

# Methodik und Ergebnisse der Fruchtbarkeitsstatistik\*

Von

Karl Freudenberg, Berlin

Da Geburt und Tod für jedes einzelne Menschenleben die beiden entscheidenden Punkte sind, ist es begreiflich, daß die Betrachtung dieser beiden Vorgänge nicht nur für den Einzelfall, sondern auch bei statistischer Massenbeobachtung leicht in Gefahr gerät, emotionell gefärbt zu werden. Psychische Vorgänge, die man mehr oder weniger unter dem etwas unbestimmten Begriffe der „Weltanschauung“ zusammenfassen kann, sind leicht geeignet, Vorurteile zu schaffen, die sich bei der Deutung der statistischen Daten recht unobjektiv auswirken können; und diese psychischen Vorgänge verlaufen nicht nur bei den einzelnen Menschen verschieden, sondern innerhalb des gleichen Volkes herrschen auch zu verschiedenen Zeiten verschiedene Anschauungsformen vor, wobei man manchmal geradezu von Modeströmungen sprechen kann. Hierbei handelt es sich, wie ausdrücklich betont sei, zunächst gar nicht um die bevölkerungspolitische Frage, welche Geburtschafts- und Sterblichkeitsverhältnisse als optimal anzusehen seien, welche Frage besonders stark von Gefühlen und nicht objektivierbaren Erwägungen abhängig ist, sondern nur um die eigentlich weit nüchternere Frage, die aber durch den Zusammenhang mit der vorgenannten gleichfalls in den Strudel der Gefühlsbetontheit hineingerissen wird, welche Schlüsse aus den Erfahrungen der Vergangenheit auf die Zukunft in bevölkerungstatistischer Hinsicht gezogen werden können. Und diesbezüglich scheint die Gedankenwelt des Kulturpessimismus, zu der vor 200 Jahren Rousseau den stärksten Anstoß gegeben hat, in der deutschen Bevölkerungswissenschaft noch bis in die Gegenwart nachzuwirken. Manche etwas schiefen Betrachtungen, die man gelegentlich findet, dürften in einer derart bedingten Vorstellungswelt wurzeln.

---

\* Vortrag vor der „Deutschen Gesellschaft für Bevölkerungswissenschaft“ in München am 12. 9. 1955.

Um eine demographische Prognose möglichst objektiv stellen zu können, ist es notwendig, sich vor allem einmal über die verschiedenen Methoden der Fruchtbarkeitsstatistik eine gewisse Klarheit zu verschaffen; hinsichtlich der Sterblichkeitsstatistik liegen die Verhältnisse weit einfacher und können daher in diesem Zusammenhang ziemlich am Rande liegenbleiben. Die Methodik der Fruchtbarkeitsstatistik ist in den letzten Jahrzehnten sowohl in Deutschland als auch im Auslande recht gründlich durchgearbeitet worden. Einen besonderen Überblick hierüber zu geben ist schon deshalb überflüssig, weil erst vor kurzem Witt die verschiedenen Berechnungsweisen in einer besonderen Schrift<sup>1</sup> zusammengestellt hat. Nur auf einen Punkt sei besonders hingewiesen, weil erfahrungsgemäß diesbezüglich besonders leicht Fehltrübe gefällt werden, nämlich auf die Unzuverlässigkeit einer Bewertung der durchschnittlichen Kinderzahl je Eheschließung. Abgesehen von den bekannten Schwierigkeiten, die dieses Fruchtbarkeitsmaß darzubieten hat, nämlich der Beziehung der ehelich Geborenen in einem bestimmten Beobachtungszeitraume auf die Eheschließungen des gleichen Zeitraumes, obwohl beide Begriffe sachlich nur zu einem kleinen Teile zusammengehören, ferner der Unsicherheit, ob und wie man in diesem Zusammenhange die unehelich Geborenen berücksichtigen soll, und der bei Witt auch schon erörterten Frage, ob Eheschließungen mitgezählt werden dürfen, bei denen die Frau schon jenseits des fortpflanzungsfähigen Alters steht, ist in der Gegenwart noch ein weiterer Gesichtspunkt von Bedeutung. Wenn man nämlich die Zahl der ehelich Geborenen (gleichgültig ob ohne oder mit irgendwelcher zusätzlicher Berücksichtigung der unehelich Geborenen) auf die Zahl der Eheschließungen des gleichen Zeitraumes bezieht, so muß man auch berücksichtigen, daß unter den gegenwärtigen Verhältnissen durchaus nicht alle Eheschließungen Erst-Ehen darstellen. Dies rührt selbstverständlich zu einem großen Teile von der Sterblichkeit durch Kriegsereignisse her, infolge deren der ziemlich jung verwitwete Eheleite eine neue Ehe schließt, und zum anderen Teile sind hieran die recht zahlreich gewordenen Ehescheidungen beteiligt, die durch den Krieg besonders häufig geworden waren und jetzt zwar wieder abflauen, aber immer noch beträchtliche zahlenmäßige Bedeutung haben. Auch noch im Jahre 1953<sup>2</sup> waren von allen Eheschließungen im Bundesgebiete nur 79 % für beide Partner erstmalige Eheschließungen: in 14 % der Fälle war ein Partner verwitwet oder geschieden, und in 7 % waren beide schon ein oder mehrere Male verheiratet gewesen. In dieser Überlegung ist nur als Sonderfall der vorher erwähnte ent-

<sup>1</sup> C. D. Witt, Probleme der Fruchtbarkeitsstatistik, Hamburg 1954.

<sup>2</sup> Statistik der Bundesrepublik Deutschland, Bd. 122. 1955.

halten, nämlich der Eheschließungen von Frauen jenseits des fortpflanzungsfähigen Alters betreffende. Auf solche Weise wird die Zahl der Eheschließungen aufgebläht, ohne daß hierdurch zu irgendeiner Zeit mehr verheiratete Personen vorhanden wären, und der Quotient aus Geborenen und Eheschließungen wird künstlich heruntergedrückt.

Will man zunächst für Westdeutschland als Ganzes eine bevölkerungspolitische Prognose stellen, dann dürfte es am zweckmäßigsten sein, von der amtlichen Vorausberechnung der Bevölkerungsentwicklung für den Zeitraum 1952 bis 1982<sup>3</sup> auszugehen. Diese bezieht sich nur auf die Bundesrepublik im engeren Sinne, also ohne West-Berlin; es wird sich zeigen, daß bei der sehr abweichenden Bevölkerungsstruktur West-Berlins diese Abspaltung West-Berlins durchaus sinnvoll ist. Die Berechnungen beziehen sich in ihrem Hauptteile auf die Entwicklung der Bevölkerung, wie sie sich allein durch die natürliche Bevölkerungsbewegung gestalten dürfte, also ohne Mitberücksichtigung der Wanderungen; lediglich in einem Anhang ist berechnet, welche Veränderungen ein Zuwanderungsüberschuß von jährlich 100 000 Personen bewirken würde. Für die weiteren Betrachtungen dürfte es am besten sein, sich ausschließlich auf die natürliche Bevölkerungsbewegung zu beschränken; denn die Wanderungsbewegungen hängen in erster Linie von politischen Momenten ab, die sich jederzeit schnell ändern können, und außerdem betreffen die Wanderungen in der gegenwärtigen Lage ganz überwiegend solche von Ost- nach Westdeutschland und bedeuten daher weder Gewinn noch Verlust für Deutschland als Ganzes.

