



VÁCLAV HAJN

MENARCHEALTER UND SEINE ABHÄNGIGKEIT VON DER GRÖÖE DER FAMILIE UND VON DER GEBURTSREIHENFOLGE DER TOCHTER IN DER FAMILIE

ZUSAMMENFASSUNG — In der vorliegenden Arbeit wird der Menarcheeintritt an einer Gruppe von Töchtern und ihren Müttern studiert, die aus Olomouc und umliegenden Dörfern stammen. Es werden Beziehungen und Unterschiede zwischen Mutter und ihren Töchtern, sowie unter den Töchtern untersucht. Ferner befaßt sich die Arbeit mit dem Einfluß des Milieus, in dem die untersuchten Frauen von Geburt zu Menarcheeintritt gelebt haben. Diese Untersuchungen sind Bestandteil und Fortsetzung einer seit dem Jahre 1977 auf Familienmaterial langfristig durchgeführten Menarchestudie. Die Ergebnisse der vorhergehenden Untersuchungen wurden 1983 von Hajn und 1982, 1985 und 1985 von Hajn und Komenda veröffentlicht.

SCHLÜSSELWÖRTER: Menarche — Menarchealter — Menarche und die Geburtsreihenfolge der Töchter in der Familie — Mutter-Tochter-Beziehungen — Menarche und die Umwelt — Akzeleration — Koinzidenz — Superkoinzidenz — Saisondistribution der Geburten.

MATERIAL UND METHODE

Die vorliegende Arbeit verarbeitet Angaben über 1615 Frauen von 639 Familien. Diese Daten wurden mit Hilfe anonymer Fragebogen gewonnen, die von Mädchen einer Lehranstalt in Olomouc ausgefüllt wurden. Diese Mädchen stammen aus Olomouc (200 Meter Seehöhe, 100 000 Einwohner, Nordmähren, Tschechoslowakei) und aus umliegenden Dörfern.

Die Mädchen wurden instruiert, wie der Fragebogen auszufüllen ist und ersucht, alle Angaben wahrheitsgemäß anzuführen. Da diese Untersuchungen bereits seit 1977 laufen, wurden die befragten Mädchen ersucht, den Fragebogen nicht auszufüllen, sofern es schon früher ihre älteren Töchter getan haben.

Bei der Datenverarbeitung wurden alle Frauen in mehrere Gruppen geteilt. Die erste Gruppe führt die Bezeichnung „Töchter“. Hierher wurden die

direkt befragten Mädchen eingereiht; die Reihenfolge ihrer Geburt in der Familie wird hier nicht berücksichtigt. Diese Gruppe dient zum Vergleich mit Ergebnissen anderer Autoren, die die Geburtsreihenfolge der Töchter in der Familie gleichfalls außer Acht lassen. Diese Gruppe wurde noch weiter differenziert, und zwar in „Töchter aus der Stadt“ und „Töchter vom Lande“, nach dem Milieu, in dem sie bis zum Menarcheeintritt gelebt haben. Nach der Geburtsreihenfolge in der Familie wurden 3 Gruppen gebildet, und zwar „1. Tochter“ bis „3. Tochter“. In den untersuchten Familien gab es zwar auch 6 Kinder, wegen geringer Anzahl der Familien mit mehr als 3 Kindern sind jedoch nur die ersten 3 Gruppen statistisch verwendbar. Analog zu ihren Töchtern wurden auch die Mütter in 3 Gruppen geteilt, und zwar in „Mütter“, „Mütter aus der Stadt“ und „Mütter vom Lande“. In allen Gruppen wurden statistische Charakteristiken errechnet.

Es wurden das Durchschnittsmenarchealter untersucht, die Zeitspanne zwischen dem niedrigsten und höchsten Menarchealter, die Akzeleration, Koinzidenz und Superkoinzidenz, sowie die Saisondistribution der Geburten. Die Arbeit umfaßt Angaben über Mütter der Jahrgänge 1930—1950 und über Töchter der Jahrgänge 1950—1970. Als statistisch verwendbar erwiesen sich die Jahrgänge 1940—1950 bei Müttern und 1960—1970 bei Töchtern.

