## Teema 10: Regressio- ja varianssianalyysi

**Regressioanalyysi** lienee *t*-testin ohella maailman eniten käytetty tilastollinen menetelmä. Sitä sivuttiin jo alustavasti Teemassa 4.

**Varianssianalyysi** liittyy useallakin tavalla regressioanalyysiin, ja on toisaalta *t*-testin yleistys silloin kun vertaillaan useampaa kuin kahta ryhmää. Menetelmät kietoutuvat siis vahvasti toisiinsa.

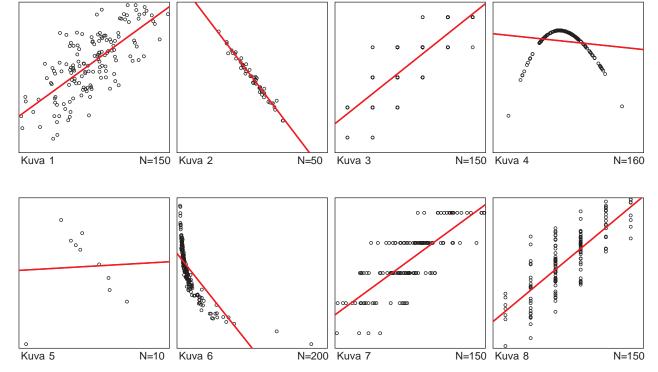
**Aivan lopuksi** täydennetään aiempia ristiintaulukoita koskevia tarkasteluja  $\chi^2$ -riippumattomuustestillä (luetaan "khi-toiseen").





## Esimerkkejä hajontakuvista simuloiduilla aineistoilla

Mieleenpalautus Teemasta 4, nyt mukana regressiosuorat:





## Regressioanalyysin asetelma

Regressioanalyysissa on kysymys riippuvuuden mallintamisesta, kun riippuvuus on **lineaarista**. Kuten Teema 4:n yhteydessä todettiin, äskeisistä vain kuvat 1 ja 2 ovat selvästi tämän oletuksen mukaisia.

Näissä yksinkertaisissa tilanteissa vastaavissa regressiomalleissa on vain **yksi selittäjä** (kuvissa vaaka-akselille piirretty muuttuja, jota kutsutaan usein x-muuttujaksi). Yleisesti mallissa voi olla useita selittäjiä, mutta vain **yksi selitettävä** (y-muuttuja).

Kuvassa 8 selittäjä on diskreetti, mikä ei sinänsä haittaa, kunhan sen luokilla on selvä järjestys. Muut kuvat ovat regressioanalyysin kannalta enemmän tai vähemmän kyseenalaisia:

- kuvat 3 ja 7: selitettävä muuttuja liian diskreetti
- kuvat 4 ja 6: riippuvuus aivan epälineaarista
- kuva 5: poikkeava havainto rikkoo lineaarisuuden

Perehdytään nyt regressioanalyysin käsitteistöön vähän tarkemmin.



## Regressioanalyysin perusteet

Lineaarinen regressiomalli voidaan esittää lyhyesti muodossa

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_k x_k + \varepsilon,$$

jossa y on **selitettävä** muuttuja,  $x_1, x_2, \ldots, x_k$  ovat **selittäjiä**,  $\varepsilon$  on satunnainen **mallivirhe** ja  $\beta_0, \beta_1, \ldots, \beta_k$  ovat **regressiokertoimia**, joiden arvot estimoidaan otoksen perusteella.

Joka selittäjällä on oma regressiokerroin. Niiden estimaatit toimivat painokertoimina, kun x:istä muodostetaan **sovite** (tai **ennuste**)  $\hat{y}$ . Tavoitteena on siis *selittää* (tai *ennustaa*) y vain x:ien avulla.

Kerrointa  $\beta_0$  kutsutaan mallin **vakiotermin** kertoimeksi, jonka käytännön merkitys on yleensä melko vähäinen. Tulkinnat koskevat pääosin estimoituja regressiokertoimia  $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_k$ .

Satunnaisvaihtelusta johtuen  $\hat{y}$  (x:ien painotettu summa) ei ole (käytännössä koskaan) aivan sama kuin y. Mitä lähempänä se on, sitä korkeampi on **selitysaste** (ks. Teema 4).



