

Zeitschrift: Schweizerische Zeitschrift für Forstwesen = Swiss forestry journal = Journal forestier suisse
Herausgeber: Schweizerischer Forstverein
Band: 127 (1976)
Heft: 5

Artikel: Rechnerische Möglichkeiten der Bestandeskontrolle beim Rehwild
Autor: Eiberle, K.
DOI: <https://doi.org/10.5169/seals-765257>

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: 09.01.2026

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

Rechnerische Möglichkeiten der Bestandeskontrolle beim Rehwild

Von *K. Eiberle*

Oxf.: 156.2

(Aus dem Institut für Waldbau der ETH Zürich)

1. Einleitung

Die Ermittlung der Bestandesgrösse ist insbesondere beim Rehwild stets mit einer grossen Unsicherheit verbunden. Diese Schwierigkeit beruht zunächst einmal darauf, dass die herkömmlichen Schätzungen des Frühjahresbestandes mit sehr unterschiedlich aufschlussreichen Verfahren erfolgen. Zu den wesentlichen Faktoren, die sowohl die Durchführung als auch das Ergebnis der Bestandesermittlung negativ beeinflussen, zählen ausserdem die Bestandesberechnungen mit unzureichenden Grundlagen, die erschwerte Zugänglichkeit und Unübersichtlichkeit mancher Reviere, die willkürlich vorgenommenen Veränderungen der Beobachtungsergebnisse, die unrichtige Einschätzung des Wechselwildes und die Verallgemeinerung ungünstiger örtlicher Erfahrungen. Schliesslich ist aber auch festzustellen, dass selbst eine gute Bestandesschätzung den Erfolg der jagdlichen Planung nicht immer zu gewährleisten vermag. Es ist dies insbesondere in kleinen Räumen der Fall, weil dort die Bestandesentwicklung des Rehwildes dann wesentlich von den Verhältnissen in den Nachbargebieten beeinflusst werden kann. Eine Hauptschwierigkeit liegt aber sicherlich beim Rehwild selbst, das sich der Beobachtung leicht entzieht, sofern die Bestandeserhebung nicht wiederholt und lückenlos über die gesamte Waldfläche erfolgt.

Eine rechnerische Kontrolle der geschätzten Bestandeszahlen wäre vor allem aus zwei Gründen sehr erwünscht:

- Einmal zählen die Kenntnisse über die Bestandesgrösse mit zu den wichtigen Grundlagen für die Festsetzung der Abschüsse. Erfahrungen in Wildschadengebieten bestätigen immer wieder, dass man das Bestandeswachstum des Rehwildes nicht zu begrenzen vermochte, obschon die Abschüsse fortwährend und zum Teil nicht unbedeutend erhöht worden sind.
- Sodann bildet die Abundanz aber auch ein grundlegendes Merkmal jeder Population. Sie kann daher bei keiner Forschungsarbeit vernachlässigt

werden und ist für viele formale und funktionelle Strukturelemente homotypischer Organismenkollektive ebenso bedeutsam wie für die Frage der ökologisch tragbaren Wildbestände.

2. Problemstellung

In letzter Zeit wurden Kontrollrechnungen über die Bestandesgrösse verschiedentlich mit Erfolg bei der Bestandesregulierung des Rotwildes angewendet (*Drechsler*, 1966; *Ueckermann und Mitarbeiter*, 1974). Für die Bestandesberechnung des Rehwildes liegen dagegen bis anhin nur wenige methodische Ansätze vor (*Nüsslein*, 1968; *Kurt*, 1973; *Arbeitsgruppe für Wildforschung der Universität Zürich*, 1974), die jedoch noch nie eingehender überprüft worden sind. Dabei stellen sich insbesondere die folgenden Fragen:

- Welche rechnerischen Verfahren sind für die Bestandeskontrolle überhaupt geeignet?
- Auf welchen statistischen Grundlagen ist die Kontrollrechnung aufzubauen?
- Wie gross sind die Fehler der Bestandesberechnung zu veranschlagen?

Da die Rehwildbestände tatsächlich nicht leicht zu kontrollieren sind, erscheint uns eine ausführlichere Bearbeitung dieser Probleme notwendig zu sein, und zwar um so mehr, als es sich bei der Kontrollrechnung, wenn auch nicht um ein fehlerfreies, so doch um ein absolut objektives Verfahren handelt, während das Ergebnis der Bestandesschätzung stets auch von schwer abschätzbaren, subjektiven Umständen beeinflusst ist.

Es war naheliegend, die erforderlichen Berechnungen auf ein konkretes, praktisches Beispiel auszurichten. Gewählt wurde der Rehwildbestand für das Gebiet der gesamten Schweiz, von dem die folgenden, statistischen Unterlagen zur Verfügung standen:

- die Schätzungen der Kantone über den Frühjahresbestand, 1967—1974
- die Statistik über die Todesursachen beim Fallwild, 1967—1974
- die Statistik über das in der Schweiz erlegte Haarwild, 1964—1974

Diese Grundlagen entsprachen zwar nicht in allen Teilen den Anforderungen einer Kontrollrechnung. Einzelne Rechenelemente, wie beispielsweise das Geschlechtsverhältnis oder die Gliederung des Fallwildes nach Alter und Geschlecht, mussten daher in Anlehnung an kantonale Jagdstatistiken durch Schätzungen ergänzt werden. Da es in diesen Ausführungen jedoch vorwiegend um methodische Fragen geht, so konnte dieser Nachteil in Kauf genommen werden.

