

# Die Reproduktionsziffer der Bevölkerung Westdeutschlands

Von

K a r l F r e u d e n b e r g - Berlin

Um ein Bild über die tatsächliche Reproduktion der Bevölkerung Westdeutschlands nach Überwindung der Kriegs- und Nachkriegsverhältnisse zu gewinnen, also auch bereinigt von den Besonderheiten durch einen zeitbedingten und nicht konstanten Altersaufbau, hat F. H a g e auf Grund seiner Annahmen für die Vorausberechnung der künftigen Bevölkerungsentwicklung<sup>1</sup> auch den Altersaufbau einer stabilen Bevölkerung berechnet, wie er sich einerseits als Grenzwert nach den dort benützten optimistischen Annahmen ergibt und andererseits nach den entsprechenden pessimistischen. Diese Berechnung beruhte auf den tatsächlichen Erfahrungen der Zeit bis 1951 und auf hieraus extrapolierten Trends. Schon 1955 habe ich gezeigt<sup>2</sup>, daß nach den Beobachtungen von 1952 bis 1954 nur die optimistische Annahme der Wirklichkeit entsprach, und eine spätere (nicht veröffentlichte) Einbeziehung des Jahres 1955 ergab, daß sich hierdurch an den vorgenannten Berechnungen nichts Merkliches änderte. Hiernach hätten also die Verhältnisse der optimistischen Annahme aus der Vorausberechnung des Statistischen Bundesamts entsprochen, die für den stabilen Zustand eine jährliche Zuwachsrate von 4,0 ‰ ergab, oder die Zuwachsrate wäre sogar noch ein wenig höher gewesen.

Hingegen hat das Statistische Bundesamt neuerdings eine Berechnung über die Reproduktionsziffer der Bevölkerung Westdeutschlands auf Grund der Natalität des Jahres 1955 vorgenommen<sup>3</sup>, deren

---

<sup>1</sup> Die voraussichtliche Bevölkerungsentwicklung bis 1982. Statistik der Bundesrepublik Deutschland Bd. 119. 1955.

<sup>2</sup> K. F r e u d e n b e r g: Methodik und Ergebnisse der Fruchtbarkeitsstatistik. Schmollers Jahrbuch, 75. Jg., 6. H. 1955.

<sup>3</sup> Die natürliche Bevölkerungsbewegung im Jahre 1955 und Sterbetafel 1949/51 nach dem Familienstand. Statistik der Bundesrepublik Deutschland Bd. 173, S. 23. 1957.

Grundlagen allerdings nicht im einzelnen wiedergegeben sind, die aber zu folgendem Ergebnis führte: Nach den Fortpflanzungsverhältnissen von 1950 und der Sterbetafel 1949/51 hätten 1000 lebendgeborene Frauen 934 lebendgeborene Mädchen zur Welt gebracht, und bei gleicher Sterblichkeit, aber den Fortpflanzungsverhältnissen von 1955 wären es 952 gewesen. Eine Umrechnung für 1950 auf den fiktiven Fall, es hätte keinen kriegsbedingten Männermangel gegeben, ergab eine solche Ziffer von 981. „Eine ähnliche Berechnung für 1955, die mangels Unterlagen nicht möglich ist, würde einen Wert ergeben, der wohl größer als 952 ist, aber 981 nicht erreicht.“

Wie gesagt, sind an der genannten Stelle Einzelheiten der Berechnung nicht mitgeteilt, es kann daraus nur erkannt werden, daß auch für 1955 die Sterbetafel 1949/51 benützt wurde. Dies allein ist schon bedeutsam, da die Sterblichkeit der weiblichen Säuglinge, die für die Aufwuchsziffer dieses Geschlechts ausschlaggebend ist, seitdem die Sterblichkeit im weiteren Kindesalter fast auf 0 herabgedrückt wurde, nach der Sterbetafel 1949/51 noch 49 ‰ betrug, 1955 aber nur noch 37 ‰. Aber auch in anderer Hinsicht scheint die zitierte Feststellung des Statistischen Bundesamts, daß — bei Abstraktion von dem tatsächlichen kriegsbedingten Frauenüberschuß — die Reproduktionsziffer nach den Verhältnissen von 1955 zwischen 952 und 981 liegen müsse, einer Nachprüfung wert zu sein.