## Regressioanalyysin perusteet (jatkoa)

Regressioanalyysia käytetään paljon—valitettavasti myös väärin. Elleivät menetelmän oletukset päde (edes jollain tavalla), eivät tulokset tai johtopäätöksetkään voi olla kovin ihmeellisiä. Sama pätee tietenkin kaikkiin tilastollisiin menetelmiin.

Regressiomallin tärkeimmät oletukset koskevat mallivirhettä  $\varepsilon$ . Siitä oletetaan yleensä, että  $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$ , mikä tarkoittaa että mallivirhe tuo regressiomalliin vain satunnaista, samansuuruista vaihtelua nollan molemmin puolin. Sen oletetaan siis noudattavan normaalijakaumaa, mikä on monissa sovelluksissa luonteva oletus.

Regressioanalyysiin liittyy monenlaisia testaustilanteita, joissa käytetään mm. t-testiä. Jos normaalijakaumaoletus ei päde, testeistä tehdyt johtopäätökset menettävät luotettavuuttaan.

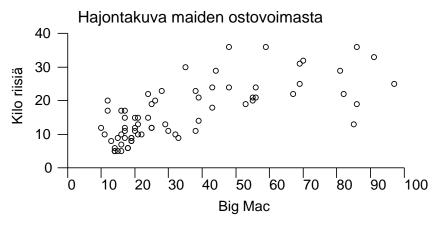
Mallivirhe on satunnaismuuttuja eikä sellaisenaan havaittavissa, mutta oletusten voimassaoloa tutkitaan mallin jäännöstermin eli **residuaalin** (y:n ja  $\hat{y}$ :n erotuksen) avulla.



《口》《圖》《意》《意》

## Esimerkki: Prices and Earnings, BigMac (Survo)

Tietoja 70 maasta ja kaupungista vuodelta 2006 (ks. Teema 4)



Hajontakuvia voi toki piirtää kumminpäin hyvänsä. Tutkitaan nyt tilannetta toisinpäin ja selitetään BigMac-indeksiä riisi-indeksillä:

```
Linear regression analysis: Data BIGMAC06, Regressand BigMac
Variable Regr.coeff.
                        Std.dev.
                                     t
          2.002298
                         0.237603
                                    8.427
                                           0.000
                          4.367544
                                    0.505
                                           0.308
constant 2.204914
Variance of regressand BigMac=557.2730849 df=69
Residual variance=276.6006701 df=68
R=0.7147 R^2=0.5108
```



### Esimerkki jatkuu: tulkitaan tulostusta

Tulosteesta nähdään, että BigMac-indeksistä 51 % selittyy riisi-indeksillä (Rice), loppu satunnaisvaihtelulla:

```
Variable Regr.coeff. Std.dev. t p
Rice 2.002298 0.237603 8.427 0.000
constant 2.204914 4.367544 0.505 0.308
Residual variance=276.6006701 df=68
R=0.7147 R^2=0.5108
```

Rice-muuttujan regressiokertoimen estimaatti on  $\hat{\beta}_1 = 2$ , eli kun Rice kasvaa yhden yksikön, BigMac kasvaa kaksi yksikköä. Tämä relaatio on nähtävissä myös kuvasta (vaikka se onkin toisinpäin). Yksikkönähän molemmissa muuttujissa on minuutti (työaikaa).

Kertoimen  $\hat{\beta}_1$  estimoitu hajonta (eli keskivirhe) on 0.237. Kerroin jaettuna keskivirheellään on t-testisuure (vrt. Teema 9) 8.427. Hypoteesi  $H_0: \beta_1=0$  kaatuu selvästi (vapausasteita on df=68), joten kerroin poikkeaa nollasta (tilastollisesti merkitsevästi).

Vakiotermin kerroin on  $\hat{\beta}_0 = 2.2$ . Sillä on mallissa oma tehtävänsä, vaikkei se olekaan tilastollisesti merkitsevä (p=0.308).