3. Grundlagen der Kontrollrechnung

Da wir grundsätzlich von der Annahme ausgehen müssen, dass die Rehwildbestände kaum über längere Zeiträume hinweg in einem stabilen Zustande erhalten werden können, kommen für die Kontrollrechnung in erster Linie Berechnungsverfahren in Frage, die den möglichen Bestandesveränderungen Rechnung tragen. Als solche sind einerseits die Trendformel von Drechsler (1966) anzuführen, andererseits eine Strukturformel, die von uns speziell für diesen Zweck abgeleitet worden ist.

3.1 Die Trendformel

Die Trendformel beinhaltet den Zusammenhang zwischen Anfangs- und Endbestand, den jährlichen Abgängen und dem Zuwachs. Sie bezieht sich zunächst allein auf das weibliche Wild; der Gesamtbestand muss später mit Hilfe des ausgewiesenen Geschlechtsverhältnisses berechnet werden. Die Formel lässt sich folgendermassen ableiten:

$$\begin{aligned}
 FB_{n-1} &= sFB_n - A_{n-1} \\
 FB_{n-2} &= s(sFB_n - A_{n-1}) - A_{n-2} = s^2FB_n - sA_{n-1} - A_{n-2} \\
 FB_{n-3} &= s(s^2FB_n - sA_{n-1} - A_{n-2}) - A_{n-3} = s^3FB_n - s^2A_{n-1} \\
 &\vdots \\
 &\quad \quad \quad - sA_{n-2} - A_{n-3} \\
 &\vdots \\
 FB_1 &= s^{n-1}FB_n - s^{n-2}A_{n-1} - \dots - s^2A_3 - sA_2 - A_1 \\
 1) \quad FB_n &= \frac{FB_1 + A_1 + sA_2 + s^2A_3 \dots + s^{n-2}A_{n-1}}{s^{n-1}} \\
 \text{oder} \\
 2) \quad FB_n &= \frac{A_1 + sA_2 + s^2A_3 \dots + s^{n-2}A_{n-1}}{s^{n-1} - p}
 \end{aligned}$$

Es bedeuten:

- n: Anzahl Untersuchungsjahre (= Anzahl der Jahresabgänge zuzüglich ein Jahr)
- A: Gesamter Abgang (Abschuss plus Fallwild) an weiblichem Wild während der einzelnen Jahre. A_1 ist der letzte, A_2 bis A_{n-1} sind die früheren Abgänge.
- FB: Frühjahresbestand an weiblichem Wild. FB_1 ist der gegenwärtige, FB_2 bis FB_n sind die weiter zurückliegenden Bestände.
- s: Zuwachskoeffizient des weiblichen Wildes. Es handelt sich dabei um das Verhältnis des Frühjahresbestandes plus Zuwachs zum Frühjahresbestand.

p: Koeffizient der Bestandesveränderung während des betrachteten Zeitintervalles. Dieser ist gleichbedeutend mit dem Verhältnis FB_1/FB_n .

Die Trendformel ermöglicht die Berechnung des Anfangs- und Endbestandes aus den jährlichen Abgängen, vorausgesetzt, dass der Zuwachskoeffizient und der Koeffizient der Bestandesveränderung bekannt sind.

3.2 Die Strukturformel

Die Trendformel ist nicht die einzige Bedingung, der eine Bestandesermittlung zu genügen hat. Vielmehr besteht auch noch zwischen Bestand, Abgang, Geschlechtsverhältnis, Zuwachs und Bestandesveränderung eine funktionelle Beziehung, die für jedes einzelne Jagdjahr Gültigkeit besitzt. Diese Strukturformel lässt sich wie folgt herleiten:

$$1) \quad FB_2 = A + B$$

$$2) \quad FB_{m2} = A_m + B_m$$

$$3) \quad FB_{m2} = g \cdot FB_2$$

$$4) \quad B_m + B_{mj} = g (B + B_j)$$

$$5) \quad FB_{m2} + \frac{1-g}{2} \cdot s_t \cdot FB_2 - A_m - A_{mj} = B_m + B_{mj}$$

$$6) \quad FB_1 = B + B_j = p \cdot FB_2$$

$$7) \quad FB_2 = \frac{-A \left(g + \frac{1-g}{2} \cdot s_t - gp \right) + A_m + A_{mj}}{\left(g + \frac{1-g}{2} \cdot s_t - gp \right)} + A$$

$$8) \quad FB_1 = p \cdot FB_2$$

Es bedeuten:

FB_2 Anfangsbestand

FB_1 Endbestand

FB_{m2} Anfangsbestand des männlichen Wildes

B Endbestand ohne Jungtiere

B_m Endbestand des männlichen Wildes ohne Jungtiere

B_j Anzahl Jungtiere im Endbestand

B_{mj} Anzahl männliche Jungtiere im Endbestand

A Gesamter Abgang (Abschuss und Fallwild) ohne Jungtiere

A_m Abgang des männlichen Wildes ohne Jungtiere

A_{mj} Abgang der männlichen Jungtiere

g Verhältnis des männlichen Wildes zum gesamten Bestand

p	Koeffizient der Bestandesveränderung FB_1/FB_2
s_t	Verhältnis des jährlichen Zuwachses (Männchen und Weibchen) zum Bestand der weiblichen Tiere

Die Strukturformel gestattet die Berechnung des Anfangs- und Endbestandes für bestimmte Jagdjahre, sofern die Abgänge nach Alter und Geschlecht, das Geschlechtsverhältnis und der Koeffizient der Bestandesveränderung bekannt sind.

