

# Annales Agriculturae Fenniae

Maatalouden  
tutkimuskeskuksen  
aikakauskirja

Vol. 5, 3

Journal of the  
Agricultural  
Research  
Centre

Helsinki 1966

# ANNALES AGRICULTURAE FENNIAE

Maatalouden tutkimuskeskuksen aikakauskirja  
Journal of the Agricultural Research Centre

## TOIMITUSKUNTA — EDITORIAL STAFF

*E. A. Jamalainen*

Päätoimittaja  
Editor-in-chief

*R. Manner*

*V. Vainikainen*

*V. U. Mustonen*

Toimitussihteeri  
Managing editor

Ilmestyy 4—6 numeroa vuodessa; ajoittain lisänidoksia  
Issued as 4—6 numbers yearly and occasional supplements

## SARJAT — SERIES

Agrogeologia, -chimica et -physica  
— Maaperä, lannoitus ja muokkaus  
Agricultura — Kasvinviljely  
Horticultura — Puutarhanviljely  
Phytopathologia — Kasvitaudit  
Animalia domestica — Kotieläimet  
Animalia nocentia — Tuhoeläimet

## JAKELU JA VAIHTOTILAUKSET DISTRIBUTION AND EXCHANGE

Maatalouden tutkimuskeskus, kirjasto, Tikkurila  
Agricultural Research Centre, Library, Tikkurila, Finland

DAS BEWERTEN DES KALKBEDARFS DURCH pH-MESSUNG VON  
NH<sub>4</sub>-AZETATSUSPENSION DES BODENS

TUOMAS KERÄNEN

Zentrale für Landwirtschaftliche Forschung, Abteilung für Agrikulturchemie und -physik, Tikkurila, Finnland

Eingegangen am 19. 4. 1966

Fast alle Kulturböden Finnlands sind für anspruchsvolle Pflanzen ungekalkt zu sauer. Trotz des zunehmenden Kalkverbrauchs in den letzten Jahren schätzt man, dass noch ein beträchtlicher Teil der Äcker Finnlands einer Grundkalkung bedarf. Hauptsächlich auf Auswaschung beruht es, dass zeitweilig auch noch nach der Grundkalkung eine Kalkung erforderlich ist. Infolge

summarischer Kalkung hat u.a. Manganmangel bei solchen Böden hervorzutreten begonnen, die zu stark gekalkt worden sind. Es ist offenbar, dass ein verhältnismässig genaues, schnelles und billiges Verfahren zur Beurteilung des Kalkbedarfs für die Beratung der Landwirte fort-fahrend notwendig wäre. Es sollte auch eine übermässige Kalkung nachweisen.

**Die finnische Methode oder Bodenfruchtbarkeitsmethode**

Die in Finnland gebräuchliche Methode gründet sich auf den von Tuorila (TUORILA, TAINIO und TERÄSVUORI 1939) dargestellten austauschbaren Kalk des Bodens und die in Wassersuspension gemessene pH-Zahl (TUORILA 1946). Nach ihrer Entwicklung zum gegenwärtigen Stand werden gemäss der Methode der in saurer NH<sub>4</sub>-Azetatsuspension ausgelaugte Kalk, der etwas weniger als der austauschbare ausmacht, und die in Wassersuspension gemessene pH-Zahl bestimmt (VUORINEN 1952, VUORINEN und MÄKITIE 1955). Für die Auslegung der Ergebnisse werden die Ackerböden in drei Gruppen eingeteilt: organische Bodenarten, grobe Mineralböden und Tonböden. Ausserdem umfasst jede

Gruppe nach dem Kalkgehalt und der pH-Zahl sieben Fruchtbarkeitsklassen. Bei Bewertung einer etwaigen Kalkung wird darauf geachtet, zu welcher Klasse der Boden nach dem erhaltenen Kalzium und zu welcher er nach der pH-Zahl gehört, und die Kalkung richtet sich nach dem Mittelwert der beiden Klassen (KURKI, LAKANEN et al. 1965, KURKI 1965).

Die Methode hat sich in der Praxis als befriedigend erwiesen. Sie berücksichtigt die bei den verschiedenen Bodenartengruppen unterschiedliche Austauschkapazität als durchschnittliche auf die Weise, dass bei den groben Mineralböden eine kleinere Kalkmenge als bei den organischen und den Tonböden angestrebt wird. Desgleichen zieht sie in Betracht, dass man sich

bei den organischen Böden mit einer etwas geringeren pH-Zahl begnügen kann als bei den Mineralböden. Eine Verbesserung der Methode wäre in erster Linie darum erwünscht, weil sogar zu einer und derselben Bodenartengruppe Böden unterschiedlicher Austauschkapazität gehören und daher auch die erforderliche Kalkmenge

wechselt. Ferner beachtet die Methode nicht unmittelbar andere im Boden enthaltene austauschbare Kationen, Magnesium, Kalium und Natrium, die gleicherweise wie absorbiertes Kalzium den Kalkbedarf herabsetzen. Auch die Menge der übrigen Kationen tritt gewiss in der gemessenen pH-Zahl mittelbar hervor.

### Austauschbarer Wasserstoff und Kalkbedarf des Bodens

Der Kalkbedarf beruht grösstenteils auf dem sog. austauschbaren Wasserstoff, unter dem ausser den austauschbaren H-Ionen auch austauschbares Eisen und Aluminium zu verstehen sind, die bei vermehrter Base sich wenig dissoziierende Hydroxyde bilden und dadurch Base verbrauchen. In der Praxis ist es einerlei, worauf der Kalkbedarf zurückzuführen ist, und im allgemeinen wird nur die Gesamtmenge des austauschbaren Wasserstoffes bestimmt. Bei vielen Methoden wird der Boden viele Male nacheinander mit neutraler oder basischer Lösung ausgelaugt und der in die Lösung gelangte Wasserstoff durch Titrieren bestimmt (SCHOLLENBERGER und DREIBELBIS 1930, SCHOLLENBERGER und SIMONS 1945, MELICH 1942, 1945, 1948, PEECH et al. 1962). Bei der JENSENSCHEN (1924, 1936) Methode werden zwei oder mehreren gleich grossen Bodenmengen unterschiedlich grosse Mengen  $\text{Ca}(\text{OH})_2$ -Lösung zugesetzt, nach eingetretener Neutralisierung, die viele Tage andauert, wird das End-pH der Suspensionen gemessen, und die Ergebnisse werden auf pH 7 inter- oder extrapoliert.

Die auf mehrmalige Auslaugung oder Behandlung gegründeten Methoden zur Bestimmung des austauschbaren Wasserstoffes sind für die Praxis oder die Beratung der Landwirte zu kostspielig. Ausserdem bezeichnet der auf pH 7 und besonders darüber bestimmte austauschbare Wasserstoff nicht bei allen Böden den Kalkbedarf, da bei vielen Böden die Brauchbarkeit vieler Nährstoffe dann am grössten ist, wenn das in Wassersuspension gemessene pH zwischen 6 und 7 liegt, wobei der Boden noch bei pH 7 und noch mehr darüber bestimmten austauschbaren Wasserstoff enthält.

Möglichst einfach ist sowohl für die Bestim-

mung des austauschbaren Wasserstoffes als auch für die der austauschbaren Kationen die von BROWN (1943) dargestellte Methode. Dabei wird Boden in 1 normalem  $\text{NH}_4$ -Azetat (pH 7.0) aufgeschlämmt und das pH der Suspension bestimmt. Wird dasselbe  $\text{NH}_4$ -Azetat elektrometrisch mit Essigsäure titriert, so erhält man eine der verbrauchten Säure und dem gemessenen pH entsprechende Kurve, aus der man den dem pH der Boden-Azetatsuspension entsprechenden austauschbaren Wasserstoff ablesen kann.

SALONEN (1952) hat die Brownsche Methode angewandt, wobei er jedoch statt  $\text{NH}_4$ -Azetat Ca-Azetat benutzt hat. Gestützt auf das nach der Methode bestimmte Basenprozent, lässt sich indessen bei dem Material, das Kalkungsversuche umfasst (TUORILA, TAINIO und TERÄSVUORI 1939), nicht nennenswert besser als auf Grund des austauschbaren Kalkes und der pH-Zahl Kenntnis darüber gewinnen, ob man durch Kalkung einen Mehrertrag erhält. Obschon die Methode einfach und schnell ist, so ist sie doch nicht so weit entwickelt, dass nach ihr Kalkungsanleitungen gegeben werden könnten.

TERÄSVUORI (1959) hat vorgeschlagen, die austauschbaren Kationen in schwachem HCl-Auszug und den Wasserstoff in Ca-Azetatauszug zu bestimmen, sowie pH in 0.02 n  $\text{CaCl}_2$ -Suspension zu messen. »Bevor jedoch anhand der so erhaltenen Zahlen Kalkungsanleitungen gegeben werden können, ist durch die mit den Kalkungsversuchen, den früheren und den neuen, verbundenen bodenanalytischen Untersuchungen zu klären, wie der Kalkungsbedarf des Bodens von den genannten Grössen abhängt« (Orig. finn.; S. 80). Ein so umfassendes Forschungsprogramm durchzuführen, ist zum mindesten

bisher nicht möglich gewesen, auch ist das Bestimmen der austauschbaren Kationen in HCl-Auszug gar nicht notwendig, da sie schon jetzt bei den Fruchtbarkeitsanalysen bestimmt werden.

Fortführend ist das Interesse der Forscher für die Methoden und deren Entwicklung gross. So hat MÄKITIE (1965) den Wert der verschiedenen Methoden für die finnischen Bodenarten erforscht und verglichen. Das beste Ergebnis, verglichen mit den im Laboratorium ausgeführten Kalkungsversuchen, brachte über diese die etwas abgewandelte Brownsche Methode. Mäkitie berichtete die Werte des austauschbaren Wasserstoffes, die den verschiedenen pH-Graden der durch die Essigsäure des  $\text{NH}_4$ -Azetats erhaltenen Titrierungskurve entsprechen auf dasselbe Niveau, auf pH 6.5. So wurde der schätzungsweise 10—20 % betragende negative Fehler, der die Brownsche Methode belastet hatte, eliminiert. In dieser Abwandlung belief sich der zwischen den Ergebnissen der  $\text{NH}_4$ -Azetatmethode und denen der Kalkungsversuche bestehende Korrelationskoeffizient bei allen Bodenarten auf über +0.9. Nach der Kalkung waren die in Wassersuspension gemessenen pH-Werte bei den Mineralböden verhältnismässig gleichmässig, sie wechselten zwischen pH 5.86 und pH 7.22. Bei den organischen Böden war die Schwankung etwas stärker (5.21—7.28).

Eine ebenso einfache Methode wie die Brownsche zur Bestimmung des austauschbaren Wasserstoffes hat SCHACHTSCHABEL (1951) zur Beurteilung des Kalkbedarfs für verschiedene deutsche Ackerböden entwickelt. Durch Behandeln zahlreicher Böden in 1 n Ca-Azetat (pH 7.0) im Gewichtsverhältnis 1 : 2.5, durch Messen des pH

der Suspension und durch Titrieren des austauschbaren Wasserstoffes sowie durch Vergleich der erhaltenen Ergebnisse mit den nach der Jensenschen Methode ermittelten, hat er Tabellen berechnet, aus denen zu ersehen ist, einer wie grossen Kalkmenge die in der Suspension gemessene pH-Zahl entspricht, um mittels Kalkung zu einer bestimmten in KCl-Suspension gemessenen pH-Zahl zu gelangen. Da das Extrahieren im Gewichtsverhältnis vorgenommen wird, eignet sich die Methode nur für solche deutschen Mineralböden, die weniger als 10 % Humus enthalten. Für humushaltigere Böden hat er eine auf das Volumverhältnis von Boden und Flüssigkeit gegründete Methode entwickelt (SCHACHTSCHABEL 1953).

Auch die vorliegende Untersuchung ist darauf abgestimmt, eine für die finnischen Ackerböden geeignete, auf eine einzige pH-Messung gegründete Methode zur Schätzung des Kalkbedarfs zu entwickeln, um durch eine ihr gemässe Kalkung zu einer gewissen, in Wassersuspension gemessenen pH-Zahl zu gelangen. Von den obengenannten Methoden stützen sich die von Brown und die von Schachtschabel auf nur eine Messung, eignen sich aber als solche nicht für die finnischen Ackerböden, erstere u.a. aus dem Grunde, weil man nicht weiss, welches das Verhältnis des nach ihr ermittelten austauschbaren Wasserstoffes zum Kalkbedarf ist, und letztere u.a. darum, weil man bei den unterschiedlichen deutschen Ackerböden durch Kalkung sehr unterschiedliche (3.80—7.00) in KCl-Suspension gemessene pH-Werte anstrebt (SCHACHTSCHABEL 1963). Von den Ergebnissen den Untersuchungen Mäkities hatte man erst Kenntnis, nachdem die vorliegende Arbeit vollendet worden war.

### Bodenprobenmaterial

Als Material dienten 138 Bodenproben, grösstenteils aus den Kalkungsversuchen, teilweise bei Gefässversuchen benutzte Proben sowie 10 aus Schweden und 10 aus Dänemark erhaltene. Die letztgenannten wurden darum mit einbezogen, weil es in Finnland wenig solche Kalkungsversuche gibt, in denen pH selbst bei den

grössten verbrauchten Kalkmengen auf 6.5 gestiegen wäre. Gemäss der Fruchtbarkeitsanalyse betrug das pH der Proben 3.49—7.46 und der austauschbare Kalk 6—220 mÄ/l Boden oder, auf  $\text{CaCO}_3$  berechnet, 0.6—22 t/ha in einer 20 cm dicken Schicht.

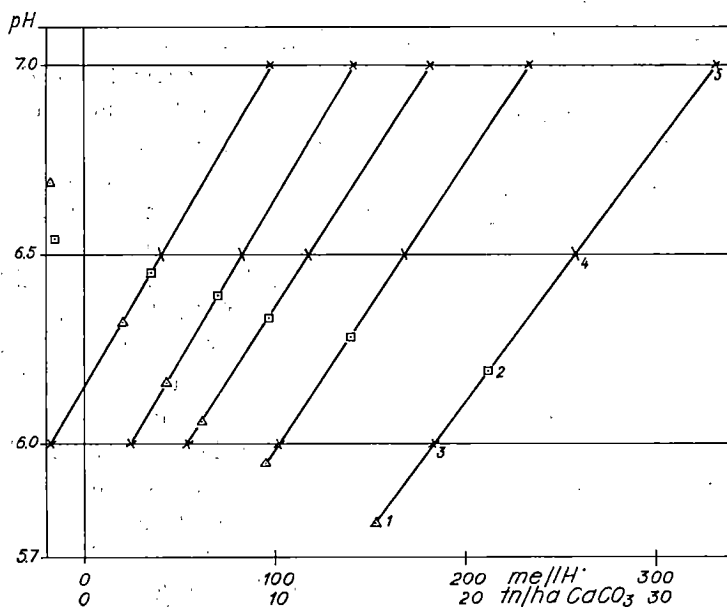


Abb. 1. Das aus dem Boden in 1 n  $\text{NH}_4$ -Azetat (pH 6.50) in den Auslaugungsverhältnissen 1:2.5 und 1:10 eingetauschte  $\text{H}^\circ$ , mÄ/l Boden, und das entsprechende pH der Suspension sowie das auf Grund dieser Werte auf pH 6.0, 6.5 und 7.0 inter- oder extrapoliert  $\text{H}^\circ$

Kuva 1. Maasta 1 n:een  $\text{NH}_4$ -asetaattiin (pH 6.5) mittosuhteisissa 1:2.5 ja 1:10 vaihtinut  $\text{H}^\circ$  me/l maata ja vastaava lietoksen pH sekä näiden arvojen nojalla pH 6.0:aan, 6.5:een ja 7.0:aan inter- tai ekstrapoloitu  $\text{H}^\circ$

### Entwicklung der Methode

Zunächst wurde der Austausch von Wasserstoff in Suspensionen, die aus Ba-, Ca- und  $\text{NH}_4$ -Ionen sowie aus Hexamin und Hydroxylaminhydrochlorid — beides mit grossem Puffervermögen — bestanden, untersucht und festgestellt, dass diese Amine, verhältnismässig leicht sich zersetzend und sich reduzierend, für den Zweck nicht geeignet sind. Ferner wurde der Austausch von Wasserstoff in Ca- und  $\text{NH}_4$ -Azetate erforscht, wobei, wie auch in den Untersuchungen von SALONEN (1952), sich zeigte, dass zwischen ihnen kein nennenswerter Unterschied besteht. Da  $\text{NH}_4$ -Azetat bei der Fruchtbarkeitsuntersuchung als Auszugsflüssigkeit benutzt wird sowie unverschimmelbar und billiger als Ca-Azetat ist, wurde es für die weitere Erforschung gewählt. Da ausserdem festgestellt worden war, dass, kalkt man den Boden im Laboratorium mit der Menge  $\text{CaCO}_3$ , die dem aus dem Boden in  $\text{NH}_4$ -Azetat bei pH 6.5 eingetauschten Wasser-

stoff entspricht, das pH des Bodens, in Wassersuspension gemessen, meistens auf 6.6—6.8 steigt, was bei der Fruchtbarkeitsuntersuchung bei Mineralböden dem Kalkzustand »ausgezeichnet« entspricht, wurde als pH 6.5 gewählt. Dabei steigt bei übermässig gekalkten Böden das pH der Bodenazetatsuspension, sodass eine zu starke Kalkung leicht festgestellt werden kann.

Bei Entwicklung der Methode wurden zwei Mengen Boden in einer Lösung, die in bezug auf  $\text{NH}_4$ -Azetat 1 normal und mit Essigsäure auf pH 6.5 — bei den zwischen Boden und Flüssigkeit bestehenden Volumverhältnissen 1:10 und 1:2.5 — gebracht worden war, 1.5 Stunden geschüttelt, pH der Suspensionen unmittelbar gemessen und in dem gefilterten Auszug der ihn eingetauschte Wasserstoff elektrometrisch mit 0.1 n NaOH titriert. Bei Ausarbeitung der Methode sollte die durch die Essigsäure

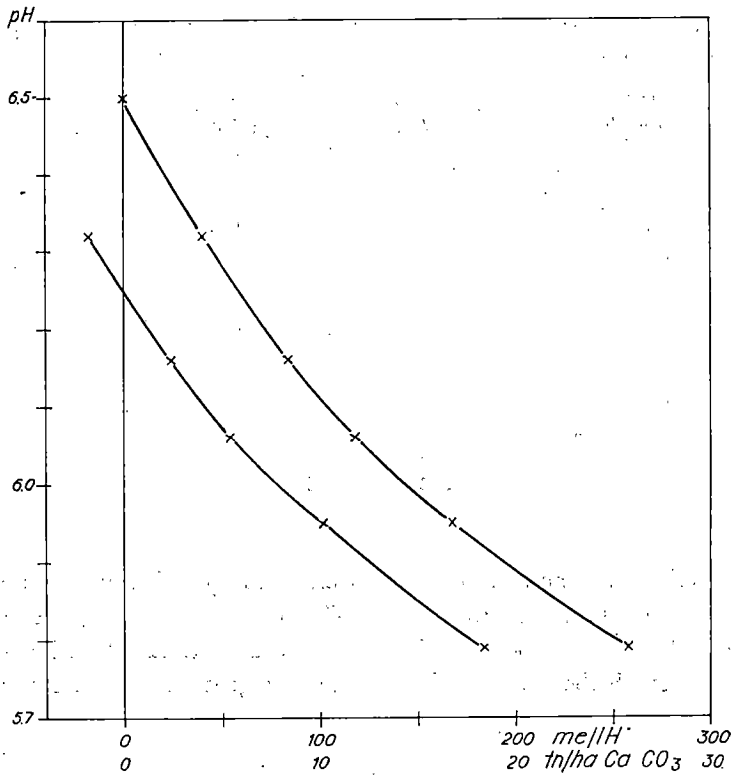


Abb. 2. Das im Boden in 1 n  $\text{NH}_4$ -Azetatsuspension bei einem Auslaugungsverhältnis von 1:2.5 gemessene pH und der ihm entsprechende Kalkbedarf, bewertet bei pH 6.0 und 6.5

Kuva 2. Maasta 1 n:ssa  $\text{NH}_4$ -asetaatiliitoksessa uuttosuhteessa 1:2.5 mitattu pH ja sitä vastaava kalkintarve arvioituna pH 6.0:ssa ja 6.5:ssä

des  $\text{NH}_4$ -Azetats oder eine andere Säure erhaltene Titrierkurve nicht angewandt werden, da sie bei Ermittlung durch verschiedene Säuren unterschiedlich ausfällt und auch der bei sauren Böden gewonnenen Kurve vielleicht nicht voll entspricht. Doch mag der Unterschied gegenüber der mittels Essigsäure erhaltenen Kurve nicht sehr gross sein.

Für die Behandlung der Ergebnisse wurden die Titrierresultate als mÄ austauschbarer Wasserstoff ja Liter Boden berechnet und in steigender Reihenfolge gruppiert. Als eigene Gruppe wurden drei Proben unterschieden, bei denen pH der Suspension gestiegen war. Die übrigen Resultate wurden in Gruppen von je 30 Proben eingeteilt. Für die Gruppen wurden der durchschnittlich ausgetauschte Wasserstoff und das pH der der Suspension berechnet. Desgleichen und für dieselben Gruppen wurden die im Auszugsver-

hältnis 1:2.5 erhaltenen Ergebnisse behandelt. Sie sind in Tabelle 1 und Abbildung 1 zu sehen, in denen sie auch auf pH 6.0, 6.5 und 7.0 inter- oder extrapoliert sind.

Zur Aufstellung der den Kalkbedarf wiedergebenden Tabelle (2) wurden das im Auszugsverhältnis 1:2.5 gemessene durchschnittliche pH der verschiedenen Gruppen und der ihm entsprechende, auf pH 6.0 und 6.5 inter- oder extrapolierte austauschbare Wasserstoff in das Koordinatensystem (Abb. 2) eingetragen und die aus diesen Grössen sich ergebenden Kurven gezeichnet. Die Zahlen von Tabelle 2 wurden aus der Kurve durch Ablesen des dem pH entsprechenden ausgetauschten Wasserstoffes, mÄ/l Boden, und mittels Teilens durch 10 erhalten, wobei die Zahl dem t/ha  $\text{CaCO}_3$  in 20 cm dicker Schicht entspricht. In Abbildung und Tabelle 2 sind die auf pH 7.0 extrapolierte Kurve und die Zahlen

Tabelle 1. Das aus dem Boden in 1 n NH<sub>4</sub>-Azetat (pH 6.50) in den Auslaugungsverhältnissen 1 : 2.5 und 1 : 10 eingetauschte H°, mÄ/l Boden, und das entsprechende pH der Suspension sowie das auf Grund dieser Werte auf pH 6.0, 6.5 und 7.0 inter- oder extrapolierte H°

Taulukko 1. Maasta 1 n:een NH<sub>4</sub>-asetaattiin (pH 6.50) uuttosuhteissa 1 : 2.5 ja 1 : 10 vaihtunut H° meil maata ja vastaava lietoksen pH sekä näiden arvojen nojalla pH 6.0:aan, 6.5:een ja 7.0:aan inter- tai ekstrapoloitu H°

Proben St. Näytteitä kpl	Auslaugungsverhältnis Uuttosuhte				H° inter- oder extrapoliert auf inter- tai ekstrapoloituma		
	1 : 2.5		1 : 10		pH		
	H°	pH	H°	pH	6.0 6.0:aan	6.5 6.5:een	7.0 7.0:aan
3 .....	— 18	6.69	— 16	6.54	—	—	n. 50
30 .....	20	6.32	35	6.45	— 18	40	98
30 .....	43	6.16	70	6.39	24	83	142
30 .....	62	6.06	97	6.33	54	118	182
30 .....	95	5.95	140	6.28	102	168	234
15 .....	153	5.79	212	6.19	184	258	332

nicht eingetragen, weil sich schon jetzt u.a. Mangel an Mangan herauszustellen begann bei Mineralböden, deren pH über 6.5 beträgt. Da für den Anstieg um einen halben pH-Grad je

nach den Eigenschaften des Bodens an Kalk 5.8 —7.4 t/ha benötigt wird, dürfte auch aus diesem Grunde kein Anlass bestehen, den Landwirten einen zu grossen Kalkverbrauch zu empfehlen.

