MATHEMATISCH CENTRUM
2e BOERHAAVESTRAAT 49
AMSTERDAM
STATISTISCHE AFDELING

Leiding: Prof. Dr D. van Dantzig
Chef van de Statistische Consultatie: Prof. Dr J. Hemelrijk

Rapport S 123

Statistische analyse van een onderzoek over fluxus bij bevallingen

door

Constance van Eeden.

1953

Aanhangsel van:
De haemorrhagie post partum in oorlogstijd, door J.H.A.de Leeuw, Diss. Amsterdam, 1954.

INHOUD

1. INLEIDING

1.1. Het probleem

Het bij dit onderzoek te behandelen probleem is het volgende:

In verschillende klinieken in Nederland werd het verschijnsel waargenomen dat in de jaren 1944 en 1945 het percentage bevallingen waarbij fluxus optrad groter was dan vóór en na die tijd.

Onder bevalingen waarbij fluxus optreedt werden hier verstaan bevallingen waarbij ingegrepen is wegens een ernstige bloeding. De jaren zijn dus slechts te vergelijken voor zover men in die jaren dezelfde maatstaf heeft aangelegd bij de beoordeling of er wel of niet moest worden ingegrepen als na de bevalling een bloeding optrad. Daarom zijn alleen klinieken beschouwd waar in de desbetreffende periode de leiding der kliniek dezelfde is gebleven.

De jaren 1944 en 1945 zijn nu vergeleken met 1942 en 1943 en met de jaren 1947 en 1948. Het jaar 1946 is, als overgangsjaar van oorlogstoestand naar normale toestand, buiten beschouwing gelaten. Wat betreft deze drie perioden staan ons gegevens ter beschikking van de Universiteits-vrouwenklinieken van Amsterdam en Utrecht. Ten slotte werden ons nog gegevens verstrekt over de Vroedvrouwenschool te Heerlen. Daar Heerlen reeds in 1944 bevrijd werd, beschouwen wij hier de perioden 1942-1943; 1944; 1946-1947, met dus 1945 als overgangsjaar.

We vinden nu de volgende percentages bevallingen, waarbij fluxus optrad:

TABEL I

Percentages bevallingen, waarbij fluxus optrad:

kliniek te	periode 1	periode 2	periode 3
Amsterdam	8,8	11,6	7,8
Utrecht	2,2	3,5	2,4
Heerlen	10,4	15,2	9,3

De vraag, die bij dit onderzoek gesteld werd, is nu: <u>wat is de oorzaak van het hoge percentage bevallingen, waarbij fluxus optrad in de tweede periode?</u>

Om deze vraag te beantwoorden werden ons gegevens verstrekt over ± 1000 bevallingen, die plaats vonden in de Universiteits-vrouwenkliniek te Amsterdam in de bovengenoemde jaren (150 à 200 bevallingen, willekeurig gekozen uit ieder der jaren).

Bij de verwerking van dit waarnemingsmateriaal deden zich, bij het onderzoek naar een verband tussen fluxus en pariteit, moeilijkheden voor. Voor enkele groepen waarnemingen vonden wij een stijging van de kans op fluxus bij stijgende pariteit; voor andere groepen vonden wij een tegengesteld resultaat.

Om een onderzoek in te stellen naar de oorzaak van deze tegengestelde resultaten zou het noodzakelijk zijn het waarnemingsmateriaal sterk uit te breiden. Een andere mogelijkheid was echter om ons onderzoek te beperken tot pariteit 1. Het bleek nl., dat het bovengenoemde verschijnsel (hoog percentage bevallingen met fluxus tijdens de tweede periode) zich eveneens in het aldus beperkte materiaal voordeed.

Het voordeel van deze methode van onderzoek is dat het waarnemingsmateriaal homogener wordt. Aan de andere kant is het niet onaannemelijk dat voor pariteiten > 1 dezelfde verklaring voor het bovengenoemde verschijnsel geldt als voor pariteit = 1.

Wat we nu zullen onderzoeken is: wat is de oorzaak van het hoge percentage bevallingen waarbij fluxus optreedt in de jaren 1944-1945 bij vrouwen, die hun eerste kind krijgen?

We hebben ons bij ons onderzoek verder beperkt tot enkelvoudige geboorten. De meervoudige geboorten zouden wij apart moeten beschouwen, maar dit is, wegens het zeer kleine aantal, niet mogelijk.

1.2. Het waarnemingsmateriaal

Ons waarnemingsmateriaal bestaat nu dus uit een aantal gegevens omtrent enkelvoudige geboorten van eerste kinderen, plaats gevonden in de Universiteits-vrouwenkliniek te Amsterdam. Deze gegevens zijn:

1. de leeftijd van de moeder [1],
2. het geboortegewicht van het kind [1],
3. de hoogste bloeddruk (systolisch en diastolisch), die tijdens de laatste drie maanden van de zwangerschap is waargenomen [1],
4. de duur van de bevalling,
5. het zoutgehalte van het zwangerschapsdiëet, onderscheiden in: normaal, zoutarm, zoutloos [1],
6. het al of niet optreden van fluxus na de bevalling.

Dit waarnemingsmateriaal kan onderscheiden worden in twee groepen A en B. Groep A bestaat uit 1200 bevallingen (200 wil-

----

1) Deze gegevens zullen wij kortweg aangeven als leeftijd, geboortegewicht, bloeddruk en diëet.

lekeurig gekozen uit ieder der jaren); van deze groep zijn alle gegevens 1 t/m 6 bekend. Groep B bestaat uit alle eerste, enkelvoudige bevallingen uit de genoemde jaren, waarbij fluxus optrad. Van deze groep zijn de gegevens 1 t/m 4 bekend, maar 5 onbekend [2].

In de drie perioden vinden we (bij waarnemingsmateriaal A) de volgende aantallen bevallingen, waarbij wèl resp. niet fluxus optreedt:

TABEL II

Waarnemingsmateriaal A :

	periode		
	1	2	3
fluxus	29	55	20
geen fluxus	371	345	380

Voor waarnemingsmateriaal B (dat uitsluitend uit fluxusgevallen bestaat) hebben we in de drie perioden resp. 81, 85 en 86 waarnemingen.

2. METHODE VAN ONDERZOEK

2.1. Het toetsen van een hypothese in het algemeen

De beoordeling van ons waarnemingsmateriaal berust op het toetsen van een hypothese H_0. Dit waarnemingsmateriaal bestaat uit een aantal waarnemingen $x_1, x_2, \ldots\ldots\ldots, x_n$ van één of meer stochastische grootheden [3].

Bij een toets behoort een toetsingsgrootheid $\underline{u}$, die een functie is van bovengenoemde waarnemingen. Men berekent nu, op grond van de onderstelling dat de te toetsen hypothese H_0 juist is, de waarschijnlijkheidsverdeling van $\underline{u}$. Vervolgens kiest men een verzameling Z van mogelijke uitkomsten van $\underline{u}$, zo-

---

2) De fluxusgevallen van groep A , komen dus alle eveneens voor in groep B.

