

Zeitschrift:	Mitteilungen des Statistischen Bureaus des Kantons Bern
Herausgeber:	Statistisches Bureau des Kantons Bern
Band:	- (1929)
Heft:	1
 Artikel:	Vieh- und Geflügelbestandsermittlung des Kantons Bern vom 19. April 1929
Autor:	[s.n.]
Kapitel:	Methodisches
DOI:	https://doi.org/10.5169/seals-850366

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften auf E-Periodica. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen sowie auf Social Media-Kanälen oder Webseiten ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. [Mehr erfahren](#)

Conditions d'utilisation

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. La reproduction d'images dans des publications imprimées ou en ligne ainsi que sur des canaux de médias sociaux ou des sites web n'est autorisée qu'avec l'accord préalable des détenteurs des droits. [En savoir plus](#)

Terms of use

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. Publishing images in print and online publications, as well as on social media channels or websites, is only permitted with the prior consent of the rights holders. [Find out more](#)

Download PDF: 31.01.2026

ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, <https://www.e-periodica.ch>

I. Abschnitt.

Methodisches.

1. Zweck und Ziele der Viehbestandsermittlungen.

Die Aufgaben der Viehbestandsermittlungen haben im Laufe der Jahrzehnte Wandlungen durchgemacht. Ursprünglich suchte man mittels der Viehzählungen den der allgemeinen Statistik zugewiesenen Fragenkomplex lösen zu helfen, nämlich ein Inventar der vorhandenen Vermögenswerte aufzunehmen. Der Vergleich dieser Inventarien von Zählperiode zu Zählperiode gab dann Auskunft über die Veränderungen der in den Beständen festgelegten Werte. Das war der primäre, durch die Zählung beabsichtigte Zweck, und dessen Erfüllung wurde noch im Budapest-Kongreß 1876 als erste Aufgabe der Agrarstatistik postuliert.

Bald erkannte man aber, daß Viehbestandsermittlungen noch weitergehenden Zwecken zu dienen in der Lage sind. Sie geben auch Aufschluß über die erfolgten Verschiebungen in den landwirtschaftlichen Produktionsrichtungen. Aus den Zählungsergebnissen und aus dem Verhältnis der Viehstandskategorien und Altersklassen zueinander, wie aus dem Vergleich mit den Ergebnissen früherer Ermittlungen, ist es möglich, sich darüber ein Urteil zu verschaffen, ob in einem Gebiet die Milchproduktion oder die Rindviehmast und Rindviehzucht, die Schweinezucht oder die Pferdezucht, absolut wie relativ, an Bedeutung gewinnt. Diesen damit umschriebenen Ansprüchen an die Statistik vermochten die periodisch wiederkehrenden Zählungen, wie sie vom Bundesgesetz betr. Förderung der Landwirtschaft (Landwirtschaftsgesetz) vom Jahre 1893 vorgesehen sind, im allgemeinen zu genügen, und sie befriedigten die Bedürfnisse, die in jener Zeit zutage getreten waren.

Die Aufgaben der Volkswirtschaftspolitik sind im Laufe der letzten Jahrzehnte wesentlich erweitert worden. Bald da, bald dort greift sie korrigierend und richtunggebend in das Getriebe der Wirtschaft ein. Zur fortgesetzten Nachprüfung der Wirkungen ihrer Maßnahmen bedarf sie einer fortlaufenden Kontrolle, wie sie ihr durch die Statistik ermöglicht wird. Die Statistik ist eben die „Buchführung der Volkswirtschaftspolitik“ und ist in mancher Beziehung in ihrer Bedeutung mit der Buchhaltung von Geschäftsbetrieben vergleichbar. Der Leiter einer Unternehmung will durch die Buchhaltung fortlaufend über die Wirkung seiner Betriebsmaßnahmen unterrichtet sein. Er begnügt sich dabei nicht mit jährlichen oder alle zwei Jahre wiederkehrenden Bilanzen, sondern wünscht, besonders in Zeiten unruhiger Geschäftsentwicklung, von seiner Buchhaltungsabteilung Zwischenabschlüsse, provisorische Aufstellungen und Unterlagen für seine weiteren Kalkulationen. Das Bedürfnis nach einer derartigen Verwendung der Buchhaltung als Hilfsmittel der Betriebsleitung ist um so größer, je schärfer die Konkurrenz ist und je mehr es für den Erfolg der Wirtschaft auf die persönliche Direktion des Leiters ankommt.

Genau so liegen die Bedürfnisse auch in der Volkswirtschaftspolitik. Für sie besteht ein dringender Wunsch, über die fortlaufenden Veränderungen und die Wirkung ihrer Maßnahmen unterrichtet zu werden. In Zeitabschnitten ruhiger Entwicklung genügt dem Volkswirtschaftspolitiker eine periodische, in großen

Zeiträumen folgende Orientierung. Je unruhiger die Verhältnisse sind, und je mehr er in das Getriebe der Wirtschaft eingreift, um so größer ist für ihn das Bedürfnis, durch eine Nachschau häufiger unterrichtet zu werden. Und so wird er in diesen Perioden von seinem Statistiker — als dem Betriebskalkulator und Buchhalter der Volkswirtschaft — in kurzen Zeitabschnitten Auskunft über die zutage tretenden Auswirkungen seiner Maßnahmen verlangen. Gleichzeitig wird er von ihm Unterlagen begehren, um die weiterhin zu treffenden Maßnahmen bestimmen zu können. Deshalb verlangt er von ihm auch Zwischenabschlüsse.

Die Statistik soll nicht nur der Staatsverwaltung und der Volkswirtschaftspolitik Unterlagen für ihre Handlungen und Maßnahmen liefern, sondern darüber hinaus diesen, wie selbst den Leitern der einzelnen Wirtschaftseinheiten Mittel in die Hand geben, die kommende Entwicklung zu bestimmen, die Konjunktur der nächsten Zeit abzuschätzen. Dieser Aufgabe hat auch die Viehzählung gerecht zu werden. Aus dem Verhältnis des Bestandes der Jugendklassen zu jenem der Altersklassen kann man auf die Verschiebung im kommenden Angebot auf dem Markt schließen, und bei rechtzeitiger Orientierung können die Erzeuger, die Verbraucher, die Warenvermittler und die Staatspolitik gegen drohende Krisen vorbeugend wirken. Es ist bekannt, um nur ein Beispiel herauszugreifen, daß gerade auf dem Gebiet der Schweinemast und -zucht in den letzten Jahren wegen zeitweiliger Stoßangebote ungeheure Verluste zu verzeichnen waren. Durch einen einigermaßen befriedigenden Überblick über Bestandsveränderungen wäre es möglich gewesen, die Produktion vorzeitig umzustellen.

Den hier skizzierten Aufgaben der Statistik vermögen Viehbestandsermittlungen, die nur in Intervallen von mehreren Jahren wiederholt werden, nicht zu genügen. Maximal- und Minimalproduktionen, bzw. Bestände können einander schon innert kürzeren Fristen ablösen, so daß sie von einer mit Unterbrechung von Jahren durchgeführten Viehzählung oft nicht einmal registriert werden.

Die Viehbestandsermittlungen können jedoch nur dann in befriedigender Weise der Konjunkturforschung dienen, wenn man sie oft wiederholt. Ein großer Teil der europäischen Staaten besitzt jährlich wiederkehrende Viehzählungen, u. a. England, Deutschland, Dänemark, aber auch die Vereinigten Staaten von Nordamerika führen jährlich wiederkehrende Viehbestandsermittlungen durch.

Die Schweiz kennt ordentlicherweise nur die alle fünf Jahre durchzuführende Viehzählung. Während der Kriegsjahre hat der Bundesrat, gestützt auf seine außerordentlichen Vollmachten, 1918, 1919 und 1920 Viehzählungen angeordnet, die durch die ordentlichen Zählungen von 1916 und 1921 eingerahmt waren. Seither hat man sich auf die Erfüllung der durch das Gesetz festgelegten Aufgaben beschränkt.

2. Die Stellung der repräsentativen Viehbestandsermittlungen und die Bestimmung der Größe der Fehlerquellen.

a. Allgemeines.

Bestandsermittlungen durch Zählung sämtlicher Bestände liefern unzweifelhaft das zuverlässigste Resultat. Die Gesamtzählung ist daher an und für sich erstaunlich. Es ist aber denkbar, daß man auf Grund von Erhebungen in einem Teil des Gebietes auch einen Schluß auf die Veränderung in den Beständen ziehen kann. Diese letzteren, sogenannten Repräsentativzählungen können mit weniger Aufwand durchgeführt werden. Eine häufigere Wiederholung ist deshalb leichter möglich; man kann daher die auftauchenden Veränderungen

rascher verfolgen. Die Errechnung der Bestandesverschiebungen aus repräsentativen Beobachtungen ist nur möglich, wenn die Ausgangsstellung durch eine solide Grunderhebung, wie sie durch eine Gesamtzählung geboten wird, geschaffen ist. Bei den Viehzählungen ist das durch die ordentlichen eidgenössischen Ermittlungen der Fall. Durch Beobachtung der Veränderungen in den Viehbeständen einzelner Gemeinden kann man einen Index gewinnen, der einen Rückschluß auf die Umschichtung im Gesamtbestand zuläßt. Und da der Ausgangsbestand insgesamt bekannt ist, ist es möglich, mittelst der gewonnenen Indizes auf den mutmaßlichen Gesamtbestand zu schließen. Auch die so errechnete Größe ist eine Relativzahl, nur ist sie nicht auf die Basis von hundert bezogen, sondern auf die Größe des Bestandes der verglichenen Gesamtzählung. Dieser relative oder errechnete Gesamtbestand wird den tatsächlichen Verhältnissen regelmäßig nicht so nahe kommen, wie die Resultate einer Gesamtzählung; er vermag aber doch eine befriedigend zuverlässige Grundlage für die Beurteilungen zu verschaffen. Mit repräsentativen Viehzählungen allein wird man nicht auskommen. Von Zeit zu Zeit muß die Basis neu fundiert werden.

Repräsentativerhebungen haben auf anderen Gebieten der Volkswirtschaft wesentlich zur Abklärung beigetragen und zwar trotz aller Unvollkommenheit der Verfahren. Wir weisen nur hin auf die Preisstatistiken, die Erhebungen über die Verbrauchswirtschaft (Haushaltungsrechnungen) und über die Veränderung der Kosten der Lebenshaltung. Die Basis, auf der diese Berechnungen aufgebaut werden, ist im Vergleich zu jener einer repräsentativen Viehzählung, die vielleicht 10—15% des Gebietes umfaßt, außerordentlich schmal. Außerdem überschreiten die Veränderungen in den Preisen bei einzelnen Produkten ein Mehrfaches derjenigen Verschiebungen, die in den Viehbeständen innerhalb der gleichen Zeitspanne vorkommen. Und trotz aller dieser Schwächen haben die Indexberechnungen abklärend gewirkt. Es ist nicht einzusehen, warum ähnliche Verfahren für die Ermittlungen der Verschiebungen in den Viehbeständen nicht auch mit Vorteil angewendet werden könnten. Hier besteht noch der große Vorteil, daß durch die periodisch wiederkehrenden Gesamtzählungen feste Ausgangsstellungen geschaffen werden, die auch gleichzeitig von selbst die errechneten Bestände aus der repräsentativen Erhebung nachkontrollieren und korrigieren. Diese Überlegungen müssen es nahe legen, die Frage der Zweckmäßigkeit der repräsentativen Viehbestandsermittlungen zu bejahen. Es kann sich jedoch nicht darum handeln, die vorhandenen Viehzählungen durch repräsentative Erhebungen zu ersetzen, sondern lediglich diese durch Einfügung von repräsentativen Zählungen zu erweitern. Nicht Gesamtzählung oder repräsentative Zählung, sondern Gesamtzählung und repräsentative Zählung muß das Ziel sein. Damit erreichen wir dasjenige, was man im Geschäftsbetrieb in Zwischenbilanzen zur Verfügung hat. In den Schlussbilanzen stellt man schärfere Forderungen an die Genauigkeit, als in den Zwischenbilanzen. Die ersten sind etwas solidere Marksteine, die durch ein sorgfältiges Inventar nachkontrolliert sind. Für die Zwischenbilanzen sucht man mit einfacheren, wenn auch vielleicht nicht ganz so zuverlässigen Hilfen auszukommen, verlangt aber, daß sie häufiger aufgestellt werden. Der Betriebsleiter ist sich bewußt, daß die Resultate der Zwischenbilanzen nicht ganz so verlässlich sind; sie schaffen ihm gleichwohl eine Grundlage, den laufenden Betrieb zu beurteilen und die Ausgangsstellung für andere Maßnahmen zu formieren.

