Die Geschlechtsverteilung menschlicher Mehrlinggeburten.

Von

GEORG DUNCKER.

---

1. Beim Menschen kommen Mehrlinggeburten nur ausnahmsweise, nämlich in 1.2—1.3 % aller Fälle, vor, und zwar ist nach Beobachtungen in Deutschland das Häufigkeitsverhältnis von Zwillinggeburten unter sämtlichen wie 1 : 85, das von Drillinggeburten rund wie 1 : 7350, das von Vierlinggeburten wie 1 : 500000. Fünflinggeburten wurden in Preußen unter 38.4 Millionen Geburten dreimal beobachtet. Demnach werden in Deutschland auf je 1000 Geburten durchschnittlich 1012 Kinder, darunter 522 ♂, geboren.

Unter den Geborenen der europäischen Länder ist das Verhältnis der ♂ zu den ♀ ziemlich konstant wie 515 : 485. Bei Mehrlinggeburten kommt jedoch nicht nur das Geschlechtsverhältnis aller in ihnen Geborenen, sondern auch die Häufigkeit ihrer einzelnen Geschlechtskombinationen in Frage, und gerade die letztere bietet manches Interessante.

Bei ν-fachen Mehrlinggeburten sind folgende Geschlechtskombinationen derselben denkbar:

ν ♂,	0 ♀	0 ♂,	ν ♀	(eingeschlechtlich)
$\nu-1$ ♂,	1 ♀	1 ♂,	$\nu-1$ ♀	(zweigeschlechtlich)
$\nu-2$ ♂,	2 ♀	2 ♂,	$\nu-2$ ♀	(»)
etc.		etc.		(»)

Bezeichnet man die Frequenz einer einzelnen dieser Geschlechtskombinationen unter n Fällen ν-facher Mehrlinggeburten mit f, so ist offenbar

$$f_{\nu 0} + f_{\nu-1,\,1} + \cdots + f_{1,\,\nu-1} + f_{0\nu} = n \qquad (1)$$

und die Summe der ♂ resp. ♀ in ihnen Geborenen

$$\left.\begin{aligned} (♂) = m &= \nu f_{\nu 0} + (\nu-1) f_{\nu-1,\,1} + \ldots + f_{1,\,\nu-1} = \frac{\nu n}{2}(1+d) \\ (♀) = w &= f_{\nu-1,\,1} + \ldots + (\nu-1) f_{1,\,\nu-1} + \nu f_{0\nu} = \frac{\nu n}{2}(1-d) \end{aligned}\right\} \qquad (2)$$

sowie deren Summe

$$m + w = \nu n.$$

Für das Verhältnis $m:w$ setzen wir zur rechnerischen Bequemlichkeit eine als »Geschlechtsdifferenz« bezeichnete positive oder negative Maßzahl

$$d = \frac{m-w}{m+w} \left[\text{mit dem wahrscheinlichen Fehler } 0.67449 \sqrt{\frac{1-d^2}{2\,\nu n}}\right];$$

dann sind unter n Fällen ν-facher Mehrlinggeburten

$$m = \frac{\nu n}{2}(1+d)\ ♂ \quad \text{und} \quad w = \frac{\nu n}{2}(1-d)\ ♀.$$

Bei den als Regel vorkommenden Einlinggeburten ist $\nu = 1$ und die Geschlechtsverteilung derselben daher stets wie $(1+d):(1-d)$. An den Mehrling-, vor allem an den Zwillinggeburten, scheinen die ♀ in etwas höherem Maße als die ♂ beteiligt zu sein. Daher ist die Geschlechtsdifferenz der einzelnen Geburtenklassen etwas ungleichartig, ohne daß sich ein bestimmtes Gesetz dabei erkennen ließe. Jedenfalls ist in zwei vollständigen, d. h. sämtliche Geburtenklassen umfassenden Beobachtungsreihen (Preußen, Hamburg) die Geschlechtsdifferenz der Einlinge etwas größer als die der Gesamtheit der Geborenen.