### Esimerkki jatkuu: lisätään toinen selittäjä

Lisätään malliin toiseksi selittäjäksi ruokakorin keskimääräistä hintaa kuvaava Basket (kotitalouden ruokamenot/kk, US\$):

```
Variable Regr.coeff. Std.dev. t p
Rice 1.322144 0.269971 4.897 0.000
Basket -0.074029 0.017947 -4.125 0.000
constant 42.84683 10.54302 4.064 0.000
Residual variance=223.8777762 df=67
R=0.7810 R^2=0.6099
```

Selitysaste paranee ja on nyt 61 %. Molemmat selittäjät ovat merkitseviä, mutta Rice menettää painoarvoaan ( $\hat{\beta}_1 = 1.32$ ). Vapausasteet vähenevät, kun estimoidaan yksi parametri lisää ( $\beta_2$ ).

Basket:in estimoitu kerroin  $\hat{\beta}_2=-0.07$  on lukuna pieni, koska muuttujan arvot ovat vastaavasti suurehkoja lukuja. Regressiomalleissa muuttujat voivat olla eri mittayksiköissä ja eri suuruusluokkaa.

Vakiotermikin nousee tilastollisesti merkitseväksi, vaikkei sillä edelleenkään ole sen ihmeellisempää merkitystä.



### Esimerkki jatkuu: lisätään kolmas selittäjä

Lisätään malliin vielä lomapäivien määrää kuvaava Vacdays, jota on tarkasteltu aiemmissa harjoituksissa:

```
Variable Regr.coeff.
                         Std.dev.
                          0.279237
                                   4.357
                                           0.000
         1.216663
Rice
                          0.018052 -4.312 0.000
         -0.077837
Basket -0.07/83/
Vacdays -0.450943
Basket
                          0.331290 -1.361
                                           0.178
constant 55.08178
                          13.76280 4.002
                                           0.000
Residual variance=221.0640444 df=66
R=0.7878 R^2=0.6206
```

Selitysaste paranee edelleen, mutta se ei ole ihme, sillä näin käy vaikka malliin lisättäisiin mitä tahansa selittäjiä. Selitysaste ei sellaisenaan olekaan riittävä peruste hyvälle mallille.

Huomaa, että Rice menettää taas painoarvoaan ja vapausasteet vähenevät yhdellä, kun  $\beta_3$  estimoidaan aineistosta.

Vacdays-selittäjän ottamiselle malliin ei kuitenkaan ole perusteluja, sillä sen estimoitu kerroin  $\hat{\beta}_3 = -0.45$  ei ole merkitsevä (p=0.178). Hypoteesi  $H_0$ :  $\beta_3 = 0$  jää voimaan, ja näin ollen Vacdays voidaan pudottaa pois ja palata aiempaan, suppeampaan malliin.



### Esimerkki jatkuu: vaihdetaan kolmas selittäjä

Otetaan Vacdays:in tilalle malliin muuttuja Bread, joka kuvaa sitä, kuinka kauan pitää työskennellä voidakseen ostaa kilon leipää:

```
Variable Regr.coeff.
                        Std.dev.
                                          р
                                          0.000
         0.802165
                         0.206413
                                  3.886
Rice
                                          0.000
                         0.013083 -4.766
Basket
         -0.062346
         0.826217
                         0.105148
                                  7.858
                                          0.000
Bread
constant 28.61589
                                   3.648
                         7.844347
                                          0.000
Residual variance=117.4217887 df=66
R=0.8936 R^2=0.7985
```

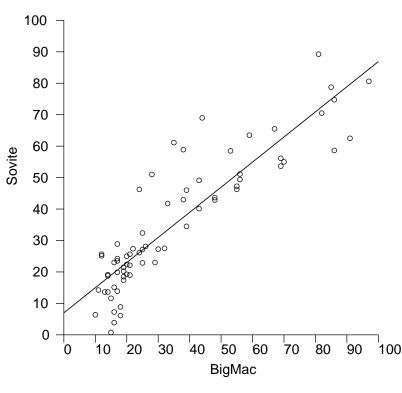
Nyt selitysaste nousee selvästi, miltei 80 %:iin. Kaikki selittäjät ovat merkitseviä. On aika katsastaa mallia hieman syvemmältä.