Ähnlich sind die Ergebnisse repräsentativer Viehbestandsermittlungen zu beurteilen. An sie muß man noch die Anforderung stellen, daß sie soweit fundiert sind, daß die Ergebnisse nicht nur vom Bearbeiter, sondern von der großen Masse

der Beurteiler als genügend konsolidiert betrachtet werden, um sich ein Urteil über die auftretenden Veränderungen verschaffen zu können.

b. Die Bestimmung der Größe der Fehlerquellen.

Jede Bestandesermittlung, mag sie noch so sorgfältig vorbereitet und durchgeführt werden, schließt Fehlerquellen in sich; selbst die Volkszählung ist nicht absolut genau, und auch bei einer Gesamtzählung des Viehbestandes sind kleinere Fehler unvermeidlich. Man denke nur daran, daß fortgesetzte Verschiebungen vorkommen und eine bestimmte Stunde als Stichzeit nicht gewählt werden kann. Mit diesen Mängeln und Fehlern muß jeder Statistiker rechnen, und es hat derjenige, der die Ergebnisse derartiger Ermittlungen benutzt, die Fehlerquellen bei seinen Schlussfolgerungen zu berücksichtigen. Es ist klar, daß die Beobachtungsfehler verhältnismäßig um so größer werden, je kleiner der Ausschnitt aus der ganzen Flucht der Erscheinungen ist, auf die sich die Beobachtungen stützen. Wenn man deshalb aus der Veränderung der Größe des Viehbestandes in einer beschränkten Anzahl von Beobachtungsgebieten (Gemeinden) auf die Bestandesverschiebungen in einem weiteren Umkreise schließt, so kann kein so genaues Bild gewonnen werden, wie es von einer Gesamtzählung geboten wird. Es wäre jedoch ein Irrtum, zu glauben, die Zuverlässigkeit der Endergebnisse falle in gleichem Maße zurück wie die Einschränkung des Umfanges der Beobachtungskreise. Vielmehr sagen uns die Gesetze der Wahrscheinlichkeits- und Ausgleichsrechnung, daß die Größe der Fehlerquelle nicht proportional dem Werte der Einschränkung des Erhebungsgebietes wächst, sondern nur im Verhältnis der Quadratwurzel daraus. Wenn sich die Beobachtung nur auf $\frac{1}{10}$ des Beobachtungsgebietes — die Beobachtungsgebiete immer gleichmäßig verteilt vorausgesetzt — erstreckt, wird die Fehlerquelle nicht etwa 10, sondern nur $\sqrt{10} = 3,1$ mal so groß, als sie bei einer Gesamtzählung ohnehin vorhanden ist. Oder umgekehrt, die Genauigkeit einer Erhebung wächst nicht im gleichen Verhältnis mit dem Umfang des Erhebungsmaterials, sondern nur proportional den Quadratwurzeln daraus. Wenn die Vollständigkeit des Erhebungsmaterials zueinander steht wie 1:0,5:0,25:0,10, so verhalten sich die Genauigkeitsindizes zueinander wie 1:0,7:0,5:0,3, wobei die Ziffer 1 den höchst erzielbaren Genauigkeitsgrad angibt.

Die Kosten der Erhebung gehen dagegen nicht vollständig proportional mit dem Umfang des Erhebungsmaterials; sie steigen also annähernd dem Verhältnis der Quadrate des Genauigkeitsgrades. Man muß nun aber auch bestrebt sein, bei allen Ermittlungen eine gewisse Wirtschaftlichkeit zu beobachten und deshalb die Anforderungen an den Grad der Genauigkeit nicht höher schrauben, als dies für die praktischen Zwecke notwendig ist; d. h. man soll sich mit jenem Umfang einer Erhebung begnügen, bei dem die Streuung der Resultate bereits derart eingeschränkt ist, daß eine Schlussnahme möglich wird. Eine weitergehende Stabilisierung der Ergebnisse durch umfassendere Erhebungen hat meist nur theoretischen Wert; sie ist für Grunderhebungen erwünscht, oft absolut notwendig, kann aber für manche andere Zwecke, besonders für Zwischenbilanzen (Zwischen-erhebungen), meist entbehrt werden.

c. Die Prüfung der Anwendbarkeit der Gesetze der Wahrscheinlichkeitsrechnung bei Viehzählungen.

Lassen sich überhaupt die Gesetze der Fehlerwahrscheinlichkeits- und Ausgleichsrechnung bei Viehzählungen (oder anderen Erhebungen auf dem Gebiete der Volkswirtschaft) anwenden? Die Zulässigkeit der Anwendung dieser Gesetze kann man an Hand früherer Erhebungen nachprüfen. Wir haben das getan.

Das Fehlerwahrscheinlichkeitsgesetz sagt nämlich, daß dem Mittel einer Grundzahl von Einzelbeobachtungen aus irgend einem Gebiete nur ganz wenige Einzelresultate entsprechen. Die Differenzen aber folgen einander in einer gewissen Regelmäßigkeit. Um die Gesetzmäßigkeit aufzusuchen, verfährt man einfach wie folgt: Man summiert alle gefundenen Differenzen ohne Berücksichtigung des Vorzeichens und dividiert diese durch $\sqrt{n(n-1)}$, worin n die Anzahl der Beobachtungen ist.

Multipliziert man dann die so gefundene Zahl mit einer Konstanten, dem Faktor 0,845, so erhält man den sog. wahrscheinlichen Fehler oder besser die wahrscheinliche Schwankung (r). Dieser Fehler folgt in bezug auf die Häufigkeit seines Auftretens dem Gauß'schen Fehlerwahrscheinlichkeitsgesetz. Dieses ist durch die Fehlerwahrscheinlichkeitstabelle dargestellt. Nach ihr ist die Wahrscheinlichkeit, daß der Fehler liegt zwischen den Grenzen Null

$$\begin{array}{ll} \text{und } 1,0 \cdot r = 0,5000 & \text{und } 4,0 \cdot r = 0,9930 \\ \text{, } 2,0 \cdot r = 0,8227 & \text{, } 4,4 \cdot r = 0,9970 \\ \text{, } 3,0 \cdot r = 0,9570 & \text{, } 5,0 \cdot r = 0,9993 \end{array}$$

Hat man aus einer Reihe von Beobachtungen die Schwankung oder den Fehler berechnet, und wünscht man zu wissen, wie häufig bei einer neuen Beobachtungsreihe die Größe r oder irgend ein Vielfaches von ihr auftritt, so hat man die Zahl der Beobachtungen mit der Wahrscheinlichkeit, welche sich aus der Tabelle ergibt, zu multiplizieren. Der Fehler r ist aus den Differenzen unter der Voraussetzung berechnet, daß die Differenzen die nächsten Werte der wirklichen Beobachtungsfehler darstellen, was der Annahme entspricht, daß aus einer Reihe gleichartiger Beobachtungen das Mittel dem wirklichen Werte am nächsten steht. Deshalb müssen die Differenzen in bezug auf die Größe und die Häufigkeit ihres Auftretens dem gleichen Gesetze Folge leisten wie der wahrscheinliche Fehler. Um zu untersuchen, ob das Gauß'sche Fehlerwahrscheinlichkeitsgesetz auf eine Beobachtungsreihe anwendbar ist, ordnet man deshalb die Differenzen nach ihrer Größe und nach ihrer Häufigkeit und vergleicht, ob die gefundenen Werte mit denen aus der Fehlerwahrscheinlichkeitstabelle übereinstimmen; z. B. liegen 1000 Beobachtungen vor, so müssen, soll die Beobachtungsreihe dem Gauß'schen Gesetz entsprechen, zwischen 0— r 500 Differenzen liegen, und 500 Differenzen müssen größer als r sein. Größer als $2r$ müssen noch 177, größer als $3r$ noch 43 Differenzen sein.

Die Anwendbarkeit der Wahrscheinlichkeitsrechnungen für Viehzählungen haben wir an Hand der Ergebnisse der Viehzählungen vom Jahre 1921 und 1926 nachgeprüft und festgestellt, daß sich die Veränderungen in den Gemeinden und Amtsbezirken sowohl im Gesamtbestand, wie in den einzelnen Viehstandskategorien und Altersklassen vollständig nach den Gesetzen der Wahrscheinlichkeitsrechnung anordnen. Wir lassen einige Zahlen folgen, die durtun mögen, wie weit die Gesetzmäßigkeit zu beobachten ist.

Es betrug der Bestand gemäß der Zählung von 1926 in Prozenten jenes des Jahres 1921:

