



Title	Untersuchungen über die geschlechtsgebundene Vererbung des Kokongewichts von Seidenraupen, Bombyx mori L. : 2. Vergleich bei den reziproken Kreuzungen
Author(s)	NAKADA, Tohru
Citation	Journal of the Faculty of Agriculture, Hokkaido University, 56(3), 348-358
Issue Date	1971-01
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/12858
Type	departmental bulletin paper
File Information	56(3)_p348-358.pdf



**UNTERSUCHUNGEN ÜBER DIE
GESCHLECHTSGEBUNDENE VERERBUNG
DES KOKONGEWICHTS VON SEIDENRAUPEN,
*BOMBYX MORI L.***

2. Vergleich bei den reziproken Kreuzungen

Tohru NAKADA

(Serikologisches Institut der Landwirtschaftlichen Fakultät
der Hokkaido-Universität zu Sapporo, Japan)

Eingegangen am 31. Juli 1970

Einleitung

In bezug auf die geschlechtsgebundene Vererbung des Kokongewichts von Seidenraupen war schon ein Unterschied zwischen Weibchen und Männchen jeder verwendeten Rasse untersucht worden, aber dieser ♂/♀ Wert derselben geschlechtsgebundenen Rasse fand sich doch nicht als charakteristisch. Anschließend wurden diesmal die Untersuchungen über die Bastardrasse als reziproke Kreuzung unternommen. Die geprüften Rassen haben ohne künstliche Ausbrütung nur eine Generation im Jahre und haben wahrscheinlich gleichartige Zusammensetzungen der Autosome, auf denen quantitative hauptgenliche Faktoren z. B. Voltinismus, Moltcharakter usw. liegen.

Es versteht sich von selbst, daß die beiden reziproken Kreuzungen in der folgenden Generation in ihrer Zusammensetzung des Geschlechtschromosoms nicht gleich sind, und zwar erscheint dieser Unterschied nur beim Weibchen, weil es bei den Seidenraupen die weibliche Heterogametie gibt, und im Gegenteil ist es gleichartig beim Männchen. Dasselbe Beispiel kann man auf einigen kontrollierten Charakteren von X-chromosomen z. B. Achromatopsie und Hämophilie beim Menschen bemerken, so würde sich natürlich die Erscheinung der geschlechtsgebundenen Vererbung zeigen, wenn das X-chromosom über einen quantitativen Charakter gültig kontrollieren könnte.

Material und Methode

Die Untersuchungen wurden von einer Rasse T, die die geschlechtsgebundene Vererbung vermutlich zeigen wird, und von drei normalen Rassen S, K und C ausgeführt. Reziproke Kreuzung mit der Rasse T wurde unter-

nommen und die verschiedenen hierdurch gewonnenen Bastardrassen (F_1) wurden gezüchtet.

Die Art der Zucht wurde während der vergangenen fünf Jahre mit leiblichen Geschwistern einzeln wiederholt fortgesetzt. Am Anfang des vierten Stadiums wurde die künstliche Zuchtwahl zu dreihundert Individuen getrieben, um die übergroße Bevölkerungsdichte zu vermeiden, weil die Bastardrassen immer einen höheren Ausbrütungsprozentsatz und entsprechend mehr Individuen haben. Nach der Verpuppung wurde die Abwägung jedes Kokongewichts nach einer bestimmten Methode einzeln unternommen und die Statistik aufgestellt.