Piirretään muutama diagnostiikkakuva, jotta voidaan tutkia miten regressiomallin oletukset toteutuvat tämän mallin osalta:

- selitettävä muuttuja vastaan mallin sovite
- sovite vastaan residuaali (ns. jäännösvaihteludiagrammi)
- residuaalin normaalisuus (ns. todennäköisyyspaperikuva)
- residuaalin normaalisuus (histogrammi, normaalijakauma)



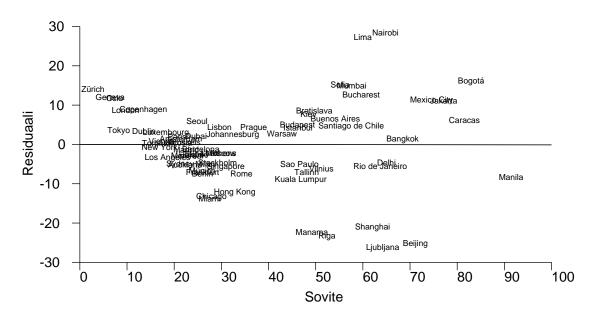




Mitä paremmin pisteet asettuvat suoralle, sitä lähempänä mallin antama sovite on selitettävää muuttujaa.

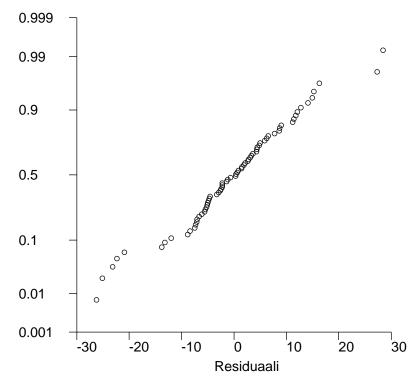


## Diagnostiikkakuva 2: sovite ja residuaali



Tässä ei saisi näkyä mitään systemaattista, mutta nyt ilmenee että mallissa on vaikeuksia. Aineiston heterogeenisuus tuo ongelmia. **Jäännösvaihtelu** ei ole satunnaista. Malli on lievästi harhainen.

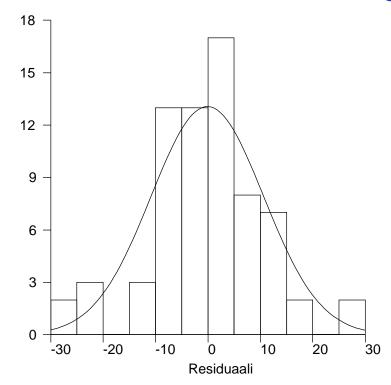
## Diagnostiikkakuva 3: residuaali todennäköisyyspaperilla



Todennäköisyyspaperikuvassa pystyakselilla ovat normaalijakauman kertymäfunktion arvot. Mitä paremmin pisteet kuvautuvat suoraksi, sitä paremmin empiirinen jakauma vastaa normaalijakaumaa.

#### ◆□▶ ◆□▶ ◆■▶ ◆■▶ ■ 900

## Diagnostiikkakuva 4: residuaalin histogrammi



Teema 9:stä tutussa  $\chi^2$ -yhteensopivuustestissä p=0.37, joten residuaaleja voidaan pitää normaalisti jakautuneina. Oletus mallivirheen normaalisuudesta jää siis voimaan.

Tilastotieteen johdantokurssi | kevät 2009 | Kimmo Vehkalahti

HELSINGFORS UNIVERSITET

## Esimerkki päättyy: johtopäätökset

Näin rakennettu malli on kohtuullisen hyvä, mutta lievä harhaisuus olisi hyvä saada korjattua, joko paremmilla selittäjävalinnoilla tai mahdollisilla regressiodiagnostisilla keinoilla kuten muunnoksilla.

Malliin liittyvä normaalijakaumaoletus näyttäisi pitävän paikkansa, joten *t*-testeihin perustuva päättely on perusteltua.

Sisällölliset tulkinnat on tässä jätetty vähemmälle huomiolle, ja saatuun malliin onkin syytä suhtautua enemmänkin teknisenä esimerkkinä regressiomallin laatimisesta.

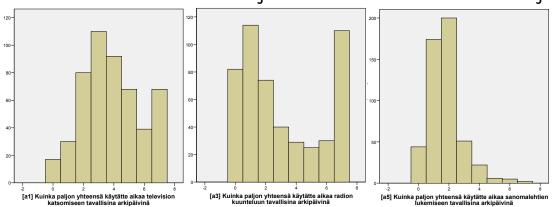
Huomaa jälleen, miten kurssilla aiemmin opitut asiat ja käsitteet (jakaumat, parametrit, estimointi, testit, p-arvot jne.) sekä erilaiset merkintätavat tulivat luontevasti käyttöön.