Die Vorausberechnungen sind durchweg unter zwei verschiedenen Annahmen ausgeführt, von denen die eine als die optimistische, die andere als die pessimistische bezeichnet ist; die optimistische rechnet durchweg mit höheren Fruchtbarkeits- und niedrigeren Sterblichkeitsziffern in den einzelnen Altersklassen als die pessimistische. Das Statistische Bundesamt hält es für wahrscheinlich, daß die tatsächliche Entwicklung ungefähr in der Mitte zwischen der optimistischen und der pessimistischen Annahme verlaufen werde, welche beiden Annahmen also als Extremwerte der nach beiden Seiten hin möglichen Abweichungen aufzufassen wären.

Für die Jahre 1952 und 1953 hat das Statistische Bundesamt die tatsächliche Entwicklung schon mit seinen Vorausberechnungen (nach beiden Annahmen) verglichen. Es stellt fest, daß die Zahl der Lebendgeborenen noch über der nach der optimistischen Annahme erwarteten lag, daß aber die Zahl der Gestorbenen nahe an der nach der pessimistischen Annahme erwarteten lag. Indessen ist anzunehmen, daß der

<sup>3</sup> Statistik der Bundesrepublik Deutschland, Bd. 119. 1955.

letztgenannte Teil dieser Feststellung nur dadurch zustande kommen konnte, daß das Jahr 1953 eine besonders schwere Grippeepidemie aufwies, was jedoch mit einer so schweren erfahrungsgemäß bei weitem nicht für jedes zweite Jahr zu rechnen braucht. Da unterdessen auch schon die Natalitäts- und Mortalitätsziffern für 1954 vorliegen, kann der Vergleich der tatsächlichen Entwicklung mit der nach beiden Annahmen erwarteten nun schon auf drei Jahre erstreckt werden, nämlich 1952 bis 1954, so daß das Grippejahr 1953 jetzt nicht mit einem grippefreien Jahre, sondern mit zwei solchen zusammengefaßt ist, was der Entwicklung auf längere Sicht weit besser entsprechen dürfte. Dieser Vergleich ist in Tabelle 1 nicht auf Grund der absoluten Zahlen vorgenommen, die durch den starken Zuwanderungsüberschuß des gleichen Zeitraumes gegenüber den Vorausberechnungen verzerrt sind, sondern ausschließlich mittels Relativzahlen, die sich auf die jeweilige Bevölkerung beziehen. Der Altersaufbau wird gemäß der Berechnung des Statistischen Bundesamts<sup>4</sup> durch einen Zuwanderungsüberschuß von der empirisch gegebenen Alterszusammensetzung nicht merklich verändert, so daß bei der Betrachtung der Relativzahlen hierauf keine Rücksicht genommen zu werden braucht. Zum Vergleich sind die Vorausberechnungszahlen des Statistischen Bundesamts ebenfalls in Relativzahlen umgerechnet<sup>5</sup>.

Tabelle 1

Jahr	Optimistische A n n a h m e	Pessimistische	Tatsächliche Entwicklung
Lebendgeborene auf 1000 Einwohner			
1952	15,40	15,11	15,72
1953	15,31	14,61	15,51
1954	15,27	14,28	15,75
1952—1954	15,33	14,66	15,66
Gestorbene auf 1000 Einwohner			
1952	10,52	10,67	10,48
1953	10,66	10,94	11,01
1954	10,82	11,22	10,41
1952—1954	10,67	10,94	10,63

Das betrachtete Triennium als Ganzes wies also selbst gegenüber der optimistischen Annahme um 2 % mehr Lebendgeborene auf, und die Mortalität blieb sogar ein wenig unter der nach der optimistischen Annahme erwarteten. Zur Mortalität ist im übrigen noch zu sagen, daß sie also hinsichtlich der Gesamtzahl der Gestorbenen ziemlich genau

<sup>4</sup> Statistik der Bundesrepublik Deutschland, Bd. 119, Tabelle 10 (S. 35).

<sup>5</sup> Die hierzu nötigen Zahlen, die teilweise aus der Veröffentlichung nicht ersichtlich waren, verdanke ich freundlicher Mitteilung des Herrn Oberreg.-Rat Hage.

nach der optimistischen Annahme verlief, in den einzelnen Altersklassen aber charakteristische Abweichungen hervortreten; im Säuglingsalter und in allen anderen jüngeren Altersklassen nimmt die Sterblichkeit weit schneller ab, als es nach der optimistischen Annahme zu erwarten wäre, in den höheren Altersklassen hingegen (ungefähr von 60 Jahren an) nimmt die Sterblichkeit sogar zu, wie es der pessimistischen Annahme entspricht. Im ganzen ist hierdurch die Entwicklung noch günstiger, als es nach der Gesamtsterbeziffer allein der Fall zu sein schiene.

Die Berechnung der Veränderungsrate für die stabile Bevölkerung, wie sie sich nach der optimistischen Annahme entwickeln würde, ergibt noch eine Vermehrung um jährlich 0,4 ‰; daher ist auf Grund der tatsächlichen Fruchtbarkeits- und Sterblichkeitsverhältnisse von 1952 bis 1954 erst recht zu erwarten, daß die Bevölkerungszunahme — ohne Berücksichtigung von Wanderungen — nicht nur fort dauern wird, solange der gegenwärtige besondere Altersaufbau sich auswirkt, sondern auch nach dem Übergange ist eine stabile Bevölkerung, mit deren Entstehen man als dem mathematischen Erwartungswerte aus den verschiedenen Möglichkeiten rechnen muß.

Für Westdeutschland als Ganzes ist durch diese Überlegungen die Bevölkerungsprognose für längere Zeit gestellt, soweit eben eine derartige Extrapolation aus der Vergangenheit in die Zukunft überhaupt möglich ist. Nun ist diese durch eine feinere Analyse nach geographischen Untereinheiten zu ergänzen, wodurch auch ein Einblick in die kausalen Zusammenhänge der Abweichungen der Fruchtbarkeit vom Durchschnitt gewonnen werden soll. Als solche geographische Untereinheiten Westdeutschlands sind die Länder des gegenwärtigen Grundgesetzes wenig geeignet, weil sie teilweise zu groß und dadurch in sich so uneinheitlich sind, daß die Strukturunterschiede der Bevölkerung und die Unterschiede der Fruchtbarkeit hierdurch verwischt würden. Am zweckmäßigsten scheint es daher, als statistische Einheiten die Regierungsbezirke zu wählen, deren Westdeutschland gegenwärtig 37 besitzt; als 38. ist West-Berlin anzusehen, das aber wegen seines weit abweichenden Bevölkerungsaufbaus nicht in die Durchschnitts- und Streuungsberechnungen einbezogen werden soll, demgemäß also auch nicht in die Korrelations- und Regressionsberechnungen, sondern immer außerhalb derselben zusätzlich angeführt werden wird.

Der Vergleich der einzelnen Regierungsbezirke bezieht sich, soweit es sich um Statistik der Bevölkerungsbewegung handelt, auf die Jahre 1949 bis 1952. Soweit Bestandsstatistiken gebraucht werden, liegen die Ergebnisse der Volks- und Berufszählung vom 13. September 1950 zu-

grunde. Auf diese Weise sind die Zahlen der Bevölkerungsbewegung am besten mit den Bestandszahlen vergleichbar, die durchschnittliche Einwohnerzahl in den gesamten vier Jahren entspricht sehr genau derjenigen der Volkszählung.