### Kalkung im Laboratorium

Eine der obigen Tabelle 2 gemässe Kalkung im Laboratorium mit CaCO<sub>3</sub> wurde mit den für die Untersuchung benutzten Bodenproben ausgeführt. Dabei erhielten die Mineral- und die Humusböden ihren Zusatz an Karbonat nach Spalte 2 und die Torfböden 5 t/ha weniger. Das Volumverhältnis zwischen Boden und Wasser

belief sich auf 1 : 2.5, und dazu kamen 5—6 Tropfen Toluol. Die Suspension wurde täglich 1—2 mal gemischt und pH gemessen. Dies setzte sich fort, bis der Unterschied zwischen den zwei letzten pH-Messungen durchschnittlich 0.01 —0.02 pH-Grad ausmachte oder bis das Karbonat zur Auflösung und die Kohlensäure zur Ver-

Tabelle 2. Das im Boden in 1 n NH<sub>4</sub>-Azetatsuspension bei einem Auslaugungsverhältnis von 1 : 2.5 gemessene pH und der ihm entsprechende Kalkbedarf, bewertet bei pH 6.0 und 6.5

Taulukko 2. Maasta 1 n:ssa NH<sub>4</sub>-asetaatilietoksesta uuttosuhteessa 1 : 2.5 mitattu pH ja sitä vastaava kalkintarve arvioituna pH 6.0:ssa ja 6.5:ssä

pH der Suspension Lietoksen pH	Kalkbedarf t/ha Kalkintarve t/ha		pH der Suspension Lietoksen pH	Kalkbedarf t/ha Kalkintarve t/ha	
	bei pH			bei pH	
	6 6:ssa	6.5 6.5:ssä		6 6:ssa	6.5 6.5:ssä
> 6.49 .....	0	0	6.15—6.13 .....	3	9
6.49—6.44 .....	0	1	6.12—6.10 .....	4	10
6.43—6.40 .....	0	2	6.09—6.04 .....	6	12
6.39—6.36 .....	0	3	6.03—6.00 .....	8	14
6.35—6.32 .....	0	4	5.99—5.96 .....	9	16
6.31—6.28 .....	0	5	5.95—5.92 .....	11	18
6.27—6.24 .....	0	6	5.91—5.88 .....	13	20
6.23—6.20 .....	1	7	5.87—5.85 .....	15	22
6.19—6.16 .....	2	8	5.84—5.80 .....	17	25

Tabelle 3. Der Kalkbedarf bei Bewertung auf Grund von pH der NH<sub>4</sub>-Azetatsuspension und die Kalkung im Laboratorium

*Taulukko 3. Kalkintarve arvioituna NH<sub>4</sub>-asetaatilietoksen pH:n perusteella ja kalkitus laboratoriossa*

Probengruppe <i>Näyteryhmä</i>	Proben St. <i>Näyteitä kpl</i>	Ohne Kalk <i>Ilman kalkkia</i>		Kalkung CaCO <sub>3</sub> mÄ/l <i>Kalkitus CaCO<sub>3</sub></i>	Gekalkt <i>Kalkittuna</i>	
		pH <sub>H<sub>2</sub>O</sub>	Austauschb. Ca mÄ/l <i>Vaiht. Ca me/l</i>		pH <sub>H<sub>2</sub>O</sub>	Austauschb. Ca mÄ/l <i>Vaiht. Ca me/l</i>
1	2	3	4	5	6	7
Sandiger Ton — HtS, Tikkurila .....	20	5.99	120 ± 40	74	6.67 ± 0.11	194 ± 22
Gyttjaton — LjS, Nakkila .....	12	5.01	44 ± 28	137	6.63 ± 0.10	181 ± 10
Gyttjaton — LjS, Nakkila .....	12	5.75	72 ± 58	95	6.72 ± 0.15	167 ± 14
Feinsand — Ht, Himanka .....	12	5.92	54 ± 35	96	6.59 ± 0.14	150 ± 19
Humusboden/Gyttjaton — Mm/LjS, Laihia .....	20	4.95	71 ± 35	207	6.61 ± 0.19	278 ± 31
Niedermoortorf — Ct, Pelonsuo .....	4	4.77	52 ± 5	133	6.44 ± 0.04	185 ± 15
Ct, » .....	8 Dol.	5.57	87 ± 15	80	6.42 ± 0.07	167 ± 25
Ct, » .....	8 Kals.	5.69	139 ± 67	58	6.34 ± 0.04	197 ± 26
Sonstige grobe Mineralböden <i>Muut karke. kiv.maant</i> .....	7	5.63	42 ± 24	80	6.73 ± 0.15	122 ± 33
Sonstige Tonböden <i>Muut savimaant</i> .....	8	5.69	99 ± 48	106	6.63 ± 0.15	205 ± 41
Sonstige Torfböden <i>Muut turvemaant</i> .....	7	5.03	76 ± 38	151	6.30 ± 0.20	227 ± 127
Schwedische Böden <i>Ruotsin maant</i> .....	10	5.54	70 ± 66	98	6.82 ± 0.21	168 ± 59
Dänische Böden <i>Tanskan maant</i> .....	10	6.45	103 ± 44	31	6.84 ± 0.05	134 ± 38

dunstung gekommen war, worauf 6—7 Tage vergingen. Durch Kalkung stieg das pH der Mineral- und der Humusböden im Mittel auf 6.7 (6.41—6.90) und das der Torfböden auf 6.37 (5.97—6.80). Ausführlicher sind die Ergebnisse in Tabelle 3 zu sehen, in der folgendes angegeben ist: die durchschnittliche pH-Zahl jeder Proben-Gruppe (Spalte 3) und der bei der Fruchtbarkeitsanalyse erhaltene austauschbare Kalk vor der im Laboratorium ausgeführten Kalkung (4), die verwendete CaCO<sub>3</sub>-Menge (5), pH nach der Kalkung (6) und die im Boden enthalten gewesene +

zugesezte Kalkmenge (7). Aus den Zahlen ist zu entnehmen, dass sich das pH der in ihrer Azidität sehr unterschiedlichen (Tabelle 4) Böden durch Kalkung ausgeglichen und die Standardabweichung vom Mittelwert nach der Kalkung höchstens ± 0.21 pH-Grad ausgemacht hat. Gleicherweise hat sich die Menge an austauschbarem Kalk im Feldversuchsmaterial ausgeglichen. Dagegen sind bei dem nicht zu den Feldversuchen gehörenden Material die Abweichungen des austauschbaren Kalkes teilweise sogar grösser als vor der Kalkung gewesen, wie es auch natürlich ist.

### Kalkung im Feld und im Laboratorium

Bei vier Feldversuchen kann die Wirkung der Kalkung im Felde mit der im Laboratorium verglichen werden. Bei einem 1953 in Tikkurila angelegten Versuch steigerten nach den im Jahre

1955 entnommenen Proben 4—16 t/ha Kalksteinmehl je Tonne die pH-Zahl des Bodens um 0.08 Grad, im Laboratorium dieselbe Menge CaCO<sub>3</sub> um 0.10 Grad (Tab. 4).

Tabelle 4. Die Kalkung im Laboratorium und der Anstieg von pH bei Kalkung, in Klammern der Anstieg im Feldversuch

Taulukko 4. Kalkitus laboratoriossa ja pH:n nousu kalkituksen, sulkeissa nousu kenttäkokeessa

Probengruppe <i>Näyteryhmä</i>	Proben St. <i>Näytteitä kpl</i>	pH <sub>H<sub>2</sub>O</sub> ohne Kalk <i>ilman kalkkia</i>	Kalkung t/ha <i>Kalkitus t/ha</i> CaCO <sub>3</sub>	Anstieg von pH bei 1 tn/ha <i>pH:n nousu 1 tn/ha</i>		Für pH- Anstieg von 0.5 t/ha <i>0.5 pH:n nousun t/ha</i>
				im Mittel <i>keskim.</i>	Schwankung <i>vaihtelu</i>	
1	2	3	4	5	6	7
Sandiger Ton — Hts						
Tikkurila .....	20	5.45—(7.05)	0—11	0.10(0.08)	0.07—0.11	7 —4.5
Gyttjaton — LjS						
Nakkila 1 .....	12	4.57—6.22	7—18	0.12	0.12—0.13	4
Gyttjaton — LjS						
Nakkila 2 .....	12	5.22—(6.62)	0—15	0.10	0.09—0.11	5.5—4.5
Feinsand — Ht						
Himanka .....	12	3.72—6.20	4—15	0.17(0.16)	0.12—0.20	4 —2.5
Humusboden/Gyttjaton —						
Mm/LjS,						
Laihia .....	20	4.40—5.58	12—30	0.08(0.08)	0.08	6
Niedermoororf — Ct						
Pelsonsuo .....	20	4.58—(6.43)	0—15	0.12(0.12)	0.11—0.13	4.5—4
Sonstige grobe Mineral-						
böden — <i>Muut kark. kiv-</i>						
<i>maat</i> .....	7	5.30—5.90	6—12	0.14	0.07—0.28	7 —2
Sonstige Tonböden						
<i>Muut savimaat</i> .....	8	4.60—6.18	7—18	0.09	0.06—0.12	8 —4
Sonstige Torfböden						
<i>Muut turvemaat</i> .....	7	3.49—5.82	2—35	0.08	0.05—0.12	10 —4
Schwedische Proben						
<i>Ruotsin näytteet</i> .....	10	4.02—(7.46)	0—23	0.14	0.12—0.30	4 —2
Dänische Proben						
<i>Tanskan näytteet</i> .....	10	6.30—(6.90)	0—5	0.13	0.12—0.21	4 —2.5

Auf dem bei dem Versuch von Himanka in den Jahren 1959 und 1960 gekalkten Felde (4 + 4 t/ha) erhöhte 1 t/ha Kalksteinmehl die pH-Zahl, gemessen bei den Proben von 1962, um 0.16 Grad und die entsprechende Menge CaCO<sub>3</sub> im Laboratorium um 0.17 Grad.

Bei dem Versuch von Laihia machte der entsprechende Anstieg im Laboratorium und im Feld ebenfalls 0.08 Grad aus.

Bei dem 1960 auf dem Moor Pelsonsuo gegründeten Versuch wurden die Bestimmungen an Proben vom Jahre 1962 vorgenommen. Auf diesem Felde steigerte 1 t/ha dolomitische Kalksteinmehl die Zahl um 0.11 Grad und kalzitische Mehl um 0.12 Grad. Der entsprechende Anstieg im Laboratorium betrug bei CaCO<sub>3</sub> 0.12 Grad. Aus den Feldversuchen von Nakkila liegen keine Proben aus den nächstfolgenden Jahren nach der Kalkung vor, so dass hier kein Vergleich angestellt werden kann.

Aus den Zahlen von Tabelle 4 ist ferner zu ersehen, dass bei den verschiedenen Versuchsgliedern eines und desselben Feldes die Wirkung der Kalkung verhältnismässig gleichmässig gewesen ist. Dagegen ist bei den nicht zu den Versuchsfeldern gehörenden Böden, die durch sonstige Ton-, Torf- und grobe Mineralböden vertreten sind, die Wirkung wechselnd gewesen, obschon bei diesen Gruppen verhältnismässig wenig Proben vorgelegen haben.

Doch wäre die Anwendbarkeit der Methode auf die Praxis mehr bei denjenigen Feldversuchen zu erforschen, die auch ein übermässig gekalktes Versuchsglied umfassen. Die Proben wären 1—2 Jahre nach der Kalkung zu entnehmen, denn im allgemeinen scheint das pH des Bodens im zweiten Jahre nach der Kalkung am höchsten zu sein, wonach es langsam zu sinken beginnt.

## Das Verhältnis der entwickelten Methode zur Bodenfruchtbarkeitsmethode

Ein Vergleich zwischen der in Finnland gebräuchlichen Fruchtbarkeitsmethode und dem hier dargestellten Verfahren wurde durch Berechnung der linearen Korrelation zwischen den von beiden Methoden empfohlenen Kalkmengen angestellt. Durchschnittlich war der Koeffizient  $r = +0.861$ .

Der nach der Fruchtbarkeitsanalyse bestehende Kalkbedarf wurde nach der Anleitung berechnet (KURKI 1965). Der Bedarf nach der zu vergleichenden Methode wurde Tabelle 2 entnommen, für die organischen Böden Spalte 1 und für die Mineralböden Spalte 2. Der Vergleich umfasste alle aus Finnland erhaltenen Proben, abgesehen von zwei, bei denen der Bedarf etwa 35 t/ha ausmachte. Übereinstimmung und Unterschiede zwischen den Methoden gehen aus den Zahlen von Tabelle 5 hervor. Ein praktisch gleiches Resultat ergaben im untersuchten Material die beiden Methoden bei 55 Prozent der Fälle. Die grösste Übereinstimmung bestand bei

der Gruppe der groben Mineralböden und die geringste bei der Gruppe der organischen Böden. Durch Kalkung nach den zwei Methoden gelangt man in diesen Fällen, nach den Ergebnissen der im Laboratorium ausgeführten Kalkung zu schliessen, bei Mineralböden im Mittel zu einer pH-Zahl von etwa 6.7 und bei organischen Böden von etwa 6.2.

In den Fällen, in denen die Unterschiede zwischen den Methoden grösser als  $\pm 2$  t/ha wurden, war die auf Grund der Fruchtbarkeitsanalyse berechnete Schätzung bei den Tonböden 3—7 t/ha, bei den organischen Böden 3—10 t/ha geringer als die mit der zu vergleichenden Methode erhaltene Bewertung, bei den groben Mineralböden teils niedriger, teils höher. Praktisch entsprechen diese Unterschiede je nach den Absorptionseigenschaften des Bodens einem Unterschied von etwa 0.5—1.0 pH-Grad in der in Wassersuspension gemessenen pH-Zahl (Tab. 4, Spalte 7).

## Das Verhältnis der entwickelten Methode zum Kalkbedarf, bewertet auf Grund zweier unter verschiedenen Auslaugungsumständen bestimmten pH- Werte und des austauschbaren Wasserstoffes

Austauschbarer Wasserstoff und Kalkbedarf jeder Bodenprobe lassen sich dadurch, dass von demselben Boden zwei Auslaugungen in  $\text{NH}_4$ -Azetat in verschiedenen Auslaugungsgefässen hergestellt werden, ferner durch Messung von pH und austauschbarem Wasserstoff und durch Inter- oder Extrapolieren der Ergebnisse auf einen bestimmten pH-Stand, wie es beim Entwickeln der dargestellten Methode geschehen ist, noch genauer festlegen. Auf diese Weise wurde der Kalkbedarf auch für jede Probe gesondert berechnet, und als Korrelationskoeffizient zwischen diesen Ergebnissen und den durch nur eine pH-Messung erhaltenen Zahlen stellte sich  $+0.957$  heraus.

Die Differenzen zwischen beiden Methoden gehen ausführlich aus den Zahlen von Tabelle 6 hervor. Die Übereinstimmung in den Grenzen

von  $\pm 2$  t/ha  $\text{CaCO}_3$  belief sich auf 84 %, und die grössten Abweichungen betragen  $+6$  und  $-5$  t/ha, was beim pH des Bodens einem Unterschied von etwa 0.5 Einheiten entspricht. Die Unterschiede wurden grösser, je nachdem sich der durchschnittliche Kalkbedarf der Probengruppen vermehrte. So betragen bei der ersten Gruppe von 30 Proben, bei der Bedarf im Mittel 4 t/ha (0.5—7.0) ausmachte, die Differenzen höchstens 2 t/ha, bei der folgenden Gruppe (8.3 t/ha, 7.0—11.0) höchstens 3 t/ha und bei der nächstfolgenden (11.8 t/ha, 11.0—17.0) höchstens 4 t/ha.

Bei Kalkung werden im allgemeinen nicht über 5 t/ha Kalksteinmehl auf einmal empfohlen, weil ein gleichmässiges Ausbreiten grösserer Mengen schwierig ist. Soweit der Bedarf grösser ist, kann nach ein paar Jahren aufs neue gekalkt und zuvor

Tabelle 5. Der Kalkbedarf bei Bewertung nach der Fruchtbarkeitsanalyse und dem pH der NH<sub>4</sub>-Azetatsuspension  
 Taulukko 5. Kalkintarve arvioituna viljavuusanalyysin ja NH<sub>4</sub>-asetaatilietoksen pH:n mukaan

	Proben Näytteitä		Kalkbedarf t/ha Kalkintarve tn/ha		Unterschiede t/ha Erot tn/ha
	St. kpl	%	Fr.-anal. V-anal.	NH <sub>4</sub> -Azet. NH <sub>4</sub> -aset.	
Übereinstimmung bei ± 2 t/ha:					
<i>Yhtiäpitävyys ± 2 tn/ha:</i>					
Grobe Mineralböden					
<i>Karkeat kivennäismaat</i> .....	15	79	7.93	8.33	+2 — —2
Tonböden					
<i>Savimaat</i> .....	31	60	8.10	9.16	+2 — —2
Organische Böden					
<i>Eloperäiset maat</i> .....	18	40	4.72	5.00	+2 — —2
Im Mittel — <i>Keskim.</i>	(64)	55	7.11	7.80	— 0.69
Unterschiede > ± 2 t/ha:					
<i>Erot &gt; ± 2 tn/ha:</i>					
Grobe Mineralböden					
<i>Karkeat kivennäismaat</i> .....	4	21	10.50	11.50	+6 — —4
Tonböden					
<i>Savimaat</i> .....	21	40	6.81	10.81	—3 — —7
Organische Böden					
<i>Eloperäiset maat</i> .....	27	60	7.37	13.22	—3 — —10
Im Mittel — <i>Keskim.</i>	(52)	45	7.38	12.11	—4.73

der Bedarf nochmals bestimmt werden. In den meisten Fällen ist der Kalkbedarf jedoch geringer, ferner sind hier die Fehlergrenzen ziemlich eng.

Und wie oben bereits angeführt, bezeichnet das End-pH des NH<sub>4</sub>-Auszuges auch eine übermässige Kalkung.

### Zusammenfassung

An 138 grösstenteils aus Kalkungsversuchen erhaltenen Bodenproben ist eine Modifikation der Methode zur Bewertung des Kalkbedarfs durch pH-Messung von Boden- und NH<sub>4</sub>-Aze-

tatsuspension entwickelt worden. Bei dem Verfahren werden 20 ml Boden 1.5 St in 50 ml Lösung geschüttelt, die in bezug auf NH<sub>4</sub>-Azetat 1 n ist, und mittels Essigsäure auf pH 6.50 gebracht.

Tabelle 6. Der Kalkbedarf bei Bewertung nach dem pH der NH<sub>4</sub>-Suspension sowie nach dem pH zweier in verschiedenen Auslaugungsverhältnissen in NH<sub>4</sub>-Azetat aufgeschlämmten Böden und dem ausgetauschten Wasserstoff  
 Taulukko 6. Kalkintarve arvioituna NH<sub>4</sub>-asetaatilietoksen pH:n mukaan ja kahden eri uuttosuhteissa NH<sub>4</sub>-asetaatissa lietetyn maan pH:n ja vaihtuneen vedyn mukaan

Proben St. Näytteitä kpl	Kalkbedarf t/ha Kalkintarve tn/ha	Verteilung der Proben Näytteiden jakaantuminen											Übereinstimmung in den Grenzen ± 2 t/ha <i>Yhtiäpitävyys rajoissa</i> ± 2 tn/ha %	
		Unterschiede t/ha — Erot tn/ha CaCO <sub>3</sub>												
		+6	+5	+4	+3	+2	+1	0	-1	-2	-3	-4		-5
3	0	—	—	—	—	—	—	3	—	—	—	—	—	100
30	4.0	—	—	—	—	1	9	11	7	2	—	—	—	100
30	8.3	—	—	—	2	5	3	8	6	5	1	—	—	90
30	11.8	—	—	2	—	7	2	5	7	4	3	—	—	83
30	16.8	—	—	1	2	4	5	7	6	2	1	1	1	80
15	25.8	1	1	—	1	2	2	2	—	1	3	1	1	47
Insgesamt — <i>Yhteensä</i>		1	1	3	5	19	21	36	26	14	8	2	2	84 %

Der nach der Methode erhaltene Kalkbedarf ist folgendermassen verglichen worden: mit einer 1) im Laboratorium und 2) im Felde vorgenommenen Kalkung, 3) mit dem durch die Fruchtbarkeitsanalyse erhaltenen Kalkbedarf sowie 4) mit dem Kalkbedarf bei Bewertung nach dem in zwei verschiedenen Auslaugungsverhältnissen in  $\text{NH}_4$ -Azetat bestimmten pH und dem dabei ausgetauschten Wasserstoff.

1. Bei einer Kalkung nach der entwickelten Methode stieg das pH der Mineral- und der Humusböden im Mittel auf 6.70 (6.41—6.90). Für die Torfböden wurden an  $\text{CaCO}_3$  5 t/ha weniger verbraucht, als die in Tabelle 2 Spalte 2 angegebenen Mengen bezeichnen. Dabei stieg das pH der Torfböden im Mittel auf 6.37 (5.97—6.53). Werden für die organischen Böden die in Spalte 1 dargestellten Mengen verbraucht, so erhöht sich ihr pH auf etwa 6.2.

2. Bei der Kalkung im Felde und der im Laboratorium war bei gleich grossen Kalkmengen der Anstieg von pH ungefähr derselbe.

3. Der Korrelationskoeffizient zwischen den Kalkmengen nach der Fruchtbarkeitsanalyse und denen der entwickelten Methode belief sich auf 0.861.

Beide Methoden gaben bei 55 Prozent der Fälle gleiche Resultate (Differenzen höchstens  $\pm 2$  t/ha). In den übrigen Fällen wich die Bewertung nach der Fruchtbarkeitsmethode um  $+ 6$  — — 10 t/ha von der nach der zu ver-

gleichenden Methode ab. Die Unterschiede entsprechen bei der in Wassersuspension gemessenen pH-Zahl je nach den Austauschigenschaften des Bodens einer Differenz von etwa 0.5—1.00 pH-Grad.

4. Der Korrelationskoeffizient zwischen dem Kalkbedarf einerseits bei Bewertung nach der entwickelten Methode und andererseits bei Beurteilung nach zweierlei, bei unterschiedlichen Auslaugungsverhältnissen in  $\text{NH}_4$ -Azetat (pH 6.50, die Verhältnisse der Volumen von Boden und Flüssigkeit 1 : 2.5 und 1 : 10) bestimmtem pH und dem dabei ausgetauschten Wasserstoff betrug  $+ 0.957$ , und die Übereinstimmung in den Grenzen von  $\pm 2$  t/ha  $\text{CaCO}_3$  bestand bei 84 % der Fälle.

Die Unterschiede zwischen den beiden Methoden machten höchstens  $+ 6$  — — 5 t/ha  $\text{CaCO}_3$  aus. Bei der Probengruppe, in der der Kalkbedarf höchstens 7 t/ha betrug, beliefen sich die Differenzen auf höchstens  $\pm 2$  t/ha, und sie nahmen in demselben Verhältnis wie der Kalkbedarf zu. Da es schwierig ist, grössere Kalkmengen gleichmässig auszubreiten, kann die Kalkung von mehr Kalk erfordernden Böden nach ein paar Jahren erneuert und der Bedarf zuvor durch eine einzige pH-Messung in Azetatsuspension genauer als bei der früheren Bestimmung festgelegt werden. Das End-pH der  $\text{NH}_4$ -Azetatsuspension (bei Mineralböden über 6.49, bei organischen Böden über 6.23) lässt auch eine übermässige Kalkung erkennen.

## LITERATUR

- BROWN, I. C. 1943. A rapid method of determining exchangeable hydrogen and total exchangeable bases in soils. *Soil Sci.* 56: 353—357.
- JENSEN, S. T. 1924. Über die Bestimmung der Pufferwirkung des Bodens. *Intern. Mitt. Bodenk.* 14: 112—130.
- »— 1936. Kalkens Omsætning i Jordbunden, teoretisk og eksperimentelt belyst. *Tidskr. Planteavl* 41: 571—649.
- KURKI, M. 1965. Viljavuustutkimuksen hyväksikäyttö. Viljavuuspalvelu OY. 18 p. Helsinki.
- »— LAKANEN, E., MÄKITIE, O., SILLANPÄÄ, M. & VUORINEN, J. 1965. Viljavuusanalyysien tulosten ilmoitustapa ja tulkinta. Summary: Interpretation of soil testing results. *Ann. Agric. Fenn.* 4: 145—153.
- MEHLICH, A. 1942. Rapid estimation of base exchange properties in soils. *Soil Sci.* 53: 1—14.
- »— 1945. Effect of type of soil colloid on cation-adsorption capacity and on exchangeable hydrogen and calcium as measured by different methods. *Ibid.* 60: 239—304.
- »— 1948. Determination of cation- and anion-exchange properties of soils. *Ibid.* 66: 429—445.

- MÄKITIE, O. 1965. On determination of lime requirement of soils. Selostus: Maan kalkitustarpeen määrittämisestä. Ann. Agric. Fenn. 4: 238—252.
- PEECH, M., COWAN, R. L. & BAKER, J. H. 1962. A critical study of the  $\text{BaCl}_2$ -trietanolamine and the ammonium acetate methods for determining the exchangeable hydrogen content of soils. Soil Sci. Soc. Amer. Proc. 26: 37—40.
- SALONEN, M. 1952. Vaihtuvien emästen ja vaihtuvan vedyn kokonaismäärien käytöstä maan kalkintarpeen arvioimiseksi. Summary: On the use of exchangeable hydrogen and the sum of exchangeable bases at determining the lime requirement of soils. Maatal. tiet. Aikak. 24: 135—144.
- SCHACHTSCHABEL, P. 1951. Die Methoden zur Bestimmung des Kalkbedarfs im Boden. Z. Pfl. Ernähr. Düng. Bodenk. 54: 134—145.
- »— 1953. Reaktion und Kalkbedarf von Hochmoorböden. Ibid. 60: 21—27.
- »— 1963. Der anzustrebende pH-Wert, Phosphor- und Kaliumgehalt von Ackerböden. Landw. Forsch. 17: 60—82.
- SCHOLLENBERGER, C. J. & DREIBELBIS, F. R. 1930. Analytical methods in base exchange in soils. Soil Sci. 30: 161—173.
- »— & SIMONS, R. H. 1945. Determination of the exchange capacity and exchangeable bases in soils. Ibid. 59: 13—24.
- TERÄSVUORI, A. 1959. Über das Bestimmen der Kationensorptionskapazität und des Basensättigungsgrades des Bodens. Selostus: Maan kationienpidätyskyvyn ja emäskyllästysasteen määrittämisestä. Valt. Maatal.koetoim. Julk. 175: 1—80.
- TUORILA, P. 1946. Viljelysmaittemme kalkituskysymyksestä. Maatal. ja Koetoim. 1: 54—67.
- »— TAINIO, A. & TERÄSVUORI, A. 1939. Suomen viljelysmaiden kalkitustarpeesta. Referat: Über den Kalkdüngungsbedarf der finnischen Böden. Valt. Maatal.koetoim. Julk. 104: 1—529.
- VUORINEN, J. 1952. Koetilojen peltojen viljavuudesta. Summary: On the fertility of soils on experimental farms in Finland. Agrogeol. Julk. 59. 59 p.
- »— & MÄKITIE, O. 1955. The method of soil testing in use in Finland. Selostus: Viljavuustutkimuksen analyysimenetelmästä. Ibid. 63. 44 p.

## SELOSTUS

### Kalkintarpeen arvioiminen maan $\text{NH}_4$ -asetaatilietoksen pH-mittauksella

TUOMAS KERÄNEN

Maatalouden tutkimuskeskus, Maanviljelyskemian ja -fysiikan laitos, Tikkurila

Suurimmaksi osaksi kalkituskokeista saatujen 138 määntytteen avulla on kehitetty taulukko kalkintarpeen arvioimiseksi maan ja  $\text{NH}_4$ -asetaatilietoksen pH-mittauksella. Menetelmässä huiskutetaan 20 ml:aa maata 1.5 t 50 ml:ssa liuosta, joka on  $\text{NH}_4$ -asetatiin suhteen 1 n ja saatettu etikkahapolla pH 6.50:een.

Menetelmällä arvioitua kalkintarvetta on verrattu 1) laboratoriossa suoritettuun kalkitukseen, ja 2) kentällä suoritettuun kalkitukseen, 3) viljavuusmenetelmällä arvioituu kalkintarpeeseen sekä 4) kahden, eri uuttosuhteissa  $\text{NH}_4$ -asetaatissa määritetyn pH:n ja vaihtuvan vedyn perusteella arvioituu kalkintarpeeseen.