Tästä olisi hyvä jatkaa pidemmällekin, mutta sitä ei tämän kurssin puitteissa tehdä. Siirrytään sen sijaan toiseen esimerkkiin.



## Esimerkki: ESS ja mediaseuranta (SPSS)

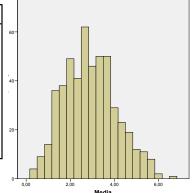
Tarkastellaan ESS-aineistoa ja siitä valittua kolmea muuttujaa:



### Muodostetaan summamuuttuja Media:

**Descriptive Statistics** 

	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
[a1] Kuinka paljon yhteensä käytätte aikaa television katsomiseen tavallisina arkipäivinä	504	0	7	3.85	1.890
[a3] Kuinka paljon yhteensä käytätte aikaa radion kuunteluun tavallisina arkipäivinä	504	0	7	3.12	2.607
[a5] Kuinka paljon yhteensä käytätte aikaa sanomalehtien lukemiseen tavallisina arkipäivinä	504	0	7	1.76	1.132
Media Valid N (listwise)	504 504	.33	6.67	2.9101	1.19450





## Esimerkki jatkuu: ESS ja mediaseuranta

Laaditaan regressiomalli, jossa selitetään mediaseurannan aktiivisuutta vastaajan sukupuolella ja iällä. Ikää käytetään mallissa jatkuvana muuttujana (2002 – syntymävuosi), ja sukupuoli on koodattu 1=mies, 2=nainen. Tulostus alkaa yhteenvedolla:

Model Summary<sup>b</sup>

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.327 <sup>a</sup>	.107	.103	1.13127

- a. Predictors: (Constant), Sukupuoli (1=mies, 2=nainen), Ikä (vuosina)
- b. Dependent Variable: Media

Selitysaste ei ole kovin kaksinen (n. 11 %). Samaa luokkaa on myös korjattu selitysaste, joka laajemmissa malleissa rankaisee liioista selittäjistä ja on siksi hieman parempi mallin hyvyyden mitta.

Selitysasteen neliöjuurta merkitään usein (myös edellä olevissa Survon tulosteissa) symbolilla R ja kutsutaan *yhteiskorrelaatiokertoimeksi*. Nimi tulee siitä, että kyseessä on y:n ja  $\hat{y}$ :n korrelaatiokerroin. Jos selittäjiä on vain yksi, R on sama kuin y:n ja x:n tavallinen korrelaatiokerroin.



### Esimerkki jatkuu: ESS ja mediaseuranta

Seuraava tuloslaatikko on otsikoitu lyhenteellä ANOVA, joka johtuu varianssianalyysia tarkoittavista sanoista ANalysis Of VAriance.

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	76.538	2	38.269	29.903	.000 <sup>a</sup>
	Residual	641.162	501	1.280		
	Total	717.700	503			

Varianssianalyysi liittyy läheisesti regressioanalyysiin (nämä menetelmät ovat oikeastaan saman *lineaarisen mallin* ilmentymiä). Tässä kohtaa on kysymys siitä, miten regressioanalyysi on yleisesti onnistunut: paljonko *y*-muuttujan (Media) vaihtelusta selittyy mallin avulla ja paljonko jää selittämättä.

Nämä tiedot esitetään perinteisesti tässä näkyvänä *varianssitauluna*, joka koostuu kumpaakin osuutta kuvaavista neliösummista, vapausasteista ja näiden osamäärinä saatavista varianssitermeistä (Mean Square). Varianssien suhteena saadaan F-testisuure, joka testaa (todella skeptistä!) hypoteesia

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \cdots = \beta_k = 0,$$

siis että kaikkien selittäjien (paitsi vakion) regressiokertoimet olisivat nollia.

Testin p-arvon perusteella ainakin yksi kertoimista poikkeaa nollasta, ts. mallin selittäjävalinta ei ole aivan pielessä (vaikka selitysaste onkin melko vähäinen).