Die Berechnung der Fruchtbarkeit in den einzelnen Regierungsbezirken geschieht im folgenden in drei Stufen. Zuerst werden die Zahlen nach der primitivsten Methode berechnet, die überhaupt in Betracht kommt, nämlich als rohe Natalitätsziffern, also durch Beziehung der Zahlen der Lebendgeborenen auf die durchschnittlichen Einwohnerzahlen des Beobachtungszeitraumes. Auf der zweiten Stufe werden die allgemeinen Fruchtbarkeitsziffern berechnet, d. h. die Zahlen der Lebendgeborenen werden auf die Zahlen der weiblichen Personen zwischen 15 und 45 Jahren bezogen. Die Berechnungen der dritten Stufe ergeben standardisierte allgemeine Fruchtbarkeitsziffern; hierbei werden die weiblichen Personen zwischen 15 und 45 Jahren nach fünfjährigen Altersklassen betrachtet, und für jede wird auf Grund der altersspezifischen allgemeinen Fruchtbarkeit im Bundesgebiete die erwartungsmäßige Zahl von Lebendgeborenen berechnet; auf die erwartungsmäßige Zahl für alle sechs Altersjahrfünfte zusammen wird dann die beobachtete Zahl bezogen. Die altersspezifischen allgemeinen Fruchtbarkeitsziffern des Bundesgebiets im Jahresdurchschnitt des betrachteten Zeitraumes auf Grund der Zahlen des Statistischen Bundesamts über Lebendgeborene und Altersaufbau der Volkszählung<sup>6</sup> sind in Tabelle 2 zusammengestellt. Hierbei sind die vereinzelt Geborenen von Müttern unter 15 bzw. über 45 Jahren den Altersklassen von 15 bis 20 bzw. von 40 bis 45 Jahren zugerechnet.

**Tabelle 2**

Alter	Lebendgeborene 1949—1952	Weibliche Einwohner 13. 9. 1950	Altersspezifische allgemeine Fruchtbarkeitsziffer in ‰
15—20	172 580	1 704 365	253
20—25	803 749	1 804 239	1 114
25—30	1 008 483	2 026 193	1 244
30—35	565 409	1 425 299	992
35—40	388 898	2 044 711	475
40—45	147 767	2 113 551	175
15—45	3 086 886	11 118 358	694

Die letzte, als endgültig angesehene Stufe dieser Berechnungen ist also eine nach dem Altersaufbau der Frauen innerhalb des gebär-

<sup>6</sup> Lebendgeborene: Statistik der Bundesrepublik Deutschland, Bd. 62, 63, 83, 101; Volkszählung: Bd. 35.

fähigen Alters berechnete standardisierte allgemeine Fruchtbarkeitsziffer, d. h. es werden hier keine nach dem Familienstande unterschiedenen Fruchtbarkeitsziffern berechnet. Die Begründung hierfür liegt in der Überlegung, daß der Fortpflanzungswille einer Bevölkerung sich nicht allein in der ehelichen Fruchtbarkeitsziffer (und daneben unabhängig davon in der unehelichen Fruchtbarkeitsziffer) ausdrückt, sondern es auch auf die Verheiratetenquoten der Frauen in den einzelnen Altersklassen ankommt. Eine Bevölkerung, in der 90 % der Frauen zwischen 30 und 40 Jahren verheiratet sind, von denen jede zum Schluß durchschnittlich zwei Kinder hat, und eine andere Bevölkerung, in der nur 60 % der Frauen dieses Alters verheiratet sind, aber jede zum Schluß durchschnittlich drei Kinder hat, bedeuten zwar für eine feinere Analyse zwei merklich verschiedene Typen des Fortpflanzungswillens, aber im Endergebnis, das hier allein betrachtet werden soll, stimmen sie dennoch miteinander überein. Dies gilt selbstverständlich dann nicht, wenn in der einen Bevölkerung 90 % der Frauen verheiratet sein können, in der anderen aber wegen Mangels an Männern auch dann nicht, wenn die Verheiratetenquote der Männer hoch ist, so daß hinsichtlich dieser zweiten Bevölkerung der Schluß gerechtfertigt ist, bei einer Wiederherstellung der normalen Geschlechtsproportion der Erwachsenen werde sich die Verheiratetenquote der Frauen entsprechend erhöhen und mit ihr auch die allgemeine Fruchtbarkeitsziffer. Dieser letztgenannte Umstand kann ohne Zweifel bei einem zeitlichen Vergleiche entscheidend sein, und er muß es unbedingt dann sein, wenn etwa eine Vorausberechnung von einem Zeitraume ausgeht, der noch unmittelbar unter der Nachwirkung eines Weltkrieges steht, während die Vorausberechnung für ihren Zeitraum keinen neuen annehmen kann; die späteren, mehr mittelbaren Wirkungen des letzten — und auch noch des vorhergegangenen — Weltkrieges gemäß dem Eilert-Sundtschen Gesetz kommen dann in einer derartigen Vorausberechnung ebenfalls zum Ausdruck. Das gleiche gilt auch noch bei einem auf den gleichen Zeitraum abgestellten Vergleich von Staaten mit verschiedener Geschlechtsproportion (etwa einem mit schweren Kriegsverlusten und einem neutral gewesenen), da zwischen ihnen ein Connubium zwar formell nicht ausgeschlossen zu sein braucht, aber in seiner tatsächlichen Anwenbarkeit doch sehr beschränkt zu sein pflegt. Handelt es sich hingegen um Teilgebiete des gleichen Staates, wo dem Ausgleich verschiedener Geschlechtsproportionen durch Heiraten über die Grenzen dieser Teilgebiete hinweg nichts Ernsthaftes im Wege steht (höchstens vorübergehend ein verschiedener Grad des Wohnungsmangels), dann dürfte die zuerst vorgetragene Überlegung sachlich angemessener sein, so daß

**Tabelle 3**

1949—1952:

Auf den Durchschnitt des Bundesgebiets = 1000  
bezogene

Regierungsbezirk	Natalitäts- ziffer	allgemeine Frucht- barkeitsziffer	standardisierte allgemeine Frucht- barkeitsziffer
Schleswig-Holstein .....	950	993	1 013
Hamburg .....	673	721	733
Hannover .....	893	913	919
Hildesheim .....	1 015	1 026	1 022
Lüneburg .....	1 078	1 103	1 107
Stade .....	1 116	1 140	1 140
Osnabrück .....	1 166	1 154	1 157
Aurich .....	1 228	1 248	1 241
Braunschweig .....	966	980	977
Oldenburg .....	1 111	1 121	1 126
Bremen .....	834	861	865
Düsseldorf .....	898	899	911
Köln .....	926	920	920
Aachen .....	1 091	1 082	1 077
Münster .....	1 153	1 112	1 092
Detmold .....	987	961	962
Arnsberg .....	978	975	972
Darmstadt .....	1 027	1 039	1 041
Kassel .....	1 037	1 041	1 027
Wiesbaden .....	902	908	904
Koblenz .....	1 142	1 121	1 112
Trier .....	1 259	1 231	1 207
Montabaur .....	1 128	1 138	1 126
Rheinessen .....	1 073	1 087	1 085
Pfalz .....	1 161	1 137	1 146
Nordwürttemberg .....	968	953	956
Nordbaden .....	1 002	989	984
Südbaden .....	1 141	1 125	1 128
Südwürttemberg-Hohenzollern ..	1 080	1 062	1 068
Oberbayern .....	876	854	846
Niederbayern .....	1 184	1 182	1 171
Oberpfalz .....	1 203	1 183	1 166
Oberfranken .....	1 026	1 012	1 010
Mittelfranken .....	897	899	905
Unterfranken .....	1 193	1 187	1 171
Schwaben .....	992	994	988
Lindau .....	993	982	988
<b>Bundesgebiet</b>			
(ohne West-Berlin) .....	1 000	1 000	1 000
mittlere Abweichung			
(ohne West-Berlin) .....	119,6	111,3	107,3
West-Berlin .....	574	624	681



also in einem derartigen Falle die standardisierten Fruchtbarkeitsziffern besser ohne Berücksichtigung der Verheiratetenquoten der einzelnen Altersklassen zu berechnen sind.