Zu diesem Zwecke wurde zunächst nach den Ergebnissen des Jahres 1955, die das Statistische Bundesamt als Sterbeziffern für fünfjährige Altersgruppen veröffentlicht hat<sup>4</sup>, eine behelfsmäßige Sterbetafel 1955 für das weibliche Geschlecht für diejenigen Alter berechnet, die für die Fortpflanzung von Bedeutung sind. Die Berechnung erfolgte auf einfachste Weise, indem nämlich, abgesehen vom Säuglingsalter, für das ohnehin nicht eine Sterbeziffer, sondern eine Sterbewahrscheinlichkeit angegeben wird, für die Altersgruppen von einmal vier und dann immer fünf Jahren die Sterbeziffer als eine innerhalb dieser Altersgruppe konstante Sterbe-Intensität angesehen wurde, wodurch sich für die in die Altersgruppe Eintretenden die Wahrscheinlichkeit ergab, ihr Ende zu erleben, und dann die  $l_x$  für die dazwischenliegenden  $x$  als geometrische Reihe interpoliert wurden; wegen der kleinen Sprünge, die hierbei an den runden Altern als Nahtstellen entstanden, wurde noch eine ganz einfache Ausgleichung nach Finlaison vorgenommen. Für die in Betracht kommenden Alter sind die sich solcherart endgültig ergebenden  $l_x$  in Tabelle 1 zusammengestellt.

<sup>4</sup> Statistik der Bundesrepublik Deutschland Bd. 173, S. 49.

Tabelle 1: Behelfsmäßige Sterbetafel 1955 für weibliche Personen

x	$l_x$	x	$l_x$	x	$l_x$
0	100 000	23	94 871	37	93 183
•	•	24	94 789	38	93 005
•	•	25	94 702	39	92 816
•	•	26	94 609	40	92 618
13	95 443	27	94 510	41	92 409
14	95 407	28	94 406	42	92 186
15	95 367	29	94 297	43	91 948
16	95 321	30	94 182	44	91 692
17	95 270	31	94 061	45	91 415
18	95 214	32	93 935	46	91 116
19	95 154	33	93 801	47	90 791
20	95 089	34	93 660	48	90 440
21	95 020	35	93 510	49	90 061
22	94 948	36	93 351	50	89 651

Nun könnte allerdings gleich an dieser Stelle der Einwand erhoben werden, daß die Sterbeziffern des Statistischen Bundesamts für fünfjährige Altersgruppen, auf denen die in Tabelle 1 niedergelegte Absterbeordnung beruht, unrichtig sein müssen, weil sich doch nachträglich gezeigt hat, daß die fortgeschriebenen Bevölkerungszahlen für 1955 von der Wirklichkeit erheblich abwichen. Diese Tatsache, auf die in folgendem noch ausführlicher einzugehen sein wird, ist indessen in dem hier behandelten Zusammenhange bedeutungslos. Wie nämlich schon in anderem Zusammenhange erwähnt wurde, ist für die Sterblichkeit bis in den Anfang des gebärfähigen Alters hinein die Säuglingssterblichkeit entscheidend, und diese wird doch gar nicht auf Grund der vorhandenen Zahl lebender Säuglinge berechnet, sondern auf Grund der Lebendgeborenenzahl, so daß sie als zuverlässig anzusehen ist. Erst im Verlaufe des gebärfähigen Alters nimmt die Sterblichkeit der weiblichen Personen so weit zu, daß es schon einen merklichen Einfluß auf die Absterbeordnung haben kann, wenn bei zuverlässiger Zahl der Sterbefälle die Zahl der Lebenden um etwa 1 % oder 2 % von der Wirklichkeit abweicht; für die im nachstehenden durchzuführenden Fruchtbarkeitsberechnungen ist eine solche Differenz aber deshalb von geringer Bedeutung, weil eine solche Änderung der  $l_x$  sich nur bei denjenigen  $x$  fühlbar auswirkt, bei denen die altersspezifische Fruchtbarkeit schon verhältnismäßig gering ist.

Sodann sind zur Berechnung der altersspezifischen Fruchtbarkeitsziffern die Zahlen der Lebendgeborenen nach dem Alter der Mütter erforderlich. Da die Statistik der Bundesrepublik Deutschland die Zahlen der Geborenen nicht nach dem Alter der Mütter mitteilt,

sondern nur nach deren Geburtsjahren<sup>5</sup>, war eine Umrechnung erforderlich, und diese wurde in einfachster Weise vorgenommen, indem davon ausgegangen wurde, von den Müttern jedes Geburtsjahrganges hätte zur Zeit der Entbindung je die Hälfte jedem der beiden beteiligten Altersjahre angehört. Dies ist zwar nicht exakt richtig, und eine Interpolation mittels einer Funktion höheren Grades würde der Wirklichkeit näherkommen; indessen können die Unterschiede keinerlei Einfluß auf die Endergebnisse haben. Da in der zitierten Veröffentlichung des Statistischen Bundesamts die Geburtsjahre der Mütter 1909 und früher zusammengefaßt sind, wurde die Zahl der von Müttern dieser Geburtsjahrgänge lebendgeborenen Kinder — gemäß dem Gesagten einschließlich der halben Zahl der von Müttern des Geburtsjahrganges 1910 geborenen — auf die Altersjahre von 45 bis einschließlich 49 interpolierend verteilt, und zwar mittels einer Funktion, bei der der Logarithmus des Quotienten aus den Zahlen je zweier aufeinanderfolgender Jahre sich linear ändert.