Amtsbezirke	Biehbesitzer mit Landwirtschafts- betrieb als einzigem Erwerb		Pferde unter 4 Jahren		Rühe		Mutter- schweine		Milch- ziegen						
	%	Diffe- renzen	%	Diffe- renzen	%	Diffe- renzen	%	Diffe- renzen	%	Diffe- renzen					
Alberg	95,5	+	1,4	49,9	+	12,8	116,1	—	11,5	71,3	+	11,6			
Altwangen	96,0	+	0,9	53,4	+	9,3	108,6	+	5,8	88,3	—	8,4	90,6	—	7,7
Bern	97,3	—	0,4	43,3	+	19,4	114,7	—	0,3	95,5	—	15,6	85,4	—	2,5
Biel	106,1	—	9,2	65,8	—	3,1	123,0	—	8,6	46,7	+	33,2	68,2	+	14,7
Büren	98,0	—	1,1	46,9	+	15,8	114,6	—	0,2	96,2	—	16,3	100,6	—	17,7
Burgdorf	97,9	—	1,0	54,5	+	8,2	110,1	+	4,3	98,1	—	18,2	82,6	+	0,3
Courtelary	99,2	—	2,3	70,4	—	7,7	114,9	—	0,5	48,6	+	31,3	74,8	+	8,1
Delémont	95,5	+	1,4	92,2	—	29,5	129,2	—	14,8	68,6	+	11,3	82,3	+	0,6
Erlach	95,4	+	1,5	54,4	+	8,3	118,0	—	3,6	116,0	—	36,1	88,1	—	5,2
Franches-Montagnes	93,5	+	3,4	108,6	—	45,9	102,4	+	12,0	91,9	—	12,0	93,9	—	11,0
Fraubrunnen	94,9	+	2,0	45,8	+	16,9	116,7	—	2,3	100,0	—	20,1	90,4	—	7,5
Frutigen	92,7	+	4,2	83,3	—	20,6	110,5	+	3,9	54,0	+	25,9	85,5	—	2,6
Interlaken	91,7	+	5,2	100,0	—	37,3	107,9	+	6,5	66,3	+	13,6	80,2	+	2,7
Könolfingen	98,3	—	1,4	56,6	+	6,1	110,3	+	4,1	86,6	—	6,7	97,5	—	14,6
Laufen	97,0	—	0,1	51,0	+	11,7	130,4	—	16,0	64,7	+	15,2	80,3	+	2,6
Laupen	97,8	—	0,9	38,4	+	24,3	115,4	—	1,0	120,2	—	40,3	79,0	+	3,9
Moutier	89,3	+	7,6	71,0	—	8,3	124,7	—	10,3	68,1	+	11,8	74,0	+	8,9
Neuveville	93,8	+	3,1	100,0	—	37,3	140,7	—	26,3	161,5	—	81,6	67,9	+	15,0
Nidau	98,9	—	2,0	47,6	+	15,1	122,6	—	8,2	81,4	—	1,5	78,2	+	4,7
Oberhasle	103,0	—	6,1	43,3	+	19,4	102,5	+	11,9	68,6	+	11,3	70,9	+	12,0
Porrentruy	98,7	—	1,8	95,1	—	32,4	123,9	—	9,5	60,3	+	19,6	90,0	—	7,1
Saanen	96,5	+	0,4	54,0	+	8,7	100,7	+	13,7	36,0	+	43,9	77,2	+	5,7
Schwarzenburg . . .	99,8	—	2,9	43,4	+	19,3	108,5	—	5,9	81,1	—	1,2	78,6	+	4,3
Sextigen	96,7	+	0,2	58,2	+	4,5	112,4	—	2,0	97,0	—	17,1	79,4	+	3,5
Signau	98,0	—	1,1	64,8	—	2,1	109,0	—	5,4	84,1	—	4,2	83,2	—	0,3
Simmental, Nieder- .	96,7	+	0,2	53,6	+	9,1	111,1	—	3,3	63,7	+	16,2	91,3	—	8,4
Simmental, Ober- .	98,7	—	1,8	47,6	+	15,1	99,0	—	15,4	31,8	+	48,1	89,5	—	6,6
Thun	94,5	+	2,4	52,6	+	10,1	113,7	—	0,7	75,3	+	4,4	80,4	+	2,5
Trachselwald	99,8	—	2,9	75,8	—	13,1	107,1	—	7,3	74,9	+	5,0	82,5	+	0,4
Wangen	96,7	+	0,2	60,5	+	2,2	112,6	—	1,8	80,7	—	0,8	92,6	—	9,7
Arithmetisches Mittel	96,9	—	62,7	—	114,4	—	79,9	—	—	82,9	—	—	—	—	—
Summa der Diffe- renzen	—	±	69,1	—	± 473,6	—	± 207,3	—	± 582,4	—	—	± 202,4	—	—	—
Wahrscheinliche Schwankung (r) der Einzelresultate . . .	—	±	1,98	—	± 13,58	—	± 5,94	—	± 16,68	—	—	± 5,80	—	—	—

Von den in vorstehender Tabelle aufgeführten + und — Differenzen sollten sich befinden, bzw. befinden sich:

zwischen	Biehbesitzer mit Landwirtschafts- betrieb als einzigem Erwerb		Pferde unt. 4 Jahren		Rühe		Mutter- schweine		Milch- ziegen	
	Raß rechnung	Raß Befund	Raß rechnung	Raß Befund	Raß rechnung	Raß Befund	Raß rechnung	Raß Befund	Raß rechnung	Raß Befund
0 — 1 · r	15,0	17	15,0	16	15,0	17	15,0	18	15,0	15
· 0 — 2 · r	24,7	25	24,7	25	24,7	24	24,7	25	24,7	25
0 — 3 · r	28,7	27	28,7	29	28,7	29	28,7	29	28,7	29
0 — 4 · r	29,8	29	29,8	30	29,8	29	29,8	29	29,8	30
0 — 4,4 · r	29,9	30	29,9	30	29,9	29	29,9	29	29,9	30
0 — 5 · r	30,0	30	30,0	30	30,0	30	30,0	30	30,0	30

Die Aufstellung weist eine befriedigende Übereinstimmung zwischen dem errechneten und dem ausgezählten Resultat nach. Es dürfte damit dargetan sein, daß die einzelnen Resultate bei Viehzählungen ebenfalls den Gesetzen der Wahrscheinlichkeitsrechnung folgen. Wenn diese Gesetzmäßigkeit vorhanden ist, so soll sie, gemäß dem Wahrscheinlichkeitsgesetz, ebenfalls bei den Resultaten der Gemeinden bestehen, und auch dann, wenn aus der Summe der Gemeinden wahllos eine Anzahl herausgegriffen und deren Ergebnisse geprüft werden. Das will also sagen, daß die Abweichungen den Gesetzen der Wahrscheinlichkeitsrechnung auch dann folgen, wenn eine representative Zählung vorliegt. Wir haben auch diese Seite der Frage nachgeprüft. Wir wählten aus allen Amtsbezirken des Kantons 51 Gemeinden aus, die gleichmäßig über das Gebiet des Kantons verteilt sind. Aus den Zählungsergebnissen dieser Gemeinden der Jahre 1921 und 1926 wurde die mutmaßliche Veränderung der Bestände in den einzelnen Bezirken errechnet. Die so ermittelten Abweichungen der Bezirksresultate vom kantonalen Durchschnitt folgen ebenfalls dem Wahrscheinlichkeitsgesetz.

Der Bestand von 1926 betrug in % von demjenigen von 1921:

Beobachtungsgebiete	Pferde unt. 4 Jahren		Kübler zur Aufzucht		Total Kindvieh		Mutter- schweine		Ferkel und Faselschweine						
	%	Dif- ferenzen	%	Dif- ferenzen	%	Dif- ferenzen	%	Dif- ferenzen	%	Dif- ferenzen					
Bargen, Meikirch	51,7	—	16,1	110,2	—	4,0	109,2	—	2,9	69,2	—	12,1	119,6	+	39,0
Bannwil, Bleienbach, Rohrbachgraben	76,0	+	8,2	109,0	—	5,2	108,4	—	3,7	77,7	—	3,6	71,2	—	9,4
Kirchlindach, Oberbalm, Bechigen	58,9	—	8,9	96,3	—	17,9	103,2	—	8,9	107,3	+	26,0	95,9	+	15,3
Evilard	50,0	—	17,8	106,6	—	7,6	117,5	+	5,4	55,5	—	25,8	51,7	—	28,9
Dießbach, Pieterlen . . .	43,7	—	24,1	97,1	—	17,1	107,3	—	4,8	101,9	+	20,8	65,6	—	15,0
Alchenstorf, Lyßbach, Ober- burg	54,7	—	13,1	88,2	—	26,0	103,9	—	8,2	103,1	+	21,8	82,7	+	2,1
Mont-Tramelan, Orbin . .	75,5	+	7,7	138,9	+	24,7	111,7	—	0,4	100,0	+	18,7	92,7	+	12,1
Glovelier, Pleigne	116,6	+	48,8	123,4	+	9,2	128,9	+	16,8	82,2	+	0,9	76,0	—	4,6
Müntschemier	57,6	+	10,2	93,8	—	20,4	111,0	—	1,1	86,4	+	5,1	102,2	+	21,6
Les Bois	106,6	+	38,8	135,8	+	21,6	109,0	—	3,1	57,1	—	24,2	101,8	+	21,2
Grafenried, Moosseedorf. Aeschi bei Spiez, Kander- grund	35,7	—	32,1	105,8	—	8,4	126,9	+	14,8	153,1	+	71,8	90,6	+	10,0
Brienzwiler, Wilderswil . .	150,0	+	82,2	122,2	+	8,0	112,7	+	0,6	61,4	—	19,9	69,4	—	11,2
Oberdießbach, Walkringen .	33,3	—	34,5	117,0	+	2,8	109,5	—	2,6	48,2	—	33,1	78,1	—	2,5
Röschenz	56,3	—	11,5	115,2	+	1,0	106,5	—	5,6	89,4	+	8,1	71,3	—	9,3
Ferenbalm	60,0	—	7,8	100,0	—	14,2	115,2	+	3,6	100,0	+	18,7	60,1	—	20,5
Courrendlin, Tavannes . .	47,2	—	20,6	81,8	—	32,4	106,5	—	5,6	125,5	+	44,2	133,2	+	52,6
Prêles	100,0	+	32,2	150,7	+	36,5	117,2	+	5,1	50,7	—	30,6	70,8	—	9,8
Hermrigen, Worben	57,1	—	10,7	88,2	—	26,0	115,6	+	3,1	100,0	+	18,7	86,1	+	5,5
Schattenhalb	43,4	—	24,4	84,2	—	30,0	108,6	—	3,5	49,0	—	32,3	95,5	+	14,9
Bonfol, Chevenez	33,3	—	34,5	139,1	+	24,9	122,5	+	10,4	111,5	+	30,2	65,0	—	15,6
Gsteig	94,7	+	26,9	135,3	+	21,1	128,1	+	16,0	42,7	—	38,6	47,7	—	32,9
Rüschegg	90,9	+	23,1	121,4	+	7,2	105,0	—	7,1	14,2	—	67,1	57,2	—	23,4
Velp, Faberg	28,5	—	39,3	120,4	+	6,2	107,8	—	4,3	82,2	+	0,9	62,1	—	18,5
Lauperswil	103,3	+	35,5	123,9	+	9,7	119,1	+	7,0	115,0	+	33,7	95,8	+	15,2
Därstetten, Reutigen . . .	58,8	—	9,0	108,8	—	5,4	108,8	—	3,3	90,7	+	9,4	96,2	+	15,6
St. Stephan	60,0	—	7,8	118,1	+	3,9	110,5	—	1,6	82,0	+	0,7	71,4	—	9,2
Überlangenegg, Uetendorf	100,0	—	32,2	132,6	+	18,4	109,6	—	2,5	50,0	—	31,3	92,2	+	11,6
Huttwil	42,8	—	25,0	104,6	—	9,6	106,7	—	5,4	92,1	+	10,8	88,2	+	7,6
Attiswil, Herzogenbuchsee	95,7	+	27,9	118,6	+	4,4	106,1	—	6,0	71,1	—	10,2	39,8	—	40,8
Mittel (Arithmetisch) . .	67,8	—	114,2	—	112,1	—	81,3	—	80,6	—	—	—	—	—	—
Summe der \pm Differen- zen	—	±	727,1	—	± 448,6	—	± 164,1	—	± 680,6	—	± 503,1	—	—	—	—
Wahrscheinliche Schwank- ung der Einzelergebnisse	—	±	20,83	—	± 12,85	—	± 4,70	—	± 19,50	—	± 14,41	—	—	—	—

Die in den vorstehenden Tabellen aufgeführten Differenzen sollen sich befinden, bzw. befinden sich:

zwischen	Pferde unt. 4 Jahren		Kälber z. Aufzucht		Total Kindvieh		Mutter- schweine		Ferkel und Faselschweine	
	Nach rechnung	Nach Befund	Nach rechnung	Nach Befund	Nach rechnung	Nach Befund	Nach rechnung	Nach Befund	Nach rechnung	Nach Befund
0 — 1 · r	15,0	14	15,0	15	15,0	15	15,0	14	15,0	14
0 — 2 · r	24,7	28	24,7	25	24,7	26	24,7	27	24,7	25
0 — 3 · r	28,7	29	28,7	30	28,7	28	28,7	28	28,7	29
0 — 4 · r	29,8	30	29,8	30	29,8	30	29,8	30	29,8	30
0 — 4,4 · r	29,9	30	29,9	30	29,9	30	29,9	30	29,9	30
0 — 5 · r	30,0	30	30,0	30	30,0	30	30,0	30	30,0	30

Diese Aufstellung weist eine gute Übereinstimmung zwischen der errechneten und der ausgezählten Zahlenreihe auf. Sie lässt erkennen, daß die Gesetzmäßigkeit auch bei beschränkten Erhebungen zu beobachten ist. Daraus darf man schließen, daß auch die weiteren Folgerungen, die aus der Wahrscheinlichkeitslehre abgeleitet werden können, zulässig sind; d. h., daß man aus repräsentativen Erhebungen auf den Gesamtbestand schließen darf innerhalb der Schranken, welche durch die durch die Wahrscheinlichkeits- und Ausgleichsrechnung festgelegten Schwankungen gezogen werden.

d. Die Ausscheidung grober Beobachtungsfehler aus der Mittelberechnung.