4. Bestandesermittlung

Mit der nachfolgenden Berechnung soll der Rehwildbestand für das Gebiet der gesamten Schweiz ermittelt werden. Zu diesem Zweck mussten die beiden folgenden Annahmen getroffen werden:

- ein konstantes Geschlechtsverhältnis im Frühjahresbestand von 1 : 1,5 zugunsten des weiblichen Wildes
- eine jährliche Zuwachsgrösse im Ausmass von 100 Prozent des Frühjahresbestandes von sämtlichen weiblichen Tieren ($s = 1,5$; $s_t = 1,0$).

Bei beiden Grössen handelt es sich in Wirklichkeit zwar nicht um absolut unveränderliche Werte. Viele kantonale Jagdstatistiken weisen aber beim Geschlechtsverhältnis über längere Zeiträume hinweg eine bemerkenswerte Konstanz in der angeführten Grössenordnung aus. Bei der Festsetzung der durchschnittlichen Zuwachsrate waren die Ergebnisse neuerer Untersuchungen über die Fortpflanzungsleistungen des Rehwildes zu berücksichtigen. *Ellenberg* (1974) ermittelte in Gatterrevieren mit ständiger Fütterung eine sogenannte «Kitz-Rate» von 150 bis 200 Prozent, bezogen auf die Zahl der reproduktionsfähigen weiblichen Tiere. Für unsere Zwecke musste jedoch beachtet werden, dass die Rehe nicht mit einer ständigen Zufütterung und in grossen Teilen ihres Areals auch nicht unter optimalen Äsungsbedingungen leben, so dass allein schon aus diesem Grunde nicht mit derart hohen Zuwachszahlen gerechnet werden darf. Entscheidend für unsere Annahme war jedoch der Umstand, dass wir für unsere Berechnungen die Fortpflanzungsrate nicht auf die Zahl der fortpflanzungsfähigen Weibchen, sondern — entsprechend den in der Statistik verfügbaren Angaben — auf die Gesamtzahl des weiblichen Wildes beziehen mussten. Da in der Schweiz infolge der stark extensiven Bejagung der Kitze die Rehwildpopulationen mehrheitlich über eine sehr ungünstige Altersstruktur verfügen, wirkt sich dies auf die im vorstehenden Sinne definierte Zuwachsgrösse negativ aus. Durch den hohen Anteil der Jahr für Jahr überlebenden weiblichen Kitze, die sich zu Beginn des zweiten Lebensjahres ja noch nicht an der Fortpflanzung beteiligen, vermindert sich die auf den Gesamtbestand des weiblichen Wildes bezogene Zuwachsleistung bis zu einem Drittel, was leicht anhand einer ein-

fachen Überschlagsrechnung nachgeprüft werden kann. Unsere Zuwachsgrösse im Betrage von 100 Prozent der weiblichen Tiere steht daher mit den neueren wildkundlichen Befunden nicht etwa im Widerspruch, was auch daran erkenntlich wird, dass höhere Zuwachswerte sehr rasch unwahrscheinlich niedrige Bestände vortäuschen.

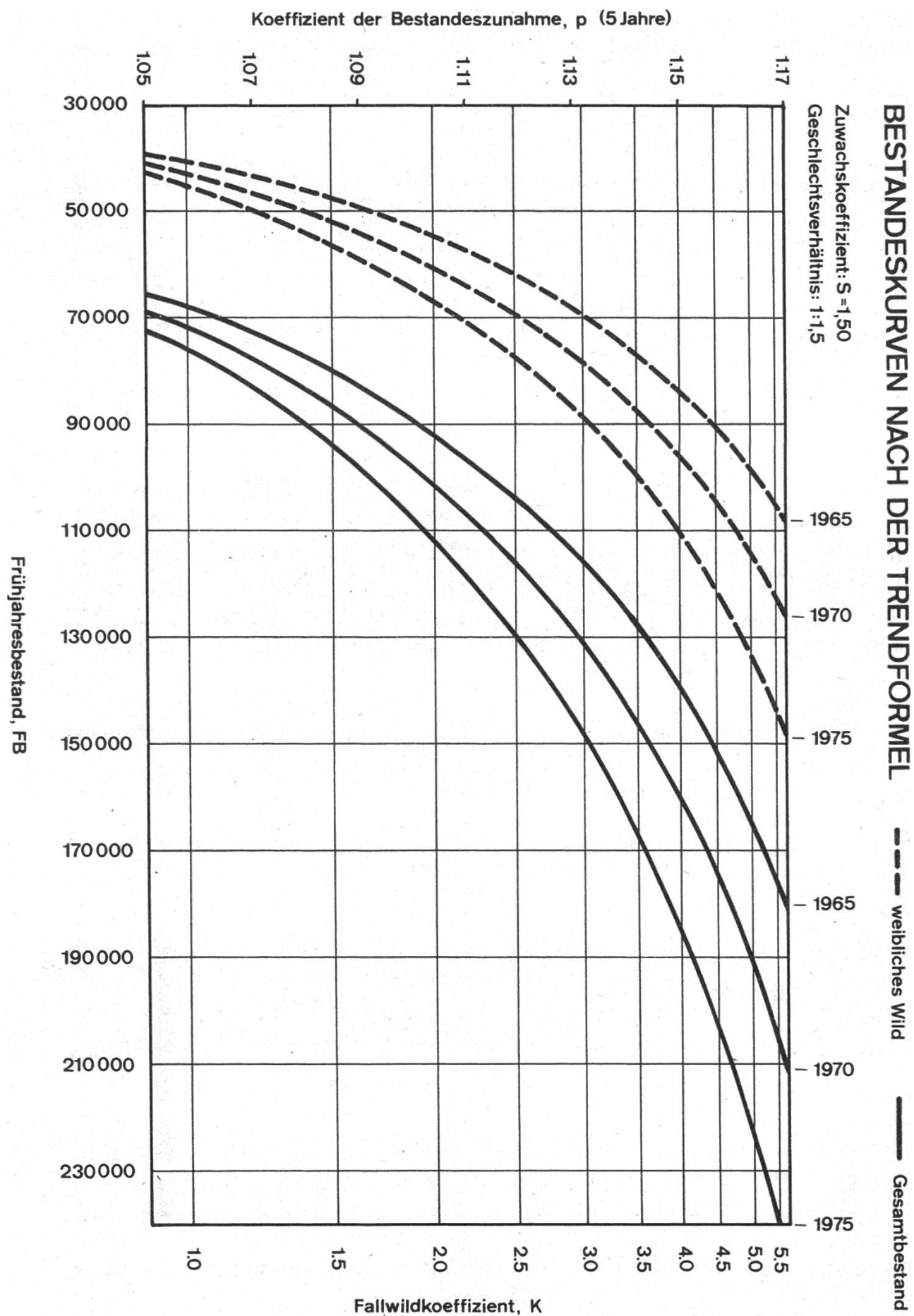
Für die Bestandesermittlung wurde zunächst einmal die Trendformel berechnet. Es war dabei zu berücksichtigen, dass die Fallwildstatistik nur einen gewissen Anteil des gesamten Fallwildes umfasst. Die Berechnungen wurden daher für verschiedene Fallwildkoeffizienten K ausgeführt, worunter das Verhältnis der tatsächlich anfallenden Verluste — einschliesslich der illegalen Abschüsse — zu den in der Statistik angeführten Fallwildziffern zu verstehen ist. Da die schweizerische Fallwildstatistik die Geschlechter nicht unterscheidet, haben wir ferner angenommen, dass sich das Fallwild entsprechend dem Sommerbestand etwa im Verhältnis 1 : 1,3 auf die beiden Geschlechter verteilt.

