herotan.



Satu lagi semakan normaliti secara grafik ialah plot Q-Q. Plot ini dihasilkan sebagai sebahagian Assumption Checks yang digunakan dalam **regresi linear** dan **ANOVA**. Plot Q-Q menunjukkan kuantil data sebenar berbanding kuantil jangkaan bagi taburan normal.

Jika data bertabur secara normal, semua titik akan berada dekat garis rujukan diagonal. Jika titik-titik ‘mengendur’ di atas atau di bawah garis, mungkin ada masalah dengan kurtosis. Jika titik-titik berbengkang-bengkok melalui garisan, mungkin ada masalah herotan. Plot Q-Q di bawah adalah untuk Variable 2 dan Variable 3. Bandingkan kedua-duanya dengan plot-plot taburan dan skor z herotan dan kurtosis.



Ujian Shapiro-Wilk ialah kaedah statistikal yang digunakan JASP untuk menyemak andaian normaliti. Ia digunakan untuk **ujian-t tidak bersandar** (taburan bagi dua kumpulan) dan **bersandar** (taburan untuk perbezaan antara kumpulan berpasangan). Ujian ini menghasilkan nilai W; nilai yang kecil menunjukkan sampel anda tidak mempunyai taburan normal (hipotesis nol bahawa populasi anda bertabur secara normal jika nilai-nilai W berada di bawah ambang tertentu bolehlah ditolak). Jadual di bawah ialah contoh jadual output Shapiro-Wilk yang menunjukkan tiada penyimpangan yang signifikan daripada normaliti bagi 2 kumpulan.

Test of Normality (Shapiro-Wilk)

		W	p
Variable 2	Control	0.971	0.691
	Test	0.961	0.408

Note. Significant results suggest a deviation from normality.

Limitasi yang paling penting ialah ujian ini dibiaskan oleh saiz sampel. Semakin besar sampel, semakin besar kemungkinan anda akan mendapat keputusan yang signifikan.

Menguji andaian normaliti – Nota amaran!

Supaya kebanyakan ujian parametrik boleh dipercayai, salah satu daripada andaianya adalah bahawa data adalah bertabur **lebih kurang** secara normal. Taburan normal mempunyai satu puncak di tengah dan bersimetri di paksi min. Walau bagaimanapun, data tidak perlu bertabur secara normal dengan sempurna sebelum ujian-ujian boleh dipercayai.



Jadi, setelah ada perbincangan tentang menjalankan ujian untuk normaliti – adakah ia perlu?

Central Limit Theorem menyatakan bahawa apabila saiz sampel menjadi lebih besar (iaitu > 30 titik data) taburan min-min sampel mendekati taburan normal. Oleh itu, semakin banyak titik data yang anda perolehi, taburan akan kelihatan lebih normal, dan semakin dekat min sampel anda menyamai min penduduk.

Set data yang besar mungkin menghasilkan ujian normaliti yang signifikan (iaitu Shapiro-Wilk atau skor-z herotan dan kurtosis) walaupun graf-graf taburan kelihatan normal. Sebaliknya, set data yang kecil akan mengurangkan kuasa statistikal untuk mengesan penyimpangan daripada normaliti.

Walaubagaimanapun, data yang memang jelas tidak memenuhi andaian normaliti akan menghasilkan keputusan yang buruk untuk beberapa jenis ujian (iaitu yang mengatakan andaian mesti dipenuhi!). Seberapa dekat data anda perlu menghampiri taburan normal? Ini adalah penilaian subjektif yang boleh dibuat dengan memerhatikan data.

APA YANG PERLU SAYA BUAT JIKA DATA MEMANG TIDAK BERTABUR SECARA NORMAL?

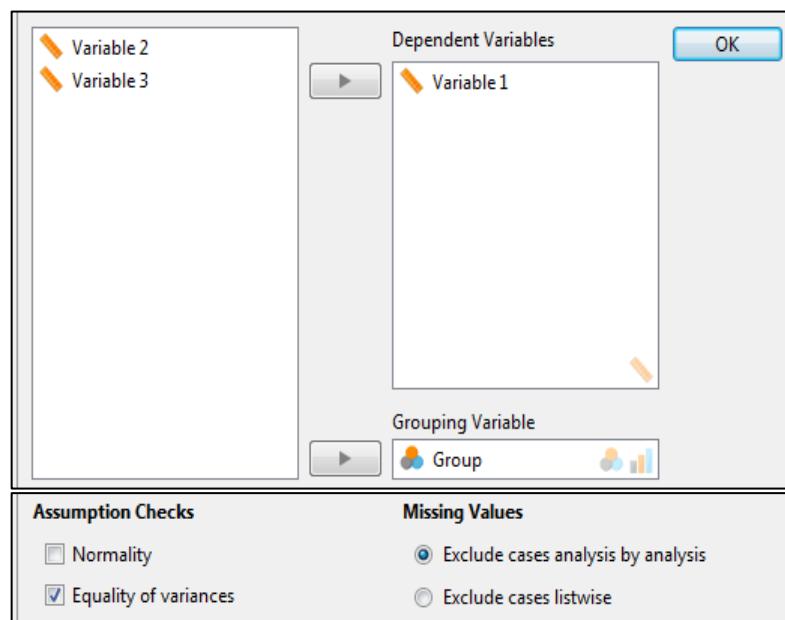
Lakukan transformasi ke atas data dan buatlah semula semakan normaliti ke atas data yang telah melalui transformasi. Kaedah transformasi yang biasa ialah menukar data kepada nilai log atau punca kuasa dua.

Gunakan ujian-ujian bukan-parametrik memandangkan ujian-ujian ini bebas-taburan dan boleh diguna untuk menggantikan ujian parametrik yang berkenaan.

MENGUJI HOMOGENEITI VARIANS

Ujian Levene kerap digunakan untuk menguji hipotesis nol bahawa varians kumpulan-kumpulan berbeza adalah sama. Keputusan daripada ujian (F) dilaporkan sebagai nilai k ; jika tidak signifikan, anda boleh mengatakan hipotesis nol diterima. Jika nilai k signifikan, implikasinya ialah varians tidak sama. Ujian Levene dimasukkan dalam **ujian-t tidak bersandar** dan **ANOVA** dalam JASP sebagai sebahagian daripada Assumption Checks.

Menggunakan **Exploring data.csv**, pergi ke T-Tests>Independent Samples t-test dan masukkan ‘Variable 1’ ke kotak ‘Variables’ dan ‘Group’ ke kotak ‘Grouping variable’ dan tanda ‘Assumption Checks’ dan ‘Equality of variances’.



**Test of Equality of Variances (Levene's)**

	F	df	p
Variable 1	0.218	1	0.643

Dalam contoh ini, varians kedua-dua kumpulan tidak berbeza secara signifikan, $F(1) = 0.218$, $p=.643$.

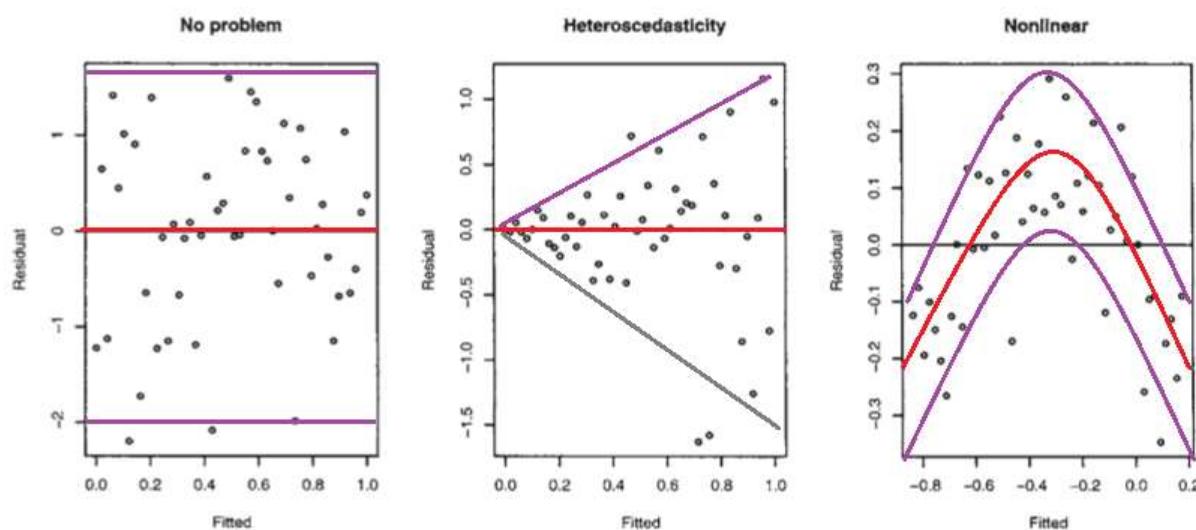
Andaian homokedastisiti (varians yang sama) penting bagi model regresi linear disebabkan kelurusannya. Ia mengandaikan varians data di sekitar garis regresi adalah sama bagi semua titik-titik data peramal. Heteroskedastisiti (penyanggahan homoskedastisiti) wujuk apabila varians berbeza di antara nilai-nilai bagi angkubah tidak bersandar. Hal ini boleh dinilai secara visual dalam regresi linear dengan membuat plot nilai lebihan (*residuals*) sebenar berbanding lebihan yang diramalkan.

▼ Assumption Checks

Residual Plots

- Residuals vs. dependent
- Residuals vs. covariates
- Residuals vs. predicted
- Residuals histogram
- Standardized residuals
- Q-Q plot standardized residuals

Jika homoskedastisiti dan lineariti tidak disanggah, sepatutnya tidak ada hubungan antara apa yang diramalkan oleh model dan ralat-ralat seperti yang ditunjukkan dalam graf di sebelah kiri (lihat muka surat 24). Bentuk corong (graf di tengah) mencadangkan bahawa homoskedastisiti telah disanggah dan sebarang keluk (graf kanan) mencadangkan bahawa andaian lineariti tidak dipenuhi.





UJIAN-T SATU SAMPEL

Penyelidikan biasanya dijalankan dalam sampel-sampel populasi, tetapi sejauh manakah sampel mencerminkan keseluruhan populasi? Ujian-t satu sampel ialah ujian parametrik yang menentukan sama ada min sampel adalah berbeza secara statistik daripada min populasi yang diketahui atau yang dihipotesiskan.

Hipotesis nol (H_0) yang diuji adalah bahawa min sampel adalah sama dengan min populasi.

ANDAIAN-ANDAIAN

Tiga andaian diperlukan untuk ujian-t satu sampel untuk memberikan hasil yang sah:

- Angkubah ujian mestilah diukur menggunakan skala **selanjar**.
- Data bagi angkubah ujian sepatutnya **tidak bersandar** yakni tiada hubungan antara titik-titik data
- Data sepatutnya **bertabur secara normal** atau **seakan-akan normal**.
- Sepatutnya tidak ada **unsur-unsur luaran** yang signifikan.

MENJALANKAN UJIAN-T SATU SAMPEL

Buka **one sample t-test.csv** yang ada dua lajur data mewakili tinggi (cm) dan jisim badan (kg) bagi satu sampel populasi lelaki yang digunakan dalam satu kajian. Pada tahun 2017 purata lelaki dewasa di UK adalah **178 cm** tinggi dan mempunyai jisim badan **83.6 kg**.

Pergi ke T-Tests > One Sample t-test dan dalam masukkan ‘height’ ke kotak ‘analisis’ di sebelah kanan. Kemudian, tandakan pilihan-pilihan berikut dan masukkan **178** sebagai ‘Test value’:

The screenshot shows the 'Tests' section with 'Student' checked. In the 'Additional Statistics' section, 'Location parameter' and 'Effect size' are checked, with 'Confidence interval' set to 95%. The 'Hypothesis' section shows '≠ Test value' selected. The 'Assumption Checks' section has 'Normality' checked. The 'Missing Values' section has 'Exclude cases analysis by analysis' selected.



MEMAHAMI OUTPUT

Output sepatutnya terdiri daripada tiga jadual.

Test of Normality (Shapiro-Wilk)		
	W	p
height	0.969	0.507
Note. Significant results suggest a deviation from normality.		

Semakan andaian normaliti (Shapiro-Wilk) tidak signifikan menunjukkan bahawa ketinggian bertabur secara normal; oleh itu, anggapan ini tidak disanggah. Jika ini menunjukkan perbezaan yang ketara, analisis harus diulang menggunakan ujian bukan-parametrik yang setara, iaitu **ujian pemeringkatan Wilcoxon** yang menguji median ketinggian penduduk.

One Sample T-Test ▾

	t	df	p	Mean Difference	Cohen's d
height	-0.382	22	0.706	-0.391	-0.080

Note. Student's t-test.

Note. For the Student t-test, location parameter is given by mean difference *d*.

Note. For the Student t-test, effect size is given by Cohen's *d*.

Note. For all tests, the alternative hypothesis specifies that the population mean is different from 178.

Jadual ini menunjukkan tidak ada perbezaan signifikan antara min, *k* = .706

Descriptives

	N	Mean	SD	SE
height	23.000	177.609	4.915	1.025

Data deskriptif menunjukkan bahawa min ketinggian bagi sampel dari populasi ialah 177.6 cm berbanding purata 178 cm bagi lelaki di UK.

Ulang prosedur ujian ini dengan menggantikan 'height' dengan 'mass' dan tukar 'test value' ke 83.6.

Test of Normality (Shapiro-Wilk)		
	W	p
mass	0.941	0.185
Note. Significant results suggest a deviation from normality.		

Semakan andaian normaliti (Shapiro-Wilk) tidak signifikan menunjukkan bahawa jisim badan bertabur secara normal.



One Sample T-Test

	t	df	p	Mean Difference	Cohen's d
mass	-7.159	22	< .001	-10.487	-1.493

Note. Student's t-test.

Note. For the Student t-test, location parameter is given by mean difference *d*.

Note. For the Student t-test, effect size is given by Cohen's *d*.

Note. For all tests, the alternative hypothesis specifies that the population mean is different from 83.4.

Jadual ini menunjukkan ada perbezaan signifikan antara min sampel (72.9 kg) dan jisim badan populasi (83.6 kg) $k < .001$

Descriptives

	N	Mean	SD	SE
mass	23.000	72.913	7.025	1.465

MELAPORKAN KEPUTUSAN

Ujian-t satu sampel mununjukkan tiada perbezaan signifikan bagi ketinggian berbanding min populasi ($t(22) = -0.382$, $k= .706$), bagaimanapun, peserta kajian lebih ringan secara signifikan berbanding min populasi lelaki UK, ($t(22) = -7.159$, $k<.001$).



UJIAN BINOMIAL

Ujian binomial secara efektifnya ialah versi bukan-parametrik bagi ujian-t satu sampel yang digunakan dengan set data kategorikal dikotomus (cth: ya/tidak). Ujian ini menguji samaada kekerapan sampel berbeza secara signifikan daripada frekuensi populasi yang diketahui atau dihipotesiskan.

Hipotesis nol (H_0) yang diuji ialah kekerapan sampel sama dengan kekerapan jangkaan bagi populasi.

ANDAIAN-ANDAIAN

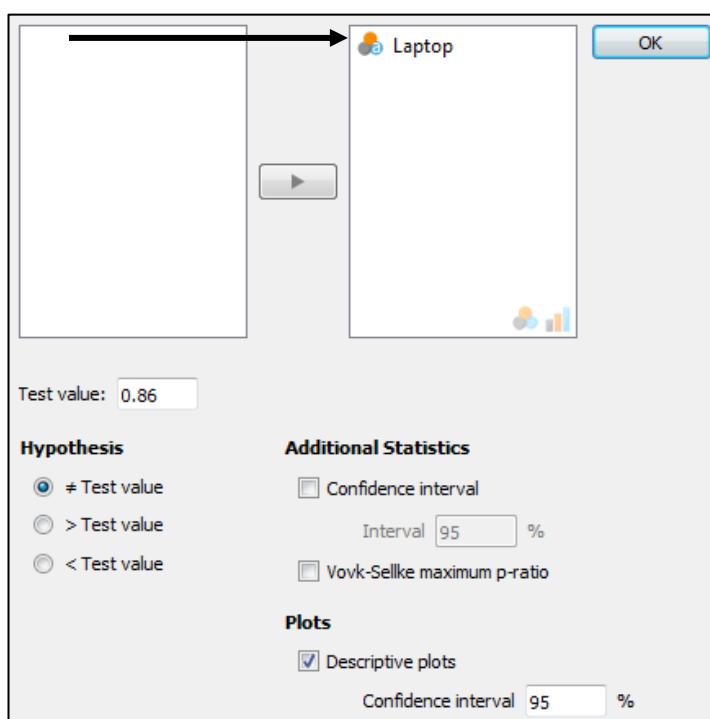
Tiga andaian yang perlu untuk memastikan ujian binomial memberikan keputusan yang sah:

- Angkubah ujian mestilah berskala dikotomus (cth: ya/tidak, lelaki/perempuan etc)
- Respon sampel mestilah tidak saling mempengaruhi
- Saiz sampel lebih kecil daripada, tapi mewakili, populasi

MENJALANKAN UJIAN BINOMIAL

Buka **binomial.csv** yang ada satu lajur data menunjukkan bilangan pelajar yang menggunakan komputer riba Windows atau MacBook di Universiti. Pada Januari 2018, apabila membandingkan hanya dua sistem pengoperasian, penguasaan pasaran untuk Window ialah 86% dan Mac IOS 14%³.

Pergi ke Frequencies >Binomial test. Alihkan angkubah ‘laptop’ ke tetingkap data dan tetapkan ‘Test value’ sebagai 0.86 (86%). Tandakan ‘Descriptive plots’.



³ <https://www.statista.com/statistics/268237/global-market-share-held-by-operating-systems-since-2009/>

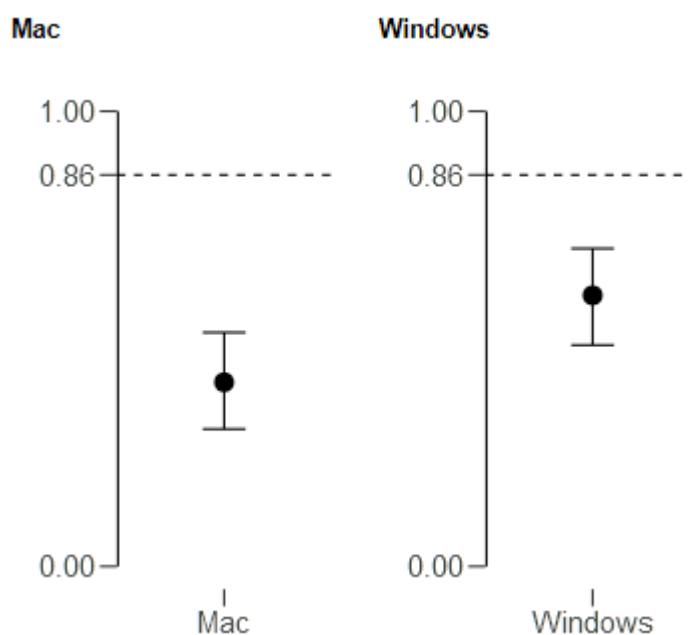


Jadual dan graf berikut menunjukkan kekerapan kedua-dua jenis komputer riba kurang daripada 86%. Khususnya, pelajar-pelajar ini menggunakan komputer riba Windows jauh lebih sedikit daripada jangkaan berbanding peratusan pasaran UK.

Binomial Test

	Level	Counts	Total	Proportion	p
Laptop	Mac	36	89	0.404	< .001
	Windows	53	89	0.596	< .001

Note. Proportions tested against value: 0.86.

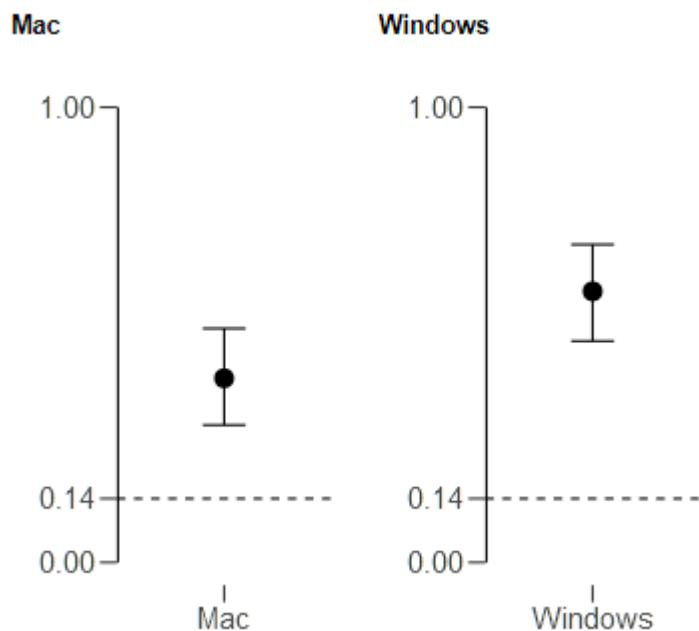


Adakah hal yang sama diperhatikan untuk pengguna MacBook? Pergi semula ke tetingkap dan tukar ‘test value’ ke 0.14 (14%). Kali ini, kedua-dua kekerapan lebih tinggi daripada 14%. Ini menunjukkan para pelajar menggunakan lebih banyak MacBook daripada yang dijangkakan dalam perbandingan dengan bahagian pasaran UK.

Binomial Test

	Level	Counts	Total	Proportion	p
Laptop	Mac	36	89	0.404	< .001
	Windows	53	89	0.596	< .001

Note. Proportions tested against value: 0.14.



MELAPORKAN KEPUTUSAN

Nisbah pengguna Windows dan MacBook di UK dilaporkan bernilai 86% dan 14%. Satu kohort pelajar Universiti (N=90) dikaji dan ujian Binomial menunjukkan nisbah pelajar menggunakan komputer riba Windows adalah kurang secara signifikan (59.6%, $p < .001$) dan yang menggunakan MacBooks adalah lebih tinggi secara signifikan (40.4%, $p < .001$) daripada jangkaan.



UJIAN MULTINOMIAL

Ujian multinomial secara efektifnya ialah versi lanjutan ujian Binomial yang digunakan untuk set data kategorikal yang ada tiga atau lebih faktor. Ujian ini menguji samaada kekerapan sampel berbeza secara signifikan daripada kekerapan populasi yang dihipotesiskan (ujian multinomial) atau kekerapan yang diketahui (ujian keelokan-padan Khi-kuasa dua).

Hipotesis nol (H_0) yang diuji ialah kekerapan sampel sama dengan kekerapan populasi jangkaan.

ANDAIAN-ANDAIAN

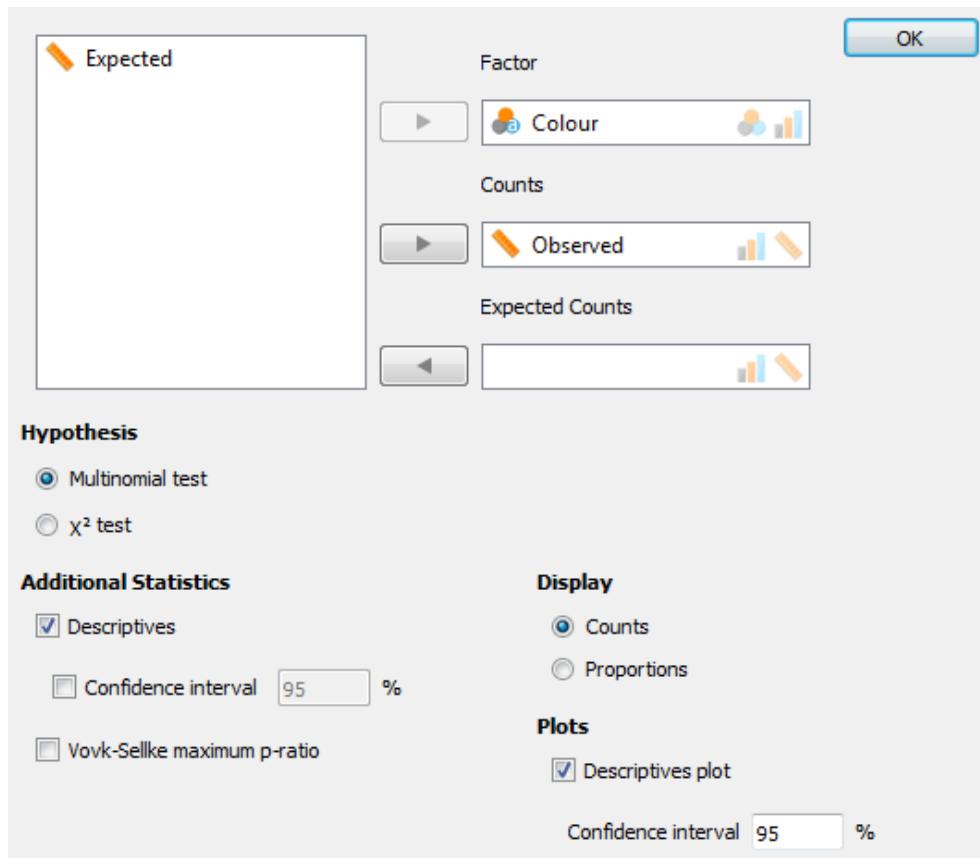
Tiga andaian yang diperlukan supaya ujian multinomial memberikan keputusan yang sah:

- Angkubah ujian mestilah berskala kategorikal dengan 3 atau lebih faktor
- Respon sampel mestilah tidak saling mempengaruhi
- Saiz sampel lebih kecil daripada, tapi mewakili, populasi.

MENJALANKAN UJIAN MULTINOMIAL

Buka **multinomial.csv**. Fail ini ada tiga lajur data yang menunjukkan bilangan manisan M&M berlainan warna daripada lima bag. Tanpa apa-apa maklumat awalan, kita boleh mengandaikan bahawa bilangan bagi warna-warna M&M adalah seimbang.

Pergi ke Frequencies > Multinomial test. Ubah ‘colour’ bagi M&M ke ‘Factor’ dan ‘observed’ (bilangan M&M) ke ‘counts’. Pilih ‘Descriptives’ dan ‘Descriptives Plots’.





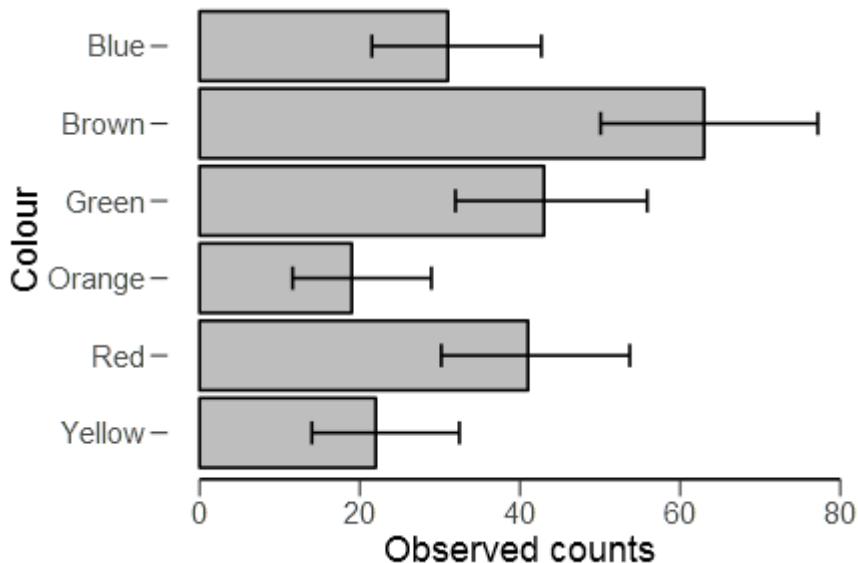
Seperti yang boleh dilihat dalam jadual ‘Descriptives’, ujian ini mengandaikan jangkaan nisbah yang seimbang bagi warna-warna manisan M&Ms (36 bagi setiap warna). Ujian Multinomial menunjukkan bahawa taburan yang diperhatikan berbeza secara signifikan ($p < .001$) daripada taburan yang seimbang.

Multinomial Test

	X ²	df	p
Multinomial	35.932	5	< .001

Descriptives

Colour	Observed	Expected: Multinomial
Blue	31	36
Brown	63	36
Green	43	36
Orange	19	36
Red	41	36
Yellow	22	36





UJIAN KEBAGUSAN PADANAN KHI-KUASA DUA.

Kajian lebih mendalam mendapati bahawa pengilang mengeluarkan M&M dalam nisbah warna yang berlainan:

Warna	Biru	Perang	Hijau	Oren	Merah	Kuning
Nisbah	24	13	16	20	13	14

Nilai-nilai di atas boleh digunakan sebagai bilangan jangkaan (*expected counts*). Jadi, alihkan angkubah ‘expected’ ke kotak ‘Expected Counts’. Pengalihan ini akan menjalankan ujian kebagusan padanan χ^2 secara automatik dan mengkaburkan pilihan-pilihan ‘Hypothesis’.

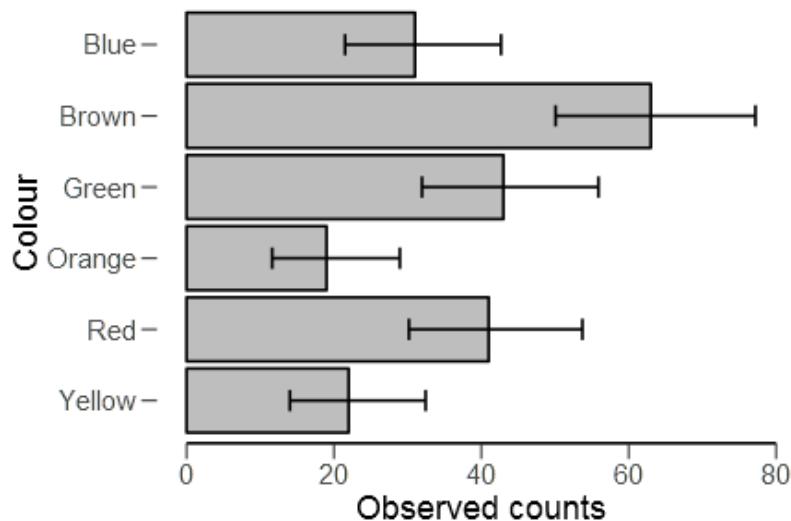
Seperti yang boleh diperhatikan dalam jadual ‘Descriptives’, JASP telah mengira bilangan M&M pelbagai warna yang dijangkakan berdasarkan nisbah yang dilaporkan oleh pengilang. Keputusan ujian ini menunjukkan nisbah yang diperhatikan bagi manisan M&M pelbagai warna berbeza secara signifikan ($\chi^2 = 74.5$, $p < .001$) berbanding nisbah yang dilaporkan oleh pengilang.

Multinomial Test

	χ^2	df	p
Expected	74.535	5	< .001

Descriptives

Colour	Observed	Expected: Expected
Blue	31	52
Brown	63	28
Green	43	35
Orange	19	43
Red	41	28
Yellow	22	30





UJIAN-UJIAN MULTINOMIAL DAN KEBAGUSAN PADANAN χ^2 .

JASP juga menawarkan satu lagi pilihan di mana kedua-dua ujian boleh dilakukan pada masa yang sama. Pergi semula ke tetingkap ‘Options’ dan tambah hanya ‘Colour’ ke ‘Factor’ dan ‘Observed’ ke kotak ‘Counts’. Buangkan bilangan jangkaan jika angkubah itu masih ada. Dalam Hypothesis, pilih ‘ χ^2 test’. Ini akan membuka tetingkap halaman lembaran yang menunjukkan warna dan H_0 (a) dengan setiap sel ada nombor 1. Nombor ini mengandaikan bahawa nisbah setiap warna adalah seimbang (ujian multinomial).

Dalam tetingkap ini, tambah satu lagi lajur yang akan dilabelkan sebagai H_0 (b) secara automatik. Nisbah jangkaan bagi setiap warna bolehlah ditaip.

	H_0 (a)	H_0 (b)	
Brown	1	13	
Green	1	16	
Orange	1	20	
Red	1	13	
Yellow	1	14	

Add column
Delete column
Reset

Apabila analisis dijalankan, keputusan ujian bagi kedua-dua hipotesis akan ditunjukkan. H_0 (a) menguji hipotesis nol bahawa nisbah setiap warna adalah seimbang, manakala H_0 (b) menguji hipotesis nol bahawa nisbahnya adalah sama seperti yang dijangkakan. Seperti yang boleh dilihat, kedua-dua hipotesis ditolak. Secara khususnya, bukti menunjukkan warna-warna manisan M&M tidak sepadan dengan nisbah yang dilaporkan oleh pengilang.

