

WEEK 1-2	
Barend	<p>In de 'coefficients table' bij een simple regression staat zowel de t-score als de significantie vermeld. Stel dat ik deze significantie zou willen controleren in de t-tabel, hoe werkt dat met het aantal vrijheidsgraden? Ik weet dat het iets te maken heeft met het aantal variabelen. Betekent dit dat ik bij een simple regression in de rij met 1 degree of freedom moet kijken? Klopt het dat ik in deze tabel de 'Tail probability' niet met 2 hoeft te vermenigvuldigen (in de Z-tabel is dit wel het geval)</p> <p><b>Antwoord:</b> t-waarden zijn eigenlijk een kolom uit de F-tabel (t is de wortel uit de betreffende F). Vrijheidsgraden: 1, N-k-1 [k is aantal geschatte effecten]</p>
Barend	<p>Stel dat ik een simple regression uitvoer in SPSS. Heeft de F score in de ANOVA tabel dan enige waarde? Of is die alleen van waarde bij een multiple regressie?</p> <p><b>Antwoord:</b> Bij enkelvoudige regressie is de F gelijk aan de t-toets van coefficient. Dat levert dus hetzelfde op. Bij multiple regressie zegt de F iets over de gezamenlijke significantie van alle effecten tegelijkertijd. Je kunt het ook zien als een significantietoets van de multiple correlatie R. Meestal ben je meer geïnteresseerd in de significantietoetsen van de afzonderlijke coefficienten.</p>
Barend	<p>Maandag hebben we vanuit de syntax verschillende correlatietabellen opgeroepen. Verlies je op deze manier informatie omdat je bijvoorbeeld geen 'plots' aan geeft?</p> <p><b>Antwoord:</b> nee, plaatje voegt niets toe, zoals de meeste plaatjes.</p>
Elske	<p>Wat is de relatie/verschil tussen regression en anova en waarom hebben mensen iets tegen anova? Ik heb altijd begrepen dat je er ongeveer hetzelfde mee kan, maar dat regressie wat meer zegt en anova wat simpeler is. Maar de uitkomsten zouden hetzelfde moeten zijn? En gerelateerd daaraan, wat valt er allemaal onder variantie analyse?</p> <p><b>Antwoord:</b> Het is echt hetzelfde, maar ze komen uit een verschillende tradities en daarom zijn er verschillende computerprogramma's met verschillende terminologieën.</p>
Robert	<p>Ik had een vraag over Sphericity in repeated measures MANOVAs/ANOVAs, en de violation daarvan. Ik snap hoe ik er mee moet werken en indien violated hoe je ervoor moet corrigeren, maar ik weet niet precies wat de Sphericity inhoudt of wat het betekent.</p> <p><b>Antwoord:</b> weet ik niet, heb de indruk dat het gaat om de veronderstelling dat residuen multivariaat normal verdeeld zijn, of wat afgezwakt onafhankelijk en homogeen zijn. In het stata manual staat dat het een onbelangrij detail is.</p>
Tamira	<p>Mijn vraag heeft betrekking op het begrip vrijheidsgraden. Heb ik nooit begrepen (wat zeggen ze, hoe bereken je ze, hoe interpreteer je ze).</p> <p><b>Antwoord:</b> Dit is voor mij een heel moeilijke vraag, Vrijheidsgraden is de hoeveelheid informatie die je hebt. In een gewone datamatrix de N, in een</p>

	kruistabel de hoeveelheid cellen, in een covariantiematrix $(k \times k)/2 - k$ . Als je vervolgens een model toepast op zo'n datastructuur, gebruik je voor elk te schatten effect een vrijheidsgraad.