1. Kehitetyn menetelmän mukaisella kalkituksella nousi kivennäis- ja multamaiden pH keskimäärin 6.70:een (6.41—6.90). Turvemaille käytettiin  $\text{CaCO}_3$ :a 5 tn/ha vähemmän kuin mitä kivennäismaille taulukossa 2 sarakkeessa 2 tarkoitettut määrät osoittavat. Tällöin nousi turvemaiden pH keskimäärin 6.37:ään (5.97—6.53). Jos eloperäisillä mailla käytetään sarakkeessa 1 esitettyjä määriä, niiden pH nousee noin 6.2:een.

2. Kalkituksella saatu pH:n nousu oli kutakuinkin sama kentällä ja laboratoriossa yhtä suurilla kalkkimäärillä.

3. Viljavuusanalyysin ja kehitetyn menetelmän mukaisen kalkkimäärien välinen korrelaatiokerroin oli 0.861.

Molemmat menetelmät antoivat saman tuloksen (erot enintään  $\pm 2$  tn/ha) 55 prosentissa tapauksista. Muissa tapauksissa poikkesi viljavuusmenetelmän mukainen arvio +6 — —10 tn/ha vertailtavan menetelmän mukaisesta arviosta. Erot vastaavat vesilietoksesta mitatussa pH-luvussa maan vaihto-ominaisuuksista riippuen noin 0.5—1.0 pH-asteen eroa.

4. Kehitetyn menetelmän ja kahden, eri uuttosuhteissa  $\text{NH}_4$ -asetaatissa (pH 6.50, maan ja nesteen tilavuuksien suhteet : 2.5 ja 1 : 10) määritetyn pH:n ja vaihtuneen vedyn perusteella arvioidun kalkintarpeen välinen korrelaatiokerroin oli +0.957 ja yhtäpitävyys rajoissa  $\pm 2$  tn/ha  $\text{CaCO}_3$ :a 84 %:ssa tapauksista.

Kummankin menetelmän väliset erot olivat enintään +6 — —5 tn/ha  $\text{CaCO}_3$ :a. Näyteryhmässä, missä kalkintarve oli enintään 7 tn/ha, olivat erot enintään +2 tn/ha ja suurenvat samassa suhteessa kuin kalkintarvekin. Kun suurien kalkkimäärien tasainen levitys on vaikeaa, voidaan enemmän kalkkia vaativien maiden kalkitus uusia parin vuoden kuluttua ja tarve määrittää sitä ennen uudelleen yhdellä asetaatilietoksen pH-mittauksella aikaisempaa määritystä tarkemmin.  $\text{NH}_4$ -asetaatilietoksen loppupH (kivennäismaille yli 6.49, eloperäisillä mailla yli 6.23) ilmaisee myös liian kalkituksen.

## PERUNAN LAJITTELUTULOS JA SIIHEN VAIKUTTAVAT TEKIJÄT

Summary: Results of potato grading and factors affecting them

LEO YLLÖ

Maatalouden tutkimuskeskus, Kasvinviljelylaitos, Tikkurila

Saapunut 28. 4. 1966

Perunamukulan koolla on varsin suuri taloudellinen merkitys. Jo perunan noston aikana havaitaan, miten se vaikuttaa työn joutuisuuteen ja maahan jäävien mukulain määrään. Kun satoa ruvetaan myymään, on lajittelu tietyn keskikoon saavuttamiseksi välttämätön. Lajittelutuloksesta riippuu, kuinka paljon saadaan käyttö- tai myyntikelpoista tavaraa ja kuinka suureksi muodostuu jäteperunan määrä.

Monipuolisesta käytöstä johtuu, että tarvitaan hyvin erikokoista perunaa. Siemenperuna voi olla verraten pienikokoista, ruokataloudessa kysytään keski- ja laitoksissa suurikokoista perunaa. Teollisuus- ja rehuperunassa ei mukulan koolla ole mainittavaa merkitystä. Tärkeintä on, että kuluttaja saa haluamaansa kokoa ja että tavara on siinä suhteessa tasalaatuista. Tasalaatuisuus on varsinkin konekuorinnassa ensiarvoisen tärkeä seikka. Kuoriprosentti pienenee mukulan koon suurenessa. Kuorihävikki saattaa olla pienessä perunassa suhteellisesti jopa kaksi kertaa suurempi kuin isossa. Mukulan koolla on vaikutusta myös keittoaikaan. Tärkkelyspitoisuuskin riippuu osittain mukulan koosta, joskin riippuvuussuhteita on vaikeata todeta lähinnä sen vuoksi, että sadossa on eri-ikäisiä mukuloita.

Esimerkkinä standardisoimispyrkimyksistä Suomessa mainittakoon Herkkuperunayhdistyksen 1965 vahvistamat lajitteluasteet, jotka ovat seuraavat:

Pyöreämukulaiset lajikkeet (Alpha, Olympia, Record, Pito): pienempi lajite 45—55 mm; suurempi lajite 55—70 mm. Pitkulaiset lajikkeet (Amyla, Eigenheimer): pienempi lajite 40—50 mm, suurempi lajite 50—65 mm. Mukulan muoto otettiin siis huomioon lajittelussa tarkoituksena saada erimuotoisten mukulain keskipaino kauppatavarassa suunnilleen samanlaiseksi.

Mukulan muoto vaihtelee samallakin lajikkeella huomattavasti, joten seulan koon tarkka määrittäminen on vaikeata. Sen vuoksi tyydytään usein samaan seulaan riippumatta mukulan muodosta. Esimerkiksi suomalaisissa perunakokeissa on käytetty alaseulana 25—45 mm:n ja yläseulana 45—55 mm:n seuloja, jolloin kaikki lajikkeet on lajiteltu samalla seulalla.

Siemenperunan standardisointi on Suomessa hyvin vähäistä. Valtion Siementarkastuslaitoksen valiosiemenvaatimuksissa mainitaan kuitenkin lajitteluasteesta seuraavaa: soikea- ja pitkämukulaisilla lajikkeilla saa olla 35 mm:n (muilla lajikkeilla 40 mm:n) seulan alittavia mukuloita enintään 8 % ja 60 mm:n (muilla lajikkeilla 65 mm:n) seulalle jääviä mukuloita enintään 5 %.

Ruotsissa edellyttivät ruokaperunan standardivaatimukset 1965 kokoja 35—55 mm ja 55—75 mm. Yli 75 mm:n mukuloita pidettiin liian isoina. Varhaisperunassa oli alarajana 30 mm. Siemenkaupassa käytettiin 30—40 mm:n ja 40—50 mm:n lajitteita. Koon lisäksi oli luonnol-

lisesti myös muita vaatimuksia, kuten muissakin maissa. Kokeissa ja tutkimuksissa käytetään edellä mainittuja ruokaperunan lajitteluasteita riippumatta mukulan muodosta (CARLSSON 1964, GUSTAFSSON 1964).

T a n s k a s s a ovat vaatimukset suunnilleen samat kuin Ruotsissa (BACH 1965).

N o r j a s s a käytettiin eräissä pitkäaikaisessa lajikekokeessa seuraavia lajitteluasteita: alle 40 mm, 40—50 mm ja yli 50 mm (FROGNER 1964). Tuloksena oli, että isokokoisten mukulain ryhmä muodostui ylivoimaisesti suurimmaksi, sillä sen alarajana oli vain 50 mm.

Mainittakoon vielä esimerkki U.S.A:sta. Siellä oli ainakin 1958—61 viisi tarkoin määritettyä laatuluokkaa. Mukulan koosta oli esimerkiksi luokassa »US Fancy» säädetty, että koon oli oltava vähintään 2" ja sen lisäksi ehtona, että vähintään 60 % mukuloista oli keskipainoltaan 6 unssia (noin 170 g) tai enemmän ja vähintään 30 % mukuloista 10 unssia tai enemmän. Mainittu laatuluokka edusti suurinta mukulakokoa (American Potato Yearbook 1961). Esimerkeistä selviää, että perunan lajitteluasteet ovat eri maissa erilaisia. Kovin pitkälle menevä lajittelu lisää luonnollisesti kustannuksia, mutta voi olla silti kannattavaa.

Perunan lajittelutuloksia on julkaistu eri koe- selostusten yhteydessä paljon. Tietoja on kasvu- tiheyden, idätyksen, istutus- ja nostoajan, maa- lajin, lannoituksen, tautien, hallan, muiden sää- tekijöiden sekä lajikkeen, siemenperunan koon ja terveyden vaikutuksesta satoon, mukulan koon ja lajittelutulokseen. On selvää, että tulokset riippuvat myös lajittelun teknillisestä suori- tuksesta, lajittelijan rakenteesta, asennuksesta ja lajittelutavasta. Multaisuudella ja mukulan muo- dolla on myös merkitystä. Tästä selviää, että lajittelutulos riippuu hyvin monista tekijöistä.

### Koetulokset ja niiden tarkastelu

Aineisto tähän tutkimukseen saatiin Kasvin- viljelylaitoksen ja eräiden koemasien kokeista. Kokeiden järjestelyä ja kasvuoloja on selostettu jo aikaisemmin (YLLÖ 1963, 1964, 1965).

Pääasiallisesti vain lajittelutuloksia käsittelevistä vähälukuisista tutkimuksista mainittakoon E n g l a n n i s s a äskettäin julkaistu työ, jossa tutkittiin pääravinteiden vaikutusta Majestic-pe- runan satoon (HANLEY ym. 1965). Sato lajitel- tiin mainituissa kokeissa mukulan koon mukaan 9—10 eri suuruusluokkaan, ja lannoitusvaikutuk- sen lisäksi tutkittiin myös nostoajan vaikutusta. Hyvin laajan aineiston (yli 14 000 tulosta) ana- lyyysi osoitti, että typpilannoitus lisäsi mukuloi- den lukumäärää ja niiden keskipainoa kaikissa suuruusryhmissä. Fosfori lisäsi myös mukuloiden lukumäärää, mutta sato nousi vain pienten (alle 1.75") mukulain lajitteessa. Kalin vaikutus oli suunnilleen sama kuin fosforin, varsinkin suu- rikokoisten mukulain (yli 2.5") ryhmässä. Muu- toksia lajittelutulokseen aiheuttivat siten lähinnä fosfori- ja kalilannoitus, mutta vaikutus jäi nii- denkin osalta verraten pieneksi. Korjuuajan vai- kutus tuli sitä vastoin hyvin selvästi esiin — kas- vuajan pidentyessä suurten mukulain määrä lisääntyi. Huippu saavutettiin jo pari viikkoa ennen viimeistä nostoa.

Lannoituksen vaikutus lajittelutulokseen jäi verraten pieneksi myös N o r j a s s a 1952—58 järjestetyissä kokeissa. Lajike-erot olivat sitä vastoin suurempia ja erot koepaikkojen kes- ken eräissä tapauksissa hyvinkin huomattavia (HERNES ja ELLE 1961). Eräissä toisessa norja- laisessa koesarjassa lisäsi runsas typpilannoitus mukulan kokoa huomattavasti ja muutti siten lajittelutulosta. Mukulan keskipainot olivat mai- nituissa kokeissa hyvin pieniä, vain 34—45 g. Fosfori- ja kalilannoituksen lisääminen ei aiheut- tanut mainittavia muutoksia mukulan koossa (RYSSDAL 1963). Edellä mainitut esimerkit osoit- tavat, että lannoituksen ja nostoajan vaikutus lajittelutulokseen riippuu suurelta osalta vallit- sevista kasvuoloista.

Taulukkoon 1 on koottu tuloksia pitkäaikai- sista koesarjoista. Kysymys on Ruusulehden ja yhdessä tapauksessa (Ylistaro) myös Eigenhei- merin sadoista. Keskiarvojen luotettavuuden ku- vaamiseksi laskettiin hajontakertoimet (s %).

Taulukko 1. Tuloksia perunan lajikekokeista erällä koepaikoilla Suomessa 1931—65 (s % = hajontakerroin).  
 Table 1. Results of potato variety trials at certain trial locations in Finland, 1931—65 (s % = variance coeff.).

Koepaikka Trial location	Koe- vuosia No. of trial years	Mukulasato Tuber yield		Tärkkelystä Starch cont.		Lajitteluaste — Grading <sup>1)</sup>					
		tn/ha	s %	%	s %	a		b		c	
						%	s %	%	s %	%	s %
Tikkurila .....	14	34.6	24	15.7	10	15.1	45	48.2	27	36.7	43
Peipohja .....	28	34.2	22	18.0	12	17.6	49	47.4	20	35.0	46
Pälkäne .....	»	35.9	17	15.8	10	8.8	52	35.0	34	56.3	24
Ylistaro 1 .....	30	31.4	21	16.0	16	8.1	51	34.0	27	57.6	22
» 2 .....	»	31.7	21	17.0	14	7.8	55	34.3	26	57.9	22

<sup>1)</sup> Lajitteluaste — grading: Tikkurila a = < 40, b = 40—55, c = > 55 mm, muut — other < 35, 35—45, > 45 mm.  
 Lajike — variety: Ruusulehti — *Rosafolia* (Ylistaro 2 Eigenheimer).

Kasvinviljelylaitokselta (Tikkurila) on lajittelutuloksia vuosilta 1949—58 ja 1962—65. Muina vuosina käytettiin muita seuloja tai lajittelua ei suoritettu lainkaan. Seulojen koot olivat tarkasteltavana ajanjaksona 40 (ala-) ja 55 mm (yläseula). Kokeiden järjestelyssä ja viljelytekniikassa ei tapahtunut vuosien kuluessa mainittavia muutoksia. Esimerkiksi istutustiheys pysyi koko ajan samana, 30 × 65 cm. Muutokset koskivat lähinnä lajikkeita, osittain maalajia ja luonnollisesti sääsuhteita.

Satakunnan koemasalta (Peipohja, vuodet 1931—39, 1945—63), Hämeen koemasalta (Pälkäne, vuodet 1937—40, 1942—65) ja Etelä-Pohjanmaan koemasalta (Ylistaro, vuodet 1936—65) on vertailukelpoisia lajittelutuloksia hyvin pitkältä ajalta. Mainituilla koemasilla käytettiin alaseulana 35 mm:n ja yläseulana 45 mm:n seulaa. Viljelytekniikka oli suunnilleen sama kuin Tikkurilassa. Maalajissa ja lannoituksessa oli kuitenkin eroja.

Perunan satotaso oli kaikilla koepaikoilla suunnilleen sama. Tärkkelyspitoisuus oli Peipohjassa kuitenkin selvästi suurempi kuin muilla koepaikoilla. Lajittelutuloksia tarkasteltaessa on otettava huomioon Tikkurilan poikkeavat lajitteluasteet.

Peipohjassa oli pieniä mukuloita Ruusulehden sadossa huomattavasti enemmän kuin Pälkäneellä ja Ylistarossa. Eigenheimerin lajittelutulokset Ylistarossa olivat samankaltaisia Ruusulehden kanssa.

Erityisen kiintoisia ovat hajontakertoimet. Keskimääräinen hajonta oli mukulasadossa

21 % (vaihtelu 17—24), tärkkelysprosentissa 12 % (10—16 %), pienten mukulain ryhmässä 50 % (45—55), keskikokoisten ryhmässä 27 % (20—34) ja suurikokoisten ryhmässä 31 % (22—46). Lajittelutulosten vaihtelu (hajonta) oli siis huomattavasti suurempi kuin varsinaisten sato-  
 tulosten vaihtelu. Kysymyksessä oli lähinnä vuosivaihtelu, joka oli erityisen suuri pienten mukulain ryhmässä.

Taulukkoon 2 on koottu lajittelutulokset perunan pääkokeesta Tikkurilasta. Tarkasteltavaksi otettiin kaikki sellaiset lajikkeet ja linjat, jotka olivat 1949—58 vähintään kolme vuotta kokeissa. Koejäseniä verrattiin Ruusulehteen, joka oli mittarina. Erojen tilastollinen luotettavuus tarkistettiin erotusmenetelmällä.

Ruusulehden sadossa oli pieniä mukuloita keskim. 17 % (vaihtelu 7—28), keskikokoisia 51 % (33—70) ja suuria vastaavasti 32 % (13—52). Vuosivaihtelu oli siis tavattoman suuri, mihin jo hajontakertoimet taulukossa 1 viittasivat. Myös taulukossa 2 esitetyt Ruusulehden keskiarvot poikkeavat huomattavasti toisistaan, mikä johtunee suuresta vuosivaihtelusta. On siis varsin luonnollista, että useimmat taulukossa mainitut lajikepoikkeamat eivät ole tilastollisesti merkitseviä. Esimerkiksi Ostboten poikkeama suurten mukulain ryhmässä (8 %-yksikköä) ei ollut riittävän luotettava (P = 8.5 %) huolimatta siitä, että koevuosia oli kahdeksan. Aineistossa ei tavattu ainoatakaan Ruusulehdestä erittäin merkitsevästi (P = alle 0.1 %) poikkeavaa tulosta. Verrattaessa toisistaan eniten poikkeavia lajikkeita ero oli selvempi. Tällaisia lajikkeita olivat esim.

Taulukko 2. Perunan lajittelutulokset Kasvinviljelylaitoksella 1949—58 (lajikkeita vertailtu Ruusulehteen).  
 Table 2. Results of potato gradings at the Dept. of Plant Husbandry, 1949—58 (comparisons made with Rosafolia).

Lajike Variety	Vuodet Years	Koevuosia No. of trial years	Lajittelu- % — Grading- %					
			< 40 mm		40—55 mm		> 55 mm	
			Mittari Stand.	Poikk. Diff.	Mittari Stand.	Poikk. Diff.	Mittari Stand.	Poikk. Diff.
Ruusulehti — <i>Rosafolia</i> .....	1949—58	10	17	—	51	—	32	—
Aquila .....	»	»	»	—1	»	—3	»	+4
Ostbote .....	1949—56	8	18	+9**	48	—1	34	—8
Alpha .....	»	»	»	—9**	»	—12*	»	+21**
Nuutti — <i>Frühnudel</i> .....	»	»	»	—7*	»	—17*	»	+24*
Goldwährung .....	1949—52	4	21	—7*	40	—6	39	+13*
Johanna .....	»	»	»	—1	»	+1	»	±0
Jaakko (Jo 058) .....	1950—58	9	17	—3*	51	+1	32	+2
Peippo (Jo 059) .....	1950—56	7	17	—6*	49	—7	34	+13*
Olympia .....	1951—56	6	17	—8	51	—14*	32	+22*
Ta 01783 .....	1952—56	5	17	—5	54	—10	29	+15*
Koto (Jo 095) .....	1954—56	3	10	+2	57	+4	33	—6
Jo 086 .....	»	»	»	+2	»	+1	»	—3
Ta 01950 .....	1956—58	3	11	±0	56	—6	33	+6
Record .....	»	»	»	—4	»	—18	»	+22

Alpha ja Ostbote pienten ja suurikokoisten mukulain ryhmissä. Pienikokoisia mukuloita oli eniten Ostboten ja vähiten Alphan, Nuutin, Goldwährungin, Jaakon ja Peipon sadossa. Keskkikokoisten ryhmässä oli myös huomattavia lajike-eroja, mutta niistä olivat tilastollisesti merkitseviä vain Alphan, Nuutin ja Olympian poikkeamat mittarista. Suuria mukuloita oli suhteellisesti eniten Alphan, Nuutin, Peipon, Olympian, Goldwährungin, Ta 01783:n ja Recordin sadossa.

Lajittelutulos riippuu siis hyvin suuressa määrin lajikkeesta, joskin sitä on lyhytaikaisissa kokeissa vaikeata riittävällä varmuudella todeta. Erot johtuvat lähinnä siitä, että mukulan keskipaino ja erikokoisten mukulain suhteet vaihtelevat eri lajikkeiden sadossa. Myös mukulan muodolla on merkitystä, mutta sekin on lajikeominaisuus.

Taulukkoon 3 koottiin tuloksia Kasvinviljelylaitoksen perunalajikkeiden vertailusta vuosilta 1962—65. Lajikkeet on merkitty taulukkoon keskimääräisen satoisuuden mukaan. Tarkasteltavaksi otettiin vain sellaiset jalosteet, jotka olivat kokeissa kaikkina mainittuina vuosina. Kun osa tuloksista on saatu näyteruuduilta, ei pieniin satoisuuseroihin ole syytä kiinnittää kovin suurta huomiota. Mainittakoon, että koe-

alueet olivat verraten tasalaatuisia multamaita. Tulokset käsiteltiin varianssianalyysilla.

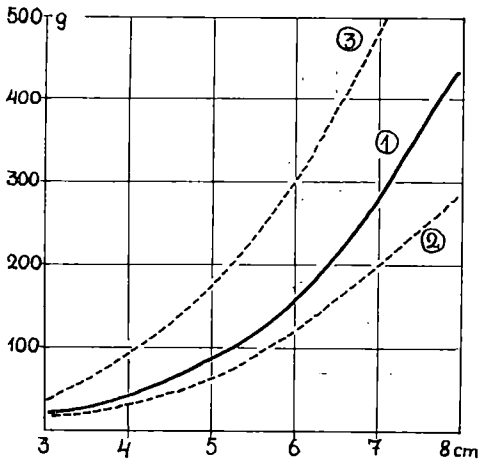
Taulukon 3 alaosaan lasketuista keskiluvuista ilmenee erittäin suuri vuosivaihtelu. Pieniä mukuloita oli eri vuosina keskim. 5—28 paino-%, keskkikokoisia 35—46 % ja suuria 26—53 %. Ääriarvojen väliset erot olivat kaikissa tapauksissa tilastollisesti erittäin merkitseviä. Kun maalaji ja viljelytekniikka pysyivät eri vuosina jokseenkin samoina, johtuu suuri vuosivaihtelu lähinnä säätekijöistä. Lisäksi on mainittava eräiden lajikkeiden osalta virustaudit, jotka aiheuttivat muutoksia lajittelutulokseen erityisesti 1964—65. Edullisena kasvukautena 1962 (keskim. mukulasato 40.8 tn/ha) oli pienikokoisia mukuloita vähiten (keskim. vain 5 %) ja suuria vastaavasti eniten, keskim. 53 %.

Eri lajikkeista oli pieniä mukuloita vähiten (5—8 %) Ta 02263:n, Recordin ja Tehon sekä eniten (19—35 %) Lorin, Ostboten, Kodon, Jaakon, Aquilan, Erdkraftin ja Amylan sadossa. Hajonta oli varsinkin pienten mukulain ryhmässä hyvin suuri (virhe 20.1 %). Lajike-erot olivat huomattavia (5—35 %) ja useissa tapauksissa tilastollisesti merkitseviä.

Keskkikokoisten mukulain ryhmässä (40—55 mm) hajonta oli huomattavasti pienempi kuin edellisessä, virhe 8.2 %. Keskkikokoisia mu-

Taulukko 3. Perunan lajittelutuloksia Kasvinviljelylaitoksella v. 1962—65.  
 Table 3. Results of potato gradings at the Dept. of Plant Husbandry, 1962—65.

Lajike Variety	< 40 mm				40—55 mm				> 55 mm				Keskim. sato 1962—65 Average yield		Makulan keskip. 1962—65 Aver. tuber weight g			
	— 62	— 63	— 64	— 65	Keskim. Aver. %	— 62	— 63	— 64	— 65	Keskim. Aver. %	— 62	— 63	— 64	— 65		Keskim. Aver. %	Makulat Tubers t/ha	Tärkk. Starch %
Valtri (Ta 02263)	2	4	6	10	5	16	18	48	30	28	82	78	46	60	67	47.6	14.2	100
Ruuslehti	4	8	25	15	13	39	27	56	45	42	57	-65	19	40	45	38.7	15.9	85
Record	2	6	10	8	6	25	24	41	32	31	73	70	49	60	63	37.9	16.4	101
Lori	3	26	32	15	19	50	44	53	42	47	47	30	15	43	34	37.9	15.4	66
Ostbote	8	27	28	19	21	38	45	46	40	42	54	28	26	41	37	37.0	16.5	64
Teho (Jo 265/53)	3	5	13	12	8	40	26	35	41	36	57	69	52	47	56	36.7	15.9	99
Koto (Jo 095)	8	22	46	31	27	60	44	40	49	48	32	34	14	20	25	35.1	14.5	69
Jaakko (Jo 0122)	4	11	34	31	20	49	40	50	45	46	47	49	16	24	34	34.5	15.2	83
Aquila	7	15	33	28	21	45	41	53	44	46	48	44	14	28	33	33.6	15.8	63
Erdkrafft	7	13	27	23	18	45	30	47	35	39	48	57	26	42	43	31.0	21.7	70
Pito (Jo 0144)	3	13	20	27	16	38	37	55	44	43	59	50	25	29	41	28.7	18.1	77
Amyla	8	28	63	43	35	58	44	32	40	44	34	28	5	17	21	26.6	17.1	51
Keskim. — Aver.	5	15	28	22	17	42	35	46	40	41	53	50	26	38	42	35.4	16.4	77
F-arvo — F-value	—	—	—	—	6.01***	—	—	—	—	4.56***	—	—	—	—	15.56***	3.95***	24.93***	9.07***
Merkitt. ero — Sign. diff. (P = 5%)	—	—	—	—	9.9	—	—	—	—	9.5	—	—	—	—	10.2	7.7	1.0	15.3
Virhe — Error %	—	—	—	—	20.1	—	—	—	—	8.2	—	—	—	—	8.7	7.7	2.2	7.0



Kuva 1. Mukulan painon (g) riippuvuus sen koosta (cm). 1 = Aquila Kasvinviljelylaitoksen kokeissa 1965. 2 = laskettu paino täysin pyöreälle ja 3 = pitkänsoikealle mukulalle.

Fig. 1. Correlation between weight of tuber (g) and its size (cm). 1 = Aquila in 1965 trial at the Department of Plant Husbandry; 2 = calculated weight for completely spherical tuber, 3 = for oblong tuber.

kuloita oli suhteellisesti vähiten Ta 02263:n, Recordin ja Tehon sadossa. Kooltaan tasaisinta satoa (keskikokoisia mukuloita 46—47 %) saatiin Lorista, Kodosta, Jaakosta, Aquilasta ja eräistä muista lajikkeista.

Isokokoisia mukuloita oli koko aineistossa suunnilleen yhtä paljon (42 %) kuin keskikokoisia (41 %). Myös hajonta oli samaa suuruusluokkaa, virhe 8.7 %. Suurikokoisia mukuloita oli vähiten (21—25 %) Kodon ja Amylan sadossa, mikä johtuu osittain näiden lajikkeiden virustautisuudesta. Suuria mukuloita oli eniten (56—67 %) Ta 02263:n, Recordin ja Tehon sadossa. Viimeksi mainittujen kolmen lajikkeen mukulapainot olivatkin hyvin suuria, keskimäärin 99—101 g.