ν	♂ ‰	♀ ‰	♂	♀	d	νn
1	974.78	974.39	502.29	472.31	0.03077	38 013 636
2	24.81	25.20	12.78	12.21	0.02281	975 030
3—5	0.41	0.41	0.21	0.20	0.03151	16 025
Σ	1000.00	1000.00	515.28	484.72	0.03057	39 004 691

Nimmt man zunächst an, daß die Entstehung der einzelnen Geschlechtskombinationen ν-facher Mehrlinggeburten ein rein zufälliger Prozeß sei, so stellt man sich ihr Häufigkeitsverhältnis am richtigsten unter folgendem Bild vor: aus einem großen Sack mit sehr zahlreichen kleinen Kugeln gleicher Größe, und zwar schwarzen und weißen im Verhältnis $(1 + d) : (1 - d)$, werden mit einem Gefäß, das genau ν Kugeln faßt, n Züge getan und die Anzahlen der in jedem Zug enthaltenen schwarzen und weißen Kugeln notiert. Gleich nach der Notierung werden die Kugeln in den Sack zurückgeworfen, so daß dieser bei jedem Zug dieselbe Anzahl Kugeln enthält. Dann sind nach den n Zügen im Ganzen m schwarze und w weiße gleich zusammen νn Kugeln beobachtet. Das Ergebnis dieser Züge in Bezug auf die Verteilung der schwarzen und weißen unter den je ν Kugeln eines Einzelzuges kann man, falls n eine große Zahl, nach der Kombinationslehre mittelst der Formel

$$n \frac{(m + w)_\nu}{(\nu n)_\nu} = \frac{n}{(\nu n)_\nu} (m_\nu + m_{\nu-1} w + \ldots + m w_{\nu-1} + w_\nu)$$

im Voraus berechnen, eine Berechnung, die bei großen Werten von m und w ihre Schwierigkeiten hat.

Glücklicherweise läßt sich diese Formel, falls m, w und n im Verhältnis zu ν (2—5) groß sind, mit hinreichender Genauigkeit durch die rechnerisch viel bequemere

$$\frac{n}{(\nu n)^\nu} (m + w)^\nu = \frac{n}{2^\nu} [(1 + d) + (1 - d)]^\nu$$

ersetzen. Aus dieser erhält man dann in bekannter binomischer Rechnung die wahrscheinlichen Frequenzen der Geschlechtskombinationen bei n Fällen ν-facher Mehrlinggeburten:

$\nu = 2$, $d = 0.023$	20	11	02	n
Beobachtet	326	371	303	1000
Wahrscheinlich	261.7	499.6	238.7	1000.0

$\nu = 3$, $d = 1 : 30$	30	21	12	03	n
Beobachtet	245	285	245	225	1000
Wahrscheinlich	137.9	387.1	362.1	112.9	1000.0

Vergleicht man jedoch die wahrscheinlichen mit den beobachteten Frequenzen der Geschlechtskombinationen, so findet man zwischen beiden starke und bestimmt gerichtete Verschiedenheiten. Diese bestehen darin, daß eingeschlechtliche Geburten wesentlich häufiger, zweigeschlechtliche wesentlich seltener auftreten, als die Wahrscheinlichkeitsrechnung ergibt. Die Geschlechtskombinationen menschlicher Mehrlinggeburten entstehen offenbar nicht rein zufällig, sondern sie werden von besonderen Bedingungen beeinflußt, die entweder das Auftreten eingeschlechtlicher begünstigen oder dasjenige zweigeschlechtlicher behindern.

2. Nun ermöglichen wenigstens für Zwillinggeburten einige Beobachtungen die Entscheidung, welche von beiden Bedingungsformen in Betracht kommt.

Zunächst ist von eierlegenden Wirbeltieren (Vögeln, Reptilien, Knochenfischen) bekannt, daß sich gelegentlich aus einem Ei zwei Individuen entwickeln können, die dann gleichen Geschlechts sind. Ferner findet man unter menschlichen Zwillingen neben solchen, die sich durchaus nicht auffällig ähneln, seltener andere, bei denen eine Personalunterscheidung fast unmöglich erscheint, die ebenso im äußeren Habitus, wie in Temperament und Charakter, sogar in der Neigung zu gleichzeitiger und gleichartiger Erkrankung übereinstimmen. Derartige stets gleichgeschlechtliche Zwillingpaare werden als identische oder ähnliche Zwillinge bezeichnet und man nimmt an, daß sie einem gemeinsamen Ei entstammen. Endlich treten unter den menschlichen Zwillinggeburten 12.3 % mit gemeinsamen Chorion für beide Früchte auf, die dann ebenfalls stets gleichgeschlechtlich sind.