<b>WEEK 3</b>	
Elske	<p>Ik begrijp niet goed hoe het kan dat je geen informatie verliest als je SEM uitvoert op basis van een correlatie matrix. Ik denk dat ik niet goed begrijp welke informatie je normaal gebruikt en welke bij een correlatie matrix.</p> <p><b>Antwoord:</b> Helpt het als je bedenkt dat SEM's draaien om het reproduceren van een covariantie / correlatie matrix? Daar is geen individu voor nodig. Ik vind zelf altijd het meest overtuigend dat je een elementair causaal model (met drie geobserveerde variabelen) en het elementaire meetmodel met drie indicatoren uit je hoofd op basis van een correlatiematrix kunt uitrekenen, waarbij je nooit naar individuele data hoeft te kijken.</p> <p>Er zijn overigens wel nuttige dingen bij SEM's die je niet met de covariantie / correlatiematrix kunt. Belangrijkste voorbeeld is ML schatting van missing values, maar ook: robuuste schattingen (veronderstelt geen homogene residuele varianties, maar schat deze uit de data en brengt ze dan weer in het model, clustercorrectie van standard errors en natuurlijk modellen binnen subgroepen.</p>
Freek	<p>Mijn eerste vraag gaat over multi level aspecten van mijn onderzoeksmodel. Ik ga aankomende december een vragenlijstonderzoek houden bij een onderdeel van de gemeente Amsterdam. Deze vragenlijst wil ik ook door studenten laten gebruiken bij 'hun' organisatie. De onafhankelijke variabelen in dit model worden gemeten op teamniveau (bijv. coördinatie van expertise en integratie van kennis binnen teams). Ik wil deze koppelen aan variabelen die uitgevraagd worden bij andere teams (dus bijv. wat andere teams zeggen over de effectiviteit van kennisdelen over de betreffende teams. Met welke zaken moet ik rekening houden als ik het teamniveau koppel aan interteam niveau?</p> <p><b>Antwoord:</b> Om hoeveel teams gaat het? Is het een zinvolle hoeveelheid om over te generaliseren en effecten te berekenen? Als dat niet zo is, zal je onderzoek slechts kunnen opleveren dat teams van elkaar verschillen, niet kunnen verklaren waar de verschillen vandaan komen.</p>
Freek	<p>Daarnaast is het ook nog zo dat in de dataset straks verschillende organisaties zitten (ong. 4). Hoe moet ik hiermee omgaan?</p> <p><b>Antwoord:</b> zelfde verhaal. Als het er weinig zijn, kun je kijken of ze verschillen, als het er veel zijn inhoudelijke hypothese op los laten. Verder is het een klassiek hiërarchisch multi-level design, waarmee je gauw klaar bent.</p>
Barend	<p>In de colleges hebben we besproken hoe we de verschillende coëfficiënten kunnen 'constraineren' door middel van het @ symbool. In de manual wordt beschreven dat ook het intercept kan worden 'geconstrained'. Wat is hier het doel van? Op pagina 28 staat dat SEM het intercept automatisch op 0 zet.</p> <p><b>Antwoord:</b> In heel veel modellen zijn we niet in de intercept geïnteresseerd, dus</p>

	<p>laten we constraints achterwege. Dat kan met name anders zijn wanneer we groepen willen vergelijken en we ons afvragen of de intercepten verschillen, nadat we adjustment voor covariaten hebben gedaan.</p>
Barend	<p>Maandag hebben we kort gesproken dat het SEM model zelf niet significant moet zijn (bij anova moest het juist wel significant zijn) wat is hier van de achter liggende gedachte?</p> <p><b>Antwoord:</b> Het is heel elementair en heel belangrijk dat je dit begrijpt. Bij SEM modellering gaat je om reproductie van de geobserveerde covariantie/correlatiematrix. Als je daarvan ver af blijft, loopt de CHI-2 op. Je ben i deze gevallen erop uit om de H0 (geïmpliceerde correlaties zijn hetzelfde als de feitelijke correlaties niet te vewerpen). Bij afzonderlijke coëfficiënten (die je binnen SEMs ook hebt) wil je de hypothese dat een coëfficient 0 is, -- meestal – juist verwerpen.</p> <p>Soorgelijke redeneringen treft ook elders wel aan, bv wanneer je toetst of een steekproefverdeling (bv. man/vrouw verhouding in een nieuwe dataset niet afwijkt van een bekende populatieverdeling (50/50).</p>
Freek	<p>Ben erg benieuwd of ik SEM uiteindelijk op mijn data toe kan en ga passen. Wellicht ligt hier ook een deel van mijn vraag. Wat is de toegevoegde waarde van SEM op andersoortige analyse technieken en voor welke situaties gebruik je het juist wel of juist niet? Is het bijv. zinvol bij het gebruik van veronderstelde mediatie modellen?</p> <p><b>Antwoord:</b> Unieke dingen die je alleen (of het beste) met SEM kunt doen:</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• Correctie van meetfouten (random en systematisch), maw gebruik van latente variabelen.</li> <li>• Schattingen met constraints.</li> <li>• Modellen met meerdere afhankelijke variabelen: proces-modellen, parallelle processen, factor-analyse, seemingly unrelated regression, multivariate regressie.</li> </ul>