3) Een stochastische grootheid is een grootheid, die een waarschijnlijkheidsverdeling bezit. Stochastische grootheden zullen aangegeven worden door onderstreepte letters; waarden, aangenomen door deze stochastische grootheid, worden aangegeven door dezelfde letter, niet onderstreept. In ons geval noteren wij b.v. een bevalling zonder fluxus als een 0 en één met een fluxus als een 1. Wij hebben dan een stochastische grootheid, die de waarden 0 en 1 aan kan nemen.

danig dat de kans dat $\underline{u}$ in Z valt als H_0 juist is hoogstens gelijk is aan een gegeven getal α. Z noemt men de kritieke zone en α de onbetrouwbaarheidsdrempel. We kiezen bij dit onderzoek $\alpha = 0{,}05$.

De hypothese H_0 wordt nu verworpen op grond van de waarnemingen $x_1, x_2, \ldots\ldots\ldots, x_n$ als de bij deze waarnemingen behorende waarde van $\underline{u}$ in Z ligt. De kans dat dit gebeurt als H_0 juist is, is $\leq \alpha$, d.w.z. men zal in gemiddeld hoogstens een fractie α van de gevallen, waarin de hypothese die men toetst juist is, deze hypothese toch verwerpen. Z wordt samengesteld uit die waarden van $\underline{u}$, die van alle mogelijke uitkomsten het minst in overeenstemming zijn met de te toetsen hypothese H_0.

Het toetsen van een hypothese H_0 op grond van een gegeven waarnemingsmateriaal kan dus tot tweeërlei resultaat leiden: het verwerpen van de hypothese H_0 of het niet-verwerpen daarvan. Daar in het laatste geval H_0 in het algemeen niet de enige hypothese is, die op grond van het gegeven waarnemingsmateriaal niet voor verwerping in aanmerking komt, staat niet-verwerpen niet gelijk met aanvaarden. Verwerping van H_0 is daarom veelal een meer definitieve conclusie dan niet-verwerpen. Men kiest derhalve, als dit mogelijk is, H_0 zodanig dat het verwerpen van H_0 een voor het onderzoek belangrijkere conclusie is dan het niet-verwerpen van H_0. Wil men b.v. onderzoeken of er een verschil is tussen de eerste en de tweede periode wat betreft het geboortegewicht dan toetst men de hypothese H_0, inhoudende dat er geen verschil is en hoopt, op grond van de waarnemingen, tot verwerping van H_0 te komen. Indien in een dergelijk geval H_0 wordt verworpen gieten wij onze conclusie steeds in een positieve vorm, b.v. het geboortegewicht is in de tweede periode groter (kleiner) dan in de eerste periode. Wordt de hypothese niet verworpen, dan luidt onze conclusie: wij vinden geen verschil in geboortegewicht tussen de beide perioden.

Bij de uitslag van een toets zal in dit rapport de overschrijdingskans k worden opgegeven. Dit is de kleinste waarde van α, waarvoor de gevonden waarde van $\underline{u}$ nog juist in de bij α behorende kritieke zone ligt. Indien wij met een onbetrouwbaarheidsdrempel 0,05 werken, wordt H_0 dus verworpen als $k \leq 0{,}05$. Hoe kleiner de overschrijdingskans is, met des te meer zekerheid kan men H_0 verwerpen. Om deze reden zullen wij de overschrijdingskansen steeds vermelden. De keuze van de onbetrouwbaarheidsdrempel voor een toets is nogal arbitrair; men kan ook in een overschrijdingskans tussen b.v. 0,05 en 0,10 reeds een zwakke aanwijzing voor het onderzochte effect zien.

2.2. De toets van Wilcoxon

Met behulp van de toets van WILCOXON kan men de hypothese H_0 toetsen dat twee steekproeven $x_1, x_2, \ldots\ldots, x_n$ en $y_1, y_2, \ldots\ldots, y_m$ onderling onafhankelijke waarnemingen zijn van twee stochastische grootheden $\underline{x}$ en $\underline{y}$, die dezelfde waarschijnlijkheidsverdeling bezitten.

De toetsingsgrootheid wordt als volgt uit de waarnemingen berekend: we bepalen eerst het aantal waarnemingen uit de tweede steekproef, dat groter is dan de eerste waarneming x_1 uit de eerste steekproef (als een waarneming uit de tweede steekproef gelijk is aan x_1 tellen we $\frac{1}{2}$ in plaats van 1). Dit aantal noemen we u_1. Vervolgens tellen we het aantal waarnemingen uit de tweede steekproef dat groter is dan de tweede waarneming x_2 uit de eerste steekproef (bij gelijkheid tellen we weer $\frac{1}{2}$ in plaats van 1). Dit aantal noemen we u_2. Evenzo bepalen we de aantallen $u_3, u_4, \ldots\ldots, u_n$ bij de waarnemingen $x_3, x_4, \ldots\ldots, x_n$.

De toetsingsgrootheid is nu:

(1) $$V = 2\left(u_1 + u_2 + \ldots\ldots + u_n\right).$$ [4]

Als de te toetsen hypothese juist is, is $\underline{V}$, voor grote waarden van n en m, bij benadering normaal verdeeld met gemiddelde

(2) $$\mu = nm$$

en variantie (spreidingskwadraat):

(3) $$\sigma^2 = \frac{mn}{3(m+n)(m+n-1)}\left\{(n+m)^3 - \left(t_1^3 + t_2^3 + \ldots\ldots + t_h^3\right)\right\}.$$

Hierin is h het aantal verschillende waarden, door de waarnemingen in de twee steekproeven tezamen aangenomen, en t_i $(i = 1, 2, \ldots\ldots, h)$ het aantal malen, dat de i^e waarde voorkomt.

Als de hypothese H_0 niet juist is, zal $\underline{V}$ grote of kleine waarden aannemen al naar gelang $\underline{y}$ systematisch groter of kleiner dan $\underline{x}$ is.

De hypothese H_0 wordt verworpen als de gevonden waarde V van $\underline{V}$ zo sterk van μ afwijkt, dat:

$$\frac{|V-\mu|}{\sigma} \geq \xi_\alpha,$$

---

4) Gewoonlijk wordt de toetsingsgrootheid voor de toets van WILCOXON gedefinieerd als:

$$U = u_1 + u_2 + \ldots\ldots + u_n.$$

Wij gebruiken hier de grootheid V i.p.v. U omdat V eenvoudiger te berekenen is dan U.

waarin α de onbetrouwbaarheidsdrempel is en ξ_α de oplossing is van de vergelijking

$$\frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_{\xi_\alpha}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}x^2} dx = \alpha .$$

Het linkerlid stelt de kans voor, dat de absolute waarde van $\underline{x}$ groter is dan ξ_α, indien de waarschijnlijkheidsverdeling van $\underline{x}$ de normale verdeling of verdeling van Gauss met gemiddelde 0 en spreiding 1 is. Van deze verdeling bestaan talrijke tabellen met behulp waarvan ξ_α gemakkelijk bepaald kan worden.
De overschrijdingskans is bij benadering gelijk aan:

$$k = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} \int_{\frac{|V-\mu|}{\sigma}}^{\infty} e^{-\frac{1}{2}x^2} dx .$$

Deze overschrijdingskans kan eveneens in genoemde tabellen worden opgezocht.