Wie die Schätzungen der Kantone und die Fallwildstatistik belegen, befindet sich der Rehwildbestand in der Schweiz gesamthaft noch immer in einem Zustande anhaltenden Wachstums, indem während des Zeitraumes 1967—1974 die Bestandesschätzungen jährlich um 3,04 Prozent, die Fallwildziffern — aus verständlichen Ursachen sogar noch stärker als die Bestandesangaben — um 4,32 Prozent pro Jahr angestiegen sind. Beide Befunde berechtigen zur Annahme, dass mit einer Exponentialfunktion eine gute Annäherung an die tatsächliche Bestandesentwicklung gefunden werden kann. Dementsprechend ergibt sich aus den beiden letzten, fünfjährigen Perioden nach der Trendformel 2 für einen einheitlichen Koeffizienten der Bestandesveränderung p und für einen Zuwachskoeffizienten von $s = 1,5$ die folgende Verhältniszahl:

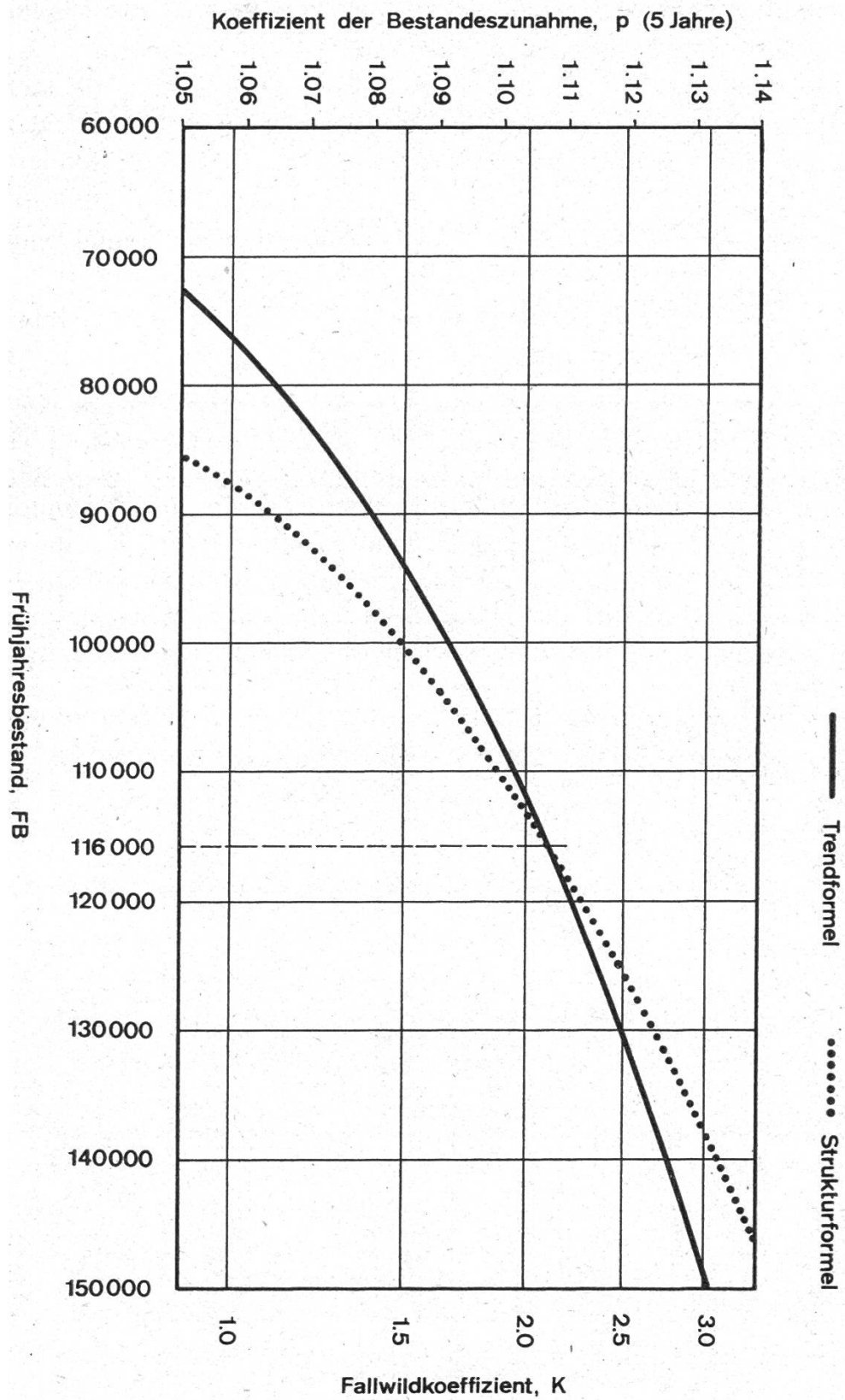
$$\frac{FB_{65}}{FB_{70}} = \frac{A_{69} + 1,5 A_{68} + 2,25 A_{67} + 3,375 A_{66} + 5,0625 A_{65}}{A_{74} + 1,5 A_{73} + 2,25 A_{72} + 3,375 A_{71} + 5,0625 A_{70}} = \frac{1}{p}$$