Elske	<p>Wanneer je een bestaand model toetst, mag (of moet?) je dan direct naar confirmatory factor analyses gaan? En is het altijd nodig om eerst het meetmodel los van het totale model te toetsen? Wat doe je vervolgens als een deel van je meetmodel niet goed past?</p> <p><b>Antwoord:</b> Als je besluit je te beperken tot een bestaand of alleen theoretisch gemotiveerd model, kom je dat vanzelf tegen uit lack of fit. Dat moet je toch aanleiding geven om je af te vragen wat er niet klopt en als je daar wat aan probeert te doen, veranderingen in de betekenis van de gevonden modelparameters oplevert.</p> <p>Een andere vraag is of je het meetmodel los van het structureel model moet toetsen. Is volgens mij wel een goed idee: je gebruikt dan confirmatore factoranalyse, waarbij je de correlaties tussen de latente variabelen vrij laat. Pas daarna ga je verder met de causale model tussen de latente variabelen.</p>
Tamira	<p>Hoe kun je in een correlatiematrix (dubbele metingen) zien of er sprake is van systematische meetfouten (en random meetfouten)?</p>

	<p><b>Antwoord:</b> het is naar mijn ervaring niet gemakkelijk om het met het blote oog te zien. Dat komt mede omdat het meest elementaire model met twee traits en twee methoden nu eenmaal niet geïdentificeerd is. Je kunt het niet zien, omdat het er niet is. Als je er meer variabelen bijhaalt, komt het er toch op neer dat je uit je hoofd de algebra moet doen.</p>
Tamira	<p>Stel we hebben een MTMM model die verschillende factorladingen geeft. De ene keer is methode A beter, de andere keer methode B etc. Op basis waarvan maak je de uiteindelijke keus welke de betere methode is?</p> <p><b>Antwoord:</b> Tja, dat kan gebeuren. De ene keer krijg je ladingen die vooral door opleidingscorrelaties worden aangedreven, de andere keer door inkomens. In klassieke MTMM modellen kan je dit niet gebeuren omdat je dan (in een design met 3 traits en 3 methoden) geen criteriumvariabelen nodig hebt.</p>
Tamira	<p>Waarom zegt men dat er bij een gesloten vraag nauwelijks sprake is van systematische meetfouten? M.i. kun je dat nl met gemak doen.</p> <p><b>Antwoord:</b> naar mijn ervaring treden bij beroepen systematische meetfouten op bij gesloten vragen dan bij open vragen. Mijn verklaring is dat respondenten bij gesloten beroepsvragen vaak niet begrijpen wat de categorie:en geïnterpreteerd moeten worden en in geval van twijfel soortgelijke vergissingen maken. Bij open vragen wordt evt, echo-effecten afgezwakt doordat de strings nabehandeling ondergaan, die afzonderlijk voor de verschillende beroepen gebeurt. De daarbij geïntroduceerde fouten treden onafhankelijk van elkaar op, zijn dus niet systematisch. Bij opleidingen is mijn ervaring dat duurvragen (hoe lang ben je in opleiding geweest) meer systematische meetfouten oproepen dan kwalificatievragen (hoogste diploma?). Ook dit heeft de maken met ambiguïteiten in de vraagstelling, of het begrip daarvan.</p>
<b>WEEK 4</b>	
Tamira	<p>Je geeft aan dat je random meetfouten kan achterhalen door de meting te herhalen en systematische meetfouten zijn te achterhalen door de meetfout te herhalen. Maar hoe kun je nu de (m.n. systematische) fouten corrigeren nadat je ze eenmaal hebt achterhaald? En als ze niet te corrigeren zijn, hoe ga je daar dan mee om?</p> <p><b>Antwoord:</b> Systematische meetfouten zie je terug in gecorrigeerde residuen in een MTMM model. Dat is ook gelijk de correctie: door een residuele correlatie aan je model toe te voegen, zuiver je de gewone meetcoëfficiënten van de vertekenden invloeden van systematische meetfouten. Overigens is hier een opmerkelijke ervaring hoe weinig zo'n correctie vaak uitmaakt. Systematische meetfout klinkt veel gevaarlijker dan random meetfout, maar in de praktijk is het andersom.</p>
Tamira	<p>In de SEM manual wordt aangegeven dat er ook exogene <u>geobserveerde</u> variabelen kunnen zijn. Kan bijv leeftijd een voorbeeld zijn van een exogene geobserveerde variabele? Of is leeftijd altijd een latente variabele?</p> <p><b>Antwoord:</b> Je kunt spreken van een geobserveerde variabele wanneer de meetcoëfficiënt gelijk aan 1 is en de residuele variantie op 0 gesteld wordt. Die</p>

	variabelen kunnen ook exogeen zijn, dwz niet veroorzaakt door een andere variabele in het model. Leeftijd zou een voorbeeld kunnen zijn, want daar zullen we maar zelden multipele metingen hebben.