Als alle $n+m$ waarnemingen verschillend zijn (d.w.z. $t_i = 1$ voor alle i), wordt de variantie van $\underline{V}$

(4) $$\sigma^2 = \frac{1}{3} n m (m+n+1).$$

Het is gemakkelijk te bewijzen dat de variantie van $\underline{V}$ kleiner wordt door het optreden van gelijke waarnemingen. Als we geen rekening houden met de gelijke waarnemingen vinden we dus een te grote variantie, d.w.z. een te grote overschrijdingskans. Als deze te grote overschrijdingskans kleiner is dan de onbetrouwbaarheidsdrempel zal H_0 zeker verworpen worden en hoeven we de ingewikkelde berekening volgens (3) niet uit te voeren.

2.3. De methode der rangcorrelatie

De methode der rangcorrelatie kan toegepast worden in het volgende geval:

Gegeven zijn n onderling onafhankelijke waarnemingsparen (x_i, y_i) $(i = 1, 2, \ldots\ldots, n)$ van twee stochastische grootheden $\underline{x}$ en $\underline{y}$. De hypothese H_0, die we willen toetsen is dat $\underline{x}$ en $\underline{y}$ onderling onafhankelijk verdeeld zijn.

De waarde S van de toetsingsgrootheid $\underline{S}$ wordt als volgt uit de waarnemingen berekend: Wij rangschikken de paren zo, dat de x-waarnemingen in opklimmende groottevolgorde staan, waarbij de volgorde willekeurig genomen wordt voor gelijke waarden van x. Vervolgens tellen wij onder alle paren, waarvoor $x > x_1$ is, die paren, waarvoor ook $y > y_1$ is en trekken daarvan af het aantal van deze paren waarvoor $y < y_1$ is. Het zo verkregen getal noemen wij S_1. Dit voeren wij ook uit voor x_2, x_3, etc. en wij definiëren nu de grootheid S als de som van de getallen s_1, s_2, etc.

Als de te toetsen hypothese juist is, is $\underline{S}$ voor grote waarden van n bij benadering normaal verdeeld met gemiddelde

$$\mu = 0$$

en variantie (spreidingskwadraat)

$$\sigma^2 = \frac{2\left\{n^3-\sum_{k=1}^{h} t_k^3 - 3\left(n^2-\sum_{k=1}^{h} t_k^2\right)\right\}\left\{n^3-\sum_{m=1}^{\ell} u_m^3 - 3\left(n^2-\sum_{m=1}^{\ell} u_m^2\right)\right\} + 9(n-2)\left\{n^2-\sum_{k=1}^{h} t_k^2\right\}\left\{n^2-\sum_{m=1}^{\ell} u_m^2\right\}}{18\,n(n-1)(n-2)} \quad 5)$$

Hierin is h, resp. ℓ het aantal waarden dat de x_i resp. y_i aannemen en t_k $(k=1,2,\ldots\ldots\ldots,h)$, resp. u_m $(m=1,2,\ldots\ldots\ldots\ldots,\ell)$, het aantal malen dat de x_i, resp y_i, de k^e, resp. m^e, waarde aannemen. Is de hypothese van onafhankelijkheid niet vervuld, dan neemt $\underline{S}$ grote positieve of grote negatieve waarden aan al naar gelang $\underline{x}$ en $\underline{y}$ positief of negatief gecorreleerd zijn. H_0 wordt verworpen als S zo groot is dat

$$\frac{|S|}{\sigma} \geqq \xi_\alpha$$

is. (Voor de betekenis van ξ_α zie par. 2.2).

Als noch onder de x_i noch onder de y_i gelijke waarnemingen voorkomen, wordt de variantie van $\underline{S}$:

$$\sigma^2 = \frac{1}{18}\,n(n-1)(2n+5).$$

Evenals bij de toets van WILCOXON kan hier bewezen worden dat de variantie van $\underline{S}$ kleiner wordt door het optreden van gelijke waarnemingen.

2.4. Het combineren van een aantal onafhankelijke toetsen

Om de vragen, die bij dit onderzoek gesteld zijn te kunnen beantwoorden, zullen we, om schijneffecten te vermijden, het waarnemingsmateriaal moeten splitsen in homogene groepen. Het onderzoek wordt dan uitgevoerd voor ieder der groepen apart en de resultaten worden daarna gecombineerd.

We zullen dit aan de hand van een voorbeeld nader toelichten:

Stel we willen onderzoeken of er een verschil is tussen twee perioden wat betreft de duur van de bevalling. Nu zal blijken dat de duur van de bevalling afhankelijk is van het geboortegewicht van het kind: de duur neemt toe bij toenemend geboorte-

---

5) Deze schrijfwijze voor de variantie, die rekentechnisch minder bewerkelijk is dan de formule gegeven door KENDALL (zie [6]), werd afgeleid door A.BENARD en Jkvr. H.D.SANDBERG.

gewicht. Als we nu de twee perioden vergelijken zonder het waarnemingsmateriaal te splitsen in geboortegewichtgroepen dan kan er een schijneffect optreden. B.v. als er (bij eenzelfde geboortegewicht) geen verschil is tussen de twee perioden in duur der bevalling, maar de geboortegewichten zijn verschillend. We vinden dan een verschil in duur der bevalling, alleen omdat er een verschil in geboortegewicht is.

Het werken met niet-homogene groepen kan ook tot gevolg hebben dat we een bestaand verschil niet vinden.

In ons voorbeeld gaan we nu als volgt te werk: we splitsen het waarnemingsmateriaal in een aantal geboortegewichtgroepen en voor ieder van deze groepen vergelijken we de twee perioden wat betreft de duur van de bevalling. Hiertoe passen wij de toets van WILCOXON toe en krijgen dan voor ieder der groepen:

1) een waarde voor de toetsingsgrootheid $\underline{V}$,

2) een waarde voor μ ,

3) een waarde voor σ^2,

die we resp. V_i , μ_i en σ_i^2 noemen, waarin de index i de groep aanduidt.

We berekenen nu de grootheid

$$\underline{v} = \frac{\sum_i \frac{V_i - \mu_i}{n_i + m_i}}{\sqrt{\sum_i \frac{\sigma_i^2}{(n_i+m_i)^2}}} .$$

Als de te toetsen hypothese juist is, d.w.z. als er geen verschil in duur van de bevallingen is voor de twee beschouwde perioden, afgezien van een eventueel door verschillende geboorgewichten veroorzaakt verschil, dan zal $\underline{v}$ bij benadering normaal verdeeld zijn met gemiddelde 0 en spreiding 1.