Für Zwillinggeburten liegt daher die Annahme nahe, daß die Verschiedenheit der wahrscheinlichen und der beobachteten Frequenzen ihrer Geschlechtskombinationen auf einem durch besondere Bedingungen hervorgerufenen Überschuß der eingeschlechtlichen beruht. Dagegen besteht kein zureichender Grund für die Annahme einer Verminderung der zweigeschlechtlichen Kombination.

Man kann sich daher die beobachteten n Fälle von Zwillinggeburten als aus n' Fällen »bedingungsfreier«, ein- und zweigeschlechtlicher und aus $n-n'$ Fällen »bedingter« und dann stets eingeschlechtlicher zusammengesetzt vorstellen. Die Adjektive »bedingungsfrei« und »bedingt« drücken das Wesentliche des statistischen Befundes aus, ohne etwas über die physiologische Erklärung der Erscheinungen auszusagen.

Die zweigeschlechtlichen Zwillinggeburten gelten sämtlich als bedingungsfrei. Ihre Frequenz (f_{11}) muß daher durch diese Zerlegung unbeeinflußt bleiben. Dann ist notwendig

$$\frac{n'}{4}\left[4-(1+d)^2-(1-d)^2\right]=f_{11}$$

oder

$$n'=\frac{2f_{11}}{1-d^2}$$

wobei natürlich $n > n'$, so lange außer bedingungsfreien auch bedingte eingeschlechtliche Zwillinggeburten vorkommen. Nun sind die beobachteten Frequenzen sämtlicher Zwillinggeburten nach (2)

$$f_{20}=\frac{n(1+d)-f_{11}}{2},\quad f_{11},\quad f_{02}=\frac{n(1-d)-f_{11}}{2},$$

die zu erwartenden Frequenzen der bedingungsfreien die Glieder des Binoms $\frac{n'}{4}\left[(1+d)+(1-d)\right]^2$, und diejenigen der bedingten die Differenzen der beiden vorigen. So findet man, da ja

$$f_{11}=\frac{n'}{2}(1-d^2), \qquad \Sigma$$

emp.: $f_{20}=\frac{1+d}{2}\left(n-n'\frac{1-d}{2}\right)$, $f_{11}=\frac{n'}{2}(1-d^2)$, $f_{02}=\frac{1-d}{2}\left(n-n'\frac{1+d}{2}\right)$ $\quad n$

bed.-fr. $f'_{20}=\frac{n'}{4}(1+d)^2$, $\quad f'_{11}=\frac{n'}{2}(1-d^2)$, $f_{02}=\frac{n'}{4}(1-d)^2$ $\quad n'$

---

bed.: $f_{\ 0}-f' \ =\frac{n-n'}{2}(1+d)$, $\quad 0$, $\quad f \ -f'_{\ 0}=\frac{n-n'}{2}(1-d)$ $\quad n-n$

Es verhalten sich also die eingeschlechtlichen Kombinationen der bedingungsfreien Zwillinggeburten wie

$$f'_{20} : f'_{02} = (1 + d)^2 : (1 - d)^2,$$

dagegen diejenigen der bedingten wie

$$(f_{20} - f'_{20}) : (f_{02} - f'_{02}) = (1 + d) : (1 - d),$$

d. h., nicht wie Zwilling-, sondern wie ♂ und ♀ Einlinggeburten zu einander.

Mithin besteht ein charakteristischer und gesetzmäßiger Unterschied in der Frequenzverteilung bedingungsfreier und bedingter Geschlechtskombinationen bei menschlichen Zwillinggeburten, in welchem die scheinbar irreguläre Verteilung der Gesamtheit derselben ihre vollständige Erklärung findet.

