

ON THE PROGENY-TESTING OF BOARS IN »FIELD CONDITIONS«

MIKKO VARO

University of Helsinki, Department of Animal Breeding

Received February 20, 1968

The writer has published earlier (VARO 1967) preliminary results of investigations on the progeny-testing of A. I. boars in conditions where progeny groups were gathered from the piglets reared on usual commercial farms. In these investigations the carcass weights were corrected to correspond with the average age of the material and the measurements of other characteristics to correspond with the average weight. The results presented here have been calculated by the method of the »least squares analysis« (HARVEY 1966), in which the variation due to different ages and weights has been eliminated

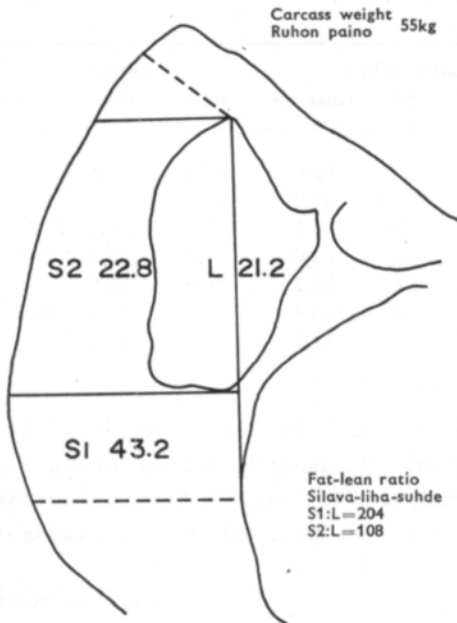


Figure 1.

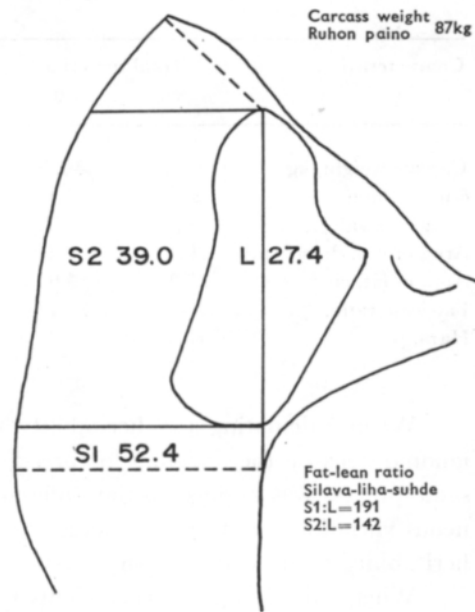


Figure 2.



by the regression method from all the variables except the carcass weight. Naturally it was only the additional variation caused by different ages that was removed from the weights.

In preliminary investigations the regression of the characteristics on age and weight had been ascertained to be usually linear. Only the regression of weight on age has been slightly curvilinear in the youngest age classes. This connection, however, has been considered linear, because the proportion of young animals, deviating from the regression line, has been very small, only c. 3 %.

The total amount of offspring investigated has been 2 275, 1 772, i.e. 78 %, were Large Whites, and 503, i.e. 22 %, of native breed. The relation of the sexes was approximately the same in both breeds, 43 % gilts and 57 % castrates. The number of boars was 36 and the average number of piglets in the progeny-groups 63.2. The progeny-groups consisted of 10.2 litters on an average. The mean age of the whole material was 177.8 days. The averages and the standard deviations of the whole material, the averages of the breeds and of the sexes are presented in Table 1. The fat-lean ratio has been calculated on the basis of the smaller fat area (S 2) shown in the figure, because in the field material with the varying weights it has been considered better than the usual area (S 1), which gives a ratio that places the small animals into an unfavourable position.

In the variations of all characteristics the share of fathers, as well as that of sexes, was highly significant, $P < 0.001$. Excluding the weight and the fat-lean ratios, the variation caused by breeds was also very significant. In the variation of the length of side the share of breed was greater than that of sex. Sex influenced the other characteristics much more strongly than breed.

Table 1. Averages and deviations.

Characteristic	Total material		Large White			Landrace		
	\bar{x}	σ	total	gilts	castrates	total	gilts	castrates
Carcass weight, kg	68.6	10.7	68.9	67.9	69.8	68.4	67.4	69.4
Backfat, mm	30.6	4.1	30.0	39.0	31.0	31.1	30.1	32.1
Length of side, mm	750.8	25.7	744.4	747.4	741.4	757.3	760.3	754.3
Area of m.l. dorsi, cm ²	26.5	3.2	25.8	26.5	25.0	27.3	28.0	26.5
Area of fat, cm ²	25.7	4.6	24.7	23.7	25.7	26.6	25.6	27.6
Fat-lean ratio, %	98.0	22.1	97.1	90.7	103.4	98.9	92.6	105.3
Ham, p	11.9	0.8	11.8	12.0	11.7	12.1	12.2	11.9

When calculating the heritability coefficient the variation due to the breed was ignored because the selecting for breeding is carried out separately in both breeds. The same process was applied to the differences of sexes, ages and weights, because the erroneous variation due to these causes has been tried to get eliminated. The coefficients of heritability received in this way are presented in Table 2.