ERGEBNISSE

Statistische Grundcharakteristiken der einzelnen Gruppen von Müttern und Töchtern werden in der *Tabelle No 1* angeführt. Das Durchschnittsmenarchealter beträgt 13,69 Jahre bei Müttern und 13,13 Jahre bei Töchtern. Die Differenz beträgt also ca 7 Monate. Die Mütter sind im Durchschnitt um 20 Jahre älter als die Töchter, die Menarcheakzeleration der Töchter beläuft sich also auf 3,5 Monate in 10 Jahren. Der festgestellte Akzelerationswert stimmt mit den Angaben von Štukovský 1966 und Hajn und Komenda 1982 und 1985 überein. Auch Pačevski et al. 1978 gibt einen Wert von 2,5—3 Monaten an. Bei Nakamura et al. 1985 finden wir etwas höhere Werte für Japanerinnen — 4,3 Monate im Laufe eines Jahrzehnts, Laska-Mierzejewska et al. 1982 fand einen Akzelerationswert von 0,25 Jahren pro Dekade bei Mädchen aus Warschau, bei Mädchen von Lande sogar 0,64 Jahre.

Bei langfristiger Verfolgung der Akzelerationswerte stellen wir jedoch etwas abweichende Tatsachen fest. Matiegka 1891 veröffentlichte z. B. den Wert des Durchschnittsmenarchealters von 15,8 Jahren, Baroch 1929 von 14,0 Jahren. Im Laufe von 38 Jahren betrug der Akzelerationswert 1,8 Jahre, das heißt 5,7 Monate pro Dekade. 24 Jahre nach Baroch 1929 veröffentlichte Valšík 1953 den Wert vom Durchschnittsmenarchealter von 13,5 Jahren. Die Akzeleration beträgt also 2,5 Monate pro Dekade. Hajn

und Komenda stellten 1982 den Wert des Durchschnittsmenarchealters von 13,0 Jahren fest — der Akzelerationswert — verglichen mit den Angaben von Valšík 1953 — beträgt also nur noch 2,07 Monate pro Jahrzehnt. Wenn auch diese Berechnungen nicht ganz genau und nur orientierungsmäßig verwendbar sind, beweisen sie jedoch die eindeutige und rapide Verzögerung der Akzeleration. Auf diese Tatsache haben schon Hajn und Komenda 1985 aufmerksam gemacht.

Tabelle No 2 zeigt den Vergleich der Werte des Durchschnittsmenarchealters mit vorhergehenden Familienuntersuchungen auf dem Gebiet von Olomouc. Aus dem Vergleich geht hervor, daß das Durchschnittsmenarchealter bei Müttern keine wesentliche Änderung aufweist — es ist keine Akzeleration zu verzeichnen. Wahrscheinlich macht sich hier der Einfluß einer schlechteren Ernährung während des Krieges und in der Nachkriegszeit bemerkbar (es handelt sich vorwiegend um Mütter der Jahrgänge 1940—50). Das Durchschnittsmenarchealter der Töchter ist im Vergleich mit früheren Ergebnissen etwas gestiegen. Anstatt der Beschleunigungstendenz der vergangenen Jahre verzeichnen wir also nach 1960 eine mäßige Dezeleration. Unsere Ergebnisse stimmen mit denjenigen von Hajn und Komenda 1985 überein. Es kann also zusammenfassend konstatiert werden, daß die Werte des Durchschnittsmenarchealters eine gewisse Grenze erreicht haben, um die sie sich wahrscheinlich mit geringen beidseitigen Schwankungen bewegen werden. Die Akzelerationsverzögerung wurde auch von anderen Autoren in verschiedenen geographischen Lagen registriert, so z. B. von Dann und Roberts 1973 bei Engländerinnen und von Richter 1981, 1982 und 1985 bei Deutschen. Das Anwachsen der Werte des Durchschnittsmenarchealters konstatierten z. B. Roberts 1977 bei Engländerinnen, Malina 1978 bei Amerikanerinnen, Richter 1982 bei Deutschen, Eiben 1982 bei Ungarinnen und Nakamura et al. 1982 bei Japanerinnen.