Im allgemeinen ist ein weibliches Kokon schwerer als das männliche, aber wie gesagt, müßte es bei den beiden F_1 von reziproken Kreuzungen durch ihre Zusammensetzung des Geschlechtschromosoms verschieden sein, so wurde der δ/φ Wert innerhalb der leiblichen Geschwister gemessen. Vorausgesetzt, daß das X-chromosom der Rasse T \otimes wäre, und die der normalen Rasse X wären, hätte eine Bastardrasse z. B. ($T\varphi \times S\delta$) bei F_1 die Zusammensetzung des Geschlechtschromosoms als $\varphi(XY)$ und $\delta(X\otimes)$, und die andere z. B. ($S\varphi \times T\delta$) hätte sie als $\varphi(\otimes Y)$ und $\delta(X\otimes)$, und zwar ist dieser Unterschied zwischen den beiden reziproken Kreuzungen ohne Zweifel durch ihre weiblichen Zusammensetzungen des Geschlechtschromosoms verursacht worden. Dieser $\varphi(\otimes Y)$ Wert wird kleiner und kommt näher an den $\delta(X\otimes)$ Wert heran, und wenn er schließlich am männlichen Werte vorübergehen würde, könnte die umgekehrte Erscheinung geschehen. Varianzanalysen wurden ausgeführt um klarzumachen was für ein Faktor, der sich auf die Kontrolle des Kokongewichts beziehen müßte, der wichtigste war.

Ergebnisse

Die Ergebnisse der Untersuchung werden auf Tabelle 1 zusammengefasst. Die wirklichen Werte des Kokongewichts sind ziemlich verschieden bei den Versuchen, aber der δ/φ Wert jedes Charakters ist verhältnismäßig stabil innerhalb des Typus jeder Kreuzung. Der Typus, dessen Kreuzung die Rasse T als Mutter hat, hat eine Neigung, daß sein Kokongewicht in den drei Kombinationen schwerer ist als beim Typus, dessen Kreuzung die Rasse T als Vater hat. Und der δ/φ Wert in jeder Gruppe ist bei dem obengenannten Typus kleiner in diesen beiden Charakteren. Besonders im Kokonschichtgewicht sind die reziproken Kreuzungen in vielen Fällen höher als 100 Prozent und es läßt sich beobachten, daß der Unterschied zwischen Weibchen und Männchen umgekehrt ist, nämlich hier erscheint der Erfolg der reziproken Kreuzung deutlich.

TABELLE 1a. Kokongewicht in cg. von Bastardrassen durch die
Kreuzung Rasse T und S.

PG: Mittelwert des Puppengewichts, KG: Mittelwert des Kokonschichtgewichts,
SF: Standardfehler, n: gewogene Nummer