Die Anwendung der Fehlerwahrscheinlichkeits- und Ausgleichsrechnung kann auch zur Aufdeckung sog. grober Beobachtungsfehler führen, die zur Mitbenützung für Mittelbildungen untauglich sind. In der Vermessungspraxis gilt allgemein, daß eine Abweichung den dreifachen mittleren Fehler, d. h. das 4,4fache des wahrscheinlichen Fehlers nicht überschreiten darf, um das Resultat zur Durchschnittsberechnung noch tauglich zu machen. Auch für repräsentative Erhebungen darf man sich an diesen Grundsatz halten und Beobachtungsreihen, die eine größere Abweichung als das 4,4fache der wahrscheinlichen Schwankung aufweisen, von der Mitbenützung zur weiteren Berechnung ausschließen. Derartige starke Abweichungen können bei kleinen Beobachtungsgruppen vorkommen und müssen von der Verwendung bei der Berechnung ausgeschlossen werden. In unseren Berechnungen haben wir uns an diesen, in der Vermessungspraxis bewährten Grundsatz gehalten. Die dadurch ausschließenden Resultate von Amtsbezirken müssen in irgendeiner Weise ersetzt werden. Man könnte so vorgehen, daß man für sie den alten Vergleichsbestand der früheren Ermittlungen einsetze, so daß der Bestand als unverändert betrachtet würde. Wahrscheinlicher ist es aber, daß auch in diesen Beobachtungskreisen eine Veränderung stattgefunden hat, die man auf Grund der Ergebnisse der benachbarten Gebiete abschätzen könnte. Da auch bei jenen nicht immer ausgeglichene Resultate vorliegen, zogen wir es vor, die ausschließenden Zahlen mit dem kantonalen Durchschnitt zu ersetzen. Dieser wurde errechnet unter Ausschluß jener Beobachtungskreise, welche in den Ergebnissen eine Abweichung vom Durchschnitt aufwiesen, die größer war, als das 4,4fache des wahrscheinlichen Fehlers (r).

e. Die wahrscheinliche Schwankung der Ergebnisse repräsentativer Erhebungen.

aa. Allgemeines.

Die Verwendung der Wahrscheinlichkeitsrechnung bei Erhebungen aller Art bietet die Möglichkeit, den Resultaten einen Index beizufügen, der einen Schluß auf die Stabilität des Ergebnisses zuläßt. Wir haben an anderer Stelle bereits darauf hingewiesen, daß selbst die Zahlen von Gesamterhebungen einen gewissen wahrscheinlichen Fehler aufweisen; bei Repräsentativerhebungen ist dieser Fehler größer. Für diese Ermittlungen ist die Beifügung der Größe der wahrscheinlichen Schwankung zum Resultat geboten, aber auch für die Resultate der Gesamtzählungen erwünscht. Der Schwankungsindex gibt ein Mittel in die Hand, gestützt auf das man erkennen kann, ob aus einer Bestandesveränderung oder Abweichung gegenüber der Vergleichszahl ein positiver Schluß gezogen werden kann, oder ob diese Abweichung lediglich als Zufälligkeit zu betrachten ist. So lange die Differenz kleiner ist als der wahrscheinliche Fehler des Durchschnittes, darf man auf eine wirkliche Verschiebung nicht schließen; es sind in derartigen Fällen die Bestandesveränderungen als zufällige Erscheinungen oder als natürliche Schwankungen und Fehler, die bei allen Beobachtungen etwa auftreten können, zu taxieren. Erst wenn die Abweichung von der Vergleichszahl größer ist als die wahrscheinliche Schwankung, kann auf eine tatsächlich vorliegende Verschiebung geschlossen werden. Diese Schlußnahme ist um so begründeter, je mehr die Abweichung die Größe der wahrscheinlichen Schwankung (R) des Resultates übersteigt. Der Zuverlässigkeitsgrad der Schlußfolgerung geht proportional den Werten der Fehlerwahrscheinlichkeitstabelle.

Die Ermittlung der wahrscheinlichen Schwankungen der Resultate verursacht einen gewissen Aufwand; man sollte sie jedoch zum Schutze vor zu frühzeitigen Schlußfolgerungen nicht unterlassen, insbesondere dann nicht, wenn es sich um eine repräsentative Erhebung handelt. Man pflegt jeweilen aus kleinen Veränderungen des Teuerungsindexes Schlüsse zu ziehen, scheinbar ohne zu berücksichtigen, daß die Erhebungen auf einer verhältnismäßig schwachen Basis erfolgen und also den Resultaten eine gewisse Schwankung innewohnen muß. Es wäre besonders wertvoll, wenn auch diese Ergebnisse gelegentlich mit einem Genauigkeitsindex versehen würden. Die repräsentative Biehzählung erscheint als etwas Ungewöhnliches und doch muß man sagen, daß die Veränderungen viel weniger rasch sich vollziehen, als die Preisänderungen auf dem Markte, die Resultate also eine bedeutend größere innere Ruhe zeigen. Deshalb vermag eine repräsentative Biehzählung als Zwischenerhebung ein mindestens ebenso zutreffendes Bild zu verschaffen, wie repräsentative Ermittlungen auf anderen Gebieten.

bb. Die Berechnung der wahrscheinlichen Schwankung.

Die Ermittlung der wahrscheinlichen Schwankung der einzelnen Erhebungsfaktoren, ihre Durchschnitte, Summen und Produkte, berechnet nach der Methode der kleinsten Quadrate, geht zweckmäßigerweise von der wahrscheinlichen Schwankung (r) des Einzelresultates aus. Deren Berechnung erfolgt nach der Formel:

$$r = \frac{\text{Summe der Differenzen } (\pm v)}{\sqrt{n \cdot (n-1)}} \cdot 0,845$$

Die wahrscheinliche Schwankung einer Summe, wie auch der Differenz von zwei Größen (R), von denen jede ihre eigene wahrscheinliche Schwankung hat (r, r_1), wird berechnet nach der Formel:

$$R = \sqrt{r^2 + r_1^2 + r_2^2 + \dots + r_n^2}$$

Die Schwankung des Mittels aus einer Reihe von Berechnungen, von denen jede ihren eigenen wahrscheinlichen Fehler aufweist, wird wie folgt ausgedrückt: $R = \sqrt{\frac{r^2 + r_1^2 + r_2^2 + \dots + r_n^2}{n}}$

Haben die Einzelbeobachtungen eine gleiche wahrscheinliche Schwankung, so reduziert sich die Formel auf die Form $R = \sqrt{\frac{r^2 \cdot n}{n}} = \frac{r}{\sqrt{n}}$

cc. Die Ermittlung der wahrscheinlichen Schwankung für die repräsentative Viehzählung.

Für die Berechnung der wahrscheinlichen Schwankung der Viehzählungsergebnisse geht man am richtigsten vom gewogenen Mittel aus und berücksichtigt die Abweichungen der einzelnen Gemeinde- und Bezirksergebnisse ebenfalls nach dem Gewichte der Beobachtungskreise. Wenn man diesen Grundsatz verfolgt, wird man die Differenzen zum Durchschnitt mit dem Gewichte der Bezirke multiplizieren müssen. Die Summe der so gewonnenen Produkte dividiert durch $\sqrt{n \cdot (n-1)}$

ergibt die wahrscheinliche Schwankung des gewogenen Mittels; wobei n die Summe der Gewichte aller Bezirke darstellt. Es handelt sich also bei dieser Berechnungsart auch um eine gewogene Schwankungsziffer. Diese Methode ist jedoch etwas umständlich und wesentlich schwieriger zu handhaben, als die wahrscheinliche Schwankung eines arithmetischen Mittels. Sie liefert zwar zuverlässige Zahlen und ein Ergebnis, das in der Regel eine kleinere wahrscheinliche Schwankung des gewogenen Mittels zeigen wird, als die wahrscheinliche Schwankung aus der arithmetischen Mittelberechnung. Nun handelt es sich aber für unsere Zwecke darum, durch die Ermittlung der wahrscheinlichen Schwankung die Gabel zu finden, innerhalb welcher das wirkliche Ergebnis mit großer Wahrscheinlichkeit zu suchen ist. Das würde die Gabel sein, die durch die wahrscheinliche Schwankung des gewogenen Mittels dargestellt wird. Wenn wir nun aber der Einfachheit halber für die Bezeichnung der Gabel jene Schwankung anführen, die aus der arithmetischen Mittelberechnung resultiert, so haben wir jedenfalls die Spanne nicht zu klein bezeichnet. Da unser Genauigkeitsindex den Beurteiler davor bewahren soll, zu frühzeitig Schlüsse aus den Ergebnissen zu ziehen, so führt die Verwendung der Schwankungsziffer des arithmetischen Mittels dazu, vorzeitige Schlüsse noch besser zu verhindern, als dies absolut notwendig wäre. Aus diesen Gründen halten wir die Verwendung der wahrscheinlichen Schwankung des arithmetischen Mittels für die Beurteilung des wahrscheinlichen Fehlers des gewogenen Mittels und der daraus errechneten Größe für tolerant.

Für eine repräsentative Viehzählung, die derart aufgebaut ist, daß die Beobachtungsbezirke sich gleichmäßig verteilen, wird übrigens die Schwankung, die aus dem arithmetischen Mittel errechnet ist, von jener des gewogenen Mittels nicht sehr stark abweichen.

Um die Wirkung der Verschiedenheit der Berechnung auf die Genauigkeitsindexziffer zu zeigen, haben wir aus den auf Seite 10 wiedergegebenen Differenznachweisen die wahrscheinlichen Schwankungen des arithmetischen und des gewogenen Mittels errechnet. Sie betragen:

	arithm. berechnet	gewogen berechnet
Viehbesitzer mit Landwirtschaftsbetrieb als einzigem		
Erwerb	± 0,36 %	± 0,32 %
Pferde unter 4 Jahre	± 2,48 %	± 2,83 %
Rühe	± 1,08 %	± 0,71 %
Mutterschweine	± 3,05 %	± 2,26 %
Milchziegen	± 1,06 %	± 0,83 %

dd. Praktischer Vergleich.

Nach unseren Darlegungen erscheint es zulässig, innerhalb den durch die wahrscheinlichen Schwankungsziffern gezogenen Grenzen aus Ergebnissen repräsentativer Viehzählungen allgemeine Schlüsse zu ziehen. Wenn das zu-

treffend ist und wenn also die Gesetze der Fehlerwahrscheinlichkeits- und Ausgleichsrechnung anwendbar sind, so müssen auch die Ergebnisse von Bestandsermittlungen auf Grund repräsentativer Zählungen und deren Abweichungen von den Resultaten einer Gesamtzählung innerhalb einer durch diese Gesetze gezogenen Grenze liegen. Um das an einem Beispiel darzulegen, haben wir eine Schätzung des bernischen Viehbestandes für das Jahr 1926, dem Zeitpunkt der letzten allgemeinen Viehzählung, vorgenommen. Die Aufgabenstellung lautet wie folgt: Es sind die Gesamtergebnisse der Viehzählung des Jahres 1921 nach den Publikationen des eidgenössischen statistischen Bureaus bekannt, von der Zählung des Jahres 1926 stehen dagegen für die Bestandsermittlungen nur die Ergebnisse aus 51 Gemeinden des Kantons, die in der Tabelle Seite 11 bereits aufgeführt sind, zur Verfügung. Auf Grund dieser Unterlagen ist zu berechnen:

1. Die Größe des Viehbestandes des Kantons im Jahre 1926, unterschieden nach den Klassen des eidgenössischen Zählschemas. Den ermittelten Ergebnissen ist die wahrscheinliche Schwankung derselben anzumerken.
2. Die Veränderung im Viehbestande seit dem Jahre 1921 nach Richtung und Umfang. Es sind daher die unter Ziffer 1) ermittelten Größen in Vergleich zum Gesamtbestande vom April 1921 zu setzen.