### Esimerkki jatkuu: ESS ja mediaseuranta

Kiinnostavin osa tulostuksesta on yleensä seuraava laatikko:

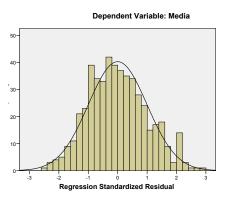
#### Coefficientsa

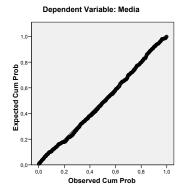
		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		
Model		В	B Std. Error		t	Sig.
1	(Constant)	2.270	.203		11.159	.000
	lkä (vuosina)	.020	.003	.317	7.518	.000
	Sukupuoli (1=mies, 2=nainen)	190	.101	079	-1.878	.061

a. Dependent Variable: Media

### Analyysia täydentävät kaksi diagnostista kuvaa (vrt. Survon kuvat):

Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual





Tulkintoihin palataan tarkemmin harjoituksissa.

### Esimerkki jatkuu: ESS ja mediaseuranta

Äskeisen kaltaisia tilanteita on yhteiskuntatieteissä tyypillistä tutkia myös varianssianalyysilla. Luokitellaan seuraavassa ikä (karkeasti) ryhmiin 15-34 -vuotiaat, 35-54 -vuotiaat ja yli 54-vuotiaat.

Jos ikäryhmiä olisi vain kaksi, niitä voitaisiin vertailla *t*-testillä. Sen yleistys useamman ryhmän vertailuun tunnetaan nimellä **yksisuuntainen varianssianalyysi**. Tutkittavana muuttujana on edelleen mediaseurannan aktiivisuus.

Aluksi saadaan ryhmiä kuvaavia tunnuslukuja ja luottamusvälejä:

			Std.		95% Confiden Me	
	N	Mean	Deviation	Std. Error	Lower Bound	Upper Bound
15-34	158	2.5865	1.07499	.08552	2.4176	2.7554
35-54	176	2.6913	1.13865	.08583	2.5219	2.8607
55-	170	3.4373	1.18463	.09086	3.2579	3.6166
Total	504	2.9101	1.19450	.05321	2.8055	3.0146



## Esimerkki jatkuu: ESS ja mediaseuranta

Seuraavaksi tulee varianssitaulu, joka muistuttaa hyvin paljon regressioanalyysin yhteydessä nähtyä vastaavaa esitystä. Tässä kysymys on ryhmien välisen ja ryhmien sisäisen vaihtelun suhteesta. Kiinnostuksen kohteena on nimenomaan ryhmien välinen vaihtelu, ts. miten suuria eroja ikäryhmien välillä on havaittavissa.

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	72.214	2	36.107	28.025	.000
Within Groups	645.486	501	1.288		
Total	717.700	503			

F-testin perusteella eroja on selvästi havaittavissa. Tarkemmin erot paljastuvat vasta **monivertailutesteillä**:

		Mean Difference			95% Confide	ence Interval
(I) ikäryhm	(J) ikäryhm	(I-J)	Std. Error	Sig.	Lower Bound	Upper Bound
15-34	35-54	10479	.12440	.677	3972	.1876
	55-	85076*	.12543	.000	-1.1456	5559
35-54	15-34	.10479	.12440	.677	1876	.3972
	55-	74597*	.12206	.000	-1.0329	4590
55-	15-34	.85076*	.12543	.000	.5559	1.1456
	35-54	.74597*	.12206	.000	.4590	1.0329

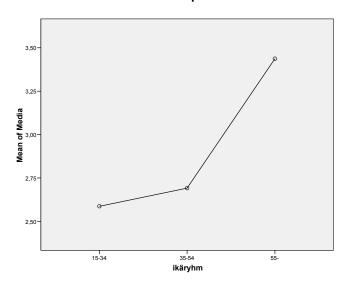
<sup>\*.</sup> The mean difference is significant at the .05 level.



### Esimerkki päättyy: ESS ja mediaseuranta

Varianssianalyysin (joskus hieman harhaanjohtavalta tuntuva) nimi tulee siis *y*-muuttujan varianssin hajottamisesta erilaisiin osiin, mutta mielenkiinto keskittyy **ryhmien keskiarvojen vertailuun**.