Für unser Zahlenbeispiel ergiebt die Rechnung ($d = 0.0230$)

♂, ♀	20	11	02	Σ
Beobachtet (f)	326	371	303	1000 = n
Bedingungsfrei (f')	194.2	371	177.2	742.4 = n'
Bedingt ($f - f'$)	131.8	0	125.8	257.6 = $n - n'$
Relativ ($f - f'$) : f	0.4042		0.4153	0.2576

Ferner ist das Verhältnis bedingungsfreier eingeschlechtlicher Geburten

$$f'_{20} : f'_{02} = \frac{194.2}{177.2} = \frac{1.046529}{0.954529} = 1.0959$$

und dasjenige bedingter

$$(f_{20} - f'_{20}) : (f_{02} - f'_{02}) = \frac{131.8}{125.8} = \frac{1.023}{0.977} = 1.0477$$

Führt man diese Rechnungen an vier von einander unabhängigen Beobachtungsreihen, nämlich: an 456685 aus Preußen während der Jahre 1826—1879, an 25980 aus Deutschland in 1902, an 1516 aus Hamburg von 1904—1908 und an 3334 aus einigen der Ver. Staaten von 1899—1912 durch, so ergiebt sich eine auffällige Übereinstimmung ihrer Resultate:

	♂ $(f_{20}-f'_{20}):f_{20}$	♀ $(f_{02}-f''_{02}):f_{02}$	♂ + ♀ $(n-n'):n$	d
Preussen	0.4042	0.4153	0 2576	
Deutschland	0.3906	0.4001	0.2464	
Hamburg	0.4629	0.4652	0.3021	
Ver. Staaten	0.4352	0.4492	0,2838	
Mittel d. Quot.	0.4232	0.43245	0.2725	0.01899
Sa d. Beob.	0.4039	0.4149	0 2573	0 02281

24.6—30.2, im Durchschnitt etwa 26.5 % aller beobachteten Zwillinggeburten sind bedingte. Dagegen machen solche mit gemeinsamem Chorion nur 12.3 %, also noch nicht die Hälfte derselben aus. Unter den eingeschlechtlichen Zwillinggeburten sind 39.1—46.3 % ♂, 40.0—46.5 % ♀ bedingt. Die ♀ Quotienten sind deshalb stets etwas höher als die ♂, weil in allen Fällen $d > 0$; es handelt sich dabei um eine algebraische Erscheinung, die ich hier übergehen möchte, nicht um eine physiologische.

3. Die beobachteten Frequenzen der einzelnen Geschlechtskombinationen der D r i l l i n g g e b u r t e n zeigen ganz ähnliche Abweichungen von ihren wahrscheinlichen Werten wie die der Zwillinggeburten; so liegt es nahe, die auf diese bezüglichen Erwägungen auch auf jene auszudehnen. Doch darf man sich hierbei dem prinzipiellen Einwand nicht verschließen, daß bei ihnen auch unter den zweigeschlechtlichen Kombinationen »bedingte« Individuenpaare denkbar sind, da ja sowohl f_{21} wie f_{12} Paare gleichgeschlechtlicher Individuen enthalten.

Nach Analogie der Berechnung für Zwillinggeburten setzen wir jedoch die zweigeschlechtlichen Drillinggeburten als bedingungsfrei voraus und finden

$$\frac{n'}{8}\left[8-(1+d)^3-(1-d)^3\right]=f_{21}+f$$

oder

$$n' = \frac{4\,(f_{21}+f_1\ )}{3\,(1-d^2)}$$

Nun sind die beobachteten Frequenzen sämtlicher Drillinggeburten nach (2)

$$f_{30} = \frac{3n(1+d) - 4f_{21} - 2f_{12}}{6},\ f_{21},$$

$$f_{12},\quad f_0 = \frac{3n(1-d) - 2f_{21} - 4f_{12}}{6},$$

die zu erwartenden Frequenzen der bedingungsfreien die Glieder des Binoms $\frac{n'}{8}\Big[(1+d) + (1-d)\Big]^3$, und diejenigen der bedingten die Differenzen der beiden vorigen. So findet man, da ja $f_{21} + f_{12} = \frac{3n'(1-d^2)}{4}$, analytisch.