In Tabelle 2 sind zunächst die Zahlen der Lebengeborenen von 1955 in der Bundesrepublik Deutschland auf Grund der soeben dargelegten Berechnungsweise nach dem Alter der Mütter zusammengestellt, wobei die 0,11 % Fälle mit unbekanntem Geburtsjahr der Mütter pro rata der bekannten Geburtsjahre verteilt sind. Sodann sind in Tabelle 2 die Zahlen der weiblichen Personen der Jahresdurchschnittsbevölkerung 1955 nach Altersjahren unmittelbar aus der Veröffentlichung des Statistischen Bundesamts<sup>6</sup> übernommen. Ferner sind die Quotienten aus den erstgenannten und den letztgenannten Zahlen für jedes Altersjahr der Mütter hinzugefügt, also die altersspezifischen Fruchtbarkeitsziffern  $f_x$ , wobei dieser Ausdruck so zu verstehen ist, daß er nicht etwa den Differentialquotienten der Fruchtbarkeit genau beim Alter  $x$  bedeutet, sondern die mittlere Fruchtbarkeit innerhalb der Altersspanne zwischen  $x$  und  $x + 1$  Jahren. Die Zahlen dieser Spalte stellen die 1000fachen Werte von  $f_x$  dar, wie auch aus dem Tabellenkopfe ersichtlich ist.

Im Gegensatz zu der im allgemeinen üblichen Terminologie bezieht sich das  $f_x$  der Tabelle 2 nicht auf die Mädchengeburten allein, sondern, wie gesagt, auf alle Lebengeborenen. Dies geschieht, um die Zufälligkeiten der Sexualproportion, die sich für die einzelnen Altersjahre der Mütter stärker bemerkbar machen würden, weitgehend auszuschalten. Selbstverständlich wird dies dann zum Schlusse korrigiert, indem die Gesamtzahl der Lebendgeborenen einer stabilen Bevölkerung auf Mädchengeburten allein umgerechnet wird.

<sup>5</sup> Statistik der Bundesrepublik Deutschland Bd. 173, S. 70 f.

<sup>6</sup> Statistik der Bundesrepublik Deutschland Bd. 173, S. 54.



Tabelle 2: Die altersspezifische Fruchtbarkeit 1955

Alter der Mutter	Lebendgeborene 1955	Lebende weibliche Personen im Jahresdurchschnitt 1955 in 1000	$10^3 f_x$
13	20	384,9	0,05
14	115	445,2	0,26
15	550	464,5	1,18
16	2 376	449,3	5,29
17	7 123	422,9	16,84
18	15 481	411,4	37,63
19	25 721	409,2	62,86
20	34 533	397,1	86,96
21	37 995	352,4	107,82
22	40 186	321,1	125,15
23	44 442	330,2	134,59
24	48 732	349,8	139,31
25	50 633	362,3	139,75
26	50 114	364,1	137,64
27	48 593	363,9	133,53
28	46 796	368,0	127,16
29	46 024	388,7	118,40
30	43 734	396,3	110,36
31	40 056	393,2	101,87
32	37 084	405,5	91,45
33	35 008	427,4	81,91
34	31 743	443,3	71,61
35	24 636	395,0	62,37
36	15 551	286,9	54,20
37	10 250	226,9	45,17
38	8 832	234,2	37,71
39	8 657	287,2	30,14
40	8 915	373,7	23,86
41	7 744	421,4	18,38
42	5 512	428,2	12,87
43	3 626	422,6	8,58
44	2 171	421,1	5,16
45	1 187	433,3	2,74
46	575	434,8	1,32
47	245	426,1	0,57
48	91	416,5	0,22
49	31	407,0	0,08
zus.	785 082	14 265,6	•

Auch hier läge wieder der Fehler nahe,  $x$  in dem Sinne von genau im Alter  $x$  und in dem Sinne von zwischen  $x$  und  $x + 1$  Jahren zu verwechseln, wie es Winkler als allgemein üblich, aber fehlerhaft bezeichnet<sup>7</sup>. Um eine deutliche Abgrenzung gegenüber der Gefahr einer Verwechslung mit einer solchen fehlerhaften Darstellung zu schaffen, bedeutet im folgenden  $f_x$  weiterhin die altersspezifische Fruchtbarkeits-

<sup>7</sup> W. Winkler: Grundriß der Statistik, 2. Aufl., Bd. II, S. 118. 1948.

ziffer im Alter zwischen  $x$  und  $x + 1$  Jahren, und analog hierzu wird definiert  $L_x = \frac{l_x + l_{x+1}}{2} : l_0$ ;  $L_x$  bedeutet also die Zahl der (gemäß der Trapezformel) im Alter zwischen  $x$  und  $x + 1$  durchlebten Jahre, bezogen auf die Zahl der Lebendgeborenen. Da sich nun aus dem bereits dargelegten Grunde  $f_x$  auf alle Lebendgeborenen beziehen soll, wird noch die Bezeichnung  $m$  für den Anteil der Mädchen an allen Lebendgeborenen eingeführt. Die gesuchte Nettoreproduktionsziffer („reine Reproduktionsziffer“) wird hier einfach mit  $R$  bezeichnet, die Hinzufügung eines Index erübrigt sich, da in diesem Zusammenhange keine Gefahr einer Verwechslung mit der Bruttoziffer besteht.