Mit Hilfe dieses Quotienten lassen sich nun aber nach der Trendformel 1 auch die Frühjahresbestände der Jahre 1965, 1970 und 1975 für verschiedene Fallwildkoeffizienten berechnen. Die Darstellung 1 vermittelt eine Vorstellung über die verschiedenen Möglichkeiten der Bestandesentwicklung.

Es ist daraus ersichtlich, dass die Trendformel — wenn sie für sich allein angewendet wird — eine Vielzahl von Alternativen offen lässt, da jedem Fallwildkoeffizienten eine eigene Bestandesentwicklung entspricht. Die Graphik zeigt ausserdem die Abhängigkeit des Bestandeswachstums vom Anteil des registrierten Fallwildes, so dass es im folgenden nun darum ging, eine Bestimmung des Fallwildkoeffizienten vorzunehmen. Zu diesem Zweck musste die Strukturformel verwendet werden. Diese bietet die Möglichkeit, den Endbestand für das Jagdjahr 1974 für verschiedene p zu berechnen, wo-



BESTANDESKURVEN 1975



bei lediglich zu beachten ist, dass die Abgänge A und A_m ohne Jungwild in die Formel einzusetzen sind.

Die Strukturformel liefert für das Jahr 1975 eine weitere Bestandeskurve, die in der Darstellung 2 gemeinsam mit der aus der Trendformel abgeleiteten Beziehung abgebildet ist.

Da die gesuchte Bestandesentwicklung sowohl der Trendformel als auch der Strukturformel zu entsprechen hat, liefert der Schnittpunkt der beiden Kurven nicht nur eine Angabe über den mutmasslichen Bestand, sondern er zeigt zugleich, dass

- die Fallwildstatistik die tatsächliche Anzahl Fallwild nicht einmal ganz zur Hälfte erfasst
- und der Rehwildbestand in der Schweiz während der letzten fünf Jahre noch um 10,4 Prozent zugenommen hat.

Selbstverständlich stellt auch die der Trendformel zugrunde gelegte Exponentialfunktion mit $p = 1,10427$ für 5 Jahre nur eine Annäherung an die tatsächliche Bestandesentwicklung dar. In Wirklichkeit weichen die Frühjahresbestände der einzelnen Jahre sowohl nach oben als auch nach unten mehr oder weniger stark von dieser Ausgleichsfunktion ab. Es ist dies daran erkenntlich, dass die nach der Strukturformel errechneten Bestandeszahlen — die das eine Mal als Endbestand, das andere Mal jedoch als Anfangsbestand bestimmt worden sind — im allgemeinen nicht übereinstimmen (Tabelle 1).

Diese Bestandesdifferenzen betragen $m_1 = \sqrt{\frac{(vv)}{n-1}} = \pm 5,35$ Prozent und weisen darauf hin, dass das Bestandeswachstum tatsächlich nicht mit kon-

Tabelle 1. Vergleich der verschiedenen Bestandeszahlen

Jahr	Frühjahresbestand/Stück			
	nach der Kontrollrechnung		nach den Schätzungen der Kantone	
	Trendformel	Strukturformel		
		Anfangsbestand	Endbestand	
	1	2	3	4
1975	116 000	—	113 138	—
1974	113 725	110 920	103 414	121 150
1973	111 495	101 386	97 386	106 985
1972	109 309	95 476	93 589	101 200
1971	107 166	91 754	97 907	98 290
1970	105 065	95 987	91 478	92 585
1969	103 005	89 684	87 100	95 873
1968	100 985	85 392	80 221	91 790
1967	99 005	78 648	81 672	88 980
1966	97 064	80 071	77 633	—
1965	95 161	76 111	83 309	—
1964	93 295	81 675	—	—

stantem p erfolgte. Der eigentliche Fehler unserer Berechnung ist denn auch wesentlich grösser. Er ergibt sich aus den Abweichungen, die zwischen den Bestandesziffern der Trendformel und der Strukturformel bestehen und errechnet sich auf $m_2 = \sqrt{\frac{(vv)}{n-1}} = \pm 15,51$ Prozent. Der berechnete Bestand für das Jahr 1975 ist demnach mit $116\,000 \pm 18\,000$ Stück anzugeben.