Multinomial Test			
	χ^2	df	p
H_0 (a)	35.932	5	< .001
H_0 (b)	74.535	5	< .001

Descriptives				
Colour	Observed	Expected		
		H_0 (a)	H_0 (b)	
Blue	31	36	52	
Brown	63	36	28	
Green	43	36	35	
Orange	19	36	43	
Red	41	36	28	
Yellow	22	36	30	



PERBANDINGAN DUA KUMPULAN BERSANDAR

UJIAN-T TIDAK BERSANDAR

Ujian t tidak bersandar parametrik, yang juga dikenali sebagai ‘Student’s t-test’, digunakan untuk menentukan sama ada terdapat perbezaan statistik antara min kedua-dua kumpulan yang tidak bersandar. Ujian ini memerlukan angkubah bersandar yang selanjar (contoh: jisim badan) dan angkubah tidak bersandar yang terdiri daripada 2 kumpulan (contoh: lelaki dan perempuan).

Ujian ini menghasilkan skor-t yang merupakan nisbah perbezaan antara kedua-dua kumpulan dan perbezaan di dalam kedua-dua kumpulan:

$$t = \frac{\text{mean group 1} - \text{mean group 2}}{\text{standard error of the mean differences}}$$

$$t = \frac{(X_1 - X_2)}{\sqrt{\frac{(S_1)^2}{n_1} + \frac{(S_2)^2}{n_2}}} \quad \begin{aligned} X &= \text{min} \\ S &= \text{sisisian piawai} \\ n &= \text{bilangan data} \end{aligned}$$

Nilai skor-t yang besar menunjukkan bahawa terdapat perbezaan yang lebih besar antara kumpulan. Semakin kecil t-skor, lebih banyak kesamaan ada di antara kumpulan. Skor-t yang bernilai 5 bermakna bahawa kumpulan adalah lima kali lebih berbeza dari satu sama lain berbanding mempunyai persamaan.

Hipotesis nol (H_0) yang diuji ialah min populasi dari kedua-dua kumpulan yang tidak berkaitan adalah sama

ANDAIAN UJIAN-T TIDAK BERSANDAR

Ketidaksandaran kumpulan:

Kedua-dua kumpulan mesti tidak bersandar di antara satu sama lain. Setiap peserta hanya akan menyediakan satu data untuk satu kumpulan sahaja. Sebagai contoh, peserta 1 hanya boleh berada dalam kumpulan lelaki atau wanita - bukan kedua-duanya. Ukuran-ukuran yang berulang diuji menggunakan Ujian t berpasangan.

Normaliti angkubah bersandar:

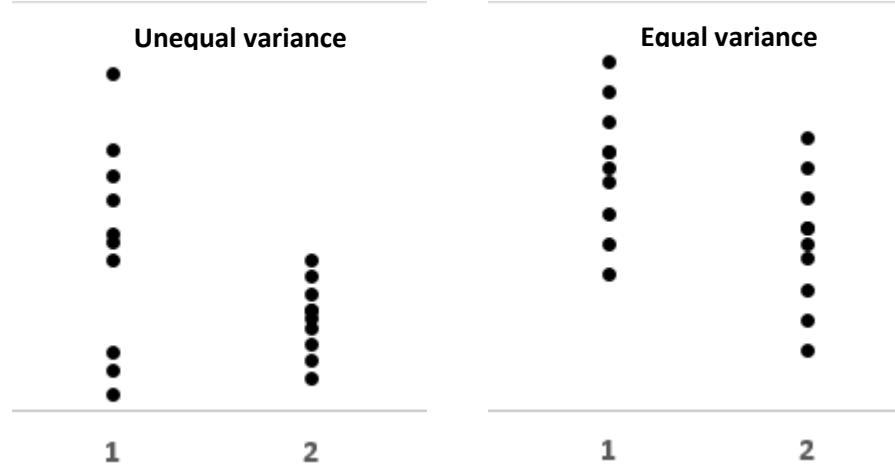
Angkubah bersandar juga harus diukur pada skala selanjar dan bertabur secara seakan-akan normal tanpa unsur luaran yang signifikan. Ini boleh diperiksa menggunakan ujian Shapiro-Wilk. Ujian-t agak baik dan penyimpangan kecil daripada normal biasanya diterima. Walau bagaimanapun, ini tidak berlaku sekiranya saiz kumpulan yang dibandingkan sangat berbeza. Secara praktikalnya, nisbah antara saiz kumpulan hendaklah <1.5 (contoh: kumpulan A = 12 peserta dan kumpulan B => 8 peserta).

Jika normaliti tidak dipatuhi, anda boleh cuba mengubah data anda (contohnya dengan menggunakan nilai log, nilai punca kuasa dua) atau, jika saiz kumpulan sangat berbeza, gunakan ujian U Mann-Whitney yang merupakan ujian bukan parametrik yang tidak memerlukan andaian normaliti (lihat bahagian yang seterusnya).



Homogeniti varians:

Varians angkubah bersandar harus sama dalam setiap kumpulan. Ini boleh diuji dengan menggunakan Ujian Kesamaan Varians Levene.

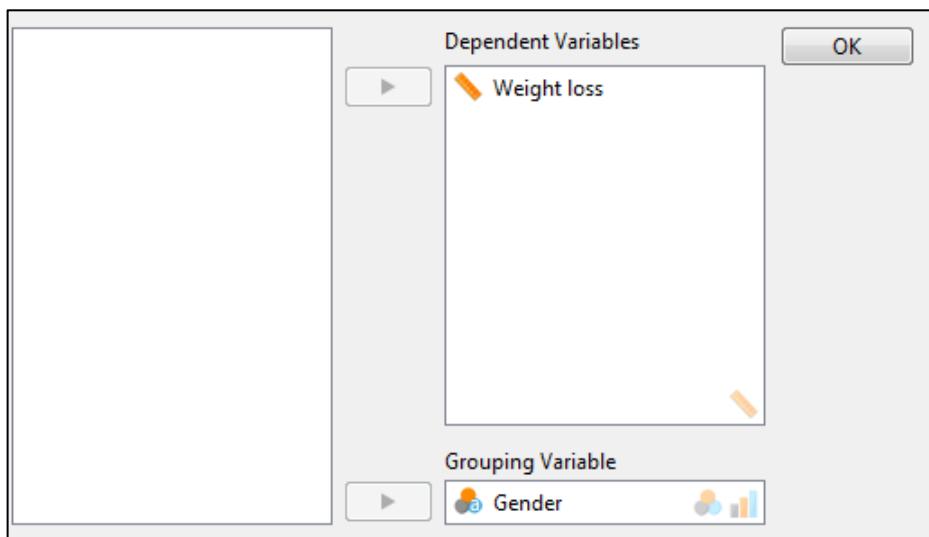


Sekiranya Ujian Levene adalah signifikan secara statistik, ia menunjukkan bahawa varians kumpulan tidak sama, dan kita boleh membentulkan keadaan ini dengan menggunakan statistik t yang diselaraskan berdasarkan kaedah Welch.

LANGKAH MENGGUNAKAN UJIAN-T TIDAK BERSANDAR

Buka 'Independent t-test.csv'; fail tersebut mengandungi 'weight loss' selama 10 minggu diet yang dikawal sendiri oleh peserta lelaki dan wanita. Amalan yang baik adalah untuk memeriksa taburan dan Plotkotak dalam deskriptif bagi memeriksa taburan dan secara visual.

Pergi ke T-Tests > Independent Samples t-test dan masukkan 'weight loss' ke dalam kotak 'Dependent variable' dan jantina (angkubah tidak bersandar) ke dalam kotak 'Grouping Variable'.





Di dalam analisis tersebut, tandakan pilihan-pilihan berikut:

Tests	Additional Statistics
<input checked="" type="checkbox"/> Student	<input checked="" type="checkbox"/> Location parameter
<input checked="" type="checkbox"/> Welch	<input type="checkbox"/> Confidence interval 95 %
<input type="checkbox"/> Mann-Whitney	<input checked="" type="checkbox"/> Effect size
Hypothesis	<input type="checkbox"/> Confidence interval 95 %
<input checked="" type="radio"/> Group 1 ≠ Group 2	<input checked="" type="checkbox"/> Descriptives
<input type="radio"/> Group 1 > Group 2	<input checked="" type="checkbox"/> Descriptives plots
<input type="radio"/> Group 1 < Group 2	<input type="checkbox"/> Confidence interval 95 %
Assumption Checks	<input type="checkbox"/> Vovk-Sellke maximum p-ratio
<input checked="" type="checkbox"/> Normality	Missing Values
<input checked="" type="checkbox"/> Equality of variances	<input checked="" type="radio"/> Exclude cases analysis by analysis
	<input type="radio"/> Exclude cases listwise

MEMAHAMI OUTPUT

Output harus terdiri daripada empat jadual dan satu graf. Pertama, kita perlu menyemak bahawa andaian parametrik yang diperlukan tidak disanggah.

Test of Normality (Shapiro-Wilk)			
		W	p
Weight loss	Females	0.968	0.282
	Males	0.971	0.310
Note. Significant results suggest a deviation from normality.			

Ujian Shapiro-Wilk menunjukkan bahawa kedua-dua kumpulan mempunyai taburan yang normal; andaian normal tidak disanggah. Jika satu atau kedua-duanya adalah signifikan, anda harus mempertimbangkan menggunakan ujian Mann-Whitney yang setara dengan ujian parametrik.

Test of Equality of Variances (Levene's)			
	F	df	p
Weight loss	2.278	1	0.135

Ujian Levene menunjukkan bahawa tidak ada perbezaan dalam varians, oleh itu, andaian homogeniti varians tidak disanggah. Jika ujian Levene adalah signifikan, statistic t Welch yang diselaraskan, darjah kebebasan dan nilai k juga perlu dilaporkan.



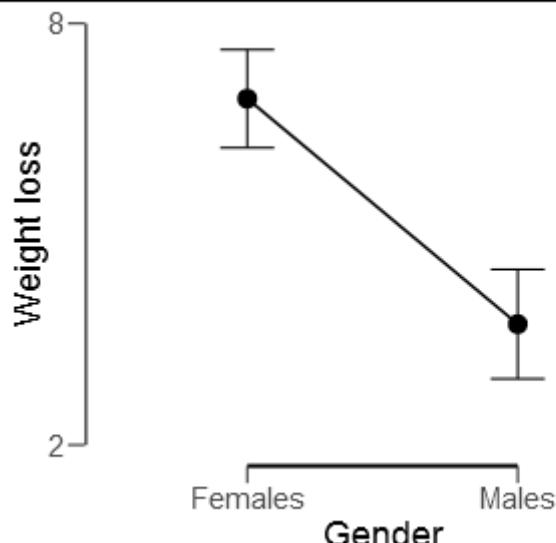
Independent Samples T-Test

	Test	Statistic	df	p	Mean Difference	SE Difference	Cohen's d
Weight loss	Student	6.160	85.000	< .001	3.209	0.521	1.322
	Welch	6.191	84.544	< .001	3.209	0.518	1.325

Jadual ini menunjukkan dua statistik t yang telah dikira (Student dan Welch). Ingat bahawa statistik t diperolehi daripada perbezaan min dibahagikan dengan perbezaan ralat pawai. Kedua-duanya menunjukkan terdapat perbezaan yang signifikan secara statistiknya antara kedua-dua kumpulan ($p < .001$) dan d Cohen menunjukkan bahawa ini adalah saiz kesan yang besar.

Group Descriptives

	Group	N	Mean	SD	SE
Weight loss	Females	42	6.929	2.242	0.346
	Males	45	3.720	2.588	0.386



Daripada data deskriptif, dapat dilihat bahawa wanita mempunyai penurunan berat badan yang lebih tinggi daripada lelaki.

MELAPORKAN KEPUTUSAN

Ujian t tidak bersandar menunjukkan bahawa wanita kehilangan berat badan lebih banyak selama 10 minggu berdiet daripada lelaki $t(85) = 6.16$, $p < .001$. Nilai d Cohen (1.322) mencadangkan bahawa ini adalah kesan yang besar.



UJIAN U MANN-WITNEY

Sekiranya anda mendapati bahawa data anda mempunyai taburan tidak normal (keputusan ujian Shapiro-Wilk yang signifikan) atau bersifat ordinal, ujian bukan parametrik perlu digunakan iaitu ujian U Mann-Whitney.

Buka **Mann-Whitney pain.csv** yang mengandungi ‘pain score’ (0-10) dengan dan tanpa terapi ais. NOTA: pastikan rawatan adalah skor kategori dan ‘pain’ adalah ordinal. Pergi ke T-Tests> Independent t-test dan letakkan skor ‘pain’ dalam kotak angkubah bersandar dan gunakan ‘Treatment’ sebagai angkubah tidak bersandar.

Dalam pilihan analisis hanya tandakan pada:

- ✓ Mann-Whitney
- ✓ Location parameter
- ✓ Effect size

Tidak ada keperluan untuk mengulangi pemeriksaan andaian kerana Mann-Whitney tidak memerlukan andaian normaliti atau homogeniti varians yang diperlukan oleh ujian parametrik.

MEMAHAMI OUTPUT

Kali ini anda akan dapat hanya satu jadual:

Independent Samples T-Test

	W	p	Hodges-Lehmann Estimate	Rank-Biserial Correlation
Pain score	207.000	< .001	3.000	0.840

Note. Mann-Whitney U test.

Statistik U Mann-Whitney (JASP melaporkannya sebagai W kerana ia adalah ujian pangkat bertanda Wilcoxon yang diadaptasikan) sangat signifikan. **U = 207, p <.001**.

Parameter lokasi, anggaran Hodges-Lehmann, adalah perbezaan **median** antara kedua-dua kumpulan. Korelasi pangkat-biserial (r_B) boleh dianggap sebagai saiz kesan dan ditafsirkan sama seperti r Pearson, jadi 0.84 adalah saiz kesan yang besar.

Untuk data bukan parametrik, anda harus melaporkan nilai **median** sebagai statistik deskriptif anda dan menggunakan Plot kotak dan bukan graf garis dan sela keyakinan, bar SD / SE. Pergi ke statistik ‘Deskriptive’, masukkan nilai ‘Pain’ ke dalam kotak angkubah dan asingkan fail (‘Split’) mengikut Treatment.



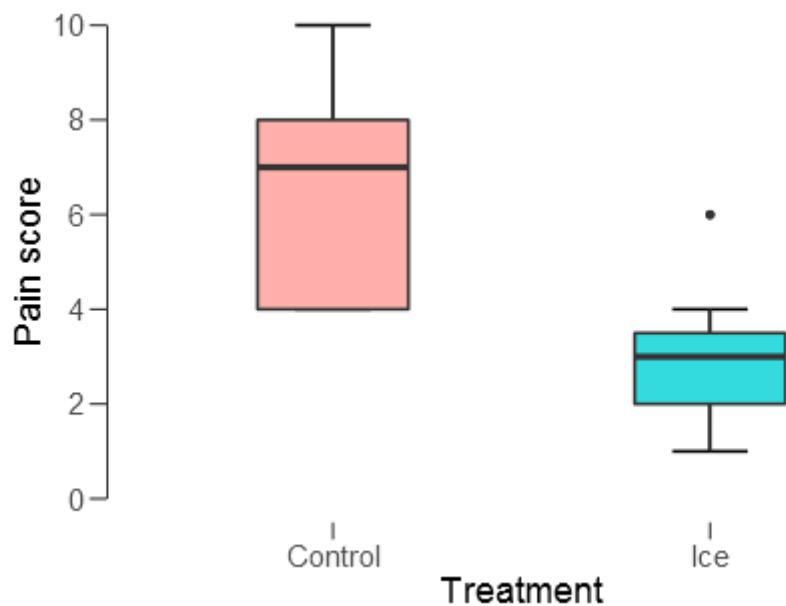
Descriptive Statistics

	Pain score	
	Control	Ice
Valid	15	15
Missing	0	0
Median	7.000	3.000
Minimum	4.000	1.000
Maximum	10.000	6.000

Plots

Boxplots

Pain score



MELAPORKAN KEPUTUSAN

Ujian Mann-Whitney menunjukkan bahawa terapi ais secara signifikan mengurangkan skor kesakitan (median = 3) berbanding dengan kumpulan kawalan (median = 7), $U = 207$, $k < .001$.



PERBANDINGAN DUA KUMPULAN BERSANDAR

UJIAN-T BERPASANGAN

Seperti mana dengan ujian-t tidak bersandar, terdapat kedua-dua pilihan parametrik dan bukan parametrik dalam JASP. Ujian-t berpasangan (juga dikenali sebagai ujian-t bersandar atau ujian-t berulang) membandingkan min antara dua kumpulan yang berkaitan pada angkubah selanjar. Sebagai contoh, kita boleh melihat penurunan berat badan sebelum dan selepas 10 minggu berdiet.

$$\text{Statistic t berpasangan} = \frac{\text{min perbezaan antara pasangan kumpulan}}{\text{ralat piawai bagi perbezaan min}}$$

Dengan ujian-t berpasangan, hipotesis nol (H_0) adalah bahawa perbezaan pasangan antara kedua-dua kumpulan adalah sifar.

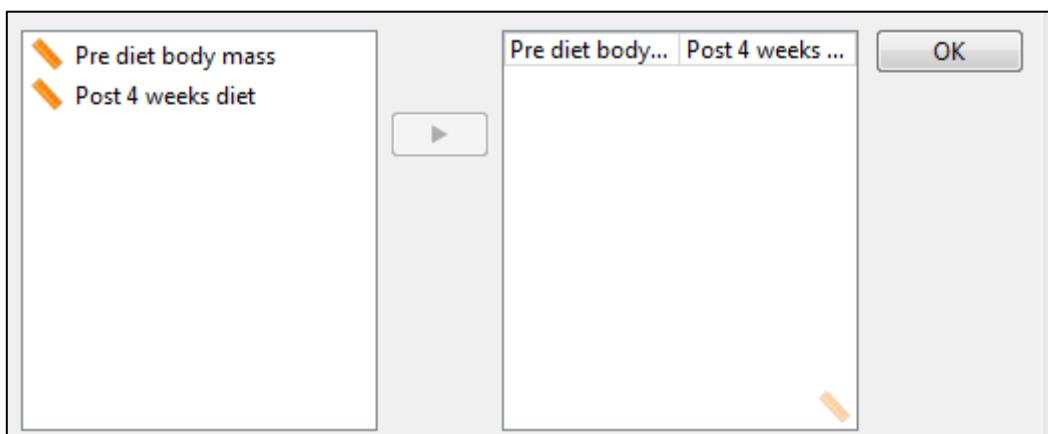
ANDAIAN-ANDAIAN UJIAN-T BERPASANGAN

Empat andaian diperlukan untuk ujian-t berpasangan untuk memberikan hasil yang sah:

- Angkubah bersandar harus diukur pada skala selanjar.
- Angkubah tidak bersandar perlu terdiri daripada 2 kumpulan berkaitan / dipadankan, iaitu setiap peserta dipadankan dalam kedua-dua kumpulan
- Perbezaan antara pasangan yang sepadan sepatutnya bertabur secara normal atau hampir normal
- Tidak boleh ada unsur luaran yang signifikan dalam perbezaan antara 2 kumpulan.

LANGKAH MENGGUNAKAN UJIAN-T BERPASANGAN

Buka **Paired t-test.csv** di dalam JASP. Fail ini mengandungi dua lajur data yang dipasangkan, ‘pre diet body mass’ dan ‘post 4 week diet’. Pergi ke T-Tests> Paired Samples t-test. Ctrl-klik kedua-dua angkubah dan tambahkannya ke kotak analisis di sebelah kanan.





Di dalam analisis tersebut, tandakan pilihan-pilihan berikut:

Tests	Additional Statistics
<input checked="" type="checkbox"/> Student	<input checked="" type="checkbox"/> Location parameter
<input type="checkbox"/> Wilcoxon signed-rank	<input type="checkbox"/> Confidence interval 95 %
	<input checked="" type="checkbox"/> Effect size
	<input type="checkbox"/> Confidence interval 95 %
Hypothesis	Descriptives
<input checked="" type="radio"/> Measure 1 ≠ Measure 2	<input checked="" type="checkbox"/> Descriptives plots
<input type="radio"/> Measure 1 > Measure 2	Confidence interval 95 %
<input type="radio"/> Measure 1 < Measure 2	<input type="checkbox"/> Vovk-Sellke maximum p-ratio
Assumption Checks	Missing Values
<input checked="" type="checkbox"/> Normality	<input checked="" type="radio"/> Exclude cases analysis by analysis
	<input type="radio"/> Exclude cases listwise

MEMAHAMI OUTPUT

Output harus terdiri daripada tiga jadual dan satu graf.

Test of Normality (Shapiro-Wilk)

		W	p
Pre diet body mass	-	Post 4 weeks diet	0.975 0.124

Note. Significant results suggest a deviation from normality.

Pemeriksaan andaian normal (Shapiro-Wilk) tidak signifikan menunjukkan bahawa perbezaan pasangan data bertabur secara normal; oleh itu andaian normality tidak disanggah. Jika ia menunjukkan perbezaan yang signifikan, analisis harus diulang menggunakan ujian bukan-parametrik yang setara iaitu ujian pangkat-bertanda Wilcoxon.

Paired Samples T-Test

		t	df	p	Mean Difference	SE Difference	Cohen's d
Pre diet body mass	-	Post 4 weeks diet	13.039	77 <.001	3.782	0.290	1.476

Note. Student's t-test.

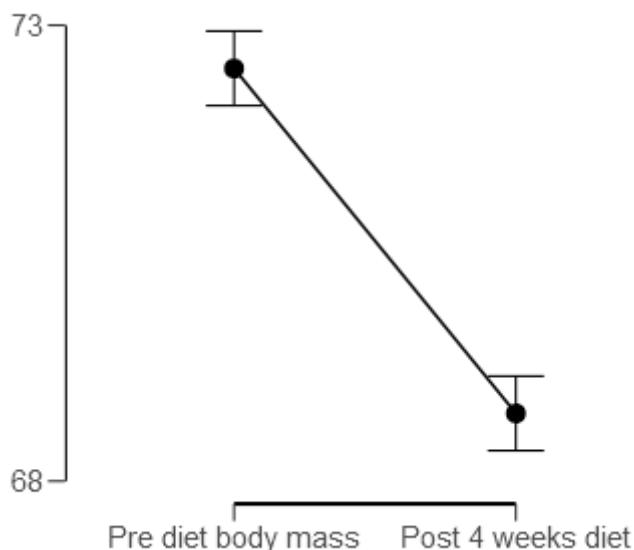
Jadual ini menunjukkan bahawa terdapat perbezaan yang signifikan pada jisim badan antara keadaan sebelum dan selepas berdiet, dengan perbezaan min (parameter lokasi) sebanyak 3.783kg. Nilai d Cohen menyatakan bahawa ini adalah kesan yang besar.



Statistik dalam jadual ‘Descriptives’ dan plot menunjukkan bahawa terdapat pengurangan jisim badan berikutan diet 4 minggu.

Descriptives

	N	Mean	SD	SE
Pre diet body mass	78	72.526	8.723	0.988
Post 4 weeks diet	78	68.744	9.009	1.020



MELAPORKAN KEPUTUSAN

Secara purata, peserta kehilangan 3.78 kg (SE: 0.29 kg) jisim berikutan pelan diet 4 minggu. Ujian-t berpasangan menunjukkan penurunan ini menjadi signifikan, $t(77) = 13.039$, $p < .001$. Nilai d Cohen d menunjukkan bahawa ini adalah kesan yang besar.

LANGKAH MENGGUNAKAN UJIAN-T BERPASANGAN BUKAN PARAMETRIK

UJIAN PEMRINGKATAN BERTANDA WILCOXON

Sekiranya anda mendapati bahawa data anda tidak bertabur secara normal (keputusan ujian Shapiro-Wilk penting) atau bersifat ordinal, ujian bukan parametrik yang setara adalah ujian pangkat-bertanda Wilcoxon. Buka [Wilcoxon's rank.csv](#). Fail ini mempunyai dua lajur yang mempunyai skor kerisauan sebelum dan selepas hipnoterapi (dari 0 - 50). Dalam paparan data, pastikan bahawa kedua-dua angkubah dikelaskan kepada jenis data ordinal.

Pergi ke T-Tests > Paired Samples t-test dan ikut arahan yang sama seperti di atas tetapi kini hanya semak pilihan berikut:

- ✓ Wilcoxon signed rank
- ✓ Location parameter
- ✓ Effect size



Terdapat hanya satu jadual dalam output:

Paired Samples T-Test

	W	p	Hodges-Lehmann Estimate	Rank-Biserial Correlation
Pre-anxiety - Post-anxiety	322.000	< .001	8.000	0.480

Note. Wilcoxon signed-rank test.

Statistik Wilcoxon W sangat signifikan, $k < 0.001$.

Parameter lokasi, anggaran Hodges-Lehmann, adalah perbezaan median antara kedua-dua kumpulan. Korelasi pangkat-biserial (r_B) boleh dianggap sebagai saiz kesan dan ditafsirkan sama seperti Pearson r, jadi 0.48 adalah medium untuk saiz kesan yang besar.

Saiz kesan	Remeh	Kecil	Sederhana	Besar
Pangkat-biserial (r_B)	<0.1	0.1	0.3	0.5

Untuk data bukan parametrik, anda harus melaporkan nilai median sebagai statistik deskriptif anda dan menggunakan Plot kotak dan bukan graf garis dan sela keyakinan, bar SD / SE.

Descriptive Statistics

	Pre-anxiety	Post-anxiety
Valid	29	29
Missing	0	0
Median	22.0	15.0
Minimum	10.0	8.0
Maximum	32.0	21.0



MELAPORKAN KEPUTUSAN

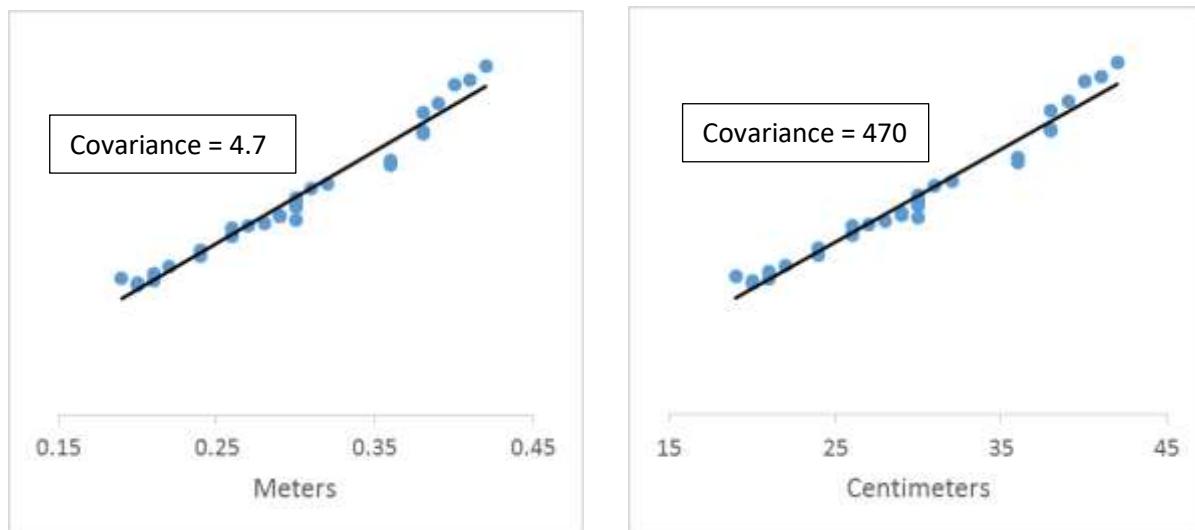
Ujian pangkat-bertanda Wilcoxon menunjukkan hipnoterapi mengurangkan skor kecemasan (Median = 15) secara signifikan berbanding skor pra-terapi (Median = 22), $W = 322$, $k < .001$.



ANALISIS KORELASI

Korelasi ialah teknik statistikal yang boleh digunakan untuk menentukan jika ada, dan seberapa kuat, perkaitan pasangan angkubah. Koreasi hanya sesuai untuk data di mana nombor-nombornya bermakna, seperti data selanjar atau ordinal. Ia tidak boleh digunakan untuk data yang bersifat kategorikal yang lebih sesuai dianalisis dengan jadual kontigensi (lihat analisis Khi-kuasa dua dalam jasp).

Adakah angkubah-angkubah berbeza bersama-sama (*co-vary*)? Yakni, adakah perbezaan-perbezaan dalam satu angkubah dikaitkan dengan perubahan serupa pada angkubah yang lain? Jika satu angkubah menyimpang dari nilai purata, adakah angkubah satu lagi menyimpang dari nilai puratanya sama ada dalam arah yang sama atau berlawanan? Ia boleh dikira dengan mengukur kovarians, tetapi ini tidak dipiawaikan. Sebagai contoh, kita boleh mengukur kovarians dua angkubah yang diukur dalam meter, tetapi, jika kita tukar nilai-nilainya kepada sentimeter, kita akan dapat hubungan yang sama tapi nilai kovarians akan berbeza sama sekali.



Untuk mengatasi masalah ini, kovarians piawai digunakan. Ia lebih dikenali sebagai **pe kali korelasi Pearson** (atau "r"). Julat nilainya antara -1.0 ke +1.0. Semakin dekat r dengan +1 atau -1, semakin rapat hubungan antara dua angkubah-angkubah. Jika r hampir dengan 0, maka tidak ada hubungan. Jika r bernilai (+) maka apabila nilai satu angkubah meningkat, maka yang satu lagi juga meningkat. Jika r bernilai (-), maka apabila nilai satu angkubah meningkat, yang satu lagi akan menurun (kadang kala ini dirujuk sebagai korelasi songsang).

Pekali korelasi (r) perlu dibezakan daripada R^2 (pekali penentuan) atau R (pekali korelasi pelbagai yang digunakan dalam regresi).

Andaian utama dalam analisis ini ialah data bertabur secara normal dan bersifat linear. Analisis ini tidak sesuai dengan hubungan-hubungan melengkung.



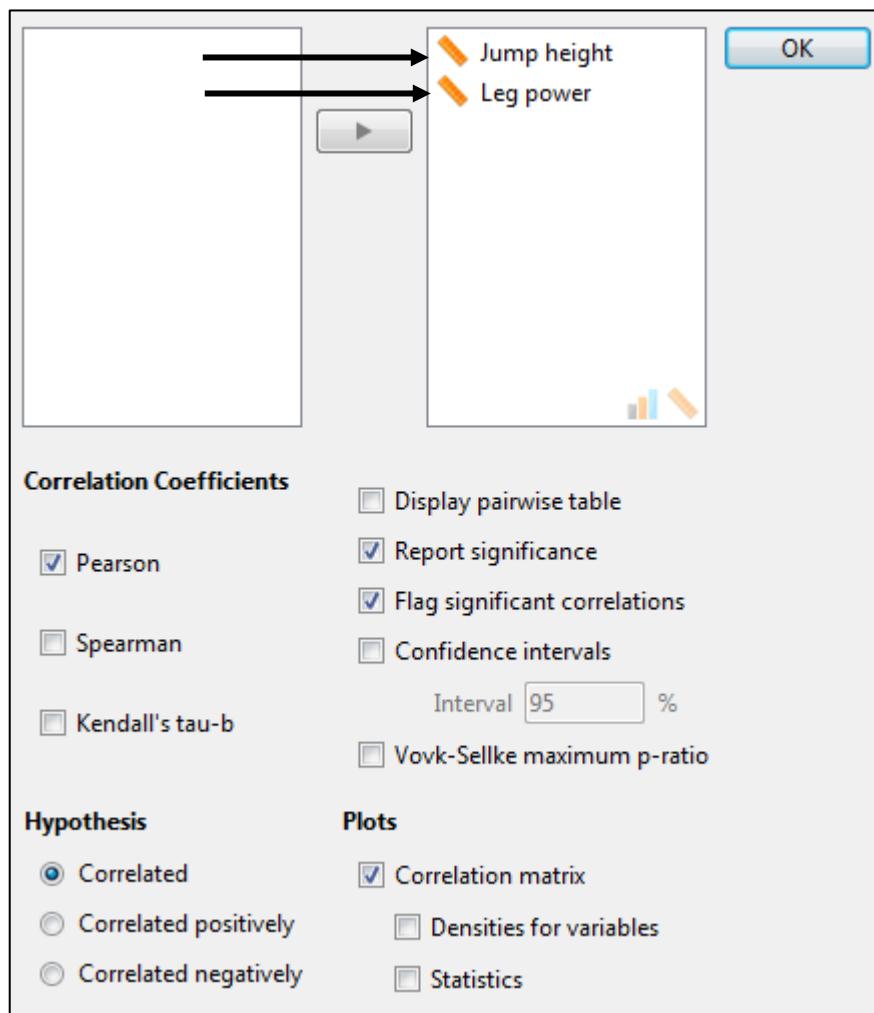
MENJALANKAN KORELASI

Analisis ini menguji hipotesis nol (H_0) bahawa tidak ada hubungan antara dua angkubah.