mp. $f_{30} = \frac{1+d}{2}\left(n - n'\frac{1-d}{2}\right) - \frac{f_{21}}{3},\ f_{21} = f_{21},$

ed.-fr $f'_{30} = \frac{n'}{8}(1+d)^3 \qquad f'_{21} = \frac{3n'}{8}(1+d)\ (1-a^2),$

ed. $f_{30} - f'_{30} = \frac{1+d}{8}\Big[4n - n'(3+d^2)\Big] - \frac{f_{21}}{3},\ f_{21} - f'_{21},$

mp. $f_{12} = f_{12}, \qquad f_{03} = \frac{1-d}{2}\left(n - n'\frac{1+d}{2}\right) - \frac{f_{12}}{3}$

ed.-fr. $f_{12} = \frac{3n'}{8}(1-d)(1-d^2), \qquad f'_{03} = \frac{n'}{8}(1-d)^3$

ed. $f_{12} - f'_{12},\ f_{03} - f'_{03} = \frac{1-d}{8}\Big[4n - n(3+d^2)\Big] - \frac{f_{12}}{3}$

Im Gegensatz zu den Befunden bei Zwillinggeburten schwinden hier bei den bedingten die Frequenzen zweigeschlechtlicher Kombinationen nicht völlig. Doch heben sie sich gegenseitig numerisch auf, da

$$f_{21} + f_{12} = f'_{21} + f'_{12} = \frac{3n'(1-d^2)}{4}.$$

und sind überdies in jedem Einzelfall so klein, daß sie wahrscheinlich nur auf zufälligen Unregelmäßigkeiten des Materials beruhen und daher rechnerisch vernachlässigt werden dürfen. Damit fügen wir der ersten Voraussetzung, daß die zweigeschlechtlichen Kombinationen bedingungsfrei sind, noch eine zweite hinzu, nämlich die, daß nicht nur ihre Gesamtmenge, sondern auch ihre Einzelfrequenzen dem Wahrscheinlichkeitsgesetz unterliegen.

Setzt man diesen beiden Voraussetzungen gemäß $f_{21} = f'_{21}$ und $f_{12} = f'_{12}$, so erhält man die hypothetische Verteilung der sämtlichen Drillinggeburten und durch Subtraktion der bedingungsfreien von ihnen die korrigierten Frequenzen der bedingten, deren Summe durch die Korrektur unverändert bleibt.

$$\text{hyp.}\quad f_{30} = \frac{1+d}{2}\left(n - n'\left[1 - \left(\frac{1+d}{2}\right)^2\right]\right),$$

$$\text{bed.-fr.}\ f'_{30} = \frac{n'}{8}\ (1+d)^3,$$

$$\text{hyp.}\quad f_{21} = \frac{3\,n'}{8}\ (1+d)\ (1-d^2),$$

$$\text{bed.-fr.}\ f'_{21} = \frac{3\,n'}{8}\ (1+d)\ (1-d^2),$$

$$\begin{matrix}\text{korr.}\\ \text{bed.}\end{matrix}\quad f_{30} - f'_{30} = \frac{n-n'}{2}\ (1+d),\ f_{21} - f'_{21} = 0$$

$$\text{hyp.}\quad f_{12} = \frac{3\,n'}{8}\ (1-d)\ (1-d^2),$$ Σ

$$\text{bed.-fr.}\ f'_{12} = \frac{3\,n'}{8}\ (1-d)\ (1-d^2),$$

$$\text{hyp.}\quad f_{03} = \frac{1-d}{2}\left(n - n'\left[1 - \left(\frac{1-d}{2}\right)^2\right]\right)$$ n

$$\text{bed.-fr.}\ f'_{03} = \frac{n'}{8}\ (1-d)^3$$ n'

$$\begin{matrix}\text{korr.}\\ \text{bed.}\end{matrix}\quad f_{12} - f'_{12} = 0, f_{03} - f'_{03} = \frac{n-n'}{2}(1-d)$$ $n-n$

Es verhalten sich also die eingeschlechtlichen Kombinationen der bedingungsfreien Drillinggeburten wie

$$f'_{30} : f'_{03} = (1+d)^3 : (1-d)^3,$$

dagegen diejenigen der bedingten nach ihrer Korrektur wie

$$(f_{30} - f'_{30}) : (f_{03} - f'_{03}) = (1 + d) : (1 - d)$$

d. h. wiederum wie ♂ und ♀ Einlinggeburten zu einander.