TABELLE 1. Die grundsätzlichen statistischen Charakteristiken

Gruppe	n	Mittelwert \bar{X}	Streuung σ^2	Standardabweichung σ	Mittlere Fehler $\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$	Median Me	Variationskoeffizient $\frac{\sigma}{\bar{X}}$
Mütter	639	164,29	291,61	17,08	0,676	164	0,104
Mütter — Stadt	192	162,93	358,30	18,93	1,370	162	0,116
Mütter — Land	447	164,88	263,70	16,24	0,768	165	0,098
Töchter	639	157,56	163,75	12,80	0,506	158	0,081
Töchter — Stadt	290	157,01	160,19	12,66	0,740	157	0,081
Töchter — Land	349	158,01	167,17	12,93	0,692	158	0,082
1. Tochter	453	159,04	187,73	13,70	0,643	159	0,086
2. Tochter	358	156,13	170,32	13,05	0,689	157	0,084
3. Tochter	122	156,20	160,96	12,69	1,150	157	0,081

TABELLE 2. Vergleich der Werte des Durchschnittsmenarchealters mit vorhergehenden Familienuntersuchungen auf dem Gebiet von Olomouc

Gruppe	Hajn, Komenda 1982	Hajn, Komenda 1985	Vorliegende Arbeit
Mütter	164,99	163,00	164,29
Mütter — Stadt	163,89	161,10	162,93
Mütter — Land	165,89	164,24	164,88
Töchter	155,41	156,42	157,56
Töchter — Stadt	155,15	155,74	157,01
Töchter — Land	156,79	157,54	158,01
1. Tochter	155,99	157,38	159,04
2. Tochter	155,18	155,96	156,13
3. Tochter	157,37	155,59	156,20

In der vorliegenden Arbeit wurden auch die Unterschiede unter den Werten des Durchschnittsmenarchealters bei den jeweiligen Gruppen der Mütter und Töchter untersucht. Die erste Blutung der Mütter vom Lande tritt durchschnittlich um 2 Monate später ein, als bei Müttern aus der Stadt, die Differenz zwischen denselben Töchter — Gruppen beträgt 1 Monat. Die Ergebnisse bei Müttern sind mit denen von Hajn und Komenda 1982 und 1985 identisch. Bei Töchtern wird die Differenz zwischen „Stadt und Land“ immer geringer. Zwischen den Müttern und Töchtern aus der Stadt besteht ein Unterschied von 5,92 Monaten, auf dem Lande sind es 6,87 Monate. Dieselben Werte stellten Hajn und Komenda 1985 fest. Die Differenzen zwischen der Mutter und ihrer 1.—3. Tochter weisen folgende Werte auf:

- Mutter — 1. Tochter — 5,25 Monate
- Mutter — 2. Tochter — 8,16 Monate
- Mutter — 3. Tochter — 8,09 Monate.

Die sämtlichen Differenzen sind niedriger, als sie Hajn und Komenda 1985 gefunden haben. Diese Tatsache hängt evident mit der Stockung der Akzeleration, bzw. mit der mäßigen Dezeleration zusammen, die in der vorliegenden Arbeit bei Töchtern konstatiert wurden.

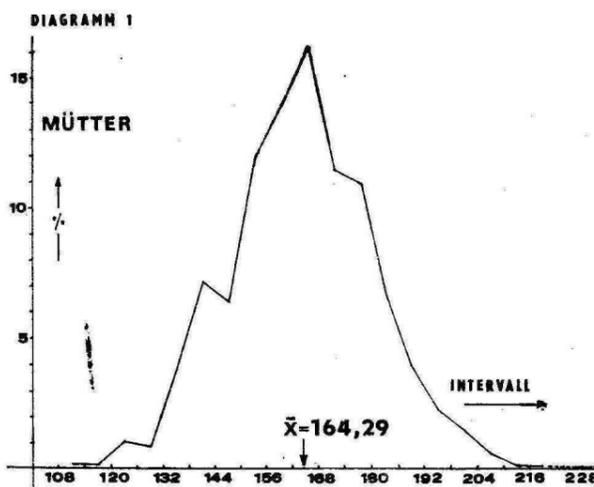


DIAGRAMM 1. Menarchealter in Halbjahr-Intervallen — „Mütter“.