Daripada data contoh, buka **Jump height correlation.csv** yang mempunyai 2 lajur data, ketinggian lompatan (m) dan kuasa ledakan kaki (W). Pertama sekali, dapatkan ‘Descriptive statistics’ dan semak plotkotak bagi mengesan unsur luaran.

Untuk menjalankan analisis korelasi, pergi ke Regression > Correlation matrix. Ubah dua angkubah ke kotak analisis di sebelah kanan. Tandakan

- ✓ Pearson,
- ✓ Report significance,
- ✓ Flag significant correlations and
- ✓ Correlation matrix under Plots.





MEMAHAMI OUTPUT

Jadual yang pertama menunjukkan matriks korelasi dengan nilai r Pearson dengan nilai k-nya. Dapatkan menunjukkan korelasi yang sangat signifikan ($k < .001$) dengan nilai r yang hampir dengan 1 ($r = 0.984$). Jadi, kita boleh menolak hipotesis nol.

Pearson Correlations		Jump height	Leg power
Jump height	Pearson's r	—	
Leg power	Pearson's r	0.984***	—
p-value		< .001	—

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

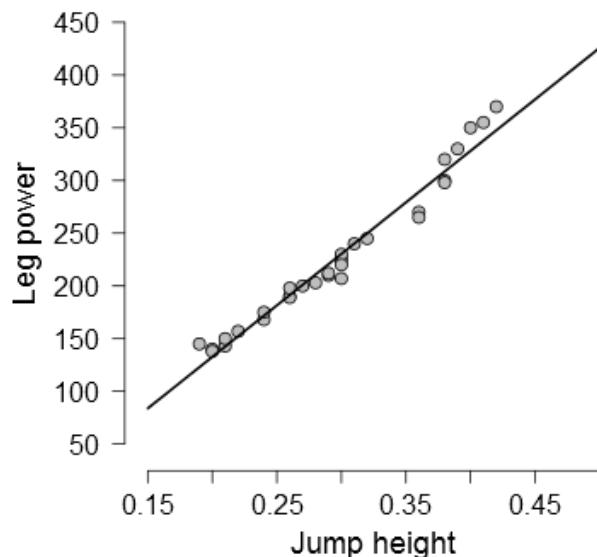
Untuk korelasi-korelasi mudah seperti contoh ini, mudah untuk kita melihat jadual pasangan (pergi semula ke analisis dan tandakan ‘Display pairwise table option’. Ini akan menggantikan matriks korelasi dalam keputusan yang mungkin lebih mudah dibaca.

Pearson Correlations		Pearson's r	p
Jump height	-	Leg power	0.984***
p-value			< .001

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

Nilai r Pearson sebenarnya adalah kesan saiz di mana <0.1 dianggap remeh, $0.1 - 0.3$ dianggap kesan kecil, $0.3 - 0.5$ kesan sederhana dan >0.5 kesan besar.

Plot berikut memberikan visualisasi mudah bagi korelasi positif yang kuat ini ($r = 0.984$, $k < .001$)





MELANGKAH LEBIH JAUH.

Jika anda kuasa duakan pekali korelasi r , anda akan dapat pekali penentuan (R^2). Ini ialah ukuran statistikal bagi bahagian varians dalam satu angkubah yang diterangkan oleh angkubah yang lain. Atau:

$$R^2 = \text{Varians yang diterangkan} / \text{Jumlah varians}$$

R^2 sentiasa bermaklumat antara 0 dan 100% di mana:

- 0% menandakan bahawa model tidak menerangkan apa-apa serakan data di sekitar nilai min, dan
- 100% menandakan model menerangkan kesemua serakan data di sekitar nilai min.

Dalam contoh di atas, $r = 0.984$, jadi $R^2 = 0.968$. Ini mencadangkan bahawa ketinggian lompatan menerangkan 96.8% daripada varians dalam kuasa ledakan kaki.

MELAPORKAN KEPUTUSAN

Korelasi Pearson's menunjukkan korelasi yang signifikan antara ketinggian lompatan dan kuasa kaki ($r = 0.984$, $p < .001$) di mana ketinggian lompatan menerangkan 96.8% daripada varians kekuatan kaki.

MENJALANKAN KORELASI BUAN PARAMETRIK – rho Spearman dan tau Kendall

Jika anda ada data ordinal atau jika data selanjur menyanggah andaian-andaian yang diperlukan untuk ujian parametrik (normaliti dan/atau varians), anda perlu menggunakan alternatif bukan-parametrik bagi pekali korelasi Pearson.

Alternatif-alternatifnya ialah pekali korelasi Spearman (rho) dan Kendall (tau). Kedua-duanya berasaskan data kedudukan dan tidak dipengaruhi unsur luaran atau sanggahan normaliti/variens.

Rho Spearman biasanya digunakan untuk data berskala ordinal dan tau Kendall digunakan untuk sampel-sampel kecil atau apabila ada banyak nilai-nilai yang sama (kedudukan seri). Dalam kebanyakan kes, pekali korelasi tau Kendall dan rho Spearman sangat serupa dan menghalau kepada inferensi yang sama.

Kesan saiznya adalah sama dengan r Pearson. Perbezaan utamanya ialah ρ^2 boleh digunakan sebagai anggaran pekali penentuan bukan-parametrik tetapi hal yang sama tidak boleh dikatakan benar bagi tau Kendall.

Daripada data contoh, buka **Non-parametric correlation.csv** yang mempunyai 2 lajur data, skor kreativiti dan kedudukan dalam pertandingan 'World's biggest liar' (terima kasih kepada Andy Field).

Jalankan analisis seperti sebelum ini tetapi gunakan pekali Spearman dan tau-b Kendall.



Correlation Coefficients

Pearson Spearman Kendall's tau-b

Display pairwise table Report significance Flag significant correlations
 Confidence intervals
Interval %
 Vovk-Sellke maximum p-ratio

Hypothesis Correlated Correlated positively Correlated negatively

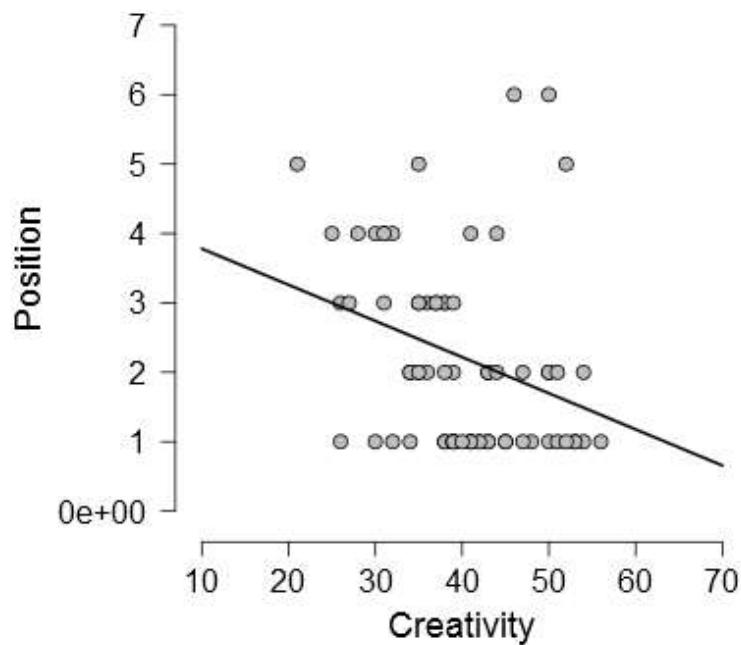
Plots Correlation matrix Densities for variables Statistics

Correlation Table

	-	Position	Spearman		Kendall	
			rho	p	tau B	p
Creativity	-	Position	-0.373**	0.002	-0.300**	0.001

* p < .05, ** p < .01, *** p < .001

Boleh diperhatikan ada korelasi yang signifikan antara skor kreativiti dan kedudukan final dalam pertandingan ‘World’s biggest liar’, semakin tinggi skor, semakin baik kedudukan final dalam pertandingan. Bagaimanapun, kesan saiz hanya pada tahap sederhana.



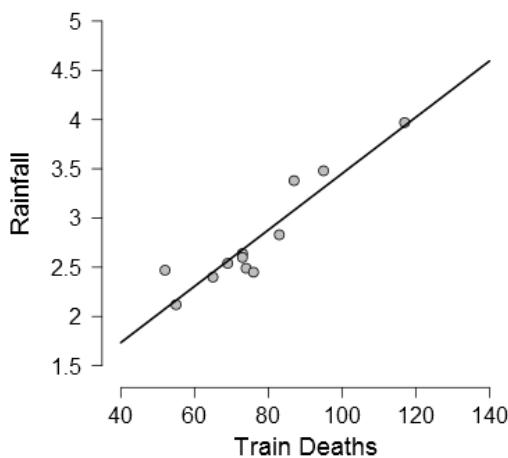
NOTA AMARAN.

Korelasi hanya memberi maklumat kekuatan hubungan. Ia tidak memaklumkan arah hubungan yakni angkubah yang mana satu menyebabkan perubahan kepada yang satu lagi. Jadi, ia tidak boleh digunakan untuk menyatakan bahawa X menyebabkan Y. Biasanya, korelasi signifikan tidak mempunyai apa-apa makna dan boleh diperolehi secara kebetulan terutamanya jika anda melakukan korelasi bagi beribu-ribu angkubah. Hal ini boleh diperhatikan dalam contoh korelasi yang pelik:

Pejalan kaki terbunuuh dalam perlenggaran dengan kereta api berkorelasi dengan jumlah hujan di Missouri:

Pearson Correlations

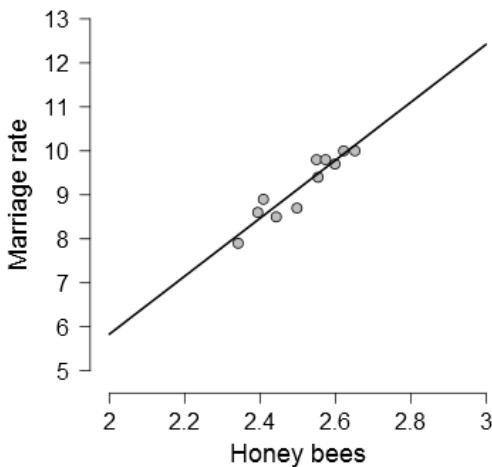
		Pearson's r	p
Train Deaths	-	Rainfall	0.928 < .001



Bilangan koloni lebah yang menghasilkan madu (1000's) kuat berkorelasi dengan kadar perkahwinan di South Carolina (per 1000 perkahwinan)

Pearson Correlations

		Pearson's r	p
Honey bees	-	Marriage rate	0.938 < .001





REGRESI

Jika korelasi diguna untuk menguji perkaitan antara angkubah-angkubah, regresi ialah langkah yang seterusnya yang selalu digunakan dalam analisis peramalan, iaitu untuk meramal angkubah hasil (*outcome variable*) bersandar daripada satu (regresi mudah) atau lebih (regresi pelbagai) angkubah peramal tak bersandar.

Regresi menghasilkan model hipotetikal berkenaan hubungan di antara pemboleh ubah pemboleh ubah hasil dan peramal. Model yang digunakan bersifat linear dan ditakrifkan dengan formula;

$$y = c + b*x + \epsilon$$

- y = anggaran skor angkubah hasil bersandar,
- c = pemalar,
- b = pekali regresi dan
- x = skor angkubah peramal tak bersandar
- ϵ = komponen ralat rawak (berdasarkan nilai-nilai baki)

Regresi linear menyediakan kedua-dua pemalar dan pekali(-pekali) regresi.

Regresi linear membuat andaian-andaian berikut:

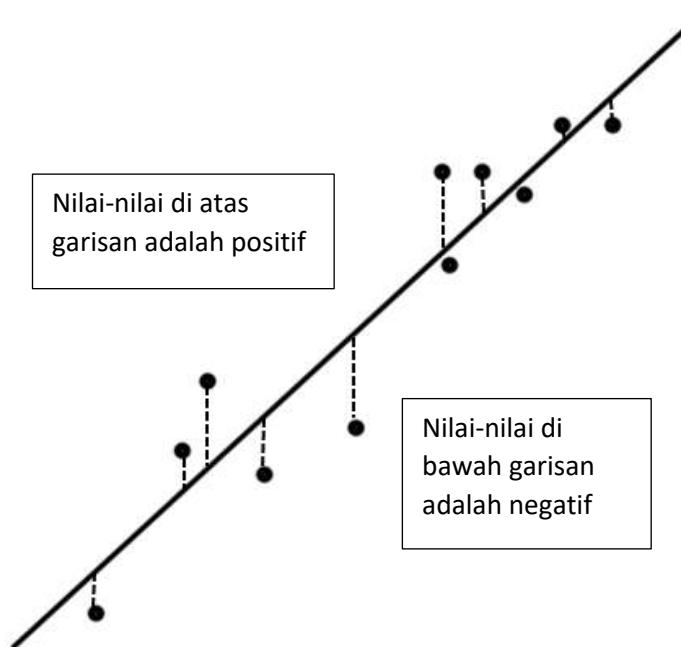
1. **Hubungan linear:** penting untuk menyemak kewujudan unsur-unsur luaran kerana regresi linear sensitif terhadap kewujudan data tersebut.
2. **Angkubah-angkubah tidak bersandar**
3. **Normaliti Multivariat:** memerlukan semua angkubah bertaburan secara normal
4. **Homoskedastisiti:** homogeniti varians nilai lebihan
5. **Multikollineariti /autokorelasi:** apabila angkubah-angkubah tidak bersandar/nilai-nilai baki berkorelasi dengan kuat sesama sendiri.

Berkenaan saiz sampel, ada banyak cadangan dalam literatur: daripada (1) 10 hingga ke 15 titik data bagi setiap peramal di dalam model (jadi, 4 angkubah peramal memerlukan antara 40 hingga 60 titik data) kepada (2) $50 + (8 * \text{bilangan peramal})$ bagi setiap angkubah. Jadi, untuk 4 angkubah, 82 titik data diperlukan bagi setiap angkubah. Ini bermaksud, semakin besar saiz sampel, semakin tepat atau eloklah model yang anda bangunkan.

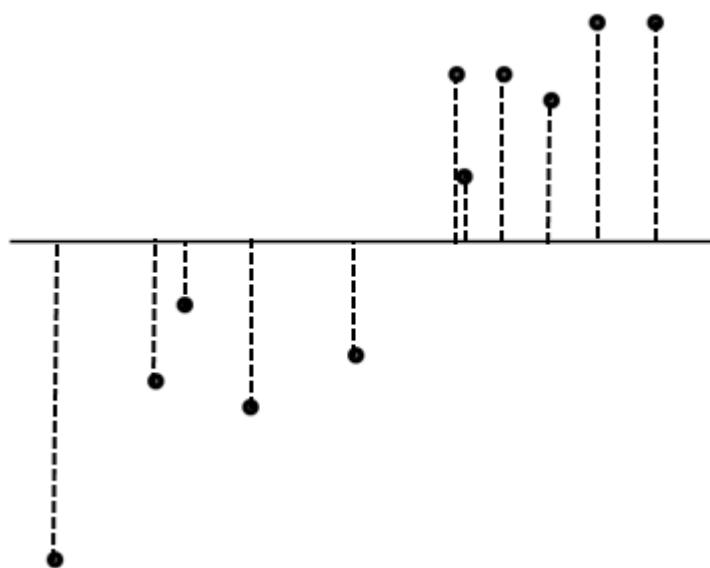
JUMLAH KUASA DUA (Membosankan, tapi asas penting dalam menilai model regresi)

Kebanyakan analisis regresi akan menghasilkan model yang terbaik yang boleh diperoleh, tetapi sebaik manakah model tersebut dan berapa banyak ralat ada di dalam model?

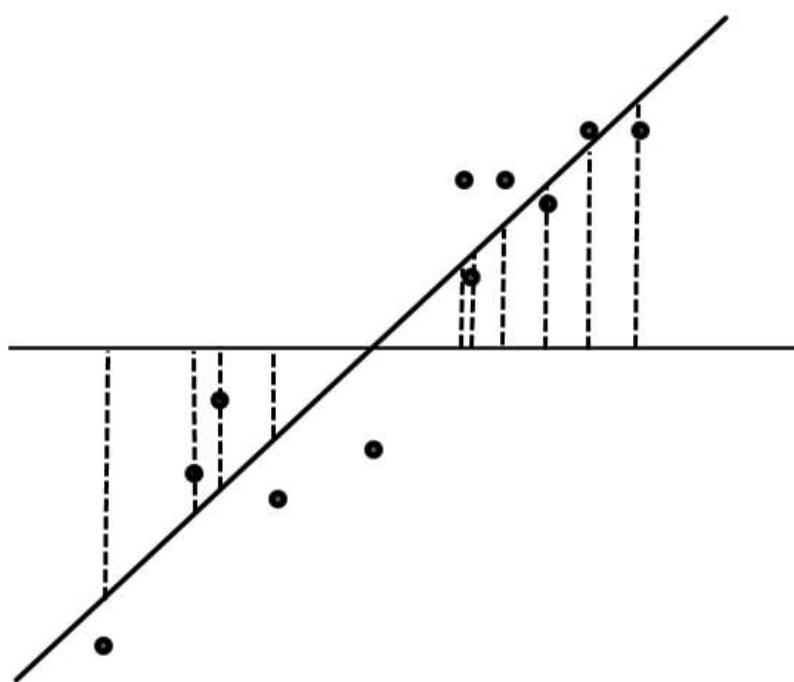
Perkara ini boleh ditentukan dengan melihat kepada ‘kebagusan padanan’ yang menggunakan jumlah kuasa dua. Ia satu ukuran jarak terdekat di antara data sebenar kepada garis regresi yang dimodelkan.



Perbezaan menegak antara titik-titik data dan garis regresi yang diramalkan dikenali sebagai **nilai-nilai baki**. Nilai-nilai ini dikuasa duakan untuk menghilangkan nombor-nombor negatif dan kemudian dijumlahkan untuk menghasilkan SS_R . Inilah yang dikatakan ralat model atau ‘kebagusan padanan’, semakin kecil nilai ini, semakin kurang ralat dalam model.



Perbezaan menegak antara titik-titik data dan min angkubah hasil boleh dikira. Nilai-nilai ini dikuasaduan untuk menghilangkan nombor-nombor negatif dan kemudian dijumlahkan untuk mendapatkan **KESELURUHAN** jumlah kuasa dua SS_T . Nilai ini menunjukkan sebearapa hampir nilai min sebagai model kepada skor-skor hasil.



Perbezaan vertikal antara min angkubah hasil dan garis regresi yang diramalkan sekarang sudah boleh ditentukan. Sekali lagi, nilai-nilai ini dikuasa duakan untuk menghilangkan nombor-nombor negatif dan kemudian dijumlahkan untuk memberikan jumlah kuasa dua **model** (SS_M). Nilai ini menunjukkan berapa baik model ini berbanding hanya menggunakan nilai min angkubah hasil.

Jadi, semakin besar SS_M semakin baik model dalam meramalkan hasil berbanding nilai min sahaja. Jika ia disertakan dengan SS_R yang kecil, model ini juga ada ralat yang kecil.

R^2 serupa dengan pekali penentuan dalam erti kata ia menunjukkan sebanyak mana variasi di dalam angkubah hasil boleh diramalkan oleh angkubah-angkubah peramal.

$$R^2 = \frac{SS_M}{SS_R}$$

Dalam regresi, model dinilaikan menggunakan statistik F berdasarkan penambahbaikan SS_M model dan ralat baki SS_R . Semakin besar nilai F maka semakin baiklah modelnya.

$$F = \frac{\text{Min } SS_M}{\text{Min } SS_R}$$



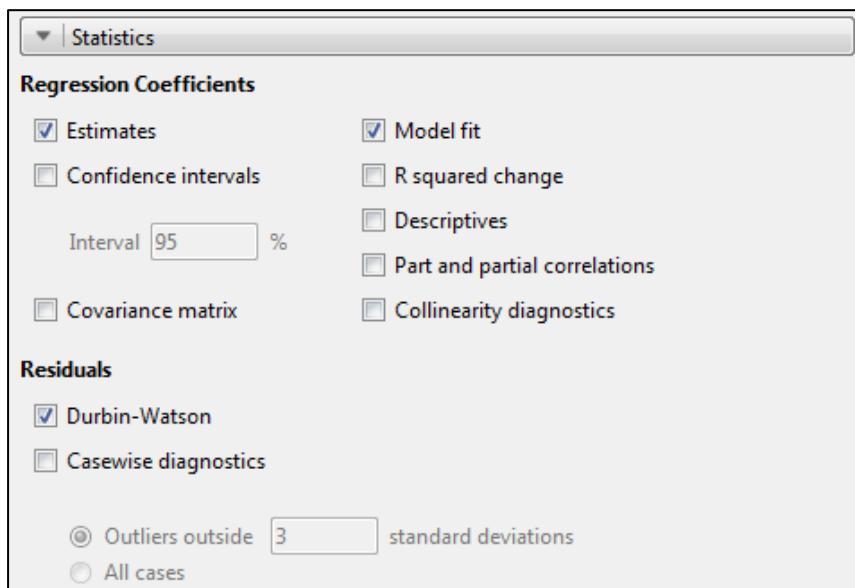
REGRESI MUDAH

Regresi menguji hipotesis nol (H_0) bahawa tiada ramalan yang signifikan untuk angkubah bersandar (hasil) oleh angkubah-angkubah peramal.

Buka **Rugby kick regression.csv**. Setdata ini mempunyai data mengenai sepakan pemain rugbi termasuklah jarak sepakan, kekuatan kaki kanan/kiri dan keanjalanan serta kekuatan kaki bilateral.

Pertamanya, pergi ke Descriptives > Descriptive statistics dan gunakan plotkotak untuk menyemak unsur-unsur luaran. Dalam kes ini, sepatutnya tidak ada, namun menyemaknya adalah amalan yang baik.

Untuk regresi mudah ini, pergi ke Regression > Linear regression dan letakkan distance dalam kotak ‘Dependent Variable (outcome)’ dan ‘R_Strength’ dalam kotak ‘Covariates (Predictor)’. Tandakan pilihan-pilihan berikut di bawah pilihan-pilihan ‘Statistics’:



MEMAHAMI OUTPUT

Anda akan dapat output berikut:

Model Summary

Model	R	R ²	Adjusted R ²	RMSE	Durbin-Watson
1	0.784	0.614	0.579	55.285	1.524

Di sini boleh dilihat bahawa korelasi (R) di antara dua angkubah adalah tinggi (0.784). Nilai R² iaitu 0.614 memberitahu kita bahawa kekuatan kaki kanan menyumbang 61.4% daripada varians jarak sepakan. Durbin-Watson menyemak korelasi antara nilai baki checks yang boleh membantalkan ujian ini. Nilai ini sepatutnya berada antara 1 dan 3, dan secara idealnya di sekitar 2.



ANOVA

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	p
1	Regression	53589.863	1	53589.863	17.533	0.002
	Residual	33621.061	11	3056.460		
	Total	87210.923	12			

Jadual ANOVA menunjukkan kesemua jumlah kuasa dua yang disebut sebelum ini. Regression adalah modelnya dan Residual adalah ralatnya. Statistik F signifikan pada $k=0.002$. Ini memberitahu kita bahawa model ini secara signifikannya adalah lebih baik dalam meramal jarak sepanjang berbanding purata jarak.

Dapatan ini dilaporkan sebagai **F (1, 11) = 17.53, k<.001**.

Coefficients

Model		Unstandardized	Standard Error	Standardized	t	p
1	(Intercept)	57.105	103.588		0.551	0.592
	R_Strength	6.425	1.534	0.784	4.187	0.002

Jadual ini menunjukkan pekali (tidak piawai) yang boleh dimasukkan ke dalam persamaan linear.

$$y = c + b*x$$

y = skor angkubah hasil bersandar yang dianggarkan,

c = pemalar (**intercept**)

b = pekali regresi (**R_strength**)

x = skor angkubah peramal tidak bersandar

Sebagai contoh, untuk kekuatan kaki 60kg, jarak sepanjang boleh diramalkan:

$$\text{Jarak} = 57.105 + (6.452 * 60) = 454.6 \text{ m}$$

LAGI SEMAKAN ANDAIAN

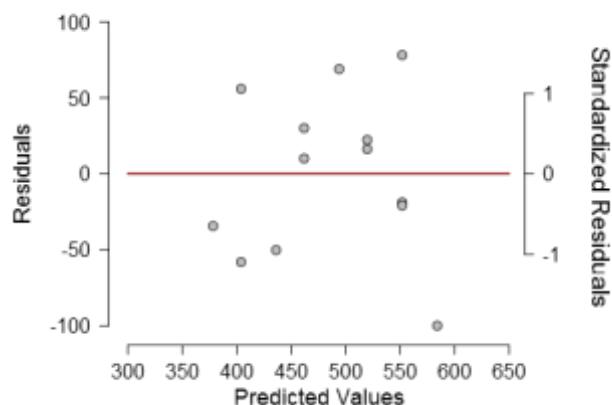
Dalam 'Assumption Checks', tandakan dua pilihan berikut:

▼ Assumption Checks

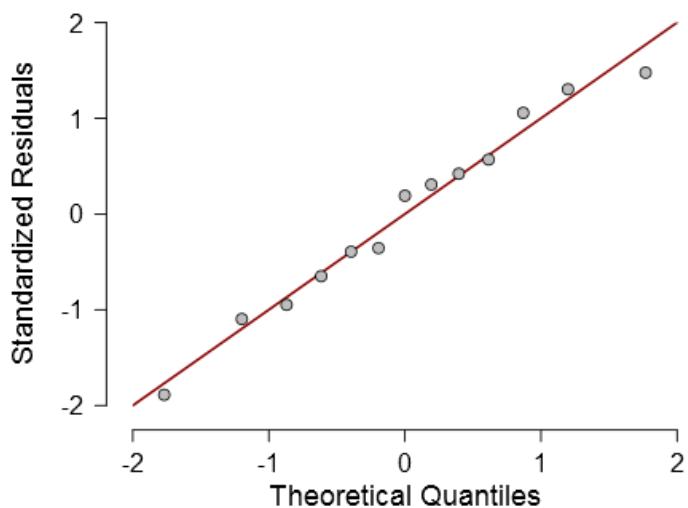
Residual Plots

- Residuals vs. dependent
- Residuals vs. covariates
- Residuals vs. predicted
- Residuals histogram
- Standardized residuals
- Q-Q plot standardized residuals

It akan menghasilkan dua graf:



Graf ini menunjukkan taburan rawak yang seimbang bagi nilai-nilai di sekitar garis asas. Ia mencadangkan bahawa andaian homoskedastisiti tidak disanggah. (Lihat Penerokaan Integriti Data dalam JASP untuk maklumat yang lebih terperinci).



Q-Q plot menunjukkan bahawa nilai baki piawai muat di sepanjang garis diagonal. Ia mencadangkan bahawa kedua-dua andaian normaliti dan lineariti juga tidak disanggah.

MELAPORKAN KEPUTUSAN

Regresi linear menunjukkan bahawa kekuatan kaki kanan boleh meramalkan jarak sepanjang secara signifikan, $F(1, 11) = 17.53$, $p < .001$ menggunakan persamaan regresi berikut:

$$\text{Jarak} = 57.105 + (6.452 * \text{Kekuatan kaki kanan})$$



REGRESI PELBAGAI

Model ini masih lagi suatu yang linear dan ditakrifkan oleh formula berikut;

$$y = c + b * x + \epsilon$$

- y = anggaran skor angkubah hasil bersandar,
- c = pemalar (**intercept**)
- b = pekali regresi (**R_strength**)
- x = skor angkubah peramal tidak bersandar
- ϵ = komponen ralat rawak (berdasarkan nilai baki)

Bagaimanapun, kita sekarang ada lebih daripada satu pekali regresi dan skor peramal, iaitu

$$y = c + b_1 * x_1 + b_2 * x_2 + b_3 * x_3 \dots\dots\dots b_n * x_n$$

Kaedah memasukkan data.

Jika peramal tidak berkorelasi, turutan kemasukan tidak membawa kesan kepada model. Dalam kebanyakan kes, angkubah peramal agak berkorelasi dan turutan kemasukan peramal boleh mempengaruhi model. Kaedah-kaedah yang berbeza menjadi topik perdebatan dalam bidang ini.

Kemasukan paksa (**Enter**): Kaedah ini adalah **kaedah tetapan asal** di mana semua peramal dipaksakan ke dalam model mengikut turutan kemunculan mereka dalam kotak Covariates box. Kaedah ini dianggap yang terbaik.

Kemasukan mengikut blok (kemasukan **Hierarchical**): Pengkaji, biasanya berdasarkan pengetahuan sedia ada dan kajian-kajian lepas, menentukan turutan bagi kemasukan peramal-peramal bergantung kepada kepentingan mereka dalam meramal angkubah hasil. Peramal-peramal tambahan dimasukkan dalam langkah-langkah seterusnya.

Kemasukan ikut langkah (kemasukan **Backward**): Semua peramal dimasukkan ke dalam model pada mulanya dan kemudian sumbangan setiap peramal dikira. Peramal yang mempunyai kurang daripada tahap sumbangan yang ditetapkan ($k < 0.1$) akan disingkir. Proses ini diulang sehingga semua peramal adalah signifikan statistiknya.

Kemasukan ikut langkah (kemasukan **Forward**): Peramal dengan korelasi mudah yang tertinggi dengan angkubah hasil dimasukkan dahulu. Peramal seterusnya dipilih berdasarkan saiz korelasi separuh-bahagian dengan angkubah hasil. Proses ini diulang sehingga semua peramal yang menyumbang varians unik secara signifikan kepada model telah dimasukkan ke dalam model.

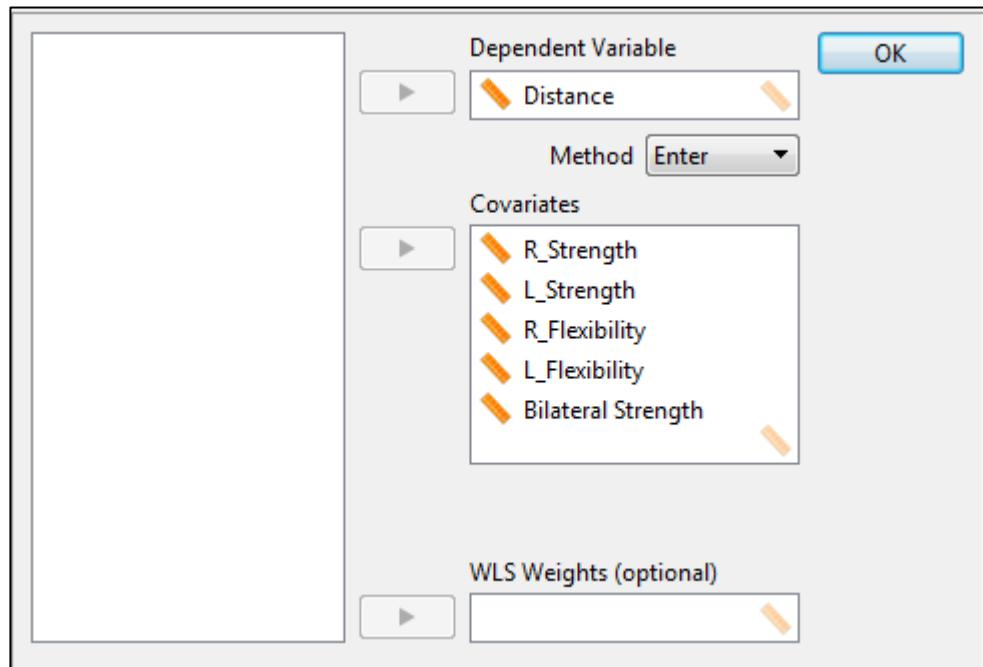
Kemasukan **Stepwise**: Sama seperti kaedah **Forward**, kecuali setiap kali peramal dimasukkan ke dalam model, satu ujian penyingkiran dibuat ke atas peramal yang paling lemah. Model ini dinilai semula berterusan untuk melihat sama ada peramal yang bertindan boleh disingkirkan.

Ada banyak kekurangan-kekurangan yang dilaporkan berkenaan penggunaan kaedah ikut langkah. Tetapi, kedah kemasukan **Backward** berguna untuk meneroka peramal-peramal yang sebelumnya tidak digunakan atau untuk penalaan model lebih baik demi memilih peramal-peramal terbaik daripada pilihan-pilihan yang ada.