Bekanntlich sind die Ergebnisse des Jahres 1926 durch Zählung in sämtlichen Gemeinden festgelegt worden. Wir sind deshalb in der Lage, nunmehr die errechnete Größe und die errechnete Bestandsverschiebung mit den durch die Zählung ermittelten Werten des Jahres 1926 zu vergleichen. Die Ergebnisse der Ermittlungen, auf Grund der Resultate der 51 Gemeinden im Vergleich zu den in der Gesamtzählung gefundenen Größen, sind folgende:

1. Bestandesermittlung:

Der Bestand betrug:

	1921 Zählung	1926 n a ß		Index 1921 = 100	
		Berechnung	Gesamt- zählung	Nach Berechnung	Nach Zählung
Pferde:					
unter 4 Jahren	10 846	8 202 ± 401	7 595	75,6 ± 3,7	70,0
über 4 Jahren:					
Stuten	4 107	3 351 ± 164	3 545	81,6 ± 4,0	86,3
Arbeitspferde	25 617	30 335 ± 564	30 609	118,4 ± 2,2	119,5
Total Pferde (inkl. Hengste)	40 661	41 978²⁾ ± 447	41 835	103,2 ± 1,1	102,9
Kindvieh:					
Kälber zum Schlachten . . .	10 840	12 293 ± 598	13 533	113,4 ± 5,5	124,8
Kälber zur Aufzucht	43 190	50 152 ± 1425	49 615	116,1 ± 3,3	114,9
Jungvieh ½—1 Jahr	21 866	26 201 ± 1071	25 460	119,8 ± 4,9	116,4
Kinder 1—2 Jahre	38 875	44 560 ± 917	45 537	114,6 ± 2,4	117,1
Kinder über 2 Jahre	26 784	23 878 ± 616	23 408	89,2 ± 2,3	87,4
Kühe	162 988	185 882 ± 2217	185 732	114,0 ± 1,4	114,0
Buchtstiere 1—2 Jahre . . .	5 638	4 949 ± 147	5 023	87,8 ± 2,6	89,1
Buchtstiere über 2 Jahre . .	1 286	1 144 ± 42	1 112	89,0 ± 3,3	86,5
Ochsen ¹⁾ 1—2 Jahre	2 020	1 226 ± 147	1 435	60,7 ± 7,3	71,0
Ochsen ¹⁾ über 2 Jahre . . .	1 833	458 ± 128	794	25,0 ± 7,0	43,3
Total Kindvieh	316 320	30 745²⁾ ± 2531	349 649	110,9 ± 0,8	110,5
Schweine:					
Eber	670	599 ± 33	617	89,4 ± 4,9	92,1
Mutterschweine	14 836	12 340 ± 534	12 166	83,2 ± 3,6	82,0
Ferkel und Faselschweine . .	94 168	77 595 ± 2448	76 740	82,4 ± 2,6	81,5
Mastschweine	38 768	52 680 ± 3373	51 058	135,9 ± 8,7	131,7
Total Schweine	148 442	143 214²⁾ ± 3859	140 581	96,5 ± 2,6	94,7
Schafe	38 347	19 212 ± 844	18 793	50,1 ± 2,2	49,0
Ziegen:					
Gizzi zum Schlachten	6 324	5 240 ± 404	5 587	82,9 ± 6,4	88,3
Gizzi zur Aufzucht	8 250	5 737 ± 437	5 700	69,5 ± 5,3	69,1
Böcke	437	323 ± 29	362	73,9 ± 6,6	82,8
Milchziegen	34 227	26 073 ± 890	28 336	76,2 ± 2,6	82,8
Total Ziegen	49 238	37 375²⁾ ± 1477	39 985	75,9 ± 3,0	81,2

¹⁾ inkl. ausrangierte Buchtstiere.

²⁾ Die auftretenden kleinen Differenzen zwischen den Resultaten der Gesamtgruppe und denjenigen der verschiedenen Altersklassen sind nach Maßgabe der wahrscheinlichen Schwankungen ausgeglichen worden.

2. Bestandesveränderung:

Es betrug 1926 gegenüber der Zählung des Jahres 1921				
	die Zunahme nach Berechnung	Zählung	die Abnahme nach Berechnung ²⁾	Zählung
Pferde:				
unter 4 Jahren	—	—	2 644 ± 401	3 251
über 4 Jahren: Stuten	—	—	756 ± 164	552
Arbeitspferde	4 718 ± 564	4 992	—	—
Total Pferde (incl. Hengste)	1,317 ± 447	1,174	—	—
Rindvieh:				
Kälber zum Schlachten	1 453 ± 598	2 693	—	—
Kälber zur Aufzucht	6 962 ± 1425	6 425	—	—
Jungvieh $\frac{1}{2}$ —1 Jahr	4 335 ± 1071	3 594	—	—
Kinder 1—2 Jahre	4 685 ± 917	5 662	—	—
Kinder über 2 Jahre	—	—	2 906 ± 616	3 376
Kühe	22 894 ± 2217	22 744	—	—
Zuchttiere 1—2 Jahre	—	—	689 ± 147	613
Zuchttiere über 2 Jahre	—	—	142 ± 42	174
Ochsen ¹⁾ 1—2 Jahre	—	—	794 ± 147	585
Ochsen ¹⁾ über 2 Jahre	—	—	1 378 ± 128	1 039
Total Rindvieh	34 423 ± 2531	33 329	—	—
Schweine:				
Eber	—	—	71 ± 33	53
Mutterschweine	—	—	2 496 ± 534	2 670
Ferkel und Faselschweine	—	—	16 573 ± 2448	17 428
Mastschweine	13 912 ± 3373	12 290	—	—
Total Schweine	—	—	5 228 ± 3859	7 861
Schafe	—	—	19 135 ± 844	19 554
Ziegen:				
Giži zum Schlachten	—	—	1 084 ± 404	737
Giži zur Aufzucht	—	—	1 513 ± 437	1 550
Böcke	—	—	114 ± 29	75
Milchziegen	—	—	8 154 ± 890	5 891
Total Ziegen	—	—	11 865 ± 1477	9 253

¹⁾ incl. ausrangierte Zuchttiere.

²⁾ Wir fügen den Ziffern über die Bestandesveränderungen (Differenzen) hier, wie in den folgenden Darstellungen, jeweils lediglich die wahrscheinliche Schwankungsgröße der errechneten Bestände und der daraus abgeleiteten Werte bei, obwohl diese Zahl für die Beurteilung des wahrscheinlichen Fehlers der Differenz eher etwas zu klein ist. Der wahrscheinliche Fehler einer Differenz ist zu berechnen nach der Formel $\sqrt{r^2 + r'^2}$ wobei r der wahrscheinliche Fehler des Minuenden, r' derjenige des Subtrahenden ist. Theoretisch sollte in unseren Berechnungen, als Folge der Unvollkommenheit der Erhebung, wenn, wie vorliegend $\frac{1}{8}$ des Bestandes erfasst wird, der wahrscheinliche Fehler $\sqrt{\frac{1}{8}} = 2,8$ mal so groß sein, wie bei einer Gesamtzählung. Sind die übrigen Gründe für die Schwankungen der Vergleichsstreichen sonst gleich geblieben, so müßte die errechnete Differenz eine wahrscheinliche Schwankung zeigen, die das $\sqrt{\frac{1^2 + 2,8^2}{2,8}} = 1,07$ fache derjenigen der errechneten Zahlenreihen beträgt.

In keinem Falle ergab die Berechnung auf Grund der Resultate der 51 Beobachtungsgemeinden eine andere Richtung der Bestandesveränderung, als die Resultate der Gesamtzählung. Bei der Beurteilung der quantitativen Unterschiede der Ergebnisse ist auch zu beachten, daß nicht nur die Resultate der Berechnung, sondern auch diejenigen der Gesamtzählung keine absolut genauen Größen darstellen, sondern auch letztere eine innere Streuung besitzen. So weist unter Benützung der arithmetisch errechneten Schwankungsziffern das Ergebnis der Gesamtzählung des Jahres 1926 eine wahrscheinliche Streuung auf.

Biehbesitzer mit Landwirtschaftsbetrieb als einzigm Erwerb	29 508	± 0,36 %	= ± 106 Betriebe
Pferde unter 4 Jahre	10 846	± 2,48 %	= ± 269 Stück
Kühe	162 988	± 1,08 %	= ± 1760 "
Mutterschweine	14 836	± 3,05 %	= ± 453 "
Milchziegen	34 227	± 1,06 %	= ± 363 "
Kindvieh insgesamt	316 320	± 0,65 %	= ± 2056 "

Diese hier angeführten Schwankungsziffern sagen uns, daß Abweichungen der Zählung des Jahres 1926 gegenüber jener des Jahres 1921, sofern sie nicht erheblich größer waren als die oben verzeichneten Schwankungsziffern, zu keiner positiven Schlussfolgerung berechtigen, weil sie als Funktion innerer natürlicher Streuungen zu betrachten sind. Es sind das Tatsachen, die zu oft bei Beurteilungen von Vergleichsreihen übersehen werden.

Die Resultate der Berechnung weisen gegenüber denjenigen der Zählung nur wenige Fälle auf, mit Differenzen gegenüber den Ergebnissen der Gesamtzählung, die größer waren, als der einfache Wert der wahrscheinlichen Schwankung. Die erzielte Genauigkeit genügt für die praktischen Bedürfnisse vollkommen. Für die Konjunkturbeurteilung hätte man aus den Ergebnissen der Berechnung genau dieselben Schlüsse ziehen müssen, wie aus den Ergebnissen der Gesamtzählung. Die Ermittlung der wahrscheinlichen Schwankung der Ergebnisse weist darauf hin, daß die Ergebnisse der Erhebungsreihen um so größere Streuungen besitzen, je größere Veränderungen in den Beständen vorgekommen sind. Es ist das auch begreiflich. Die Tatsache allein, daß Veränderungen auftreten, zeigt, daß der Zustand kein ausgeglichener ist. Diese Veränderungen zeigen sich nicht überall im Kanton gleichzeitig; da oder dort treten sie früh, in anderen Gegenden erst später in Erscheinung. Das führt zu einer gewissen Unruhe im Bestande, die sich in der größeren wahrscheinlichen Indexziffer für die Schwankung ausdrückt. Es ist bekannt, daß im allgemeinen in den Schweinebeständen innerhalb kürzerer Fristen größere Veränderungen vorkommen. Die Angaben über die wahrscheinliche Streuung der Ergebnisse bestätigen dies. Obwohl sich der Schweinebestand gegenüber dem Jahre 1921 nicht wesentlich verändert hat, ist die Streuung des Ergebnisses mit 2,6% noch recht bedeutend und tritt bei der Gruppe Mastschweine mit 8,7% ganz erheblich hervor. Diese Gruppe zeigt eine starke Bestandesvermehrung, während die Gruppe Ferkel und Faselschweine, wie die Gruppe Mutterschweine eine Verminderung erkennen lassen. Die Ungleichheit in der Bestandesveränderung der verschiedenen Altersklassen deutet darauf hin, daß Umschichtungen als Folge anormaler Zustände zu registrieren sind. Und trotzdem wären Schlussfolgerungen berechtigt und beide Erhebungsreihen zeigen eine gute Übereinstimmung der Resultate. Ebenso deuten die Schwankungsziffern bei der Gruppe Ochsen, Kälber zum Schlachten, und Jungvieh auf eine unruhige Entwicklung hin — man möchte sagen, aus den Ziffern gehe hervor, daß über die Zweckmäßigkeit der eingetretenen Produktionsverschiebung bei den Produzenten die Auffassungen nicht einheitlich seien. Ähnlich sind auch die großen Schwankungsziffern bei der Gruppe der Ziegen, besonders jener der „Gizzi“ zu beurteilen.