Für unser numerisches Beispiel ausgeführt, ergeben diese Rechnungen ($d = 1 : 30$)

♂, ♀	30	21	12	03	Σ
Beobachtet (f)	245	285	245	225	1000 $= n$
Bedingungsfrei (f')	97.6	273.8	256.2	79.9	707.5 $= n'$
Bedingt ($f - f'$)					
analyt.	147.4	[11.2	—11.2]	145.1	292.5 $= n - n'$
korrig.	151.1	0	0	141.4	292.5 $= n - n'$
Hypothetisch (f)	248.7	273.8	256.2	221.3	1000 $= n$
Relativ ($f - f'$) : f					
analyt.	0.6016	[0.0393	—0.0457]	0.6449	0.2925
hypothet.	0.6078	—	—	0.6390	0.2925

Zunächst frappiert die vorzügliche Übereinstimmung der hypothetischen mit der beobachteten Verteilung im Gegensatz zu der früher (p. 38) verglichenen wahrscheinlichen. Wenn man alle drei graphisch über denselben Abszissen darstellt, so gelangen die Frequenzpolygone der empirischen und der hypothetischen Verteilung bis auf 0.75 % zur vollständigen Deckung, während die der empirischen und der wahrscheinlichen sich nur zu 83.56 % ihres Inhalts decken.

Ferner zeigen die relativen Werte bedingter unter sämtlichen eingeschlechtlichen ♂ Drillinggeburten, welche durch direkte Analyse der empirischen oder auf Grund der hypothetischen Verteilung ermittelt sind, ebenso wie die entsprechenden ♀ Werte, große Ähnlichkeit miteinander, Die betreffenden Zahlenverhältnisse werden durch die Korrektur nur ganz unwesentlich beeinflußt und sind viel höher als bei den Zwillinggeburten.

Endlich liegt der Prozentsatz bedingter unter sämtlichen Drillinggeburten zwar ein wenig über dem entsprechenden durchschnittlichen der Zwillinggeburten, bleibt letzterem aber auffällig nahe.

Das Verhältnis ♂ und ♀ eingeschlechtlicher Geburten beträgt bei den bedingungsfreien

$$f'_{30} : f'_{03} = \frac{97.6}{79.9} = \left(\frac{31}{29}\right)^3 = 1.2215,$$

bei den bedingten nach direkter Analyse

$$(f_{30} - f'_{30}) : (f_{03} - f'_{03}) = \frac{147.4}{145.1} = 1.0159,$$

nach Korrektur

$$(f_{30} - f'_{30}) : (f_{03} - f'_{03}) = \frac{151.1}{141.4} = \frac{31}{29} = 1.0690.$$

Der Unterschied der beiden letzten Werte von einander ist gering gegenüber demjenigen vom ersten.

Die Übereinstimmung der analytischen mit den hypothetischen Resultaten bestätigt die Richtigkeit unserer Voraussetzungen über die Natur der Frequenzen zweigeschlechtlicher Kombinationen bei Drillinggeburten.

4. Das soeben auf Drillinggeburten angewandte Rechnungsverfahren läßt sich ohne Schwierigkeit auf ν-fache Mehrlinggeburten verallgemeinern. Ich verzichte auf die Mitteilung der allgemeinen Formeln und gebe nur die Rechnungsresultate von 77 Vierlinggeburten ($d = -1 : 14$)