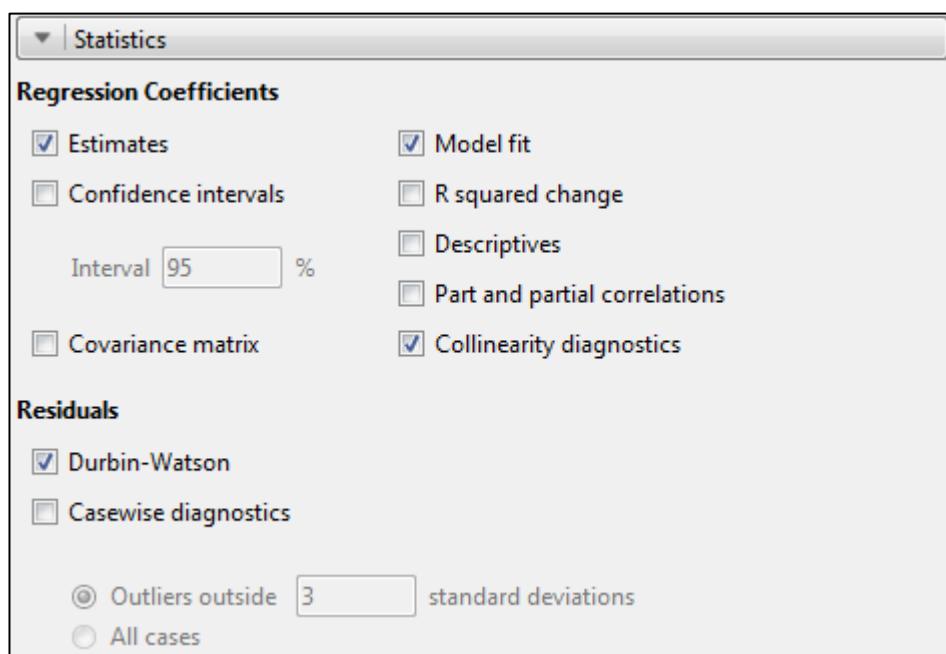


MENJALANKAN REGRESI PELBAGAI

Buka **Rugby kick regression.csv** yang telah digunakan untuk regresi mudah. Pergi ke Regression > Linear regression dan letakkan distance ke dalam kotak ‘Dependent Variable’ (hasil) dan kemudian tambah semua angkubah lain ke dalam ‘Covariates (Predictor)’.



Dalam bahagian Variable, biarkan pilihan **Enter** untuk Method. Tandakan pilihan-pilihan yang berikut dalam pilihan-pilihan ‘Statistics’: ‘Estimates’, ‘Model fit’, ‘Collinearity diagnostics’ dan ‘Durbin-Watson’.





MEMAHAMI OUTPUT

Anda akan dapat melihat output yang berikut:

Model Summary

Model	R	R ²	Adjusted R ²	RMSE	Durbin-Watson
1	0.902	0.814	0.681	48.132	1.328

Nilai Adjusted R² (digunakan untuk peramal pelbagai) menunjukkan bahawa mereka boleh meramal 68.1% daripada varians hasil Semakan Durbin-Watson bagi korelasi-korelasi antara nilai baki adalah antara 1 dan 3 seperti yang diperlukan.

ANOVA

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	p
1	Regression	70994.078	5	14198.816	6.129	0.017
	Residual	16216.845	7	2316.692		
	Total	87210.923	12			

Jadual ANOVA menunjukkan statistik F signifikan pada $k=0.017$ yang mencadangkan bahawa model ini adalah peramal signifikan bagi jarak sepanjang lebih baik berbanding purata jarak.

Coefficients

Model		Unstandardized	Standard Error	Standardized	t	p	Collinearity Statistics	
							Tolerance	VIF
1	(Intercept)	-92.367	218.389		-0.423	0.685		
	R_Strength	1.747	3.321	0.213	0.526	0.615	0.162	6.180
	L_Strength	0.703	3.590	0.086	0.196	0.850	0.138	7.231
	R_Flexibility	4.078	4.759	0.373	0.857	0.420	0.140	7.125
	L_Flexibility	-1.339	2.447	-0.135	-0.547	0.601	0.438	2.281
	Bilateral Strength	1.665	0.946	0.423	1.759	0.122	0.458	2.181

Jadual ini menunjukkan satu model dan pemalar (intercept) dan pekali regresi (unstandardized) untuk semua peramal dipaksakan ke dalam model. Walaupun ANOVA menunjukkan model ini signifikan, namun tiada satupun daripada pekali regresi peramal adalah signifikan!

'Collinearity statistics', 'Tolerance' dan VIF (Variance Inflation Factor) menyemak andaian multikolineariti. Sebagai panduan ringkas, jika VIF >10 dan Tolerance <0.1 , andaian-andaian telah disanggah teruk. Jika **purata** VIF >1 dan Tolerance <0.2 maka model mungkin bersifat bias. Dalam contoh ini, purata VIF agak besar (sekitar 5).



Sebagai perbandingan, lakukan semula analisis regresi tetapi sekarang pilih Backward sebagai keadaan kemasukan data.

Outputnya seperti berikut:

Model Summary

Model	R	R ²	Adjusted R ²	RMSE	Durbin-Watson
1	0.902	0.814	0.681	48.132	
2	0.902	0.813	0.720	45.146	
3	0.897	0.805	0.740	43.505	
4	0.884	0.782	0.738	43.618	1.676

JASP telah mengira 4 model regresi yang berpotensi. Kita boleh perhatikan bahawa setiap model yang berturutan mempunyai nilai Adjusted R² yang meningkat. Model 4 menerangkan 73.5% daripada varians hasil.

Skor Durbin-Watson juga lebih tinggi daripada kaedah kemasukan paksa.

ANOVA

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	p
1	Regression	70994.078	5	14198.816	6.129	0.017
	Residual	16216.845	7	2316.692		
	Total	87210.923	12			
2	Regression	70905.329	4	17726.332	8.697	0.005
	Residual	16305.594	8	2038.199		
	Total	87210.923	12			
3	Regression	70176.855	3	23392.285	12.359	0.002
	Residual	17034.068	9	1892.674		
	Total	87210.923	12			
4	Regression	68185.712	2	34092.856	17.920	< .001
	Residual	19025.211	10	1902.521		
	Total	87210.923	12			

Jadual ANOVA menunjukkan setiap model yang berturutan adalah lebih baik seperti mana yang ditunjukkan oleh nilai F yang meningkat dan nilai p yang semakin baik.



Coefficients

Model		Unstandardized	Standard Error	Standardized	t	p	Collinearity Statistics	
							Tolerance	VIF
1	(Intercept)	-92.367	218.389		-0.423	0.685		
	R_Strength	1.747	3.321	0.213	0.526	0.615	0.162	6.180
	L_Strength	0.703	3.590	0.086	0.196	0.850	0.138	7.231
	R_Flexibility	4.078	4.759	0.373	0.857	0.420	0.140	7.125
	L_Flexibility	-1.339	2.447	-0.135	-0.547	0.601	0.438	2.281
	Bilateral Strength	1.665	0.946	0.423	1.759	0.122	0.458	2.181
2	(Intercept)	-110.347	185.840		-0.594	0.569		
	R_Strength	2.218	2.148	0.271	1.033	0.332	0.340	2.938
	R_Flexibility	4.501	3.978	0.411	1.131	0.291	0.177	5.658
	L_Flexibility	-1.370	2.291	-0.138	-0.598	0.566	0.440	2.272
	Bilateral Strength	1.605	0.840	0.408	1.910	0.092	0.512	1.954
3	(Intercept)	-116.892	178.772		-0.654	0.530		
	R_Strength	2.710	1.911	0.331	1.418	0.190	0.399	2.505
	R_Flexibility	2.886	2.814	0.264	1.026	0.332	0.328	3.048
	Bilateral Strength	1.642	0.807	0.418	2.033	0.073	0.515	1.944
4	(Intercept)	46.251	81.820		0.565	0.584		
	R_Strength	3.914	1.512	0.478	2.588	0.027	0.641	1.561
	Bilateral Strength	2.009	0.725	0.511	2.770	0.020	0.641	1.561

Model 1 ialah model yang sama dengan model yang menggunakan kaedah kemasukan paksa. Jadual ini menunjukkan bahawa apabila peramal yang paling kurang menyumbang secara signifikan disingkirkan, kita akan mendapat model dengan dua pekali regresi peramal yang signifikan, kekuatan kaki kanan dan kekuatan kaki bilateral. Kedua-dua Tolerance dan VIF boleh diterima.

Sekarang kita boleh melaporkan peramal kemasukan Backward di dalam model yang sangat signifikan, $F(2, 10) = 17.92$, $p < .001$ dan persamaan regresi

$$\text{Jarak} = 57.105 + (3.914 * \text{R_Strength}) + (2.009 * \text{Bilateral Strength})$$

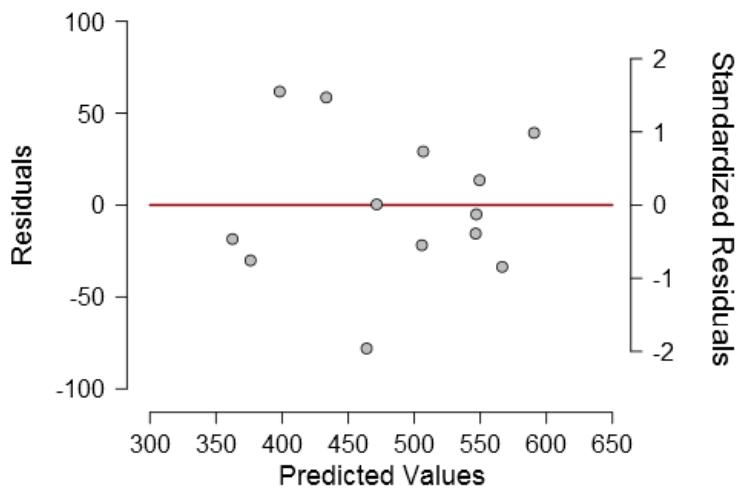
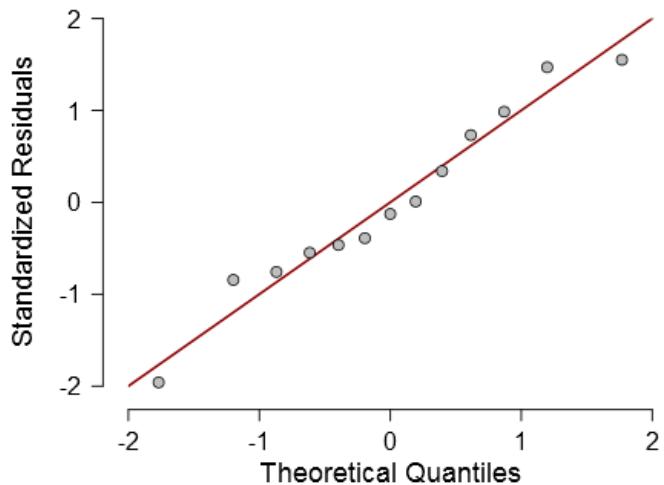
MENGUJI ANDAIAN-ANDAIAN LANJUTAN.

Sepertimana untuk contoh regresi linear mudah, tandakan pilihan-pilihan berikut.

▼ Assumption Checks

Residual Plots

- Residuals vs. dependent
- Residuals vs. covariates
- Residuals vs. predicted
- Residuals histogram
- Standardized residuals
- Q-Q plot standardized residuals

Residuals vs. Predicted

Q-Q Plot Standardized Residuals ▾


Taburan baki yang seimbang di sekitar garis sasas mencadangkan andaian homoskedastisiti tidak disanggah.

Plot Q-Q menunjukkan baki yang dipiawaikan muat disepanjang garis diagonal dan ini mencadangkan andaian-andaian normaliti dan lineariti juga tidak disanggah.

MELAPORKAN KEPUTUSAN

Regresi linear pelbagai menggunakan kemasukan data mengundur menunjukkan kaki kanan dan kekuatan bilateral boleh meramalkan jarak sepanjang secara signifikan $F(2,10) = 17.92$, $p < .001$ menggunakan persamaan regresi

$$\text{Distance} = 57.105 + (3.914 * \text{R_Strength}) + (2.009 * \text{Bilateral Strength})$$



RINGKASAN

R^2 memberikan maklumat berapa banyak varians diterangkan oleh model menggunakan peramal-peramal yang ada.

Statistik F memberi maklumat tentang seberapa bagus model itu.

Nilai (b) tidak piawai memberikan pemalar yang mencerminkan kekuatan hubungan antara angkubah-angkubah peramal dan hasil.

Penyanggahan andaian-andaian boleh disemak menggunakan nilai Durbin-Watson, nilai tolerance/VIF, baki vs yang diramalkan dan plot Q-Q.

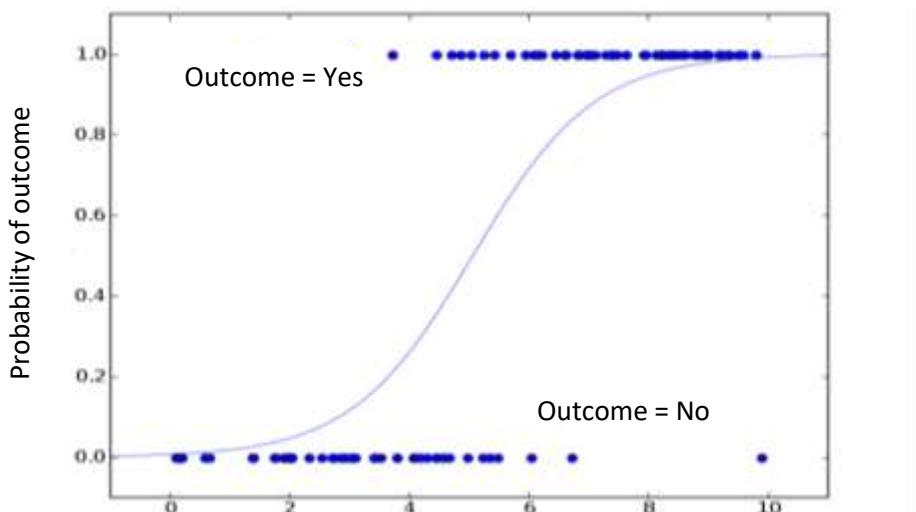


REGRESI LOGISTIK

Dalam regresi mudah dan pelbagai, angkubah-angkubah hasil dan peramal adalah data selanjar. Bagaimana pula jika hasil ialah ukuran binari atau kategorikal? Bolehkan, sebagai contoh, hasil *ya* atau *tidak* diramalkan oleh angkubahain yang bersifat kategorikal atau selanjar? Jawapannya ialah YA jika regresi logistik binari digunakan. Keadah ini digunakan untuk meramal kebarangkalian hasil *ya* atau *tidak*.

Hipotesis nol yang diuji ialah tidak ada hubungan antara hasil dan angkubah-angkubah peramal.

Seperti yang boleh dilihat dalam graf di bawah, garis regresi linear di antara jawapan Yes dan No tidak akan bermakna sebagai model peramalan. Jadi, keluk regresi logistik sigmoidal dimuatkan dengan nilai minimum 0 dan maksimum 1. Kita boleh melihat bahawa sebahagian nilai peramal bertindan dengan YES dan No. Sebagai contoh, nilai peramalan 5 akan memberi kebarangkalian 50% bagi hasil Yes atau No. Maka, ambang-ambang dikira untuk menentukan jika nilai data peramal boleh dikelaskan sebagai hasil Yes atau No.



ANDAIAN-ANDAIAN UNTUK REGRESI LOGISTIK BINARI

- Angkubah bersandar mestilah binari yakni *ya* atau *tidak*, *lelaki* atau *perempuan*, *baik* atau *buruk*.
- Satu atau lebih angkubah tidak bersandar (peramal) boleh bersifat selanjar atau kategorikal.
- Satu hubungan linear antara angkubah tidak bersandar dan transformasi logit (log natural) untuk peluang mendapat hasil bersamaan dengan satu daripada kategori bagi angkubah bersandar.

METRIK REGRESI LOGISTIK

AIC (Akaike Information Criteria) dan **BIC** (Bayesian Information Criteria) adalah ukuran-ukuran kepadanan model; model yang terbaik mempunyai nilai-nilai AIC dan BIC yang paling rendah.



Tiga nilai **pseudo R²** dikira di dalam JASP: McFadden, Nagelkerke dan Tjur. Nilai-nilai ini sebanding dengan R² dalam regresi linear dan semuanya memberi nilai-nilai yang berbeza. Nilai R² yang dianggap baik adalah berbeza-beza, tetapi, nilai tersebut berguna dalam membandingkan model-model yang berbeza untuk data yang sama. Model dengan statistik R² terbesar dianggap yang terbaik.

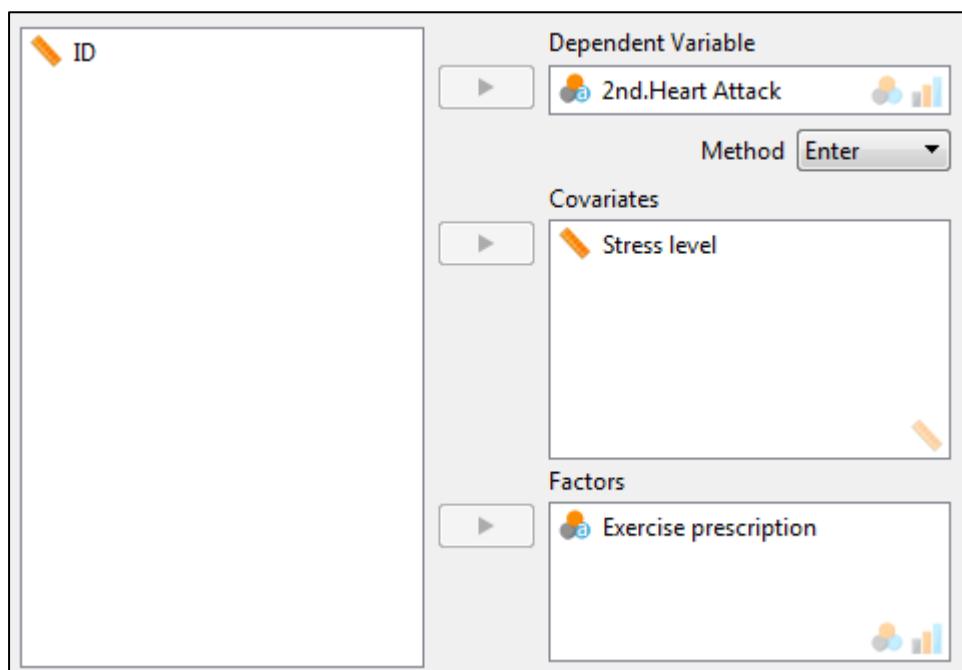
Confusion matrix adalah jadual yang menunjukkan hasil yang sebenar berbanding yang diramalkan dan boleh digunakan untuk menuntukan kejituhan model. Daripada jadual ini, sensitiviti dan spesifisiti boleh didapatkan.

Sensitiviti ialah peratusan kes yang mana hasil yang diperhatikan telah diramalkan dengan betul oleh model (yakni positif yang benar).

Spesifisiti ialah peratusan pemerhatian yang telah diramalkan dengan betul sebagai bukan sebahagian daripada hasil (yakni negatif yang benar).

MENJALANKAN REGRESI LOGISTIK

Buka **Heart attack.csv** dalam JASP. Fail ini mempunyai 4 lajur data, Patient ID, sama ada mereka telah mengalami serangan jantung kedua (yes/no), samaada mereka diberikan senaman (yes/no) dan tahap stres mereka (nilai tinggi = stres tinggi). Letakkan angkubah hasil (2nd heart attack) ke dalam kotak ‘Dependent Variable’, alihkan ‘Stress level’ ke kotak ‘Covariates’ dan ‘Exercise prescription’ ke ‘Factors’. Biarkan ‘Enter’ sebagai kaedah kemasukan data.





Dalam pilihan-pilihan ‘Statistics’, tandakan ‘Estimates’, ‘Odds ratios’, ‘Confusion matrix’, ‘Sensitivity’ dan ‘Specificity’.

The screenshot shows the 'Statistics' dialog box in JASP. Under 'Descriptives', 'Factor descriptives' is unchecked. Under 'Regression Coefficients', 'Estimates' is checked, while 'Standardized coefficients', 'Odds ratios', 'Confidence intervals' (with an 'Interval' input set to 95%), 'Odds ratio scale', 'Robust standard errors', and 'Vovk-Sellke maximum p-ratio' are unchecked. Under 'Performance Diagnostics', 'Confusion matrix' is checked, while 'Proportions' is unchecked. Under 'Performance metrics', 'AUC', 'Precision', 'F-measure', 'Brier score', and 'H-measure' are unchecked, while 'Sensitivity / Recall' and 'Specificity' are checked.

MEMAHAMI OUTPUT

Output awal ialah 4 jadual.

Ringkasan model menunjukkan H_1 (dengan skor AIC dan BIC paling rendah) mencadangkan hubungan yang signifikan ($X^2(37) = 21.257$, $p < .001$) di antara hasil (2nd heart attack) dan angkubah-angkubah peramal (preskripsi senaman dan tahap stres).

Model summary

Model	Deviance	AIC	BIC	df	X^2	p	McFadden R ²	Nagelkerke R ²	Tjur R ²
H_0	55.452	57.452	59.141	39					
H_1	34.195	40.195	45.261	37	21.257	< .001	0.383	0.550	0.126

Nilai R² McFadden = 0.383. Ada yang mencadangkan bahawa selar antara 0.2 ke 0.4 menandakan kepadanan model yang baik.

Coefficients

	Estimate	Standard Error	Odds Ratio	z	p
(Intercept)	-4.368	2.550	0.013	-1.713	0.087
Stress level	0.089	0.041	1.093	2.159	0.031
Exercise prescription (Yes)	-2.043	0.890	0.130	-2.295	0.022

Note. 2nd.Heart Attack level 'Yes' coded as class 1.



Kedua-dua tahap stres dan preskripsi senaman adalah angkubah peramal yang signifikan ($k=.031$ dan $.022$). Nilai-nilai yang paling penting dalam jadual pekali adalah nisbah peluang. Untuk peramal selanjar, nisbah peluang yang lebih besar daripada 1 mencadangkan hubungan positif manakala < 1 bermaksud hubungan yang negatif. Ini mencadangkan bahawa tahap stres yang tinggi berkait secara signifikan kepada peningkatan kebarangkalian serangan jantung yang kedua. Menerima intervensi senaman berkait dengan pengurangan kebarangkalian serangan jantung kedua secara signifikan. Nisbah peluang 0.13 hanya boleh ditafsirkan sebagai mempunyai 13% kebarangkalian untuk serangan jantung kedua jika pesakit mengamalkan senaman.

Confusion matrix		Performance metrics		
Observed	Predicted		Value	
	No	Yes		
No	15.000	5.000	Sensitivity	0.750
Yes	5.000	15.000	Specificity	0.750

Matrik Confusion menunjukkan ada 15 negatif dan positif benar yang diramalkan oleh model manakala ralat (negatif dan positif palsu) dijumpai dalam 5 kes. Hal ini disahkan oleh metrik Performance di mana kedua-dua sensitiviti (% kes yang mana hasil diramalkan dengan betul) dan spesifisiti (% kes yang diramal dengan betul sebagai tidak mempunyai hasil (negatif benar) kedua-duanya 75% .

PLOT-PLOT

Dapatan ini boleh divisualkan menerusi plot inferensial.

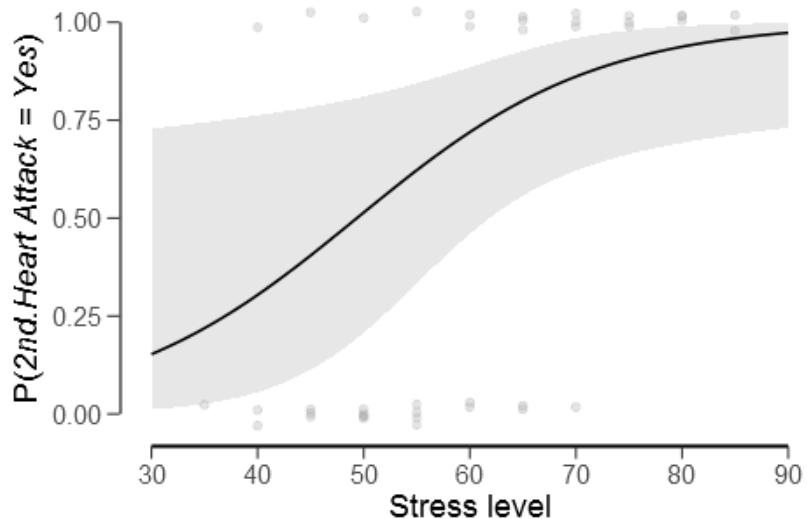
Plots

Inferential plots

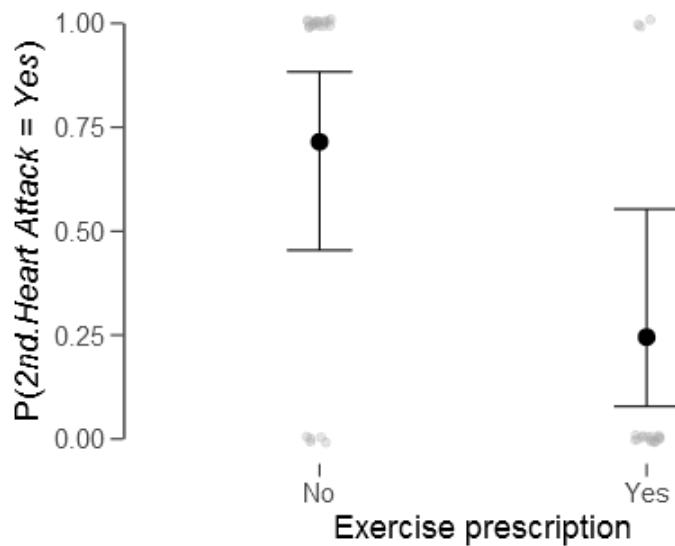
Display conditional estimates plots
Confidence Interval %
 Show data points

Residual plots

Predicted - residuals plot
 Predictor - residuals plots
 Squared Pearson residuals plot



Semakin tinggi tahap stres, kebarangkalian mendapat serangan jantung kedua semakin tinggi.



Ketidaaan intervensi senaman meningkatkan kebarangkalian serangan jantung kedua manakala ia menurun apabila intervensi dilakukan.

MELAPORKAN KEPUTUSAN

Regresi logistik dilakukan untuk menentukan kesan-kesan intervensi stress dan senaman ke atas kebarangkalian perserta kajian mengalami serangan jantung yang kedua. Model regresi logistik adalah signifikan, $\chi^2 (37) = 21.257$, $p < .001$. Model ini dapat mengklasifikasikan 75.0% kes dengan betul. Peningkatan stres dikaitkan dengan peningkatan kemungkinan serangan jantung yang kedua, tetapi penurunan stres dikaitkan dengan penurunan kemungkinan. Kewujudan program intervensi senaman mengurangkan kebarangkalian serangan jantung yang kedua kepada 13%.



MEMBANDINGKAN LEBIH DARIPADA DUA KUMPULAN TIDAK BERSANDAR ANOVA

Jika ujian-t membandingkan dua kumpulan / keadaan, analisis varians sehalia (ANOVA) membandingkan 3 atau lebih kumpulan / keadaan. Terdapat langkah-langkah ANOVA yang tidak bersandar dan berulang yang terdapat di JASP. ANOVA telah digambarkan sebagai ujian omnibus yang menghasilkan statistik F dan membandingkan sama ada keseluruhan data yang menjelaskan varians jauh lebih besar daripada varians yang tidak dapat dijelaskan. Hipotesis nol yang diuji adalah bahawa tidak terdapat perbezaan yang signifikan antara semua kumpulan. Jika hipotesis nol ditolak, ANOVA hanya menyatakan bahawa terdapat perbezaan yang signifikan di antara kumpulan-kumpulan tetapi tidak di mana perbezaan tersebut berlaku. Untuk menentukan di mana perbezaan kumpulan, ujian post hoc kemudiannya digunakan.

Mengapa kita tidak membandingkan beberapa pasangan? Jika terdapat 4 kumpulan (A, B, C, D) sebagai contoh dan perbezaannya dibandingkan menggunakan beberapa ujian-t:

- | | | |
|-----------|--------|-------------------------|
| • A vs. B | P<0.05 | 95% tiada ralat jenis I |
| • A vs. C | P<0.05 | 95% tiada ralat jenis I |
| • A vs. D | P<0.05 | 95% tiada ralat jenis I |
| • B vs. C | P<0.05 | 95% tiada ralat jenis I |
| • B vs. D | P<0.05 | 95% tiada ralat jenis I |
| • C vs. D | P<0.05 | 95% tiada ralat jenis I |

Dengan andaian bahawa setiap ujian adalah tidak bersandar, kebarangkalian keseluruhan akan dikira sebagai:

$$0.95 * 0.95 * 0.95 * 0.95 * 0.95 * 0.95 = 0.735$$

Ini dikenali sebagai ralat sekumpulan atau ralat Jenis I timbunan dan dalam kes ini hanya menghasilkan kebarangkalian 73.5% tanpa ralat Jenis I dimana hipotesis nol boleh ditolak apabila ia sebenarnya benar. Perkara ini boleh diatasi dengan menggunakan ujian post hoc yang membuat perbandingan pasangan yang berbeza dengan kriteria penerimaan yang ketat untuk mengelakkan ralat sekumpulan.

ANDAIAN-ANDAIAN

ANOVA tidak bersandar membuat andaian seperti kebanyakan ujian parametrik yang lain.

- Angkubah tidak bersandar mestilah kategorikal dan angkubah bersandar mestilah selanjur
- Kumpulan-kumpulan mestilah tidak bersandar antara satu sama lain
- Ankubah bersandar mestilah mempunyai taburan seakan-akan normal.
- Sepatutnya tiada unsur luaran yang signifikan.
- Sepatutnya ada homogeniti varians antara kumpulan jika tidak, nilai k untuk statistik F mungkin tidak boleh dipercayai.

Andaian yang pertama dan kedua biasanya dikawal melalui penggunaan reka bentuk kaedah penyelidikan yang sesuai.

Tiga andaian terakhir disanggah maka ujian bukan parametrik, Kruskal-Wallis harus dipertimbangkan.



UJIAN POST HOC

JASP menyediakan 4 alternatif untuk menggunakan ujian ANOVA tidak bersandar:

Bonferroni – ia boleh jadi sangat konservatif tetapi memberikan kawalan terjamin ke atas ralat Jenis I walaupun ia berisiko mengurangkan kuasa statistik.

Holm – ujian Holm-Bonferroni merupakan kaedah Bonferroni berurutan yang kurang konservatif berbanding ujian Bonferroni yang asal.

Tukey – salah satu ujian yang paling biasa digunakan dan menyediakan ralat Jenis I terkawal untuk kumpulan dengan saiz sampel yang sama dan varians kumpulan yang sama.

Scheffe – kawalan untuk tahap keyakinan keseluruhan apabila saiz sampel kumpulan berbeza.

SAIZ KESAN

JASP memberi pengiraan saiz kesan alternatif yang sama yang digunakan dengan ujian ANOVA kumpulan tidak bersandar.

Eta kuasa dua (η^2) – tepat untuk varians sampel yang diterangkan tapi terlebih anggar varians populasi. Ini boleh menyukarkan perbandingan kesan satu-satu angkubah dalam kajian-kajian yang berbeza.

Sebagian Eta kuasa dua (η_p^2) – ia menyelesaikan masalah berkaitan anggaran melampau bagi varians dan ini membolehkan perbandingan kesan angkubah yang sama dalam kajian-kajian yang berlainan.

Omega kuasa dua (ω^2) – Biasanya, bias statistikal menjadi lebih kecil apabila saiz sampel membesar, tapi, bagi sampel-sampel kecil, ($n < 30$) ω^2 memberikan ukuran saiz kesan yang tidak bias.

Ujian	Ukuran	Remeh	Kecil	Sederhana	Besar
ANOVA	Eta	<0.1	0.1	0.25	0.37
	Partial Eta	<0.01	0.01	0.06	0.14
	Omega squared	<0.01	0.01	0.06	0.14

RUNNING THE INDEPENDENT ANOVA

Buka **Independent ANOVA diet.csv**. Ia mengandungi lajur A yang mengandungi 3 jenis diet yang digunakan (A, B dan C) dan lajur lain mengandungi jumlah mutlak penurunan berat badan selepas 8 minggu pada salah satu daripada 3 jenis diet yang berlainan. Amalan yang baik adalah untuk memeriksa statistik deskriptif dan plot kotak untuk mana-mana unsur luaran.