In Tabelle 3 sind nun für den Durchschnitt 1949 bis 1952 die Natalitätsziffern, die allgemeinen Fruchtbarkeitsziffern und die standardisierten allgemeinen Fruchtbarkeitsziffern nach Regierungsbezirken zusammengestellt, und zwar so berechnet, daß sie immer auf den = 1000 gesetzten Durchschnitt des Bundesgebiets bezogen sind. Hinzugefügt ist bei jeder Reihe die mittlere Abweichung derselben, und diese mittleren Abweichungen sind hier wie auch im folgenden ausnahmslos als gewogene mittlere Abweichungen berechnet; als einheitliches System der statistischen Gewichte hierfür sind durchweg die Einwohnerzahlen der Regierungsbezirke am 13. September 1950 verwendet.

Wie Tabelle 3 zeigt, beträgt die gewogene mittlere Abweichung der in ‰ des entsprechenden Bundesdurchschnitts ausgedrückten Zahlen der Lebendgeborenen, wenn man diese auf die Einwohnerzahlen bezieht, 119,6; bezieht man sie auf die Zahlen der Frauen zwischen 15 und 45 Jahren, also unter Zusammenfassung derselben in eine einzige Altersklasse von 30 Jahren Klassenbreite, dann verringert sich die mittlere Abweichung auf 111,3; und unterteilt man schließlich diese Altersklasse in solche von je 5 Jahren Klassenbreite, dann verringert sich die mittlere Abweichung auf 107,3. Da für die Streuungserlegung die Varianzen, d. h. die Quadrate der mittleren Abweichungen, maßgeblich sind, bedeuten die aus der Tabelle zu entnehmenden und im vorstehenden wiederholten Zahlen, daß von der gesamten Streuung der Natalitätsziffern 13,4 ‰ durch die Streuung der Anteile der Frauen zwischen 15 und 45 Jahren an der Wohnbevölkerung verursacht sind und insgesamt 19,5 ‰ durch die Streuung dieses Anteils verbunden mit derjenigen des Anteils der einzelnen fünfjährigen Altersklassen an der ganzen, 30 Jahre umfassenden Gruppe. Dies bedeutet also, daß im allgemeinen die Natalitätsziffern der einzelnen Regierungsbezirke sich beim Übergange zu den allgemeinen Fruchtbarkeitsziffern und erst recht zu den standardisierten allgemeinen Fruchtbarkeitsziffern den Durchschnittswerten der betreffenden Reihen nähern; und die Tabelle zeigt auch im einzelnen diesen Verlauf, wenn auch etliche Ausnahmefälle vorkommen. Besonders auffallend ist dieses Zahlenverhältnis für West-Berlin, das wie gesagt nicht nur bei der Berechnung der Durchschnitte, sondern auch bei derjenigen der mittleren Abweichungen ausgeschaltet ist; der große Unterschied, den es hinsichtlich Gesamtanteil und Altersgliederung innerhalb desselben bei den Frauen von 15 bis 45 Jahren gegenüber dem Bundes-

gebiet aufweist, reicht aus, daß bei einer mit diesen Verfeinerungen vorgenommenen Berechnung das Verhältnis der Fruchtbarkeit West-Berlins zu der durchschnittlichen des Bundesgebiets schon von 574 ‰ auf 681 ‰ ansteigt.

Immerhin bleibt auch nach dieser Korrektur durch Verwendung der standardisierten allgemeinen Fruchtbarkeitsziffern die Streuung derselben innerhalb der westdeutschen Regierungsbezirke noch beträchtlich: Bei einheitlicher Beziehung auf den = 1000 gesetzten Durchschnitt erstreckt sich die Variationsbreite immer noch von 733 für Hamburg bis zu 1241 für Aurich, so daß die höchste Fruchtbarkeitsziffer eines Regierungsbezirks zu der niedrigsten (außer West-Berlin) sich wie 169 : 100 verhält. Extremwerte besagen freilich nicht allzu viel, weil sie auf Einzelfälle beruhen, an denen außergewöhnliche Besonderheiten beteiligt sein können; aber die mittlere Abweichung, die als Streuungsmaß den größten Erkenntniswert besitzt, ist mit 107,3 doch für die Teilbezirke des gleichen Staates im gleichen Zeitraume recht hoch, und es sei nochmals betont, daß dies nicht auf Zufälligkeiten durch kleine Zahlen in Regierungsbezirken mit wenig Einwohnern beruhen kann, weil doch zur Vermeidung einer solchen Möglichkeit die mittleren Abweichungen als gewogene berechnet sind.

Die zufallsmäßig zu erwartende Streuung der Zahlen ist an der empirisch ermittelten nur mit einem winzigen Bruchteile beteiligt; eine Berechnung des Lexis'schen Quotienten ergibt ungefähr 30, so daß der der Zufallsstreuung zuzuschreibende Anteil der Gesamtstreuung nur ungefähr 0,1 ‰ ausmacht.

Es handelt sich also um durchaus reale Faktoren, von denen die Unterschiede in der Höhe der Fruchtbarkeit abhängig sein müssen. Die zahlenmäßige Wirkung solcher Faktoren läßt sich mittels der Korrelationsrechnung ohne weiteres bestimmen. Die Schwierigkeit liegt nur darin, daß es praktisch unmöglich ist, mit all den vielen (theoretisch unendlich vielen) Faktoren, die als kausale in Betracht kommen könnten, deren Korrelation mit der Fruchtbarkeit tatsächlich zu berechnen. Infolgedessen ist es notwendig, zunächst durch Schätzung diejenigen Faktoren herauszusuchen, von denen man eine erhebliche kausale Wirkung erwartet; diese Schätzung kann durch Erfahrungen aus früheren Zeiten unterstützt werden. Dann müssen mit diesen durch Schätzung ausgewählten Faktoren die Korrelationsrechnungen tatsächlich durchgeführt werden, damit sich zum Schlusse zeigt, ob durch dieselben wirklich der überwiegende Teil der Streuung erklärt wird. Da für diese Berechnung durchweg die partiellen Korrelationskoeffizienten (und anschließend die partiellen Regressionskoeffizienten) gebraucht werden, wobei die weitere Einbeziehung je

einer neuen Zahlenreihe jedesmal eine Vervielfachung der Rechenarbeit mit sich bringt, muß die Durchführung der Berechnung sich doch auf ziemlich wenige Reihen beschränken. Im nachfolgenden sind die Korrelationen aus insgesamt fünf Reihen berechnet, d. h. derjenigen der standardisierten allgemeinen Fruchtbarkeitsziffern und vier Reihen von Merkmalen, deren kausaler Einfluß auf jene solcherart untersucht werden soll; es handelt sich also um sogenannte partielle Korrelationskoeffizienten (und Regressionskoeffizienten) dritter Ordnung.