♂, ♀	40	31	22	13	04	Σ	
Beobachtet (f)	11	15	18	18	15	77	$= n$
Bedingungsfrei (f')	2.72	12.55	21.73	16.72	4.82	58.54	$= n - n'$
Bed. ($f - f'$) analyt.	8.28	[2.45	−3.73	1.28]	10.18	18.46	$= n - n'$
korrig.	8.57	0	0	0	9.89	18.46	$= n - n'$
Hypothetisch (f)	11.29	12.55	21.73	16.72	14.71	77	$= n$
[Wahrscheinlich:	3.58	16.51	28.58	21.99	6.34	77	$= n$]
Relat. ($f - f'$) : f							
analyt.	0.7527	[0.1633	−0.2072	0.0711]	0.6787	0.2397	
hypoth.	0.7591	—	—	—	0.6723	0.2397	

Also auch hier, trotz der geringen Anzahl beobachteter Fälle, eine überraschend viel bessere Übereinstimmung der empirischen Verteilung mit der hypothetischen als mit der wahrscheinlichen. In ersterem Vergleich beträgt der Deckungsfehler der Frequenzpolygone nur 3.47 %, in letzterem dagegen 18.32 %, d. i. mehr als das Fünffache. Die durch die hypothetische Korrektur verursachten Veränderungen der analytischen Befunde sind in jeder Hinsicht minimal. Das Verhältnis bedingter zu sämtlichen eingeschlechtlichen ♂ Vierlinggeburten ist hier größer als das entsprechende der ♀, weil *d* negativ. Die Höhe dieser Verhältniszahlen übertrifft die entsprechende der Drillinggeburten sehr erheblich. Dagegen weicht die relative Frequenz bedingter unter sämtlichen Vierlinggeburten überhaupt kaum von den entsprechenden Werten der Zwillinge und Drillinge ab.

Von den eingeschlechtlichen ♂ und ♀ Vierlinggeburten verhalten sich die bedingungsfreien wie

$$f'_{40} : f_{04} = \frac{2.72}{4.82} = \left(\frac{13}{15}\right)^4 = 0.5642,$$

die bedingten nach direkter Analyse wie

$$(f_{40} - f'_{40}) : (f_{04} - f'_{04}) = \frac{8.28}{10.18} = 0.8134,$$

nach Korrektur wie

$$\frac{8.57}{9.89} = \frac{13}{15} = 0.8667.$$

Es besteht also eine wesentlich stärkere Annäherung des Verhaltens bedingter Vierlinggeburten hinsichtlich ihrer Geschlechtsverteilung an dasjenige von Einlinggeburten, als wir solche bei Drillingen fanden. Damit hängt zusammen, daß ihre bedingungsfreien zweigeschlechtlichen Kombinationen eine fast genau wahrscheinlichkeitsgemäße Verteilung aufweisen.

Stellen wir die relativen Frequenzen bedingter unter sämtlichen Mehrlinggeburten aus allen Geburtenklassen zusammen und vergleichen ferner die beobachtete mit der wahrscheinlichen Anzahl eingeschlechtlicher Mehrlinggeburten sowie das Zahlenverhältnis der bedingten zu den bedingungsfreien derselben in den verschiedenen Klassen, so ergibt sich folgendes:

	$(n-n') : n$	$\frac{\text{beobachtet}}{\text{wahrscheinlich}}$	$\frac{\text{bedingt}}{\text{bedingungsfrei}}$
Zwillinge			
Mittel d. Quot.	0.2725	1.27	0.75
Summe d. Beob,	0.2573	1,26	0.69
Drillinge	0.2926	1.87	1.65
Vierlinge	0.2397	2.62	2.45
Mittel d. Quot.	0.2683		
Summe d. Beob.	0.2577		

Die relativen Anzahlen bedingter unter sämtlichen Drilling- und Vierlinggeburten sind sowohl einander als denen der Zwillinggeburten auffällig ähnlich; sie betragen rund $^1/_4$ der Gesamtheit. Dem entspricht, daß eingeschlechtliche Mehrlinggeburten im Verhältnis zu ihrer Wahrscheinlichkeit um so häufiger werden, je höher ihre Geburtenklasse ist. Ebenso aber wächst mit dem Steigen der letzteren das Zahlenverhältnis zwischen ihren bedingten und ihren bedingungsfreien eingeschlechtlichen Kombinationen; mit anderen Worten: unter den eingeschlechtlichen Mehrlinggeburten sind bedingte bei Zwillingen seltener, bei Drillingen und Vierlingen in steigendem Maß häufiger als bedingungsfreie. Die Frequenzen der ♂ und ♀ bedingten Geburten verhalten sich bei Zwillingen genau, bei den höheren Klassen von Mehrlinggeburten mit überzeugender Annäherung zu einander wie diejenigen von Einlinggeburten. Die bedingungsfreien Geburten dagegen folgen in der Verteilung ihrer Geschlechtskombinationen, wie zu erwarten, dem Wahrscheinlichkeitsgesetz.