Taulukosta 3 nähdään vielä hajonnan vaikutus mukulasatojen, tärkkelysprosentin ja mukulan keskipainon virheisiin. Virhe oli selvästi pienin tärkkelysprosentissa, vain 2.2 %. Lajittelutulokset olivat siihen verrattuna huomattavasti epävarmempia. Tarkasteltaessa satotuloksia taulukossa 3 havaitaan melko selvä positiivinen vuorosuhde mukulasadon määrän, suurten mukulain paljouden ja mukulan keskipainon välillä. Lajikke-

erot olivat myös mukulan keskipainossa useissa tapauksissa sangen selvät huolimatta hyvin suuresta vuosivaihtelusta. Satotulosten arvostelussa tulisi siis kiinnittää huomiota myös mukulan keskipainoon, mikä on helposti laskettavissa tärkkelysmäärityksen yhteydessä.

Lajittelutulosten tulkinnaassa on häiritsevänä tekijänä mukulan muoto. Mainittu seikka selviää havainnollisesti kuvasta 1, johon on piirretty kolme mukulan koon ja painon välistä riippuvuuskäyrää. Käyrä 1 kuvaa Tikkurilan tuloksia Aquila-perunasta vltta 1965, jolloin mukulain ominaispaino oli 1.08. Lajike on lähinnä pyöreämuotoinen, joskin isokokoisten mukulain joukossa on pyöreänsoikeitakin. Katkoviivat esittävät laskettuja tuloksia täysin pallomaisista (käyrä 2) ja pitkänsoikeista mukuloista (käyrä 3) edellyttäen, että ominaispaino pysyy kaikissa tapauksissa samana. Esimerkissä pitkänsoikean mukulan pituus akseli on otettu kaksi kertaa suuremmaksi kuin leveys akseli. Kuvasta nähdään, miten mukulan muodon vaikutus kasvaa koon suuretessa. Muodon vaikutus on siis huomattava erityisesti suurten mukulain ryhmässä. Mikäli eri lajikkeiden lajittelussa halutaan päästä osapuulleen samanpainoisiin mukuloihin, tulisi seula valita lajikkeen mukaan, kuten käytännössä usein tehdään. Tarkkuutta vaativissa tutkimuksissa ei tällä toimenpiteellä saavuteta mainittavaa etua, sillä mukulan muoto vaihtelee samassakin perunaerässä. Erikokoisten seulojen käyttö veisi lisäksi pohjan vertailulta. Paras ratkaisu olisi sellaisen lajittelijan käyttö, jossa mukulat lajitellaan niiden painon mukaan.

Edellä mainitussa Peipohjan, Pälkäneen ja Ylistaron aineistossa pyrittiin selvittämään eräiden tekijöiden vaikutusta lajittelutulokseen tavallisen korrelaatiolaskun avulla. Siinä yhteydessä todettiin, että pienten ja suurten mukulain paljouden välillä oli kaikissa tapauksissa selvä ja tilastollisesti merkitsevä negatiivinen vuorosuhde. Se oli täydellisin Eigenheimerin sadossa Ylistarossa,  $r = -0.92^{***}$ . Kerroin oli pienin Pälkäneellä,  $r = -0.54^{**}$ . Vuosina, jolloin sadossa oli pieniä mukuloita paljon, oli siis suuria keskinker- taista vähemmän.

Pienten mukulain paljouden ja mukulasadon määrän kesken oli kaikissa tapauksissa melko selvä negatiivinen vuorosuhde. Se oli selvin Eigenheimerin sadossa Ylistarossa ( $r = -0.62^{***}$ ) ja heikoin Pälkäneellä ( $r = -0.43^*$ ). Heikossa sadossa oli siis pieniä mukuloita keskinkertaista runsaammin. Suurikokoisten mukulain laita oli päinvastoin; positiivinen vuorosuhde oli selvin taaskin Eigenheimerillä Ylistarossa ( $r = 0.64^{***}$ ) ja heikoin Pälkäneellä ( $r = 0.08$ ). Pälkäneellä jäivät vuorosuhteet yleensäkin epäselviksi, mikä johtuu ilmeisesti siitä, että häiritseviä tekijöitä oli enemmän kuin muilla koepaikoilla. Mahdollisesti myös suhteellisen pieni satovaihtelu vaikutti asiaan (vrt. taul. 1). Tulokset viittaavat siihen, että mukulan koko riippuu suurelta osalta samoista tekijöistä kuin mukulasadon määräkin.

Kesäkuun keskilämpötilan ja pienten mukulain paljouden kesken ei ollut tilastollisesti merkitsevää vuorosuhdetta. Kaikki kertoimet olivat tosin negatiivisia, mutta pieniä. Riippuvuussuhde oli selvin Ylistaron Ruusulehdessä ( $r = -0.33$ ). Luvut viittaavat joka tapauksessa siihen, että korkea lämpötila lisää satoa ja alentaa pienten mukulain määrää. Lämpötilan vaikutus suurten mukulain ryhmässä oli päinvastainen, joskin korrelaatiokertoimet jäivät tässäkin tapauksessa pieniksi. Vuorosuhde oli selvin Ylistaron Eigenheimerissä,  $r = 0.42^*$ . Keskinkertaista korkeampi kesäkuun lämpötila lisäsi siis mukulan kokoa sadossa.

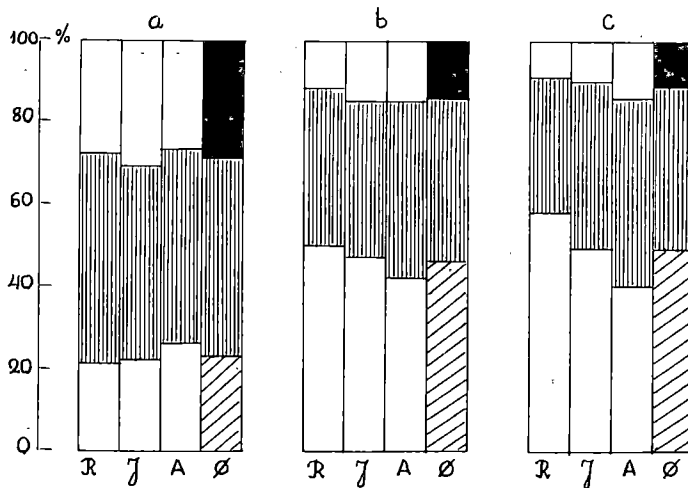
Heinäkuun sademäärän vaihteluilla eri vuosina oli vain Peipohjassa selvä vaikutus suurten mukulain määrään, vuorosuhde  $r = -0.46^*$ . Normaalista runsaammat sademäärät heinäkuussa alensivat siis suurikokoisten mukulain määrää. Mainittu mielenkiintoinen seikka käy yhteen tunnetun perunajalostajan J. Aamisepin havaintojen kanssa, joiden mukaan runsaat sateet mukulanmuodostuksen aikana lisäävät mukuloiden lukumäärää aiheuttaen samalla niiden keskipainon laskua (AAMISEPP 1939). Aamisepin käsityksen mukaan mukulan koko riippuu lähinnä lajikkeesta, kasvukauden sademäärästä ja ruton esiintymisrunsaudesta.

Elokuun sademäärän vaikutus oli Pei-

pohjassa ja Ylistarossa melko selvä. Keskimääräistä runsaammat sateet alensivat pienten mukulain suhteellista määrää Ruusulehden sadossa. Korrelaatiokertoimet olivat  $-0.44^*$  ja  $-0.41^*$ . Vaikutus suurten mukulain ryhmässä oli päinvastainen, kertoimet  $0.46^*$  ja  $0.38^*$ . Eigenheimer reagoi elokuun sademäärään Ylistarossa heikommin kuin Ruusulehti, vaikutuksen suunta oli kuitenkin sama. Pälkäneellä jäivät vuorosuhteet epäselviksi, mikä viittaa siihen, että Ruusulehti muokautui siellä sääolojen vaihteluihin paremmin kuin muilla koepaikoilla. Tikkurilassa oli koevuosia siksi vähän, ettei korrelaatiolaskua kannattanut tehdä.

Mainittakoon lopuksi, ettei mukulasadon määrän ja tarkkelyspitoisuuden kesken todettu ainoassakaan tapauksessa mainittavaa riippuvuussuhdetta.

Esimerkkinä maalaajan vaikutuksesta lajiteltutulokseen on kuvaan 2 piirretty tuloksia hietta-, multa- ja savimaalta Tikkurilasta. Tutkimus aloitettiin 1962, jolloin edellisenä vuonna multa- maalta saatu siemen (kolme lajiketta) jaettiin ja viljelyä jatkettiin seuraavina vuosina eri maala- jeilla käyttäen samaa viljelytekniikkaa. Tuloksista mainittakoon, että lajike-erot eivät suuren vuosi- vaihtelun vuoksi olleet tilastollisesti merkitseviä lukuun ottamatta eroja suurten mukulain pro- senteissa savimaalla. Maalajin vaikutus tuli sitä vastoin selvästi esiin, erityisesti Ruusulehden sa- dossa. Erot olivat selvät myös kolmen lajikkeen keskiarvojen valossa lähinnä siten, että hietamaan tulokset poikkesivat huomattavasti muista tulok- sista. Multa- ja savimaan erot jäivät sitä vastoin ver- raten pieniksi. Hietamaalta saatiin pieniä mu- kuloita selvästi enemmän (keskim. 29 %) kuin multa- (14 %) ja savimaalta (11 %). Suurikokoi- sia mukuloita oli sitä vastoin vähemmän (keskim. 23 %) kuin multa- ja savimaalla (46 ja 49 %). Kokonaisvaihtelu oli huomattavan suuri. Pieniä mukuloita oli sadossa, riippuen vuodesta, maala- jista ja lajikkeesta, 5—39 % ja suuria vastaavasti 9—74 %. Lajitteluaste-erot kuvastuvat myös mu- kuloiden keskipainossa, jossa vaihtelu oli tavat- toman suuri, ääriarvot 33—122 g. Kun lajikkeita viljeltiin jatkuvasti samalla maalajilla, ilmeni jo 1964—65 erityisesti multamaalla taantumista,



Kuva 2. Ruusulehden (R), Jaakon (J) ja Aquilan (A) lajittelutulokset sekä keskimääräiset (Ø) lajittelutulokset Tikkurilassa 1962—65 hietä- (a), multa- (b) ja savimaalla (c). Pylväiden alaosa = yli 55 mm:n, keskiosa = 40—55 mm:n, yläosa = alle 40 mm:n mukulat.

Fig. 2. Tuber grading results of *Rosafolia* (R), *Jaakko* (J), *Aquila* (A) and average (Ø) in trials at Tikkurila 1962—65 on finesand soil (a), humus (b) and clay (c). Lower part of column = over 55 mm, centre part = 40—55 mm, upper part = less than 40 mm.

joka alensi satoa ja mukulan keskipainoa muutaen myös lajittelutulosta epäedulliseen suuntaan. Oma osuutensa siihen oli hallavaurioilla. Mainittakoon lopuksi, että peruna kasvoi edellä selostetuissa kokeissa tyydyttävästi. Keskimääräinen mukulasato oli hietamaalla 41.8 tn/ha, multa- maalla 39.2 tn/ha ja savimaalla 40.4 tn/ha.

Virustaudeilla on mukulan kokoon

erittäin suuri vaikutus. Siitä on Kasvinviljelylaitoksella runsaasti kokemuksia. Esimerkkinä mainittakoon koetuloksia v:lta 1965, jolloin kahden lajikkeen mukulan keskipainot olivat, riippuen siemenen terveydentilasta, seuraavat: Jaakko 90 g (terve) ja 75 g (sairas), Pito 88 g (terve) ja 63 g (sairas). Erot kuvastuivat luonnollisesti myös lajittelutuloksissa.

### Tiivistelmä

Perunan lajittelutulosten hajonta oli Kasvinviljelylaitoksen sekä Satakunnan, Hämeen ja Etelä-Pohjanmaan koeasemien pitkäaikaisissa kokeissa selvästi suurempi kuin vastaavana aikana mukulasadossa ja tarkkelyspitoisuudessa ollut hajonta. Luotettavan kuvan saamiseksi erikokoisten mukulain jakautumisesta sadossa tarvitaan siis pitkäaikaisia kokeita. Tarkastelun kohteena oli lähinnä Ruusulehti-peruna.

Lajikkeen vaikutus lajittelutulukseen ilmeni selvästi. Kasvinviljelylaitoksen kokeissa 1949—58 ja 1962—65. Kuitenkin vain suuret lajike-erot muodostuivat tilastollisesti merkitse-

viksi suuren hajonnan ja koevuosien vähyiden vuoksi. Lajike-erot johtuivat suurelta osalta mukuloiden erilaisesta muodosta. Huomattava vuosivaihtelu viittaa säölojen erittäin suureen vaikutukseen. Eräiden säätelijöiden ja lajittelutulosten väliset riippuvuussuhteet jäivät kuitenkin tavallisen korrelaatiolaskun valossa veraten heikoiksi. Kesäkuun normaalia korkeampi lämpötila lisäsi yleensä mukulan kokoa, selvimmin Eigenheimerin sadossa Ylistarossa. Heinäkuun sademäärällä ei ollut mainittavaa vaikutusta lajittelutulukseen, lukuun ottamatta Peipohjan kokeita, joissa nor-

maalia runsaammat sateet alensivat Ruusulehden sadossa suurten mukulain määrää. Elokuun sademäärällä oli sitä vastoin ainakin Peipohjassa ja Ylistarossa selvempi vaikutus. Keskinertaista runsaammat sateet lisäsivät mukulan kokoä. Mukulan koon ja mukulasadon välillä todettiin viimeksi mainituilla koepaikoilla selvä vuorosuhde. Mukulasadon määrän ja tärk-

kelyspitoisuuden kesken ei sitä vastoin riippuvuussuhdetta ilmennyt.

Maalajilla oli Kasvinviljelylaitoksen kokeissa 1962—65 selvä vaikutus lajittelutulokseen. Suurikokoisia mukuloita saatiin hieta- maalta vähemmän kuin multa- ja savimaalta. Vuosivaihtelu oli näissäkin kokeissa huomattavan suuri.

## KIRJALLISUUTTA

- AAMISEPP, J. 1939. Vördlevaid uurimusi kartulisortidega Eestis. (Deutsche Zusammenfass.) Agronomia 19: 745—1062.
- American Potato Yearbook 1961. Editor C. Stedman Macfarland, Jr. 80 p. New Jersey.
- BACH, A. 1965. Grønhøstning af kartoffeltop. (Engl. summary.) Tidsskr. Planteavl. 69: 285—291.
- CARLSSON, H. 1964. Utvecklingsförlopp och tillväxt hos potatis under vegetationsperioden. (Engl. summary.) Lantbr.högsk. Medd. A 23: 1—70.
- FROGNER, S. 1964. Potetforsøk på opplandene 1945—1962. (Engl. summary.) Forskn. Forsøk i Landbr. 15: 311—339.
- GUSTAFSSON, N. 1964. Prövning av nya potatissorter 1963. Potatis, p. 29—33.
- HANLEY, F., JARVIS, R. H. & RIDGMAN, W. J. 1965. The effects fertilizers on the bulking of Majestic potatoes. J. Agric. Sci. 65: 159—169.
- HERNES, O. & ELLE, T. 1961. Kombinerte sorts- og gjødslingsforsøk med poteter. (Engl. summary.) Forskn. Forsøk i Landbr. 12: 277—290.
- KOSKINEN, Y. K. 1932. Perunan laatukokeiden tuloksia vuosilta 1920—1930. Valt. Maatal.koetoin. Julk. 44: 1—121.
- RYSSDAL, J. 1963. Gjødslingsforsøk i potet. (Engl. summary.) Forskn. Forsøk i Landbr. 14: 29—50.
- SVENSSON, B. 1964. Matpotatisens kvalitet 7. Inverkan av ammonium-sulfat och kaliumsulfat på matpotatisens avkastning och kvalitet. (Engl. summary.) Lantbr.högsk. Medd. A 22: 1—35.
- Valtion Siementarkastuslaitos, toiminta 1/9 1962—31/8 1963. Maatal.hall. Tied. 353. Helsinki 1964.
- YLLÖ, L. 1963. Perunan lajikekokeiden tuloksia Kasvinviljelylaitoksella Tikkurilassa v. 1931—58. (Engl. summary.) Ann. Agric. Fenn. 2: 109—135.
- »— 1964. Perunalajikkeiden vertailua Kasvinviljelylaitoksella Tikkurilassa 1959—63. (Engl. summary.) Maatal. ja Koetoin. 18: 130—137.
- »— 1965. Perunan lajikekokeiden tuloksia Maatalouden tutkimuskeskuksen laitoksilla ja koecasemilla 1931—63. (Engl. summary.) Ann. Agric. Fenn. 4: 59—90.

## SUMMARY

### Results of potato grading and factors affecting them

LEO YLLÖ

Agricultural Research Centre, Department of Plant Husbandry, Tikkurila, Finland

The standards for grading potatoes vary in different countries. In Finland no definite size classes for sorting potatoes have yet been established. In the present studies the tubers were sorted into three different size categories. The varieties with different-shaped tubers were all handled with sieves of the same sizes.

The standard deviation (s %) of the grading results in long-term trials at the Department of Plant Husbandry (Tikkurila) as well as at the agricultural experiment stations of Satakunta (Peipohja), Häme (Pälkäne) and South Ostrobothnia (Ylistaro) was distinctly

greater than the standard deviations in tuber yield and starch content during the same period (Table 1). It is evident that special long-range trials are necessary in order to obtain a reliable picture of the distribution of different-sized tubers. In these trials the variety mainly investigated was Rosafolia.

The effect of variety on the sorting results was obvious in the trials at the Department of Plant Husbandry in 1949—58 and 1962—65 (Tables 2 and 3). However, owing to the wide scatter and the limited number of trial years, only large varietal differences were statistically sig-

nificant. These differences were also largely due to the different shapes of the tubers (Fig. 1). The considerable annual fluctuations indicate the important influence of weather conditions. However, ordinary correlation calculations revealed that there was only weak relationship between the various weather factors and the sorting results. In general, temperatures higher than normal in June increased tuber size, an effect which was particularly pronounced in the yield of Eigenheimer at Ylistaro. Precipitation in July had no appreciable influence on the sorting results, with the exception of the trials at Peipohja, where excessive rainfall caused a decrease in the numbers of large-sized tubers of *Rosa-foliä*. On the other hand, precipitation in August had a

more definite effect, at least at Peipohja and Ylistaro. Here abundant rainfall increased the size of the tubers. At the latter location there was a clear correlation between size of tuber and total yield. In contrast, no correlation was found between total yield and starch content.

The soil type at the Department of Plant Husbandry in the 1962—65 trials had a clear effect on the sorting results. Fewer large-sized tubers were produced in finesand soil than in humus or clay soils (Fig. 2). The annual fluctuations were also very great in these trials.

Owing to the wide scatter of the grading results, evaluations of potato yields should also take into consideration the mean tuber weight, which is easy to measure in connexion with starch determinations.

THE VALUE OF VARIOUS TRAITS OF COWS IN PREDICTING  
THE PROGENY-TESTS OF THEIR SONS

KALLE MAIJALA and MARJATTA NETOLA

Agricultural Research Centre, Department of Animal Breeding, Tikkurila, Finland

Received April 30, 1966

One of the most important results of studies on the optimum breeding structure in A. I. of cattle is that the progeny-tests of bulls should be based on artificially sired daughters and that the best progeny-tested bulls should be used to breed young bulls for A. I. (ROBERTSON and RENDEL 1950, SKJERVOLD 1963). About 75 % of the genetic improvement in the optimum situation is based on the selection of sires and dams for the young bulls. The selection of sires can be considered a solved problem because of the good representativeness and accuracy of progeny-tests in A. I., but there are still considerable difficulties in judging bull dams reliably. These difficulties are mainly caused by systematically distributed environmental influences,

such as differences in feeding and management between herds and years, seasonal effects, differential treatment of cows within herds, etc., but some of the difficulties may originate from nonadditive genetic influences or from heredity-environment interactions.

Considering that half the genes of the young bulls come from their dams, increased attention to this phase of selection is obviously required. Only accurate judging of bull dams makes it possible to fully utilize the great possibilities for intensive selection among them. Therefore, the present study aims at contributing to this problem by searching for the most essential figures among the records kept on milk-recorded cows.

## Review of literature

On the basis of estimates of heritability ( $h^2$ ) and repeatability ( $b$ ) of production traits and on the genetic relationships among family members, several theoretical studies have been made on the weight to be given, among other things, to the yield of the dam in predicting the breeding value

of individuals (e.g. LE ROY 1958, PIRCHNER 1959, SYRSTAD 1959). Thus, five consecutive records of the dam,  $h^2 = 0.3$  and  $b = 0.4$ , should make it possible to judge the breeding value of a young bull with the accuracy of 38 % from the dam's performance alone. This would mean a correla-

Table 1. Estimates of the correlation between the yield of dam and the progeny-test of son according to the literature

*Taulukko 1. Kirjallisuudesta löytyviä emän tuotosten ja pojan tyttärarvon välisen vuorosubteen arvioita*

Production trait and the kind of its measurement <i>Tuotanto-ominaisuus ja sen mitta</i>		Progeny-test <i>Jälkeläjäarvostelussa</i>	No. of pairs <i>Parien luku</i>	Correlation <i>Vuorosuhde</i> r	Reference <i>Lähdeviittaus</i>
Dam <i>Emällä</i>					
<b>Fat content: — <i>Rasvapitoisuus:</i></b>					
a (lifetime — <i>elinkauden</i> )	t		174	.348***	JOHANSSON (1954)
a (3 lactations — <i>3 lypsykautta</i> )	a <sup>1</sup>		86	.65***	OSINGA (1962)
a ( » — » )	a <sup>1</sup>		125	.44***	AZGÜN (1963)
a ( » — » )	a <sup>1</sup>		110	.48***	VOS & POLITIEK (1964)
a (5 lactations — <i>5 lypsykautta</i> )	a		738	.21***	O'CONNOR (1964)
<b>Fat yield: — <i>Rasvatuotos:</i></b>					
a (lifetime, age corr. — <i>elink., ikäkorj.</i> )	t		174	.063	JOHANSSON (1954)
a ( » , herd » — <i>korj.keskit. nähd.</i> )	r		170	.144(*)	KORKMAN (1958)
a (2.9 records — <i>2.9 tuotosta</i> )	r		80	— .127	AVERDUNK (1962)
t (one record — <i>yksi tuotos</i> )	r		»	— .187	»
<b>Milk yield:</b>					
a (5 oper.records — <i>5 tarkk. vuod. tuot.</i> )	r		115	.069	MAIJALA (1954)
r ( — » — — » — )	r		»	.188*	»
a (2.9 records — <i>2.9 tuotosta</i> )	r		80	— .107	AVERDUNK (1962)
t (one record — <i>yksi tuotos</i> )	r		»	— .118	»
a (3 lactations — <i>3 lypsykautta</i> )	a <sup>1</sup>		86	.04	OSINGA (1962)
a ( » — » )	a <sup>1</sup>		125	.00	AZGÜN (1963)
a ( » — » )	a <sup>1</sup>		110	.06	VOS & POLITIEK (1964)
r (1st lactation — <i>I lypsykausi</i> )	r		249	.039*	O'CONNOR (1964)
r (5 lactations — <i>5 lypsykautta</i> )	r		738	.067**	»

a = absolute yield (kg or lbs.) — *kilomääräinen tuotos*

r = relative yield (comparison to herd mates) — *suhteell. tuotos (vertailu parsitovereihin)*

t = testing station (common environment) — *koeasema (yhteiset olosuhteet)*

1 = dam-daughter comparison — *emä-tytär-vertailu*

tion of ca. 0.18 between the dam's phenotype and the progeny-test of her son, if the latter had 20 daughters with one record each.

The question of whether the results obtained in practice really correspond to theoretical expectation has also been studied by several workers, as can be seen from Table 1.

With regard to the fat content there appears to be no difficulty in judging dams of young bulls, in spite of the fact that it is fairly easy to increase the fat content of individual cows or entire herds by purely nutritional means.

Instead, rather low correlations between the milk or fat yields of dams and the progeny-tests of sons have been obtained in many cases. This applies especially to the cases in which the dam has been judged according to her absolute yield, but even a correction for the herd average has not been able to improve the correlation in the Dutch material of AZGÜN (1963). In the Swedish

study of KORKMAN (1958) a reasonable correlation was obtained when half the differences between herd averages were taken into account in the dams' records. A still higher correlation was obtained by MAIJALA (1954) when the herd differences were entirely eliminated. His estimate seems to indicate that the correlations are not meaningless, in spite of the fact that the dams in such a material are highly selected. On the other hand, O'CONNOR (1964) did not obtain such good results after the elimination of herd differences, and AVERDUNK (1962) arrived at a negative correlation, even though the dams were tested in a common environment.

VARO (1958) divided the dams of 853 progeny-tested bulls into quartiles according to their absolute and relative five-year records and found significant differences between the extreme quartiles in the progeny-tests of sons. The relative yields led to bigger differences than the absolute ones.

In a similar study of MAIJALA (1960), there were also clear differences between quartiles of dams, but a grouping based on the progeny-tests of the sires of dams led to still bigger differences.

Some of the low correlations between dams and sons can partly be explained by the decreasing heritability of milk yield with age (JOHANSSON 1955). Some researchers have interpreted them as results of special treatment of bull dams in

their herds, but the noticeable difference between the two values reported by MAIJALA (1954) seems to indicate that the method of measuring the phenotype of the dam may also be important. Thus, it is of some interest to study which of the many records available of a cow will have the highest predictive value with regard to the progeny-test of her son.

## Material and methods

The data consisted of 255 progeny-tested A. I. bulls of Finnish Ayrshire breed and their dams. In the main, the progeny-tests of the year 1961 were used, but for some bulls the latest progeny-test available was from the years 1955—1960. At least 50 daughters were required from each bull, and the method of testing was the routine mechanical testing employed in Finland since 1952 (VARO 1960). These tests are based on the Finnish milk-recording data, in which the yields are measured on an operational year basis. Only complete records are utilized, but the first record is considered complete if the cow has been in milk for at least 9 months. The latest record used of any individual daughter is the third complete record. The following two measures from the progeny-tests were used as dependent variables in the study:

$Y_1 = \text{Milk}$  = the average deviation of the daughters' relative milk yields ( $= 100 \times \text{individual record/herd average}$ ) from the average relative milk yield of cows of the same breed and age.