De kritieke zone bestaat nu uit grote waarden van $\underline{v}$.

Opmerking:

Het combineren van een aantal onafhankelijke toetsen kan ook nog op andere manieren gebeuren b.v. door de toetsingsgrootheid

$$\underline{v}' = \frac{\sum_i (\underline{V}_i - \mu_i)}{\sqrt{\sum_i \sigma_i^2}}$$

of

$$\underline{v}'' = \frac{1}{\sqrt{\ell}} \sum_i \frac{\underline{V}_i - \mu_i}{\sigma_i} \qquad (\ell \text{ is het aantal groepen})$$

te gebruiken.

De grootheden $\underline{\nu}'$ en $\underline{\nu}''$ zijn als H_0 juist is beide bij benadering normaal verdeeld met gemiddelde 0 en spreiding 1.

Het verschil tussen de methoden is dat men bij gebruik van $\underline{\nu}''$, als de aantallen waarnemingen der groepen verschillend zijn, de groepen met kleine aantallen relatief zwaarder meetelt dan bij gebruik van $\underline{\nu}'$, waarbij de groepen met grote aantallen waarnemingen zwaarder meewegen dan die met kleine aantallen, zwaarder ook dan bij gebruik van $\underline{\nu}$ het geval is. De grootheid $\underline{\nu}$ houdt in zekere zin het midden tussen $\underline{\nu}'$ en $\underline{\nu}''$.

Zijn de aantallen $(n_i + m_i)$ der waarnemingen van de groepen even groot, dan zijn de grootheden $\underline{\nu}$ en $\underline{\nu}'$ identiek. Als alle n_i en alle m_i onderling gelijk zijn en bovendien in alle groepen evenveel (b.v. geen) gelijke waarnemingen optreden, is ook $\underline{\nu}''$ identiek met $\underline{\nu}$ en $\underline{\nu}'$.

2.5. <u>De wijze van toepassing bij het onderhavige onderzoek</u>

Het hoofddoel van dit onderzoek is na te gaan of één der in par. 2.1 genoemde 5 factoren direct of indirect verantwoordelijk gesteld kan worden voor het gevonden verschil in de frequentie van het optreden van fluxus in de drie beschouwde tijdsperioden. Nu kan men statistisch alleen zoeken naar samenhang tussen deze factoren onderling en tussen factoren en frequentie van fluxus; indien een dergelijke samenhang gevonden wordt, ligt de beslissing over het karakter daarvan (al of niet causaal, direct of indirect verband e.d.) niet op statistisch, maar op medisch terrein. Niettemin zoekt de statisticus, daar het onderzoeken van alle mogelijke soorten van samenhang onder alle mogelijke combinaties van factoren niet uitvoerbaar is, naar samenhang van een speciaal karakter, zoveel mogelijk aangepast aan de medische vraagstelling. Ter illustratie hiervan beperken wij ons tot de vergelijking van twee der drie perioden, b.v. de eerste en de tweede. Wij zullen dan in de eerste plaats zoeken naar factoren, die, evenals de fluxus, voor de beide perioden duidelijk verschillen. Immers als een bepaalde factor in beide perioden geheel of nagenoeg op dezelfde wijze voorkomt, is het weinig aannemelijk, dat in deze factor de verklaring gezocht zou moeten worden voor de verandering van het aantal fluxusgevallen. Indien echter een factor voor de twee perioden duidelijk verschilt, komt deze (eventueel tezamen met andere factoren) wel in aanmerking als eventuele "oorzaak" voor de verandering in de frequentie der fluxusgevallen.
De volgende stap van het onderzoek bestaat dan uit het zoeken naar een samenhang, <u>binnen</u> ieder der tijdsperioden afzonderlijk

(en eventueel met combinatie van de resultaten volgens de in par. 2.4 beschreven methode), tussen deze factor en de kans op fluxus. Blijkt deze samenhang eveneens te bestaan en is deze bovendien van dergelijke aard, dat het verschil in het aantal fluxusgevallen tussen de beide perioden daardoor (geheel of gedeeltelijk) verklaard kan worden, dan is dit een duidelijk positief resultaat, waarvan de medische interpretatie niet meer tot de taak der statisticus behoort. Het kan echter ook blijken, dat de gevonden samenhang juist de tegengestelde verandering in de kans op fluxus bij overgang van de eerste periode op de tweede zou moeten veroorzaken, zodat deze factor juist niet als "verklarende" factor in aanmerking komt. Zowel in dit geval als in het voorafgaande is het wenselijk om de invloed van deze factor bij het verdere onderzoek zo goed mogelijk uit te schakelen; in het eerste geval omdat men zodoende kan onderzoeken of het verschijnsel geheel op deze ene factor geschoven kan worden of dat er ook nog andere factoren van invloed zijn en in het tweede geval, omdat deze factor door de (voor verklaring van het onderzochte verschijnsel niet geschikte, maar b.v. juist in de verkeerde richting liggende) samenhang het verdere zoeken naar een verklarende factor bemoeilijkt. Dit uitschakelen van een factor geschiedt dan door splitsing van het waarnemingsmateriaal in groepen, waarbinnen deze factor weinig verschilt en toepassing van de in par. 2.4 beschreven combinatiemethode. Dit kan ook toegepast worden voor splitsing naar meer dan één factor tegelijk, voor zover er per groep nog voldoende waarnemingen overblijven om het onderzoek met vrucht voort te zetten. Het aantal der waarnemingen maakt het bij dit onderzoek (en bij dergelijke onderzoekingen in de regel) onmogelijk om zoveel splitsingen aan te brengen als men eigenlijk graag zou willen.

Het is duidelijk, dat men bij deze wijze van onderzoek niet gemakkelijk tot een volledige uitputting van alle mogelijkheden komt, daar dit tot een al te tijdrovende analyse zou leiden. De statisticus moet dus van zijn intuïtie (en van eventuele medische gegevens) gebruik maken om in het net van alle mogelijkheden de meest belovende te onderzoeken. Komt hij daarbij niet tot een duidelijk positief resultaat, dan bestaat enerzijds de mogelijkheid, dat voortzetting van de analyse hier wel toe zou leiden, terwijl anderzijds – en wel speciaal indien dit onderzochte verschijnsel op gecompliceerde wijze van meer dan één factor afhangt – de uitgebreidheid van het materiaal wellicht on-voldoende is om de werkelijke samenhang aan het licht te brengen. En ten slotte dient men nog te overwegen, dat er factoren van invloed kunnen zijn geweest, waarover geen gegevens beschikbaar zijn en die dus in het statistische onderzoek niet betrokken kunnen worden. Is dit laatste het geval, dan kan men geen positief resultaat verwachten, ook al zou men de analyse van het beschikbare materiaal tot het uiterste doorzetten.