Kreuzungstypus und gezüchtete Jahreszeiten	Gruppe	♀			♂			♂/♀ Wert (%)	
		n	PG ± SF	KG ± SF	n	PG ± SF	KG ± SF	PG	KG
(T♀ × S♂)									
1965 Frühling	1	100	135.9 ± 2.66	17.8 ± 0.40	100	111.0 ± 0.46	18.8 ± 0.12	81.7	105.3
Sommer	1	50	108.7 ± 0.94	15.1 ± 0.17	50	77.2 ± 0.57	13.6 ± 0.14	71.0	90.3
1966 Frühling	1	50	129.5 ± 1.04	18.2 ± 0.19	50	95.5 ± 0.69	17.3 ± 0.16	73.8	94.8
	2	50	128.8 ± 0.89	16.9 ± 0.16	50	96.0 ± 0.51	16.4 ± 0.14	74.5	95.7
Sommer	1	50	140.4 ± 0.96	20.1 ± 0.18	50	104.5 ± 0.69	18.4 ± 0.15	74.4	91.7
1967 Frühling	1	50	138.8 ± 0.85	19.3 ± 0.17	50	99.6 ± 0.87	17.9 ± 0.20	72.0	92.3
Sommer	1	50	141.0 ± 1.17	20.2 ± 0.19	50	101.5 ± 0.76	18.7 ± 0.15	72.0	92.6
	2	50	136.7 ± 1.56	18.9 ± 0.25	50	100.3 ± 0.86	17.3 ± 0.15	73.4	91.5
1968 Frühling	1	50	146.6 ± 0.98	21.1 ± 0.16	50	105.0 ± 0.85	20.2 ± 0.23	71.6	95.8
Sommer	1	50	139.7 ± 1.37	18.4 ± 0.21	50	106.6 ± 0.69	17.9 ± 0.17	76.3	97.4
	2	50	140.1 ± 1.07	18.6 ± 0.17	50	105.0 ± 0.68	17.4 ± 0.14	74.9	93.4
1969 Sommer	1	50	152.6 ± 1.04	21.6 ± 0.15	50	111.2 ± 0.55	20.0 ± 0.14	72.9	92.4
(S♀ × T♂)									
1965 Frühling	1	50	119.0 ± 0.97	15.9 ± 0.17	50	102.5 ± 0.80	17.2 ± 0.21	86.2	108.3
Sommer	1	50	87.3 ± 0.63	11.7 ± 0.12	50	77.3 ± 0.61	11.9 ± 0.14	88.6	101.9
1966 Frühling	1	50	112.9 ± 0.75	15.9 ± 0.15	50	99.6 ± 0.56	17.6 ± 0.15	88.2	110.7
Sommer	1	50	115.6 ± 0.64	17.6 ± 0.12	50	104.8 ± 0.81	19.0 ± 0.20	90.6	108.0
	1	50	115.1 ± 0.70	16.9 ± 0.16	50	100.1 ± 0.93	17.7 ± 0.18	87.0	104.7
1967 Frühling	1	50	112.5 ± 0.86	16.6 ± 0.15	50	97.5 ± 0.86	16.9 ± 0.21	86.7	101.9
Sommer	2	50	110.2 ± 0.53	15.9 ± 0.12	50	99.3 ± 0.61	16.9 ± 0.14	90.1	105.8
	1	50	121.8 ± 0.77	17.4 ± 0.17	50	113.5 ± 0.81	20.7 ± 0.18	93.2	119.1
1968 Frühling	1	50	106.9 ± 0.92	15.1 ± 0.15	50	93.2 ± 0.74	15.4 ± 0.18	87.2	101.7
Sommer	2	50	114.9 ± 0.69	16.3 ± 0.12	50	97.8 ± 0.79	16.3 ± 0.17	85.1	99.8
1969 Sommer	1	50	114.8 ± 0.93	17.6 ± 0.16	50	100.5 ± 0.79	17.4 ± 0.20	87.6	98.9

TABELLE 1b. Kokongewicht in cg. von Bastardrassen durch die Kreuzung Rasse T und K.

Kreuzungstypus und gezüchtete Jahreszeiten	Gruppe	♀			♂			♂/♀ Wert (%)	
		n	PG ± SF	KG ± SF	n	PG ± SF	KG ± SF	PG	KG
(T♀×K♂)									
1965 Frühling	1	50	152.7 ± 1.80	23.0 ± 0.33	50	110.0 ± 1.31	21.4 ± 0.35	72.1	93.0
Sommer	1	50	107.4 ± 1.19	15.8 ± 0.21	50	80.6 ± 0.92	15.6 ± 0.24	75.1	98.9
1966 Frühling	1	50	119.7 ± 0.85	18.1 ± 0.18	50	91.8 ± 0.70	18.1 ± 0.16	76.7	100.0
Sommer	1	50	157.8 ± 1.45	26.5 ± 0.30	50	113.9 ± 0.68	24.4 ± 0.22	72.2	91.9
1967 Sommer	1	50	129.3 ± 1.84	18.6 ± 0.34	50	98.8 ± 1.07	17.6 ± 0.28	76.4	94.9
	2	50	134.8 ± 1.94	23.1 ± 0.51	50	103.2 ± 1.08	22.9 ± 0.41	76.9	99.0
1968 Frühling	1	50	143.3 ± 0.97	23.5 ± 0.19	50	108.0 ± 0.65	22.7 ± 0.21	75.4	96.4
Sommer	1	50	140.5 ± 1.16	19.5 ± 0.20	50	103.3 ± 0.70	18.4 ± 0.17	73.5	94.1
	2	50	144.7 ± 1.30	21.5 ± 0.21	50	105.2 ± 1.04	19.4 ± 0.24	72.7	90.0
1969 Sommer	1	50	155.7 ± 1.43	23.8 ± 0.25	50	115.9 ± 1.09	22.1 ± 0.21	74.4	92.9
(K♀×T♂)									
1965 Frühling	1	50	135.3 ± 0.90	21.3 ± 0.17	50	115.1 ± 0.86	22.4 ± 0.20	85.1	105.4
Sommer	1	50	80.5 ± 0.78	11.6 ± 0.19	50	67.3 ± 0.57	10.8 ± 0.20	83.6	92.4
1966 Frühling	1	50	116.9 ± 1.10	18.7 ± 0.26	50	102.0 ± 0.94	19.5 ± 0.25	87.2	104.6
Sommer	1	50	114.3 ± 1.13	17.6 ± 0.29	45	107.1 ± 0.95	20.4 ± 0.28	93.7	115.6
1967 Sommer	1	50	114.7 ± 1.08	16.7 ± 0.25	50	96.4 ± 0.91	16.9 ± 0.27	84.0	101.1
	2	45	114.7 ± 1.09	18.0 ± 0.21	44	99.2 ± 1.09	18.6 ± 0.35	86.5	103.6
1968 Frühling	1	50	145.4 ± 0.87	25.5 ± 0.24	50	118.9 ± 0.81	25.7 ± 0.24	81.7	100.9
Sommer	1	50	126.5 ± 0.77	19.6 ± 0.16	50	109.5 ± 0.90	20.6 ± 0.19	86.5	104.2
	2	50	119.5 ± 0.85	17.8 ± 0.17	50	108.4 ± 1.00	18.7 ± 0.20	90.8	105.2
1969 Sommer	1	50	129.2 ± 0.90	21.7 ± 0.18	50	113.8 ± 1.35	22.5 ± 0.23	88.1	103.9