5. Folgerungen

Ob sich die Kontrollrechnung auch bei der Bestandesregulierung des Rehwildes zu bewähren vermag, könnte letzten Endes nur ihre Anwendung in der Praxis zeigen. Dennoch ergeben sich aber aus der vorliegenden Bestandesberechnung eine Reihe von Feststellungen, die für die jagdliche Planung von Bedeutung sind:

- Die Kontrollrechnung ist nicht nur absolut objektiv, sondern sie liefert für den ermittelten Bestand auch einen Fehlerrahmen. Neben den durch die Rechenmethode bedingten Fehlerquellen hängt die Genauigkeit des Verfahrens in erster Linie von der Zuverlässigkeit der statistischen Angaben ab. Die Kontrollrechnung verlangt sowohl bei den Abschüssen als auch beim Fallwild eine möglichst vollständige und einwandfreie Verbuchung der Tiere nach Geschlecht und Alter, wobei das Jungwild von den älteren Tieren unbedingt unterschieden werden muss. In unserem Fall war diese Bedingung nur teilweise erfüllt.
- Ein weiterer Fehler, der nicht dem Verfahren an sich, sondern den unvollständigen Grundlagen eigen ist, kann sich bei der Festsetzung der durchschnittlichen Zuwachsgrösse ergeben. Diese richtet sich sowohl nach dem Geschlechtsverhältnis als auch nach dem Anteil, mit dem die vorjährigen Geisskitze am Frühjahresbestand des weiblichen Wildes beteiligt sind. Für beide Grössen müssen aber die herkömmlichen Bestandes-schätzungen die Unterlagen liefern, so dass es auch hier notwendig erscheint, das Geschlecht und das Alter der Tiere (vorjährige Kitze und ältere Tiere) zu unterscheiden. Je nach dem Stand der Populationsdynamik und je nach Äsungs- und Klimaverhältnissen ist aber auch anzunehmen, dass die «Kitz-Rate» regional variiert. Systematische Untersuchungen auf diesem Gebiet — die für eine zoologisch-ökologische Wildforschung eine praktisch sehr bedeutsame Aufgabe darstellen könnten, wären daher dringend erwünscht. In unserem Beispiel sind zwischen den aus der Trend- und Strukturformel berechneten Beständen verhältnismässig grosse Differenzen festzustellen. Da der Koeffizient der Bestandesveränderung sich mit dem Zuwachskoeffizienten nur gering, dagegen mit dem Geschlechtsverhältnis stark verändert, ist die Annahme berech-

tigt, dass der Berechnungsfehler noch hätte verhindert werden können, wenn die eidgenössische Statistik auch Aufschluss über den Anteil der Geschlechter liefern würde.

- Die Bestandesschätzung der Kantone für das Jahr 1974 liegt innerhalb des berechneten Fehlerrahmens. Unsere Berechnungen liefern daher keinen Hinweis darauf, dass — gesamtschweizerisch betrachtet — die herkömmlichen Schätzungen völlig untragbare Mängel aufwiesen. Es ist aber sogleich beizufügen, dass mit Sicherheit grosse regionale Unterschiede in der Genauigkeit der Bestandesermittlung bestehen, welche eine Anpassung der Rehwildbestände an die örtlichen waldbaulichen Verhältnisse bedeutend erschweren. Dagegen zeigt die Kontrollrechnung jedoch mit aller Deutlichkeit, dass die Festsetzung der Abschüsse — obschon sie in den letzten zehn Jahren fortwährend erhöht worden sind — nicht genügte, um das Populationswachstum des Rehwildes zu begrenzen. Der dazu erforderliche Mehrabschuss für das Jahr 1975 ist in Tabelle 2 geschätzt.

Tabelle 2. Schätzung des für eine Begrenzung des Populationswachstums erforderlichen Abganges

<i>maximaler Bestand nach der Trendformel</i> <i>Stück</i>	<i>zu erwartender Zuwachs</i>		<i>Abgang</i>	
	—	<i>Stück</i>	<i>zu erwartendes Fallwild K = 2</i> <i>Stück</i>	<i>erforderlicher Abschuss</i> <i>Stück</i>
134 000	GV: 1 : 1	67 000	30 700	36 300
	GV: 1 : 1,5	80 400	30 700	49 700
	Mittel	73 700	30 700	43 000
Abschuss des Jahres 1974				36 000
erforderlicher Mehrabschuss (Schätzung)				7 000

Das stark zugunsten der weiblichen Tiere verschobene Geschlechtsverhältnis bildet eine wesentliche und selbstverschuldete Ursache für die Schwierigkeit der Bestandesregulierung. Wäre das Geschlechtsverhältnis bereits heute 1 : 1, so würden schon die gegenwärtigen Abschusszahlen annähernd ausreichen, um ein weiteres Anwachsen des Rehwildbestandes zu verhindern.