Pergi ke ANOVA > ANOVA, letakkan ‘weight loss’ pada kotak ‘Dependent Variable’ dan ‘Diet’ pada kotak ‘Fixed Factors’. Langkah pertama yang perlu dilakukan adalah menanda kedua-dua ‘Assumption Checks’ dan pada ‘Additional Options’ tandakan pada ‘Descriptive statistics’ dan ω^2 sebagai saiz kesan;



Dependent Variable
► Weight loss kg

Fixed Factors
► Diet

WLS Weights

► Model

▼ Assumption Checks

Homogeneity tests

Q-Q plot of residuals

▼ Additional Options

Display

Descriptive statistics

Estimates of effect size

η^2 partial η^2 ω^2

Vovk-Sellke maximum p-ratio

Ini akan menghasilkan 3 jadual and satu plot Q-Q.

MEMAHAMI OUTPUT

ANOVA - Weight loss kg ▼

Cases	Sum of Squares	df	Mean Square	F	p	ω^2
Diet	92.369	2.000	46.184	10.826	< .001	0.214
Residual	294.371	69.000	4.266			

Note. Type III Sum of Squares

Jadual utama ANOVA menunjukkan ujian F-statistik adalah signifikan ($p < .001$) dan terdapat saiz kesan yang besar. Oleh itu, terdapat perbezaan yang signifikan di antara min ketiga-tiga kumpulan diet.



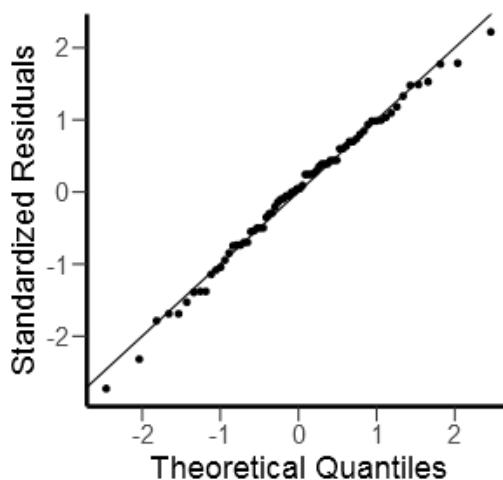
ANDAIAN-ANDAIAN UJIAN

Sebelum menerima keputusan tersebut, penyanggahan andaian yang diperlukan untuk ANOVA harus diperiksa.

Test for Equality of Variances (Levene's)

F	df1	df2	p
1.298	2.000	69.000	0.280

Ujian Levene menunjukkan bahawa homogeniti varians tidak signifikan.



Q-Q plot menunjukkan taburan data adalah normal dan linear.

Descriptives - Weight loss kg

Diet	Mean	SD	N
Diet A	3.008	1.668	24.000
Diet B	3.413	2.361	24.000
Diet C	5.588	2.108	24.000

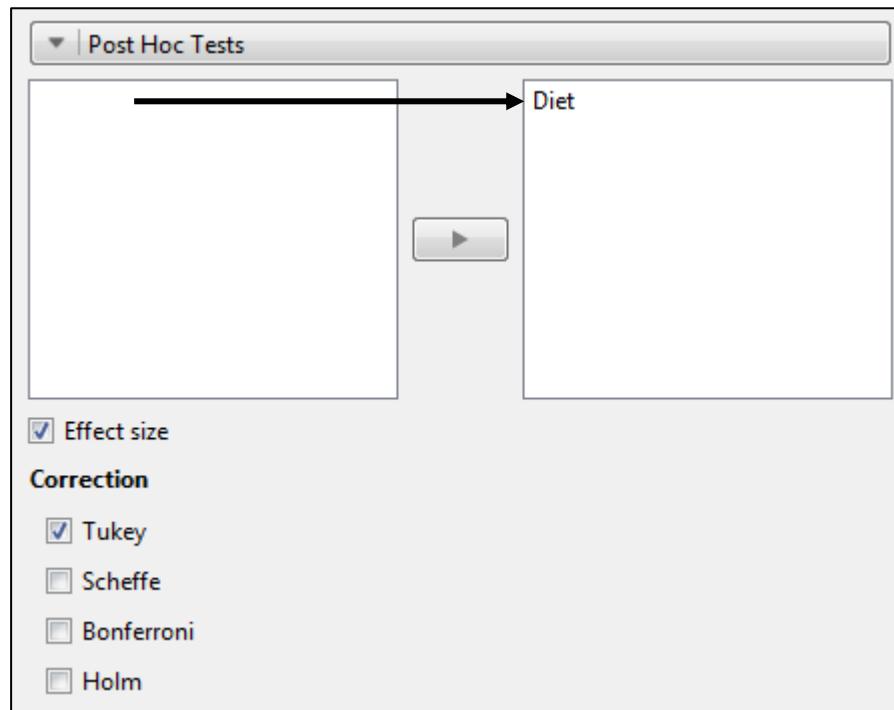
Deskriptif statistik mencadangkan bahawa pengamal Diet C mempunyai kehilangan berat yang paling tinggi selepas 8 minggu.

Jika ANOVA melaporkan tiada perbeaan yang signifikan, anda tidak perlu meneruskan analisis selanjutnya.



UJIAN POST HOC

Jika ANOVA adalah signifikan, ujian post hoc boleh dilakukan. Dalam ujian post hoc, masukkan ‘Diet’ ke dalam kotak di sebelah kanan, tandakan ‘effect size’ dan dalam kes ini gunakan ‘Tukey’ untuk pembetulan post hoc.



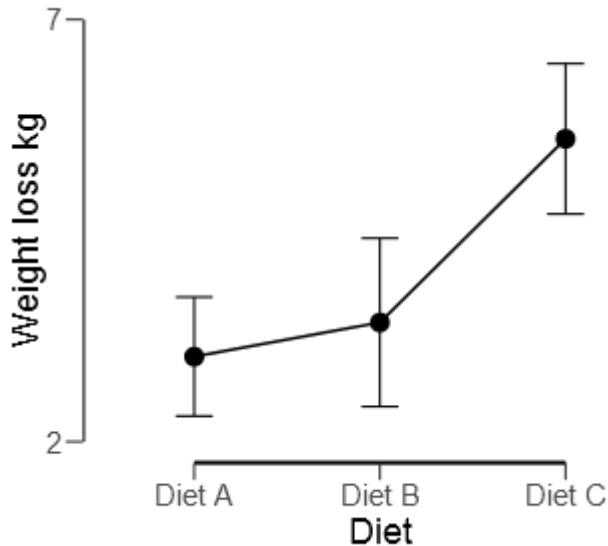
Dalam ‘Descriptive Plots’, masukkan ‘Factor – Diet’ pada paksi mendatar dan tandakan ‘display error bars’.

Post Hoc Comparisons - Diet

		Mean Difference	SE	t	Cohen's d	p _{tukey}
Diet A	Diet B	-0.404	0.596	-0.678	-0.198	0.777
	Diet C	-2.579	0.596	-4.326	-1.357	< .001
	Diet B	-2.175	0.596	-3.648	-0.972	0.001

Note. Cohen's d does not correct for multiple comparisons.

Ujian Post hoc menunjukkan tiada perbezaan yang signifikan di antara pengurangan berat pada Diet A and Diet B. Walaubagaimanapun, ia jauh lebih tinggi dalam Diet C berbanding Diet A ($p < .001$) and Diet B ($p = .001$). Pekali d Cohen menunjukkan bahawa perbezaan ini adalah pada saiz kesan yang besar.



MELAPORKAN KEPUTUSAN

Analisis varians sehala tidak bersandar menunjukkan terdapat perbezaan di antara jenis-jenis diet dalam pengurangan berat selepas sepuluh minggu ($F(2, 69) = 46.184$, $k < .001$, $\omega^2 = 0.214$..

Ujian post hoc menggunakan pembetulan Tukey menemui bahawa Diet C mempunyai kesan pengurangan berat yang paling besar berbanding dengan Diet A ($k < .001$) atau Diet B ($k = .001$). Tiada perbezaan yang signifikan dalam pengurangan berat di antara Diet A and B ($k = .77$).

KRUSKAL-WALLIS – ANOVA BUKAN PARAMETRIK

Jika data gagal memenuhi andaian-andaan ujian parametrik atau bersifat nominal, ujian Kruskal-Wallis H adalah ujian bukan parametrik yang setara dengan ujian ANOVA tidak bersandar. Ia juga boleh digunakan untuk membandingkan dua atau lebih sampel tidak bersandar ataupun saiz sampel berbeza. Seperti ujian Mann-Whitney dan Wilcoxon, ia adalah ujian berdasarkan peringkat.

Seperti ANOVA, Kruskal-Wallis H test (juga dikenali sebagai "one-way ANOVA on ranks") adalah satu ujian omnibus tidak menentukan kumpulan tertentu angkubah tidak bersandar secara statistik berbeza dengan yang lain. Untuk melakukan ini, JASP menyediakan pilihan ujian post hoc Dunn untuk dijalankan. Ujian multiperbandingan ini boleh jadi sangat konservatif khususnya untuk perbandingan yang banyak.

Buka **Kruskal-Wallis ANOVA.csv** di dalam JASP. Dataset ini mengandungi skor kesakitan subjektif untuk peserta yang tidak menjalani rawatan (kawalan), krioterapi atau gabungan kriterioterapi untuk mengatasi kesakitan otot yang berlaku selepas bersenam.



MENJALANKAN UJIAN KRUSKAL-WALLIS

Pergi ke ANOVA >ANOVA. Dalam tetingkap analisis, tambahkan ‘Pain score’ pada ‘dependent variable’ dan ‘treatment’ pada ‘fixed factors’. Semak bahawa ‘pain score’ telah ditetapkan sebagai ordinal. Ia akan dianalisa secara automatik menggunakan ANOVA tidak bersandar. Pada ‘Assumption Check’ tandakan ‘Homogeneity tests’ dan ‘Q-Q plots’.

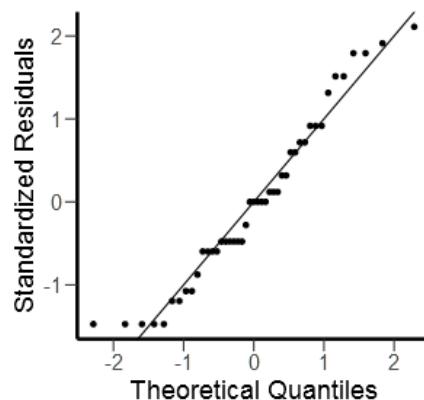
ANOVA - Pain Score

Cases	Sum of Squares	df	Mean Square	F	p
Treatment	98.844	2.000	49.422	16.457	< .001
Residual	126.133	42.000	3.003		

Note. Type III Sum of Squares

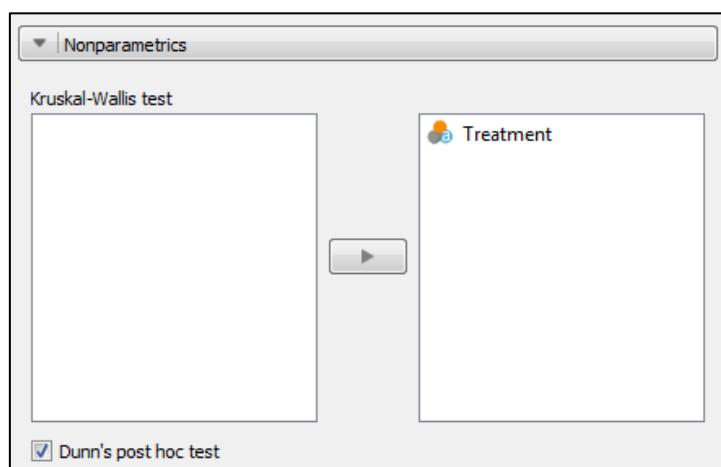
Test for Equality of Variances (Levene's)

F	df1	df2	p
3.832	2.000	42.000	0.030



Walaupun ANOVA mempunyai keputusan yang signifikan, data tidak mencapai andaian homogeniti varians sebagaimana yang ditunjukkan pada ujian Levene dan hanya menunjukkan lineariti dalam pertengahan plot Q-Q dan lengkung di bahagian kaki yang menunjukkan nilai yang lebih melampau. Ditambah kepada fakta bahawa angkubah bersandar berdasarkan skor kesakitan subjektif mencadangkan penggunaan statistik bukan parametrik.

Kembali ke pilihan ‘statistics option’ dan buka pilihan Nonparametrics di bahagian bawah. Untuk ujian Kruskal-Wallis, pindahkan angkubah Treatment ke kotak di sebelah kanan dan tandakan ‘Dunn’s post hoc test’.





MEMAHAMI OUTPUT

Terdapat 2 jadual menunjukkan output. Ujian Kruskal-Wallis menunjukkan terdapat perbezaan yang signifikan di antara ketiga-tiga rawatan.

Kruskal-Wallis Test

Factor	Statistic	df	p
Treatment	19.693	2	< .001

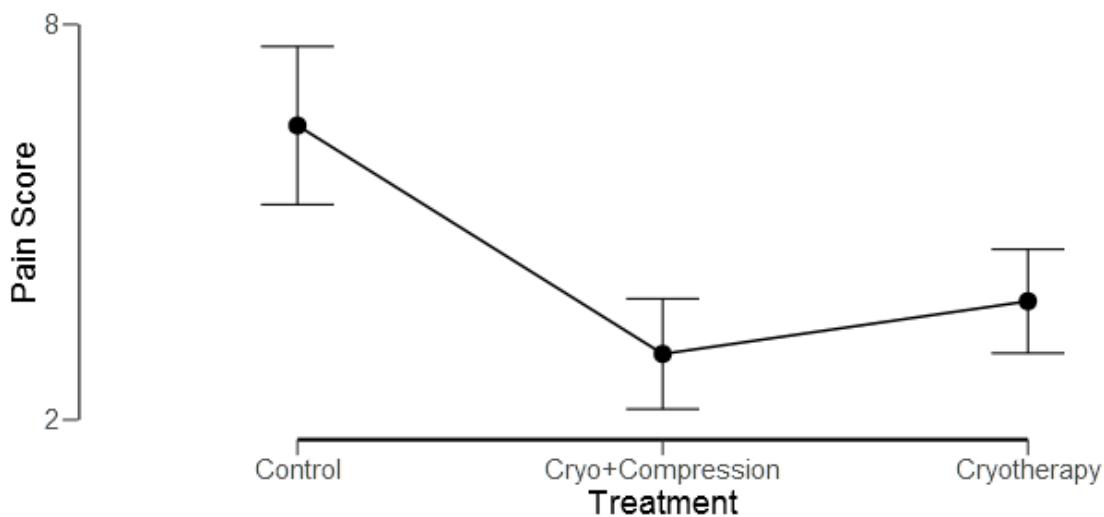
Dunn's Post Hoc Comparisons - Treatment

		z	W _i	W _j	p	p _{bonf}	p _{holm}
Control	Cryo+Compression	4.317	34.600	14.200	< .001	< .001	< .001
	Cryotherapy	3.048	34.600	20.200	0.001	0.003	0.002
Cryo+Compression	Cryotherapy	-1.270	14.200	20.200	0.102	0.306	0.102

Ujian post hoc Dunn menyediakan nilai k dan pembetulan Bonferroni and Holm. Sebagaimana yang dilihat, kedua-dua rawatan adalah mempunyai perbezaan yang ketara daripada 'control' tetapi tidak antara satu sama lain.

MELAPORKAN KEPUTUSAN

'Pain scores' telah terjejas dengan ketara oleh modaliti rawatan $H (2) = 19.693$, $k < .001$. Perbandingan berpasangan menunjukkan bahawa kedua-dua rawatan 'cryotherapy' dan 'cryotherapy with compression' menunjukkan pengurangan skor kesakitan yang ketara ($k = .001$ dan $k < .001$) berbanding dengan kumpulan kawalan. Tiada perbezaan yang signifikan antara 'cryotherapy' dan 'cryotherapy with compression' ($k = .102$).





MEMBANDINGKAN LEBIH DARIPADA DUA KUMPULAN BERKAIT

RMANOVA

ANOVA sehala ukuran berulang (**RMANOVA**) digunakan untuk menilai samaada wujud perbezaan min antara 3 kumpulan atau lebih (peserta kajian yang sama di dalam setiap kumpulan) yang telah diuji beberapa kali atau di bawah keadaan-keadaan yang berbeza. Rekabentuk kajian sebegini, sebagai contohnya, boleh merujuk kepada peserta kajian yang sama diuji untuk ukuran hasil pada minggu pertama, kedua dan ketiga atau hasilnya diuji di bawah keadaan 1, 2, dan 3.

Hipotesis nol yang diuji ialah tidak ada perbezaan signifikan antara min-min perbezaan antara semua kumpulan.

Angkubah tidak bersandar perlulah berjenis kategorikal dan angkubah bersandar perlulah satu ukuran selanjar. Dalam analisis ini, kategori-kategori tidak bersandar diistilahkan sebagai tahap (**level**) yakni inilah kumpulan-kumpulan yang berkaitan. Jadi, dalam contoh di mana hasil diukur pada minggu 1, 2, dan 3, maka tiga tahapnya ialah minggu 1, minggu 2 dan minggu 3.

Statistik F dikira dengan membahagi kuasa dua min bagi angkubah (varians yang diterangkan oleh model) dengan kuasa dua min ralat (varians yang tidak diterangkan). Semakin besar statistik F, semakin kuat kemungkinan angkubah tidak bersandar telah mengenakan kesan yang signifikan kepada angkubah bersandar.

ANDAIAN-ANDAIAN

RMANOVA membuat andaian-andaian yang sama seperti ujian-ujian parametrik yang lain.

- Angkubah bersandar mestilah mempunyai taburan seakan-akan normal.
- Sepatutnya tidak ada unsur luaran yang signifikan.
- Sferisiti yang merujuk kepada kesamaan varians bagi perbezaan-perbezaan antara tahap-tahap faktor ukuran-ukuran yang diulang.

Jika andaian-andaian ini disanggah, maka ujian bukan-parametrik yang setara, ujian Friedman, perlu diambil kira dan akan diterangkan kemudian di dalam bahagian ini.

SFERISITI

Jika satu kajian ada 3 tahap (A, B, dan C), sferisiti mengandaikan yang berikut:

$$\text{Varians (A-B)} \approx \text{Varians (A-C)} \approx \text{Varians (B-C)}$$

RMANOVA memeriksa andaian sferisiti menggunakan ujian sferisiti Mauchly (disebut sebagai Mokli) ia menguji **hipotesis nol bahawa varians-varians bagi perbezaan-perbezaan adalah sama**. Dalam kebanyakan kes, ukuran-ukuran berulang menyanggah andaian sferisiti yang akan menghasilkan ralat Jenis I. Jika inilah yang berlaku, pembetulan-pembetulan ke atas statistik F boleh dibuat.

JASP menawarkan dua kaedah untuk membetulkan statistik F: pembetulan epsilon (ϵ) **Greenhouse-Geisser** dan **Huynh-Feldt**. Peraturan mudahnya ialah jika nilai $\epsilon < 0.75$, maka gunalah pembetulan Greenhouse-Geisser dan jika $\epsilon > 0.75$, maka gunalah pembetulan Huynh-Feldt.



UJIAN POST HOC

Ujian post hoc agak terhad bagi RMANOVA dan JASP menyediakan dua alternatif:

Bonferroni – ia boleh menjadi sangat konservatif tapi memberikan jaminan kawalan ke atas ralat Jenis I walaupun ia berisiko mengurangkan kuasa statistikal.

Holm – ujian Holm-Bonferroni ialah kaedah Bonferroni berturutan yang kurang konservatif berbanding ujian Bonferroni yang asal.

Jika anda meminta pembetulan-pembetulan Tukey atau Scheffe, JASP akan memaparkan pemberitahuan ralat ‘NaN (not a number) error’.

SAIZ KESAN

JASP memberi pengiraan saiz kesan alternatif yang sama seperti yang digunakan dengan ujian ANOVA kumpulan tidak bersandar.

Eta kuasa dua (η^2) – tepat untuk varians sampel yang diterangkan tapi terlebih anggar varians populasi. Ini boleh menyukarkan perbandingan kesan satu-satu angkubah dalam kajian-kajian yang berbeza.

Sebagian Eta kuasa dua (η_p^2) – ia menyelesaikan masalah berkaitan anggaran melampau bagi varians dan ini membolehkan perbandingan kesan angkubah yang sama dalam kajian-kajian yang berlainan. Ini kelihatan sebagai saiz kesan yang paling biasa dilaporkan bagi ANOVA ukuran-ukuran berulang.

Omega kuasa dua (ω^2) – Biasanya, bias statistikal menjadi lebih kecil apabila saiz sampel membesar, tapi, bagi sampel-sampel kecil, ($n < 30$) ω^2 memberikan ukuran saiz kesan yang tidak bias.

Tahap-tahap saiz kesan:

Ujian	Ukuran	Remeh	Kecil	Sederhana	Besar
ANOVA	Eta	<0.1	0.1	0.25	0.37
	Partial Eta	<0.01	0.01	0.06	0.14
	Omega squared	<0.01	0.01	0.06	0.14

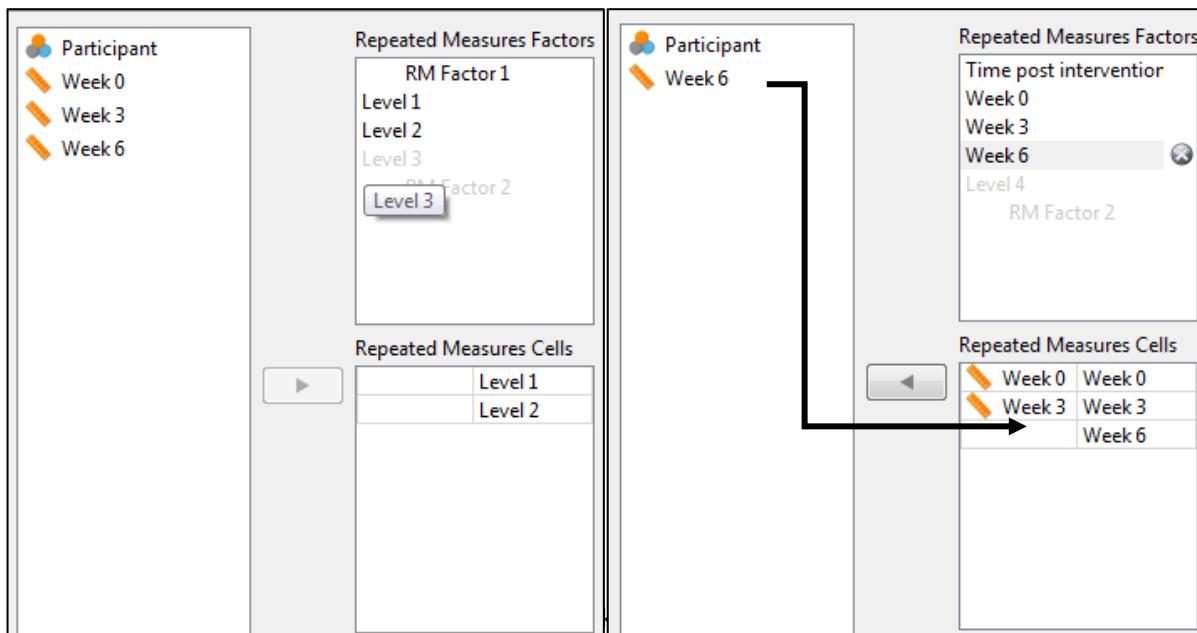
MENJALANKAN ANOVA UKURAN-UKURAN BERULANG

Buka fail **Repeated ANOVA cholesterol.csv**. Fail ini ada satu lajur dengan pengenalan peserta dan 3 lajur bagi setiap pengukuran kolesterol berulang yang dilakukan selepas intervensi. Sebagai amalan yang baik, tandakan descriptive statistics dan boxplots bagi unsur luaran yang melampau.

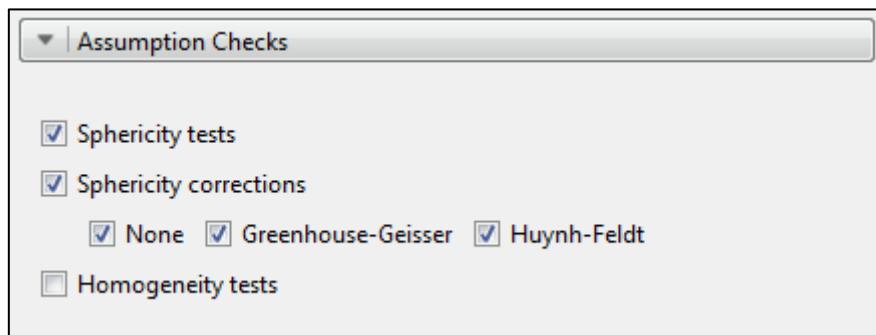
Pergi ke ANOVA > Repeated measures ANOVA. Seperti yang dinyatakan di atas, angkubah tidak bersandar (repeated measures factor) ada tahap-tahap, dan dalam kes ini, ada 3 tahap. Namakan semula ‘RM Factor 1’ kepada ‘Time post intervention’ dan kemudian namakan semula tiga tahap kepada ‘Week 0’, ‘Week 3’ dan ‘Week 6’.



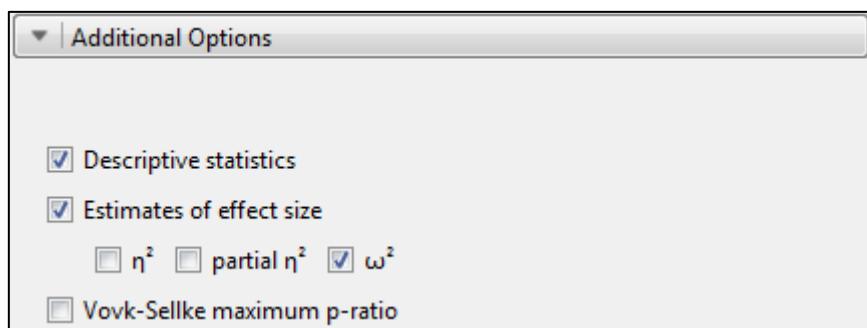
Apabila langkah-langkah ini telah dilakukan, kesannya dipaparkan dalam ‘Repeated Measures Cells’. Kemudian, tambah data yang berkenaan ke tahap yang sepatutnya.



Di bawah ‘Assumption Checks’, tandakan ‘Sphericity tests’ dan kesemua pilihan ‘Sphericity corrections’.



Di bawah ‘Additional Options’, tandakan ‘Descriptive Statistics’, ‘Estimates of effect size’ dan ω^2 .





Output terdiri daripada 4 jadual. Jadual ketiga, kesan-kesan antara subjek, boleh diabaikan untuk analisis ini.

MEMAHAMI OUTPUT

Within Subjects Effects

	Sphericity Correction	Sum of Squares	df	Mean Square	F	p	ω^2
Time post intervention	None	4.320*	2.000*	2.160*	212.321*	< .001*	0.058
	Greenhouse-Geisser	4.320*	1.235*	3.497*	212.321*	< .001*	0.058
	Huynh-Feldt	4.320*	1.284*	3.365*	212.321*	< .001*	0.058
Residual	None	0.346	34.000	0.010			
	Greenhouse-Geisser	0.346	21.001	0.016			
	Huynh-Feldt	0.346	21.822	0.016			

Note. Type III Sum of Squares

* Mauchly's test of sphericity indicates that the assumption of sphericity is violated ($p < .05$).

Jadual ‘within subjects effects’ melaporkan statistik F yang besar dan sangat signifikan ($k<.001$) dan ada saiz kesan antara kecil dan sederhana (0.058). Jadual ini menunjukkan statistik-statistik bagi andaian sferisiti ('None') dan dua kaedah pembetulan. Perbeaan utamanya ialah darjah kebebasan ('df') dan nilai 'Mean Squares'. Di bawah jadual ada nota bahawa andaian sferisiti telah disanggah.

Jadual berikut memberi keputusan ujian sferisiti Mauchly. Boleh dilihat bahawa ada perbezaan signifikan ($k<.001$) bagi varians perbezaan-perbezaan antara kumpulan. Nilai epsilon (ϵ) Greenhouse-Geisser dan Huynh-Feldt lebih kecil daripada 0.75. Jadi, keputusan ANOVA sepatutnya dilaporkan berdasarkan pembetulan Greenhouse-Geisser:

Test of Sphericity

	Mauchly's W	p	Greenhouse-Geisser ϵ	Huynh-Feldt ϵ
Time post intervention	0.381	< .001	0.618	0.642

Untuk menghasilkan jadual yang lebih kemas, pergi semula ke ‘Assumption Checks’ dan tandakan hanya Greenhouse-Geisser bagi ‘Sphericity correction’.

Within Subjects Effects

	Sphericity Correction	Sum of Squares	df	Mean Square	F	p	ω^2
Time post intervention	Greenhouse-Geisser	4.320*	1.235*	3.497*	212.321*	< .001*	0.058
Residual	Greenhouse-Geisser	0.346	21.001	0.016			

Note. Type III Sum of Squares

* Mauchly's test of sphericity indicates that the assumption of sphericity is violated ($p < .05$).

Ada perbezaan signifikan antara min-min bagi perbezaan-perbezaan antara kesemua kumpulan, F (1.235, 21.0) =212.3, $k<.001$, $\omega^2 = 0.058$.



Descriptives

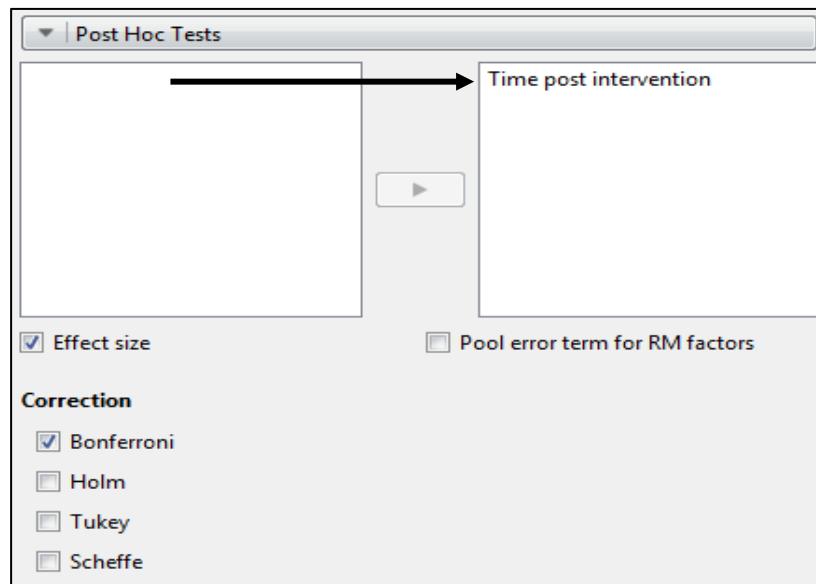
Time post intervention	Mean	SD	N
Week 0	6.408	1.191	18.000
Week 3	5.842	1.123	18.000
Week 6	5.779	1.102	18.000

Data deskriptif mencadangkan bahawa tahap kolesterol darah lebih tinggi pada minggu 0 berbanding minggu 3 dan 6.

Bagaimanapun, jika ANOVA melaporkan tiada perbezaan yang signifikan, anda tidak boleh meneruskan analisis.

UJIAN POST HOC

Jika ANOVA adalah signifikan, ujian post hoc boleh dilakukan. Dalam Post Hoc Tests masukkan 'Time post-intervention' ke dalam kotak di sebelah kanan, tandakan 'Effect size', dan dalam kes ini, gunakan 'Bonferroni' sebagai pembetulan post hoc.



Dalam 'Descriptive Plots' tambahkan 'Factor – Time post-intervention' ke paksi mendatar dan tandakan 'display error bars'.