Elske	<p>Over de MAR assumptie in SEM. Zoals ik het lees kun je meestal van MAR uitgaan, maar moet je ervoor zorgen dat er variabelen in de dataset aanwezig zijn die de missingnes kunnen voorspellen? Nu vraag ik me af: hoe bepaal je welke variabelen je daarvoor meeneemt en hoe weet je of deze ook echt goed gebruikt kunnen worden om de missingness te voorspellen? Kun je als je MLMV gebruikt bv. ergens zien hoe goed je imputatie gelukt is en hoeveel 'onverklaarde' missingness er is? En wordt er voor het imputeren wel gebruik gemaakt van meer variabelen dan die in het model staan? Is imputeren trouwens onderdeel van MLMV, wat betekent MLMV precies?</p> <p><b>Antwoord:</b> ik moet hier uitgebreider over vertellen. Kortweg: MAR is een veronderstelling bij zowel multipele imputatie als ML. Implicatie is inderdaad dat je alle variabelen die mogelijk missingness zouden kunnen voorspellen, maar beter in je model of in je imputatie moet meenemen. Bij multipele imputatie wordt vaak aangeraden zoveel mogelijk voorspellers mee te nemen. Maar ook als je dat doet, kun je niet weten of je aan de assumptie voldaan hebt, Het is niet iets dat je aan de data kunt zien. Imputatie is niet onderdeel van MLMV (Maximum Likelihood estimation of Missing Values == FIML == Full Information Maximum Likelihood). Het zijn twee fundamenteel verschillende aanpakken van het probleem, maar ze leveren soortgelijke parameterschattingen (en standard errors).</p> <p>NB: het is verstandig om over beide benaderingen te denken als manier om zoveel mogelijk te halen uit gegevens die je wel hebt. Dit is mij ML wat duidelijker dan bij MI.</p>
Elske	<p>Hoe weet je nou welke analyse techniek je het beste kunt gebruiken voor een specifieke vraag en dataset? Ik heb het idee dat er vaak vanuit tradities en gewoontes gewerkt wordt. In het boek van Andy Field staat zo'n mooie beslisboom, is die er ook voor de ingewikkeldere statistische methoden en liefst met neutrale beschrijvingen van voor- en nadelen van bepaalde methoden als er meerdere keuzes zijn?</p> <p><b>Antwoord:</b> De basisonderscheidingen bij Field zijn:</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• Een of meerdere afhankelijke variabelen</li> <li>• Continue of discrete afhankelijke variabelen</li> </ul> <p>Deze laatste dimensie is beslissend voor het gebruik van SEM. Modellen met meerdere of enkele afhankelijke variabelen kunnen allemaal in SEM geschat worden.</p> <p>Een dimensie die bij Field ontbreekt is volgens mij of de data op de een of andere manier multi-level zijn – waarbij je multi-level ook moet betrekken op panel-data (meerdere waarnemingen binnen een persoon.) Dat lijkt tot zaken als clustercorrectie, seriele correlaties, waarvoor je in SPSS niet goed terecht kunt.</p>
Barend	<p>Ik verwacht dat er veel spreiding zit in de waarden van mijn afhankelijke variabele (hoogte donatie).</p> <p>90 % van de waarden zal rond het gemiddelde van 25-50 euro liggen met enkele</p>

	<p>uitschieters naar 150 of misschien wel 300 euro. Hoe kan ik dit het best oplossen? Als ik de handleiding lees denk ik aan een ANCOVA maar moet ik toch besluiten om categorieën aan te maken? Hoe zorg ik dat STATA de 150 euro of 300 bedragen niet als outliers ziet?</p> <p><b>Antwoord:</b> Is dit nu een kwestie van weinig of veel spreiding? Ik denk dat je vooral beducht bent voor uitschieters die influential cases kunnen worden. Bovendien een rechtsscheve verdeling. Voor de hand ligt dat je in ieder geval ln(gift) analyseert, je uitkomsten zijn dan te interpreteren in % meer of minder, maar ook gemakkelijk terug te rekenen in euri. Of je daarmee de influential cases voldoen neutraliseert? Een mogelijkheid is om de top 5% giften terig te coderen tot hun klassemidden of – gemiddelde. Een radicale manier zou zijn om (ter vergelijking) percentielen te analyseren, maar dan ben je wel alle euro-informatie kwijt.</p> <p>Met ANCOVA heeft het allemaal niet te maken.</p>
Barend	<p>Bij de Manova worden er verschillende statistics weergegeven (Wilks', Pillai's enz) De F waarden van deze statistic kunnen sterk verschillen, wat is de standaard? Welke zijn algemeen geaccepteerd?</p> <p><b>Antwoord:</b> zie het Stata-manual, waarin gezegd wordt dat er geen antwoord bestaat op deze vraag, omdat de verschillende grootheden andere problemen in de assumptie van multinormaliteit repareren. De aanbeveling daar lijkt te gaan in de richting van Pillai (de meest recente, 1955). Overigens moet ik de output nog zien waarin ze leiden naar verschillende onderzoeksuitslag. Ze getallen zelf verschillen wel, maar niet de statistiek. Bij multinormaliteit zijn ze asymptotisch (als je het experiment vaak herhaalt) identiek.</p>
Freek	<p>Wanneer je een grote hoeveelheid data met veel variabelen hebt, welke technieken zijn dan het beste te gebruiken? Om specifieker te zijn. Bijv. in een model met meerdere onafhankelijke en afhankelijke variabelen. Is het dan altijd zinnig een Multi variate analyse te doen? Of is het beter om meerdere multiple regressies 'te doen'? Welke voordelen heeft het om ook de relatie tussen de OV's mee te nemen?</p> <p><b>Antwoord:</b> Ik denk dat je in eerste instantie vanuit je probleemstellingen moet werken, de data zelf zijn niet leidend. Heel in abstracto denk ik dat het ook aantrekkelijk is om te werken aan 1 Y-variabelen en 1-2 X-variabelen, dus zoals experimentele methodologie in elkaar zit. Meer dan 1 Y-variabele is altijd heel moeizaam, meer dan 2 X-variabelen zijn alleen nodig wanneer je in derde orde interacties geïnteresseerd bent.</p> <p>In observatie situaties heb je verder controle-variabelen (confounders) nodig, die komen er nog bij, maar zijn niet je focus.</p> <p>In verklarende studie heb je mediatioren / moderatoren nodig. Ook die komen erbij.</p>