$Y_2 = \text{Fat-}\%$  = the average fat-% of the daughters — the average fat-% of the corresponding herds.

The yields of dams were similarly measured on an operational year basis. The following records or data were included as independent variables in the analyses:

### A. Absolute yields:

$X_1 = \text{1st milk record}$  = the milk yield of the 1st complete recording year, kg.

$X_2 = \text{5-year record}$  = the average milk yield of the 1st five complete recording years.

$X_3 = \text{Best 5-year record}$  = the average milk yield of the absolutely best five consecutive recording years.

$X_4 = \text{Life-time yield}$  = the life-time total, kg milk.

$X_5 = \text{Best fat record}$  = the best annual yield of butter-fat, kg.

$X_6 = \text{Herd average}$  = the average milk yield of the herd in the same years when the best 5-year record ( $X_3$ ) was obtained.

All the absolute yields were punched with two digits, except  $X_5$  with three digits.

### B. Relative milk yields:

$X_{7-11}$  = the relative milk yields of the recording years I—V.

$X_{12} = \text{5-year record}$  = the average relative milk yield of the 1st five complete recording years.

$X_{13} = \text{Best 5-year record}$  = the average relative milk yield of the years when the best 5-year absolute record ( $X_3$ ) was obtained.

$X_{14} = \text{2nd 5-year record}$  = the average relative milk yield of the complete recording years VI—X.

$X_{15} = \text{10-year record}$  = the average relative milk yield of the complete recording years I—X.

$X_{16} = \text{Life-time average}$  = the average relative milk yield of all complete recording years.

All the relative yields were punched with three digits, that is in integers of percentage figures.

### C. Fat contents:

$X_{17} = \text{1st fat-}\%$  = the fat content during the 1st complete recording year.

$X_{18} = \text{5-year fat-}\%$  = the average fat content during the 1st five complete recording years.

$X_{19} = \text{Best 5-year fat-}\%$  = the average fat content during the years when the best 5-year milk record ( $X_3$ ) was obtained.

$X_{20}$  = *Life-time fat-%* = the average fat content of all complete recording years.

#### D. Other traits:

$X_{21}$  = *No. of calvings* = the total number of calvings during the cow's life-time.

$X_{22}$  = *Regular calvings* = the number of calving intervals shorter than 14 months.

$X_{23}$  = *Average C. I.* = the average length of the 1st 10 calving intervals in days.

$X_{24}$  = *Culling age* = the age of the cow at culling, years.

$X_{25}$  = *Birth year* = the calendar year of the cow's birth.

$X_{26}$  = *Live weight* = the average of live weight estimates obtained in the 3rd and 4th complete recording years by measurement of chest girth and length of body.

$X_{27}$  = *Herd size* = the average number of cow-feeding years in the herd during the years when the best 5-year record ( $X_3$ ) was obtained.

All the other variables were available for at least 245 dams, but the variables  $X_{14-15}$  only for 162 dams.

The bulls were grouped according to the A. I. units, each bull being assigned to the unit in which he had worked most. There were eight different units with the following numbers of bulls:

$$81 + 68 + 48 + 20 + 17 + 8 + 7 + 6 = 255$$

Linear correlation coefficients were computed between all the X's and the two Y's by the technique of covariance analysis (SNEDECOR 1957), which made it possible to eliminate the differences between A. I. units. No test for linearity was performed, but an ocular examination performed on  $X_{26}$  and  $X_{27}$  did not reveal any other kind of regularity in their relationship to  $Y_5$ .

## Results

The results of the correlation analyses are shown in Table 2.

A comparison of the columns »total» and »within units» reveals that the elimination of differences between A. I. units was not necessary for most of the traits. However, they were worth considering with regard to the absolute records as correlated to the milk-values of sons.

There are only two significant correlations between the records of dam and the milk-values of sons in the column »within units». The highest correlation occurs at the 1st five-year relative milk yield, and it is exactly the same as that obtained by MAIJALA (1954) in another material. The second significant value concerns the relative milk record II, and the relative records IV and V are close to statistical significance.

None of the absolute yields of dams exceeded  $r = .07$ , and there was no great difference between the herd average and the individual's own records. On the other hand, it can be observed that the average relative yield of the best five absolute years ( $X_{13}$ ) did not give a better prediction than the absolute yields. This gives

support to the principle of having unselected records in judging cows.

The late records of a dam seem not to be of great value for predicting the success of young daughters of her son. The signs of the correlations concerning the traits  $X_{21-24}$  also suggest that longevity and good milk production at young ages may be antagonistic traits, at least to some extent.

The positive correlation between the birth year of the dam and the success of the son indicates that a sufficiently rapid turnover of generations really is of importance in animal improvement.

The positive correlation concerning live weight is mainly caused by the poor milk-values of the bulls whose dams weighed less than 400 kg. Within the limits 400—500 kg, representing over 80 % of the dams, there appeared to be no correlation, but the cows weighing over 500 kg had above-average sons.

Of the measures of fat content of the dams, the life-time fat-% showed the strongest negative correlation with the milk-value of the sons, and the closest positive correlation (within units)

Table 2. Correlations between different traits of bull dams and the progeny-tests of their sons  
 Taulukko 2. Sonniemien eri piirteiden ja poikien tytärarvojen välisiä vuorosubteita

Trait of dam Emän ominaisuus X	Mean Keskiarvo $\bar{X}$	Correlation to the son's progeny-test Vuorosubte pojan tytärarvoon nähden			
		Y <sub>1</sub> (milk) (maito)		Y <sub>2</sub> (fat-%) (rasva-%)	
		Overall Kokonais-	Within units Yhdistysten sis.	Overall Kokonais-	Within units Yhdistysten sis.
<b>A. Absolute yields:</b> Kilomääräiset tuotokset:					
1. I record — I tuotos	4 257 kg	.15*	.07	— .12*	— .12
2. 5-year record — 5-vuoden tuotos	5 003 »	.15*	.07	— .12*	— .10
3. Best 5-year record — Paras 5-vuoden tuotos	5 682 »	.10	.07	— .07	— .06
4. Lifetime yield — Elinkauden tuotos	54.6 tn	.04	.03	— .06	— .05
5. Best fat record — Paras rasvatuotos	302 kg	.09	.05	— .01	.00
6. Herd average — Karjan keskituotos	4 396 »	.05	.04	— .07	.06
<b>B. Relative milk yields:</b> Subteelliset maitotuotokset:					
7. I milk record — I maitotuotos	103 %	.06	.07	— .13*	— .12
8. II » » — II »	110 »	.17**	.16**	— .13*	— .13*
9. III » » — III »	117 »	.09	.08	— .05	— .03
10. IV » » — IV »	120 »	.13*	.12	— .01	.02
11. V » » — V »	122 »	.12	.12	— .06	— .07
12. 5-year record — 5-vuoden tuotos	114 »	.19**	.19**	— .11	— .09
13. Best 5-year record — Paras 5-vuoden tuotos	119 »	.03	.07	— .10	— .09
14. II 5-year record — II 5-vuoden tuotos	113 »	.03	.02	.03	.03
15. 10-year record — 10-vuoden tuotos	114 »	.11	.09	— .09	— .10
16. Lifetime average — Elinkauden keskiarvo	111 »	.06	.06	.00	— .01
<b>C. Fat contents:</b> Rasvapitoisuudet:					
17. I fat-% — I rasva-%	4.64 %	.00	— .00	.29***	.28***
18. 5-year fat-% — 5-vuoden rasva-%	4.68 »	.01	.01	.25***	.24***
19. Best 5-year fat-% — Parh. 5-vuoden rasva-%	4.69 »	— .03	— .02	.27***	.21***
20. Lifetime fat-% — Elinkauden rasva-%	4.63 »	— .08	— .10	.28***	.29***
<b>D. Other traits:</b> Muut piirteet:					
21. No. of calvings — Poikimisten luku	10.7	— .07	— .08	— .03	— .02
22. Regular calvings — Säänn. poikim. luku	8.5	— .09	— .10	— .01	— .01
23. Average C. I. — Keskimäär. poik. väli	388 d. pv.	.03	.02	— .01	.01
24. Culling age — Poistoikä	13.9 y. v.	— .04	— .06	.05	.06
25. Birth year — Syntymävuosi	1 939	.07	.06	.08	.06
26. Live weight — Elopaino	456 kg	.05	.04	.02	.01
27. Herd size — Karjan lehmäluku	33.4 c. lehm.	— .06	— .14	— .00	.00

\*\*\* P < .001; \*\* P < .01; \* P < .05 1 = only 162 pairs — vain 162 paria

to the fat-% value of the sons. It thus appears that the life-time fat-% is the best measure of fat content in individual cows. The 1st-year fat-%, however, appears to be equally good. In general, the results regarding fat-% are in good agreement with those of other workers. Recording the individual fat-% after the first recording year does not seem necessary, according to the present study.

The negative correlation between the milk yields of dams and fat-% of sons' daughters was more obvious than that between the fat-% of dams and milk-values of sons. Again, the first records showed the closest associations.

The fat-% of sons was not so dependent on the longevity of dams as the milk-values, but the effect of the birth year on both traits was similar.

## Discussion

The data used in the present study for the elucidation of some problems connected with the judging of bull dams, can be blamed for at least the following defects:

a) The dams of bulls are usually strictly selected, and hence the dam-son correlations are destined to be low. Because of the aim of comparing different traits of dams, the absolute size of the correlation coefficients is not a very decisive factor, but it is to be supposed that this source of error most closely concerns those traits which have been used as criteria in the actual selection of the dams. A use of regression instead of correlation coefficient would have reduced this error, but then it would have been difficult to compare the different kinds of traits of the dams.

b) The qualities of dams and sires may be correlated, so that the dam-son correlations might be confounded by the sire effects. It is difficult to believe, however, that this would have affected differently the different traits of dams, the comparison of which was the main subject of this study.

c) The bulls themselves were also selected, since only bulls with at least 50 daughters were accepted for the study. For it was considered valuable to have this variable accurately determined, since it was to be expected that some of the X's would be rather unsafe. A lower limit can be accepted in a study where only the most promising traits of the present study are being investigated.

d) The total number of dam-son pairs was too low. Still smaller numbers have been used by the other workers of Table 1, except O'CONNOR (1964).

e) The series of production records of many dams were disturbed by the war-time. This may have affected not only the absolute yields but also the relative records and their correlations to the sons' progeny-tests.

f) Because of the method of milk-recording in Finland, there were no lactation records avail-

able for comparison. Especially the first lactation records would have been of interest.

g) No cumulative records concerning the first four complete years were included in the analyses. On the basis of the good correlation of the 2nd complete milk record, it seems probable that a 3-year average would have competed favourably with the 5-year record.

In spite of the deficiencies of the data and methods, two satisfactory correlation coefficients were found for the milk yields of dams. Both of them concerned the so-called relative yields, which neglect all differences between herds. Another important point appeared to be that the records used for judging a cow must be unselected, taken preferably from the beginning of the productive life of the cow. The later records do not improve the accuracy of judging, although they may be important for obtaining an idea of longevity of the animal.

What possibilities are there to improve the accuracy of prediction given by the 5-year relative yield alone? At least the 5-year absolute yield does not help in this respect, because of its close correlation ( $r = .49$ ) to the relative yield, but the multiple correlation of these two measures to the sons' milk-value is only .19. The life-time fat-% and the number of regular calvings are less dependent on the 5-year relative record, and their correlation to the sons' milk-value is closer than that of the absolute yield, but they do not have practical value in actual selection situations, because of their late determination.

The birth year of dam might lead to some improvement, but it is hardly practical to include it in a selection index. The live weight obviously can be excluded, because of its low correlation to the progeny test and because it may be correlated with the milk yield of the dam. The same applies to the herd average, although this has been used by some workers. It can be inferred from the expansion of A. I. that the importance of herd averages is decreasing rather than increasing.

This disappearance of genetic differences between herds tends to increase the importance of relative yields further, as shown theoretically by PIRCHNER (1960).

The highest correlation was given by the herd size, but it is very probable that this correlation may even change sign in the near future, because of the disappearance of big bull-producing herds, from which even the sons of the poorest cows were sold for breeding. Nowadays, the smallness of cattle herds is one of the biggest problems in judging prospective bull dams in Finland. For example, the following factors tend to render the relative judging method more difficult in small herds:

- a) The genetic quality of herd mates is more dependent on chance than in big herds.
- b) It is more difficult to derive reliable corrections for different kinds of environmental effects, such as age and season.
- c) The cow herself has a big influence on the herd average, that is on her comparing basis.
- d) The herd mates may be close relatives of the individual, e.g. daughters or full sibs.

Other sources of error in the relative judging method are common to all herd sizes:

- e) Cows of different breeds may be included in the herd average, leading to erroneous relative yields in some cases.
- f) The prospective bull dam may be given special feeding and treatment.
- g) The season of calving may have a big influence on the records, especially when the cow calves at the same season from year to year.

All these arguments speak in favour of special tests in a common environment for finding good bull dams. As compared with the Danish progeny-testing stations, this kind of testing should be cheap, but its organization would obviously

cause considerable difficulty, since the best cows of the herds are in question. The results obtained from such a test in Germany are not very encouraging, however, and a similar trial made in Finland in 1962/63 was discontinued after its very first year.

An improvement in the accuracy of judging bull dams would be desirable not only because of the high selection intensity possible among them, but also because the generation interval dam-son can be made shorter than the interval between sires and sons. This is due to the fact that it is not necessary to wait for progeny-tests for the dams. If so desired, this advantage can be replaced by the possibility of paying attention to the vitality traits of dams, which are difficult to consider in the progeny-tests of sires. From this viewpoint, even the later records of dams can be utilized, although they are not important in the judging of breeding value for pure milk-producing ability.

On the basis of the points presented above, it seems that cows will have to be judged in their own herds, mainly on the basis of their relative yields. The best method of improving this judgment is obviously to utilize the progeny-test of the sire of the cow (KORKMAN 1958, MAIJALA 1960). The value of this is mainly based on the accuracy afforded by great numbers of daughters, but in addition it reflects more the influence of purely additive genetic factors than the dam's own records. It is also more independent of seasonal effects. Some additional improvement can be achieved with the help of information of daughters and full-sisters (BARR et al. 1962) and of progeny-tests of full- and half-brothers.

Both the previous studies and the present one show that there is no great difficulty involved in judging the fat content. In fact, it appears that the recording of fat content could be made easier, since the 1st yearly fat-% gave as good a prediction as any of the average records.

## Summary

Correlations of 27 different traits concerning bull dams to the progeny-tests of their sons were computed by the technique of covariance analysis. The data comprised 255 A. I. bulls of Ayrshire breed, each of which had a progeny-test based on at least 50 daughters.

There were two significant correlations within A. I. units to the milk-values of the sons. The first concerned the 1st 5-year relative milk yield ( $r = .19^{**}$ ), and the second the 2nd relative

milk record ( $r = .16^{**}$ ). None of the absolute yields of dams exceeded  $r = .07$ , and they were not able to improve the accuracy of prediction based on the 1st 5-year relative milk yield alone. It was concluded that this accuracy can best be improved by considering the progeny test of the dam's sire.

The first yearly fat-% of the dam appeared to be sufficient to predict the fat-% of the son's daughters ( $r = .28^{***}$ ).

## REFERENCES

- AVERDUNK, G. 1962. Die Stationsprüfung von Bullenmüttern als Methode der Zuchtwertschätzung von Bullen — eine populationogenetische Betrachtung. Diss. 97 p. Göttingen.
- AZGÜN, Y. 1963. Het verband tussen produktieafstamming en de produktievererving van de F.R.S.-en N. H. stieren. *Veeteelt- en Zuivelber.* 6: 357—360.
- BARR, G. R., FREEMAN, A. E. & RENNIE, J. C. 1962. Selecting young dairy bulls on differences between relatives and their contemporaries. *J. Dairy Sci.* 45: 672—673.
- JOHANSSON, I. 1954. An analysis of data from the Danish bull progeny testing stations. *Z. Tierz. Zücht. biol.* 63: 105—126.
- »— 1955. The first lactation yield as a basis of selection as compared with the second and third lactations. *Proc. Brit. Soc. Anim. Prod.*: 102—108.
- KORKMAN, N. 1958. Lönar det sig att vid köp på tjurauktionerna beakta faderns avkommeundersökning och moderns avkastning? *Svensk Husd.skötsel* 1958: 263—264.
- LE ROY, H. L. 1958. Die Abstammungsbewertung. *Z. Tierz. Zücht. biol.* 71: 328—378.
- MAIJALA, K. 1954. Kilomääräisestä ja suhteellisesta tuotoksesta maidontuotantokyvyn mittana. [On the absolute and relative yields as measures of milk-producing ability.] *Karjalalous* 30: 511—514.
- »— 1960. Bedömning av ungtjurar. *Nylands Seminför. Årsber.* 1959: 16—23.
- O'CONNOR, L. K. 1964. The relationship between the production of bull mothers and the progeny test of their sons. *World Rev. Anim. Prod. Specimen:* 80.
- OSINGA, A. 1962. Schatting van de fokwaarde van stieren op grond van de produktie-afstamming. *Veeteelten Zuivelber.* 5: 253—260.
- PIRCHNER, F. 1959. Erbwertermittlung als Grundlage der Leistungsselektion. *Förderungsdienst* 7, 5: 1—7.
- »— 1960. Anteil von Erbgut und Umwelt an Betriebsunterschieden in Milchleistung. *Z. Tierz. Zücht. biol.* 74: 168—180.
- ROBERTSON, A. & RENDEL, J. M. 1950. The use of progeny testing with artificial insemination in dairy cattle. *J. Genet.* 50: 21—31.
- SKJERVOLD, H. 1963. The optimum size of progeny groups and optimum use of young bulls in A. I. breeding. *Acta Agric. Scand.* 13: 131—140.
- SNEDECOR, G. W. 1957. *Statistical Methods.* 5th ed. 534 p. Ames, Iowa.
- SYRSTAD, O. 1959. Relativ vekt på ulike aner i ei agetavle. *Meld. Norges Landbr.høgsk., Inst. Husd.avl* 143. 12 p.
- VARO, M. 1958. Über die Brauchbarkeit unserer Bullenwerte auf den verschiedenen Leistungsstufen. *Acta Agr. Fenn.* 93, 4: 31 p.
- »— 1960. Avkommebedømmingen av semintjurar i Finland. 7. NØK-møtet: 17—23.
- VOS, M. P. M. & POLITIEK, R. D. 1964. Estimation of the breeding value of a young bull on the production figures of his parents. *Z. Tierz. Zücht. biol.* 79: 310—318.

## SELOSTUS

### Sonniemien eri ominaisuuksien käyttöarvosta niiden poikien tytärarvojen ennusteina

KALLE MAIJALA ja MARJATTA NETOLA

Maatalouden tutkimuskeskus, Kotieläinjalostuslaitos, Tikkurila

Otsikossa ilmenevää kysymystä tutkittiin 255 jälkeläis-arvosteltua keinosiemennyssonnia käsittävällä aineistolla, jossa sonniemien tytärarvot perustuivat vähintään 50 tyttäreeseen ja jossa sonniemien emille oli laskettu 27 erilaista tuotosta tai mittalukua karjantarkkailusta saatujen tietojen perusteella. Koko aineisto koski vain ayrshirerotua. Emien ja poikien väliset vuorosuhteet laskettiin kovarianssimenetelmällä, joka teki mahdolliseksi eliminoida mahdolliset keinosiemennyshdistysten väliset systemaattiset erot. Tulokset on esitetty taulukossa 2.

Poikien maitoarvoja koskeissa yhdistystensisäisissä vuorosuhteissa oli vain kaksi tilastollisesti merkitsevää. Ensimmäinen niistä koski emän ensimmäisten viiden täyden tarkkailuvuoden suhteellista maitotuotosta ja toinen toisen täyden vuoden suhteellista tuotosta. Korkein emän kilomääräisen tuotoksen antama vuorosuhdekerroin oli 0.07 eli runsas  $1/3$  viiden vuoden suhteellisen tuotoksen

antamasta vuorosuhteesta. Emän parasta kilomääräistä viiden vuoden maitotuotosta vastaava suhteellinen tuotos antoi saman vuorosuhteen kuin kilomääräisenkin tuotos, joten arvosteluun käytettävien tuotosten tulee olla valikoimattomia. Mikään muista tutkituista emien piirteistä ei kyennyt parantamaan viiden vuoden suhteellisen tuotoksen yksinään antamaa ennustusvarmuutta niin, että sillä olisi ollut käytännöllistä merkitystä. Johtopäätökseksi tuli näin ollen, että viiden vuoden suhteellisen tuotoksen antamaa kuvaa täydentää parhaiten lehmän isän jälkeläisarvostelutulos. Elinvoiman arvostelussa on kuitenkin syytä turvautua emän kestävyuden mittoihin.

Emän ensimmäisen täyden vuoden rasva-% näytti yksinään riittävän ennustamaan pojan tytärarvon rasvapitoisuuteen nähden. Viiden ensimmäisen tai parhaan vuoden keskirasvapitoisuudet olivat sitä heikompia ennusteita, mutta koko elinkauden keskiarvo oli hieman sitä parempi.

A PROBABLE CASE OF MONOGENICALLY DETERMINED RESISTANCE  
TO AMERICAN GOOSEBERRY MILDEW IN BLACK CURRANT

ARNE ROUSI

Agricultural Research Centre, Department of Horticulture, Piikkiö, Finland

Received May 9, 1966

American gooseberry mildew (*Sphaerotheca mors-uuae* (Schw.) Berk.) commonly attacks black currant. Although this disease is usually considered to be of secondary importance in black currant, it may sometimes cause significant damage. HUNTER (1955), for example, considered susceptibility to gooseberry mildew a limiting factor in the growing of the rust-resistant black currant varieties Crusader, Coronet and Consort in the Prairie Provinces of Canada. In Europe, the disease seems to have spread and increased considerably in importance during the last few years (NILSSON 1955, WILSON et al. 1964). In 1964 and especially 1965 there was a very abundant occurrence of gooseberry mildew in the black currants at the Department of Horticulture at Piikkiö. Towards the end of the summer young shoots were frequently injured. The Finnish varieties Brödtorp and Lepaan musta were free of the disease, and the North-Swedish varieties Erkheikki, Jänkisjärvi, Kangosfors, Nikkala, Sunderbyn, Öjebyn and Östersund were also practically free. The effect on varieties like Boskoop Giant, Goliath, Silvergieter and Wellington XXX was severe, while Roodknop was only mildly attacked. Field observations were made on the occurrence of gooseberry mildew

among progenies from various cross- and self-pollinations.

Although there were different degrees of contamination among individuals, these were classified into two groups, viz. the healthy ones and the attacked ones. Table 1 gives the numbers of healthy and contaminated individuals in various progenies. Although it is impossible to draw definite conclusions about resistance without infection experiments, field observations may give strong indications in cases like this where the incidence of contamination is high and evenly distributed in the field but shows clear-cut differences between individuals. It seems plausible to assume that the resistance of Brödtorp and Lepaan musta is caused by a dominant gene *M*. The  $\chi^2$  test showed that the only progenies that differed significantly from the expected ratio were the ones denoted »modified» in Table 1. These deviating progenies consist of the selfed progenies of Brödtorp and Lepaan musta, as well as the cross progenies where Silvergieter or Goliath was one of the parents.

The selfed progenies of Brödtorp and Lepaan musta as a whole exhibited a decreased vigour and reduced germination percentage (cf. also e.g. WILSON et al. 1964). There are probably

Table 1. The progenies analyzed in regard to contamination with *Sphaerotheca mors-uvae* in 1965.

Progeny	Year when crossed	Number of individuals		Hypothetic genotypes	Hypothetic ratio	$\chi^2$
		healthy	contaminated			
Lepaan musta selfed	61,62	161	10	Mm	modified	
Brødtorp selfed	61	27	1	Mm	»	
Lepaan musta x Brødtorp	62	86	34	Mm x Mm	3 : 1	0.71
Wellington XXX selfed	63	0	100	mm	0 : 1	
Goliath selfed	63	0	102	mm	0 : 1	
Silvergietter selfed	63	0	12	mm	0 : 1	
Brødtorp x Wellington XXX	61	120	116	Mm x mm	1 : 1	0.07
Lepaan musta x Wellington XXX	62	36	43	Mm x mm	1 : 1	0.62
Wellington XXX x Lepaan musta	62	43	58	mm x Mm	1 : 1	2.23 (0.2 > P > 0.1)
Lepaan musta x Boskoop Giant	62	57	45	Mm x mm	1 : 1	1.41
Brødtorp x Silvergietter	62	66	184	Mm x mm	modified	
Lepaan musta x Silvergietter	62	49	80	Mm x mm	»	
Goliath x Lepaan musta	62	1	26	mm x Mm	»	

lethal and sublethal recessive genes which become homozygous as a result of self-fertilization. In the selfed progeny of Lepaan musta, for example, short-lived albino seedlings with a complete lack of chlorophyll were observed. Their incidence was very low and irregular, suggesting a reduced germination of seeds with this genotype. It could be assumed that in both Brødtorp and Lepaan musta lethal or sublethal genes occur closely linked with the recessive *m* gene, greatly reducing the number of *mm* individuals reaching the adult stage in the selfed progenies. The sublethals in the two varieties may be partly different, which would explain that the *mm* class from the cross Lepaan musta x Brødtorp was not reduced in number.

The classes of contaminated individuals were considerably larger than expected in all three cross progenies which contain Silvergietter or Goliath as one of the parents. It might be postulated that there are modifying factors in these two varieties, masking the effect of the resistance gene *M* in certain combinations.

It is interesting to compare the ratios presented here with those obtained by BRAUNS (1959) from crosses between mildew-resistant gooseberry clones and non-resistant gooseberry varieties. The difference is very clear: the observations of BRAUNS do not show any indication of a monogenic or otherwise genetically simple resistance to gooseberry mildew in the gooseberry.

It seems rather that the resistance is controlled by a number of more or less recessive, but additive genes. BRAUNS first used artificial infection of the progenies and completed his observations in the field. BAUER (1950) was able to show that the resistance to *Sphaerotheca mors-uvae* in gooseberry depends on the type of growth of the epidermal cells. The resistance of black currant to the same disease might also depend on the structure or development of the epidermis, but apparently the genetic control of the decisive character is essentially different.