- Der Versuch, die Kontrollrechnung für die Bestandesschätzung des Rehwildes auszunützen, ist nicht neu; sie wird — allerdings in stark vereinfachter Form — sowohl in der jagdlichen Praxis als auch in wildkundlichen Untersuchungen immer wieder angewendet. Wie unser Beispiel jedoch zeigt, darf man dabei im Gegensatz zum Rotwild (Drechsler, 1966) den bedeutenden Anteil des statistisch nicht erfassten Fallwildes nicht vernachlässigen, und man muss ferner auch die Bestandesveränderungen berücksichtigen, die beim Rehwild selbst innerhalb grosser Räume noch vorhanden sein können. In unserem Falle ergibt eine vereinfachte

Kontrollrechnung, die auf der Annahme einer stabilen Struktur des Frühjahresbestandes beruht (30 Prozent Böcke, 50 Prozent Geissen, 20 Prozent Jungtiere, GV: 1 : 1,5), viel zu kleine Bestandesziffern. Es lassen sich damit, bezogen auf die Strecke allein, lediglich 52 Prozent, unter Berücksichtigung der Strecke und des verbuchten Fallwildes aber auch nur 73 Prozent des berechneten Bestandes erfassen. Kontrollrechnungen unter stark vereinfachten Annahmen müssten daher in Zukunft vermieden werden.

- Die während der letzten Jahrzehnte nicht mehr verstummten Klagen der Waldbesitzer über die Wildschäden, die von vielen als schleichende Waldkrankheit empfunden werden, haben ohne Zweifel ihre primäre Ursache in der stetigen Zunahme der Rehwildbestände. Selbst wenn die durchschnittliche jährliche Bestandeszunahme auch nur 2 Prozent betragen würde, so birgt eine derartige Entwicklung dennoch für alle Waldfunktionen erhebliche Gefahren in sich. Sie würde nämlich nichts anderes bedeuten, als dass sich die Rehwildbestände innerhalb von 35 Jahren verdoppeln, sofern nicht besondere Anstrengungen unternommen werden, um die Rehwildbestände besser zu regulieren.

6. Schlussbemerkung

Diese Ausführungen liefern auch einen Anknüpfungspunkt zur jagdlichen Praxis. Obschon das beschriebene Verfahren nicht so schwierig und aufwendig ist, wie dies auf den ersten Blick erscheinen mag, so entspricht es doch nicht unserer Absicht, die Jägerschaft mit der Durchführung derartiger Berechnungen zu belasten. Es ist aber zu überlegen, ob es sich nicht lohnen würde, die Jagdstatistik vermehrt auf die Bedürfnisse der Kontrollrechnung auszurichten, damit jene Personen, die an der jagdlichen Planung direkt beteiligt sind, vermehrten Nutzen aus diesem Verfahren ziehen könnten.

Résumé

Possibilités de contrôle mathématique des populations de chevreuil

Sur la base de la formule de *Drechsler* (1966) et d'une formule structurale mise au point à cet effet, une tentative de calcul de l'évolution du cheptel de chevreuil en Suisse durant la dernière décennie a été entreprise à partir des tableaux de chasse et de la statistique du gibier accidenté. L'objet du présent travail consiste avant tout à développer une méthode de calcul appropriée, à déterminer l'étendue de l'erreur et à définir les préalables nécessaires à cette méthode d'évaluation des populations. Pour l'année 1975, le calcul révèle un cheptel printanier s'élevant à $116\,000 \pm 18\,000$ chevreuils. Ce calcul n'a livré aucun indice permettant d'affirmer que les évaluations du cheptel fournies par les cantons étaient entachées d'erreurs graves. Il est toutefois démontré, avec toute la netteté voulue, que l'établissement de plans de tir n'a pas réussi à empêcher un accroissement constant des populations au cours de la décennie écoulée.

Traduction: J.-P. Sorg

Literatur

- Arbeitsgruppe für Wildforschung der Universität Zürich*, 1974: Bestandesformel für Schalenwild, Polykopie
- Drechsler, H.*, 1966: Möglichkeiten der rechnerischen Kontrolle über Bestandserhebungen beim weiblichen Rotwild. *Zeitschrift für Jagdwissenschaft*, 12, 4, 173—175
- Ellenberg, H.*, 1974: Wilddichte, Ernährung und Vermehrung beim Reh. *Verhandlungen der Gesellschaft für Ökologie*, 59—76
- Kurt, F.*, 1973: Rehwildforschung in der Schweiz. *Beiträge zur Jagd- und Wildforschung*, 8, 97—116
- Nüsslein, F.*, 1968: Die Entwicklung der Wildbestände in der Deutschen Bundesrepublik von 1956—1965. *Beiträge zur Jagd- und Wildforschung*, 6, 17—26
- Ueckermann, E.; Zander, J.; Scholz, H., und Lülfi, D.*, 1974: Durchführung und Auswirkungen der Massnahmen zur Wildstandsbewirtschaftung beim Rotwild im Lande Nordrhein-Westfalen. *Zeitschrift für Jagdwissenschaft*, 20, 1, 13—39

Anhang 1. Grundlagen für die Berechnung der Trendformel

S = Strecke des weiblichen Wildes
F = weibliches Fallwild
K = Fallwildkoeffizient