Von den vier Reihen statistischer Merkmale mit vermuteter kausaler Wirkung beziehen sich eine auf die konfessionelle Struktur der Bevölkerung, zwei auf die berufsmäßige Struktur und eine auf die Siedlungsweise. Es handelt sich um folgende, für die Kennbuchstaben hinzugefügt werden, um dieselben der Kürze halber in den Tabellen verwenden zu können:

k: Der Anteil der Angehörigen der Römisch-Katholischen Kirche auf 1000 der Wohnbevölkerung<sup>7</sup>;

l: der Anteil der berufszugehörigen Personen (Erwerbspersonen und Angehörige ohne Hauptberuf zusammen) der Wirtschaftsabteilung 0 Landwirtschaft und Tierzucht, Forst- und Jagdwirtschaft, Gärtnerei, Fischerei) auf 1000 der Wohnbevölkerung<sup>8</sup>;

m: der Anteil der berufszugehörigen Personen der Wirtschaftsabteilung 1 (Bergbau, Gewinnung und Verarbeitung von Steinen und Erden, Energiewirtschaft) auf 1000 der Wohnbevölkerung<sup>9</sup>;

n: der Anteil der in Städten von 100 000 und mehr Einwohnern wohnhaften Personen auf 1000 der gesamten Wohnbevölkerung<sup>10</sup>.

Zur Kritik der Verwendbarkeit dieser vier Merkmale ist folgendes zu sagen:

Zu k: In der Literatur des Geburtenrückganges ist schon seit ungefähr 50 Jahren betont worden, daß die formelle Zugehörigkeit zu einer konfessionellen Gemeinschaft, wie sie bei der Volkszählung allein erfaßt werden kann, nichts Sicheres über die tatsächliche religiöse Einstellung aussagt, wofür früher namentlich Frankreich als Beispiel angeführt wurde. Wollte man aber versuchen, die wirkliche religiöse Bindung zu erfassen, so käme man wohl dazu, dies nach der Befolgung der Fortpflanzungsregeln der betreffenden Kirche zu tun, also etwa in einem reinen Zirkelschluß Bevölkerungskreise mit hoher Frucht-

<sup>7</sup> Errechnet nach: Statistik der Bundesrepublik Deutschland, Bd. 35, H. 2.

<sup>8</sup> Errechnet nach den Veröffentlichungen der einzelnen statistischen Landesämter.

<sup>9</sup> Ebenso.

<sup>10</sup> Errechnet nach: Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland 1952, S. 15—20.

barkeit als katholisch anzusehen und hieraus die positive Korrelation zwischen Katholizismus und Fruchtbarkeit zu erschließen. Da eine solche Feststellung gewiß keinen Erkenntniswert hätte, muß man die Korrelationsberechnung auf die volkszählungsmäßige konfessionelle Struktur der Bevölkerung abstellen.

Zu l: Daß die Berufsstruktur der Bevölkerung auf die Gesamtheit der berufszugehörigen Personen abgestellt wird und nicht auf die der Erwerbsspersonen allein, wird namentlich durch die besonderen Verhältnisse der Wirtschaftsabteilung 0 notwendig, weil in dieser die „mithelfenden Familienangehörigen“ unverhältnismäßig zahlreicher als in den anderen Wirtschaftsabteilungen sind, diese Begriffsbestimmung aber so unsicher ist, daß sich erhebliche Unregelmäßigkeiten ergäben, wenn man nicht diese Klippe durch Zusammenfassen der ganzen berufszugehörigen Bevölkerung umschiffte. Nicht behebbar erscheint hingegen die Schwierigkeit, daß ein großer Teil der landwirtschaftlich tätigen Bevölkerung — aber in einem regionär sehr verschiedenen Ausmaße — gleichzeitig noch einen zweiten Beruf ausübt, wobei die Festsetzung, was als Haupt- und was als Nebenberuf gelten soll, im Einzelfalle einer gewissen Willkür unterliegt.

Zu m: Die Einbeziehung dieses Merkmals erfolgte auf Grund früherer statistischer Erfahrungen, daß bei den Bergleuten der Anteil der Verheirateten und darüber hinaus wohl auch die eheliche Fruchtbarkeit größer ist als bei Personen anderer Berufe mit im übrigen gleicher soziologischer Zugehörigkeit. Ob dies aber nur für den Bergbau selbst gilt oder auch für die anderen in dieser Wirtschaftsabteilung enthaltenen Wirtschaftsgruppen, läßt sich im voraus nicht sagen, und es ist noch darauf hinzuweisen, daß eine allzu weitgehende Aufsplitterung des Materials nicht nur zu Korrelationen zu hoher Ordnung führen würde, sondern auch zu kleinen und daher durch Zufallseinflüsse bestimmten Grundzahlen.

Zu n: Auch das Wohnen in einer „Großstadt“ von 100 000 Einwohnern aufwärts oder in einer anderen Gemeinde bedeutet keine zuverlässige soziologische Unterscheidung. Abgesehen davon, daß die Begriffsgrenze der „Großstadt“ überhaupt zeitlichen Veränderungen unterworfen ist, so daß gegenwärtig vielleicht bei einer größeren Einwohnerzahl als Grenze klarere Ergebnisse entstünden, ist auch noch zu berücksichtigen, daß die Eingemeindungspolitik in den (früheren und gegenwärtigen) deutschen Ländern nicht einheitlich war, so daß in dem einen Land ein Siedlungskomplex als Großstadt gezählt wird, der in dem anderen mehrere nicht miteinander verbundene Orte von je unter 100 000 Einwohnern darstellen würde. Ferner wirkten sich 1950 auch Kriegsfolgen noch stark in dieser Hinsicht aus: Manche

Stadt, die früher weit über 100 000 Einwohner und auch tatsächlich einen großstädtischen Lebensstil gehabt hatte, hatte nun infolge schwerer Zerstörungen weniger als 100 000 Einwohner, war also nach diesem Kriterium nicht als Großstadt zu zählen, während sich an der großstädtischen Verhaltensweise der Bevölkerung nichts geändert hatte; und umgekehrt sind in mancher Mittelstadt, weil sie vom Kriege unangetastet blieb, so zahlreiche anderwärts Ausgebombte sowie Heimatvertriebene hineingezwängt worden, daß diese Stadt bei der Volkszählung die Grenze von 100 000 Einwohnern überschritten hatte, ohne deshalb aber einen wirklichen Großstadtcharakter angenommen zu haben.