3. RESULTATEN EN CONCLUSIES

3.1. Vergelijking van de perioden wat betreft het voorkomen van fluxus

De hypothese H_0 die we hier willen toetsen is, dat de kans op fluxus in de drie perioden dezelfde is. Hiertoe vergelijken we de perioden twee aan twee met behulp van de toets van WILCOXON, waarbij wij de grootheden $\underline{x}$ en $\underline{y}$ gelijk aan 0 stellen, als een bevalling zonder fluxus verloopt en gelijk aan 1 als er wel een fluxus optreedt. Iedere bevalling geeft ons dus één waarneming van $\underline{x}$ of van $\underline{y}$ ($\underline{x}$ slaat op één der twee beschouwde perioden, $\underline{y}$ op de andere). In dit geval is de toets van WILCOXON identiek met de in [8] door R.A.FISHER gepubliceerde methode der 2x2-tabel. De toets wordt toegepast op waarnemingsmateriaal A .
De resultaten vinden we in tabel III:

TABEL III

Vergelijking van de drie perioden wat betreft fluxus [6]:

perioden	overschrijdingskans
1-2	0,003 -
3-2	< 0,0001 -
1-3	0,18 +

Uit tabel III zien we dat de kans op fluxus in de tweede periode groter is dan in de eerste en in de derde periode; tussen de eerste en de derde periode onderling vinden we geen verschil.

3.2. Vergelijking van de perioden wat betreft de leeftijd, het geboortegewicht, de bloeddruk, het diëet en de duur van de bevalling

We gebruiken in deze paragraaf steeds de toets van WILCOXON om de drie perioden twee aan twee te vergelijken. De toets wordt

---

6) Het teken + bij de overschrijdingskans betekent, indien de overschrijdingskans $\leq$ 0,05 is, dat in de eerstgenoemde periode de kans op fluxus groter is dan in de tweede; het teken - betekent het tegengestelde.

toegepast op waarnemingsmateriaal A .

Tabel IV geeft de hierbij gevonden overschrijdingskansen.

TABEL IV

Overschrijdingskansen gevonden bij het twee aan twee vergelijken der perioden [7]:

vergelijking wat betreft	perioden		
	1-2	3-2	1-3
leeftijd	0,45 -	0,001 -	< 0,01 +
geboortegewicht	<0,01 +	0,08 +	0,45 +
bloeddruk:			
systolisch	0,10 +	< 0,0001 +	0,01 -
diastolisch	0,57 -	0,0002 +	< 0,0001 -
diëet	<0,01 +	< 0,001 +	0,45 -
duur der bevalling	0,48 +	0,11 -	< 0,04 +

Uit tabel IV zien we:

a. de leeftijd van de moeders is in de derde periode lager dan in de eerste en in de tweede periode; tussen de eerste en tweede periode onderling vinden we geen verschil;

b. het geboortegewicht van het kind is in de tweede periode lager dan in de eerste; wij vinden geen verschil tussen de derde en de eerste periode, terwijl er hoogstens een zwakke aanwijzing is, dat het geboortegewicht in de derde periode hoger was dan in de tweede;

c. de bloeddruk is in de derde periode hoger dan in de eerste en de tweede periode; we vonden geen verschil tussen de eerste en tweede periode;

d. in de tweede periode werd minder zoutarm of zoutloos diëet voorgeschreven dan in de eerste en in de derde periode; een verschil tussen de eerste en derde periode vinden we niet;

e. wat betreft de duur van de bevalling vinden we alleen een verschil tussen de eerste en de derde periode.

In de twee volgende paragrafen vergelijken we nu de eerste twee perioden onderling en de laatste twee. Daar er tussen de eerste en de derde geen verschil in de kans op fluxus is, is een vergelijking van deze twee perioden minder zinvol.

----

7) Het teken + bij een overschrijdingskans betekent dat het waarnemingsmateriaal uit de eerstgenoemde periode in de regel een hogere leeftijd, geboortegewicht enz. vertoont dan de tweede; het - teken betekent het tegengestelde. Is de overschrijdingskans $\leqq 0,05$, dan hechten wij aan dit resultaat de conclusie, dat het gevonden verschil systematisch is, d.w.z. niet aan het "toeval" geweten wordt.

3.3. Nader onderzoek van de verschillen tussen de eerste en de tweede periode

In de paragrafen 3.1 en 3.2 hebben wij de volgende verschillen tussen de eerste en de tweede periode gevonden:

a. de kans op fluxus is in de tweede periode groter;
b. het geboortegewicht is in de tweede periode lager;
c. in de tweede periode werd minder zoutarm of zoutloos diëet voorgeschreven.

Bij de voortzetting van het onderzoek volgens het in par. 2.5 beschreven schema, gaan wij nu dus zoeken naar een samenhang tussen het optreden van fluxus en de onder b. en c. genoemde factoren, binnen de tijdsperioden afzonderlijk en gecombineerd.

We beginnen met te onderzoeken of er verband bestaat tussen fluxus en geboortegewicht. Hiervoor gebruiken we het waarnemingsmateriaal B (dat uitsluitend bestaat uit bevallingen waarbij fluxus is opgetreden) en het waarnemingsmateriaal betreffende de bevallingen, waarbij geen fluxus optrad. De hypothese die we willen toetsen is dat er geen verband bestaat tussen fluxus en geboortegewicht en hiertoe passen we de toets van WILCOXON toe op de geboortegewichten van de twee bovengenoemde groepen waarnemingen.

Het onderzoek is uitgevoerd voor de drie perioden apart; tabel V geeft de hierbij gevonden overschrijdingskans en tevens de overschrijdingskans, die gevonden werd bij het combineren van de resultaten voor de drie perioden.

TABEL V

Overschrijdingskansen gevonden bij het onderzoek naar een verband tussen fluxus en geboortegewicht [8]:

periode	overschrijdingskans
1	<0,0001 +
2	<0,04 +
3	<0,004 +
gecombineerd	<0,0001 +

Uit tabel V blijkt dat de kans op fluxus toeneemt bij toenemend geboortegewicht. Dit wil dus zeggen dat het lage geboortegewicht in de tweede periode geen verklaring kan zijn van de grotere kans op fluxus in die periode, daar dit lage geboorte-

----

8) Het + teken bij een overschrijdingskans betekent, dat de kans op fluxus toeneemt bij toenemend geboortegewicht.

gewicht deze kans juist zou moeten verkleinen.

We splitsen nu, om de gevonden invloed van het geboortegewicht te elimineren, het waarnemingsmateriaal in drie ongeveer even grote groepen wat betreft het geboortegewicht en wel als volgt:

groep 1: geboortegewicht < 3000 gram

groep 2: $3000 \leqq$ geboortegewicht < 3500 gram

groep 3: geboortegewicht $\geqq 3500$ gram.

Voor ieder van deze drie groepen apart onderzoeken we nu welke verschillen er zijn tussen de eerste en de tweede periode.