Aus diesem Zusammentreffen zweier Verteilungsformen der Geschlechtskombinationen menschlicher Mehrlinggeburten erklärt sich, weswegen ihre Frequenzen weit besser durch das vorstehend entwickelte hypothetische als durch das scheinbar zunächst in Betracht kommende wahrscheinliche Verteilungsgesetz dargestellt werden können.

5. Zum Schluß sei auf einige Deutungsmöglichkeiten der statistischen Befunde hingewiesen. Der eigentümlichen Verteilung der Geschlechtskombinationen menschlicher Mehrlinggeburten entspricht am besten die Vorstellung, daß die unbefruchteten Eier getrennt geschlechtlich und für das Geschlecht der aus ihnen entstehenden Individuen allein bestimmend sind, die Spermatozoen dagegen keinen Einfluß auf das letztere ausüben. Dann ist die Geschlechtsdifferenz der Geborenen notwendig gleich derjenigen der von den fortpflanzungsfähigen ♀ der Art produzierten ♂ und ♀ Eier. Die Geschlechtskombinationen von Mehrlinggeburten müssen daher so lange wahrscheinlichkeitsgemäß auftreten, wie sie einer ihnen entsprechenden Anzahl von Eiern entstammen, und in diesem Fall verhalten sich die eingeschlechtlichen Kombinationen wie $(1+d)^v : (1-d)^v$. Wenn dagegen aus irgendwelchen Ursachen mehrere Individuen aus einem einzigen Ei hervorgehen, so müssen diese nicht nur gleichgeschlechtlich sein, sondern die Gesamtheit derartiger eingeschlechtlicher ♂ und ♀ Geburtenkombinationen muß auch das konstante Verhältnis $(1+d) : (1-d)$ aufweisen, einerlei, welcher Klasse von Mehrlinggeburten sie angehören. Dann entsprechen die bisher als bedingt bezeichneten Mehrlinggeburten solchen, die einem einzigen Ei entstammen.

Die gleichzeitige Anwesenheit mehrerer Eier im Uterus scheint die Entwicklung mehrerer Individuen aus einem derselben auszuschließen, denn bei den zweigeschlechtlichen Mehrlinggeburten der höheren Klassen (Drillinge, Vierlinge) sind bedingte Individuenpaare nicht nachweisbar, obgleich solche bei ihnen an sich denkbar wären.

Zur Aufklärung des Befundes, daß der Prozentsatz bedingter unter den menschlichen Mehrlinggeburten annähernd konstant ist, könnte vielleicht eine Statistik über die Verteilung der Mehrlinggeburten, nach ihren Geschlechtskombinationen geordnet, auf die Gebärenden beitragen, vor allem in der Hinsicht, ob sich beden letzteren Mehrlinggeburten individuell oder stammweise wiederholen und ob sich dabei eine Scheidung bedingter eingeschlechtlicher von bedingungsfreien ein- und zweigeschlechtlichen derselben im Sinne des von uns gefundenen Zahlenverhältnisses (rund 1 : 3) herausstellt, so daß einige Mütter resp. Stämme von solchen nur bedingte, andre nur bedingungsfreie Mehrlinggeburten (in erster Linie natürlich Zwillingpaare) zur Welt bringen.

Ich wäre jedem dankbar, der mir eine derartige Statistik nachweisen oder Beiträge zu einer solchen mitteilen und dadurch an der Aufklärung der rätselhaften Frequenzverteilung der Geschlechtskombinationen menschlicher Mehrlinggeburten mitarbeiten will.