Tuloksia on usein tapana visualisoida keskiarvoprofiileilla:



Varianssianalyysillakin voidaan tutkia useita muuttujia sekä niiden yhdysvaikutuksia, mutta näihin asioihin ei tässä perehdytä.

### Riippuvuustarkasteluja ristiintaulukoista

# Kurssin osallistujien ikäjakauma tiedekunnittain (ks. Teema 5)

(lähde: WebOodi/KV)

		Ikā (vuotta)					
Tiedekunta	17–22	23–27	28–32	33–46	yht.		
Valtiotieteellinen	132	62	21	13	228		
Matemluonnontiet.	47	30	9	6	92		
Muut tiedekunnat	49	27	3	4	83		
yhteensä	228	119	33	23	403		

Tästä tarkasteltiin ehdollisia jakaumia, reunajakaumia ja erilaisia %-jakaumia. Teeman 6 harjoituksissa puolestaan tarkasteltiin taulukkoa, jonka sarakeluokittelijana oli sukupuoli. Sen avulla tutkittiin ehdollista todennäköisyyttä ja riippumattomuutta.

Nämä käsitteet ovat perustana, kun otetaan mukaan vielä riippumattomuuden arviointiin tarkoitettu tilastollinen testi.



# Riippumattomuuden arviointi $\chi^2$ -testillä

Ovatko äskeisen taulukot rivi- ja sarakeluokittelijat toisistaan riippumattomia, ts. ovatko ikäjakaumat tiedekunnittain samanlaisia (kun keskitytään lähinnä kahteen kurssin kannalta suurimpaan tiedekuntaan ja samastetaan muut yhdeksi kategoriaksi)?

Muodollisemmin on kyse seuraavasta hypoteesin testauksesta:

H<sub>0</sub> : Ikäjakaumat ovat samat tiedekunnasta riippumatta.

 $H_1$ : Ikäjakaumissa on eroja tiedekunnittain.

Testaus tapahtuu  $\chi^2$ -testillä, jonka erästä muotoa käytettiin jo ohimennen Teemassa 9 empiiristen ja teoreettisten jakaumien yhteensopivuuden testaukseen.

Tässä testi johtaa p-arvoon 0.604, joten  $H_0$  jää voimaan. Ikäjakaumissa **ei ole** eroja tiedekunnittain. Miten se ilmenee? Tutkitaan tarkemmin eikä tyydytä vain yhteen lukuun.



# $\chi^2$ -testi: odotetut ja havaitut frekvenssit

Diskreetin jakauman yhteensopivuustesteissä (nopat, lotto) verrattiin havaittuja frekvenssejä pistetodennäköisyyksien mukaisiin odotettuihin frekvensseihin. Samoin tehdään nyt.

Odotetut frekvenssit vastaavat  $H_0$ :n mukaista riippumatonta tilannetta, joten ne seuraavat aivan suoraan reunajakaumista. Esimerkiksi taulukon ensimmäisen solun arvo saadaan laskemalla  $\frac{228\cdot228}{403} = 128.99$ . Ohessa luvut on pyöristetty:

Tiedekunta	17–22	23–27	28–32	33–46	yht.
Valtiotieteellinen	129.0	67.3	18.7	13.0	228
Matemluonnontiet.	52.0	27.2	7.5	5.3	92
Muut tiedekunnat	47.0	24.5	6.8	4.7	83
yhteensä	228	119	33	23	403



# $\chi^2$ -testi: kontribuutiot päättelyn tukena

Odotettuja ja havaittuja frekvenssejä verrataan toisiinsa laskemalla niiden neliöidyt erotukset suhteessa odotettuihin frekvensseihin. Jokaista taulukon solua kohti saadaan kyseistä eroa kuvaava luku. Näitä lukuja kutsutaan toisinaan  $\chi^2$ -kontribuutioiksi:

		lkä (vuotta)					
Tiedekunta	17–22	23–27	28–32	33–46	yht.		
Valtiotieteellinen	0.07	0.42	0.29	0.00	0.78		
Matemluonnontiet.	0.49	0.30	0.29	0.11	1.18		
Muut tiedekunnat	0.09	0.25	2.12	0.11	2.58		
yhteensä	0.65	0.97	2.70	0.22	4.54		

Korostetut luvut kertovat suurimmat erot (vrt. taulukot).