Freek	<p>Eenmaal deze keuzes gemaakt, welke technieken zijn er voorhanden om een multivariate analyse uit te voeren (IN STATA EN SPSS)? En kan dit ook met bijv.</p>

	<p>ANOVA?</p> <p><b>Antwoord:</b> Als multivariaat hier betekent: meerdere Y-variabelen, dan kan het niet met ANOVA.</p>
Freek	<p>Zijn er in SEM ook mogelijkheden om alle variabelen aan een model toe te voegen, zonder te specificeren welke variabelen OV, AV of M zijn? Dus dat ie als het ware zelf gaat zoeken naar verbanden en relaties? Ik leefde altijd in de veronderstelling dat dit kan in SEM. Ben sowieso wel benieuwd welke verschillende mogelijkheden er zijn binnen SEM en hoe deze verschillen van de technieken in SPSS.</p> <p><b>Antwoord:</b> nee, dat gaat niet, Causale ordening komt uit het design van je studie, niet uit de statistische relaties tussen variabelen. Statistische relaties krijgen hun betekenis in het licht van een onderzoeksdesign. Als geen veronderstellingen wilt maken over causaliteit, kun je je wenden tot puur explorende analysetechnieken zoals factor-analyse en cluster-analyse. Of gewoon geen onderzoek willen doen.</p>
Freek	<p>We hadden het vandaag over correlaties op itemniveau. Dit gaf een erg interessant inzicht in de data. Ik heb dit wel eens eerder gedaan, maar nooit gebruikt in de rapportage van resultaten. Gebeurt dit wel eens? En is het toegestaan dit te gebruiken om relaties tussen verschillende onderdelen van je model weer te geven?</p> <p><b>Antwoord:</b> een correlatiematrix geeft alleen maar bivariate verbanden weer, en volgens een heel zuinig model. Omdat je vraagstelling vaak met meerdere en partiele relaties te maken heeft, is een correlatiematrix op zijn best een voorwas voor de echte analyse.</p>
Barend	<p>Maandag stelde je de vraag of we de het experiment met een regressie of met ANOVA wilden oplossen. Mijn voorkeur ging uit naar de ANOVA maar ik kan niet goed uitleggen wat het verschil is tussen beide.</p> <p>Ik heb het opgezocht en vond het volgende citaat: "That difference in the null hypothesis is a difference in the actual question the procedure answers. Regression asks, "Do the categories have an effect?" and ANOVA asks "Is the effect significantly different across categories?"</p> <p><a href="http://www.allanalytics.com/author.asp?section_id=1413&amp;doc_id=252823">http://www.allanalytics.com/author.asp?section_id=1413&amp;doc_id=252823</a></p> <p>Zijn er meer verschillen tussen een regressie en anova?</p> <p><b>Antwoord:</b> De omschrijving is me niet helemaal duidelijk, het achterliggende stukje ook niet. Traditioneel is met bij ANOVA geïnteresseerd in verschillen tussen groepen in een 2x2 design en gaat de meeste vraagstelling meestal over het interactie-effect. Als je niet in de interactie geïnteresseerd ben, hoef je ook geen experiment met twee X-en te houden (experimenten zijn zo opgezet je niet het effect van X1 pas ziet als je X2 constant houdt). Bij regressie gaat het je vaak om meer dan twee X-variabelen en bij uitstek ook om de effectgrootte.</p> <p>Voordelen van REGR boven UNIANOVA:</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• Pairwise deletion of missing values is mogelijk</li> <li>• Gratis gestandaardiseerde effecten bijgeleverd</li> <li>• Gemakkelijk stapsgewijs te doen.</li> </ul>

	<p>Voordelen van UNIANOVA boven REGR:</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• Automatische dummy-variabelen en discrete interacties</li> <li>• Mooie plaatjes voor groepsverschillen met en zonder adjustment for covariates.</li> </ul> <p>(Ik ben er niet zeker van of UNIANOVA goed met gewichten omgaat.)</p>
Barend	<p>Nadat in het voorbeeld van het suicide experiment de vier vragenlijsten gehercodeerd zijn (beroemdheid en sensationeel) wordt in het voorbeeld een case processing summary gedraaid. Hoe moet ik deze tabel interpreteren? Ik heb de tabel ter illustratie in de bijlage toegevoegd.</p> <p><b>Antwoord;</b> Hierin staat hoeveel cases je in de analyse hebt,</p>
Barend	<p>Bij de univariate analyse wordt beroemdheid*sensationaliiteit als interactie variabele toegevoegd. Maar is het geen voorwaarde dat deze variabelen met elkaar correleren?</p> <p><b>Antwoord:</b> nee hoor, in het geheel niet. Interactie betekent dat je wilt kijken hoe het ene effect van het andere effect afhangt.</p>