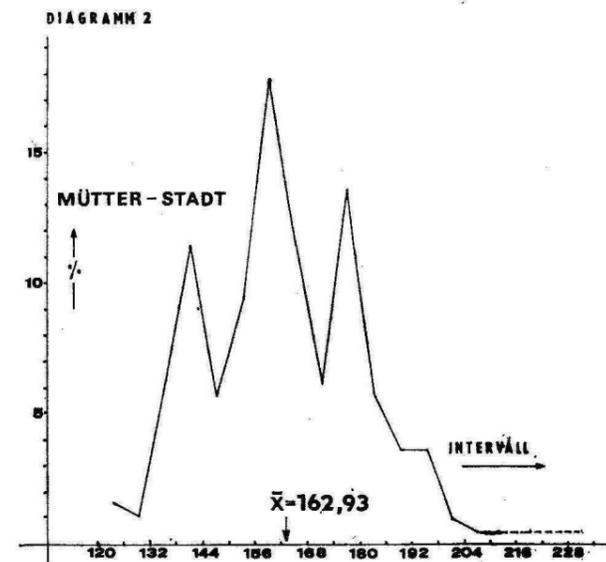


DIAGRAMM 2. Menarchealter in Halbjahr-Intervallen — „Mütter — Stadt“.

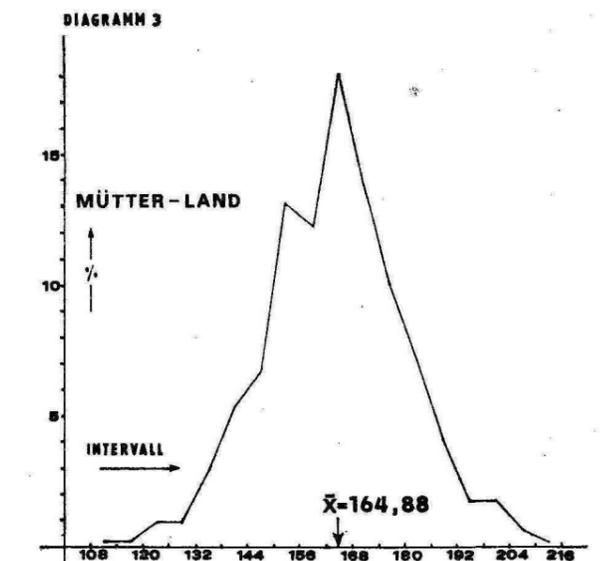


DIAGRAMM 3. Menarchealter in Halbjahr-Intervallen — „Mütter — Land“.

Tabelle No 3 und *Diagramme No 1—9* zeigen die Frequenz des Menarchealters in Halbjahrintervallen. Die Höchst- und Mindestwerte des Menarchealters werden in der *Tabelle No 4* angegeben. Aus den Tabellen und Diagrammen geht hervor, daß die Spannweite zwischen dem höchsten und niedrigsten Menarchealter bei einzelnen Gruppen der Töchter kleiner ist, als bei denselben Gruppen der Mütter. Auch die Kurvensymmetrie ist bei den Töchtern — Gruppen höher, als bei Müttern. Zu analogen Ergebnissen kamen auch Štukovský 1966, Jampolskaja 1970 und Hajn und Komenda 1982 und 1985. In den Gruppen „1. Tochter“ bis „5. Tochter“ verkürzt sich der Intervall zwischen dem maximalen und minimalen Wert des Menarchealters in Abhän-