Es zeigt sich also, daß keines dieser vier Kriterien, die dem statistischen Material formell ohne weiteres entnommen werden können, sachlich ganz scharf ist. Jede Änderung aber, die etwa daran vorgenommen würde, müßte auch wieder, um nicht im Willkürlichen zu verschwimmen, auf exakten statistischen Zahlen beruhen (z. B. Festsetzung einer anderen Einwohnerzahl als Grenze für den Großstadtbegriff oder vielleicht sogar Ersatz der Einwohnerzahl durch ein andersartiges Merkmal, das aber auch zahlenmäßig erfaßbar sein müßte); hiermit würden also die Begriffsgrenzen an andere Stellen verschoben, es bleibt aber dahingestellt, ob sie hierdurch schärfer würden. Es bleibt infolgedessen nichts anderes übrig, als die vier genannten Begriffsbestimmungen  $k$  bis  $n$  unverändert so zu übernehmen, wie sie im vorstehenden definiert wurden. Man muß sich nur der Unschärfen der Abgrenzungen bewußt bleiben. Deren zahlenmäßige Auswirkung abzuschätzen, ist nicht ganz möglich; eine Obergrenze derselben ergibt sich schließlich bei der Varianzanalyse durch das Restglied, das nach Abzug des Einflusses der vier in der geschilderten Weise definierten Kausalfaktoren übrigbleibt.

In Tabelle 4 sind die Zahlenreihen dieser vier Kausalfaktoren nach der Volks- und Berufszählung vom 13. September 1950 zusammengestellt. Die Buchstaben im Tabellenkopfe haben die angegebene Bedeutung, und wie gesagt beziehen sich alle Zahlen auf die Anteile auf je 1000 der ganzen Wohnbevölkerung des betreffenden Gebiets. Um das relative Ausmaß der Streuung jeder einzelnen Reihe deutlicher zu kennzeichnen, sind den Zahlen der mittleren Abweichung auch die Variationskoeffizienten beigelegt.

Aus der Reihe der standardisierten allgemeinen Fruchtbarkeitsziffern, die im folgenden mit  $f$  bezeichnet seien, in Tabelle 3 und aus den vier Reihen  $k$  bis  $n$  in Tabelle 4 lassen sich zunächst die totalen Korrelationskoeffizienten zwischen je zwei Reihen berechnen, bei insgesamt fünf Reihen sind dies also  $\binom{5}{2} = 10$ . So wie die mittleren Ab-

Tabelle 4

Regierungsbezirk	k	l	m	n
Schleswig-Holstein	60	156	20	230
Hamburg	65	18	16	1 000
Hannover	139	138	37	321
Hildesheim	206	148	52	—
Lüneburg	89	228	40	—
Stade	58	276	23	—
Osnabrück	515	251	34	161
Aurich	80	278	31	—
Braunschweig	169	113	64	257
Oldenburg	271	213	27	276
Bremen	89	25	22	1 000
Düsseldorf	529	39	89	646
Köln	733	69	53	426
Aachen	882	112	121	168
Münster	682	112	201	282
Detmold	307	140	22	102
Arnsberg	424	54	151	347
Darmstadt	326	141	23	—
Kassel	258	201	40	129
Wiesbaden	366	99	25	437
Koblenz	661	221	63	—
Trier	921	381	19	—
Montabaur	509	240	89	—
Rheinessen	457	203	21	—
Pfalz	425	171	29	118
Nordwürttemberg	312	142	21	204
Nordbaden	488	118	24	381
Südbaden	699	232	19	82
Südwestfalen-Lippe	521	241	17	—
Oberbayern	828	151	25	339
Niederbayern	885	315	32	—
Oberpfalz	856	257	43	131
Oberfranken	440	174	26	—
Mittelfranken	358	161	20	282
Unterfranken	784	247	23	—
Schwaben	823	227	16	148
Lindau	764	224	13	—
Bundesgebiet				
(ohne West-Berlin)	452	147	45	273
mittlere Abweichung				
(ohne West-Berlin)	254,3	77,2	48,0	246,3
Variationskoeffizient in ‰				
(ohne West-Berlin)	56	53	107	90
West-Berlin	112	15	15	1 000

weichungen sind auch die Korrelationskoeffizienten durchweg mit Berücksichtigung der statistischen Gewichte der einzelnen Regierungsbezirke berechnet. In Tabelle 5 sind diese zehn totalen Korrelationskoeffizienten zusammengestellt; in der üblichen Weise bedeuten die

als Indices hinzugefügten Buchstaben, daß es sich bei dem betreffenden totalen Korrelationskoeffizienten  $r$  um die Korrelation zwischen den beiden durch die betreffenden Buchstaben bezeichneten Reihen handelt. Dann sind in Tabelle 5 noch die totalen Regressionskoeffizienten angegeben, aber nur, soweit sie in dem vorliegenden Zusammenhange sachlich einen Sinn haben; das sind diejenigen vier Regressionskoeffizienten, die den Wert von  $f$  als Funktion einer der anderen Reihen erkennen lassen, und zwar in der üblichen Weise so bezeichnet, daß zu dem den Regressionskoeffizienten darstellenden  $b$  erst das Symbol der abhängigen Variablen. (hier also immer  $f$ ) und dann das der unabhängigen Variablen als Index gesetzt wird.

Tabelle 5

Bezeichnung	Wert
des totalen Korrelationskoeffizienten	
$r_{fk}$	+ 0,221
$r_{fl}$	+ 0,759
$r_{fm}$	+ 0,053
$r_{fn}$	— 0,771
$r_{kl}$	+ 0,240
$r_{km}$	+ 0,214
$r_{kn}$	— 0,163
$r_{lm}$	— 0,431
$r_{ln}$	— 0,805
$r_{mn}$	+ 0,180
des totalen Regressionskoeffizienten	
$b_{fk}$	+ 0,093
$b_{fl}$	+ 1,055
$b_{fm}$	+ 0,118
$b_{fn}$	— 0,336

Bei den Regressionskoeffizienten ist besonders zu beachten, daß die abhängige Variable  $f$  in Einheiten auf je 1000 des Bundesdurchschnitts ausgedrückt ist, die vier unabhängigen Variablen dagegen in Einheiten auf 1000 der ganzen Wohnbevölkerung des betreffenden Gebiets.

Da zwischen den Reihen der hier als unabhängig angesehenen Variablen teilweise beträchtliche (positive oder negative) Korrelationen bestehen, während diese vier unabhängigen Variablen bei der Berechnung der totalen Korrelations- und Regressionskoeffizienten jede ohne Verbindung mit den anderen verwertet wird, haben die totalen Korrelations- und Regressionskoeffizienten nur einen beschränkten Erkenntniswert. Um diesen maximal zu erhöhen, ist es daher notwendig, aus den totalen Korrelationskoeffizienten wie schon angekündigt partielle Korrelationskoeffizienten zu errechnen, aus denen sich dann in der bekannten Weise auch die partiellen Regres-

sionskoeffizienten ergeben. Hierbei entstehen also auf dem Wege über die partiellen Korrelationskoeffizienten erster und zweiter Ordnung schließlich die hier gesuchten dritter Ordnung und ebenso die partiellen Regressionskoeffizienten dritter Ordnung. In Tabelle 6 sind dieselben zusammengestellt, soweit sie für die vorliegende Fragestellung von Bedeutung sind, nämlich die je vier mit der Fruchtbarkeit als abhängiger Variabler; in der üblichen Weise bedeutet das außer  $f$  vor dem Punkt stehende Symbol diejenige unabhängige Variable, deren Einfluß auf die abhängige Variable  $f$  ermittelt wird, wobei die Mitwirkung der jeweils drei anderen unabhängigen Variablen rechnerisch ausgeschaltet wird.