Hiervoor passen we weer de toets van WILCOXON toe op waarnemingsmateriaal A en vinden dan:

TABEL VI

Overschrijdingskansen gevonden bij de vergelijking van de eerste en de tweede periode na splitsing van het waarnemingsmateriaal in drie geboortegewichtgroepen [9]:

vergelijking wat betreft	overschrijdingskans
fluxus	< 0,003 -
leeftijd	0,50 -
bloeddruk:	
systolisch	0,21 +
diastolisch	0,40 -
diëet	0,005 +
duur der bevalling	0,62 +

We vinden dus:

a. de kans op fluxus is, bij gelijk geboortegewicht, in de tweede periode groter;

b. in de tweede periode werd minder diëet voorgeschreven, ook binnen groepen met hetzelfde geboortegewicht;

c. er is geen reden om aan te nemen dat er, bij gelijk geboortegewicht, een verschil bestaat tussen de perioden wat betreft leeftijd, bloeddruk en duur der bevalling.

We zullen nu voor ieder der perioden apart onderzoeken of er, bij gelijkblijvend geboortegewicht, een verband bestaat tussen diëet en fluxus. Dit verband wordt op dezelfde wijze onderzocht als het verband tussen geboortegewicht en fluxus, d.w.z. we passen weer de toets van WILCOXON toe voor ieder der perioden apart.

----

9) Zie voetnoten 6 en 7.

Voor dit onderzoek kon niet het waarnemingsmateriaal B gebruikt worden, daar bij B het diëet niet bekend is. De toets is daarom toegepast op waarnemingsmateriaal A alleen.

Tabel VII geeft de hierbij gevonden overschrijdingskansen.

TABEL VII

Overschrijdingskansen, gevonden bij het onderzoek naar een verband tussen fluxus en diëet na splitsing van het waarnemingsmateriaal in drie geboortegewichtgroepen [10]:

periode	overschrijdingskans
1	0,04 +
2	0,22 +
3	0,41 +
gecombineerd	0,02 +

Uit tabel VII zien we dus dat er, bij gelijkblijvend geboortegewicht, een verband bestaat tussen fluxus en diëet en wel in die zin dat vrouwen die een diëet voorgeschreven krijgen een grotere kans op fluxus hebben dan degenen, die geen diëet krijgen.

Het feit dat er in de tweede periode minder diëet werd voorgeschreven kan dus geen verklaring geven voor de grote kans op fluxus in die periode, daar deze tengevolge van dit verband juist zou moeten afnemen.

Om nu de gevonden invloed van het diëet te elimineren splitsen we het waarnemingsmateriaal in drie groepen wat betreft het diëet en wel:

groep 1: normaal diëet
groep 2: zoutarm diëet
groep 3: zoutloos diëet.

Opmerking:

Daar bij waarnemingsmateriaal B het diëet niet bekend is, kan dit materiaal niet in de drie bovengenoemde diëetgroepen gesplitst worden. Bij het verdere onderzoek werken wij dus met waarnemingsmateriaal A alleen.

Door deze splitsing in drie geboortegewichtgroepen en drie diëetgroepen ontstaan dus 9 groepen waarnemingen en voor ieder van deze negen groepen onderzoeken we nu welke verschillen er zijn tussen de eerste en de tweede periode. Daarna worden de re-

---

10) Het teken + bij een overschrijdingskans betekent dat onder de vrouwen, die een diëet voorgeschreven kregen meer fluxus voorkwam dan onder degenen, die geen diëet kregen.

sultaten gecombineerd, zoals in par. 2.4 beschreven is. We passen weer de toets van WILCOXON toe en vinden dan:

TABEL VIII

Overschrijdingskansen gevonden bij vergelijking van de eerste en de tweede periode na splitsing van het waarnemingsmateriaal in drie geboortegewichtgroepen en drie diëetgroepen [11]:

vergelijking wat betreft	overschrijdingskans
fluxus	< 0,0001 -
leeftijd	0,59 -
bloeddruk:	
systolisch	0,33 -
diastolisch	0,05 -
duur der bevalling	0,54 +

Wij vinden dus:

a. de kans op fluxus is, bij gelijkblijvend geboortegewicht en diëet, in de tweede periode groter;

b. er is een aanwijzing dat, bij gelijkblijvend geboortegewicht en diëet, de diastolische bloeddruk in de tweede periode hoger is;

c. er is geen reden om aan te nemen dat er, bij zelfde geboortegewicht en diëet, een verschil is wat betreft leeftijd, systolische bloeddruk en duur der bevalling.

De volgende stap van het onderzoek is nu dat we onderzoeken of er een verband bestaat tussen fluxus en diastolische bloeddruk en wel binnen groepen waarnemingen met eenzelfde geboortegewicht en diëet. We onderzoeken het verband tussen fluxus en diastolische bloeddruk dus voor de negen bovengenoemde groepen apart en passen de toets van WILCOXON toe op waarnemingsmateriaal A op dezelfde wijze als bij het onderzoek naar het verband tussen fluxus en diëet.

De overschrijdingskansen staan vermeld in tabel IX (zie blz. 17).

----

11) Zie voetnoten 6 en 7.

TABEL IX

Overschrijdingskansen, gevonden bij het onderzoek naar een verband tussen fluxus en diastolische bloeddruk, na splitsing van het waarnemingsmateriaal in drie geboortegewichtgroepen en drie dieëtgroepen [12]:

periode	overschrijdingskans
1	$>0,35$ -
2	$>0,14$ +
3	$>0,10$ +
gecombineerd	$>0,12$ +

Uit tabel IX blijkt dus dat er geen reden is om aan te nemen dat er, bij gelijkblijvend geboortegewicht en dieët, een verband is tussen fluxus en diastolische bloeddruk.

De in deze paragraaf beschreven analyses vallen dus negatief uit: de vergelijking van de eerste twee perioden geeft geen aanwijzing, dat één der onderzochte factoren de grotere kans op fluxus in de tweede periode zou kunnen verklaren.

3.4. Nader onderzoek naar de verschillen tussen de derde en de tweede periode

Uit de paragrafen 3.1 en 3.2 blijkt dat er de volgende verschillen bestaan tussen de derde en de tweede periode:

a. de kans op fluxus is in de tweede periode groter;
b. de bloeddruk is in de tweede periode lager;
c. in de tweede periode werd minder zoutarm of zoutloos dieët voorgeschreven;
d. de leeftijd der moeders is in de tweede periode hoger.

Wat betreft het geboortegewicht vinden we een zeer zwakke aanwijzing voor een verschil en wel een lager geboortegewicht in de tweede periode.

Ook hier kan dus, om dezelfde reden als boven, noch het geboortegewicht, noch het dieët een verklaring zijn van de grote kans op fluxus in de tweede periode.