Dann ergibt sich also:

$$R = m \sum L_x f_x.$$

Die Summation erfolgt hierbei zwischen den Grenzen des gebärfähigen Alters, also entsprechend Tabelle 2 von  $x = 13$  bis einschließlich  $x = 49$ .

Demgemäß enthält Tabelle 3 zunächst die Werte von  $L_x f_x$  und nach deren Summation das Produkt dieser Summe mit  $m$ ; dieses ist mit 1 : 2,066 angesetzt. Jedoch ist hier zu berücksichtigen und zu korrigieren, daß die Zahlen der lebenden weiblichen Personen im Jahresdurchschnitt 1955 in Tabelle 2, die der Fortschreibung auf Grund der Volkszählung vom 13. 9. 1950 entstammten, sich nachträglich als beträchtlich überhöht erwiesen haben. Auf Grund der Wohnungszählung vom 25. 9. 1956 stellte das Statistische Bundesamt fest<sup>8</sup>, daß die Fortschreibung bis auf diesen Stichtag eine um 1,6 % höhere Bevölkerungszahl ergeben hatte, als sie bei der Wohnungszählung tatsächlich festgestellt wurde. Die Unterscheidung nach Geschlechtern zeigte, daß die Differenz sich beim männlichen Geschlechte auf 2,2 % belief und beim weiblichen auf 1,1 %. Eine Aufgliederung dieser Differenz innerhalb jedes Geschlechts nach Altersklassen ist bisher nicht erfolgt, und man ist daher hier, wo eine solche benötigt wird, auf eine Schätzung angewiesen. Bei dieser ist es nicht entscheidend, ob die Darstellung der Statistischen Bundesamts richtig ist, wonach die Differenz vornehmlich auf Doppelzählungen bei der Volkszählung 1950 und einem hierdurch überhöhten Ergebnis derselben beruhe, oder ob sie zu einem verhältnismäßig großen Teile auf einer Nichterfassung von Abwanderungen über die Grenzen des Bundesgebiets beruht. In beiden Fällen nämlich handelt es sich um nicht erfaßte Wanderbewegungen, nur das eine Mal innerhalb des Bundesgebiets, das andere Mal über seine Grenzen. Da an solchen Wanderungen, nachdem 1950 der Zustrom von Heimatvertriebenen schon fast völlig versiegt war, ältere Menschen gewiß nur sehr wenig beteiligt sind und Kinder vermutlich auch nur

<sup>8</sup> Wirtschaft und Statistik, 9. Jg. N.F., H. 9, S. 467. 1957.

in unterdurchschnittlichem Maße, ist also anzunehmen, daß auf die gebärfähigen Altersklassen ein überproportionaler Teil der Differenz von durchschnittlich 1,1 ‰ beim ganzen weiblichen Geschlecht entfällt; schätzt man diesen auf 2 ‰, wie es im folgenden geschieht, so kann der Fehler wohl nicht bedeutend sein. Demgemäß müssen in Tabelle 2 die Zahlen der lebenden weiblichen Personen im Verhältnis 1 : 1,02 reduziert gedacht werden, also die  $f_x$  mit 1,02 multipliziert, desgleichen also auch in Tabelle 3 die Produkte  $L_x f_x$  und somit auch  $R$ . Deshalb wird in Tabelle 3 außer dem Werte von  $R$ , der sich auf Grund der fortgeschriebenen Bevölkerungszahlen ergibt, auch der mittels Multiplikation mit 1,02 korrigierte hinzugefügt.

Die Netto reproduktionsziffer  $R$ , die man auf solche Weise findet, entspricht aber nur insofern derjenigen einer stabilen Bevölkerung, als sie mit einem stabilen Altersaufbau berechnet ist, soweit es sich um denjenigen des weiblichen Geschlechts handelt; hingegen fehlt hierbei noch die Voraussetzung eines stabilen Altersaufbaues des männlichen Geschlechts, denn die altersspezifischen Fruchtbarkeitsziffern, von 1955 sind doch von den effektiven Verheiratetenquoten der Frauen in diesem Jahre beeinflußt, in denen sich die Folgen des Zweiten Weltkrieges noch tiefgehend auswirken. Die hiernach nötige Umrechnung erfolgte gemäß folgender Überlegung:

In allen in Betracht kommenden Altersklassen ergibt sich nach der Sterbetafel 1949/51 unter Berücksichtigung des Knabenüberschusses der Lebendgeborenen, daß nicht nur im Vergleich von Gleichaltrigen noch ein Männerüberschuß bestünde, sondern auch z. B. von Männern im Alter  $x + 5$  gegenüber Frauen im Alter  $x$ . Dies soll jedoch im folgenden unberücksichtigt bleiben, es soll also nur mit dem Falle verglichen werden, daß in einer stabilen Bevölkerung in den in Betracht kommenden Altern zwischen den Zahlen der Männer und Frauen Gleichheit bestünde. Demgegenüber wird das tatsächliche Verhältnis zwischen den Zahlen der Frauen und der Männer im Alter zwischen  $x$  und  $x + 1$  in der Jahresdurchschnittsbevölkerung 1955 mit  $w_x$  bezeichnet. Geht man ferner davon aus, daß die eheliche Fruchtbarkeitsziffer sich zur unehelichen ungefähr wie 8 : 1 verhält, so findet man beim Vorhandensein von  $w_x$  Frauen zwischen  $x$  und  $x + 1$  Jahren ( $w_x > 1$ ), von denen 1 verheiratet ist, eine Fruchtbarkeitsziffer, die sich gegenüber dem Falle  $w_x = 1$  verhält wie  $\frac{1 \cdot 8 + (w_x - 1) \cdot 1}{w_x} : 8$ . Die neu einzuführende Hilfsgröße  $v_x$  soll das Verhältnis bedeuten, in dem unter diesen Voraussetzungen die altersspezifische Fruchtbarkeitsziffer bei einem  $w_x = 1$  zu einer solchen bei  $w_x > 1$  stünde, und aus der angegebenen Proportion folgt, daß  $v_x = \frac{8 w_x}{7 + w_x}$ . Für  $w_x < 1$  wird  $v_x = 1$  angenommen. Es sei ausdrücklich betont, daß bei dieser Über-

legung nicht etwa mit der Voraussetzung operiert wird, in einem vollstabilen Zustande würden alle Männer verheiratet sein; vielmehr bleiben bei dieser Betrachtung, die zur Berechnung der  $v_x$  führte, die Verheiratetenquoten der Männer gegenüber den tatsächlich bestehenden unverändert.

Um also die Berechnung der Reproduktionsziffer auch für einen vollstabilen Zustand zu ermöglichen, sind in Tabelle 3 zusätzlich noch die  $v_x$  wiedergegeben und ferner die  $L_x f_x v_x$ ; die  $f_x v_x$  treten bei dieser Betrachtungsweise als korrigierte Werte an Stelle der ursprünglichen  $f_x$ ; insofern bleibt die Formel für R unverändert.

Tabelle 3: Die Berechnung der Nettoreproduktionsziffer R

x	$10^5 L_x f_x$	$v_x$	$10^5 L_x f_x v_x$
13	5	1	5
14	25	1	25
15	113	1	113
16	504	1	504
17	1 604	1	1 604
18	3 582	1	3 582
19	5 979	1	5 979
20	8 266	1	8 266
21	10 241	1	10 241
22	11 878	1	11 878
23	12 763	1	12 763
24	13 199	1	13 199
25	13 228	1	13 228
26	13 015	1	13 015
27	12 613	1	12 613
28	11 998	1,067	12 802
29	11 158	1,149	12 821
30	10 387	1,232	12 797
31	9 576	1,293	12 382
32	8 584	1,289	11 065
33	7 677	1,287	9 880
34	6 702	1,307	8 760
35	5 827	1,311	7 639
36	5 055	1,299	6 566
37	4 205	1,289	5 420
38	3 504	1,284	4 499
39	2 794	1,293	3 613
40	2 207	1,301	2 871
41	1 696	1,282	2 174
42	1 185	1,251	1 482
43	788	1,236	974
44	472	1,233	582
45	250	1,224	306
46	120	1,206	145
47	52	1,183	62
48	20	1,165	23
49	7	1,131	8
zus.	201 279	•	223 886
$10^5 R$	97424	•	108 367
$10^5 R$ korrigiert	99 372	•	110 534