TABELLE 1 c. Kokongewicht in cg. von Bastardrassen durch die Kreuzung Rasse T und C.

Kreuzungstypus und gezüchtete Jahreszeiten	Gruppe	♀			♂			♂/♀ Wert (%)	
		n	PG ± SF	KG ± SF	n	PG ± SF	KG ± SF	PG	KG
(T♀ × C♂)									
1967 Sommer	1	50	145.0 ± 1.47	28.0 ± 0.28	50	108.8 ± 0.90	26.0 ± 0.25	75.0	92.7
	2	50	142.0 ± 1.13	27.2 ± 0.28	50	104.7 ± 0.66	25.4 ± 0.23	73.7	93.5
1968 Frühling	1	50	159.6 ± 1.63	30.8 ± 0.36	50	122.2 ± 1.01	28.9 ± 0.23	76.6	94.0
	Sommer	1	50	144.2 ± 1.32	26.1 ± 0.28	50	114.4 ± 1.01	25.0 ± 0.25	79.8
		2	50	134.2 ± 1.53	23.5 ± 0.28	50	111.1 ± 1.34	23.0 ± 0.28	82.8
1969 Sommer	1	50	185.4 ± 1.79	35.5 ± 0.36	50	138.3 ± 1.19	30.8 ± 0.32	74.6	86.7
(C♀ × T♂)									
1967 Sommer	1	50	124.6 ± 0.92	24.3 ± 0.22	50	113.7 ± 0.83	25.8 ± 0.20	91.2	105.9
	2	50	108.0 ± 1.14	20.8 ± 0.20	50	97.3 ± 0.78	20.6 ± 0.27	90.1	99.0
1968 Frühling	1	50	133.0 ± 1.24	25.8 ± 0.29	50	132.3 ± 1.09	31.8 ± 0.30	99.5	123.2
	Sommer	1	50	125.1 ± 1.25	22.6 ± 0.25	50	120.6 ± 1.00	26.8 ± 0.26	96.4
		2	50	123.0 ± 0.98	21.7 ± 0.18	50	110.6 ± 0.94	23.6 ± 0.23	89.9
1969 Sommer	1	50	130.3 ± 1.36	24.9 ± 0.27	50	125.4 ± 1.36	26.8 ± 0.35	96.2	107.6

TABELLE 2a. 2³ faktorische Analyse beim Kokonschichtgewicht.