When calculating the coefficients of heritability the share of the variation between fathers in the total variation has been multiplied by 3.69 instead of the usual 4. This is

Table 2. Coefficients of heritability.

Characteristic	Coefficients with their errors	
Carcass weight	0.24	± 0.07
Backfat	0.38	± 0.11
Length of side	0.49	± 0.14
Area of m.l. dorsi	0.50	± 0.14
Area of fat	0.38	± 0.11
Fat-lean ratio	0.47	± 0.13
Ham	0.13	± 0.05

due to the fact that in the progeny-groups there have been so many full-sibs that each offspring has been compared with 5.2 full-sibs and 57.0 half-sibs, on an average. The standard errors have been calculated according to ROBERTSON'S (1959) approximate method.

The coefficients of heritability are smaller than those calculated on the experiment stations. Some coefficients, calculated by the writer (VARO 1962, VARO and PARTANEN 1965), have been taken from the earlier investigations on the Finnish Large Whites and are presented in Table 3 beside the new results. The coefficients of the thickness of fat, length of side and point evaluation of hams can be compared because they are based on the same measurements. But the heritability of carcass weight calculated

Table 3. Coefficients of heritability in field and station conditions

Characteristic	Field conditions	Station conditions	
		Varo 1962	Varo & Partanen 1965
Carcass weight	0.24	0.37 ¹⁾ 0.33 ²⁾	0.49 ¹⁾ 0.52 ²⁾
Backfat	0.38	0.57	0.52
Length of side	0.49	0.74	0.82
Ham	0.13	0.25	0.26

¹⁾ growth between 20—88 kg

²⁾ age at slaughter

³⁾ number of feeding days

in »field-testing» cannot be compared with the corresponding coefficient of the station-testing, because in the experiments the piglets are reared up to the same weight. In field-testing the carcass weight is the measurement of growth and therefore the coefficients of growth and slaughtering age or number of feeding days have been taken from the station-testing and compared with the coefficient of heritability of weight in the field-testing. When the comparison is carried out in this way it is seen that though the coefficients in field conditions remain much smaller than in station conditions their order of largeness is quite consistent.

As far as the number of offspring can be at least as great as it has been in these investigations, a relatively high reliability is reached in the progeny-testing of boars despite the smallness of the coefficients of heritability.

If the reliability is estimated according to the formula

$$b = \frac{n \cdot \frac{1}{3.69} \cdot h^2}{1 + (n - 1) \frac{1}{3.69} \cdot h^2}$$

the coefficients *b* of progeny-testing will be

carcass weight	0.81
backfat	0.88
length of side	0.91
area of m.l. dorsi	0.91
area of fat	0.88
fat-lean ratio	0.90
ham	0.70

It seems likely that the reliability could be further improved by reducing the number of the piglets taken from the same litter without reducing the number of offspring in the progeny-groups.

REFERENCES

- HARVEY, W. R. 1966. Least-squares analysis of data with unequal subclass numbers. *Ars* 20 — 8 1960. Reprinted with corrections 1966. Agric. Res. Service, U.S. Dept. of Agric.
- ROBERTSON, A. 1959. Populationsgenetik und quantitative Vererbung. *Handb. Tierzücht.* 2: 77—104. Hamburg und Berlin.
- VARO, M. 1962. Über die Begrenzung der Beurteilungseigenschaften bei der Eberauslese. *Ann. Agric. Fenn.* 1: 267—283.
- » 1967. Preliminary results of the »field testing» of A. I. boars. *Acta Agr. Fenn.* 109: 1, 105—109.
- VARO, M. und PARTANEN, J. 1965. Bewertung der Heritabilität von einigen Eigenschaften bei Schweinen. *Ibid.* 4: 46—48.

SELOSTUS

KARJUJEN JÄLKELÄISARVOSTELUSTA »KENTTÄOLOSUHTEISSA»

MIKKO VARO

Helsingin Yliopisto, Kotieläinten jalostustieteen laitos

Kirjoittaja on aikaisemmin (VARO 1967) julkaissut alustavia tutkimustuloksia keinosiemennyskarjujen jälkeläisarvostelujen pysyvyydestä olosuhteissa, joissa jälkeläisryhmät on koottu tavallisissa tuotantosikaloissa kasvatetuista porsaista. Mainituissa tutkimuksissa oli teuraspainot korjattu aineiston keski-ikä ja muiden ominaisuuksien mittaluvut keskipainoa vastaaviksi. Nyt esitettävät tulokset on laskettu pienimmän neliösumman menetelmällä (HARVEY 1966), jossa teuraspainoa lukuunottamatta kaikista muuttujista on poistettu regressiomenetelmällä eri-ikäisyydestä ja eripainoisuudesta johtuva lisämuuntelu. Painoista poistettiin tietysti vain eri-ikäisyyden aiheuttama lisämuuntelu.

Alustavissa tutkimuksissa oli ominaisuuksien riippuvuus iästä ja painosta todettu yleensä suoraviivaiseksi. Vain painon riippuvuus iästä on ollut nuorimmissa ikäluokissa lievästi käyräviivainen. Tämäkin yhteys on kuitenkin katsottu suoraviivaiseksi, koska nuorten, regressioviivalta poikkeavien, eläinten osuus on ollut hyvin pieni, vain n. 3 %.