We gaan nu op dezelfde wijze te werk als bij de vergelijking van de eerste en de tweede periode. We splitsen het waarnemingsmateriaal dus in drie geboortegewichtgroepen en drie dieëtgroepen om de gevonden invloed van geboortegewicht en dieët te eli-

---

12) Het teken + bij een overschrijdingskans betekent dat bij een hoge bloeddruk meer fluxusgevallen voorkomen dan bij een lage bloeddruk.

mineren. Immers, hoewel deze tegengesteld is aan het gevonden verschil in kans op fluxus, is splitsing van belang, omdat anders eventueel in het waarnemingsmateriaal aanwezige verklaringsmogelijkheden verdoezeld zouden kunnen worden. Voor ieder van deze negen groepen waarnemingen, die zo ontstaan, onderzoeken we nu welke verschillen er bestaan tussen de derde en de tweede periode, met combinatie van de resultaten (zie par. 2.4).

Hiertoe passen we weer de toets van WILCOXON toe op waarnemingsmateriaal A en dit geeft:

TABEL X

Overschrijdingskansen, gevonden bij de vergelijking van de derde en de tweede periode, na splitsing van het waarnemingsmateriaal in drie geboortegewichtgroepen en drie dieëtgroepen [13]:

vergelijking wat betreft	overschrijdingskans
fluxus	< 0,0001 -
leeftijd	< 0,0004 -
bloeddruk:	
systolisch	0,05 +
diastolisch	< 0,02 +
duur der bevalling	0,04 -

Wij vinden dus, dat bij gelijkblijvend geboortegewicht en dieët

a. de kans op fluxus in de tweede periode groter is dan in de derde;
b. de leeftijd der moeders in de tweede periode hoger is dan in de derde;
c. de diastolische bloeddruk in de tweede periode lager is, terwijl er een aanwijzing is dat ook de systolische bloeddruk lager in de tweede periode is dan in de derde;
d. de duur der bevalling in de tweede periode langer is. (Dit verschil werd zonder splitsing niet gevonden; dit wijst er op dat de duur der bevalling samenhangt met het geboortegewicht en/of het dieët; zie hiervoor par. 4.1.)

We beginnen nu met te onderzoeken of er, bij gelijkblijvend geboortegewicht en dieët, een verband is tussen fluxus en bloeddruk.

Wat betreft de diastolische bloeddruk is dit onderzoek reeds uitgevoerd (zie par. 3.3. tabel IX). Voeren we dit zelfde onder-

---

13) Zie voetnoten 6 en 7.

zoek nu uit voor de systolische bloeddruk dan vinden we:

TABEL XI

Overschrijdingskansen, gevonden bij het onderzoek naar een verband tussen fluxus en systolische bloeddruk, na splitsing van het waarnemingsmateriaal in drie geboortegewichtgroepen en drie diëetgroepen [14]:

periode	overschrijdingskans
1	>0,45 -
2	>0,15 -
3	0,95 +
gecombineerd	>0,15 -

We zien dus dat er evenmin als bij de diastolische bloeddruk het geval is reden is om aan te nemen dat er, bij gelijkblijvend geboortegewicht en diëet, een verband tussen systolische bloeddruk en fluxus is, zodat de lage bloeddruk in de tweede periode de grotere kans op fluxus in die periode niet kan verklaren.

De bloeddruk laten wij nu verder buiten beschouwing, waardoor dus alleen de gegevens leeftijd en duur der bevalling overblijven.

We onderzoeken nu of er, bij gelijkblijvend geboortegewicht en diëet, een verband is tussen fluxus en leeftijd. Dit onderzoek wordt op dezelfde wijze uitgevoerd als boven is aangegeven voor de bloeddruk. We vinden dan:

TABEL XII

Overschrijdingskansen, gevonden bij het onderzoek naar een verband tussen fluxus en leeftijd, na splitsing van het waarnemingsmateriaal in drie geboortegewichtgroepen en drie diëetgroepen [15]:

periode	overschrijdingskans
1	0,20 -
2	>0,80 +
3	>0,15 +
gecombineerd	>0,70 -

----

14) Zie voetnoot 12.

15) Het teken + bij een overschrijdingskans betekent dat bij een hoge leeftijd meer fluxusgevallen voorkomen dan bij een lage leeftijd.

Uit tabel XII zien we dat er geen reden is om aan te nemen dat er, bij gelijkblijvend geboortegewicht en diëet, een verband is tussen fluxus en leeftijd.

Er is dus geen reden om aan te nemen dat de hoge leeftijd in de tweede periode een verklaring is voor de grote kans op fluxus in die periode.

We laten nu ook de leeftijd verder buiten beschouwing en onderzoeken of er, bij gelijkblijvend geboortegewicht en diëet, een verband is tussen fluxus en duur der bevalling. Dit geschiedt weer zoals boven is aangegeven voor de bloeddruk en we vinden dan:

TABEL XIII

Overschrijdingskansen, gevonden bij het onderzoek naar een verband tussen fluxus en duur der bevalling, na splitsing van het waarnemingsmateriaal in drie geboortegewichtgroepen en drie diëetgroepen [16]:

periode	overschrijdingskans
1	>0,10 +
2	>0,40 -
3	>0,15 +
gecombineerd	>0,10 +

Uit tabel XIII zien we dus dat er ook geen reden is om aan te nemen dat er, bij gelijkblijvend geboortegewicht en diëet, een verband is tussen fluxus en duur der bevalling.

Evenmin als bij vergelijking van de eerste twee perioden vinden we hier dus een aanwijzing, dat de verklaring voor de grotere kans op fluxus in één of meer der beschouwde factoren gevonden kan worden. Daar, zowel zonder als met splitsing naar geboortegewicht en diëet, duidelijk blijkt, dat de kans op fluxus in de tweede periode groter is dan in de eerste en derde, mogen wij uit de bovenstaande analyse wel de conclusie trekken, dat de verklaring van dit verschijnsel geheel of grotendeels in andere factoren dan de waargenomene gezocht moet worden.

---

16) Het teken + bij een overschrijdingskans betekent dat bij een lange duur der bevalling meer fluxusgevallen voorkomen dan bij een korte duur.

4. BEANTWOORDING VAN ENIGE VRAGEN, DIE NIET RECHTSTREEKS MET HET ONDERZOEK VERBAND HOUDEN

4.1. Onderzoek naar een verband tussen het geboortegewicht en de duur der bevalling

Hier werd ons de vraag gesteld of de duur der bevalling toeneemt bij een toenemend geboortegewicht.

Om dit te onderzoeken passen we de methode der rangcorrelatie toe; een waarnemingspaar (x_i, y_i) is hier het geboortegewicht en de bijbehorende duur der bevalling. We toetsen hier eenzijdig, omdat een stijgende duur der bevalling bij een dalend geboortegewicht op medische gronden onaannemelijk is. De toets is toegepast op waarnemingsmateriaal A. De éénzijdige overschrijdingskansen vinden we in tabel XIV:

TABEL XIV

Overschrijdingskansen, gevonden bij het onderzoek naar een verband tussen het geboortegewicht en de duur der bevalling [17]:

periode	eenzijdige overschrijdingskans
1	< 0,0001 +
2	0,11 +
3	0,01 +
gecombineerd	< 0,0001 +

Uit tabel XIV blijkt dat de duur der bevalling stijgt bij een toenemend geboortegewicht van het kind.