Mukana ovat myös  $\chi^2$ -kontribuutioiden rivi- ja sarakesummat. Kokonaissumma 4.54 on  $\chi^2$ -testisuure, jonka vapausasteet (degrees of freedom) ovat  $df = (rivien \ lkm - 1) \times (sarakkeiden \ lkm - 1)$ , kun summarivejä ei oteta mukaan, siis (3-1)(4-1)=6. Testin p-arvo saadaan  $\chi^2$ -jakauman kertymäfunktiosta tai taulukosta.





## $\chi^2$ -testi: kevään 2008 vastaava taulukko

Vertailun vuoksi tarkastellaan myös tilannetta, jossa ikäjakaumat eroavat tiedekunnittain (huomaa, että myös luokittelut eroavat edellä esitetyistä):

### Kevään 2008 kurssin osallistujien ikäjakauma tiedekunnittain (lähde: WebOodi/KV)

		lkä (vuotta)					
Tiedekunta	18–22	23–27	28–32	33–62	yht.		
Valtiotieteellinen	86	43	6	12	147		
Matemluonnontiet.	46	33	20	7	106		
Muut tiedekunnat	35	28	5	4	72		
yhteensä	167	104	31	23	325		

Tässä tilanteessa testi johtaa p-arvoon 0.003, joten  $H_0$  hylätään. Ikäjakaumissa on eroja tiedekunnittain. Mitä nuo erot ovat?



# $\chi^2$ -testi: odotetut ja havaitut frekvenssit

Tehdään vastaavat tarkastelut kuin edellä:

Odotetut frekvenssit vastaavat  $H_0$ :n mukaista riippumatonta tilannetta, joten ne seuraavat aivan suoraan reunajakaumista. Esimerkiksi taulukon ensimmäisen solun arvo saadaan laskemalla  $\frac{167 \cdot 147}{325} = 75.5.$ 

		Ikä (vuotta)					
Tiedekunta	18–22	23–27	28–32	33–62	yht.		
Valtiotieteellinen	75.5	47.0	14.0	10.4	147		
Matemluonnontiet.	54.5	33.9	10.1	7.5	106		
Muut tiedekunnat	37.0	23.0	6.9	5.1	72		
yhteensä	167	104	31	23	325		

# $\chi^2$ -testi: kontribuutiot päättelyn tukena

Lasketaan  $\chi^2$ -kontribuutiot ja -testisuure:

$$\frac{(86-75.5)^2}{75.5} + \frac{(43-47)^2}{47.0} + \dots + \frac{(4-5.1)^2}{5.1} = 1.45 + 0.35 + \dots + 0.24 = 19.6$$

Kerätään luvut taulukkoon (vastaavasti kuin edellä):

	lkä (vuotta)				
Tiedekunta	18–22	23–27	28–32	33–62	yht.
Valtiotieteellinen	1.45	0.35	4.59	0.25	6.63
Matemluonnontiet.	1.32	0.02	9.67	0.03	11.05
Muut tiedekunnat	0.11	1.07	0.51	0.24	1.92
yhteensä	2.87	1.44	14.77	0.51	19.60

Korostetut luvut kertovat, miksi  $H_0$  hylätään (vrt. taulukot).



# $\chi^2$ -testin visualisointi: korrespondenssianalyysi

Taulukoiden visualisointiin erikoistunut monimuuttujamenetelmä on nimeltään korrespondenssianalyysi. Tarkastellaan äskeisiä taulukoita vielä sen avulla:

### Kevät 2008:

33-62 Correspondence analysis on data JK08K: Rows=3 Columns=4 28-32 18-**V2**1t M-L Canonical Eigen-Chi^2 Cumulative correlation 0 2311 0.0534 17.3646554 0.0069 100.00 0.0829 2.23264005 19.5973 (df=6 P=0.00326527)

### Syksy 2008:

Correspondence analysis on data JK08S: Rows=3 Columns=4

Canonical Eigen- Chi^2 Cumulative percentage
1 0.0899 0.0081 3.25890317 71.82
2 0.0563 0.0032 1.27855915 100.00
0.0113 4.53746 (df=6 P=0.604347)



Lisää aiheesta: Kyselytutkimuksen mittarit ja menetelmät (luku 7).