Tutkittujen jälkeläisten kokonaislukumäärä on ollut 2 275. Siitä oli 1 772 eli 78 % yorkshire- ja 503 eli 22 % suomalaista maataisrotua. Sukupuolisuhde oli molemmissa roduissa likimäärin sama, 43 % emakko- ja 57 % leikkoporsaita. Karjujen luku oli yhteensä 36 ja jälkeläisryhmien keskimääräinen porsasluku 63.2. Jälkeläisryhmät koostuivat keskimäärin 10.2 pahnueesta. Koko aineiston keski-ikä oli 177.8 päivää.

Aineiston keskiarvot ja hajonnat sekä rotujen ja sukupuolten keskiarvot on esitetty taulukossa 1. Silava — liha-suhde on laskettu piirroksessa kuvatun pienemmän silava-alan (S 2) perusteella, koska sitä on pidetty painoltaan vaihtelevassa kenttäaineistossa parempana kuin tavanomaista alaa (S 1), josta laskettu suhde asettaa pienet eläimet varsin epäedulliseen asemaan.

Isien, samoin kuin sukupuoltenkin, osuus oli kaikkien ominaisuuksien muuntelussa erittäin merkitsevä, $P < 0.001$. Lukuunottamatta painoa ja silava — liha-suhdetta oli myös rotujen aiheuttama muuntelu erittäin merkitsevä. Kyljen pituuden muuntelussa oli rodun osuus suurempi kuin sukupuolen. Muihin ominaisuuksiin vaikuttivat sukupuolierot sen sijaan paljon voimakkaammin kuin rotuerot.

Heritabiliteettikertoimien suuruutta arvioitaessa jätettiin ottamatta huomioon rodusta johtuva muuntelu, koska jalostusvalinta tapahtuu erikseen kummassakin roduissa. Samoin meneteltiin sukupuolikä- ja painoerojenkin suhteen, koska näistä syistä johtuva virhemuuntelu on arvostelussa pyritty poistamaan. Näin saadut heritabiliteettikertoimet on esitetty taulukossa 2.

Kertoimia laskettaessa on isien välisen muuntelun osuus kokonaisuuntelusta kerrottu luvulla 3.69 tavanomaisen 4.00 asemasta. Tämä johtuu siitä, että jälkeläisryhmissä on ollut täyssisaruksia niin paljon, että kutakin yksilöä on jouduttu vertaamaan keskimäärin 5.2 täyssisarukseen ja 57.0 puolissisarukseen. Keskiarvot on laskettu ROBERTSONIN (1959) likimääräisellä menetelmällä.

Heritabiliteettikertoimet ovat pienempiä kuin koemasolosuhteissa lasketut. Eräät kirjoittajan (VARO 1962 ja VARO ja PARTANEN 1965) aikaisemmin suomalaisen yorkshireaineiston kantakoetuloksista laskemat kertoimet on koottu vertailun vuoksi taulukkoon 3 nyt saatujen tulosten rinnalle. Silavan paksuuden, kyljen pituuden ja kinkkujen pistearvostelujen kertoimet ovat täysin vertailukelpoisia, koska ne perustuvat samoihin mittoihin. Sen sijaan ei voi verrata kenttäarvostelussa laskettua teuraspainon heritabiliteettia vastaavaan koemasema-arvostelun kertoimeen, koska kantakokeissa porsaat kasvatetaan samanpainoisiksi. Kenttäarvostelussa teuraspaino on lähinnä kasvun mitta, ja sen vuoksi on painon heritabiliteettikertoimen rinnalle otettu koemasema-arvosteluista kasvun ja teurastusajan tai ruokintapäivien luvun kertoimet. Kun vertailu suoritetaan tällä tavoin, havaitaan, että vaikka kertoimet jäävätkin kenttäolosuhteissa paljon pienemmiksi kuin koemasemilla, on niiden suuruusjärjestys varsin yhdenmukainen.

Heritabiliteettikertoimien pienuudesta huolimatta päästään karjujen jälkeläisarvostelussa kuitenkin varsin suureen luotettavuuteen, mikäli jälkeläisten lukumäärä voidaan pitää vähintään yhtä suurena kuin se on ollut selostetuissa tutkimuksissa.

Jos luotettavuutta arvioidaan kaavasta

$$b = \frac{n \cdot \frac{1}{3.69} \cdot h^2}{1 + (n - 1) \frac{1}{3.69} \cdot h^2}$$

saadaan jälkeläisarvostelun varmuuskertoimiksi eri ominaisuuksille

teuraspaino	0.81
selkäsilava	0.88
kyljen pituus	0.91
kyljyslihaksen ala	0.91
silavan ala	0.88
silava-liha-suhde	0.90
kinkku	0.70

On todennäköistä, että luotettavuutta voitaisiin vieläkin lisätä vähentämällä samasta pahnueesta merkittävien porsaiden lukua jälkeläisryhmien suuruutta vähentämättä.