NILSSON (1955) noted that the diploid hybrids *Ribes nigrum* x *grossularia* were practically immune to the American gooseberry mildew, whereas the allotetraploids produced from these were more frequently affected. It seems apparent in this case that the resistance depended on some developmental character of the diploid hybrid, which disappeared at the tetraploid level. BAUER (1955), on the other hand, obtained resistant hybrids only from *R. nigrum* x *grossularia* crosses in which resistant gooseberry varieties were used.

Resistance to gooseberry mildew in pure black currant has so far been reported only by HUNTER (1955), who detected it in a *R. nigrum* seedling of Polish origin and in a variety from a nurseryman in Saskatchewan, both of which proved highly resistant at Ottawa. WILSON et al. (1964) studied the incidence of gooseberry mildew in black currant progenies involving the varieties Bald-

win, Boskoop Giant, Seabrook's Black and Victoria. The incidence was generally rather low and the observed ratios did not indicate any simple genetic mechanism controlling susceptibility. The same can be said about the corresponding observations of KRONENBERG and HOFMAN (1965). WILSON et al. (1964) pointed out, however, that the progenies of Victoria were especially susceptible to mildew. There was also an indication of cytoplasmic inheritance: with Victoria as female parent, the incidences were somewhat higher than in reverse crosses. In the present material, the reciprocal crosses of Lepaan musta and Wellington XXX did not show any difference in this respect. It was interesting to note that the progenies of Goliath (supposedly a seedling of Victoria) and Silvergieter contained a higher proportion of infected seedlings than the other progenies. It seems that the Victoria-Goliath group and Silvergieter contain factors which tend to bring about a special susceptibility to mildew.

The unusually severe infection in the field was probably responsible for the appearance of the

definite genetic ratios presented in this paper. In addition to the genetic ratios obtained, the consistent occurrence of field resistance in all Finnish and Swedish varieties grown at Piikkiö lends support to the hypothesis that a dominant resistance gene is involved. Both some of the ratios reported in the present paper and those presented by WILSON et al. (1964) as well as by KRONENBERG and HOFMAN (1965) indicate, however, that other factors are also involved. It seems possible that the dominant resistance gene is widespread in North-European wild populations of *Ribes nigrum* and has descended to the local cultivated varieties mentioned above. None of these are known as to their exact origin, but they differ sharply from most commercial varieties. Brödtorp and Lepaan musta are morphologically rather close, as are the North-Swedish varieties. It is quite possible that these are all partly descended from local wild populations of *Ribes nigrum*. The postulated dominant resistance gene would be very valuable in breeding work, since it could be relatively easily transferred to other varieties of black currant.

### Summary

Observations on the incidence of American gooseberry mildew among progenies of black currant suggest that a dominant resistance gene is present in the Finnish varieties Brödtorp and Lepaan musta. The varieties Goliath and Silvergieter seem to contain genes which are capa-

ble of modifying the effect of the supposed resistance gene *M*. Since the North-Swedish local varieties also seem to be resistant, it seems possible that the hitherto unknown resistance gene is derived from wild North-European populations of *Ribes nigrum*.

### REFERENCES

- BAUER, R. 1950. Immunität und Resistenz gegenüber *Sphaerotheca mors uvae* (Schw.) Berk. bei *Ribes*. Proc. 7th Intern. Bot. Congr., Stockholm.
- »— 1955. Resistenzprobleme in der Gattung *Ribes* L. und Möglichkeiten ihrer züchterischen Lösung durch intra- und intersektionelle Kombination. Rep. 14th Intern. Hort. Congr. I: 685—696.
- BRAUNS, M. 1959. Beitrag zur Züchtung mehlttauresistenter Stachelbeeren I. Untersuchungen über die Vererbung der Resistenz und die Anwendungsmöglichkeiten der Frühselektion. Züchter 29: 51—57.
- HUNTER, A. W. S. 1955. Black Currants. Horticulture Division, Central Experimental Farm, Ottawa, Progr. Rep. 1949—53: 28—29.
- KRONENBERG, H. G. & HOFMAN, K. 1965. Research on some characters in black currant progenies. Euphytica 14: 23—35.
- NILSSON, F. 1955. Amphidiploid species in the genus *Ribes*. Rep. 14th Intern. Hort. Congr. I: 697—711.
- WILSON, D., CORKE, A. T. K. & JORDAN, V. W. L. 1964. The incidence of leaf spot and mildew in black currant seedlings. Long Ashton Agric. Hort. Res. Stat. Ann. Rep. 1963: 74—78.

## SELOSTUS

### Todennäköisesti dominantin geenin aiheuttama resistenssi karviaishärmää vastaan mustaherukassa

ARNE ROUSI

Maatalouden tutkimuskeskus, Puutarhantutkimuslaitos, Piikkiö

Mustaherukan risteytys- ja itsepölytysjälkeläistöillä tehtyjen havaintojen perusteella on todennäköistä, että suomalaisissa lajikkeissa Brödtorp ja Lepaan musta on dominantista geenistä *M* johtuva resistenssi karviaishärmää (*Sphaerotheca mors-uvae*) vastaan. Toiset geenit voivat modifioida tämän geenin vaikutusta sellaisissa risteytys-

jälkeläistöissä, joissa on mukana jompikumpi lajikkeista Goliath tai Silvergieter. Koska myös pohjoisruotsalaiset paikallislajikkeet näyttävät olevan resistenttejä, tuntuu mahdolliselta, että aikaisemmin tuntematon resistenssigeeni on peräisin pohjoismaisista luonnonvaraisista *Ribes nigrum* -populaatioista.

COMPARATIVE STUDIES ON THE CATION EXCHANGE PROPERTIES  
OF MINERAL SOILS BY THE METHYLENE-BLUE ADSORPTION  
METHOD AND BY THE AMMONIUM ACETATE METHOD

OSMO MÄKITIE and RAIMO ERVIÖ

Agricultural Research Centre, Department of Soil Science, Tikkurila, Finland

Received June 18, 1966

PETER and MARKERT have reported in several papers the results of their extensive work on the so-called methylene-blue method (MB-method) for the rapid estimation of the cation exchange capacity of soils. The method is based, as we know, on the measurement of the adsorption of the dye by the surfaces of soil colloidal particles. They have also made practical application of the method as a successful, simple test to be used in connection with the lime requirement determination of soil samples (ref. PETER and MARKERT).

The use of organic basic dyes for the determination of the surface adsorption in different materials, including pure clays and soils, is not a new method. It is on the contrary, one of the oldest ways of measuring the adsorption capacity or the amount of exchange sites per weight of small-size particles and colloidal materials. We should mention that the method has already been used for soil investigations also in our institution by Stremme and Aarnio (STREMMÉ and AARNIO 1911, ASHLEY 1909).

In connection with our work on the cation exchange properties of acid soils, we have studied the methylene-blue method and compared it with the common *N* ammonium acetate method,

which has been found very suitable for our soils. The ammonium acetate method is of particular interest to us because it is closely related to the soil-testing method extensively used in our country. 0.5 *N* acetic acid — 0.5 *N* ammonium acetate (pH 4.65) is used as an extractant in the soil-testing analyses in routine work, where different cations can also be determined (VUORINEN and MÄKITIE 1955).

**On the dye-adsorption method in soil investigations**

According to our experiments the dye-adsorption method seems to be a promising procedure for rapid characterization of the nature of cation exchange at least in different mineral soils which do not contain very much organic matter.

One particular advantage is that the determination can be carried out, if necessary, at any desired pH undisturbed by the presence of other exchanging cations, as when relatively concentrated salt solutions are to be buffered. As we know, the cation exchange depends on the hydrogen ion concentration of the extractant and the

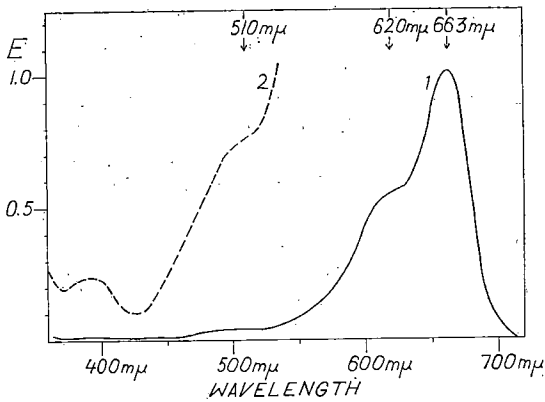


Fig. 1. Absorption curves of aqueous methylene blue solution. 1.  $c = 1.16 \cdot 10^{-4} M$ , 2.  $c = 2.32 \cdot 10^{-4} M$  (pH ~ 3). Molar extinction coefficients.  $\epsilon_{510 m\mu} = 3.27 \cdot 10^3$ ,  $\epsilon_{620 m\mu} = 4.69 \cdot 10^4$  and  $\epsilon_{663 m\mu} = 8.65 \cdot 10^4$ .

Kuva 1. Metyleenisinen vesiliuosten absorptiokäyrät ja mooliset ekstinktiokertoimet.

final equilibrium pH. All the common methods of determining the cation exchange capacity in soils are restricted to the pH and salt concentration (concentration of the exchanging cation) stated by the method chosen.

The mechanism of adsorption of a basic dye by clay particles is taken to be the sum of two different reactions, the irreversible adsorption by the exchange sites, and the physical adsorption of the excess dye by the saturated clay. In practice, therefore, determination is dependent on the conditions under which shaking is carried out and particularly on the dye-soil ratio used. (PLESCH and ROBERTSON 1948, RABINERSON 1932, ROBERTSON and WARD 1951).

Several other basic organic dyes have also been used for the same purpose; for instance, brilliant green and malachite green (ASHLEY 1909), solution of methylene blue and acid fuchsine (KAMOSHITA and OKADA 1954) or crystal violet and congo red (PETER and MARKERT 1956).

The absorption curve of aqueous methylene-blue solution is shown in Fig. 1. For measuring relatively concentrated dye solutions the low shoulder of the strong red peak of the absorption spectrum can be used. The molar extinction coefficient at 510 millimicrons is  $3.27 \cdot 10^3$ , while

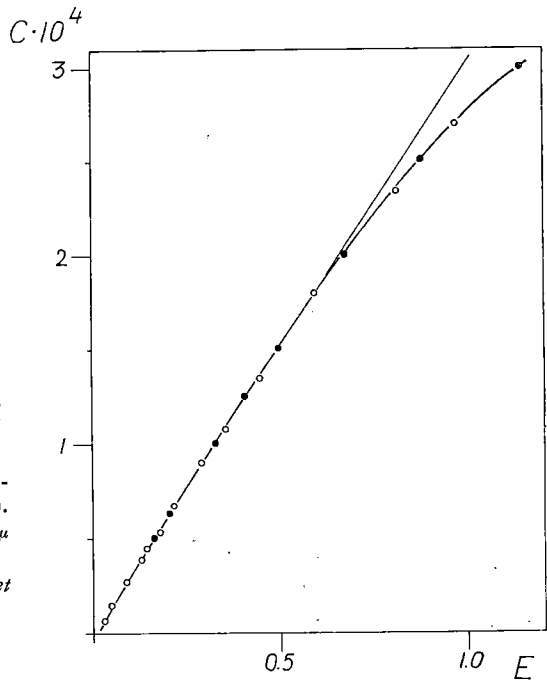


Fig. 2. Plot of concentration as a function of absorption at 510 millimicrons. ● = pure MB-solutions, ○ = residues of MB-solutions, adsorbed by soils.

Kuva 2. Konsentraatio absorptiofunktiona 510 millimikronin aaltopituudella. ● = puhtaat MB-liuokset, ○ = jäännökset liuoksista, joista osa on absorpoitunut maahan.

it is about  $8.65 \cdot 10^4$  at 663 millimicrons, where the maximum of the peak is measurable.

The absorbancies of methylene-blue solutions obey Beer's law within this range up to a concentration of  $2 \cdot 10^{-4}$  molarity, which corresponds to an extinction value of about 0.7 at 510 millimicrons (Fig. 2).

The amount of dye adsorbed is a function of the dye concentration or the amount of soil extracted. The exchange reactions will thus reach completion in greatly diluted soil-dye ratio. The adsorption by two grams of soil of 0.4 % methylene-blue solution was taken as a practical procedure for mineral soils which are of low or medium clay content and low in organic matter (Fig. 3).

### Experimental

*Sample material:* The soils included in the study were mineral soils. The samples were pre-treated by air-drying, sieving through a 2-mm round-holed sieve, and were thoroughly homogenized.

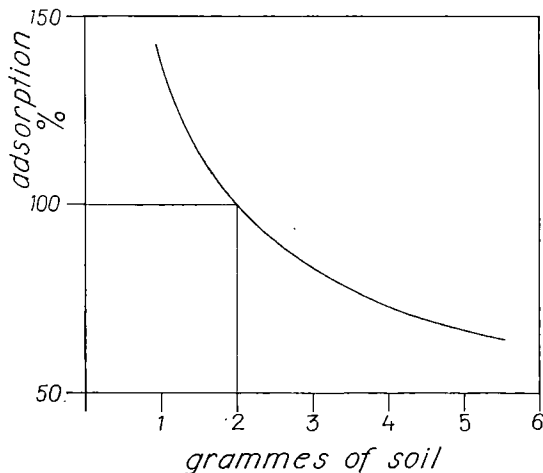


Fig. 3. Schematic curve showing the increase of dye adsorption as a function of the shaking ratio with common soils; 0.4 % MB-solution.

Kuva 3. Adsorption riippuvuus huiskutussuhteesta eräillä tyyppillisillä kivennäismailla.

The methylene-blue adsorption method used: A modification of the method of PETER and MARKERT (1955, 1960, 1961) was used, as follows:

Two grams of soil sample were treated with 50 ml of aqueous 0.4 % methylene-blue solution. Shaking from time to time, followed by standing over night, was found to be a suitable way of reaching a practical equilibrium. The clear, supernatant solution was diluted to 1 : 100 with water and the intensity of the colour was measured spectrophotometrically.

To measure the dye adsorption in buffered solutions, the methylene-blue solution was buffered, being  $2 \cdot 10^{-2} M$  with respect of potassium dihydrogen orthophosphate and disodium monohydrogen orthophosphate.

A Beckman Model DU spectrophotometer with 10-mm cells was used to measure the absorbancies of the solutions on a wavelength of 510 millimicrons.

»Methylenblau B», a reagent from E. Merck AG, was used.

The ammonium acetate method: The determinations of exchangeable cations by the N ammonium acetate (pH adjusted to 7.0) method were carried out as reported

Table 1. Data of the samples. — Taulukko 1. Näytteiden tuloksia

Sample No Näytteen n:o	Soil type Maalaji	Clay % <2 $\mu$ Savi-%	Soil pH 1:2.5 susp. Maan pH	O.M. % Hu- mus %	N NH <sub>4</sub> Ac — method N Ammoniumasetattimenetelmä							CEC Vaihto- kapasiteetti		MB-method MB-menetelmä				
					meq/100 g				»S» Value	H+ meq/ 100 g	% Satur. Emäs- kyl- lästys- aste	»T» Value	meq/ 100 g	pH	buffered puskuroitu		unbuffered puskuroimaton	
					Ca <sup>2+</sup>	Mg <sup>2+</sup>	K <sup>+</sup>	Na <sup>+</sup>							meq/ 100 g (MB)	pH	meq/ 100 g (MB)	pH
					a	b	c	d	e	f	g	h	i	j	k	l	m	n
19 803	Sand moraine — HkMr	—	5.45	0.5	1.5	0.4	0.08	0.04	2.0	1.8	53	3.8	4.9	6.91	3.1	6.78	0.4	4.15
65 424	Gravel moraine — SrMr	2	5.60	2.2	0.6	0.4	0.06	0.03	1.1	1.8	38	2.9	2.8	6.91	6.3	6.75	1.1	4.45
65 622	» »	3	5.05	4.2	0.5	0.9	0.04	0.03	1.5	4.0	27	5.5	6.8	6.80	10.7	6.75	1.9	4.50
19 826	Sand — HHk	7	5.55	5.1	7.0	0.9	0.15	0.05	8.1	3.6	69	11.7	10.9	6.82	10.9	6.73	7.1	4.45
65 660	Finesand — KHt	13	5.70	2.3	4.5	1.8	0.18	0.10	6.6	1.6	80	8.2	7.1	6.92	9.4	6.73	5.4	4.30
19 808	Finer finesand — HHt	13	5.70	3.6	6.5	0.4	0.20	0.08	7.2	3.8	66	10.9	8.8	6.81	10.8	6.75	6.4	4.60
19 810	Sandy silt — htHs	14	5.90	0.2	4.0	0.6	0.10	0.09	4.8	1.6	75	6.4	4.6	6.92	4.1	6.78	2.8	4.40
36 771	» »	18	5.40	0.9	2.0	0.3	0.15	0.10	2.6	2.8	48	5.4	6.8	6.85	7.6	6.78	2.4	4.30
66 053	Clayey finesand — sKHt	20	5.40	3.2	6.0	1.7	0.38	0.06	8.1	2.0	81	10.1	12.2	6.90	9.9	6.65	5.1	4.40
65 659	» »	20	5.75	6.8	12.0	3.4	0.54	0.11	16.0	2.9	85	18.9	17.0	6.86	16.3	6.68	13.3	4.40
36 770	Sandy silt — htHs	20	5.40	5.2	7.0	0.6	0.36	0.08	8.0	7.8	51	15.8	12.9	6.65	14.0	6.68	7.8	4.30
66 052	Clayey finesand — sKHt	22	5.25	6.5	7.0	2.7	0.48	0.05	10.2	4.8	68	15.0	13.0	6.76	14.4	6.63	8.0	4.40
19 784	Clayey sandy silt — shtHs	26	5.20	5.2	8.0	1.8	0.15	0.09	10.0	5.0	63	16.0	13.0	6.76	14.2	6.65	10.8	4.10
19 781	Clayey silty finer finesand — shsHHt	27	5.50	4.1	7.5	1.7	0.31	0.10	9.6	6.3	60	15.9	13.2	6.71	13.2	6.72	9.2	4.30
34 251	Clayey sandy silt — shtHs	27	5.20	6.9	8.5	2.8	0.26	0.10	11.7	5.2	69	16.9	16.1	6.75	17.4	6.63	10.2	4.25
19 793	» »	27	5.50	5.8	8.0	1.8	0.20	0.16	10.2	5.5	65	15.7	16.1	6.74	15.8	6.65	10.4	4.50
34 252	Silty clay — HsS	32	5.50	0.7	9.2	5.0	0.26	0.13	14.6	2.2	87	16.8	13.0	6.88	15.9	6.68	13.3	4.20
19 823	Sandy clay — HtS	34	6.10	5.2	14.5	2.3	0.69	0.13	17.6	2.6	87	20.2	17.1	6.87	17.3	6.73	11.9	4.75
34 249	» »	36	5.20	2.8	5.5	2.9	0.15	0.11	8.7	6.5	57	15.1	15.5	6.70	12.7	6.70	8.3	4.15
62 142	Silty clay — HsS	49	5.35	8.8	9.5	2.2	0.72	0.15	12.6	9.9	56	22.5	20.0	6.58	20.3	6.58	6.6	4.40
62 145	» »	50	5.10	7.9	6.5	1.5	0.28	0.13	8.4	12.2	41	20.6	19.0	6.51	17.9	6.58	11.7	4.10
34 248	» »	51	5.10	5.3	8.5	5.5	0.31	0.11	14.4	7.6	66	22.0	21.5	6.66	17.3	6.63	11.7	4.15
64 351	Sandy clay — Hts	52	5.20	16.5	7.5	2.9	0.54	0.12	11.1	10.4	51	21.5	24.9	6.57	21.7	6.50	6.8	4.40
19 783	Silty clay — HsS	54	5.90	0.5	9.4	8.5	0.36	0.26	18.5	2.6	89	20.7	15.4	6.87	16.5	6.73	15.0	4.50
19 824	» »	56	5.95	0.3	11.6	10.2	0.38	0.30	22.5	2.2	91	24.7	18.3	6.88	18.3	6.68	14.7	4.50
65 429	Sandy clay — HtS	58	5.65	7.2	15.0	5.0	0.47	0.13	20.6	6.7	75	27.3	22.8	6.69	20.2	6.55	15.6	4.70
66 066	Heavy clay — AS	62	6.30	0.7	10.9	11.8	0.44	0.65	23.8	1.6	94	25.4	19.7	6.92	20.1	6.65	16.3	4.70

Table 2. Correlations of the exchange data by the different methods ( $n = 27$ ); Standard deviation, S. D. =  $\sqrt{\frac{\sum \Delta^2}{2n}}$  meq/100 g soil).

*Taulukko 2. Menetelmän korrelaatiot (standardipoikkeama = S. D.)*

Methods <i>Menetelmät</i>	Parameters of the equation $y = a + b x$ <i>Regressiyhtälön parametrit</i>		Correlation coefficient <i>Korrelaatio-kerroin</i>
	a	b	r
T-values/CEC-values .....	0.02	1.11	0.946***
MB- » / T- » .....	3.45	0.68	0.941***
MB- » /CEC- » .....	2.80	0.81	0.942***
MB- » /Mean of T- and CEC-values .....	2.83	0.76	0.956***
Coarse soils (10) S.D. = 1.49			
Silts (6) = 0.66			
Clays (11) = 1.88			
Rich in humus*) (13) = 1.47			
Low in humus (14) = 1.60			
All soils (27) = 1.54			
S-values/MB'-values .....	0.01	1.24	0.923***

\*) O.M. > 5 % — *humusta yli 5 %*

earlier (SCHOLLENBERGER and SIMON 1945, MÄKITIE and VIRRI 1965).

The cation exchange capacity was determined by exchanging the adsorbed ammonium ions with *N* potassium chloride solution. The ammonium ions liberated were then analyzed by Kjeldahl-distillation.

The exchangeable hydrogen was measured by a modified version of the original rapid method of BROWN (1943). The values represent the exchangeable hydrogen at the pH of the suspension (column n, Table 1) (MÄKITIE 1965).

Organic matter content was analyzed by sulphuric acid-chromic acid oxidation procedure with moderate external heating (O. M. =  $1.73 \times$  organic carbon).

The pH determinations were carried out by means of a Radiometer PHM 4c potentiometer with a glass electrode.

## Results and discussion

Data of a comparison of 27 mineral soils by the methylene-blue method and by some chemical analyses are presented in Table 1.

The material contains relatively acid soils. The pH-values in 1:2.5 water suspension, 5.5 and 6.0, correspond to the base saturation percentages of 55 and 80 in coarse soils, and of 65 and 90 in clay soils, respectively. The amount of exchangeable hydrogen is over 10 milliequivalents per 100 g of soil in acid clays, where a fair amount of organic matter is also present. The mean value of 4.6 meq  $H^+$ /100 g of soil, when

determined by the *N* ammonium acetate method at an equilibrium of about pH 7, represents the soil pH 5.5.

Thus the equilibrium pH in the extraction varies somewhat in different soils, being as low as 6.5 in the most acid cases. Nor are the equilibrium pH's constant in the methylene-blue adsorption determinations, even when the solutions are buffered, although the variation is less (Table 1, columns n and p). The slight differences in the extraction pH have not, however, been corrected, and the deviations have to be taken into account when the different methods are compared with each other.

The average content of clayey material is 16 % in coarse soils and in clay soils 49 %. The material contains on an average 4.4 % of organic matter, although a few samples of noticeably high humus content are included.

Most of the soils particularly the coarse-textured are relatively low in exchangeable metallic cations. The clayey material in our soils is mainly of illitic-type (MÄKITIE and VIRRI, 1965). Organic matter, however, greatly increases the exchangeable hydrogen dependent on pH and thus the exchange capacity.

The mean values for »S» and »T» are for coarse soils 7.0 and 10.3; for the silts 7.9 and

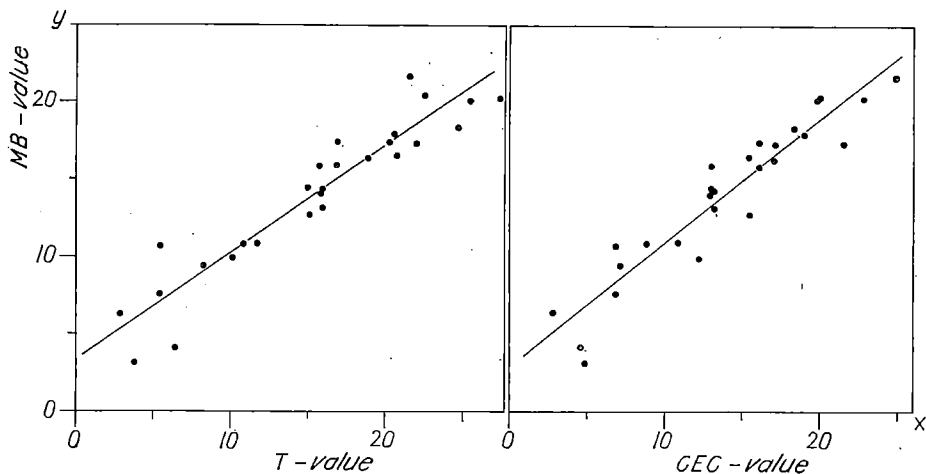


Fig. 4. Plot of the MB-values as function of a) the T-values, b) CEC-values (Table 1). Regressions found;  
 a)  $y = 3.45 + 0.68 x$ ;  $r = 0.941^{***}$  ( $n = 27$ ),  
 b)  $y = 2.80 + 0.81 x$ ;  $r = 0.942^{***}$

*Kuva 4. MB-arvot a) T- ja b) CEC-arvojen funktiona sekä lasketut regressioyhtälöt ja niiden kuvaajat.*

12.7; and for the clays 15.7 and 21.5 milliequivalents in 100 g of soil (Table 1, columns i and l).

The methylene-blue adsorption method gives, in general, values which are on the same level as

the *N* ammonium acetate extractable amounts. Only in a few cases do some deviations occur. It is to be noted that there is also a great deviation between the T-values and the CEC-values, which values should be equal, at least theoretically. Similar incongruity is often found, however, and is also partly dependent on the heterogeneity of the soil samples.

A satisfying correlation can be obtained when the methylene-blue method is compared with the method of summation of the individually determined cations, or with the determination of the exchange capacity with *N* ammonium acetate itself. Still better correlation is found when the mean of the T- and CEC-values is taken as a basis (Table 2, and Fig. 4). A standard deviation of 1.66 milliequivalents per 100 g of soil was obtained for the whole material.