TABELLE 3. Menarchealter in Halbjahr-Intervallen

Gruppe	Intervalle																					
	108	114	120	126	132	138	144	150	156	162	168	174	180	186	192	198	204	210	216	222	228	234
Mütter (n = 639)	n	1	1	7	6	25	46	41	77	89	103	73	70	43	25	15	10	4	1	1	—	1
	%	0,16	0,16	1,09	0,94	3,91	7,20	6,41	12,05	13,93	16,12	11,42	10,95	6,73	3,91	2,35	1,56	0,63	0,16	0,16	—	0,16
Mütter - Stadt (n = 192)	n	—	—	3	2	12	22	11	18	34	22	12	26	11	7	7	2	1	—	1	—	1
	%	—	—	1,56	1,04	6,25	11,46	5,73	9,38	17,70	11,46	6,25	13,45	5,73	3,65	3,65	1,04	0,52	—	0,52	—	0,52
Mütter - Land (n = 447)	n	1	1	4	4	13	24	30	59	55	81	61	44	32	18	8	8	3	1	—	—	—
	%	0,22	0,22	0,90	0,90	2,91	5,37	6,71	13,20	12,30	18,12	13,65	9,84	7,16	4,03	1,79	1,79	0,67	0,22	—	—	—
Töchter (n = 639)	n	—	1	6	15	25	50	77	116	112	115	73	37	7	4	1	—	—	—	—	—	—
	%	—	0,16	0,94	2,35	3,91	7,82	12,05	18,15	17,53	18,00	11,42	5,79	1,09	0,63	0,16	—	—	—	—	—	—
Töchter - Stadt (n = 290)	n	—	—	5	4	13	27	32	52	49	56	34	15	3	—	—	—	—	—	—	—	—
	%	—	—	1,72	1,38	4,48	9,31	11,03	17,93	16,90	19,31	11,73	5,17	1,04	—	—	—	—	—	—	—	—
Töchter - Land (n = 349)	n	—	1	1	11	12	23	45	64	63	59	39	22	4	4	1	—	—	—	—	—	—
	%	—	0,29	0,29	3,15	3,44	6,59	12,89	18,34	18,05	16,90	11,17	6,30	1,15	1,15	0,29	—	—	—	—	—	—
1. Tochter (n = 453)	n	1	—	4	11	12	38	44	85	72	74	59	31	13	5	3	1	—	—	—	—	—
	%	0,22	—	0,88	2,43	2,65	8,39	9,71	18,76	15,90	16,34	13,03	6,84	2,87	1,10	0,66	0,22	—	—	—	—	—
2. Tochter (n = 358)	n	—	1	7	5	18	32	54	59	63	59	36	20	3	1	—	—	—	—	—	—	—
	%	—	0,28	1,95	1,40	5,03	8,94	15,08	16,48	17,60	16,48	10,05	5,59	0,84	0,28	—	—	—	—	—	—	—
3. Tochter (n = 122)	n	—	—	—	3	7	12	15	23	27	20	6	6	1	1	1	—	—	—	—	—	—
	%	—	—	—	2,46	5,74	9,84	12,29	18,85	22,13	16,39	4,92	4,92	0,82	0,82	0,82	—	—	—	—	—	—

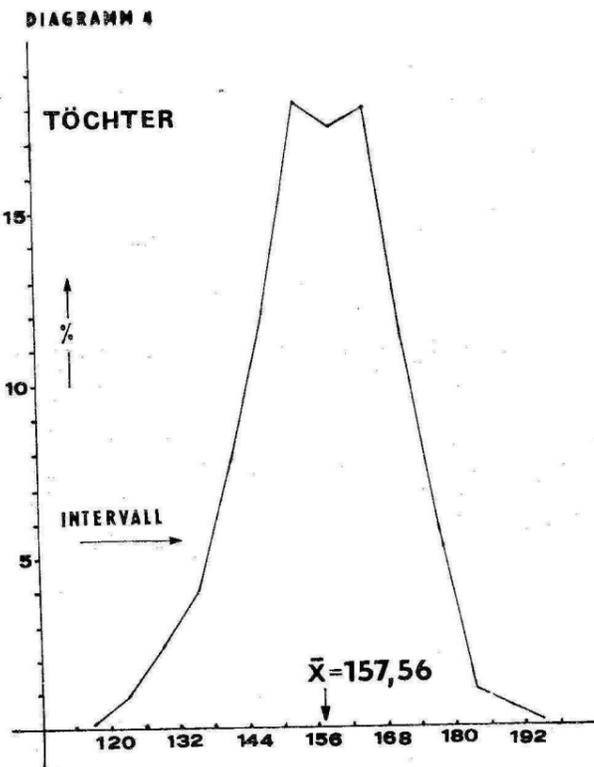


DIAGRAMM 4. Menarchealter in Halbjahr-Intervallen — „Töchter“.