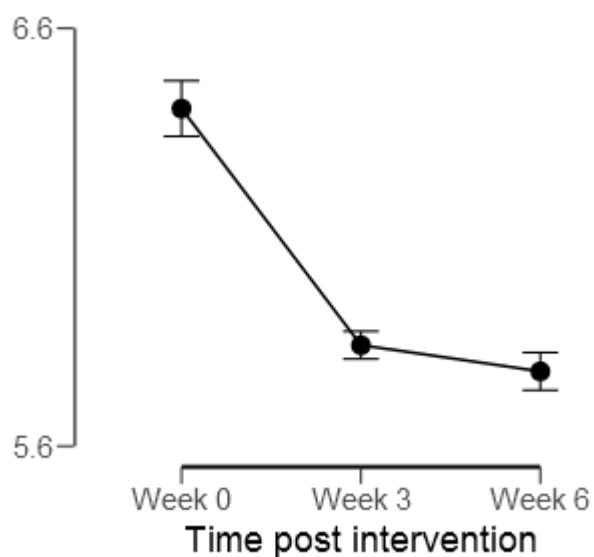
Post Hoc Comparisons - Time post intervention

		Mean Difference	SE	t	Cohen's d	p _{bonf}
Week 0	Week 3	0.566	0.037	15.439	3.639	< .001
	Week 6	0.629	0.042	14.946	3.523	< .001
Week 3	Week 6	0.063	0.017	3.781	0.891	0.004

Note. Cohen's d does not correct for multiple comparisons.

Ujian post hoc menunjukkan ada perbezaan-perbezaan signifikan bagi tahap-tahap kolesterol antara kesemua kombinasi minggu dan dikaitkan dengan saiz kesan yang besar.

MELAPORKAN KEPUTUSAN



Memandangkan ujian Mauchly adalah signifikan, maka pembetulan Greenhouse-Geisser digunakan. Dapatan menunjukkan tahap-tahap kolesterol berbeza secara signifikan antara ketiga-tiga minggu, $F(1.235, 21.0) = 212.3, p < .001, \omega^2 = 0.058$.

Ujian post hoc menggunakan pembetulan Bonferroni menunjukkan bahawa tahap kolesterol berkurangan secara signifikan mengikut turutan minggu, minggu 0 – 3 (perbezaan min=0.566 units, $k < .001$) dan minggu 3 – 6 (perbezaan min = 0.063 units, $k=.004$).



ANOVA UKURAN-UKURAN BERULANG FRIEDMAN

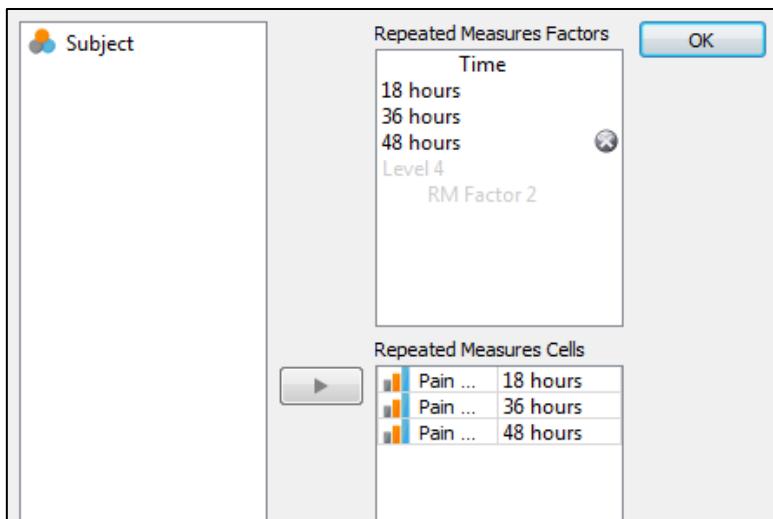
Jika andaian-andaian parametrik disanggah, atau jika data adalah ordinal sifatnya, anda perlu menggunakan alternatif bukan-parametrik: ujian Friedman. Sama seperti ujian Kruskal-Wallis, ujian Friedman digunakan untuk analisis varians ukuran-ukuran berulang sehala dengan merujuk kepada pemeringkatan dan tidak mengandaikan data datang dari mana-mana taburan. Ujian ini ialah satu lagi jenis ujian omnibus yang tidak menentukan kumpulan-kumpulan mana bagi angkubah tidak bersandar yang berbeza secara signifikan berbanding yang lainnya. Untuk melakukan ini JASP memberikan pilihan untuk menjalankan ujian post hoc Conover jika ujian F ialah signifikan.

Buka fail **Friedman RMANOVA.csv** di dalam JASP. Fail ini ada 3 lajur bagi pemeringkatan kesakitan subjektif yang diujur setelah 18, 36, dan 48 jam setelah bersenam. Semak bahawa skor kesakitan telah ditetapkan sebagai data ordinal.

MENJALANKAN UJIAN FRIEDMAN

Pergi ke ANOVA > Repeated measures ANOVA. Angkubah tidak bersandar (repeated measures factor) ada 3 tahap. Namakan semula ‘RM Factor 1’ kepada ‘Time’ dan namakan semula 3 tahap kepada ‘18 hours’, ‘36 hours’ dan ‘48 hours’.

Apabila ini telah dilakukan, hasilnya akan dipaparkan dalam ‘Repeated Measures Cells’. Kemudian, tambah set data yang berkenaan kepada tahap yang sepatutnya.



Ini akan menghasilkan jadual piawai ANOVA antara subjek ukuran-ukuran berulang. Untuk menjalankan ujian Friedman, besarkan tab ‘Nonparametrics’, ubahkan ‘Time’ ke dalam kotak ‘RM factor’ dan tandakan ujian ‘post hoc Conover’.



MEMAHAMI OUTPUT

Dua jadual akan dihasilkan.

Friedman Test

Factor	Chi-Squared	df	p	Kendall's W
Time	26.772	2	< .001	0.764

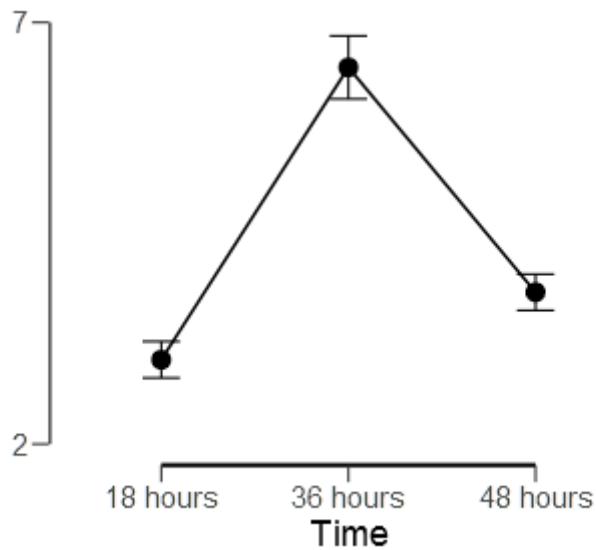
Connover's Post Hoc Comparisons - Time

		T-Stat	df	W _i	W _j	p	p _{bonf}	p _{holm}
18 hours	36 hours	15.171	28	17.000	44.500	< .001	< .001	< .001
48 hours	36 hours	6.344	28	17.000	28.500	< .001	< .001	< .001
36 hours	48 hours	8.827	28	44.500	28.500	< .001	< .001	< .001

Ujian Friedman menunjukkan bahawa masa ada kesan yang signifikan terhadap persepsi kesakitan. Ujian berpasangan post hoc Connor menunjukkan kesemua persepsi kesakitan berbeza secara signifikan bagi setiap tempoh yang dibandingkan.

MELAPORKAN KEPUTUSAN

Masa ada kesan yang signifikan ke atas skor kesakitan, $\chi^2 (2) = 26.77$, $p < .001$. Perbandingan berpasangan menunjukkan persepsi kesakitan berbeza secara signifikan antara kesemua tempoh masa (kesemua $p < 0.001$).





ANOVA DUA HALA TIDAK BERSANDAR

ANOVA sebaliknya menguji situasi di mana ada hanya satu angkubah tidak bersandar yang dimanipulasi. ANOVA dua hala digunakan apabila ada lebih daripada 1 angkubah tidak bersandar yang dimanipulasi. Dalam kes ini, angkubah tidak bersandar dikenali sebagai faktor.

FAKTOR 1	FAKTOR 2	
KEADAAN 1	Kumpulan 1	Angkubah bersandar
	Kumpulan 2	Angkubah bersandar
KEADAAN 2	Kumpulan 1	Angkubah bersandar
	Kumpulan 2	Angkubah bersandar
KEADAAN 3	Kumpulan 1	Angkubah bersandar
	Kumpulan 2	Angkubah bersandar

Faktor dibahagi kepada tahap-tahap. Dalam contoh ini, Faktor 1 ada 3 tahap dan Faktor 2 ada 2 tahap.

“Kesan utama” (main effect) ialah kesan satu daripada angkubah tidak bersandar kepada angkubah bersandar, dan mengabaikan kesan-kesan angkubah tidak bersandar yang lain. Terdapat 2 kesan utama yang diuji dan kedua-duanya bersifat **antara-subjek**: dalam kes ini ia merujuk kepada membandingkan perbezaan antara Faktor 1 (keadaan) dan perbezaan antara Faktor 2 (kumpulan). **Interaksi** merujuk kepada pengaruh satu faktor ke atas faktor yang lain.

ANOVA dua hala tidak bersadar ialah satu lagi ujian omnibus yang digunakan untuk menguji 2 hipotesis nol:

1. *Tidak ada perbezaan signifikan antara kesan antara-subjek iaitu tidak ada perbezaan yang signifikan antara min-min kumpulan di dalam mana-mana faktor.*
2. *Tidak ada kesan interaksi yang signifikan iaitu tidak ada perbezaan kumpulan yang signifikan merentas keadaan-keadaan.*

ANDAIAN-ANDAIAN

Seperti mana ujian-ujian parametrik yang lain, ANOVA dua hala tidak bersandar membuat beberapa andaian yang perlu ditangani menerusi rekabentuk kajian atau pun diuji menerusi data yang diperoleh.

- Angkubah tidak bersandar (faktor) perlu ada sekurang-kurangnya dua kumpulan tidak bersandar yang bersifat kategorikal (tahap)
- Angkubah bersandar perlulah selanjur dan taburan seakan-akan normal bagi semua kombinasi faktor
- Perlu ada homogeniti varians bagi setiap kombinasi faktor.
- Tidak boleh ada unsur luaran yang signifikan.

MENJALANKAN ANOVA DUA HALA TIDAK BERSANDAR

Buka fail **2-way independent ANOVA.csv** dalam JASP. Dalam fail ini terdapat 3 lajur data: Faktor 1 – jantina dengan 2 tahap (male dan female), Faktor 2 – makanan tambahan dengan 3 tahap (control, carbohydrate CHO dan protein) dan angkubah bersandar (explosive jump power). Dalam Descriptive statistics tandakan semak data bagi unsur luaran yang signifikan. Pergi ke ANOVA >Repeated Measures ANOVA, tambah ‘Jump power’ ke dalam kotak ‘Dependent variable’, manakala ‘Gender’ dan ‘Supplement’ ke dalam kotak ‘Fixed factors’.



Dalam ‘Descriptive plots’ tambah ‘supplement’ ke kotak ‘Horizontal axis’ dan ‘Gender’ ke kotak ‘Separate lines’. Dalam ‘Additional Options’, tandakan ‘Descriptive statistics’ dan ‘Estimates of effect size (ω^2)’.

The screenshot shows the 'Descriptives Plots' dialog in JASP. In the 'Factors' section, 'Supplement' is selected for the 'Horizontal axis' and 'Gender' for 'Separate lines'. Under 'Display', 'Display error bars' is checked and 'Confidence interval' is selected. On the right, under 'Additional Options', 'Descriptive statistics' and 'Estimates of effect size' are checked. Other options like η^2 , partial η^2 , and ω^2 are available but not checked.

MEMAHAMI OUTPUT

Output analisis ini ialah 2 jadual dan 1 plot.

ANOVA - Jump power

Cases	Sum of Squares	df	Mean Square	F	p	ω^2
Gender	119108.037	1.000	119108.037	9.589	0.003	0.058
Supplement	896116.137	2.000	448058.068	36.071	< .001	0.477
Gender * Supplement	275806.438	2.000	137903.219	11.102	< .001	0.138
Residual	521712.054	42.000	12421.716			

Note. Type III Sum of Squares

Jadual ANOVA menunjukkan ada kesan utama yang signifikan bagi kedua-dua Gender dan Supplement ($p=0.003$ dan $p<.001$) dengan saiz kesan sederhana dan besar bagi setiap satunya. Ini mencadangkan bahawa ada perbezaan yang signifikan bagi Jump power antara jantina, tidak kira apa makanan tambahan yang diguna, dan antara makanan tambahan, tidak kira apa jantina peserta.

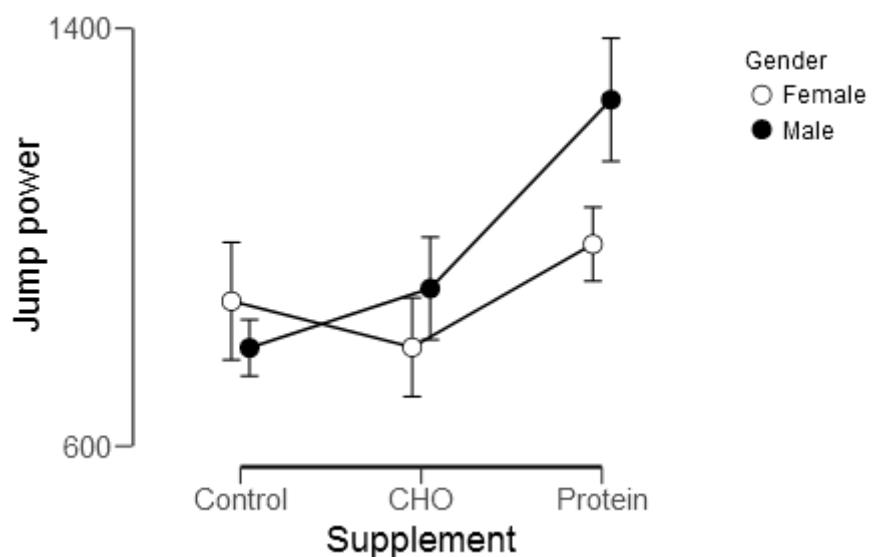
Terdapat juga kesan interaksi yang signifikan antara Gender dan Supplement ($p<.001$) yang juga merupakan saiz kesan antara sederhana dan besar (0.138). Ini mencadangkan bahawa ada perbezaan antara kuasa lompatan antara jantina yang dipengaruhi oleh jenis makanan tambahan yang digunakan.

Statistik deskriptif dan plot mencadangkan bahawa perbezaan utama ialah antara jantina bagi makanan tambahan protin.



Descriptives - Jump power ▾

Gender	Supplement	Mean	SD	N
Female	Control	877.500	134.563	8.000
	CHO	789.286	102.283	7.000
	Protein	986.667	91.924	9.000
Male	Control	788.125	64.417	8.000
	CHO	901.875	117.502	8.000
	Protein	1263.125	140.863	8.000

**UJIAN ANDAIAN-ANDAIAN**

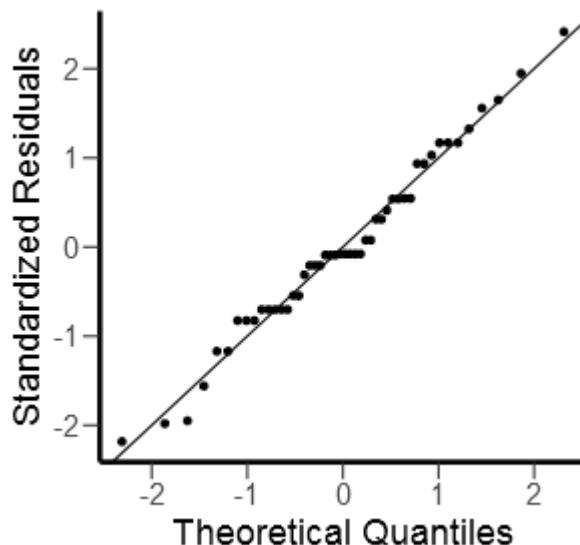
Dalam Assumption Checks, tandakan Homogeneity tests dan Q-Q plot of residuals.

Assumption Checks

Test for Equality of Variances (Levene's)

F	df1	df2	p
1.100	5.000	42.000	0.375

Ujian Levene menunjukkan tiada perbezaan signifikan di dalam kumpulan-kumpulan bersandar, jadi homogeniti varians tidak disanggah.



Plot Q-Q menunjukkan bahawa data kelihatan bertabur secara normal dan linear. Sekarang kita boleh menerima keputusan ANOVA kerana tiada andaian yang telah disanggah.

Walau bagaimanapun, jika ANOVA melaporkan tiada perbezaan yang signifikan, anda tidak sepatutnya meneruskan analisis.

UJIAN POST HOC

Jika ANOVA adalah signifikan, ujian post hoc boleh dilakukan. Dalam ‘Post Hoc Tests’ tambah ‘Supplement’ ke dalam kotak analisis di sebelah kanan, tandakan ‘Effect size’ dan, dalam kes ini, guna ‘Tukey’ untuk pembetulan post hoc.

Ujian post hoc tidak dilakukan bagi ‘Gender’ kerana ada hanya 2 tahap.

Post Hoc Comparisons - Supplement

		Mean Difference	SE	t	Cohen's d	p _{tukey}
Control	CHO	-12.768	40.102	-0.318	-0.109	0.946
	Protein	-292.083	38.853	-7.518	-1.919	< .001
	CHO	-279.315	39.561	-7.060	-1.782	< .001

Note. Cohen's d does not correct for multiple comparisons.

Ujian post hoc menunjukkan tiada perbezaan yang signifikan antara kumpulan kawalan dan CHO, tetapi ada perbezaan signifikan antara kumpulan kawalan dan Protein ($p < .001$) dan antara CHO dan Protein ($p < .001$).

Kemudian, pergi ke pilihan-pilihan Analysis dan Simple Main Effects. Di sini, tambah Gender ke dalam kotak Simple effect factor dan Supplement ke dalam kotak Moderator Factor 1. Kesan utama mudah boleh dianggap sebagai perbandingan berpasangan.



Simple Main Effects - Gender

Level of Supplement	Sum of Squares	df	Mean Square	F	p
Control	31951.563	1	31951.563	2.572	0.116
CHO	47325.030	1	47325.030	3.810	0.058
Protein	323700.184	1	323700.184	26.059	< .001

Jadual ini menunjukkan tiada perbezaan antara jantina dalam kuasa lompatan di antara kumpulan kawalan dan CHO ($k=.116$ dan $k=0.058$). Bagaimanapun, ada perbezaan yang signifikan ($k<.001$) dalam kuasa lompatan antara jantina dalam kumpulan makanan tambahan protin.

MELAPORKAN KEPUTUSAN

ANOVA dua hala digunakan untuk memeriksa kesan jantina dan jenis makanan tambahan kepada kuasa lompatan ledakan. Ada kesan utama yang signifikan bagi jantina ($F (1, 42) = 9.59$, $k=.003$, $\omega^2 = 0.058$) dan Supplement ($F (2, 42) = 30.07$, $k<.001$, $\omega^2 = 0.477$). Ada kesan interaksi yang signifikan bagi kesan-kesan jantina dan makanan tambahan ke atas kuasa lompatan ledakan ($F (2, 42) = 11.1$, $k<.001$, $\omega^2 = 0.138$).

Pembetulan post hoc Tukey menunjukkan kuasa ledakan kaki lebih tinggi secara signifikan dalam kumpulan protin berbanding kumpulan kawalan dan CHO, ($t=-1.919$, $k<.001$ dan $t=-1.782$, $k<.001$).

Kesan utama mudah menunjukkan kuasa lompatan lebih tinggi secara signifikan bagi lelaki yang menerima makanan tambahan protin berbanding wanita ($F (1) =28.06$, $k<.001$).



ANOVA FAKTOR CAMPURAN MENGGUNAKAN JASP

ANOVA Faktor Campuran (selain daripada ANOVA dua hala) adalah satu campuran daripada kedua-dua ANOVA tidak bersandar dan bersandar melibatkan lebih daripada 1 angkubah tidak bersandar (dikenali sebagai faktor).

Angkubah tidak bersandar (Faktor 2)	Angkubah tidak bersandar (Faktor 1) = masa atau keadaan		
Kumpulan 1	Masa/Keadaan 1	Masa/Keadaan 2	Masa/Keadaan 3
Kumpulan 2	Angkubah bersandar	Angkubah bersandar	Angkubah bersandar
	Angkubah bersandar	Angkubah bersandar	Angkubah bersandar

Faktor-faktor ini dibahagikan kepada dua tahap. Dalam kes ini, Faktor 1 mempunyai 3 tahap dan Faktor 2 mempunyai 2 tahap. Campuran dua Faktor ini menghasilkan 6 kombinasi campuran.

Kesan utama adalah kesan dari angkubah tidak bersandar kepada angkubah bersandar dengan mengabaikan kesan-kesan dari angkubah tidak bersandar yang lain. Terdapat 2 kesan utama yang diukur: dalam kes ini, membandingkan data daripada Faktor 1 (iaitu masa) yang juga dikenali sebagai faktor intra-subjek (**within-subjects**), manakala, membandingkan perbezaan di antara Faktor 2 (iaitu kumpulan) dikenali sebagai faktor antara-subjek (**between-subjects**) faktor. **Interaksi** adalah satu faktor mempengaruhi faktor yang lain.

Kesan utama adalah ‘time/condition tests’ seperti berikut (tanpa mengambil kira kedudukan data dalam kumpulan):

Angkubah tidak bersandar (Faktor 2)	Angkubah tidak bersandar (Faktor 1) = masa atau keadaan		
Kumpulan 1	Masa/Keadaan 1	Masa/Keadaan 2	Masa/Keadaan 3
Kumpulan 2	Semua data	Semua data	Semua data
	[] * []	[] * []	[] * []

Kesan utama adalah ‘group tests’ seperti berikut (tanpa mengambil kira dalam keadaan mana data diletakkan):

Angkubah tidak bersandar (Faktor 2)	Angkubah tidak bersandar (Faktor 1) = masa atau keadaan		
Kumpulan 1	Masa/Keadaan 1	Masa/Keadaan 2	Masa/Keadaan 3
Kumpulan 2	Semua data	[]	* []
	Semua data	[]	* []

Kesan utama yang mudah adalah perbandingan berpasangan:

Angkubah tidak bersandar (Faktor 2)	Angkubah tidak bersandar (Faktor 1) = masa atau keadaan		
Kumpulan 1	Masa/Keadaan 1	Time/condition 2	Masa/Keadaan 1
Kumpulan 2	Data [] *	Data [] *	Data [] *
	Data [] *	Data [] *	Data [] *



ANOVA faktor campuran adalah ujian omnibus yang digunakan untuk mengukur 3 hipotesis nol:

1. *Tidak terdapat kesan intra-subjek yang signifikan i.e. tiada perbezaan yang signifikan antara cara perbezaan di antara semua keadaan / masa.*
2. *Tidak ada kesan antara-subjek yang signifikan, iaitu tiada perbezaan yang signifikan antara kumpulan-kumpulan.*
3. *Tiada kesan interaksi signifikan iaitu tiada perbezaan kumpulan penting di seluruh keadaan / masa*

ANDAIAN-ANDAIAN

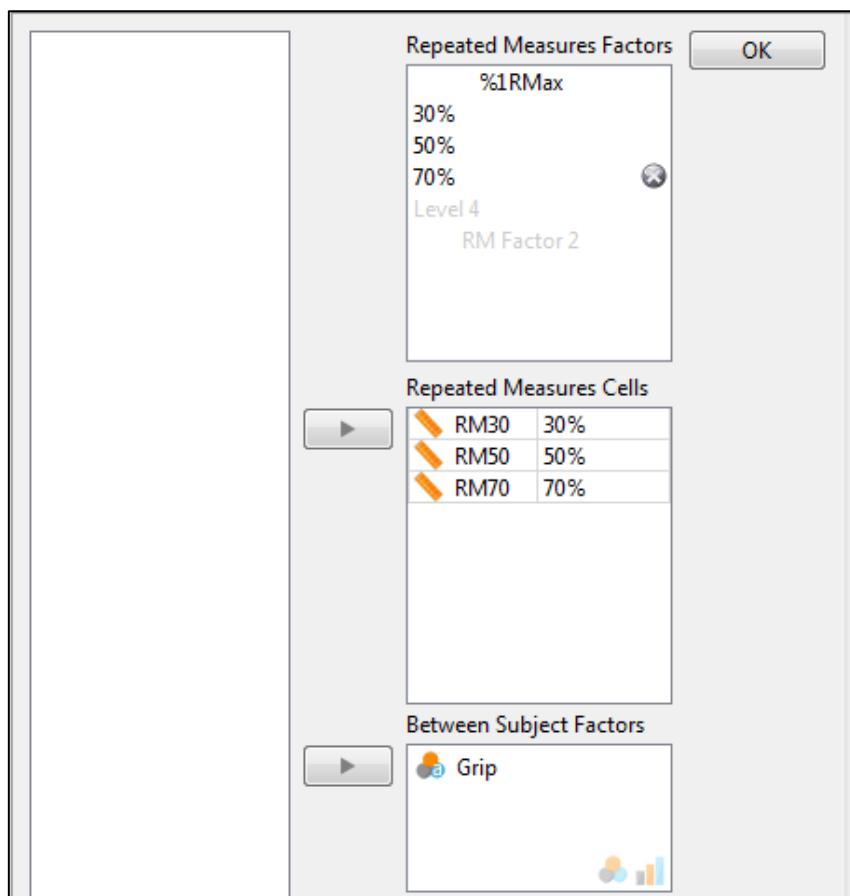
Seperti semua ujian parametrik lain, ANOVA faktor campuran membuat satu siri andaian yang harus ditangani dalam reka bentuk penyelidikan atau boleh diuji.

- Faktor intra-subjek perlu mengandungi sekurang-kurangnya dua kumpulan yang berkaitan (ukuran-ukuran berulang) yang bersifat kategorikal (tahap)
- Faktor antara-subjek perlu mengandungi sekurang-kurangnya mempunyai sekurang-kurangnya dua kumpulan kategorikal tidak bersandar (tahap).
- Angkubah bersandar harus selanjar dan mempunyai taburan seakan-akan normal untuk semua kombinasi faktor.
- Harus ada homogeniti varians bagi setiap kumpulan dan jika ada lebih daripada 2 tahap, harus ada sferisiti di antara kumpulan-kumpulan yang berkenaan
- Tidak ada unsur luaran yang signifikan.

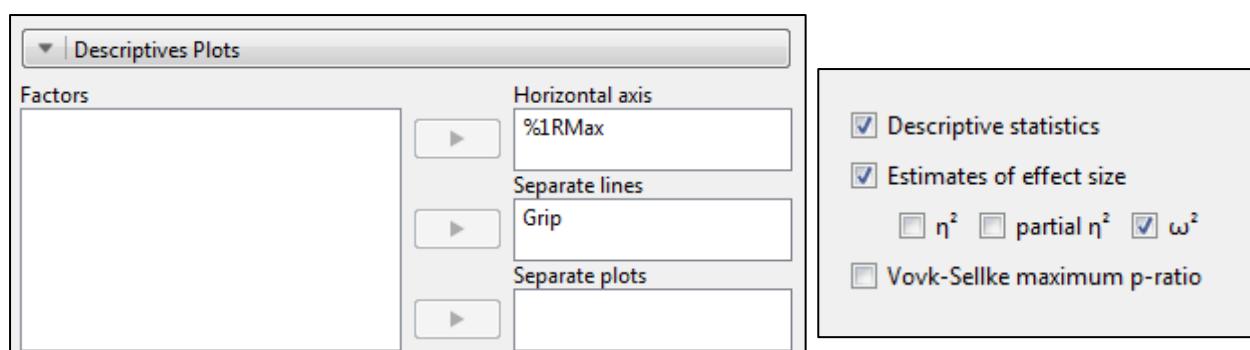
MENJALANKAN ANOVA FAKTOR CAMPURAN

Buka **2-way Mixed ANOVA.csv** di dalam JASP. Ia mengandungi 4 lajur data berkaitan dengan jenis genggaman angkat berat dan kelajuan mengangkat bagi 3 beban yang berbeza (% 1RM). Jalur 1 mengandungi jenis cengkaman, lajur 2-4 mengandungi 3 ukuran berulang (30, 50 dan 70%). Semak kewujudan unsur luaran yang signifikan menggunakan Plotkotak kemudian pergi ke ANOVA> Repeated measures ANOVA.

Namakan ‘Repeated measures factors’ sebagai % 1RM , dan tambahkan 3 tahap (30, 50 dan 70%). Tambah angkubah yang bersesuaian dengan ‘Repeated measures cells’ dan tambah ‘Grip’ ke ‘Between-Subjects Factors’:



Dalam 'Descriptive Plots', letakkan '%1RM' pada 'Horizontal axis' dan 'Grip' pada 'Separate lines'. Pada 'Additional Options', tandakan 'Descriptive statistics' dan 'Estimates of effect size (ω^2)'.





MEMAHAMI OUTPUT

Within Subjects Effects

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	p	ω^2
%1RM	5.605*	2*	2.803*	115.450*	< .001*	0.744
%1RM * Grip	0.583*	2*	0.291*	12.003*	< .001*	0.218
Residual	0.874	36	0.024			

Note. Type III Sum of Squares

* Mauchly's test of sphericity indicates that the assumption of sphericity is violated ($p < .05$).

Output patut mengandungi 3 jadual dan 1 graf.

Bagi kesan utama kepada %1RM, jadual 'within subjects effects' melaporkan nilai statistik F yang besar, dan ia sangat signifikan ($p < .001$) dan mempunyai saiz kesan yang besar (0.744). Oleh itu, tanpa mengira jenis genggaman, terdapat perbezaan yang signifikan antara ketiga-tiga beban %1RM.

Walaubagaimanapun, JASP juga melaporkan (lihat jadual di bawah) andaian sferisiti yang disanggah. Isu ini akan dibincangkan di bahagian seterusnya.

Between Subjects Effects

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	p	ω^2
Grip	1.095	1	1.095	20.925	< .001	0.499
Residual	0.942	18	0.052			

Note. Type III Sum of Squares

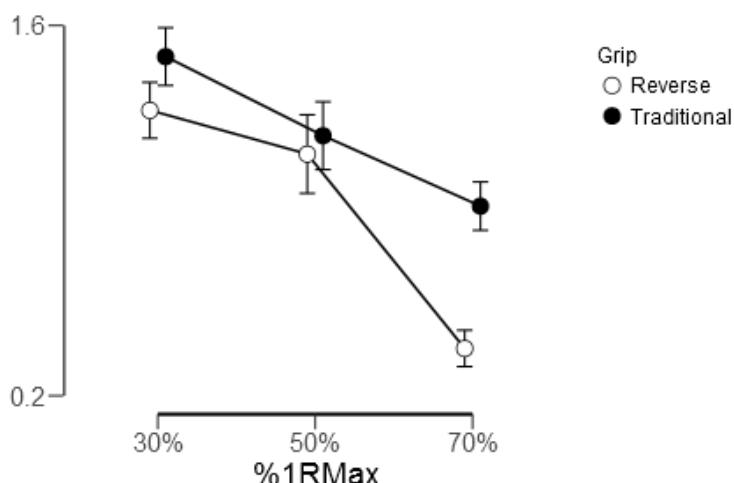
Akhir sekali, terdapat interaksi yang signifikan antara %1RM dan Grip ($p < .001$) yang juga mempunyai saiz kesan yang besar (0.499). Ini menunjukkan bahawa perbezaan antara beban %1RM dipengaruhi jenis genggaman yang digunakan.

Untuk kesan utama yang berkaitan dengan Grip, jadual 'between-subject' menunjukkan perbezaan yang signifikan antara genggaman ($p < .001$), tanpa mengira %1RM.

Dari data deskriptif dan plot, nampaknya terdapat perbezaan yang lebih besar di antara dua genggaman pada beban RM 70% yang tinggi.

Descriptives

	%1RMax	Grip	Mean	SD	N
30%	Reverse	1.279	0.178	10.000	
	Traditional	1.482	0.217	10.000	
50%	Reverse	1.114	0.198	10.000	
	Traditional	1.183	0.256	10.000	
70%	Reverse	0.379	0.105	10.000	
	Traditional	0.917	0.086	10.000	



UJIAN ANDAIAN-ANDAIAN

Dalam ‘Assumptions Checks’, tandakan ‘Sphericity tests’, ‘Sphericity corrections’ dan ‘Homogeneity tests’.