Robert	<p>Mijn ervaring met MANOVA is dat er altijd 4 dingen uitkomen; “Four multivariate statistics are commonly computed in MANOVA: Wilks’ lambda, Pillai’s trace, LawleyHotelling trace, and Roy’s largest root.” (p.339, MV.pdf). Welke kies je dan? Op p.339 staat het wel uitgelegd, en op p.374 de wiskunde, maar ik vind het lasig in de praktijk de juiste te kiezen. Iedereen zegt ook wat anders. (Zie ook; heteroskedasticity? Nonnormality?, p-dimensional space?, p.339).</p> <p><b>Antwoord:</b> volgens het stata-manual zijn ze asymptotisch equivalent, als aan de assumpties voldaan is en lijkt Pillai het beste voor een veel voorkomend probleem met je assumpties,</p>
Robert	<p>Voor mij is nog steeds onduidelijk wanneer je SEM toepast en wanneer niet. Uit de vorige les heb ik begrepen dat het vooral voordelig is als je (veel) missing data hebt. Zijn er nog meer voordelen? Wanneer besluit je om te SEM’en en wanneer niet?</p> <p><b>Antwoord:</b> MLMV lijkt me inderdaad een groot voordeel, als kun je die ook behandelen met multiple imputation. Een belangrijker punt is nog dat je SEM moet toepassen wanneer je meerdere afhankelijke variabelen hebt, in het bijzonder als daar meer causale lagen in zitten.</p>
Robert	<p>Wat is precies het verschil tussen Exploratory Factor Analysis en Confirmatory Factor Analysis? Wat maakt de een exploratief en de andere confirmatief? Volgens mij kan je in SPSS alleen Exploratory (PCA?) doen. En wanneer gebruik je welke rotatie methode (varimax, oblimin, etc.)?</p> <p><b>Antwoord:</b> Uiteindelijk zijn het dezelfde modellen en is het verschil of je wilt exploreren of hypothese wilt toetsen. In EFA laat je extractie en rotatie aan de achterliggende wiskunde over, bij CFA kies je zelf je meetmodel. Dat laatste schept veel duidelijkheid, niet in het minst dat je niet over extractie, rotatie en scheefheid van het assenstelsel hoeft na te denken – dat blijft allemaal impliciet.</p>
Robert	<p>Een algemene vraag; is er ergens een artikel / manual dat goed omschrijft hoe je resultaten van simultaneous equation modelling rapporteert? Mijn ervaring met</p>



	<p>statistiek is dat er vaak veel gedocumenteerd wordt over wat en hoe m.b.t. de analyse, maar dan niet hoe je het in je artikel verwerkt.</p> <p><b>Antwoord:</b> dat is inderdaad nog niet zo eenvoudig, omdat je in feite de gehele output zou kunnen rapporteren en dat is natuurlijk ook de bedoeling niet. In mijn laatste SEM artikelen heb ik vooral de geschatte regressievergelijkingen gerapporteerd (in gestandaardiseerde vorm) en bv. Nauwelijks aandacht besteed aan de fit, residuen etc. Maar vaak zie je ook dat onderzoekers daarop concentreren.</p> <p>Erg voor de hand in een SEM artikel is om het padmodel af te beelden,</p>
Elske	<p>Over Manova; hoe corrigeer je voor het gegeven dat je heel veel toetsen tegelijk uit voert, zit dat al in de toetsen inbegrepen?</p> <p><b>Antwoord:</b> Deze moet ik opzoeken – dit is een ingewikkeld onderwerp.</p>
Elske	<p>Over Power; Ik kom niet uit de puzzel hoe een voormeting zorgt voor meer power. Ik heb wel formules gevonden en het moet volgens mij verrekend worden in de standaardafwijking.</p> <p><b>Antwoord:</b> heeft Gpower hiervoor geen instelparameter?</p>
Tamira	<p>In de SEM manual (pg.49) staat vermeld dat je ook constraints voor het gemiddelde (maar ook varianties en covarianties) kunt aangeven. Waarom zouden we dit willen doen?</p> <p><b>Antwoord:</b> Latente gemiddelden zijn vaak het voorwerp van interesse wanneer het om (landen)vergelijkend onderzoek gaat.</p>
Tamira	<p>Bootstrapping (zie SEM manual). Wat is het verschil tussen het resultaat van bootstrapping en de steekproevenverdeling?</p> <p><b>Antwoord:</b> Bootstrapping en jackknife kun je zien als empirische (eigenlijk: simulatie) manieren om een steekproevenverdeling te maken. Dat levert een realistische beeld van hun vorm, maar vooral hun standaarddeviatie (= standard error) op. In de praktijk zijn deze standard errors vaak groter dan die uit de wiskundige formules komen, al kan het ook andersom zijn.</p>
<b>WEEK 5</b>	
Elske	<p>Stel dat je een ontwikkeling hebt waarbij iets over de tijd eerst toeneemt en dan weer af of andersom (bijvoorbeeld hoeveelheid beweging), kun je groeicurves gebruiken om dit effect te vinden? Of kun je alleen een algemene toe of afname vinden?</p> <p><b>Antwoord:</b> Er zijn allerlei manieren om niet-lineariteit in curves te ontdekken en te modelleren.</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• Dummy variabelen (algemene lineariteitstest).</li> <li>• (Orthogonale) polynomen: kwadratische, kubieke, etc. termen.</li> <li>• Splines (gebroken regressie).</li> <li>• Localized regression</li> </ul> <p>Of je ze kunt toepassen zal er van afhangen of je per persoon een waarneming op dezelfde X (vaste leeftijd) of variabele X hebt.</p>