A: Geschlecht 0; Männchen 1; Weibchen

B: Jahreszeit 0; Frühling 1; Sommer

C: reziproke Kreuzung 0; T♀×S♂ 1; S♀×T♂

Faktor			Replikation				Summe	Mittel
A	B	C	I	II	III	IV		
0	0	0	18.8	16.9	17.9	20.2	73.8	18.45
1	0	0	17.8	17.6	19.3	21.1	75.8	18.95
0	1	0	13.6	18.4	18.0	17.7	67.7	16.93
1	1	0	15.1	20.1	19.6	18.5	73.3	18.33
0	0	1	17.2	17.6	17.7	20.7	73.2	18.30
1	0	1	15.9	15.9	16.9	17.4	66.1	16.53
0	1	1	11.9	19.0	16.9	15.9	63.7	15.93
1	1	1	11.7	17.6	16.3	15.7	61.3	15.33
Summe			122.0	143.1	142.6	147.2	554.9	
Mittel			15.25	17.89	17.80	18.40		17.34

TABELLE 2a. (Fortsetzung)

Summe	(1)	(2)	(3)	
W ₁ 73.8	W ₂ +W ₁ =149.6	290.6	554.9	Gesamt
W ₂ 75.8	W ₄ +W ₃ =141.0	264.3	- 1.9	A
W ₃ 67.7	W ₆ +W ₅ =139.8	7.6	- 22.9	B
W ₄ 73.3	W ₈ +W ₇ =125.0	- 9.5	8.3	AB
W ₅ 73.2	W ₂ -W ₁ = 2.0	- 8.6	26.3	C
W ₆ 66.1	W ₄ -W ₃ = 5.6	- 14.3	- 17.1	AC
W ₇ 63.7	W ₆ -W ₅ =-7.1	3.6	- 5.7	BC
W ₈ 61.3	W ₈ -W ₇ =-2.4	4.7	1.1	ABC
554.9				

S_A = (-1.9²/32=0.11

KG = 554.9²/32 = 9,622.31

S_B = (-22.9²/32=16.39

S = 18.8² + ... + 15.7² - KG

S_{AB} = 8.3²/32=2.15

= 9,772.27 - KG = 149.96

S_C = 26.3²/32=21.62

S_R = (122.0² + ... + 147.2²)/8 - KG

S_{AC} = (-17.1²/32=9.14

= 9,670.53 - KG = 48.22

S_{BC} = (-5.7²/32=1.02

S_{ABC} = 1.1²/32=0.04

TABELLE 2 b. Varianzanalyse beim Kokonschichtgewicht. Erträge von 3 verbundenen Faktoren in 4 Replikationen.

Faktor	Summe der Quadrate	FG	Mittleres Quadrat	F	F für P	
					0.05	0.01
Replikationen	48.22	3	16.07	6.59	3.07	4.87
A	0.11	1	0.11	—		
B	16.39	1	16.39	6.72	4.32	8.02
C	21.62	1	21.62	8.86	4.32	8.02
AB	2.15	1	2.15	—		
AC	9.14	1	9.14	3.75	4.32	8.02
BC	1.02	1	1.02	—		
ABC	0.04	1	0.04	—		
Fehler	51.27	21	2.44			
Summe	149.27	31				

Nach der Methode von YATES (12) wurden drei Faktoren A (Geschlecht) B (Jahreszeit für Zucht) und C (reziproke Kreuzung) mit viermal wiederholten Versuchen analysiert, und zur statistischen Beurteilung der Komponenten wurde das mittlere Quadrat ausgerechnet, indem die Summen der Quadrate mit der zugehörigen Anzahl von Freiheitsgraden dividiert wurden (1, 3, 14). Das mittlere Quadrat für den Versuchsfehler ist statistisch der Maßstab für die Replikationen und Faktoren. Der Quotient mittleres Quadrat Replikationen/mittleres Quadrat Fehler hat in diesem Beispiel einen Wert von $F = 16.07/2.44 = 6.59$. Aus den entsprechenden Tabellen für den Quotienten F (2) entnehmen wir, daß F für 3 und 21 Freiheitsgrade für die Wahrscheinlichkeitsstufen von $P=0.05$ und $P=0.01$ den Wert 3.07 bzw. 4.87 hat. Ebenso hat der F Wert für 1 und 21 Freiheitsgrade von $P=0.05$ und $P=0.01$ den Wert 4.32 bzw. 8.02. Die varianzanalytische Auswertung ergab folgendermaßen hochgradig signifikant einen Faktor C auf dem Niveau von 0.01 und einen Faktor B auf dem Niveau von 0.05 im Kokonschichtgewicht, wie auf Tabelle 2 gezeigt wird. Im Puppengewicht waren Faktor A, C und Wechselwirkung $A \times C$ hochgradig signifikant auf dem Niveau von 0.01 und Faktor B auf dem Niveau von 0.05.