Test of Sphericity

	Mauchly's W	p	Greenhouse-Geisser ϵ	Huynh-Feldt ϵ
%1RMax	0.649	0.025	0.740	0.791

Ujian sferisiti Mauchly adalah signifikan dan ini bermakna andaian telah disanggah. Oleh itu, pembetulan Greenhouse-Geisser harus digunakan kerana epsilon <0.75. Kembali ke ‘Assumptions Checks’, dan di bawah ‘Sphericity corrections’, tandahkan Greenhouse-Geisser sahaja. Ini akan mmenghasilkan jadual ‘Within-Subjects Effects’ yang lebih kemas:

Within Subjects Effects ▾

	Sphericity Correction	Sum of Squares	df	Mean Square	F	p	ω^2
%1RM	Greenhouse-Geisser	5.605*	1.480*	3.787*	115.450*	< .001*	0.744
%1RM * Grip	Greenhouse-Geisser	0.583*	1.480*	0.394*	12.003*	< .001*	0.218
Residual	Greenhouse-Geisser	0.874	26.639	0.033			

Note. Type III Sum of Squares

* Mauchly's test of sphericity indicates that the assumption of sphericity is violated ($p < .05$).

Test for Equality of Variances (Levene's)

	F	df1	df2	p
RM30	0.523	1.000	18.000	0.479
RM50	0.346	1.000	18.000	0.564
RM70	0.183	1.000	18.000	0.674

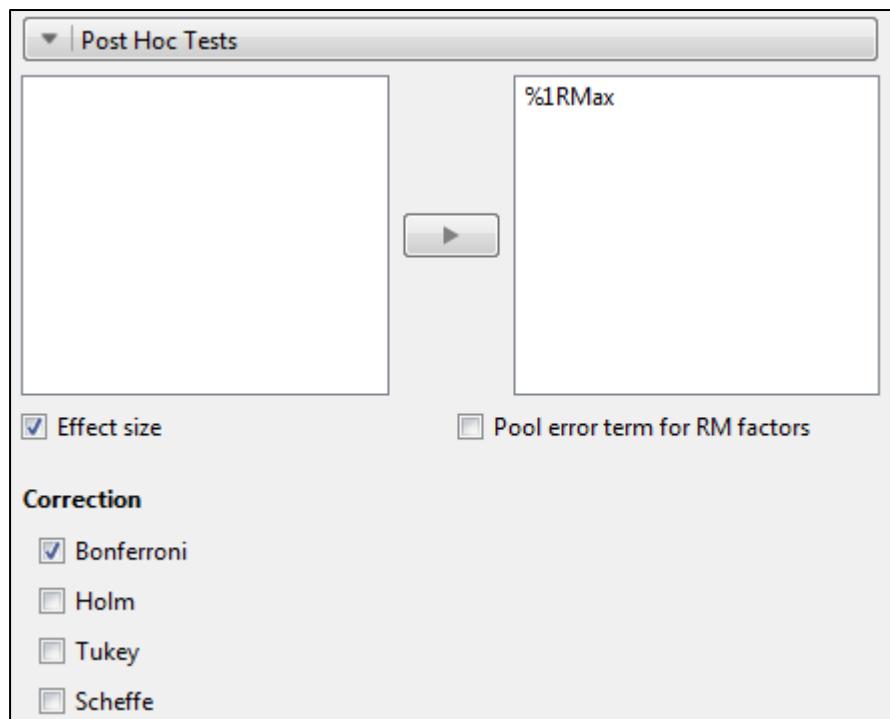
Ujian Levene menunjukkan tidak terdapat perbezaan dalam varians dalam angkubah bersandar di antara kedua-dua jenis Grip.



Jika ANOVA melaporkan tiada perbezaan yang signifikan, anda tidak perlu meneruskan analisis selanjutnya.

UJIAN POST HOC

Jika ANOVA adalah signifikan, ujian post hoc boleh diteruskan. Dalam ujian post hoc, tambahkan %1RM pada kotak di sebelah kanan, tandakan ‘Effect size’ dan dalam kes ini, gunakan Bonferroni untuk pembetulan post hoc. Hanya pembetulan Bonferroni atau Holm yang boleh digunakan untuk ukuran berulang.

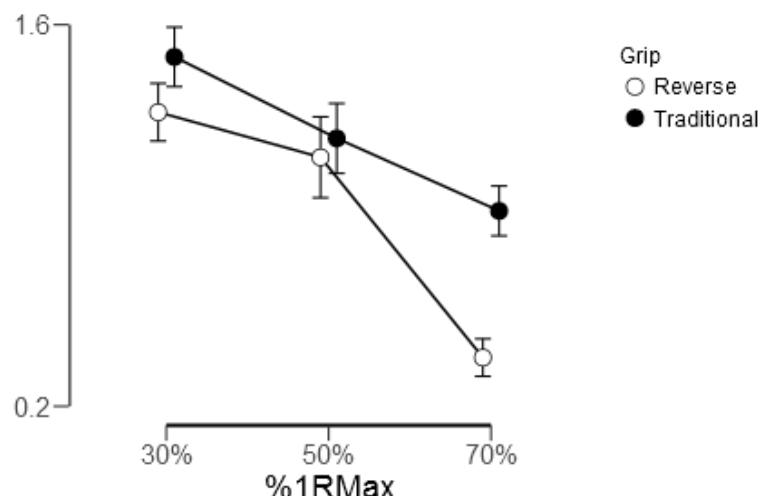


Post Hoc Comparisons - %1RMax

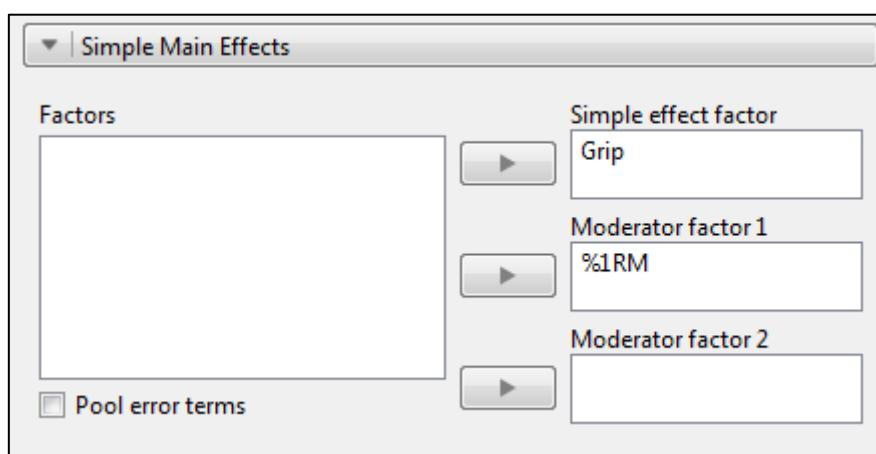
		Mean Difference	SE	t	Cohen's d	p _{bonf}
30%	50%	0.232	0.060	3.856	0.862	0.003
	70%	0.733	0.050	14.583	3.261	< .001
50%	70%	0.500	0.073	6.839	1.529	< .001

Note. Cohen's d does not correct for multiple comparisons.

Ujian post hoc menunjukkan tanpa mengira jenis genggaman, setiap beban angkatan adalah berbeza dengan setiap beban angkatan yang lain. Seperti yang dilihat dari plot, halaju angkat berkurang secara signifikan seiring kenaikan beban angkatan.



Akhirnya, dalam ‘Simple main effects’ tambahkan ‘Grip’ kepada ‘Simple effect factor’ dan %1RM kepada ‘Moderator factor 1’



Simple Main Effects - Grip

Level of %1RM	Sum of Squares	df	Mean Square	F	p
30%	0.206	1	0.206	5.229	0.035
50%	0.024	1	0.024	0.461	0.506
70%	1.447	1	1.447	157.212	< .001

Keputusan ini menunjukkan bahawa terdapat perbeaan yang signifikan dalam kelajuan angkatan antara dua genggaman pada 30% 1RM dan juga pada beban 70% 1RM yang lebih tinggi ($k = 0.035$ dan $k < 0.001$).



MELAPORKAN KEPUTUSAN

Menggunakan pembetulan Greenhouse-Geisser, ada kesan utama yang signifikan bagi beban ($F = (1.48, 26.64) = 115.45$, $k < .001$). Ujian post hoc dengan pembetulan Bonferroni menunjukkan ada penurunan berturutan yang signifikan dalam kelajuan angkatan daripada 30-50% 1RM ($k = .035$) dan 50-70% 1RM ($k < .001$).

Terdapat kesan utama yang signifikan bagi jenis genggaman ($F (1, 18) = 20.925$, $k < .001$) yang menunjukkan kelajuan angkatan yang lebih tinggi secara keseluruhannya apabila menggunakan kaedah tradisional berbanding genggaman songsang.

Menggunakan pembetulan Greenhouse-Geisser, ada interaksi %1RM x Genggaman yang signifikan ($F (1.48, 26.64) = 12.00$, $k < .001$) yang menunjukkan jenis genggaman mempengaruhi kelajuan angkatan bagi beban %1RM.



UJIAN KHI KUASA DUA UNTUK PERKAITAN

Ujian khi kuasa dua (χ^2) untuk ketidaksandaran (juga dikenali sebagai ujian χ^2 Pearson atau ujian χ^2 untuk perkaitan) boleh digunakan untuk menentukan samaada wujud hubungan antara dua atau lebih angkubah kategorikal. Ujian ini menghasilkan jadual kontingensi, atau tabulasi-silang, yang mempamirkan silang-kumpulan angkubah-angkubah kategorikal.

Ujian χ^2 menguji hipotesis nol bahawa tidak ada perkaitan antara dua angkubah kategorikal. Ia membandingkan kekerapan data yang diperhatikan dengan yang dijangkakan jika tiada perkaitan antara dua angkubah.

Analisis ini memerlukan dua andaian dipenuhi:

1. Dua angkubah mestilah data kategorikal (nominal atau ordinal)
2. Setiap angkubah sepatutnya mempunyai dua atau lebih kumpulan kategorikal tidak bersandar.

Kebanyakan ujian statistik memadankan model kepada data yang diperhatikan. Hipotesis nol yang diuji ialah tidak ada perbezaan antara data yang diperhatikan dengan yang dimodelkan (dijangkakan). Ralat atau sisihan model dikira dengan formula:

$$\text{Sisihan} = \sum (\text{diperhatikan} - \text{model})^2$$

Kebanyakan model parametrik adalah berdasarkan min populasi dan sisihan piawai populasi. Model χ^2 , bagaimanapun, berdasarkan kekerapan yang dijangkakan.

Bagaimana kekerapan dijangkakan dikira? Sebagai contoh, kita kategorikan 100 orang kepada kumpulan lelaki, perempuan, pendek dan tinggi. Jika ada taburan yang seimbang di antara 4 kategori, maka kekerapan dijangkakan = $100/4$ atau 25% tetapi data sebenar yang diperhatikan tidak mempunyai taburan kekerapan yang seimbang.

Taburan Seimbang	Lelaki	Perempuan	Jumlah baris
Tinggi	25	25	50
Rendah	25	25	50
Jumlah lajur	50	50	

Taburan Diperhatikan	Lelaki	Perempuan	Jumlah baris
Tinggi	57	24	81
Rendah	14	5	19
Jumlah lajur	71	29	

Model yang berasaskan nilai-nilai jangkaan boleh dikira dengan:

Model (jangkaan)	= $(\text{jumlah baris} \times \text{jumlah lajur})/100$
Model – lelaki tinggi	= $(81 \times 71)/100 = 57.5$
Model – perempuan tinggi	= $(81 \times 29)/100 = 23.5$
Model – lelaki rendah	= $(19 \times 71)/100 = 13.5$
Model – perempuan rendah	= $(19 \times 29)/100 = 5.5$



Nilai-nilai ini kemudiannya boleh dimasukkan ke dalam jadual kontingensi:

	Lelaki (L)	Perempuan (P)	Jumlah baris
Tinggi (T)	57	24	81
Dijangkakan	57.5	23.5	
Pendek (Pn)	14	5	19
Dijangkakan	13.5	5.5	
Jumlah lajur	71	29	

$$\text{Statistik } \chi^2 \text{ diperoleh daripada } \sum \frac{(\text{diperhatikan} - \text{dijangkakan})^2}{\text{dijangkakan}}$$

Kesahan

Ujian-ujian χ^2 hanya sah apabila anda ada saiz sampel yang berpatutuan, iaitu, kurang daripada 20% sel mempunyai bilangan yang dijangkakan kurang daripada 5 dan tiada sel yang mempunyai bilangan dijangkakan yang kurang daripada 1.

MENJALANKAN ANALISIS

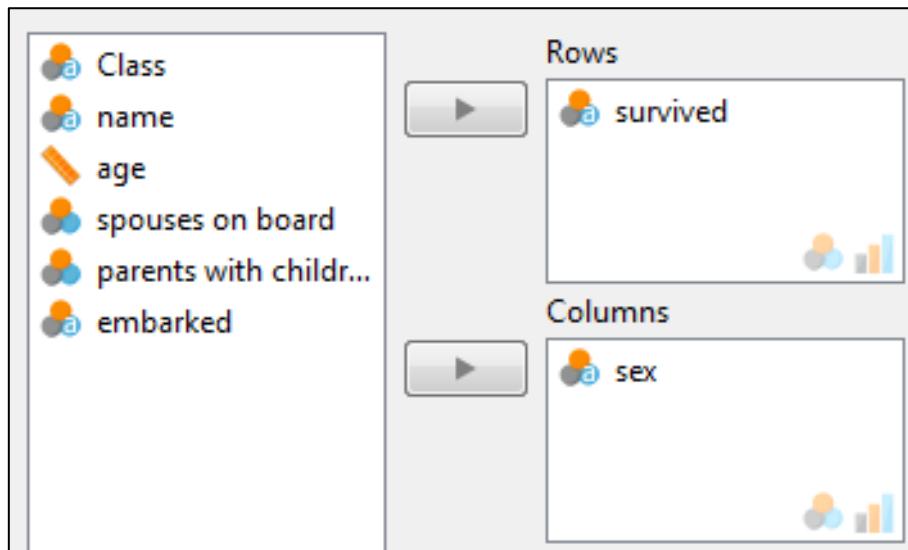
Setdata **Titanic survival** ialah satu setdata klasik yang digunakan untuk pembelajaran mesin dan mempunyai data 1309 penumpang dan krew yang beraada di atas kapal Titanik apabila ia tenggelam pada tahun 1912. Kita boleh menggunakan setdata ini untuk melihat perkaitan antara kelangsungan hidup dan faktor-faktor lain. Angkubah bersandar ialah ‘Survival’ dan angkubah tidak bersandar adalah angkubah-angkubah lain.

Class	survived	name	sex	age
Third	No	Abbing, Mr. Anthony	male	42
Third	No	Abbott, Master. Eugene Joseph	male	13
Third	No	Abbott, Mr. Rossmore Edward	male	16
Third	Yes	Abbott, Mrs. Stanton (Rosa Hunt)	female	35
Third	Yes	Abelseth, Miss. Karen Marie	female	16
Third	Yes	Abelseth, Mr. Olaus Jorgensen	male	25
Second	No	Abelson, Mr. Samuel	male	30
Second	Yes	Abelson, Mrs. Samuel (Hannah Wizosky)	female	28
Third	Yes	Abrahamsson, Mr. Abraham August Johannes	male	20
Third	Yes	Abrahim, Mrs. Joseph (Sophie Halaut Easu)	female	18
Third	No	Adahl, Mr. Mauritz Nils Martin	male	30
Third	No	Adams, Mr. John	male	26



Mengikut kebiasaan angkubah tidak bersandar diletakkan dalam lajur jadual kontingensi dan angkubah bersandar diletakkan dalam baris.

Buka **Titanic survival.csv** dalam JASP, tambah ‘survived’ kepada ‘Rows’ sebagai angkubah bersandar dan ‘sex’ ke dalam ‘Columns’ sebagai angkubah tidak bersandar.



Kemudian, tandakan semua pilihan-pilihan berikut:

Statistics

χ^2 Log odds ratio (2x2 only)
 χ^2 continuity correction Confidence interval 95 %
 Likelihood ratio Vovk-Sellke maximum p-ratio

Nominal

Contingency coefficient Gamma
 Phi and Cramer's V Kendall's tau-b

Ordinal

Observed
 Expected

Cells

Counts

Observed
 Expected



MEMAHAMI OUTPUT

Mula-mula, lihat output ‘Contingency Tables’.

Contingency Tables

		sex		Total
survived	No	female	male	
No	Count	127.0	682.0	809.0
No	Expected count	288.0	521.0	809.0
No	% within row	15.7 %	84.3 %	100.0 %
No	% within column	27.3 %	80.9 %	61.8 %
No	% of Total	9.7 %	52.1 %	61.8 %
Yes	Count	339.0	161.0	500.0
Yes	Expected count	178.0	322.0	500.0
Yes	% within row	67.8 %	32.2 %	100.0 %
Yes	% within column	72.7 %	19.1 %	38.2 %
Yes	% of Total	25.9 %	12.3 %	38.2 %
Total	Count	466.0	843.0	1309.0
Total	Expected count	466.0	843.0	1309.0
Total	% within row	35.6 %	64.4 %	100.0 %
Total	% within column	100.0 %	100.0 %	100.0 %
Total	% of Total	35.6 %	64.4 %	100.0 %

Ingatlah bahawa ujian-ujian χ^2 hanya sah apabila anda ada saiz sampel yang berpatutan, yakni kurang daripada 20% sel mempunyai bilangan dijangkakan kurang daripada 5 dan tiada yang mempunyai bilangan jangkaan yang kurang daripada 1.

Daripada jadual ini, dengan melihat % di dalam setiap baris, kita boleh lihat bahawa lebih ramai lelaki menjadi korban Titanic berbanding perempuan dan lebih ramai perempuan yang terselamat berbanding lelaki. Tetapi, wujudkan perkaitan yang signifikan antara jantina dan kelangsungan hidup?

Keputusan statistikal ditunjukkan di bawah:

Chi-Squared Tests

	Value	df	p
X ²	365.9	1	< .001
X ² continuity correction	363.6	1	< .001
Likelihood ratio	372.9	1	< .001
N	1309		

Statistik χ^2 ($\chi^2 (1) = 365.9$, $k <.001$) menadangkan bahawa ada perkaitan yang signifikan antara jantina dan kelangsungan hidup.

‘ χ^2 continuity correction’ boleh digunakan untuk mengelakkan anggaran melampau bagi kesignifikanan statistikal bagi set data yang kecil. Ini biasanya digunakan apabila sekurang-kurangnya satu sel dalam jadual mempunyai bilangan jangkaan kurang daripada 5.



Sebagai nota peringatan, pembetulan ini mungkin melampau dan menghasilkan keputusan yang terlebih konservatif yang gagal menolak hipotesis nol apabila is sepatutnya ditolak (ralat jenis II).

Nisbah kebarangkalian ialah satu alternatif kepada khi kuasa dua Pearson. Ia adalah berdasarkan Teori Maximum Likelihood. Bagi sampel yang besar, ia sama sahaja dengan χ^2 Pearson. Ia dicadangkan bagi saiz sampel yang kecil iaitu <30.

Ukuran-ukuran nominal, Phi (jadual kontingensi 2 x 2 sahaja) dan V Cramer (paling popular) adalah kedua-duanya ujian kekuatan perkaitan (yakni kesan saiz). Kedua-dua nilai berada dalam sela 0 (tiada perkaitan) kepada 1 (perkaitan lengkap). Boleh diperhatikan daripada kekuatan perkaitan antara angkubah-angkubah ada kesan saiz yang besar.

Nominal

	Value
Contingency coefficient	0.5
Phi-coefficient	0.5
Cramer's V	0.5

'Contingency coefficient' ialah nilai Phi yang diselaraskan dan hanya dicadangkan penggunaannya untuk jadual kontingensi yang besar seperti jadual 5 x 5 atau lebih besar.

Kesan saiz ⁴	Dk	Kecil	Sederhana	Besar
Phi dan V Cramer (2x2 only)	1	0.1	0.3	0.5
V Cramer	2	0.07	0.21	0.35
V Cramer	3	0.06	0.17	0.29
V Cramer	4	0.05	0.15	0.25
V Cramer	5	0.04	0.13	0.22

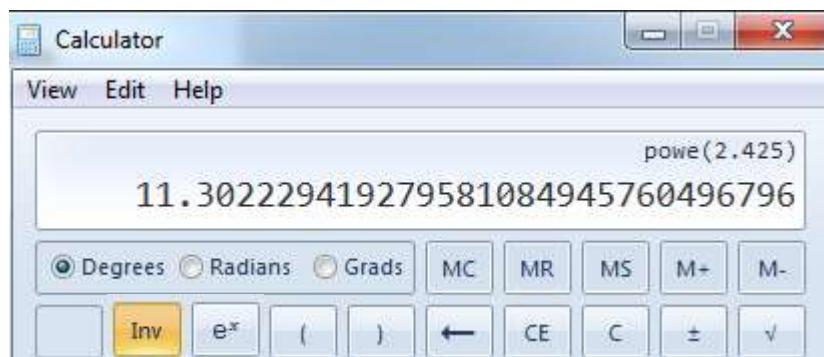
JASP juga menghasilkan nisbah peluang (Odds ratio (OR)) yang digunakan untuk membandingkan peluang relatif bagi berlakunya hasil yang diinginkan (survival), dengan adanya pendedahan kepada angkubah yang berkenaan (dalam kes ini, jantina).

Log Odds Ratio ▼		95% Confidence Intervals	
	Log Odds Ratio	Lower	Upper
Odds ratio	-2.425	-2.692	-2.159
Fisher's exact test	-2.423	-2.701	-2.150

⁴ Kim HY. Statistical notes for clinical researchers: Chi-squared test and Fisher's exact test. Restor. Dent. Endod. 2017; 42(2):152-155.



Atas sebab tertentu, JASP mengira OR sebagai log natural. Untuk mengubahnya daripada nilai log, kira nilai antilog natural (Jika menggunakan kalkulator Microsoft, masukkan nombor kemudian klik Inv dan diikuti dengan e^x), dalam kes ini, nilainya 11.3. Ini mencadangkan bahawa penumpang lelaki ada 11.3 kali lebih peluang untuk terkorban berbanding penumpang perempuan.



Bagaimana ia dikira? Gunakan bilangan daripada jadual kontingensi seperti berikut:

$$\begin{array}{ll} \text{Peluang[lelaki]} & = \text{Mati/Selamat} \\ & = 682/162 \\ \text{Perempuan[perempuan]} & = \text{Mati/Selamat} \\ & = 127/339 \end{array} \quad \begin{array}{ll} & = 4.209 \\ & = 0.374 \end{array}$$

$$\text{OR} = \text{Peluang[lelaki]} / \text{Perempuan[perempuan]} = 11.3$$

LANGKAH TAMBAHAN.

Kita juga boleh menghuraikan jadual kontingensi dengan lebih mendalam sebagai satu bentuk ujian post hoc dengan menukar bilangan dan bilangan dijangkakan di dalam setiap sel kepada nilai baki piawai. Ini boleh memberitahu kita sama ada terdapat perbezaan yang signifikan antara bilangan yang diperhatikan dan bilangan jangkaan di dalam setiap sel.

Nilai baki piawai bagi setiap sel di dalam jadual ialah satu versi skor z yang piawai. Ia dikira sebagai:

$$z = \frac{\text{diperhatikan} - \text{dijangkakan}}{\sqrt{\text{dijangkakan}}}$$

Dalam kes istimewa di mana dk = 1, pengiraan nilai baki piawai menyerapkan faktor pembetulan:

$$z = \frac{|\text{diperhatikan} - \text{dijangkakan}| - 0.5}{\sqrt{\text{dijangkakan}}}$$

Nilai z yang diperoleh kemudiannya diberi tanda positif jika nilai yang diperhatikan > nilai yang dijangkakan dan tanda negatif jika nilai yang diperhatikan < nilai yang dijangkakan. Tahap signifikan skor z ditunjukkan di bawah.

Skor z	Nilai k
<-1.96 or > 1.96	<0.05
<-2.58 or > 2.58	<0.01



<-3.29 or > 3.29

<0.001

Contingency Tables

		sex		Total
survived		female	male	
No	Count	127.0	682.0	809.0
	Expected count	288.0	521.0	809.0
	% within row	15.7 %	84.3 %	100.0 %
	% within column	27.3 %	80.9 %	61.8 %
	% of Total	9.7 %	52.1 %	61.8 %
Yes	Count	339.0	161.0	500.0
	Expected count	178.0	322.0	500.0
	% within row	67.8 %	32.2 %	100.0 %
	% within column	72.7 %	19.1 %	38.2 %
	% of Total	25.9 %	12.3 %	38.2 %
Total	Count	466.0	843.0	1309.0
	Expected count	466.0	843.0	1309.0
	% within row	35.6 %	64.4 %	100.0 %
	% within column	100.0 %	100.0 %	100.0 %
	% of Total	35.6 %	64.4 %	100.0 %

Female No z= -9.5	Male No z = 7.0
Female Yes z = 12.0	Male Yes z = -8.9

Apabila skor z dikira bagi setiap sel di dalam jadual kontingensi, kita boleh perhatikan bahawa secara signifikan kurang perempuan yang mati berbanding jangkaan dan lebih ramai lelaki yang mati berbanding jangkaan, $p < .001$.



REKABENTUK EKSPERIMENTAL DAN SUSUN ATUR DATA DALAM EXCEL UNTUK IMPORT KE JASP.

Ujian-t tidak bersandar

Contoh rekabentuk:

Angkubah tidak bersandar	Kumpulan 1	Kumpulan 2
Angkubah bersandar	Data	Data

Angkubah tidak bersandar

Angkubah bersandar

Kategorikal

Selanjur

	A	B
1	Group	Data
2	1	0
3	1	0
4	1	3.8
5	1	6
6	1	0.7
7	1	2.9
8	1	2.8
9	1	2
10	1	2
11	1	8.5
12	1	1.9
13	1	3.1
14	1	1.5
15	1	3
16	1	3.6
17	1	0.9
18	1	-2.1
19	2	2
20	2	1.7
21	2	4.3
22	2	7
23	2	0.6
24	2	2.7
25	2	3.6

Angkubah bersandar boleh ditambah jika perlu



Ujian-t Sampel Berpasang

Contoh rekabentuk:

Angkubah tak bersandar	Pra-Ujian	Pasca-Ujian
Peserta	Angkubah tidak bersandar	
1	Data	Data
2	Data	Data
3	Data	Data
..n	Data	Data

Pra-Ujian **Pasca-Ujian**

	A	B
1	Pre-test	Post-test
2	60	60
3	103	103
4	58	54
5	60	54
6	64	63
7	64	61
8	65	62
9	66	64
10	67	65
11	69	61
12	70	68
13	70	67
14	72	71
15	72	69
16	72	68
17	82	81
18	58	60
19	58	56
20	59	57
21	61	57
22	62	55
23	63	62
24	63	60
25	63	59



Korelasi

Contoh rekabentuk:

Korelasi mudah

Peserta	Angkubah 1	Angkubah 2	Angkubah 3	Angkubah 4	Angkubah ...n
1	Data	Data	Data	Data	Data
2	Data	Data	Data	Data	Data
3	Data	Data	Data	Data	Data
...n	Data	Data	Data	Data	Data

Korelasi Berganda

	A	B	C	D	E	F
1	Participant	Variable 1	Variable 2	Variable 3	Variable 4	Variable 5
2	1	533	77	77	106	106
3	2	472	63	59	92	93
4	3	484	82	77	93	78
5	4	536	72	72	103	93
6	5	630	77	68	104	93
7	6	563	68	68	101	87
8	7	531	77	82	108	106
9	8	344	50	50	86	92
10	9	346	54	50	90	86
11	10	386	59	54	85	80
12	11	460	54	63	89	83
13	12	492	63	59	92	94



Regresi

Contoh rekabentuk:

Regresi mudah

Peserta	Hasil	Peramal 1	Peramal 2	Peramal 3	Peramal ..n
1	Data	Data	Data	Data	Data
2	Data	Data	Data	Data	Data
3	Data	Data	Data	Data	Data
...n	Data	Data	Data	Data	Data

Regresi Berganda

	A	B	C	D	E	F
1	Participant	Outcome	Predictor 1	Predictor 2	Predictor 3	Predictor 4
2	1	533	77	77	106	106
3	2	472	63	59	92	93
4	3	484	82	77	93	78
5	4	536	72	72	103	93
6	5	630	77	68	104	93
7	6	563	68	68	101	87
8	7	531	77	82	108	106
9	8	344	50	50	86	92
10	9	346	54	50	90	86
11	10	386	59	54	85	80
12	11	460	54	63	89	83
13	12	492	63	59	92	94



Regresi Logistik

Contoh rekabentuk:

	Angkubah bersandar (kategorikal)	Faktor (kategorikal)	Kovariat (selanjar)
Peserta	Hasil	Peramal 1	Peramal 2
1	Data	Data	Data
2	Data	Data	Data
3	Data	Data	Data
...n	Data	Data	Data

	A	B	C	D
1	ID	Outcome	Factor	Covariate
2	1	Yes	Yes	70
3	2	Yes	No	80
4	3	Yes	Yes	50
5	4	Yes	No	60
6	5	Yes	No	40
7	6	Yes	No	65
8	7	Yes	No	75
9	8	Yes	No	80
10	9	Yes	No	70
11	10	Yes	No	60
12	11	No	Yes	65
13	12	No	Yes	50
14	13	No	Yes	45
15	14	No	Yes	35
16	15	No	Yes	40
17	16	No	Yes	50
18	17	No	No	55
19	17	Yes	No	65
20	18	No	Yes	45

Faktor dan kovariat boleh ditambah jika perlu



ANOVA Sehala Tidak Bersandar

Contoh rekabentuk:

Angkubah tidak bersandar	tidak	Kumpulan 1	Kumpulan 2	Kumpulan 3	Kumpulan ...n
Angkubah bersandar		Data	Data	Data	Data

Angkubah tidak bersandar

(Kategorikal)

Angkubah bersandar

(Selanjar)

	A	B
1	Group	Dependent variable
2	Group 1	3.8
3	Group 1	6
4	Group 1	0.7
5	Group 1	2.9
6	Group 1	2.8
7	Group 1	2
8	Group 1	2
9	Group 1	3.5
10	Group 2	1.9
11	Group 2	3.1
12	Group 2	1.5
13	Group 2	3
14	Group 2	3.6
15	Group 2	0.9
16	Group 2	-0.6
17	Group 3	1.1
18	Group 3	4.5
19	Group 3	6.1
20	Group 3	5
21	Group 3	2.4
22	Group 3	3.9
23	Group 3	3.5
24	Group 3	5.1
25	Group 3	3.5

Angkubah bersandar boleh ditambah jika perlu



ANOVA Sehala Ukuran Berulangan

Contoh rekabentuk:

Peserta	Angkubah tidak bersandar (Faktor)			
	Tahap 1	Tahap 2	Tahap 3	Tahap..n
1	Data	Data	Data	Data
2	Data	Data	Data	Data
3	Data	Data	Data	Data
4	Data	Data	Data	Data
..n	Data	Data	Data	Data

Faktor (masa)

Tahap-tahap
(Kumpulan bersandar)

	A	B	C	D
1	Participant	Week 0	Week 3	Week 6
2	1	6.42	5.83	5.75
3	2	6.76	6.2	6.13
4	3	6.56	5.83	5.71
5	4	4.8	4.27	4.15
6	5	8.43	7.71	7.67
7	6	7.49	7.12	7.05
8	7	8.05	7.25	7.1
9	8	5.05	4.63	4.67
10	9	5.77	5.31	5.33
11	10	3.91	3.7	3.66
12	11	6.77	6.15	5.96
13	12	6.44	5.59	5.64
14	13	6.17	5.56	5.51
15	14	7.67	7.11	6.96
16	15	7.34	6.84	6.82
17	16	6.85	6.4	6.29
18	17	5.13	4.52	4.45
19	18	5.73	5.13	5.17

Tahap-tahap boleh ditambah jika perlu



ANOVA dua hala bersandar

Contoh rekabentuk:

Faktor 1	Makanan Tambahan 1			Makanan Tambahan 2		
Faktor 2	Dos 1	Dos 2	Dos 3	Dos 1	Dos 2	Dos 3
Angkubah bersandar	Data	Data	Data	Data	Data	Data

Faktor 1 Faktor 2 Angkubah bersandar

	A	B	C
1	supp	dose	len
2	OJ	1000	19.7
3	OJ	1000	23.3
4	OJ	1000	23.6
5	OJ	1000	26.4
6	OJ	1000	20
7	OJ	1000	25.2
8	OJ	1000	25.8
9	OJ	1000	21.2
10	OJ	1000	14.5
11	OJ	1000	27.3
12	OJ	2000	25.5
13	OJ	2000	26.4
14	OJ	2000	22.4
15	OJ	2000	24.5
16	OJ	2000	24.8
17	OJ	2000	30.9
18	OJ	2000	26.4
19	OJ	2000	27.3
20	OJ	2000	29.4
21	OJ	2000	23
22	VC	1000	16.5
23	VC	1000	16.5
24	VC	1000	15.2
25	VC	1000	17.3

Faktor dah angkubah bersandar boleh ditambah jika perlu



ANOVA Dua Hala Faktor Campuran

Contoh rekabentuk:

Faktor 1 (Antara subjek)	Kumpulan 1			Kumpulan 2		
	Trial 1	Trial 2	Trial 3	Trial 1	Trial 2	Trial 3
Tahap-tahap Faktor 2 (Ukuran berulang)						
1	Data	Data	Data	Data	Data	Data
2	Data	Data	Data	Data	Data	Data
3	Data	Data	Data	Data	Data	Data
..n	Data	Data	Data	Data	Data	Data

Faktor 1
(Kategorikal)

Tahap-tahap Faktor 2
(Selanjar)

	A	B	C	D
1	Group	Level 1	Level 2	Level 3
2	Group 1	1.31	0.9	0.9
3	Group 1	1.29	0.89	0.72
4	Group 1	1.8	0.9	0.96
5	Group 1	1.4	1.26	0.97
6	Group 1	1.49	1.18	0.88
7	Group 1	1.35	1.15	0.92
8	Group 1	1.45	1.19	1
9	Group 1	1.21	1.2	0.85
10	Group 1	1.79	1.48	0.99
11	Group 1	1.73	1.68	0.98
12	Group 2	1.55	0.9	0.55
13	Group 2	1.27	0.95	0.41
14	Group 2	1.53	0.87	0.42
15	Group 2	1.26	1.15	0.44
16	Group 2	1.14	1.12	0.38
17	Group 2	1.11	1.08	0.34
18	Group 2	1.1	1.0758	0.18
19	Group 2	1.08	1.18	0.24
20	Group 2	1.3	1.26	0.39
21	Group 2	1.45	1.55	0.44



Khi-kuasa Dua – Jadual Kontigensi

Contoh rekabentuk:

Peserta	Respon 1	Respon 2	Respon 3	Respon...n
1	Data	Data	Data	Data
2	Data	Data	Data	Data
3	Data	Data	Data	Data
..n	Data	Data	Data	Data

Semua data perlulah bersifat kategorikal

	A	B	C	D	E
1	Respondant	Response 1	Response 2	Response 3	Response 4
2	1	Female	clay	Morning	yes
3	2	Male	astro	Morning	No
4	3	Female	grass	Evening	No
5	4	Male	clay	Afternoon	No
6	5	Male	clay	Morning	No
7	6	Male	grass	Evening	No
8	7	Female	grass	Evening	yes
9	8	Male	clay	Morning	yes
10	9	Female	grass	Morning	No
11	10	Male	clay	Afternoon	No
12	11	Female	clay	Afternoon	No
13	12	Male	astro	Afternoon	No
14	13	Male	astro	Afternoon	No
15	14	Male	astro	Afternoon	yes
16	15	Female	clay	Morning	No
17	16	Male	astro	Afternoon	yes
18	17	Female	astro	Afternoon	yes
19	18	Male	grass	Morning	No
20	19	Male	clay	Afternoon	No



BEBERAPA KONSEP DALAM STATISTIK FREKUENTIST

Pendekatan frekuentist adalah metodologi statistik yang paling kerap diajar dan digunakan. Ia menerangkan data sampel berdasarkan kekerapan atau perkadaran data dari kajian-kajian berulang di mana kebarangkalian peristiwa ditakrifkan.