Periode	Jahr	F			F			F			F			F		
		S	K = 1	An	S	K = 1,5	An	S	K = 2	An	S	K = 2,5	An	S	K = 3	An
I	1975	A ₁	16 917	9 218	26 135	16 917	13 827	30 744	16 917	18 436	35 353	16 917	23 045	39 962	16 917	27 654
1970	1974	A ₂	13 480	8 968	22 448	13 480	13 452	26 932	13 480	17 936	31 416	13 480	22 420	35 900	13 480	26 904
—	1973	A ₃	13 040	7 863	20 903	13 040	11 795	24 835	13 040	15 726	28 766	13 040	19 658	32 698	13 040	23 589
1975	1972	A ₄	12 741	7 382	20 123	12 741	11 073	23 814	12 741	14 764	27 505	12 741	18 455	31 196	12 741	22 146
1971	1971	A ₅	11 804	9 466	21 270	11 804	14 199	26 003	11 804	18 932	30 736	11 804	23 665	35 469	11 804	28 398
II	1970	A ₆	12 904	8 107	21 011	12 904	12 161	25 065	12 904	16 214	29 118	12 904	20 268	33 172	12 904	24 321
1965	1969	A ₇	13 730	7 397	21 127	13 730	11 096	24 826	13 730	14 794	28 524	13 730	18 493	32 223	13 730	22 191
—	1968	A ₈	13 679	6 752	20 431	13 679	10 128	23 807	13 679	13 504	27 183	13 679	16 880	30 559	13 679	20 256
1970	1967	A ₉	12 985	6 752	19 737	12 985	10 128	23 113	12 985	13 504	26 489	12 985	16 880	29 865	12 985	20 256
1966	1966	A ₁₀	13 320	6 752	20 072	13 320	10 128	23 448	13 320	13 504	26 824	13 320	16 880	30 200	13 320	20 256
1965	1965															33 576

Periode	Jahr	F			F			F			F			F		
		S	K = 3,5	An	S	K = 4	An	S	K = 4,5	An	S	K = 5	An	S	K = 5,5	An
I	1975	A ₁	16 917	32 263	49 180	16 917	36 872	53 789	16 917	41 481	58 398	16 917	46 090	63 007	16 917	50 699
1970	1974	A ₂	13 480	31 388	44 868	13 480	35 872	49 352	13 480	40 356	53 836	13 480	44 840	58 320	13 480	49 324
—	1973	A ₃	13 040	27 521	40 561	13 040	31 452	44 492	13 040	35 384	48 424	13 040	39 315	52 355	13 040	43 247
1975	1972	A ₄	12 741	25 837	38 578	12 741	29 528	42 269	12 741	33 219	45 960	12 741	36 910	49 651	12 741	40 601
1971	1971	A ₅	11 804	33 131	44 935	11 804	37 864	49 668	11 804	42 597	54 401	11 804	47 330	59 134	11 804	52 063
II	1970	A ₆	12 904	28 375	41 279	12 904	32 428	45 332	12 904	36 482	49 386	12 904	40 535	53 439	12 904	44 589
1965	1969	A ₇	13 730	25 890	39 620	13 730	29 588	43 318	13 730	33 287	47 017	13 730	36 985	50 715	13 730	40 684
—	1968	A ₈	13 679	23 632	37 311	13 679	27 008	40 687	13 679	30 384	44 063	13 679	33 760	47 439	13 679	37 136
1970	1967	A ₉	12 985	23 632	36 617	12 985	27 008	39 993	12 985	30 384	43 369	12 985	33 760	46 745	12 985	37 136
1966	1966	A ₁₀	13 320	23 632	36 952	13 320	27 008	40 328	13 320	30 384	43 704	13 320	33 760	47 080	13 320	37 136
1965	1965															50 456

Anhang 2. Grundlagen für die Berechnung der Strukturformel

A	=	Gesamter Abgang ohne Jungtiere
Am	=	Abgang des männlichen Wildes ohne Jungtiere
Amj	=	Abgang der männlichen Jungtiere
S	=	Strecke
K	=	Fallwildkoeffizient
s _t	=	1,0
g	=	0,4
F	=	Fallwild

Jahr		K = 1	K = 1,5	K = 2	K = 2,5	K = 3
1974	S	29 562	29 562	29 562	29 562	29 562
	F	15 364	23 046	30 728	38 410	46 092
	A	44 926	52 608	60 290	67 972	75 654
	S	19 029	19 029	19 029	19 029	19 029
	F	6 680	10 020	13 360	16 700	20 040
	Am + Amj	25 709	29 049	32 389	35 729	39 069
	p	1,0114	1,0164	1,0200	1,0228	1,0251

Jahr	K	S	F	A	S	F	Am + Amj
1973	1	25 225	14 947	40 172	16 607	6 499	23 106
	2	25 225	29 894	55 119	16 607	12 998	29 605
1972	1	24 879	13 105	37 984	16 483	5 698	22 181
	2	24 879	26 210	51 089	16 483	11 396	27 879
1971	1	24 331	12 304	36 635	16 092	5 350	21 442
	2	24 331	24 608	48 939	16 092	10 700	26 792
1970	1	22 498	15 777	38 275	14 308	6 860	21 168
	2	22 498	31 554	54 052	14 308	13 720	28 028
1969	1	25 183	12 266	37 449	15 522	5 333	20 855
	2	25 183	24 532	49 715	15 522	10 666	26 188
1968	1	26 608	11 082	37 690	15 298	4 818	20 116
	2	26 608	22 164	48 772	15 298	9 636	24 934
1967	1	26 490	10 007	36 497	14 263	4 351	18 614
	2	26 490	20 014	46 504	14 263	8 702	22 965
1966	1	26 386	10 007	36 393	14 679	4 351	19 030
	2	26 386	20 014	46 400	14 679	8 702	23 381
1965	1	25 734	10 007	35 741	13 522	4 351	17 873
	2	25 734	20 014	45 748	13 522	8 702	22 224
1964	1	25 096	10 007	35 103	15 147	4 351	19 498
	2	25 096	20 014	45 110	15 147	8 702	23 849