Ein Vergleich der Streuziffern der Resultate der Gesamtzählung mit jenen der errechneten Größen auf Grund der Bestände in den 51 Beobachtungsgemeinden läßt erkennen, daß der Genauigkeitsgrad der Resultate der repräsentativen Erhebung verhältnismäßig hoch ist. Es betrug die arithmetisch errechnete Schwankungsziffer der Gesamtbestände, ermittelt:

	Aus der Gesamtzählung	Aus der repräsentativen Zählung
Gruppe Pferde unter 4 Jahren . . .	269 Stück	401 Stück
" Kühe	1760 "	2217 "
" Mutterschweine	453 "	534 "
" Milchziegen	363 "	890 "
" Rindvieh insgesamt	2056 "	2531 "

Die Bestandsberechnung auf Grund der repräsentativen Zählung stützt sich auf rund $\frac{1}{8}$ des bernischen Viehbestandes. Demnach müßte die wahrscheinliche Streuung des Resultates, herrührend aus der Unvollständigkeit des Erhebungsgebietes $\sqrt{8} = 2,8$ mal so groß sein, wie jene der Ergebnisse der Gesamtzählung. Die Beobachtung zeigt nun aber, daß die Schwankungsziffer nicht in diesem Verhältnis zugenommen hat. Es liegen also bei den Zählungsergebnissen neben der Unvollkommenheit der Erhebung noch andere Ursachen vor, die zu einer Streuung derselben führen, die also durch eine noch so vollkommene Erfassung nicht beseitigt werden können (innere Streuungstendenzen). Die tatsächlich vorliegende Schwankung der Ergebnisse (r) wird eben bestimmt durch zwei Faktoren, durch die innere, man könnte sagen konjunkturelle Bewegung (a) einerseits und durch den Grad der Vollständigkeit der Erfassung (b). Durch eine repräsentative Zählung wird namentlich der Faktor b beeinflußt. Da er nur einen Teil der Streuung ausmacht, so wird durch die Unvollständigkeit der Erhebung die wahrscheinliche Schwankung ($a + b$) nicht so stark erweitert, wie man es auf den ersten Blick erwarten könnte.

Falls man annehmen könnte — was jedoch als richtig keineswegs bewiesen ist — der Faktor a wäre bei einer repräsentativen Zählung, wie bei einer Gesamtzählung praktisch unverändert, und nur Faktor b würde sich nach Maßgabe des Vollständigkeitsgrades der Erhebung verschieben, so könnten für diese beiden Faktoren deren Werte näher errechnet werden. Bei der Gruppe Rindvieh insgesamt beträgt $r = 2056$ und $r' = 2531$, wobei sich die letztere Zahl auf den errechneten Bestand aus der repräsentativen Zählung, welche $\frac{1}{8}$ des Gesamtbestandes umfaßt, stützt. (Wir bezeichnen die Faktoren der repräsentativen Zählung als r' , a' und b' .)

$$a = a'$$

$$b' = b \sqrt{8} \text{ oder } b \cdot 2,8$$

$$r' - r = (a' + b') - (a + b) = b' - b = 2,8b - b = 1,8b$$

$$r' - r = 2531 - 2056 = 475 = 1,8b$$

$$b = 475 : 1,8 = 264$$

Demnach beträgt $a = r - b$ bzw. $r' - 2,8b$

$$\text{oder } 2056 - 264 = 1792$$

$$\text{bzw. } 2531 - (2,8 \cdot 264) = 1792.$$

Bei der Gruppe Rindvieh insgesamt würde demnach der Faktor a , als Ausdruck der der Gruppe aus inneren Ursachen innenwohnenden Schwankungen (Konjunkturschwankungen), eine wahrscheinliche Streuung hervorrufen von ± 1792 Stück, und der Faktor b , als Folge der Unvollkommenheit der Erhebung würde bei der Gesamtzählung noch ± 264 Stück, bei der repräsentativen Zählung in 51 Gemeinden 739 Stück ausmachen. Und da sich die Streuziffern auf einen Gesamtbestand von rund 349,000 Stück beziehen, so würde der Wert des Faktors b bei der Gesamtzählung noch 0,07% betragen, bei der repräsentativen Zählung auf 0,2% steigen, oder innerhalb recht bescheidenen Grenzen bleiben.

* * *

Gestützt auf unsere Darlegungen und die praktischen Vergleiche darf man folgern, daß sehr wohl aus repräsentativen Bestandesermittlungen innerhalb den durch die wahrscheinlichen Schwankungsziffern gezogenen Grenzen auf die Gesamtveränderung in den Viehbeständen geschlossen werden kann. Die repräsentative Bestandesermittlung liefert für Zwischenerhebungen brauchbare Resultate und vermag die ordentliche Zählung in befriedigender Weise zu ergänzen. Sie liefert Resultate, die gleich wie die ordentliche Viehzählung einen Einblick in den Altersaufbau und die Zuwachsverhältnisse der verschiedenen Viehstandskategorien, wie auch in die Verschiebung der Produktionsrichtungen gestatten.

3. Viehbestandesermittlungen aus andern Erhebungsquellen.

Neben den ordentlichen Viehzählungen finden noch andere mehr oder weniger vollständige Viehbestandesermittlungen statt. So werden in 17 Kantonen vom Bund subventionierte Viehversicherungskassen unterhalten, die regelmäßig die versicherten Bestände zum Zwecke der Bestimmung der Beitragsleistung der einzelnen Viehbesitzer, wie auch zur Erlangung von Subventionen registrieren. Zudem besitzen einzelne Kantone Tierseuchenkassen, die ebenfalls die Bestände ermitteln. Und schließlich werden in den Kantonen, die die Zuchttierhaltung den Gemeinden als Aufgabe überwiesen haben, in der Regel die im züchtfähigen Alter stehenden Kinder und Kühe jährlich festgestellt.

Es liegt nun nahe, aus den Jahresvergleichen der so gewonnenen Bestände auf die Verschiebung im gesamten Viehbestand zu schließen.

* * *

Von den vorgenannten drei Erhebungsquellen bestehen im Kanton Bern die gemeindeweisen Viehversicherungskassen und die kantonale Tierseuchenkasse, die regelmäßige Erhebungen einzelner Viehstandskategorien erfordern.

a. Die Viehversicherungskassen als Erhebungsquelle.

Die ordentliche Viehversicherung besteht für das Kindvieh und die Ziegen, jedoch nur als facultatives (Gemeinde-) Obligatorium. Sie umfaßt demnach nicht das ganze Kantonsgebiet; wenn sie jedoch in einer Gemeinde eingeführt ist, so wird durch sie der ganze versicherungsfähige Bestand der Gemeinde erfaßt, d. h. alles Kindvieh oder alle Ziegen, welche in einem Versicherungskreis bleibend eingestellt sind. Ausgeschlossen von der Versicherung ist das Handels- und Stellvieh, frankes und frankheitsverdächtiges Vieh, sowie Jungvieh unter 2 Monaten. Es können aber auch ganze Bestände einzelner Viehbesitzer von der Versicherung ausgeschlossen werden, besonders dann, wenn Schwierigkeiten in der Überwachung der versicherten Tiere oder sehr hohe Verlustgefahren, z. B. wegen schlechter Behandlung und Haltung der Tiere, vorliegen. Die Statuten der einzelnen Versicherungskassen setzen auch die obere Altersgrenze der zu versichernden Tiere, welche in den Versicherungskreis eingeführt werden, fest. Somit umfaßt die Versicherung nicht den gesamten Kindvieh-, bzw. Ziegenbestand eines Versicherungsbezirkes.

Gestützt auf ein regierungsräthliches Regulativ aus dem Jahre 1914 müssen die versicherten Viehbestände jährlich durch Zählung, in der Zeit vom 20. bis 31. Mai, ermittelt werden. Die so erhobenen Bestände bilden die Grundlage für die Berechnung der staatlichen Zuschüsse. Da mit der Bestandesaufnahme eine finanzielle Leistung des Viehbesitzers verbunden ist, hat dieser das Bestreben,

eher weniger als mehr Stück Vieh anzugeben, als er besitzt. Die Organe der Viehversicherungskassen pflegen durch eigene Nachkontrolle den Bestand zu erfassen, und der Umstand, daß eine zu kleine Deklaration des Viehbesitzers automatisch die Leistung der andern Mitglieder der Kasse verhältnismäßig erhöhen muß, führt dazu, daß die Viehbesitzer unter sich selbst eine Kontrolle über richtige Angaben führen. Außerdem bestehen für die Kassen noch weitere Kontrollmöglichkeiten (Viehinspektoren). Man darf deshalb annehmen, daß die durch die selbstverwalteten örtlichen Viehversicherungskassen ermittelten Viehbestände die versicherbaren Tiere vollständig umfassen, obwohl sie als Basis für die Berechnung der Beitragsleistung verwendet werden.

Auch das Versicherungsgebiet bleibt nicht unverändert. Bald tritt eine neue Versicherungskasse auf in einer Gemeinde, die bisher keine Viehversicherung hatte; gelegentlich werden bestehende Kassen vereinigt und wieder andere getrennt, und ab und zu kommt es auch zu Liquidationen. Diese Erscheinungen erschweren die Auswertung der Bestandesermittlungen durch die Viehversicherungskassen zum Zwecke der Beurteilung der gesamten Viehbestandsveränderungen. Es ist auch klar, daß wegen der Unvollständigkeit der Erfassung des Kindvieh-, bzw. Ziegenbestandes eines Versicherungskreises ein absoluter Vergleich mit den Viehzählungsergebnissen nicht möglich ist. Dies ist auch schon deshalb nicht zulässig, weil der Stichtag der Zählung nicht feststehend ist (20.—31. Mai) und mit jenem der eidgenössischen Viehzählungen (19.—21. April) nicht übereinstimmt.

Trotzdem läßt sich aber aus dem Material bei richtiger Aufarbeitung ein guter Überblick über die Veränderung des Gesamtrindviehbestandes gewinnen. Man darf wohl annehmen, daß die Abweichungen der Ergebnisse der Erhebungen durch die Versicherungskassen vom wirklichen Bestand alljährlich verhältnismäßig gleich groß sind, solange in den Erhebungsinstruktionen keine Änderungen vorgenommen werden. In diesem Falle heben sich bei Vergleichen unter sich die Abweichungen von den tatsächlichen Beständen in der Wirkung auf. Demnach dürfen auch die prozentischen Veränderungen der versicherten Bestände in den vergleichbaren Versicherungsgebieten ungefähr gleich ausfallen, wie die prozentische Veränderung im wirklichen Bestande. Die Größe der versicherten Viehbestände gibt eine gute Grundlage zu einer indexmäßigen Berechnung der Bestandesveränderungen. Für diese Ermittlungen dürfen selbstverständlich nur die Resultate vergleichbarer Kassen herangezogen werden. Eine Versicherungskasse, deren Gebiet innerhalb der Vergleichsperiode erweitert wurde, muß von der Berechnung ausgeschlossen werden. Das gleiche gilt für eine Kasse, die in der Vergleichszeit gegründet oder liquidiert wurde, während bloße Trennungen oder Fusionen, wobei keine Veränderungen im Gesamtgebiet aufgetreten sind, nicht stören.