Die Tabelle 3 ergibt folgendes: Wenn man von denjenigen Bevölkerungszahlen ausgeht, mit denen auch das Statistische Bundesamt zur Zeit seiner diesbezüglichen Berechnungen noch arbeitete, nämlich den auf Grund der Volkszählung von 1950 fortgeschriebenen für 1955, dann beträgt die Nettoreproduktionsziffer auf 1000 lebendgeborene Mädchen nur dann 974, liegt also zwischen 952 und 981, wenn man die tatsächlichen Familienstandsverhältnisse der Frauen, also den kriegsbedingten Frauenüberschuß von 1955 unkorrigiert zugrunde legt. Nimmt man diese Korrektur aber vor, führt die Berechnung also für eine Bevölkerung durch, die nicht nur mit Bezug auf die Frauen, sondern auch auf die Männer stabil ist, dann erhöht sich die genannte Nettoreproduktionsziffer auf 1084. Und berücksichtigt man auch noch, daß die tatsächlichen Bevölkerungszahlen 1955 merklich hinter den fortgeschriebenen zurückblieben, und korrigiert auch diesen Umstand, so gut es auf Grund einer Schätzung möglich ist, dann erhält man als Nettoreproduktionsziffer auf 1000 lebendgeborene Mädchen für eine nur auf der Frauenseite stabile Bevölkerung 994 und für eine hinsichtlich beider Geschlechter stabile 1105. Diese Zahl von 1105 ist die allein völlig sinngemäße zur Beurteilung der Reproduktion einer stabilen Bevölkerung gemäß den Fruchtbarkeits- und Sterblichkeitsverhältnissen von 1955. Sie ist wegen der unvermeidlichen Einfügung von Schätzungen in den Verlauf der Berechnung selbstverständlich nicht bis zur letzten Stelle genau, läßt aber doch deutlich erkennen, daß unter den genannten Verhältnissen von einer Frauengeneration zur nächsten eine Zunahme der Zahl um ungefähr 10 % eintreten müßte.

Auf Grund dieser Berechnung läßt sich auch ohne Schwierigkeiten der Wert der Größe  $r$  ermitteln, der „Veränderungsrate“, wie sie in den Vorausberechnungen von H a g e heißt<sup>9</sup>, oder „Aufbaukoeffizient“ nach der Terminologie von W i n k l e r<sup>10</sup>. Die sehr exakte Formel von L o t k a, mit der auch H a g e seine Berechnungen durchgeführt hat, läßt sich durch eine weit bequemere ersetzen. Man geht von den Ausdrücken aus, die L o t k a  $J_0$  und  $J_1$  nennt, wobei man nur, wie bereits im Anschluß an W i n k l e r erwähnt wurde, vermeiden muß, die Begriffe  $x$  und zwischen  $x$  und  $x + 1$  zu verwechseln. Dann ergibt sich als richtiger Wert in der in Tabelle 3 gebrauchten Terminologie  $J_0 = m \sum L_x f_x$  und  $J_1 = m \sum (x + 1/2) L_x f_x$ ; an Stelle von  $f_x$  ist selbstverständlich gegebenenfalls zu setzen  $f_x v_x$ . Der Quotient  $\frac{J_1}{J_0}$ , der  $g$  genannt sei, bedeutet den durchschnittlichen Generationenabstand zwischen Mutter und Tochter, und hieraus folgt näherungsweise:

<sup>9</sup> Statistik der Bundesrepublik Deutschland Bd. 119, S. 11.

<sup>10</sup> W. Winkler: a.a.O., S. 9.

$1 - r = \sqrt[g]{R}$ . Wie von vornherein bei einer Betrachtung des Verlaufs der  $L_x f_x$  über die verschiedenen  $x$  hin zu erwarten ist und wie auch eine Durchrechnung von empirischen Beispielen bestätigt, unterscheiden sich die Ergebnisse einer solchen Näherungsberechnung von  $r$  von denen einer exakten Berechnung höchstens in der fünften Dezimale ein wenig. Die Definition von  $r$  wirkt leicht befremdend, weil sich  $r$  bei einer Vermehrung der Bevölkerung negativ und bei einer Verminderung derselben positiv ergibt; sie ist aber nun einmal so eingebürgert und soll deshalb hier unverändert beibehalten werden (Winkler führt — teilweise wohl zur Vermeidung dieser Mißverständnismöglichkeit — einen Ausdruck  $d$  ein, den er als  $d = -r$  definiert und der nun die jährliche Geborenenüberschussziffer in einer stabilen Bevölkerung bedeutet).

Aus den entsprechenden Spalten der Tabelle 3 errechnet sich für eine nur hinsichtlich der Frauen stabile Bevölkerung (d. h., aus der Spalte der  $L_x f_x$ ), daß  $g = 28,16$ , und für eine völlig stabile Bevölkerung (d. h., aus der Spalte der  $L_x f_x v_x$ ), daß dort  $g = 28,76$ . Daß die letztgenannte Zahl etwas größer als die vorhergenannte ist, folgt daraus, daß gemäß Tabelle 3 für die  $x$  bis einschließlich 27 Jahren  $v_x = 1$ , für die  $x$  von 28 Jahren aufwärts aber  $v_x > 1$ , so daß bei Berücksichtigung der  $v_x$  der Schwerpunkt der Fruchtbarkeit sich in ein etwas höheres Alter verschiebt. Aus allen den genannten Werten erhält man nun für eine nur hinsichtlich der Frauen stabile Bevölkerung  $r = +0,00021$  und für eine völlig stabile  $r = -0,00348$ .