Der Unterschied zwischen beiden Geschlechtern ist infolge dieser Varianzanalyse im Kokonschichtgewicht verschwunden, das zeigt, daß wegen des übertriebenen Herabsinkens eines $\otimes Y$ Wertes wahrscheinlich die ganze Zusammensetzung $(XY + \otimes Y) \div (X\otimes + X\otimes)$ geworden ist. Auf der anderen Seite

TABELLE 2c. Varianzanalyse beim Puppengewicht. Erträge von 3 verbundenen Faktoren in 4 Replikationen.

Faktor	Summe der Quadrate	FG	Mittleres Quadrat	F	F für P	
					0.05	0.01
Replikationen	990.39	3	330.13	4.25	3.07	4.87
A	4,545.81	1	4,545.81	58.53	4.32	8.02
B	507.21	1	507.21	6.53	4.32	8.02
C	1,140.03	1	1,140.03	14.68	4.32	8.02
AB	0.50	1	0.50	—		
AC	976.82	1	976.82	12.58	4.32	8.02
BC	48.02	1	48.02	—		
ABC	0.45	1	0.45	—		
Fehler	1,630.79	21	77.66			
Summe	9,840.02	31				

zeigt der Unterschied zwischen den beiden Jahreszeiten der Zucht, nämlich Frühling und Sommer, daß sich solch ein quantitativer Charakter im Sommer durch das schlechte Milieu (z. B. höhere Temperatur und die schlechtgenährten Maulbeerblätter) verschlechtert. Die direkte Ursache des erschienenen Unterschiedes zwischen reziproken Kreuzungen besteht im übermäßigen Herabsinken eines $\otimes Y$ Wertes, wie vorher erwähnt, und das ist schon klar durch einen Vergleich von den δ/φ Werten der beiden Bastardrassen.

Analyse von reziproken Kreuzungen wurde weiter ausgeführt, und die Mittelwerte der Quotienten $XY/\otimes Y$ im Weibchen und $X\otimes/X\otimes$ im Männchen wurden je nach Jahreszeit berechnet, und es lautet folgendermaßen.

Quotienten	n	φ (XY/ $\otimes Y$) %		δ (X \otimes /X \otimes) %	
		PG \pm SF	KG \pm SF	PG \pm SF	KG \pm SF
(T φ \times S δ)/(S φ \times T δ)	9	122.1 \pm 1.96	118.1 \pm 2.04	102.2 \pm 2.15	105.2 \pm 2.66
(T φ \times K δ)/(K φ \times T δ)	8	117.1 \pm 4.82	115.4 \pm 6.88	100.4 \pm 3.45	106.2 \pm 6.73
(T φ \times C δ)/(C φ \times T δ)	4	124.5 \pm 6.39	121.1 \pm 6.55	100.4 \pm 3.77	102.9 \pm 5.88

Diese Werte wurden mit dem t-Verfahren analysiert und im Weibchen sind sie alle hochgradig signifikant auf dem Niveau von 0.01 und es kommt eine 20 prozentige Zunahme an Gewicht vor, obgleich sie im Männchen überhaupt nicht verschieden und nicht signifikant sind. Das liegt sicher in der

Zusammensetzung des Geschlechtschromosoms zwischen den beiden Bastardrassen.