Wir haben die Zuverlässigkeit der so gewonnenen Resultate für den Kanton Bern ebenfalls nachgeprüft. Die Viehversicherung wurde durch das Gesetz vom Jahre 1903 begründet. Sofort nahm die Kindviehversicherung einen größeren Umfang an. Bereits 1905 bestanden 208 Kassen. Die Versicherung der Ziegen dagegen war vorerst noch wenig ausgebildet. Wir beschränken uns deshalb bei unserer Nachprüfung auf die Ergebnisse der Kindviehversicherungskassen. Von 1903 bis 1914 waren in der Art der Bestandesermittlung keine Veränderungen zu verzeichnen. 1914 wurde jedoch die Grundlage der Erhebung durch ein regierungsrätsliches Regulativ etwas verschoben. Seither sind keine Abweichungen mehr aufgetreten. Demnach lassen sich nur die Veränderungen von 1906 bis 1911 einerseits und anderseits diejenigen von 1916 bis heute mit den Veränderungen der Viehbestände nach den eidg. Viehzählungen vergleichen. Die Periode 1911/16 muß somit von den Vergleichen ausgeschlossen werden.

Mit Rücksicht darauf, daß die Viehversicherung die Tiere unter 2 Monaten ausschließt, im übrigen keine Unterschiede nach Altersklassen und Geschlecht macht, lassen sich die Veränderungen der versicherten Bestände nur mit der Verschiebung im Gesamtrindviehbestand der eidg. Viehzählung unter Ausschluß der Gruppe „Kälber zum Schlachten“ vergleichen. Es besteht dabei noch ein kleiner Fehler, hervorgerufen durch die Nichteliminierung der Kälber zur Aufzucht unter 2 Monaten. Diese Abweichung kann jedoch nicht sehr groß sein, da Ende Mai die Zahl der Kälber zur Aufzucht unter 2 Monaten sehr klein ist.

Die Ergebnisse unserer Vergleiche sind folgende:

aa. Vergleiche zwischen den Erhebungen der Jahre 1906 und 1911.

Zahl der vergleichbaren Rindviehversicherungsklassen .	231
Zahl der angeschlossenen Rindviehbesitzer:	%
1906	19 083 = 100,00
1911	18 783 = 98,43
Zahl der Rindviehbesitzer des Kantons Bern:	
1906 nach Zählung	41 370 = 100,00
1911 nach Berechnung	40 720 = 98,43
1911 nach Zählung	40 245 = 97,28
Zahl der versicherten Tiere 1906	116 626 Stück = 100,00
1911	112 991 " = 96,88
Rindviehbestand (ohne Kälber zum Schlachten) des Kantons Bern:	
1906 nach Zählung	315 618 Stück = 100,00
1911 nach Berechnung	305 778 " = 96,88
1911 nach Zählung	305 559 " = 96,81

bb. Vergleiche zwischen den Erhebungen der Jahre 1916 und 1918.

Zahl der vergleichbaren Rindviehversicherungsklassen .	334
Zahl der angeschlossenen Rindviehbesitzer:	%
1916	25 057 = 100,00
1918	24 985 = 99,71
Zahl der Rindviehbesitzer des Kantons Bern:	
1916 nach Zählung	40 775 = 100,00
1918 nach Berechnung	40 657 = 99,71
1918 nach Zählung	40 524 = 99,38
Zahl der versicherten Tiere 1916	195 960 Stück = 100,00
1918	187 306 " = 95,58
Rindviehbestand (ohne Kälber zum Schlachten) des Kantons Bern:	
1916 nach Zählung	342 577 Stück = 100,00
1918 nach Berechnung	327 435 " = 95,58
1918 nach Zählung	325 112 " = 94,90

cc. Vergleiche zwischen den Erhebungen der Jahre 1918 und 1919.

Zahl der vergleichbaren Rindviehversicherungsklassen .	338
Zahl der angeschlossenen Rindviehbesitzer:	%
1918	25 332 = 100,00
1919	25 065 = 98,95
Zahl der Rindviehbesitzer des Kantons Bern:	
1918 nach Zählung	40 524 = 100,00
1919 nach Berechnung	40 097 = 98,95
1919 nach Zählung	40 038 = 98,80
Zahl der versicherten Tiere 1918	189 177 Stück = 100,00
1919	177,995 " = 94,09
Rindviehbestand (ohne Kälber zum Schlachten) des Kantons Bern:	
1918 nach Zählung	325 112 Stück = 100,00
1919 nach Berechnung	305 895 " = 94,09
1919 nach Zählung	304 511 " = 93,67

dd. Vergleiche zwischen den Erhebungen der Jahre 1919 und 1920.

Zahl der vergleichbaren Rindviehversicherungskassen .		336
Bahl der angeschlossenen Rindviehbesitzer:		%
1919	24 950	= 100,00
1920	24 723	= 99,09
Bahl der Rindviehbesitzer des Kantons Bern:		
1919 nach Zählung	40 038	= 100,00
1920 nach Berechnung	39 674	= 99,09
1920 nach Zählung	39 703	= 99,16
Bahl der versicherten Tiere 1919	177 258	Stück = 100,00
" " " 1920	175 083	" = 98,77
Rindviehbestand (ohne Kälber zum Schlachten) des Kantons Bern:		
1919 nach Zählung	304 511	Stück = 100,00
1920 nach Berechnung	300 774	" = 98,77
1920 nach Zählung	301 628	" = 99,06

ee. Vergleiche zwischen den Erhebungen der Jahre 1920 und 1921.

Zahl der vergleichbaren Rindviehversicherungskassen .		334
Bahl der angeschlossenen Rindviehbesitzer:		%
1920	25 004	= 100,00
1921	24 918	= 99,65
Bahl der Rindviehbesitzer des Kantons Bern:		
1920 nach Zählung	39 703	= 100,00
1921 nach Berechnung	39 564	= 99,65
1921 nach Zählung	39 957	= 100,63
Bahl der versicherten Tiere 1920	177 031	Stück = 100,00
" " " 1921	178 791	" = 100,99
Rindviehbestand (ohne Kälber zum Schlachten) des Kantons Bern:		
1920 nach Zählung	301 620	Stück = 100,00
1921 nach Berechnung	304 626	" = 100,99
1921 nach Zählung	305 480	" = 101,28

ff. Vergleiche zwischen 1916 und 1921,
unter der Annahme, daß keine eidg. Zwischenzählungen stattgefunden haben.

Vergleichs- Periode	Vergleich- bare Kassen	Rindviehbesitzer		Versicherter Rindvieh- bestand	
		Kassen- mitglieder	Indexe:	Stück	Indexe:
1916 — 1918		Anzahl:	%	1916 = 100,00	
1916	334	25 077 =	100,00 =	100,00	195,960 =
1918	334	24 985 =	99,71 =	99,71	187 306 =
1918 — 1919					
1918	338	25 332 =	100,00 =	99,71	189 177 =
1919	338	25 065 =	98,95 =	98,66	177 995 =
1919 — 1920					
1919	336	24 950 =	100,00 =	98,66	177 258 =
1920	336	24 723 =	99,09 =	97,76	175 083 =
1920 — 1921					
1920	334	25 004 =	100,00 =	97,76	177 031 =
1921	334	24 918 =	99,65 =	97,42	178 791 =

Veränderungen zwischen 1916 bis 1921:

In der Zahl der Rindviehbesitzer:				Im Rindviehbestand:			
Nach Berechnung	Nach Zählung	Nach Berechnung	Nach Zählung				
Index:	Anzahl:	Index:	Stück:				
1916 100,00	= 40 775	40 775	100,00 = 342 577	342 577			
1918 99,71	= 40 657	40 524	95,58 = 327 435	325 112			
1919 98,66	= 40 229	40 038	89,93 = 308 079	304 511			
1920 97,76	= 39 862	39 703	88,82 = 304 277	301 628			
1921 97,42	= 39 723	39 957	89,70 = 307 292	305 480			

gg. Vergleiche zwischen den Erhebungen der Jahre 1921 und 1926.

Zahl der vergleichbaren Rindviehversicherungskassen	334
Zahl der angeschlossenen Rindviehbesitzer:	%
1921	25 100 = 100,00
1926	25 848 = 102,98
Zahl der Rindviehbesitzer des Kantons Bern:	
1921 nach Zählung	39 957 = 100,00
1926 berechnet	41 148 = 102,98
1926 nach Zählung	40 778 = 102,05
Zahl der versicherten Tiere 1921	179 835 Stück = 100,00
1926	198 642 " = 110,46
Rindviehbestand (ohne Schlachtfäuber) des Kantons Bern:	
1921 nach Zählung	305 480 Stück = 100,00
1926 nach Berechnung	337 427 " = 110,46
1926 nach Zählung	336 116 " = 110,03

* * *

Diese Vergleiche lassen erkennen, daß auch aus den Erhebungen der Viehversicherungskassen ein befriedigend genaues Bild über die Veränderung der Zahl der Viehbesitzer, wie auch im gesamten Rindviehbestand gewonnen werden kann, trotzdem die Erhebung selbst nicht allumfassend ist. Das Material ist jedoch nicht geeignet, Aufschluß zu ermitteln über die im Rindviehbestand auftretenden Umschichtungen, so daß die Ergebnisse eine zu wenig verlässige Grundlage für die Konjunkturbeurteilung liefern. Nachdem jedoch aus dem Material die Veränderungen im Gesamtbestand mit genügender Genauigkeit beurteilt werden können, ist auch anzunehmen, daß, wenn bei diesen Bestandsermittlungen der Viehversicherungskassen Altersstufen und Geschlecht in gleicher Weise auseinander gehalten würden, wie bei den eidgenössischen Viehzählungen, auch der wünschbare Einblick in die Geschehnisse für die Konjunkturbeurteilung möglich wäre. Es bleibt deshalb die Frage zu prüfen, ob und wie weit die Viehbestandsermittlungen der Viehversicherungskassen ausgebaut werden könnten, um gleichzeitig auch die Bedürfnisse der Konjunkturforschung zu befriedigen.

* * *

Wir haben das Material der bernischen Viehversicherungskassen auch verwendet, um die Veränderungen in der Periode von 1926—1929 festzuhalten. Die Ergebnisse unserer Ermittlungen sind folgende:

aa. Bestände der vergleichbaren Kassen.

Ver- gleichs- periode	Total Kanton			„Oberland“*			„Mittelland“*			„Jura“*		
	Vergleichbare Kassen	Kindviehbesitzer Kassenmitglieder	Betätigter Kindviehbestand									
1926/1927												
1926	353	27 130	207 960	57	6566	51 478	209	15 515	126 093	87	5049	30 389
1927	353	27 225	210 897	57	6590	52 195	209	15 591	128 959	87	5044	29 743
Index:												
1926 = 100	—	100.35	101.41	—	100.37	101.39	—	100.49	102.27	—	99.90	97.87
1927/1928												
1927	357	27 455	212 818	57	6590	52 195	213	15 821	130 880	87	5044	29 743
1928	357	27 146	210 499	57	6573	49 570	213	15 687	131 858	87	4886	29 071
Indexe:												
1927 = 100	—	98.87	98.91	—	99.74	94.97	—	99.15	100.74	—	96.87	97.74
1926 = 100	—	99.22	100.30	—	100.11	96.29	—	99.64	103.03	—	96.77	95.66
1928/1929												
1928	360	27 440	212 428	58	6640	49 810	215	15 914	133 547	87	4886	29 071
1929	360	26 916	206 798	58	6565	48 777	215	15 514	130 115	87	4837	27 906
Indexe:												
1928 = 100	—	98.09	97.35	—	98.87	97.93	—	97.49	97.43	—	99.00	95.99
1926 = 100	—	97.32	97.64	—	98.98	94.30	—	97.14	100.38	—	95.80	91.82

bb. Vergleiche der Ergebnisse mit den Resultaten der repräsentativen Viehzählung.