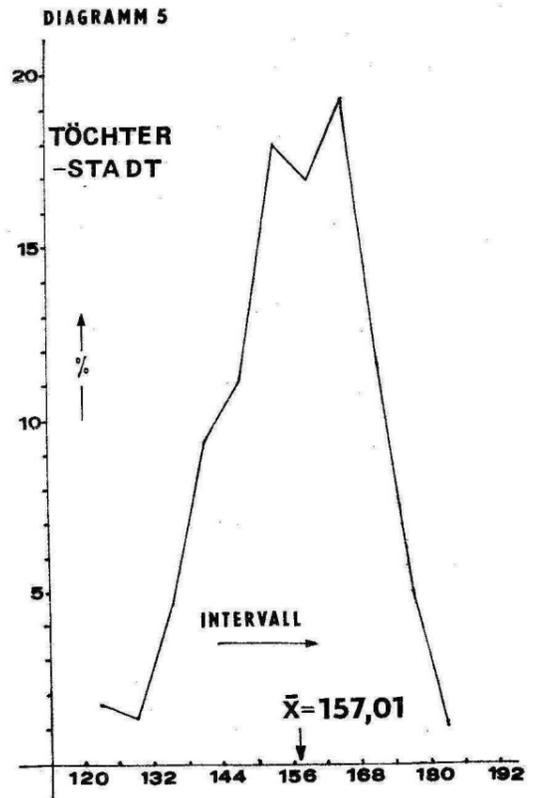


DIAGRAMM 5. Menarchealter in Halbjahr-Intervallen — „Töchter - Stadt“.

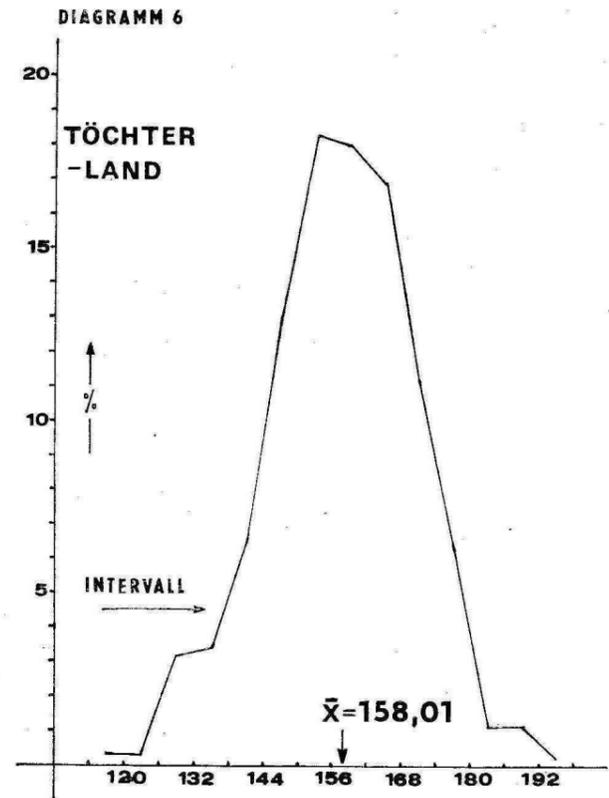


DIAGRAMM 6. Menarchealter in Halbjahr-Intervallen — „Töchter - Land“.

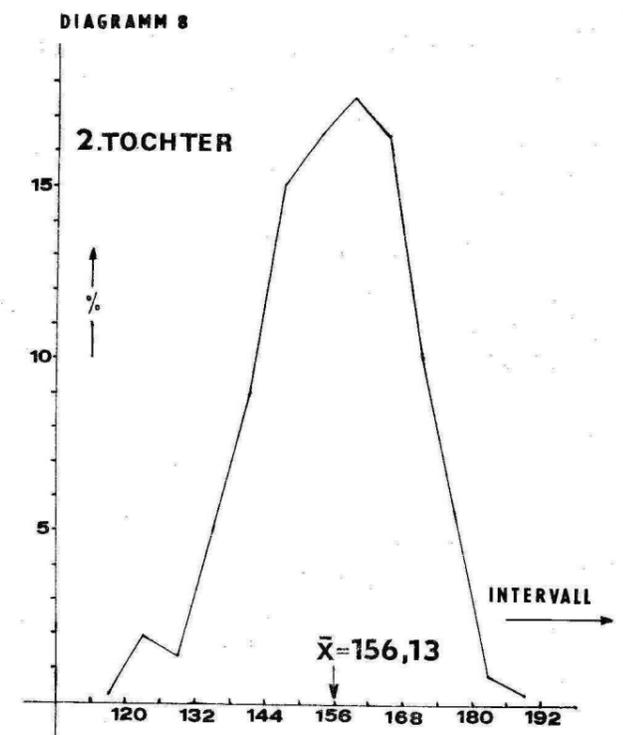


DIAGRAMM 8. Menarchealter in Halbjahr-Intervallen — „2. Tochter“.