Demgegenüber ergibt die Vorausberechnung des Statistischen Bundesamts für eine stabile Bevölkerung auf Grund der optimistischen Annahme  $r = -0,0040$ ; berechnet man es mit einer Dezimale mehr, so erhält man  $-0,00398$ , und wenn man die ungenaue Berechnung mit  $x$  durch eine solche mit  $x + 1/2$  korrigiert,  $-0,00392$ . Die Differenz zwischen diesem Werte  $-0,00392$  und dem aus den Grundlagen der Tabelle 3 ermittelten von  $-0,00348$  erklärt sich ohne weiteres daraus, daß die optimistische Annahme eine weitere Abnahme der Sterblichkeit bis 1961 und teilweise sogar bis 1971 vorsieht, desgleichen eine Zunahme der altersspezifischen ehelichen Fruchtbarkeitsziffern bis 1961, bevor die bis dahin variablen Elemente der natürlichen Bewegung der Bevölkerung in konstante übergehen, aus denen sich die stabile Bevölkerung aufbaut. Der aus Tabelle 3 berechnete Wert von  $r$  stimmt also sehr gut zu der optimistischen Annahme des Statistischen Bundesamts.

Die natürliche Bewegung der Bevölkerung der Bundesrepublik im Jahre 1955, von der diese Überlegungen ausgingen, führt also für eine völlig stabile Bevölkerung zu einer Nettoreproduktionsziffer von 1105

auf 1000 lebendgeborene Mädchen und zu einer Jahresziffer des Geborenenüberschusses von 3,48 % in einer stabilen Bevölkerung. Nun hat aber, nachdem die Natalität ungefähr fünf Jahre lang bis einschließlich 1955 fast konstant verlaufen war (und die Mortalität bis auf Zacken infolge von Grippewellen ebenfalls), das Jahr 1956 einen deutlichen Knick in die Geborenenziffer gebracht, nämlich im Sinne einer Aufwärtsbewegung, und diese setzte sich 1957 in ähnlichem Ausmaße fort. Daß die Ursache dieser Entwicklung durch das 1955 in Kraft getretene Kindergeldgesetz gegeben ist, kann schwerlich einem Zweifel unterliegen. Es liegt nun nahe, auch für 1956 und für 1957 die Reproduktionsziffer und die jährliche Veränderungsrate einer stabilen Bevölkerung zu berechnen. Allerdings stehen vorläufig die Zahlen der Geborenen nach dem Alter der Mütter und die Gliederung der weiblichen Bevölkerung nach Altersjahren noch nicht zur Verfügung, sondern nur die globalen Zahlen der Lebendgeborenen und der Bevölkerung mit Korrektur der Fortschreibung auf Grund der Wohnungszählung von 1956<sup>11</sup>. Hieraus errechnet sich die Lebendgeborenenziffer in der Bundesrepublik (ohne Saarland) für 1955 mit 15,95 ‰, für 1956 mit 16,42 ‰ (auf 365 Tage umgerechnet) und für 1957 mit 16,93 ‰; sie ist also gegenüber 1955 im Jahre 1956 um 2,9 ‰ und im Jahre 1957 um 6,1 ‰ gestiegen. Nun ist freilich ein unmittelbarer Schluß von der Natalitätsziffer auf die allgemeine Fruchtbarkeitsziffer und insbesondere auf die nach dem Altersaufbau standardisierte im Sinne einer Proportionalität dieser Ziffern selbstverständlich nicht ohne weiteres möglich. Indessen darf man gewiß ohne merklichen Fehler davon ausgehen, daß in einem so kurzen Zeitraum von nur zwei Jahren die Proportionalität zwischen den genannten Ziffern nur sehr wenig beeinträchtigt ist. Eine solche Beeinträchtigung ist in sehr geringem Ausmaße nur dadurch zu erwarten, daß verhältnismäßig stark besetzte Jahrgänge in die Altersspanne der größten Fruchtbarkeit eintreten, so daß hinter der Zunahme der Natalität diejenige der altersspezifischen Fruchtbarkeitsziffern etwas zurückbleiben dürfte, daher auch diejenige der Reproduktionsziffer. Aber, wie gesagt, kann die Divergenz der beiden Zahlenreihen in dieser kurzen Zeitspanne nur ganz unbedeutend sein, man kann ihr ausreichend dadurch Rechnung tragen, daß man die sich ergebenden Werte der Reproduktionsziffer nach unten hin rundet. Tut man dies, so erhält man als Reproduktionsziffer auf 1000 lebendgeborene Mädchen für 1956 den Wert von 1130 und für 1957 von 1160. Die diesen beiden Werten entsprechenden der Jahresziffer des Geborenenüberschusses belaufen sich auf 4,26 ‰ bzw. 5,17 ‰. Die letztgenannte Ziffer entspricht einer Verdoppelungszeit von 134 Jahren.