Elske	<p>Hoe worden de programmeercodes in statistiek programma's gecheckt? Gebeurt het wel eens dat er een fout wordt ontdekt waardoor je uitkomsten verkeerd kunnen zijn?</p> <p><b>Antwoord:</b> Dat zal best eens voorkomen, al zal dit probleem in het niet vallen in vergelijking met fouten die de gebruikers zelf maken. Bij programma's als Stata en Spss hebben de makers er echt meer verstand van dan de gemiddelde toepasser. Verder zou ik op dit punt veel meer vertrouwen hebben in Stata dan in Spss, en wel omdat er rondom Stata een enorme user gemeenschap bestaat die actief bijdraagt aan de programma's (via ado files). Dat is ook een soort consumentenbond.</p> <p>Zeker als je een uitkomst niet vertrouwt is het altijd een goed idee om het in twee verschillende programma's te proberen.</p>
Robert	<p>Ik begrijp dat groei curves gaan over meerdere metingen gaan binnen proef personen (bijv. lichaamslengte, intelligentie etc.). Kun je ook een repeated measures design analyseren m.b.v. SEM, waarbij je een verschillende treatment + measurement hebt op meerdere intervals (deze volgorde van treatments is randomized). Heeft het zin om dit te analyseren m.b.v. SEM?</p> <p><b>Antwoord:</b> Ik zie eigenlijk geen echt verschil tussen groeicurves op paneldata (repeated measures) en repeated cross-section. Toepassing van het SEM model lijkt me vooral afhankelijk van of je vast X hebt of variabelen X. Als je paneldata hebt, moet/kun je een serieel gecorreleerde residueterm toevoegen (ook dit is afhankelijk van een vaste X), dat is bij repeated cross-sections niet mogelijk en ook niet nodig. Het structurele model verandert daardoor in beginsel niet.</p>
Robert	<p>Stel dat je n klein is, is SEM dan nog relevant/buikbaar? Is er een vuistregel bij hoeveel n ongeveer? Kleinere n = grotere standaard error?</p> <p><b>Antwoord:</b> SEM maakt meer restrictieve assumpties over de verdeling van residuen dan sommige andere aanpakken, in het bijzonder dat deze multivariaat normaal verdeeld zijn, hetgeen impliceert homogene en onafhankelijke restvarianties. Grote N lijkt me niet per se een assumptie bij SEM, het gevolg van kleine N is grotere standard errors, dus wordt de zaak heel instabiel en zijn de statistische evaluaties heel onnauwkeurig (schattingen van hoeveelheid type-I en type-II fouten wordt heel onnauwkeurig) – maar dat is met andere modellen ook zo. Deze instabiliteit is in eerste instantie een eigenschap van alle lage N situaties, dat ligt niet aan SEM zelf. Nauwkeuriger statistiek kun je verkrijgen met robuuste standard errors, clustercorrecties en uiteindelijk met computer intensive statistics, zoals bootstrapping en jack-knife. De statistiek wordt daar wel beter van (de standard errors worden beter geschat), maar de schattingen zelf niet (de standard errors worden er niet kleiner van, meestal zelfs aanzienlijk groter).</p> <p>Als je goed naar de klassieke formules van standard errors kijkt, blijft de remedie tegen lage N (behalve dan een hogere N):</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• Meer verklaarde variantie</li> <li>• Meer spreiding op de X-variabelen.</li> <li>• Vooral X-variabelen toevoegen die ongecorrleerd zijn met de X die je grote</li> </ul>

	<p>interesse heeft.</p> <p>Fixed-effects modellen (herhaalde waarnemingen binnen een persoon, met een dummy variabele per persoon) zorgen hier vaak voor. De gemakkelijkste manier om veel verklaarde variantie te verkrijgen is via een eerdere meting van dezelfde variabele.</p>
Tamira	<p>In het artikel van Hox en Stoel 2005) is op pagina 2 als formule voor het groeicurve model aangegeven:</p> $Y_{ti} = \hat{\gamma}_{0t} \hat{\gamma}_{0i} + \hat{\gamma}_{1t} \hat{\gamma}_{1i} + \hat{\gamma}_{2t} X_{ti} + \hat{\epsilon}_{ti}$ <p>Nu staat er in het artikel – pag. 1 - dat er bij een groeicurve model factor loadings zijn van de latente variabele die het intercept van de "time variable" vertegenwoordigen en dat er factor loadings zijn van de latente variabele die de slope daarvan representeren.</p> <p>Zijn de factor loadings voor de intercepten al die factorloadings waarbij de <math>X_{ti} = 0</math>? Ik weet niet zeker of ik het begrijp. Ik kan het niet visualiseren.</p>
Tamira	<p>Stel je doet een panel study op meerdere (3) tijdstippen en sommige mensen doen bijvoorbeeld alleen met wave 1 en 3 mee; anderen met wave 1, 2 en 3 terwijl weer anderen met wave 2 en 3 meedoen. Hoe ernstig is dat voor de analyse? Is er een bepaalde grens aan te geven waarbij het wel of niet ernstig wordt?</p> <p><b>Antwoord:</b> veel panel-analyse programma's zullen niet uit de voeten kunnen met missing values en je terugwerpen op listwise deletion of multiple imputation. Uitval, ook tussendoor, is natuurlijk zeer karakteristiek voor paneldata. SEM kan hier een uitweg bieden. Het succes zal niet alleen afhangen van de hoeveelheid missing, maar vooral van de aard van de missingness. Verder is er natuurlijk altijd verlies aan onderscheidend vermogen, maar dat heb je bij listwise natuurlijk ook.</p>