Tabelle 6

Bezeichnung	Wert
des partiellen Korrelationskoeffizienten	
$r_{fk.lmn}$	— 0,202
$r_{fl.kmn}$	+ 0,639
$r_{fm.kln}$	+ 0,619
$r_{fn.klm}$	— 0,271
des partiellen Regressionskoeffizienten	
$b_{fk.lmn}$	— 0,046
$b_{fl.kmn}$	+ 1,113
$b_{fm.kln}$	+ 1,035
$b_{fn.klm}$	— 0,102

Ein Vergleich der partiellen Korrelationskoeffizienten in Tabelle 6 mit den totalen in Tabelle 5 (und ebenso auch der entsprechenden Regressionskoeffizienten) bestätigt es, daß die Höhe und einmal sogar das Vorzeichen der totalen Korrelationen nur dadurch vorgetäuscht werden, daß die Mitwirkung der übrigen Kausalfaktoren nicht rechnerisch abgetrennt wird. In hohem Grade gilt dies von den Korrelationen zwischen  $f$  und  $k$  sowie zwischen  $f$  und  $m$ , die also den Einfluß des Anteils katholischer Bevölkerung bzw. des Anteils der zur Wirtschaftsabteilung Landwirtschaft usw. gehörigen Bevölkerung auf die standardisierte allgemeine Fruchtbarkeitsziffer angeben. Als totale Korrelation erscheint der Zusammenhang zwischen dem Anteil katholischer Bevölkerung und der Fruchtbarkeit zwar nicht straff, aber doch deutlich positiv; der Übergang zur partiellen Korrelation ergibt aber, daß die genannte totale Korrelation nur durch die Beziehungen zwischen  $k$  einerseits und  $l$ ,  $m$  und  $n$  andererseits zustande kommt: Dadurch, daß  $r_{kl}$  und  $r_{km}$  positiv sind und  $r_{kn}$  negativ, d. h. der katholische Bevölkerungsteil in den Wirtschaftsabteilungen Landwirtschaft usw. sowie Bergbau usw. stärker, hingegen in der Großstadtbevölkerung schwächer vertreten ist als die Gesamtbevölkerung, wobei  $l$  und  $m$  positiv,  $n$  hingegen negativ mit  $f$  korreliert sind, kommt der totale



Korrelationskoeffizient  $r_{fk}$  positiv heraus, wohingegen die gleichzeitige rechnerische Berücksichtigung von  $l$ ,  $m$  und  $n$  den partiellen Korrelationskoeffizienten negativ werden läßt.

Gerade dieses Ergebnis scheint den Ergebnissen einer Betrachtung *prima facie* zu widersprechen; aber eine solche geht eben unbewußt nur von der totalen Korrelation aus, ohne zu berücksichtigen, daß diese sich bei der Einbeziehung anderer Faktoren weitgehend ändern kann. Es muß aber ausdrücklich darauf hingewiesen werden, daß das gefundene Ergebnis — wie eigentlich jedes statistisch oder überhaupt empirisch gewonnene — nur dort gilt, wo die benützten statistischen Grundlagen herkommen, d. h. in dem betreffenden Raume und in der betreffenden Zeit, hier also in der Bundesrepublik Deutschland und in den Jahren 1949 bis 1952.

Hingegen ist die Korrelation zwischen  $f$  und  $m$  als totale nur ganz winzig, während die partielle Korrelation zwischen diesen beiden Faktoren bei Ausschaltung der drei anderen hoch positiv wird. Hier liegt der entscheidende Faktor dieser Veränderung in der negativen Korrelation zwischen  $l$  und  $m$ : Dadurch, daß die Wirtschaftsabteilung Landwirtschaft usw. mit ihrem gegenüber der Wirtschaftsabteilung Bergbau usw. weit größeren zahlenmäßigen Gewichte mit ihr stark negativ korreliert ist, scheint in den Regierungsbezirken, die viel Bergbau und wenig Landwirtschaft haben, die Fruchtbarkeit nur wenig über dem Durchschnitt zu liegen, was aber ganz anders aussieht, wenn man durch Berechnung einer partiellen Korrelation den Einfluß der Landwirtschaft rechnerisch ausschaltet et vice versa (dies wird schon bei der Berechnung des partiellen Korrelationskoeffizienten erster Ordnung  $r_{fm,l}$  deutlich, der + 0,647 ergibt).

Mittels der aus Tabelle 6 ersichtlichen partiellen Regressionskoeffizienten läßt sich nun die vollständige Regressionsgleichung für  $f$  aufstellen. Bezeichnet man zusätzlich zu den bereits angeführten Symbolen den Bundesdurchschnitt einer Reihe mit  $A$  nebst dem betreffenden Reihensymbol als Index, hingegen den Wert des einzelnen Faktors in einem Regierungsbezirke  $i$  durch Hinzufügung des Index  $i$  zu dem Reihensymbol und schließlich den mit den gefundenen Regressionen zu erwartenden Wert der standardisierten allgemeinen Fruchtbarkeitsziffer in dem gleichen Regierungsbezirke mit  $E(f_i)$ , so lautet die vollständige Regressionsgleichung:

$$E(f_i) = A_f + b_{fk,lmn}(k_i - A_k) + b_{fl,kmn}(l_i - A_l) + b_{fm,klm}(m_i - A_m) + b_{fn,klm}(n_i - A_n)$$

Mit den Durchschnittswerten der Tabelle 4 und den partiellen Regressionskoeffizienten der Tabelle 6 bedeutet dies also:

$$E(f_i) = 1000 - 0,046(k_i - 452) + 1,113(l_i - 147) + \\ + 1,035(m_i - 45) - 0,102(n_i - 273)$$

$$\text{oder } E(f_i) = 838,452 - 0,046 k_i + 1,113 l_i + 1,035 m_i - 0,102 n_i$$

Mittels dieser letzten Gleichung läßt sich nun für jeden Regierungsbezirk des Bundesgebiets (und daneben auch für West-Berlin) die erwartungsmäßige standardisierte allgemeine Fruchtbarkeitsziffer  $E(f_i)$

Tabelle 7

Regierungsbezirk	f	E(f)	f'
Schleswig-Holstein	1 013	1 007	1 006
Hamburg	733	770	952
Hannover	919	991	927
Hildesheim	1 022	1 048	975
Lüneburg	1 107	1 130	980
Stade	1 140	1 167	977
Osnabrück	1 157	1 113	1 040
Aurich	1 241	1 176	1 055
Braunschweig	977	996	981
Oldenburg	1 126	1 063	1 059
Bremen	865	783	1 105
Düsseldorf	911	884	1 031
Köln	920	893	1 030
Aachen	1 077	1 031	1 045
Münster	1 092	1 111	983
Detmold	962	993	969
Arnsberg	972	1 000	972
Darmstadt	1 041	1 004	1 037
Kassel	1 027	1 079	952
Wiesbaden	904	913	990
Koblenz	1 112	1 119	994
Trier	1 207	1 240	973
Montabaur	1 126	1 174	959
Rheinessen	1 085	1 065	1 019
Pfalz	1 146	1 027	1 116
Nordwürttemberg	956	983	973
Nordbaden	984	933	1 055
Südbaden	1 128	1 076	1 048
Südwestfalen-Hohenzollern	1 068	1 100	971
Oberbayern	846	960	881
Niederbayern	1 171	1 181	992
Oberpfalz	1 166	1 116	1 045
Oberfranken	1 010	1 039	972
Mittelfranken	905	993	911
Unterfranken	1 171	1 101	1 064
Schwaben	988	1 055	936
Lindau	988	1 066	927
Bundesgebiet (ohne West-Berlin)	1 000	1 000	1 000
mittlere Abweichung (ohne West-Berlin)	107,3	95,7	50,8
West-Berlin	681	764	891

berechnen, d. h. diejenige, die in dem betreffenden Regierungsbezirke zu beobachten gewesen sein müßte, wenn die partiellen Korrelationskoeffizienten genau und ohne Mitwirkung noch weiterer Kausalfaktoren maßgeblich wären.