<sup>11</sup> Wirtschaft und Statistik, 10. Jg. N.F., S. 59\*. 1958.

Entgegen dem Pessimismus, den das Statistische Bundesamt in seinen Ausführungen über die Entwicklung der Geburtenhäufigkeit im Jahre 1955 zum Ausdruck bringt, läßt sich also sagen, daß die Fruchtbarkeitsverhältnisse des Jahres 1955 bei Umrechnung auf eine stabile Bevölkerung schon einen deutlichen Geborenenüberschuß erkennen lassen; in den Jahren 1956 und 1957 hat dieser sich noch erheblich vergrößert. Und wenn die Fruchtbarkeitsziffern des Jahres 1957 nunmehr unverändert blieben, so würde sich die Reproduktionsziffer doch noch weiter erhöhen, und zwar weil die Säuglingssterblichkeit noch immer deutlich abnimmt; die in die Tabelle 3 übernommenen Zahlen der Tabelle 1 beruhen auf der Säuglingssterblichkeit von 1955, die im Durchschnitt beider Geschlechter 42 ‰ betrug; aber 1956 war sie schon auf 39 ‰ abgesunken und 1957 auf 36 ‰.

Unter der für alle Vorausberechnungen unvermeidlichen Voraussetzung, daß keine anderen Änderungen auftreten werden als die aus der bisherigen Entwicklung schon ersichtlichen, ist also für die Bevölkerung der Bundesrepublik — unter völliger Nichtberücksichtigung der Wanderungsbilanz — auch für die Zeit des Herausbildens einer stabilen Bevölkerung eine jährliche Vermehrung um ungefähr 5 ‰ vorherzusehen. Im Augenblick freilich vermehrt sich die Bevölkerung der Erde als Ganzes weit schneller, nämlich um ungefähr 15 ‰ jährlich. Dies ist aber offenbar nur eine vorübergehende Erscheinung, dadurch entstanden, daß die medizinischen Fortschritte der letzten Jahrzehnte dem größten Teile der Erdbevölkerung zugute kamen und hierdurch die Sterblichkeit so schnell sank, daß das Absinken der Geburtlichkeit hiermit nicht Schritt halten konnte, das aber auf längere Sicht nach allen bisherigen Erfahrungen einem starken Sterblichkeitsrückgange doch noch nachfolgt. Und wenn dies nunmehr nicht zuträfe, dann müßten schon nach wenigen Jahrzehnten die repressiven Hindernisse der Bevölkerungsvermehrung sich um so stärker bemerkbar machen. Auf jeden Fall ist anzunehmen, daß auf längere Dauer der jährliche Geborenenüberschuß auf der Erde als Ganzes auch kaum mehr als ungefähr 5 ‰ betragen können wird.

Schon bei einer ruhigen Entwicklung der natürlichen Bevölkerungsbewegung, erst recht aber bei einer plötzlichen Richtungsänderung wie der ungefähr mit Beginn des Jahres 1956 eingetretenen ist es Pflicht einer verantwortungsbewußten Bevölkerungspolitik, nicht nur nach der Quantität zu fragen, sondern auch nach der Qualität. Nun ergaben die Beobachtungen in verschiedenen Ländern schon bisher, daß zwischen der Zahl der Kinder in einer Familie und deren geistiger Begabung eine starke negative Korrelation besteht; was insbesondere Beobachtungen aus Deutschland betrifft, sei auf die Untersuchungen von K. V.



M ü l l e r<sup>12</sup> verwiesen. Die Vermutung liegt nahe, daß das Kindergeldgesetz, das nur nach der Zahl der Kinder fragt, aber weder direkt noch indirekt irgendwie nach der Erbmasse, die dieselben mitbekommen, die unerfreuliche Erscheinung vermehren wird, daß durch differenzierte Fruchtbarkeit der Anteil der Geringbegabten immer weiter zunimmt. Die amtliche Statistik liefert keine Daten, mittels derer man überprüfen könnte, wie weit die Befürchtung begründet ist, daß die gegenwärtige Entwicklung zu einer erheblichen Verschlechterung der durchschnittlichen Erbqualität des Volkes führen werde. Um so notwendiger ist es, daß versucht wird, durch Untersuchungen seitens anderer Stellen Klarheit hierüber zu gewinnen. Hinlänglich gesicherte Ergebnisse der Bevölkerungswissenschaft sollen dazu dienen, den zweckmäßigsten Weg der Bevölkerungspolitik zu finden, nicht nur in quantitativer, sondern auch in qualitativer Hinsicht!

---

<sup>12</sup> K. V. M ü l l e r: Empirische Beiträge zur Frage der differentiellen Fruchtbarkeit im Nachkriegsdeutschland. *Homo*, Bd. VII, S. 87—98. 1956.