Die Larvalperiode bei diesen reziproken Kreuzungen war nicht verschieden und es war ebenso wie bereits berichtet im Vergleich mit den vier Rassen (11), und dort ist auch kein signifikanter Unterschied zwischen den beiden Geschlechtern innerhalb der leiblichen Geschwister.

Diskussion

Die Erscheinung einer geschlechtsgebundenen Vererbung in einem quantitativen Charakter ist dadurch bekannt, daß der männliche Wert größer als der weibliche in einer Bastardrasse bei den reziproken Kreuzungen ist. Wir können, nach dem Urteil bereits erstatteter Berichte, zwei Ursachen solch einer Erscheinung annehmen. In einem Falle kehrt es sich um in bezug auf den Voltinismus; z. B. die Kreuzung zwischen zwei Rassen, die einen untereinander verschiedenen Voltinismus haben, und zwar unter der Bedingung, daß die Eiausbrütung unter der relativ niedrigen Temperatur ausgeführt wird. Dies ist bekannt als die geschlechtsgebundene Vererbung des Voltinismus. Andernfalls ist die weibliche Larvalperiode schneller als die männliche in einer Bastardrasse von reziproken Kreuzungen ohne Rücksicht auf Voltinismus, nämlich bei der einen Kreuzung, in der das Männchen der speziellen Rasse mit dem Weibchen der normalen Rasse gekreuzt wird. Daß das Weibchen der Bastardrasse zu schnell wächst, verschlechtert sein Kokongewicht (4, 5, 6). Außerdem ist beim Weibchen ihr Voltinismus veränderlich und kann die Verkürzung der Larvalperiode verursachen (7).

Die in diesem Versuch verwendeten Rassen haben alle einen gleichartigen Voltinismus d. h. sie vergehen nur eine Generation im Jahre, so haben sie keine Beziehung mit der Veränderung des Voltinismus. Die Ursache der hier beobachteten Erscheinung wird vielleicht in dem Gen auf dem X-chromosom liegen, dessen Wirkung sich wahrscheinlich direkt auf die Larvalperiode, und infolgedessen indirekt auf das Kokongewicht bezieht. Obwohl kein signifikanter Unterschied auf ihren Larvalperioden zu sehen war, wie im vergangenen Bericht gezeigt (11), befindet sich bestimmt ein gleichartiger Mechanismus in diesem Beispiel. Durch ein statistisches Verfahren im Kokongewicht, das ein quantitativer Charakter ist, wurde klargelegt, daß sich der Unterschied zwischen Geschlechtern bei der speziellen Kreuzung dem Puppen-gewicht nähert und beim Kokonschichtgewicht es umgekehrt ist.

Es hat schon viele Berichte in bezug auf den Unterschied der reziproken Kreuzung im quantitativen Charakter als ein Problem der Heterosis gegeben. Ein relativ früher Charakter im Verlauf des Larvalwachstums hat öfter eine

Neigung zu der mütterlichen Vererbung und da ist vielleicht ein Einfluß von Cytoplasma der Eier festzustellen, aber der Unterschied wird immer kleiner zufolge des Wachstums und ist häufig verschwunden (8, 13). Am Anfang der Larvalperiode ist ein Einfluß von dem Mutterkörper übriggeblieben, dann erscheint allmählich eine Kontrolle von Kernen, und zum Ende der Larve verschwindet der Unterschied. In diesem Versuch sind sich die weiblichen Zusammensetzungen des Geschlechtschromosoms verschieden, aber die männlichen sind sich gleichartig in den beiden F_1 -Bastarden von reziproken Kreuzungen, so ist es notwendig die beiden männlichen Werte zu vergleichen. Es gibt keinen Unterschied beim Männchen im Puppengewicht und dennoch ist eine Kreuzung von mütterlicher Rasse T etwas schwerer als die andere im Kokongewicht, da dies aber statistisch überhaupt nicht signifikant ist, zeigt es hier gleichartig auf Heterosis.