An interesting correlation can also be obtained by comparing the S-values and the methylene-blue values of non-buffered soil suspensions (Table 1). The adsorption equilibria in this case are in the pH-range 4.5—5.0, where the exchange capacity can mainly be assumed to consist of the »permanent» part of it. This correlation is shown in Fig. 5.

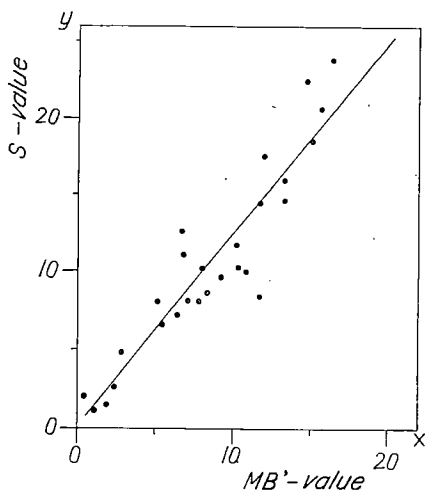


Fig. 5. Plot of the S-values (Table 1) as function of the MB'-values, obtained without buffering.  
 Regression found;  $y = 0.01 + 1.24 x$ ;  $r = 0.923^{***}$  ( $n = 27$ )

*Kuva 5. S-arvot (taulukko 1) MB'-arvojen funktiona (MB'-arvo = ilman puskurointia).*

A high humus content in soil causes some deviation in the values obtained by the different methods. The methylene-blue adsorption method shows more or less incomplete exchange in this case and the MB-values are therefore lower than the T- or CEC-values. This run of low values is also observable in the samples of relatively high clay content, in the data of the present restricted sample material (Table 2).

### Summary

Determinations of the cation exchange capacity values of a material consisting of 27 mineral soils were carried out by the methylene-blue dye

adsorption method and the *N* ammonium acetate method.

A sufficiently high correlation,  $r = 0.956^{***}$ , was obtained between the methods. The methylene-blue adsorption method thus seems to be of great value, particularly in routine work, as a rapid way of estimating the cation exchange capacity values in common mineral soils.

The procedure used is based on shaking two grams of pre-treated soil sample with 50 ml of 0.4 % methylene-blue solution buffered to pH 6.8, which amount of dye is sufficient and gives reproducible adsorption values with our typical mineral soils of moderate clay and organic matter content.

### REFERENCES

- ASHLEY, H. E. 1909. The colloid matter of clay and its measurement. U.S. Geol. Survey Bull. 388, Washington.
- BROWN, I. C. 1943. A rapid method of determining exchangeable hydrogen and total exchangeable bases of soils. *Soil Sci.* 56: 353—357.
- KAMOSHITA, Y. & OKADA, H. 1954. Absorption of dye-stuff by soils from the mixed solution. *J. Sci. Soil Manure, Japan* 24: 253—254.
- MARKERT, S. 1961. Zusammenfassung der Erfahrungen bei der Anwendung des Methylenblaus zur Sorptionsbestimmung von Böden. *Albrecht-Thaer-Archiv* 5: 766—780.
- MÄKITIE, O. 1965. On determination of lime requirement of soils. *Ann. Agric. Fenn.* 4: 238—252.
- »— & VIRRI, K. 1965. On the exchange characteristics of some clay soils in the Middle Uusimaa. *Ibid.* 4: 277—289.
- PETER, H. & MARKERT, S. 1955. Eine Schnellmethode zur Bestimmung der Sorptionseigenschaften von Ackerböden. *Z. Landwirtsch. Versuchs- u. Untersuchungs-wes.* 1: 582—596.
- »— —»— 1956. Untersuchungen über die Adsorption von Farbstoffen an Mineralböden und deren Beziehung zur Sorptionskapazität. *Z. Pfl. D. u. Bodenkunde* 73: 11—25.
- »— —»— 1959. Die Bestimmung des Kalkbedarfes von Böden aus den pH- und MB-Werten. *Z. Landwirtsch. Versuchs- u. Untersuchungs-wes.* 5: 148—164.
- »— —»— 1960. Ein Beitrag zur Schnellbestimmung der Umtauschkapazität und des Sättigungsgrades von Ackerböden bei Serienanalysen. *Ibid.* 6: 505—517.
- PETER, H. & MARKERT, S. 1961. Die Bestimmung der MB-Sorption mit gepufferter Methylenblaulösung zur Ausschaltung des pH-Einflusses auf die Höhe der Sorptionwerte. *Ibid.* 7: 426—441.
- »— —»— 1961a. Über die Pufferung humoser Böden und die Bestimmung ihres Kalkbedarfes mit der Methylenblau-Methode. *Albrecht-Thaer-Archiv* 5: 655—668.
- »— —»— 1964. Zusammenfassung der Erfahrungen bei der Kalkbedarfsbestimmung mittels der MB- und pH-Werte. *Ibid.* 8: 375—392.
- »— —»— & GERICKE, G. 1959. Die Bestimmung der Sorptionseigenschaften von Böden mit Methylenblau. *Z. Landwirtsch. Versuchs- u. Untersuchungs-wes.* 5: 165—172.
- PLESCH, P. H. & ROBERTSON, R. H. S. 1948. Adsorption on to ionogenic surfaces. *Nature* 161: 1020—1021.
- RABINERSON, A. 1932. Umladung der Böden durch Methylenblau und Adsorptionskapazität. *Z. Pfl. D. u. Bodenkunde* 25: 228—235.
- ROBERTSON, R. H. S., & WARD, R. M. 1951. The assay of pharmaceutical clays. *J. Pharm. Pharmacol.* 3: 27—35.
- SCHOLLENBERGER, C. J. & SIMON, R. H. 1945. Determination of exchangeable bases in soil — ammonium acetate method. *Soil Sci.* 59: 13—24.
- STREMME, H. & AARNIO, B. 1911. Die Bestimmung des Gehaltes anorganischer Kolloide in zersetzten Gesteinen und deren tonigen Umlagerungsprodukten. *Z. Prakt. Geol.* 19: 329—349.
- VUORINEN, J. & MÄKITIE, O. 1955. The method of soil testing in use in Finland. *Agrogeol. Publ.* 63: 1—44.

## SELOSTUS

### Vertailevia tutkimuksia kivennäismaiden kationinvaihto-ominaisuuksien määrittämisestä metyleenisini-adsorptiomenetelmällä ja ammoniumasetaattimenetelmällä

OSMO MÄKITIE ja RAIMO ERVIÖ

Maatalouden tutkimuskeskus, Maantutkimuslaitos, Tikkurila

Tutkimuksessa on vertailtu 27 kivennäismaanäytteen kationinvaihtokapasiteetista saatuja tuloksia, määritettyinä sekä *N* ammoniumasetaattimenetelmällä että metyleenisinen adsorptiomenetelmällä perustuvalla kolorimetrisellä menetelmällä.

Vertailu osoitti korkean korrelaation ( $r = 0.956^{***}$ ) vallitsevan näiden kahden menetelmän kesken, ja että metyleenisini-menetelmä hyvin soveltuu nopeana määri-

tyskeinona kationinvaihtokapasiteetin arvioimiseen ainakin kivennäismaiden näytteistä, joissa orgaanista ainesta ei ole kovin paljon.

Menetelmänä käytettiin kahden gramman maanäytteen huiskuttamista 50 ml:lla 0.4 % metyleenisinen vesiliuosta, puskuroituna pH 6.8:aan, ja värin absorption vähentymä mitattiin spektrofotometrisesti aaltopituudella 510 millimikronia.

COMPARATIVE DETERMINATIONS OF SODIUM IN RUMEN FLUID,  
SALIVA AND FEEDS WITH THE SODIUM ELECTRODE  
AND WITH THE FLAME PHOTOMETER

ESKO POUTIAINEN and MARTTI LAMPILA

Agricultural Research Centre, Department of Animal Husbandry, Tikkurila, Finland

Received July 26, 1966

Direct potentiometric measurement of ion activities is based upon the fact that definite energy level differences exist between two different states of the same matter and that these differences are proportional to the relative populations of atoms or ions concerned. In the case of electrolytic solutions these energy level differences can be measured as electric potentials. Nernst's equation provides the mathematical expression of this thermodynamic fact (LEONARD 1959).

Parallel with the development of sodium electrodes of greater specific sensitivity, the possible applications of the potentiometric method have increased. It is now extensively employed in industry, but has also proved of value in a number of laboratory and clinical studies (BOWER 1959, TAULLI 1960, FRIEDMAN *et al.* 1963, MOORE *et al.* 1963).

Comparison of the potentiometric method of measurement with determination by flame photometry in respect of accuracy has shown the results to be mutually consistent, with a deviation of the order of 2—5 per cent in the concentration range of 0.1—100 me./l (LEONARD 1959). When an electrode sensitive to sodium is

used, the determination of sodium is not disturbed by the presence of other cations except the hydrogen ion and potassium. In general, it is necessary to suppress hydrogen ion activity to a value about four decades below the expected sodium level. The data on the effect exerted by potassium are somewhat variable, depending on such factors as the type of electrode used. In general, the influence of potassium on the sodium values begins to be manifest in some degree when its concentration is more than ten times that of sodium (LEONARD *loc. cit.*). Anions do not influence the electrode response except in cases where their presence suppresses or enhances sodium ion activity.

In the present study the suitability of the potentiometric method for determining the sodium contents of the rumen fluid, saliva and feeds was investigated, the results obtained by this method being compared with the values found by flame photometry. Prior to undertaking the actual determinations, tests were made with solutions of known ionic composition. In particular, it was necessary to ascertain the effects of potassium, since this element is especially important in the case of feeds. In these, potassium

may reach 500 times the concentration of sodium, whilst the absolute amount of sodium is comparatively low.

Beckman's 78 178 V Experimental pNa Glass Electrode and a Model 76 Expanded Scale pH

Meter were used in this work. For reference a standard calomel electrode with asbestos fibre junction was used. The flame photometry determinations were carried out by means of a Lange Model 6 flame photometer.

## Present investigation

### A. Measurements in solutions of known ionic composition

#### 1. Standard sodium solutions

Standard sodium solutions were prepared in distilled water within the concentration range of 100—0.2 me./l from Merck's NaCl pro analysi. Triethanol amine-hydrochloric acid buffer was used for pH stabilization at 50 per cent of the final volume. The pH of the buffer solution was adjusted to 8.0 by adding the requisite amount of 4 N HCl to the triethanol amine <sup>1)</sup>. The standard solutions were stored in polyethylene bottles to prevent contamination.

#### 2. Procedure

In the measurements an expanded pH scale was used that allowed for a change in concentration by a factor of 100, the smallest scale division corresponding to 0.01 pNa<sup>+</sup> units. The reading accuracy was 0.005 pNa<sup>+</sup> units, and the deviations of the standards from the values calculated from the concentrations were within the limits of  $\pm 2$  per cent in the range of 50—0.2 me./l.

The standard curves were plotted on a millimetre chart with the logarithmic values of pNa<sup>+</sup>

for abscissa and milliequivalent or milligram division on the ordinate. The graph representing the relationship between the logarithmic values and the concentration will then be non-linear.

#### 3. The effect of potassium on pNa<sup>+</sup> measurements

The influence of potassium on the sodium values was studied in this work in the concentration range of 50—0.2 me./l, the quantity of potassium relative to sodium varying from 0 to 100-fold according to the schedule shown below (Table 1).

At the start of measurements, the meter was adjusted to give a reading of 2.00 with solution B<sub>0</sub> (theoretical value: pNa<sup>+</sup> = -log 10<sup>-2</sup> = 2.00). The electrode was thus calibrated according to concentration, not according to ion activity. In dilute solutions (below 0.01 N) the two may be considered identical in sufficient degree, while in more concentrated solutions consideration of the difference is necessary.

The measurements in each series (A...F) were performed in the following manner. After

Table 1. Basic schedule of potassium additions at different sodium concentrations  
*Taulukko 1. Peruskaava kaliumin lisäyksille eri natriumkonsentraatioissa*

Sodium me./l	Series	Potassium as multiples of sodium, in equivalents							
		0 ×	1 ×	10 ×	20 ×	40 ×	60 ×	80 ×	100 ×
50	A	×	×	×	×	×	×	—	—
10	B	×	×	×	×	×	×	×	×
5	C	×	×	×	×	×	×	×	×
1	D	×	×	×	×	×	×	×	×
0.5	E	×	×	×	×	×	×	×	×
0.2	F	×	×	×	×	×	×	×	×

<sup>1)</sup> One litre of the final buffer contained 50 ml triethanol amine, 55 ml of 4 N HCl and the remainder distilled water.

Table 2. Influence of potassium on the sodium values measured with the electrode.

The figures are percentages of the theoretical sodium concentration

*Taulukko 2. Kaliumin vaikutus elektrodilla mitattuihin natriumarvoihin.*  
*Luvut ovat prosentteja teoreettisesta natriumkonsentraatiosta*

Sodium conc., me./l	Reading taken at	Potassium as multiples of sodium, in equivalents						
		1 ×	10 ×	20 ×	40 ×	60 ×	80 ×	100 ×
50	3 min.	100.0	97.5	101.0	99.0	98.5	—	—
	5 »	100.0	97.5	98.5	97.5	—	—	—
	10 »	99.0	97.5	98.0	97.5	97.5	—	—
10	3 »	102.0	101.5	102.0	111.5	116.5	126.0	130.5
	5 »	100.0	99.5	99.5	107.0	111.5	118.0	119.5
	10 »	101.0	98.0	98.0	102.0	105.5	110.0	112.5
5	3 »	102.0	99.0	104.0	109.0	115.0	122.0	128.0
	5 »	101.5	98.5	103.5	107.0	112.0	115.0	120.0
	10 »	101.0	101.5	104.5	108.0	108.5	112.0	115.0
1	3 »	102.0	113.0	115.0	125.0	130.0	140.0	145.0
	5 »	101.0	111.0	113.0	120.0	120.5	130.0	135.0
	10 »	100.0	106.0	108.0	113.5	116.0	119.5	127.5
0.5	3 »	106.0	125.5	136.0	148.0	166.0	178.0	186.5
	5 »	104.0	120.0	126.0	134.0	152.0	159.0	159.0
	10 »	102.5	114.0	116.5	122.5	132.0	138.0	138.0
0.2	3 »	106.0	133.0	144.0	165.5	177.5	190.0	199.0
	5 »	104.0	125.5	136.0	153.0	160.0	171.5	181.5
	10 »	103.5	118.5	126.0	140.0	145.0	154.5	164.5

each sample containing potassium the pure sodium standard of the series in question was measured, and the transition to another sodium level was made through a pure Na solution. The first reading was taken 15 seconds after the electrodes had been inserted in the solution to be measured. The subsequent readings were made every minute, the last reading after ten minutes.

Table 2 reveals the effect of potassium on the readings at six different sodium concentration levels when the quantity of potassium relative to sodium was as stated in Table 1. The figures are percentages of the theoretical values of each sodium concentration. The results recorded at 3, 5 and 10 minutes have been entered in the table.

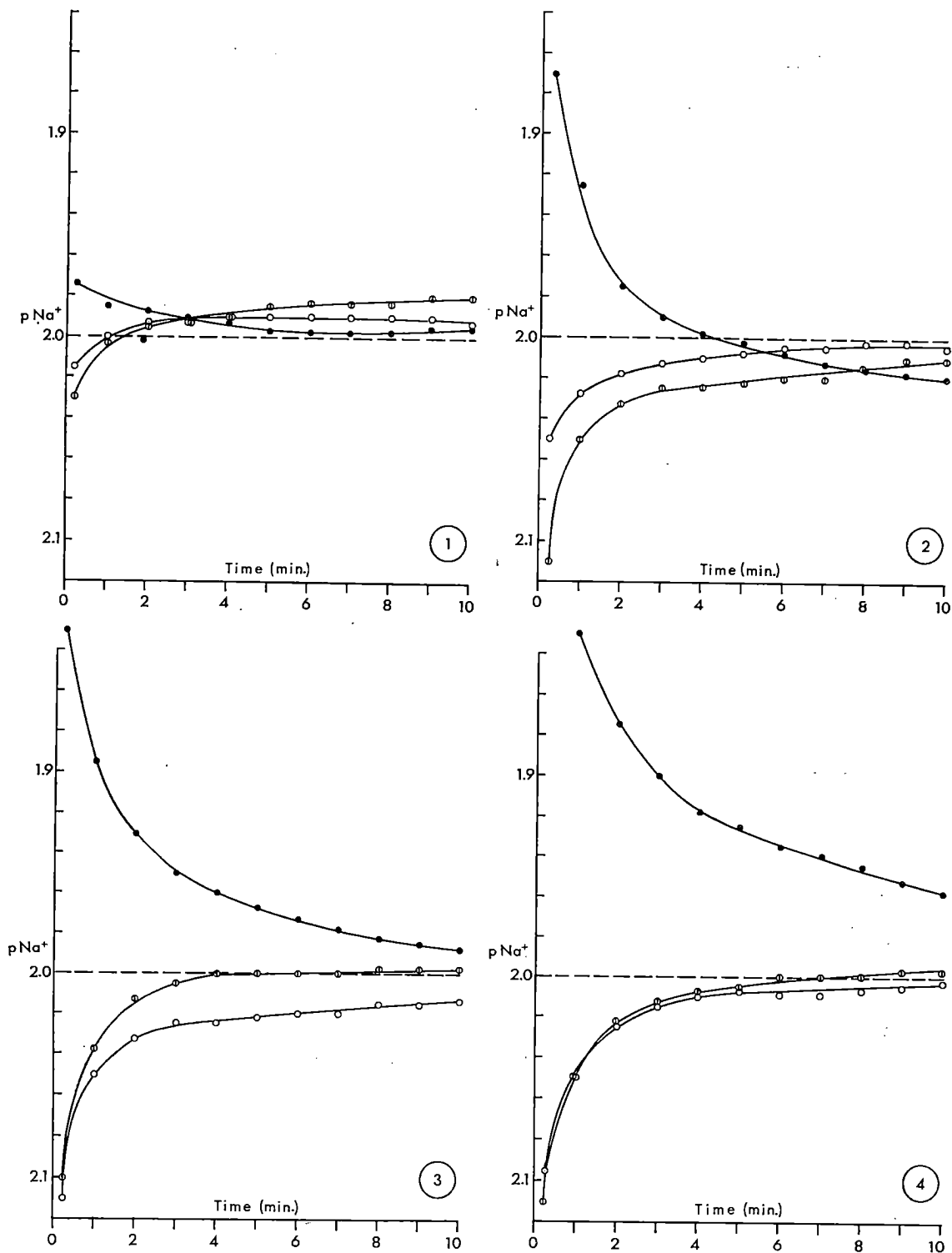
It is seen that the higher the sodium concentration at which one operates (within the range of 50—0.2 me./l) the greater is the excess of potassium over sodium which may be present without exerting any influence on the results.

In the course of 10 minutes, the reading changed so as gradually to approach the theoretical sodium concentration. The change in the

reading per unit time was greater at low than at high sodium concentrations and was greater, the higher the ratio of the potassium content to the sodium content of the solution. In Figs. 1—4 results of measurements relating to the rate of change are presented for four different potassium levels according to tests in which the Na concentration was 10 me./l.

Table 3 contains the results of measurements in which the same standard solutions were tested by different procedures. The figures listed under Procedure 1 are the same as those relating to the 10 me./l sodium level in Table 2, a pure Na standard having been measured between each two potassium levels. In Procedure 2, the same method was employed except that the reference standard was a solution with  $[Na^+] = [K^+]$ . Procedure 3 implies that a pure Na standard was only measured at the beginning and end of the series; the solutions containing potassium were measured consecutively in order of increasing potassium content.

It can be concluded from Table 3 that values



Figs. 1—4. Change of the  $pNa^+$  reading in the course of 10 minutes, for different quantities of potassium in the samples. Sodium concentration 10 me./l; potassium, in equivalents, proportional to sodium: 1  $\times$  (Fig. 1), 20  $\times$  (Fig. 2), 40  $\times$  (Fig. 3), and 80  $\times$  (Fig. 4). Symbols:  $\bullet$ — $\bullet$  Sample containing potassium,  $\circ$ — $\circ$  Standard before and  $\phi$ — $\phi$  Standard after measurement of the sample.

Kuvat 1—4. Elektrodilla mitatun  $pNa^+$  lukeman muuttuminen odotusajan mukana näytteiden sisältäessä eri määriä kaliumia. Na-konsentraatio 10 me./l., kaliumia ekvivalenttisesti natriumiin verrattuna: 1  $\times$  (1), 20  $\times$  (2), 40  $\times$  (3) ja 80  $\times$  (4). Symbolit:  $\bullet$ — $\bullet$  kaliumia sisältävä näyte,  $\circ$ — $\circ$  standardi ennen ja  $\phi$ — $\phi$  standardi jälkeen tutkittavan näytteen.

Table 3. Influence of procedure in applying standards and of potassium content on the results of measurement with solutions containing different potassium quantities. The figures are percentages of the theoretical sodium concentration

*Taulukko 3. Standardien käytön ja kaliumpitoisuuden vaikutus mittaustuloksiin eri määriä kaliumia sisältävissä liuoksissa. Luuvut ovat prosentteja teoreettisesta natriumkonsentraatiosta*

Procedure	Sodium conc., me./l	Reading taken at	Potassium as multiples of sodium, in equivalents						
			1 ×	10 ×	20 ×	40 ×	60 ×	80 ×	100 ×
1	10	3 min.	102.0	101.5	102.0	111.5	116.5	126.5	130.5
		5 »	100.0	99.5	99.5	107.0	111.5	118.0	119.0
2	10	3 »	100.5	102.0	104.0	107.0	109.0	112.0	122.0
		5 »	100.5	100.5	102.0	104.0	105.0	108.5	112.0
3	10	3 »	100.0	100.5	98.5	101.0	101.0	104.5	107.0
		5 »	100.5	100.5	97.5	100.0	100.0	103.0	107.0

closest to the true sodium concentration were obtained by Procedure 3. At this sodium level they are still satisfactory when the quantity of potassium is 80-fold that of sodium. On comparison of the results obtained by the three

procedures it can be seen that the smaller the difference in potassium concentration between two solutions measured in succession, the sooner a reading consistent with the true sodium concentration is reached.

### B. Determination of sodium in rumen fluid and saliva

A series of comparative measurements was performed in order to find out whether the potentiometric method might be adopted for determinations of the sodium contents in rumen fluid and in saliva. In these experiments the contents were determined by means of the Na electrode and by flame photometry from the same samples. The determinations by both methods were made directly with appropriately diluted rumen fluid and saliva samples and with ash extracts obtained after evaporation and incineration.

#### 1. Methods

The samples of rumen fluid or saliva were centrifuged for separation of the plant material at 4 000 r.p.m. for about 20 minutes (in a Wifug Type H centrifuge). For the determinations which were made directly without incineration, 1 to 500 dilutions with distilled water were made of rumen fluid or saliva for flame photometry. The dilutions for electrode measurements of rumen fluid and saliva were made with dis-

tilled water at 1 to 10 and 1 to 20, respectively, including buffer solution at 50 per cent of the final volume. For incineration to ash, 10 ml of the centrifuged sample were taken and evaporated to dryness in a quartz dish. The residue was ashed at 450°C. The ash was first dissolved in 5 ml of 4 N hydrochloric acid and then evaporated to dryness on a water bath, whereupon 2 ml of 2 N HCl and a small amount of boiling water were added. After the dish had remained on the water bath for a short additional time, the solution was filtered into a 100 ml volumetric flask, and after cooling was made up to the mark with distilled water<sup>1)</sup>. From the ash solution obtained, appropriate dilutions were made for the flame photometry determinations (1 to 50) and for the electrode determinations (1 to 20, 1 to 40). Buffer was used in a quantity equivalent to 50 per cent of the final volume.

The standards used in the flame photometer were made with Merck's NaCl pro analysi, containing sodium chloride exclusively and had Na contents from 1 to 10 mg/l. The standards

<sup>1)</sup> This procedure follows the method of plant material analysis (SALONEN *et al.* 1962) in routine use in the Department of Agricultural Chemistry and Physics of the Agricultural Research Centre.

employed in the electrode measurements had been prepared as before (p. 268). The samples were measured in series of 4—5, with checks by means of two sodium standards between series (Procedure 3, Table 3). Endeavours were made to choose the standards so that one had a sodium content slightly higher and the other a sodium content slightly lower than of the samples examined.

## 2. Results

The comparative results of the sodium determinations made from centrifuged rumen fluid and saliva samples are seen in Figs. 5—8. The sodium concentration in the original samples varied in the range of 30—160 me./l, with a mean of about 70 me./l. The equivalent concentration of potassium was not more than twice that of sodium in any sample. Since, as a rule, the sodium concentration in the solutions measured was 10—5 me./l, the presence of potassium should not have produced any error in the results, on the strength of what has been found in the foregoing (Table 2).

The results of the determinations made without ashing (numbering 113) exceed those of the determinations after ashing, as measured by flame photometry, by  $0.40 \pm 0.46$  per cent on an average (Fig. 5). The standard deviation of

the difference is 4.84 per cent and there is no statistically significant difference between the series of values.

When measured with the electrode, the values obtained without ashing (numbering 113) were higher than those found after ashing by  $2.99 \pm 0.40$  per cent on the average (Fig. 6). The standard deviation is 4.19 per cent and the mean difference is statistically highly significant ( $P < 0.001$ ).

The comparative determinations obtained from ash extracts with the electrode and by flame photometry (numbering 113 each) revealed that the results obtained with the electrode were on the average  $0.62 \pm 0.44$  per cent lower than those yielded by the flame photometer (Fig. 7). The standard deviation of their differences is 4.65 per cent and the mean difference is not statistically significant.

When comparative determinations by the two methods were made directly from the original rumen fluid and saliva samples (numbering 181) after dilution (Fig. 8), results higher on an average by  $1.21 \pm 0.33$  per cent were obtained with the electrode, as compared with those found by flame photometry. The standard deviation of the differences is 4.40 per cent and the difference between the means is statistically highly significant ( $P < 0.001$ ).

## C. Determination of sodium in feeds

### 1. Methods

Sodium determinations were made from hay, dried grass, barley, oats and a certain protein concentrate mixture. The determinations were made from the ash extract, and the method already previously described in this paper (p. 271) was followed in the ashing. The quantity taken for ashing was 10 g for hay or grass and 20 g in the case of the concentrate mixture. The dilution subsequent to ashing was to a volume of 100 ml.