4.2. Onderzoek naar een verband tussen geboortegewicht en bloeddruk

Bij een onderzoek van het waarnemingsmateriaal in zijn geheel werd bij stijgende bloeddruk een stijgend geboortegewicht gevonden (en andersom). Op medische gronden echter moet men, naar ons werd medegedeeld, verwachten, dat zeer hoge bloeddruk met een laag geboortegewicht gepaard gaat.

Ter nader onderzoek van het verband tussen bloeddruk en geboortegewicht werd daarom het onderzoek herhaald voor twee groepen afzonderlijk, en wel voor vrouwen met een systolische bloeddruk $\leqq 125$ enerzijds en $\geqq 130$ anderzijds. Hierbij werd gebruik gemaakt van de methode der rangcorrelatie, waarbij de hy-

---

17) Het teken + bij een overschrijdingskans betekent dat de duur der bevalling stijgt bij een toenemend geboortegewicht.

pothese getoetst wordt, dat er geen verband tussen de twee onderzochte grootheden bestaat. We vinden dan:

TABEL XV

Overschrijdingskansen, gevonden bij het onderzoek naar een verband tussen bloeddruk en geboortegewicht voor bloeddrukken $\geqq 130$ [18]:

periode	eenzijdige overschrijdingskans
1	0,18 -
2	0,10 -
3	0,27 -
gecombineerd	0,06 -

Hierbij is de éénzijdige overschrijdingskans gebruikt, omdat binnen deze groep een positieve correlatie der twee grootheden op medische gronden onaannemelijk moet worden geacht. We vinden dus een zwakke aanwijzing, dat bij vrouwen met een zeer hoge bloeddruk tijdens de zwangerschap het geboortegewicht van het kind inderdaad kleiner is dan bij vrouwen met een iets minder hoge bloeddruk.

Bij de groep vrouwen met een bloeddruk $\leqq 125$ toetsen wij tweezijdig, daar ons hier geen reden bekend is, om een bepaald alternatief onaannemelijk te achten.

TABEL XVI

Overschrijdingskansen, gevonden bij het onderzoek naar een verband tussen geboortegewicht en bloeddruk voor bloeddrukken $\leqq 125$ [19]:

periode	overschrijdingskans
1	0,12 +
2	<0,0001 +
3	0,13 +
gecombineerd	<0,0001 +

Uit tabel XVI blijkt dat, voor bloeddrukken $\leqq 125$, de bloeddruk stijgt bij toenemend geboortegewicht.

4.3. Onderzoek naar een verband tussen leeftijd van de moeder en duur der bevalling

De vraag die hier gesteld werd was of er, bij gegeven geboortegewicht, een verband is tussen de leeftijd van de moeder en de

---

19) Zie voetnoot 18.

18) Het teken + bij een overschrijdingskans betekent dat de bloeddruk stijgt bij een [illegible]

duur van de bevalling. Om dit te onderzoeken splitsen we het waarnemingsmateriaal A in de drie reeds eerder genoemde geboortegewichtgroepen en passen de methode der rangcorrelatie toe op ieder van deze drie groepen apart. Het onderzoek wordt verder uitgevoerd voor ieder der perioden apart. De hierbij gevonden overschrijdingskansen staan vermeld in tabel XVII:

TABEL XVII

Overschrijdingskansen, gevonden bij het onderzoek naar een verband tussen leeftijd en duur der bevalling, na splitsing van het waarnemingsmateriaal in drie geboortegewichtgroepen [20]:

periode	overschrijdingskans
1	0,78 +
2	0,07 +
3	0,10 +
gecombineerd	0,03 +

We zien dus dat, bij gegeven geboortegewicht, de duur der bevalling langer is naarmate de moeder ouder is.

5. SAMENVATTING DER CONCLUSIES

De resultaten van dit onderzoek kunnen we als volgt samenvatten:

1. De kans op fluxus is in de tweede periode groter dan in de eerste en de derde periode. Dit geldt ook bij gelijkblijvend geboortegewicht en diëet.
2. Er is geen aanwijzing dat de grote kans op fluxus in de tweede periode verklaard zou kunnen worden door een der ons verstrekte gegevens. Het is aannemelijk, dat de verklaring geheel of grotendeels in andere factoren dan de waargenomene gezocht moet worden.
3. De kans op fluxus neemt toe bij toenemend geboortegewicht.
4. Bij gelijkblijvend geboortegewicht is er een verband tussen fluxus en diëet; de kans op fluxus is voor vrouwen die een zoutloos of zoutarm diëet voorgeschreven kregen groter dan voor vrouwen die een normaal diëet kregen.
5. Er is geen reden om aan te nemen dat er, bij gelijkblij-

---

20) Het teken + bij een overschrijdingskans betekent dat de duur der bevalling langer is naarmate de leeftijd hoger is.

vend geboortegewicht en diëet, een verband is tussen fluxus en één der gegevens: leeftijd, bloeddruk of duur der bevalling.

6. De duur der bevalling neemt toe bij toenemend geboortegewicht.
7. Voor bloeddrukken $\leqq 125$ vinden we een stijgende bloeddruk bij een stijgend geboortegewicht, terwijl er voor bloeddrukken $\geqq 130$ een aanwijzing is voor een daling van het geboortegewicht bij stijgende bloeddruk.
8. De duur der bevalling neemt, bij gelijkblijvend geboortegewicht, toe bij toenemende leeftijd.

LITTERATUUR

1. Wilcoxon, F., Individual comparisons by ranking methods, Biometrics 1 (1945), 80-83.
2. Mann, H.B. and D.R.Whitney, On a test whether one of two random variables is stochastically larger than the other, Ann. Math. Stat. 18 (1947), 50-60.
3. Vaart, H.R.van der, Gebruiksaanwijzing voor de toets van Wilcoxon, Rapport S 32 (M 4) van de Statistische Afdeling van het Mathematisch Centrum, Amsterdam (1950).
5. Hemelrijk, J., Note on Wilcoxon's two sample test when ties are present, Ann. Math. Stat. 23 (1952), 133-135.
6. Kendall, M.G., Rank correlation methods, London 1948.
7. Terpstra, T.J., The asymptotic normality and consistence of Kendall's test against trend when ties are present in one ranking, Proc. Kon. Ned. Ak. v. Wet. A 55 (1952), 322-326, Indagationes Mathematicae 14 (1952), 327-333.
8. Fisher, R.A., The logic of inductive inference, Jrn. Roy. Stat. Soc. <u>98</u> (1935), 39-54.