Barend	<p>Afgelopen maandag hebben we kort gediscussieerd over de sterke correlatie tussen meting 1 en meting 2 in het suïcide experiment. Mijn interpretatie is dat dit niet goed is omdat daar uit blijkt dat de stimulus weinig invloed heeft op de attitude van de respondent. Uw interpretatie was dat we benieuwd waren naar het effect van de voormeting: We kunnen daardoor met meer zekerheid zeggen dat er een causale relatie is. Klopt mijn interpretatie niet omdat we in dit experiment geïnteresseerd zijn in het effect van de voormeting of is mijn interpretatie binnen elk experiment onjuist?</p> <p><b>Antwoord:</b> hoe kan de sterkte van het experimentele effect nou afhangen van de pretest? Die pretest heeft daar toch geen invloed op? Als je die pretest niet hield, verandert dat toch niet het experimentele effect? Mijn punt was niet dat je meer kunt zeggen over de causaliteit van de relatie, maar een relatie van bepaalde omvang eerder opmerkt als je op basis van de pretest goed kunt voorspellen hoe de post-test eruit ziet. Overigens was mijn eind-conclusie dat je beter niet dezelfde items voor en na het experiment kunt gebruiken, maar andere. De suggestie (van Robert?) om de items van de zelfmoordschaal te randomiseren ( te loten welke je voor en welke je na de manipulatie stelt) vond ik wel een heel goede.</p>
Barend	<p>Mijn tweede vraag gaat over multilevel analyse. Ineke Nagel vertelde dat ook de variantie op groepsniveau random is. Daardoor kunnen ook de groepen als sample van de populatie worden beschouwd. Wordt er hierbij ook rekening gehouden met de kleinere N die vaak met groepen gepaard gaat.</p> <p><b>Antwoord:</b> ja, daar gaat het zelfs bij uitstek om. Het eerste en belangrijkste doel</p>

	<p>van multi-level analyse is om je standard errors aan te passen bij de hoeveelheid eenheden die je op elk niveau hebt (bv. aantal schoolklassen of landen, niet het aantal individuen daarbinnen). Hetzelfde krijg je overigens voor elkaar met clustercorrectie of Complex Sampling (in SPSS) / Survey Estimation (in Stata)</p>
Freek	<p>Dit heeft betrekking op mijn vorige vraag betreffende mijn multi level problemen. Ik vraag een aantal schalen op teamniveau (vragen ingevuld door individuen). Kan ik deze op individueel niveau analyseren en controleren voor team niveau, of moet ik deze aggregeren en elke geaggregeerde variabele behandelen als 1?</p> <p><b>Antwoord:</b> Je zou het op beide niveaus kunnen doen, itemanalyse is een fluitje van een cent. Maar ze hoeven zich op beide niveaus niet hetzelfde te gedragen: onderscheidingen tussen individuen en tussen groepen lopen niet noodzakelijk parallel. Het kan zelfs zo zijn dat een items dat op micro-niveau tamelijk onbetrouwbaar is, op macro-niveau een uitstekend item is. Dit is een verschijnsel, dat ikzelf pas kort geleden heb opgemerkt – mocht je er literatuur over vinden, dan zou ik dat graag willen weten.</p>
Elske	<p>Hoe werken Multilevel analyses precies? Ik bedoel, hoe worden de aangepaste standaard errors verkregen? Je had het tijdens het college over iteraties, wordt er ingewikkelde formules toegepast om voor de levels te corrigeren of wordt de variantie per level berekend en wordt hiermee dan rekening gehouden met de afhankelijkheid?</p> <p><b>Antwoord:</b> Het antwoord weet ik niet echt, maar ik denk het volgende. Multi-level modellen zijn eigenlijk ingewikkelder opsplitsingen van de kwadraatsommen dan bij single level regressie / anova. Vandaar ook de verwijzing naar 'variantie-componenten'. In de formules door s.e. werkt dat vooral door in het vrijheidsgradengedeelte (N-p-k) en dat is ook precies wat wilt: als het aantal macro-eenheden klein wordt, moeten de s.e. omhoog gaan. Dat op zichzelf leidt mogelijk nog niet tot iteratieve schattingswijzen, dat zal wel vooral wel komen doordat schatting met maximum likelihood gebeurt. Maar ook de multi-level structuur zal wel een rol spelen, zodra het je niet om het nul-model (alleen maar variantie-componenten gaat), maar er ook modellen geschat moeten worden op elk model. Dan krijg je eerst een schatting van het macro-model, dan weer van het micro-model, enzovoorts.</p>
Elske	<p>Ik bedacht me dat ik in de analyses van afgelopen college (over groeimodellen voor beroep) volgens mij geen z gestandaardiseerde variabelen heb gezien? Waarom is dat?</p> <p><b>Antwoord:</b> Z-standaardisatie is noodzakelijk als je effecten van verschillende variabelen willen vergelijken – en daar waren we nu even niet mee bezig. Het is naar mijn indruk nuttig als je SEM modellen wilt berekenen, maar ik krijg langzamerhand het gevoel dat Lisrel hiervoor veel gevoeliger is dan Stata.</p>