For the determinations by flame photometry, the ash solution was diluted 5 to 10-fold, and

NaCl solutions containing 1—10 mg/l sodium were used for standards. When the sodium content was determined with the electrode, triethanol amine-hydrochloric acid buffer was added to the ash solution at 25 per cent of the final volume, by which means the pH of the solution to be measured was adjusted to value within pH 7—8. Potassium was added to the sodium standards so that its amount was:  $[K^+] = 5 \times [Na^+]$ . As has been observed in the foregoing (p. 271), this procedure renders measurement more rapid by shortening the period during which the reading changes. The measurements were made on series of 4—5 samples, using two

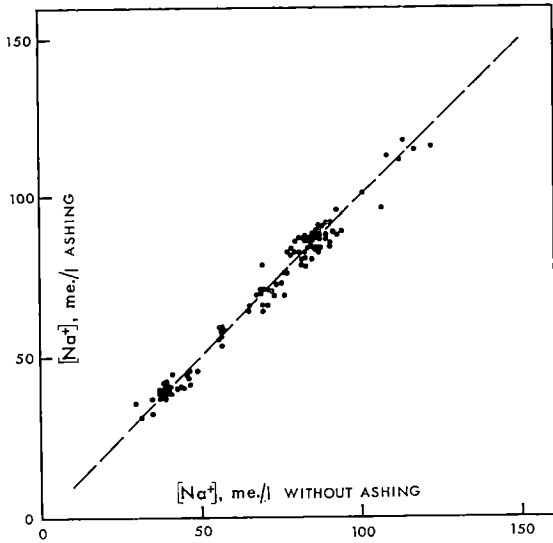


Fig. 5. Influence of ashing on the results of determinations of the sodium content of rumen fluid and saliva by flame photometry.

*Kuva 5. Tuhkaksi polton vaikutus pötsinesteestä ja syljestä liekkifotometrilla tehtyjen natriummääritysten tuloksiin.*

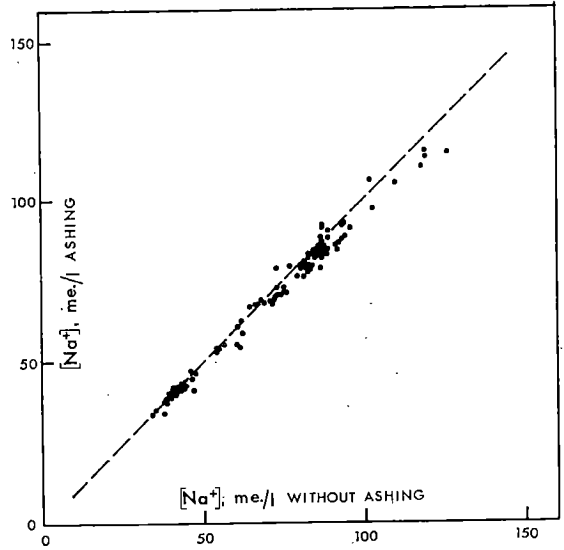


Fig. 6. Influence of ashing on the results of determinations of the sodium content of rumen fluid and saliva with the electrode.

*Kuva 6. Tuhkaksi polton vaikutus pötsinesteestä ja syljestä elektrodilla tehtyjen natriummääritysten tuloksiin.*

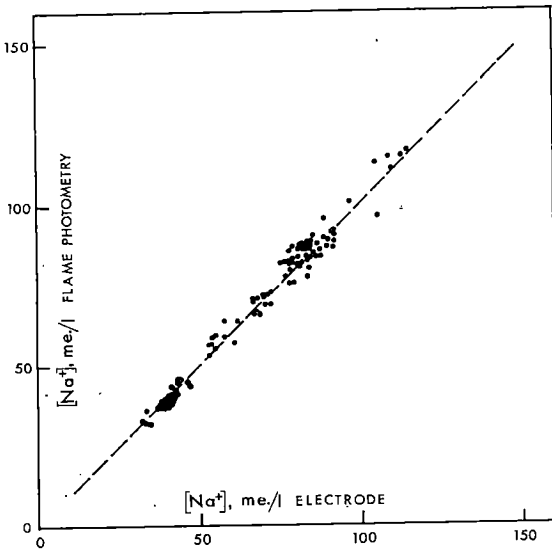


Fig. 7. Comparative determinations of the sodium content of ashed rumen fluid and saliva samples by electrode and flame photometry.

*Kuva 7. Vertaileva natriummääritys elektrodilla ja liekkifotometrilla poltetuista pötsineste- ja sylkinäytteistä.*

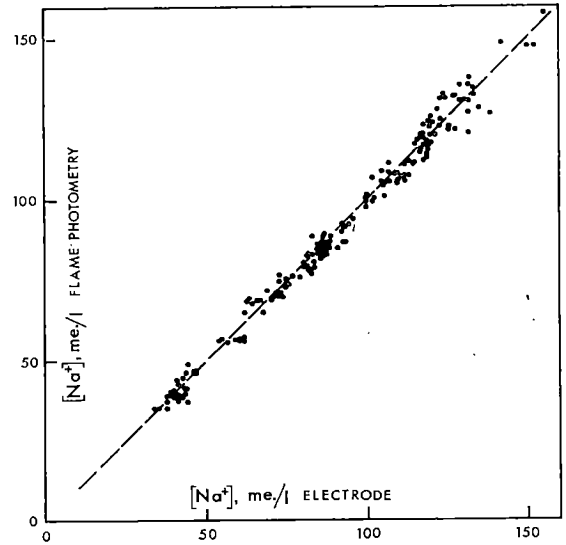


Fig. 8. Comparative determinations of the sodium content of unashed rumen fluid and saliva samples by electrode and flame photometry.

*Kuva 8. Vertaileva natriummääritys elektrodilla ja liekkifotometrilla polttamattomista pötsineste- ja sylkinäytteistä.*

reference standards between series. The final reading was taken when waiting did not seem to produce any further change.

Since the sodium concentration was rather low (in the range of 2—0.2 me./l) in a considerable proportion of the samples and potassium was present, in equivalents in comparison with sodium, on the average in 58-fold quantity in the samples with more than 10 mg/l sodium and on the average in 97-fold quantity in those with less than 10 mg/l sodium, a correction for potassium had to be applied to the readings obtained with the electrode. This was done by plotting, on the basis of the results presented above under A, correction graphs consistent with different potassium multiples for the Na standards and for the 10-minute waiting time; the graph corresponding to the excess of potassium in the solution was entered with the reading found for the sample and the sodium content of the sample could then be read. The values obtained at 10 minutes could be considered to represent the ultimate effect of potassium even at the highest potassium concentrations, at which the waiting time causes hardly any change (difference in the 9-minute and 10-minute values less than 2 %).

In order that the potassium correction might be applied, at least the order of magnitude of the potassium concentration present in the sample had to be known. The highest excess potassium contents affected the readings even in flame photometry, and corrections were then applied according to the same principle as above.

## 2. Results

The results of determinations of sodium in feeds are presented in Table 4. Since it is a comparison of the methods that is desired, the results are expressed as concentrations of the solutions, diluted to 100 ml, which were obtained after ashing. In the table the series of results has been divided into two parts according to the sodium content of the solutions; the differences between the values found with the electrode and by flame photometry have been calculated separately for samples with more than 10 mg/l sodium and for those with less than 10 mg/l (according to flame photometry). The table also contains the potassium concentrations of the samples and the factors expressing these as multiples of the sodium concentration (w/w).

## Discussion

An electrode specific to sodium is simple and rapid to use, and no special equipment is required. The method may therefore be considered especially suitable in cases in which more expensive apparatus is not available or its use is for some reason inappropriate.

Since it is known, however, that the Na electrode is not fully specific to sodium, it is important in practical work to be aware of the factors that affect the results, in particular the potassium concentration, under given conditions. Because, moreover, the electrode responds to ion activity, it is sometimes necessary to take into account not only the effects exerted on the results by certain specified ions but also those of unknown substances present in the solutions to be measured (FRIEDMAN *et al.* 1963).

In solutions of known ionic composition LEONARD (1959) has observed that when the potassium ion is present in a concentration ten-fold that of the sodium ion an error of 8 % to 9 % is introduced. Under similar conditions an error of the same order of magnitude was also noted in the present work when the sodium concentration in the solution investigated was 1 me./l. However, the present results show that the excess of potassium, expressed as a multiple of the sodium, does not in itself serve as a measure of the effects exerted on the results by potassium since it is obvious that the absolute concentration of sodium also plays an essential role. As can be seen from Table 2, the influence of a given relative excess of potassium clearly increases with decreasing sodium concentration

Table 4. Results of sodium determinations from ash extracts of feeds by flame photometry and by electrode  
 Taulukko 4. Rehujen tubkauutoksista liekkifotometrilla ja elektrodilla tehtyjen natriummääritysten tulokset

Sodium conc., range	Feed	[Na <sup>+</sup> ] in ash extract		Difference b-a % of a	Potassium mg/l	Ratio K/Na w/w <sup>1)</sup>
		By flame photom. (a), mg/l	By electrode (b), mg/l			
Over 10 mg/l	Hay	212.5	209.3	-1.5	1 590	7
	»	62.5	59.8	-4.3	1 775	28
	»	130.0	126.5	-2.7	2 310	18
	»	153.8	146.0	-5.1	2 225	14
	»	25.4	26.5	4.3	2 325	92
	Grass	11.0	12.9	17.3	2 750	250
	»	154.4	148.8	-3.6	3 720	24
	»	71.2	65.0	-8.7	3 720	52
	»	12.8	13.9	8.6	3 850	301
	Prot. mixt.	23.9	26.0	8.8	3 550	149
	»	23.9	27.0	13.0	3 550	149
	»	24.6	25.5	3.7	3 700	150
	»	31.3	33.7	7.7	3 700	118
	»	29.6	32.6	11.1	3 510	119
	»	25.8	28.4	10.1	3 600	140
	»	28.7	30.7	7.0	3 975	139
	»	29.7	31.1	4.7	3 975	134
	»	36.1	42.2	16.9	3 800	105
	»	25.4	25.4	0.0	3 825	151
	Barley	13.9	13.1	-5.8	940	68
»	13.4	12.4	-7.5	875	65	
»	13.0	13.3	2.3	880	68	
»	13.0	12.5	-3.8	1 060	82	
»	11.5	12.1	5.2	980	85	
»	14.1	12.8	-9.2	890	63	
»	16.4	16.5	0.6	925	56	
»	15.7	16.7	6.4	950	61	
Oats	10.3	10.8	4.9	850	83	
	Average	44.1	44.0	2.9		99
Less than 10 mg/l	Oats	6.9	7.5	8.7	800	116
	»	6.9	7.5	8.7	690	100
	»	6.4	7.3	14.1	790	123
	»	6.5	6.9	6.2	875	135
	»	6.2	7.0	12.9	855	138
	»	6.3	7.1	12.7	845	134
	»	6.1	7.8	27.9	825	135
	»	6.5	9.5	46.2	815	125
	»	4.3	4.0	-7.0	790	184
	»	9.5	12.0	26.3	870	92
	»	6.3	6.6	4.8	805	128
	»	5.1	5.8	13.7	845	166
	»	6.4	6.2	-3.1	850	133
	»	5.5	9.8	78.2	830	151
	»	3.4	5.3	55.9	240	71
	»	3.0	3.9	30.0	220	73
	»	3.1	3.2	3.2	860	277
	»	6.3	6.8	7.9	825	131
	»	10.0	9.8	-2.0	3 750	375
	Barley	7.0	11.1	58.6	1 025	146
»	7.1	10.5	47.9	1 000	143	
»	9.5	9.9	4.2	930	98	
»	5.3	5.1	-3.8	240	45	
»	7.2	7.6	5.6	240	33	
Grass	7.6	7.4	-2.6	2 425	319	
»	6.6	8.8	33.3	2 750	417	
»	8.4	8.8	4.8	3 850	458	
	Average	7.0	8.3	18.3		165

1) The coefficient 0.59 converts the figures to values stating the equivalent ratio.

in the range of 50—0.2 me./l. At the highest sodium concentration in the present tests even a 60-fold excess of potassium did not cause any noteworthy error, whereas the error incurred with the corresponding  $[K^+]:[Na^+]$  at the lowest concentration was around 60 %. When the sodium concentration was 1 me./l or less, a tenfold excess of potassium was enough to cause an error of such magnitude that the results can not be used without recourse to separately prepared correction graphs. These observations are of noteworthy significance in respect of practical analysis work.

In the literature hardly any data are to be found as to how fast the Na electrode attains equilibrium in the solution to be measured and as to the effect of the sodium solutions used as standards in this association. The results presented as an illustrative case with respect to one sodium concentration level (10 me./l, Figs. 1—4) clearly indicate that the greater the excess of potassium, the longer is the time required to establish equilibrium, both in the solution to be measured and in the standard. It was noted, moreover, that this effect, too, becomes stronger with decreasing sodium concentration. In practice, this may cause such slowing down of the measurements that other methods of determination will be preferable. As can be seen from the results presented in Table 3, however, the extent of this drawback can be considerably reduced by using standards containing a known amount of potassium and performing the measurements in series so that the proportions of sodium and potassium do not vary very widely within one series.

Comparison of the results of determinations made with the electrode and by flame photometry from rumen fluid and saliva reveals that, on the average, for the same ashed samples the two methods gave the same results. When the

determinations were made from the original diluted solutions, the average values obtained were slightly higher with the electrode. This seems to indicate that the solutions investigated contained substances that added to their ion activity. Both comparison of the ashed samples and comparison of electrode measurements without ashing and after ashing consistently indicate the organic character of the substance or substances concerned. The difference is so small, however, (1.2 %), that it is considered to be negligible in practice.

When determinations of the sodium in feeds were made with the electrode and the results compared with those obtained by flame photometry, the sources of error affecting the electrode measurements which were noted in the case of pure mineral solutions seemed to manifest themselves in these samples of arbitrarily varying concentrations, too. When the material was divided into two groups according to sodium concentration (with the limit at 10 mg/l  $[Na^+]$ ), the average sodium contents of which were 44 and 7 mg/l respectively, the two methods were found to yield very different results. At the higher sodium level the average results did not differ to any statistically significant degree, while at the lower sodium level the difference was clearly evident and statistically highly significant (apparent Na concentration about 18 % higher with the electrode).

Although at the lower sodium level the excess of potassium was about 1.7 times that at the higher sodium level, the percentage deviations found in individual instances suggest that the low sodium concentration was partly responsible for the great difference. It appears that the electrode method of measurement is not particularly suitable for use in sodium determinations when the sodium concentration is low and there is simultaneously a great excess of potassium.

## Summary

The effects of certain factors on determinations with the sodium electrode have been studied and the values obtained compared with the results of flame photometry in determinations of the sodium content of rumen fluid, saliva and feeds.

Increasing excess of potassium, in mineral solutions containing the two cations, caused an error in the measurements of sodium content which increased with decreasing sodium concentration over the range of 50—0.2 me./l.

Increase of the excess potassium delayed the attainment of equilibrium between the solution to be tested and the electrode. When the excess of potassium expressed as a multiple of the sodium was constant, the delay in reaching equilibrium was greater at lower sodium concentrations. Addition of potassium to the reference sodium solutions reduced the extent of this drawback.

In determinations of sodium in rumen fluid and saliva, the results yielded by electrode and flame photometry were on the average the same when the determinations were made from ashed samples. When the original solutions were tested, measurement with the electrode produced

results on an average 1.2 % higher than measurement by flame photometry. The difference of the means was statistically highly significant ( $P < 0.001$ ).

In determinations of the sodium content of feeds, the two methods yielded on the average equal results when the sodium content of the solutions tested was higher than 10 mg/l (mean value 44 mg/l). With sample solutions having a sodium concentration lower than 10 mg/l (mean value 7 mg/l) measurement by electrode yielded values higher by 18.3 % on the average. The difference of the means was statistically highly significant ( $P < 0.001$ ).

---

*Acknowledgements.* — The authors wish to express their sincere gratitude to Mr. Uljas Attila, M.Sc., who translated the manuscript, and to Mrs. Jean Margaret Perttunen, B.Sc., for revising the translation. — This research has been financed in part by a grant made by the Suomen Kulttuurirahasto (Finnish Cultural Foundation) to one of the authors (E.P.).

## REFERENCES

- BOWER, C. A. 1959. Determination of sodium in saline solutions with a glass electrode. *Soil Sci. Amer. Proc.* 23: 29—31.
- FRIEDMAN, S. M., WONG, S-L. & WALTON, J. H. 1963. Glass electrode measurements of blood sodium and potassium in man. *J. Appl. Biol.* 18: 950—954.
- LEONARD, J. E. 1960. Glass electrodes for the direct measurement of sodium ion activity in aqueous solutions. Beckman Instruments Co. Repr. R-6148.
- MOORE, E. W. & WILSON, D. W. 1963. The determination of sodium in body fluids by the glass electrode. *J. Clin. Invest.* 42: 293—304.
- SALONEN, M., KERÄNEN, T., TAINIO, A. & TÄHTINEN, H. 1962. Alueellisiä ja maaperästä johtuvia eroja timoteihinän kivennäispitoisuuksissa. Summary: Differences in mineral content of timothy hay as related to geographical region and soil type. *Ann. Agric. Fenn.* 1: 226—232.
- TAULLI, T. A. 1960. Determination of sodium ions in acidic silica sol systems. *Anal. Chem.* 32: 186—189.

## SELOSTUS

### Vertailevia natriummäärityksiä pötsinesteestä, syljestä ja rehuista Na-elektrodilla ja liekkifotometrilla

ESKO POUTIAINEN ja MARTTI LAMPILA

Maatalouden tutkimuskeskus, Kotieläinhoidon tutkimuslaitos, Tikkurila

Tutkimuksessa selvitettiin eräiden tekijöiden vaikutusta elektrodilla tehtävien Na-määritysten tuloksiin pötsinesteen, syljen ja rehujen natriummäärityksissä ja verrattiin elektrometrisesti saatuja natriumpitoisuuksia liekkifotometrin antamiin tuloksiin.

Kaksi kationia sisältävissä kivennäisliuoksissa kaliumin ylimäärän kasvu aiheutti natriumpitoisuutta esittävään mittaustulokseen suhteellisesti sitä suuremman virheen, mitä alempi oli natriumin konsentraatio alueella 50—0.2 me./l.

Kaliumylimäärän suureneminen viivästytti tasapainotilan saavuttamista mitattavan liuoksen ja elektrodin välillä. Milloin kerrannaisena ilmaistu kaliumylimäärä oli sama, viivästytti natriumkonsentraation aleneminen tasapainotilan saavuttamista. Kaliumin lisääminen natriumin standardiliuoksiin vähensi sanottua haittaa.

Pötsinesteen ja syljen natriumin määrityksissä antoi elektrodinen ja liekkifotometrinen määritysmenetelmä keskimäärin saman tuloksen, kun määrittäminen tehtiin tuhkaliuoksista. Alkuperäisistä liuoksista tehdyissä määrityksissä antoi elektrodinen mittaus keskimäärin 1.2 % korkeampia tuloksia kuin liekkifotometrinen mittaus. Keskiarvojen ero oli tilastollisesti erittäin merkitsevä ( $P < 0.001$ ).

Rehujen natriumpitoisuuden määrityksissä antoi kumpikin menetelmä keskimäärin saman tuloksen, kun mitattavien liuosten natriumpitoisuus oli yli 10 mg/l (keskim. 44 mg/l). Kun näyteliuosten natriumkonsentraatio oli alle 10 mg/l (keskim. 7 mg/l), antoi elektrodinen mittaus keskimäärin 18.3 % korkeammat tulokset. Keskiarvojen ero oli tilastollisesti erittäin merkitsevä ( $P < 0.001$ ).

## JOURNAL OF THE SCIENTIFIC AGRICULTURAL SOCIETY OF FINLAND

MAATALOUSTIETEELLINEN AIKAKAUSKIRJA

Julkaisija: Suomen Maataloustieteellinen Seura  
Publisher: Scientific Agricultural Society of Finland

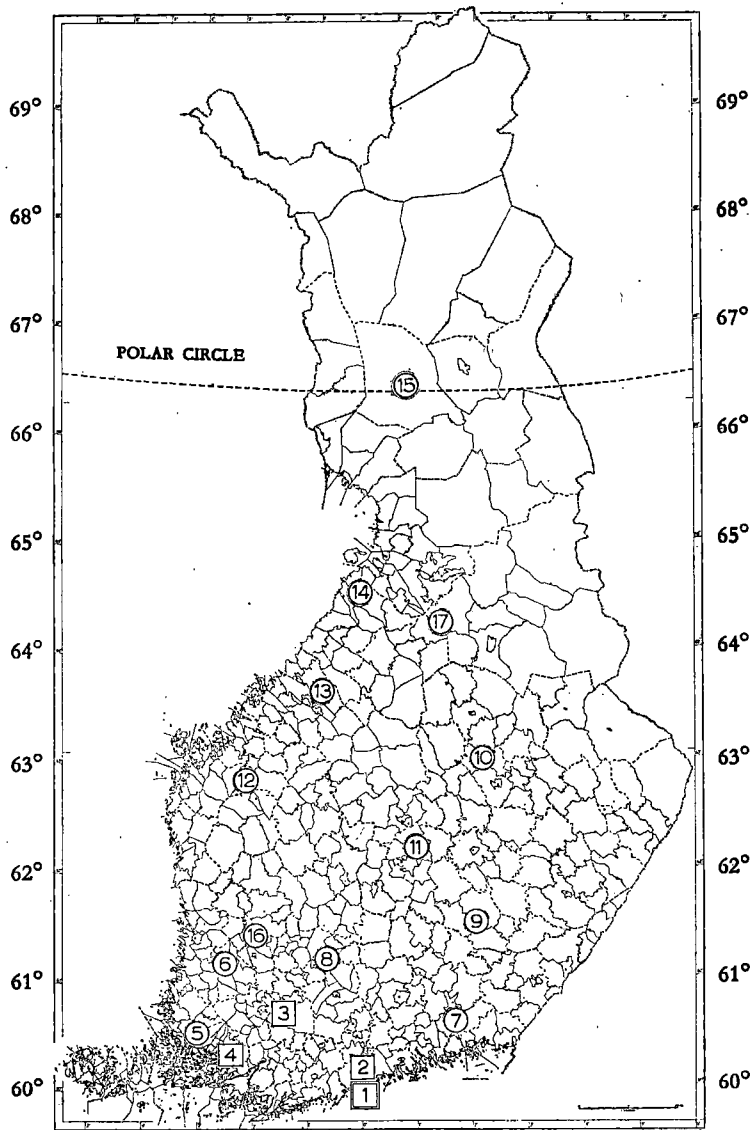
Ilmestyy 4 numeroa vuodessa, ajoittain lisäidoksia  
Issued as 4 numbers yearly and occasional supplements

TOIMITUSKUNTA — EDITED BY

*Erkki Kivinen*      *Jaakko Mukula*      *Antti Mäki*  
*Alpo Reimikainen*      *Orvo Ring*

Päätoimittaja—Editor-in-chief: *E. A. Jamalainen*, osoite — Address:  
Tikkurila, puh. — Telephone: Helsinki 83 14 19, 83 13 18

Jakelu ja tilaukset: Helsingin Yliopiston maatalouskirjasto, Helsinki 71  
Distribution and exchange: Agricultural Library of Helsinki University,  
Helsinki 71, Finland



DEPARTMENTS, EXPERIMENT STATIONS AND BUREAUS OF THE  
AGRICULTURAL RESEARCH CENTRE IN FINLAND

1. Administrative Bureau, Bureau for Local Experiments (HELSINKI) — 2. Departments of Soil Science, Agricultural Chemistry and Physics, Plant Husbandry, Plant Pathology, Pest Investigation, Animal Husbandry and Animal Breeding; Isotope Laboratory, Office for Plant Protectants, Pig Husbandry Exp. Sta. (TIKKURILA) — 3. Dept. of Plant Breeding (JOKIOINEN) — 4. Dept. of Horticulture (PIIKKIÖ) — 5. Southwest Finland Agr. Exp. Sta. (HIETAMÄKI) — 6. Satakunta Agr. Exp. Sta. (PEIPOHJA) — 7. Karelia Agr. Exp. Sta. (ANJALA) — 8. Häme Agr. Exp. Sta. (PÄLKÄNE) — 9. South Savo Agr. Exp. Sta. (Karila, MIKKELI) — 10. North Savo Agr. Exp. Sta. (MAANINKA) — 11. Central Finland Agr. Exp. Sta. (KUUSA) — 12. South Ostrobothnia Agr. Exp. Sta. (PELMA) — 13. Central Ostrobothnia Agr. Exp. Sta. (LAITALA) — 14. North Ostrobothnia Agr. Exp. Sta. (RUUKKI) — 15. Arctic Circle Agr. Exp. Sta. (ROVANIEMI) — 16. Pasture Exp. Sta. (MOUHIJÄRVI) — 17. Frost Research Sta. (PELSONSUO)

## SISÄLLYS — CONTENTS

KERÄNEN, T. Das Bewerten des Kalkbedarfs durch pH-Messung von $\text{NH}_4$ -Azetatsuspension des Bodens .....	225
Selostus: Kalkintarpeen arvioiminen maan $\text{NH}_4$ -asetaatilietoksen pH-mittauksella ..	236
YLLÖ, L. Perunan lajittelutulos ja siihen vaikuttavat tekijät .....	237
Summary: Results of potato grading and factors affecting them .....	245
MAIJALA, K. & NETOLA, MARJATTA. The value of various traits of cows in predicting the progeny-tests of their sons .....	247
Selostus: Sonninemien eri ominaisuuksien käyttöarvosta niiden poikien tyttärarvojen ennusteina .....	255
ROUSI, A. A propable case of monogenically determined resistance to American gooseberry mildew in black currant .....	256
Selostus: Todennäköisesti dominantin geenin aiheuttama resistenssi karviaishärmää vastaan mustaherukassa .....	259
MÄKITIE, O. & ERVIÖ, R. Comparative studies on the cation exchange properties of mineral soils by the methylene-blue adsorption method and by the ammonium acetate method ..	260
Selostus: Vertailevia tutkimuksia kivennäismaiden kationinvaihto-ominaisuuksien määrittämisestä metyleenisini-adsorptiomenetelmällä ja ammoniumasetatimenetelmällä ..	266
POUTAINEN, E. & LAMPILA, M. Comparative determinations of sodium in rumen fluid, saliva and feeds with the sodium electrode and with the flame photometer .....	267
Selostus: Vertailevia natriummäärityksiä pötsinesteestä, syljestä ja rehuista Na-elektrodilla ja liekkifotometrilla .....	278