	Zahl der Kindviehbesitzer 1929 (1926 = 100)			Kindviehbestände 1929 (1926 = 100)		
	nach Ergebnissen der Erhebung		nach den Ergebnissen der Erhebung			
	der Ver- sicherungs- kassen	der repräsentativen Zählung ¹⁾	der Ver- sicherungs- kassen	der repräsentativen Zählung ²⁾		
		der 59 Kontrollge- meinden	errechnet	der Ver- sicherungs- kassen	der Kontroll- gemeinden	errechnet
„Oberland“* . .	98,98	99,1	99,1 ± 0,7	94,30	94,3	94,3 ± 2,0
„Mittelland“* . .	97,14	97,6	97,8 ± 0,5	100,38	99,8	99,8 ± 0,2
„Jura“* . . .	95,80	94,3	94,3 ± 0,7	91,82	92,8	94,6 ± 1,1
Total Kanton	97,32	97,3	97,3 ± 0,9	97,64	97,6	97,96 ± 0,6

* Vergleiche Gebietseinteilung, S. 30. ¹⁾ Siehe S. 31/32. ²⁾ Siehe S. 42.

Für den ganzen Kanton ergeben sich aus den beiden Ermittlungsreihen folgende errechneten Gesamtbestände:

aa. Rindviehbesitzer.	1926 (gezählt)	1927 (errechnet)	1928 (errechnet)	1929 (errechnet)
Nach den Ergebnissen der Rindviehversicherungskassen	40 778	40 920	40 459	39 685
Nach den Ergebnissen der repräsentativen Zählung	40 778	—	—	39 684 ± 379
bb. Rindviehbestand (ohne Kälber zum Schlachten).				
Nach den Ergebnissen der Rindviehversicherungskassen	336 116	403 855	337 124	328 184
Nach den Ergebnissen der repräsentativen Zählung	336 116	—	—	329 272 ± 1863

Die beiden Ermittlungsreihen haben für das Jahr 1929 Ergebnisse geliefert, die gegenseitig befriedigend genau übereinstimmen und innerhalb den Grenzen der wahrscheinlichen Schwankung liegen.

* * *

b. Die Tierseuchenkasse als Erhebungsquelle.

In den Jahren 1922—1926 wurden im Kanton Bern die Pferde-, Rindvieh-, Schweine-, Schaf- und Ziegenbestände zwecks Ermittlung der Beitragsleistungen der Viehbesitzer an die Tierseuchenkasse erhoben. Seit dem Jahre 1927 ist die Beitragsleistung abgebaut, und es müssen die Viehbesitzer nur noch nach Maßgabe ihrer Schweinebestände Zuschüsse an die Tierseuchenkasse leisten. Es wurde deshalb die Zählung auf die Schweinebestände beschränkt. Als Zählungstag ist der 15. November festgelegt. Ein Vergleich der Ergebnisse mit denjenigen der ordentlichen Viehzählungen ist deshalb nicht möglich. Der Umstand, daß die Zählung Mitte November erfolgt, birgt besonders bei der Ermittlung der Schweinebestände gewisse Fehler in sich, da dieser Stichtag außerordentlich nahe demjenigen Zeitpunkt liegt, wo die Liquidation eines Teiles der Bestände einsetzt. In Jahren mit großen Futterkartoffelerträgen besteht bei den Schweinehaltern die Tendenz, das Abstoßen der älteren Tiere etwas hinauszuschieben, indem sie diese noch als Futterverwerter weitgehend ausnützen wollen. In Jahren mit kleinen Futterkartoffelerträgen werden dagegen die Tiere oft etwas vorzeitig verkauft, um nicht größere Mengen Futter zu kaufen zu müssen. Die Zählung Ende Oktober würde wahrscheinlich von diesen verschieden gearteten Tendenzen weniger beeinflußt werden.

Bei der Zählung für die Tierseuchenkasse ist auch insofern mit einer etwas größeren Fehlerquelle zu rechnen, als die örtliche Kontrolle über die Vollständigkeit der Angaben nicht so scharf ist, wie für die autonomen Viehversicherungskassen, da das ganze Kantonsgebiet nur einen einzigen Seuchenversicherungsbezirk darstellt. Immerhin ist auch hier zu sagen, daß dieser Fehler Jahr für Jahr ungefähr gleich groß sein wird und sich gegenseitig ausgleicht.

Das durch die Tierseuchenkasse gewonnene Erhebungsmaterial ist insofern für die Zwecke der Konjunkturforschung nur beschränkt verwendbar, als bei den Tierkategorien nicht nach Geschlecht und Alter untergruppiert wird. Ursprünglich war zwar bei der Gruppe Rindvieh eine Unterteilung gemacht worden zwischen Tieren bis 1 Jahr alt und Tieren über 1 Jahr alt, und bei den Schweinen wurde

unterschieden zwischen Tieren bis zu 2 Monaten und solchen über 2 Monaten. Im Jahre 1926 hat man die Gruppierung beim Rindvieh fallen lassen und der Schweinebestand wird seit 1927 nur noch gesamthaft erhoben. Nachdem jedoch seit 1927 nur noch der Schweinebestand ermittelt wird, kann heute das Material der Tierseuchenkasse höchstens noch zur Beurteilung der Veränderung im gesamten Schweinebestand herangezogen werden. Trotzdem bringen wir nachstehend Vergleiche, die auch die übrigen Viehkatgorien umfassen.

Ermittelt wurden (Index: 1921 = 100):

	durch die Tierseuchen- kasse, je am 15. November		durch die eidg. Vieh- zählung, je am 21. April		
	1921	1926	1921	1926	
Zahl der Viehbesitzer	Stück Index	53 995 100,0	51 145 94,7	51 608 100,0	49 665 96,2
Pferde, Maultiere und Esel	Stück Index	37 862 100,0	38 098 100,6	40 854 100,0	42 017 102,8
Rindvieh	Stück Index	303 266 100,0	320 723 105,8	316 320 100,0	349 649 110,5
Schweine	Stück Index	189 992 100,0	166 369 87,6	148 442 100,0	140 581 94,7
Schafe und Ziegen	Stück Index	72 099 100,0	43 430 60,2	87 585 100,0	58 778 67,1

Die Größe der durch die beiden Erhebungen ermittelten absoluten Bestände deckt sich nicht vollständig. Dies ist auch nicht anders zu erwarten, denn die eine Erhebung fand im Frühjahr, die andere im Vorwinter statt. Aus gleichen Gründen ist auch das Ausmaß der Bestandesverschiebung von einer Zählperiode (1921) zur andern (1926) nicht dasselbe; immerhin ist die Verschiebung in allen Fällen gleich gerichtet.

Es ist ohne weiteres anzunehmen, daß der Rindvieh- und Pferdebestand im Frühjahr größer ist als im Vorwinter. Die Stuten kommen regelmäßig im Frühjahr zum Abföhlen. Im Laufe des Sommers tritt nur ein bescheidener Zuwachs auf, während ein Abgang konstant zu verzeichnen ist und im Herbst auch Fohlen außer Kanton verkauft werden. Der Unterschied von 3000 bis 4000 Stück oder 10% des Bestandes zwischen Frühjahrs- und Vorwinterbestand ist durchaus möglich und darf als saisongemäßer Unterschied betrachtet werden.

Die Hauptabfallzeit der Kühe liegt im Winter. Während der Sommerzeit ist ebenfalls nur ein beschränkter Zuwachs an Rindviehstücken zu verzeichnen. Dagegen findet fortgesetzt ein Verkauf an die Schlachtabank statt, der gegen den Herbst hin verstärkt wird, wozu noch ein beträchtlicher Verkauf von Zucht- und Nutztieren außerhalb des Kantons einsetzt, indem der Kanton Bern ein Aufzuchthälfte besitzt, durch das mehr als der eigene Bedarf gedeckt wird.

Aehnlich liegen die Verhältnisse in der Schaf- und Ziegenzucht, während in der Schweinehaltung die Hauptzuwachsperiode im Frühjahr einsetzt und den ganzen Sommer hindurch anhält, so daß die Maximalbestände im Herbst zu erwarten sind. Die Erhebung der Tierseuchenkasse weist denn auch einen Schweinebestand nach, der gegenüber den Frühjahrszählungen größer ist um 41,550 Stück im Jahre 1921 und um 25,788 Stück im Jahre 1926. Die Ver-

gleiche der Schweinebestände der beiden Erhebungsreihen werden außerdem durch den Umstand gestört, daß Konjunkturschwankungen auf dem Schweinemarkt oft innert kürzester Frist auftreten und Rückwirkungen auf die Höhe der Produktion ausüben. Im Frühjahr 1921 war die Konjunktur für die Schweinezucht und -mast günstig, so daß sie anregend auf die Produktion wirkte. Das Jahr 1925 brachte für die Schweinemast und -zucht als Folge einer starken Produktion Tiefpreise, die zu einer Produktionseinschränkung führten, die auch während des Sommers 1926 verhältnismäßig klein blieb.

Nachdem heute die Tierseuchenkasse nur die Schweinebestände registriert, können deren Erhebungen lediglich zur Beurteilung der Verschiebungen im Gesamtschweinebestand herangezogen werden. Nun treten aber Schwankungen im Umfange der Schweinezucht und -mast in verhältnismäßig kurzen Zeitintervallen auf. Durch eine jährlich wiederkehrende Erfassung des Gesamtbestandes kann die Tendenz der Bestandesveränderung nicht beurteilt werden. Dies ist nur möglich, wenn bei den jährlich wiederkehrenden Ermittlungen nach Altersklassen und Zuchtfähigkeit der Tiere unterschieden wird, und es wird das Material der Tierseuchenkasse nur bei Erfüllung dieser Voraussetzungen für die Zwecke der Konjunkturforschung auf dem Schweinemarkt verwertbar. Ohne diese Unterscheidungen bedarf es wiederholter Erhebungen innerhalb eines Jahres, um Schlüsse auf die kommende Entwicklung ziehen zu können.

II. Abschnitt.

Die repräsentative Vieh- und Geflügelbestandsermittlung vom 19. April 1929 im Kanton Bern.

1. Allgemeines.

Die tiefgehende Agrarkrisis und die scharfen Eingriffe der Volkswirtschaftspolitik, die zur Erleichterung der Lage vorgenommen wurden, ließen das Bedürfnis einer Nachkontrolle der Wirkung der Maßnahmen durch eine Viehbestandsermittlung besonders stark hervortreten. Das gab die hauptsächliche Veranlassung zu einer repräsentativen Erhebung über den bernischen Viehbestand des Frühjahrs 1929. Die Ermittlungen sollten insbesondere Unterlagen verschaffen zur Beantwortung folgender Fragen:

1. Sind Veränderungen in der Zahl der Viehbesitzer feststellbar und wenn ja in welcher Richtung und in welchem Umfange?
2. In welchem Ausmaße und nach welcher Richtung hat sich der Viehbestand im Kanton Bern seit Frühjahr 1926 verändert?
3. Sind Umschichtungen im Bestande selbst feststellbar, die auf eine Verschiebung in der Produktionsrichtung schließen lassen?

2. Die Durchführung der Bestandsermittlung.

Bei der Auswahl der Gemeinden mußte nicht nur auf die regionale Verteilung, sondern auch auf den Umstand Rücksicht genommen werden, daß Gemeinwesen, die gleichzeitig mit anderen statistischen Spezialerhebungen belastet waren, für diese Viehbestandsermittlung übergangen wurden. Insbesondere achteten wir darauf, jene Gemeinden von der Erhebung zu dispensieren, die gleich-