Im bezug auf Heterosis gibt es einige Berichte, daß Weibchen und Männchen in der Bastardrasse im Vergleich zu ihrem Mittelwert der Eltern in einem verschiedenen Verhältnis stehen (9), und dieses Problem muß durch reziproke Kreuzung und besonders durch geschlechtsgebundene Vererbung analysiert werden. Vorausgesetzt, daß da beide X-chromosome auf einen quantitativen Charakter bezogen sind, müßte dort ein Unterschied zwischen Geschlechtern bis zu einem gewissen Grade bestehen. Auf der anderen Seite hatten einige Forscher eine Hypothese in bezug auf Heterosis oder Luxurieren der Bastarde angenommen, daß es außer den drei Paaren von Hauptgenen auf den Autosomen und dem einen Paar Hauptgene auf dem Geschlechtschromosom noch ein dominanter Faktor für den quantitativen Charakter geben müßte (10), weil die überdominante Erscheinung häufig im Falle von Rassenbastarden entsteht. Dieselbe Analyse über die Diallelen Kreuzungen wird in kurzer Zeit veröffentlicht werden, wenn sich eine Gelegenheit dazu bietet.

Zusammenfassung

Die geschlechtsgebundene Vererbung des quantitativen Charakters ist bekannt, daß der Unterschied zwischen Weibchen und Männchen in einer Kreuzung von den reziproken Kreuzungen umgekehrt ist, und es stellte sich durch diesen Versuch heraus, daß die Ursache dieser Erscheinung in der Zusammensetzung des Geschlechtschromosoms bestand. Bei den X-chromosomen in den vier Rassen können zwei Typen der Wirkung bei der Kreuzung für einen quantitativen Charakter unterschieden werden. Es gibt ein spezielles X-chromosom in der Rasse T und es ist rezessiv für das normale X-chromosom und hat eine Wirkung, das Kokongewicht der folgenden Bastardrasse ohne

Rücksicht auf das Y-chromosom zu verschlechtern. Dabei handelt es sich nicht um Voltinismus, wie gesagt, sondern vielleicht um den Verlauf der Larve auf dem X-chromosom, und die Wachstumszeit beeinflusst das Kokongewicht, trotzdem gibt es einen signifikanten Unterschied auf die Larvalperiode bei diesem Beispiel.

Danksagung

Meinem verehrten Lehrer, Herrn Prof. Dr. Y. TAKIZAWA, danke ich für die Anregung zu dieser Arbeit sowie für erteilte Ratschläge am Fortschreiten der Untersuchungen. Besonderen Dank schulde ich Fräulein M. TAKIZAWA für ihre Hilfe bei der Grammatik.

Literatur

- 1) BLISS, C. I. (1967) Statistics in Biology, Vol. 1. New York: McGraw-Hill.
- 2) FISHER, R. A. and F. YATES (1963) Statistical Tables for Biological, Agricultural and Medical Research. 6th ed. Edinburgh: Oliver & Boyd.
- 3) HIORTH, E. G. (1963) Quantitative Genetik. Berlin: Springer.
- 4) NAGATOMO, T. (1931) J. Sericult. Sci. Japan 2: 203.
- 5) ————— (1960) J. Sericult. Sci. Japan 29: 287-288.
- 6) MOROHOSHI, S. and M. MEZAKI (1957) J. Sericult. Sci. Japan 26: 257.
- 7) MUROGA, H. (1943) J. Sericult. Sci. Japan 14: 250-262.
- 8) SHIMIZU, S. (1949) J. Sericult. Sci. Japan 18: 227-234.
- 9) STONAKER, H. H. (1963) J. Anim. Sci. 22: 320-325.
- 10) SUZUKI, K. (1952) J. Sericult. Sci. 21: 52.
- 11) TAKIZAWA, Y. and T. NAKADA (1970) J. Facul. Agri. Hokkaido Univ. 57: 337-347.
- 12) YATES, F. (1937) Imp. Bur. Soil Sci. Tech. Comm. 35.
- 13) WATANABE, H. (1959) J. Sericult. Sci. Japan 28: 352-357.
- 14) WEBER, E. (1935) Einführung in die Variations- und Erblichkeits-Statistik. München: Lehmanns.