Demgemäß sind in Tabelle 7 für die einzelnen Regierungsbezirke zunächst noch einmal die standardisierten allgemeinen Fruchtbarkeitsziffern aus Tabelle 3 wiederholt, also wie dort in ‰ des Bundesdurchschnitts ausgedrückt und nunmehr wie im vorhergehenden mit  $f$  bezeichnet. Dann sind die mittels der vollständigen Regressionsgleichung berechneten erwartungsmäßigen Werte  $E(f)$  beigefügt; schließlich sind die in ‰ berechneten Quotienten  $10^3 f : E(f)$  als  $f'$  angegeben. Wie überall ist die mittlere Abweichung als gewogene berechnet.

Wie aus den vorhergegangenen Darlegungen folgt, bedeutet die Reihe der  $f'$  diejenigen Abweichungen der standardisierten allgemeinen Fruchtbarkeitsziffern vom Bundesdurchschnitt, die übrig bleiben, wenn man die Wirkung der mit  $k$ ,  $l$ ,  $m$  und  $n$  bezeichneten Faktoren rechnerisch ausschaltet. Die gewogene mittlere Abweichung der  $f'$  beläuft sich auf 50,8 gegenüber einer solchen von 107,3 der  $f$ . Den Anteil der einzelnen Faktoren an der Gesamtstreuung findet man wie schon erwähnt durch den Vergleich der Quadrate der mittleren Abweichungen, und im vorliegenden Falle führt ein solcher zu dem Ergebnis, daß nach Ausschaltung der genannten vier Kausalfaktoren mittels Berechnung der  $E(f)$  und hieraus der  $f'$  von der Varianz der  $f$  nur noch ein Rest in Höhe von 22,5 ‰ übrigbleibt; durch die Rundungen der Dezimalen in den zahlreichen Zwischenrechnungen ist diese letztgenannte Zahl von 22,5 ‰ selbstverständlich etwas ungenau, und die exaktere Berechnung führt von der mittleren Abweichung der  $f$  ausgehend durch sukzessive Multiplikation mit den einzelnen partiellen Korrelationskoeffizienten (auf vier verschiedenen Wegen fast genau übereinstimmend) zu einem Restanteil der Varianz von 21,5 ‰. Auf jeden Fall also beruht die Streuung der standardisierten allgemeinen Fruchtbarkeitsziffern zu rund 78 ‰ auf der Wirkung der immer wieder aufgezählten vier Kausalfaktoren. In dem Streuungsrest von 22 ‰ kann derjenige Anteil der Wirkung dieser vier Faktoren enthalten sein, der wegen ihrer unscharfen Abgrenzung bei den Korrelationsberechnungen nicht in Erscheinung tritt; außerdem müssen aller Wahrscheinlichkeit nach in ihm noch zahlreiche weitere Faktoren sich auswirken, die mit  $f$  Korrelationen und demgemäß auch Regressionen aufweisen, die zwar von 0 verschieden sind, deren absolute Werte aber vermutlich doch nur unbedeutend sind, so daß die Superposition ihrer aller nur einen Teil des gesamten Restbetrages von 22 ‰ der Varianz ausmacht. Für jeden

solchen Faktor, bei dem eine merkliche Korrelation mit  $f$  vermutet wird, läßt sich bei Vorhandensein ausreichender statistischer Daten die totale Korrelation mit  $f$  leicht berechnen; die Berechnung der partiellen Korrelation hingegen, auf die es entscheidend ankommt, erfordert für jeden einzelnen Faktor die Berechnung aller beteiligten Korrelationen in einer jeweils um 1 steigenden Ordnung, und wie schon gesagt, scheidet eine erhebliche Vermehrung der Zahl solcher Faktoren praktisch an der jedesmaligen Vervielfachung der Rechenarbeit.

Bei dieser Streuungserlegung ist von den standardisierten allgemeinen Fruchtbarkeitsziffern ausgegangen, von deren Streuung also nach Berechnung des Einflusses von vier Faktoren noch ein Rest von 22 % ungeklärt blieb. Geht man statt dessen von den rohen Natalitätsziffern aus, so beträgt dieser ungeklärte Anteil der Streuung nur 18 % der ganzen.

Wenn nunmehr schließlich die gefundenen Ergebnisse für Westdeutschland 1949—1952 noch diskutiert werden sollen, indem der Anteil der untersuchten vier Kausalfaktoren beleuchtet wird, so liegt es nahe, entweder von den partiellen Korrelationskoeffizienten oder von den partiellen Regressionskoeffizienten der Tabelle 6 ausgehen. Hierbei würde sich nach beiden Betrachtungsweisen ergeben, daß zwar an erster Stelle der Faktor  $l$  (Anteil der Wirtschaftsabteilung Landwirtschaft usw.) stünde, aber der Faktor  $m$  (Anteil der Wirtschaftsabteilung Bergbau usw.) fast ebenso wirksam wäre. Daneben ist jedoch noch zu berücksichtigen, daß der Faktor  $m$  sich in der Wirklichkeit des Bundesgebietes nicht so stark wie der Faktor  $l$  geltend machen kann, weil die mittlere Abweichung der  $m$  erheblich kleiner als die der  $l$  ist (vgl. Tabelle 4). Das gleiche gilt auch für das gegenseitige Verhältnis aller vier Faktoren untereinander. Man kann diesen Einfluß aber dadurch ausschalten, daß man aus den partiellen Regressionskoeffizienten den Faktor eliminiert, der durch das Verhältnis zwischen der mittleren Abweichung der abhängigen und derjenigen der unabhängigen Variablen gebildet wird. Tut man dies noch, dann erhält man folgende Vergleichsziffern der sozusagen „reinen“ Einflüsse der betrachteten vier Kausalfaktoren auf  $f$ :

Reiner Einfluß von $k$	— 0,108
Reiner Einfluß von $l$	+ 0,801
Reiner Einfluß von $m$	+ 0,463
Reiner Einfluß von $n$	— 0,235

Im vorstehenden ist versucht worden, eine statistische Methodik zur Messung der Fruchtbarkeit und vor allem der auf sie wirkenden

**Einflüsse an Hand der tatsächlichen Verhältnisse in Westdeutschland in den Jahren 1949 bis 1952 zu entwickeln. Hinsichtlich der konkreten Einflüsse einzelner Faktoren, die hierbei gefunden wurden, sei nochmals betont, daß aus den betreffenden Zahlen keine Rückschlüsse auf andere Länder oder andere Zeiten zulässig sind, sondern die Zahlen aus der Bundesrepublik Deutschland und den Jahren 1949 bis 1952 nur die Verhältnisse dieses Gebiets und dieses Zeitraumes ausdrücken.**