Statistik Frekuentist kerap menggunakan kerangka tegar termasuk ujian hipotesis, nilai k dan sela keyakinan dan lain-lain.

Pengujian Hipotesis

Hipotesis boleh didefinisikan sebagai "**ramalan atau penjelasan yang dicadangkan dibuat berdasarkan kepada bukti terhad sebagai titik permulaan untuk siasatan lanjut**".

Terdapat dua hipotesis ringkas, **hipotesis nol** (H_0) dan hipotesis alternatif atau eksperimen (H_1). Hipotesis nol adalah tetapan asal bagi kebanyakan analisis statistik di mana dinyatakan bahawa tidak terdapat hubungan atau perbezaan antara kumpulan. **Hipotesis alternatif** menyatakan bahawa terdapat hubungan atau perbezaan antara kumpulan untuk dapat arah perbezaan / hubungan. Sebagai contoh, sekiranya satu kajian dijalankan untuk melihat kesan makanan tambahan pada masa pecut dalam satu kumpulan peserta berbanding kumpulan plasebo:

H_0 = **tidak ada** perbezaan masa berlalu antara kedua-dua kumpulan

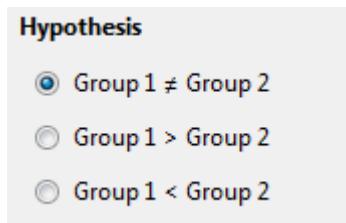
H_1 = terdapat perbezaan masa pecutan antara kedua-dua kumpulan

H_2 = kumpulan 1 lebih besar daripada kumpulan 2

H_3 = kumpulan 1 kurang daripada kumpulan 2

Ujian hipotesis merujuk kepada prosedur yang telah ditentukan terlebih dahulu yang digunakan untuk menerima atau menolak hipotesis dan kebarangkalian bahawa ini mungkin diperoleh secara kebetulan. Aras keyakinan di mana hipotesis nol diterima atau ditolak dipanggil **tahap signifikan**. Tahap signifikan dilambangkan oleh α , biasanya 0.05 (5%). Ini adalah tahap kebarangkalian menerima sesuatu kesan sebagai benar (95%) dan hanya terdapat 5% hasil yang diperoleh semata-mata secara kebetulan.

Jenis hipotesis yang berbeza dengan mudah boleh dipilih di JASP, bagaimanapun, hipotesis nol sentiasa menjadi tetapan asal.





Ralat Jenis I dan II

Kebarangkalian untuk menolak hipotesis nol, apabila ia sememangnya betul, dipanggil ralat Jenis I manakala kebarangkalian menerima hipotesis nol apabila ia tidak benar dipanggil ralat Jenis II.

Yang benar			
		Tidak bersalah (H_0)	Bersalah (H_1)
Hukuman T	Bersalah (H_1)	Ralat Jenis I Orang yang tidak bersalah dipenjarakan	Keputusan yang betul
	Tidak bersalah (H_0)	Keputusan yang betul	Ralat Jenis II Orang yang bersalah dibebaskan

Ralat Jenis I dianggap ralat yang paling teruk untuk dilakukan dalam analisis statistikal.

Kuasa statistikal ditakrifkan sebagai kebarangkalian sesuatu ujian menolak hipotesis nol apabila hipotesis alternatif adalah benar. Bagi sesuatu tahap signifikan, jika saiz sampel meningkat, kebarangkalian untuk ralat Jenis II menurun, dan ia juga meningkatkan kuasa statistikal.

Menguji Hipotesis

Intipati pengujian hipotesis ialah untuk mula-mulanya mentakrifkan **hipotesis nol** (atau **alternatif**), menetapkan tahap kriteria α , biasanya 0.05 (5%), mengumpul dan menganalisis data daripada sampel. Gunakan statistik ujian untuk menentukan seberapa jauh (atau berapa sisihan piawai) min sampel daripada min populasi yang dinyatakan dalam hipotesis nol. Statistik ujian kemudianya dibandingkan dengan nilai kritis. Ini ialah nilai had dalam mentakrifkan batasan di mana kurang daripada 5% min sampe boleh diperoleh jika hipotesis nol ialah benar.

Jika kebarangkalian mendapat perbezaan antara min-min secara kebetulan ialah kurang daripada 5% apabila hipotesis nol telah dicadangkan, maka hipotesis nol ditolak dan hipotesis alternatif diterima.

Nilai k ialah kebarangkalian mendapat hasil sampel, di mana nilai yang dinyatakan dalam hipotesis nol ialah benar. Jika nilai k kurang daripada 5% ($k < .05$) hipotesis nol ditolak. Apabila bilai k lebih besar daripada 5% ($k > .05$), kita terima hipotesis nol.

Saiz Kesan

Saiz kesan ialah ukuran piawaian yang boleh dikira daripada beberapa analisis statistikal. Jika hipotesis nol ditolak, keputusannya dianggap signifikan. Kesignifikantan ini hanya menilai kebarangkalian mendapat hasil sampel secara kebetulan tetapi tidak menyatakan sebesar mana perbezaan (kesignifikantan praktikal), dan juga tidak boleh diguna untuk membandingkan antara kajian-kajian yang berbeza.



Saiz kesan menunjukkan magnitud perbezaan antara kumpulan. Sebagai contoh, jika terdapat penurunan yang ketara dalam masa acara pecut 100m bagi penerima makanan tambahan berbanding dengan kumpulan placebo, saiz kesan akan menunjukkan betapa berkesannya intervensi itu. Beberapa kesan saiz biasa ditunjukkan di bawah.

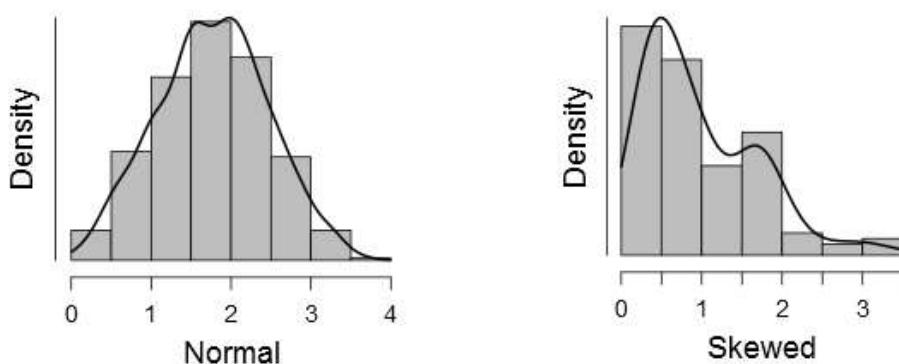
Ujian	Ukuran	Remeh	Kecil	Medium	Besar
Antara min	D Cohen	<0.2	0.2	0.5	0.8
Korelasi	Pekali korelasi (r)	<0.1	0.1	0.3	0.5
	Rank-biserial (r_B)	<0.1	0.1	0.3	0.5
	Rho Spearman	<0.1	0.1	0.3	0.5
Regresi berganda	Pekali korelasi berganda (R)	<0.10	0.1	0.3	0.5
ANOVA	Eta	<0.1	0.1	0.25	0.37
	Eta sebahagian	<0.01	0.01	0.06	0.14
	Omega kuasa dua	<0.01	0.01	0.06	0.14
Khi kuasa dua	Phi (jadual 2x2 sahaja)	<0.1	0.1	0.3	0.5
	V Cramer	<0.1	0.1	0.3	0.5
	Nisbah peluang (jadual 2x2 sahaja)	<1.5	1.5	3.5	9.0

Dalam set data yang kecil, mungkin ada kesan saiz yang sederhana dan besar tetapi tiada perbezaan yang signifikan. Ini mungkin mencadangkan bahawa analisis yang dibuat tidak mempunyai kuasa statistik dan bahawa peningkatan jumlah titik data mungkin menunjukkan hasil yang signifikan. Sebaliknya, apabila menggunakan set data yang besar, ujian kesignifikanan mungkin mengelirukan kerana kesan kecil atau remeh dapat menghasilkan hasil yang signifikan secara statistiknya.

UJIAN PARAMETRIK IWN BUKAN-PARAMETRIK

Kebanyakan kajian menghimpunkan maklumat daripada sampel (diambil daripada populasi berkenaan) dan biasanya hampir mustahil untuk mendapatkan data daripada keseluruhan populasi. Bagaimanapun, kita ingin melihat sebaik mana data yang dikumpul mencerminkan populasi berdasarkan min populasi, sisihan piawai, perkadaruan, dll berdasarkan fungsi taburan parametrik. Ukuran-ukuran ini adalah **parameter** populasi. Anggaran parameter yang berdasarkan sampel ini dipanggil statistik. Statistik parametrik memerlukan andaian-andaian dibuat berkenaan data termasuklah normaliti taburan dan homogeniti varians.

Dalam sesetengah kes, andaian-andaian ini mungkin disanggah di mana jelas kelihatan herotan dalam taburan data:



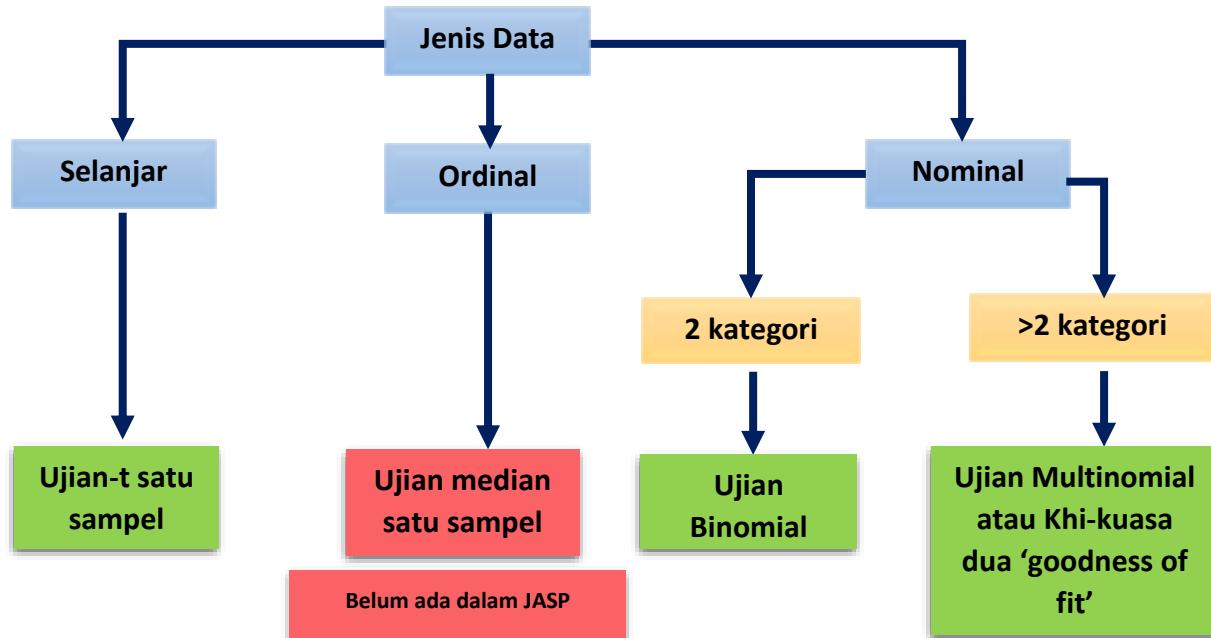
Kadang-kadang transformasi data boleh membetulkan hal ini tetapi tidak berkesan setiap masa. Adalah perkara biasa juga untuk mengumpul data ordinal (iaitu rating skala Likert) yang mana istilah seperti min dan sisihan piawai tidak bermakna. Oleh itu, tiada parameter yang berkaitan dengan data ordinal (**bukan parametrik**). Nilai-nilai bukan parametrik termasuklah nilai median dan kuartil.

Dalam kedua-dua kes yang dijelaskan, ujian statistik bukan parametrik boleh didapati. Terdapat ujian-ujian yang setara dengan ujian parametrik klasik yang paling biasa. Ujian-ujian ini tidak menganggap data bertabur secara normal atau parameter populasi dan didasarkan kepada menyusun data kepada nilai terendah hingga tertinggi. Keemua pengiraan seterusnya dilakukan dengan pemeringkatan ini dan bukan dengan nilai data sebenar.

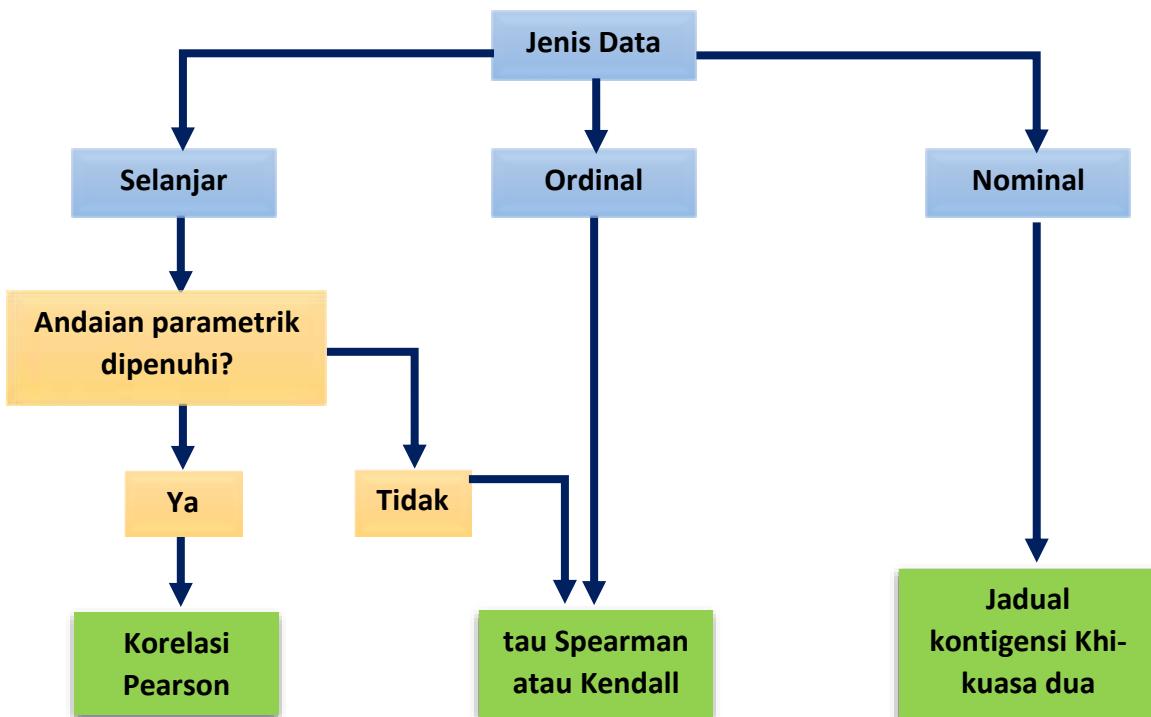


UJIAN MANA YANG PATUT SAYA GUNA?

Membandingkan satu sampel kepada min populasi yang diketahui atau yang dihipotesiskan

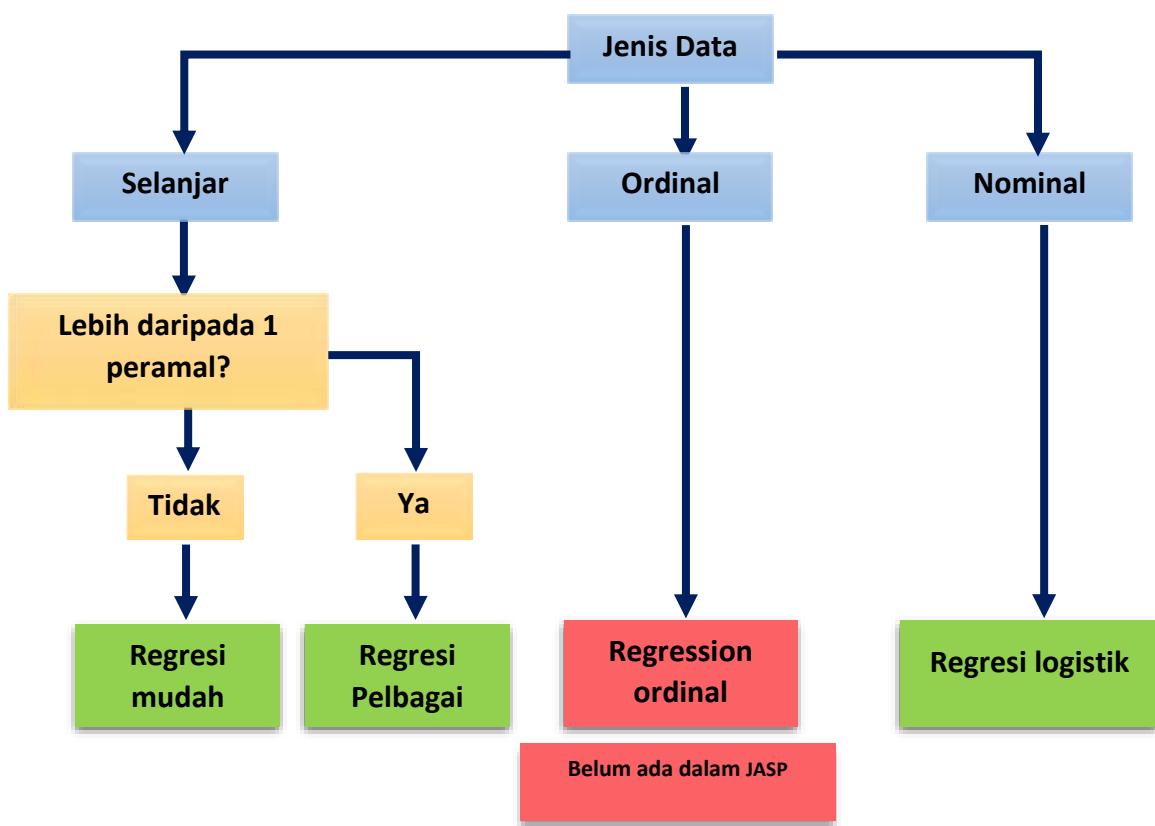


Menguji hubungan antara dua atau lebih angkubah

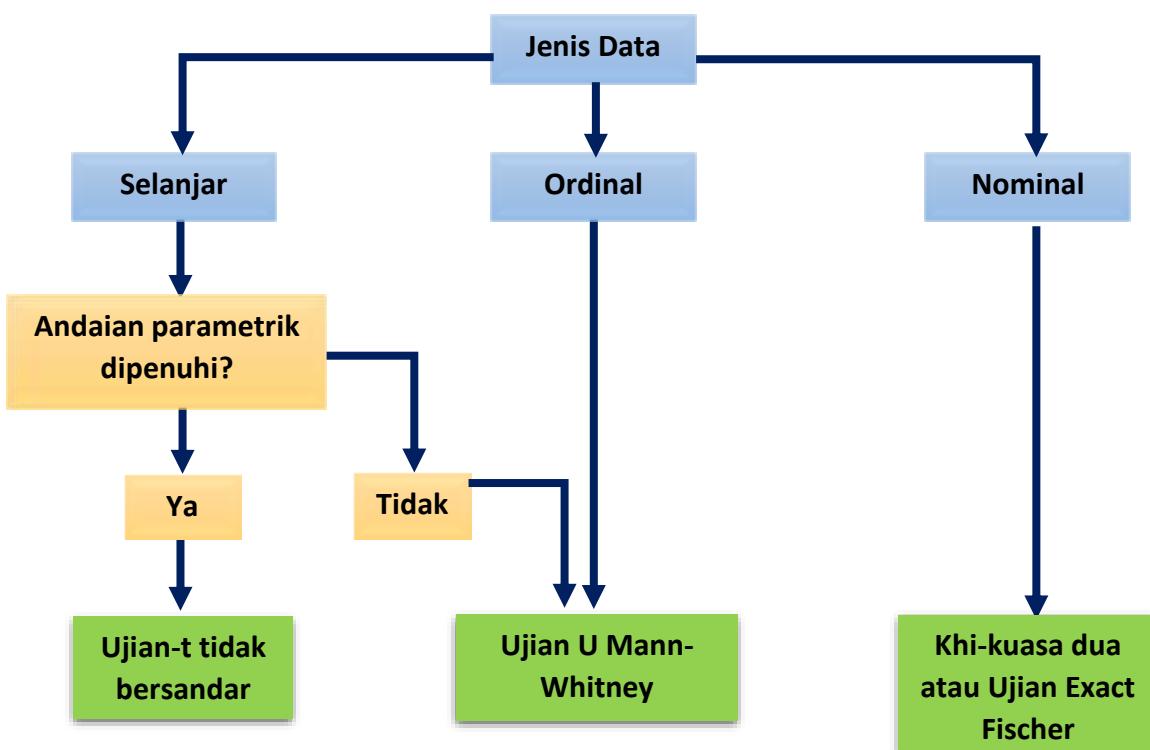




Meramalkan hasil

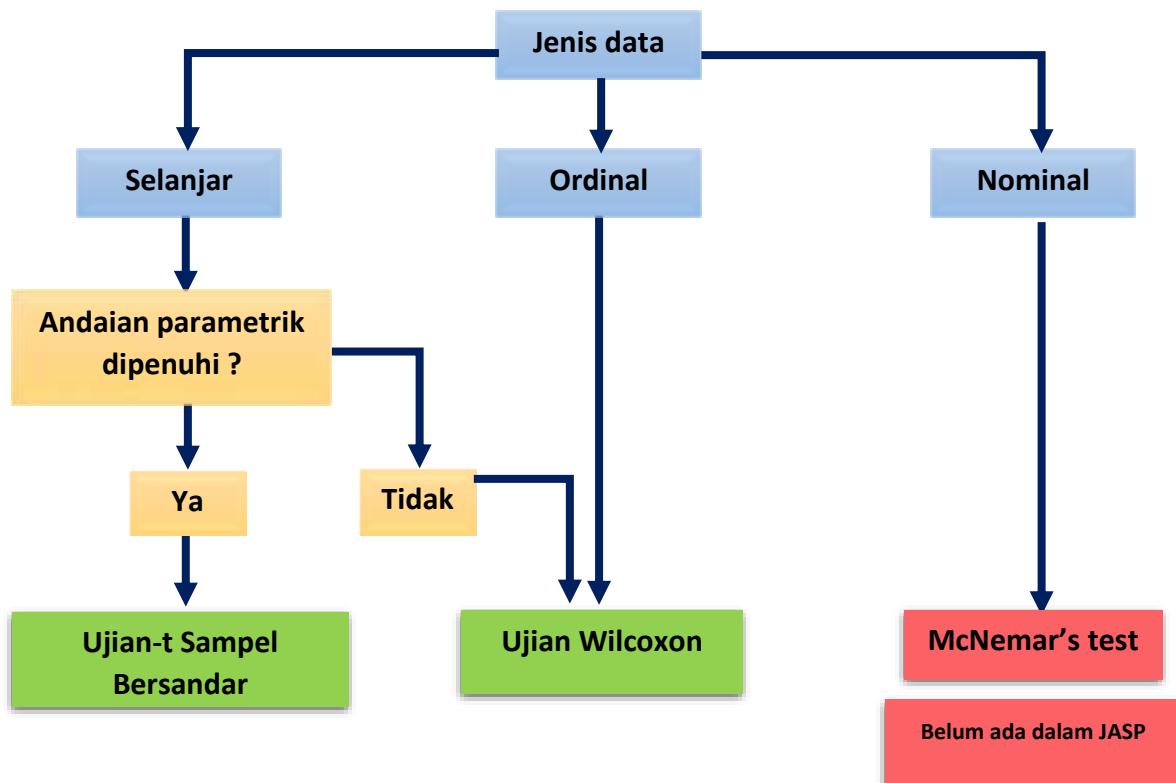


Menguji perbezaan antara dua kumpulan yang tidak berkait

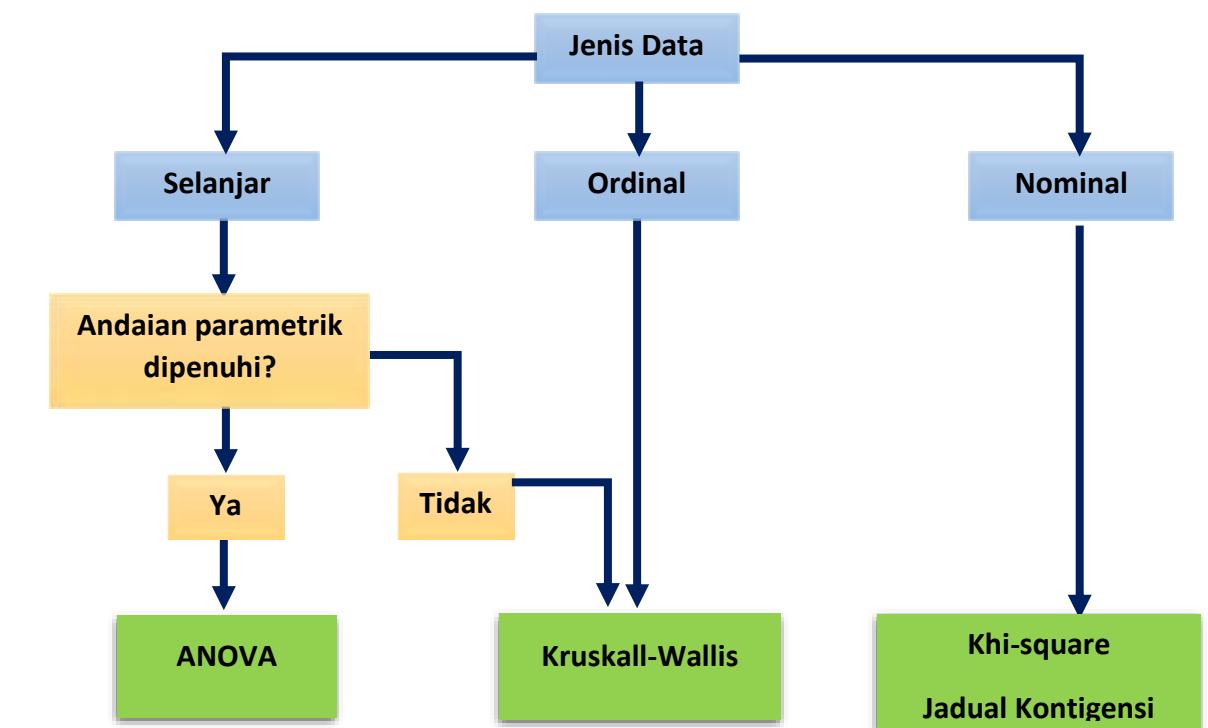




Menguji perbezaan antara dua kumpulan yang berkait

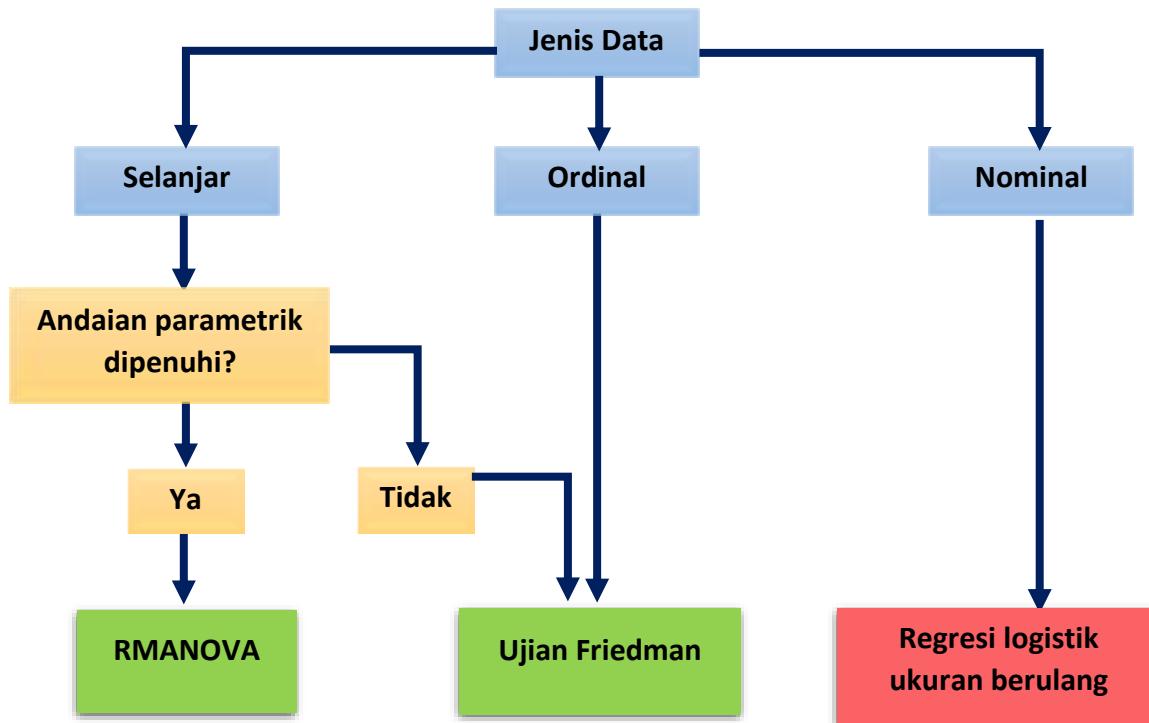


Ujian perbezaan antara tiga atau lebih kumpulan yang tidak berkait





Menguji perbezaan antara tiga atau lebih kumpulan bersandar



Ujian interaksi antara 2 atau lebih angkubah tidak bersandar