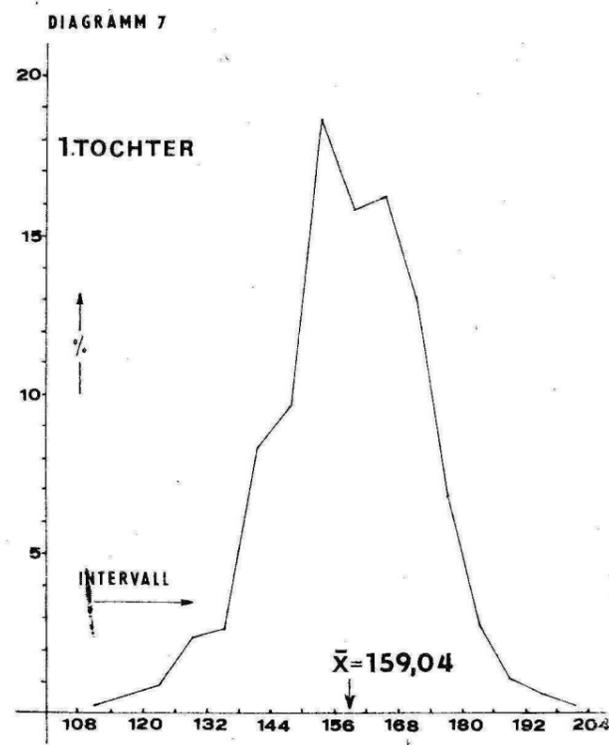


DIAGRAMM 7. Menarchealter in Halbjahr-Intervallen — „1. Tochter“.

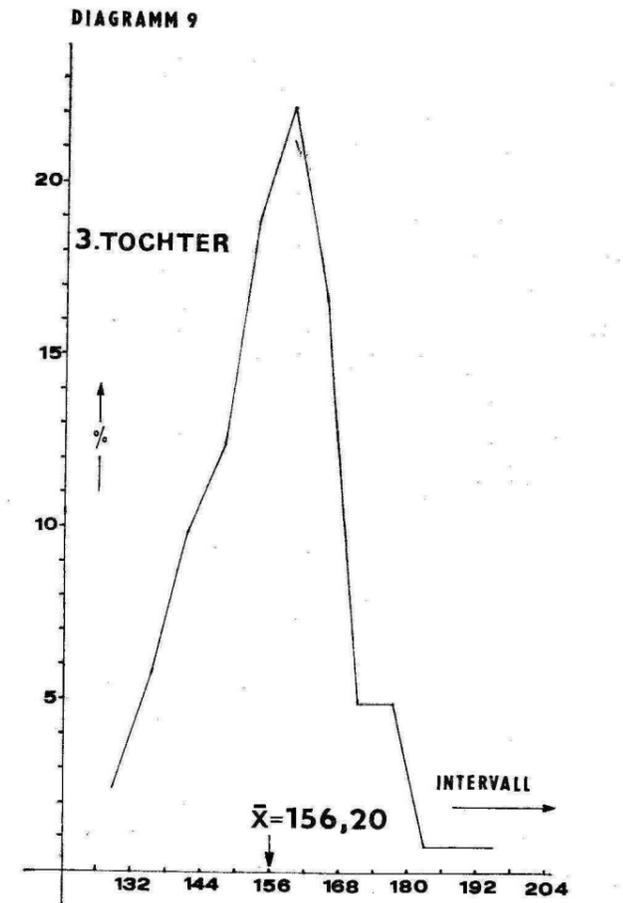


DIAGRAMM 9. Menarchealter in Halbjahr-Intervallen — „3. Tochter“.

TABELLE 4. Spannweite zwischen dem niedrigsten und höchsten Menarchealter in den jeweiligen Gruppen

Gruppe	Menarchealter			
	niedrigstes		höchstes	
	Jahr	Monat	Jahr	Monat
Mütter	9	1	19	3
Mütter—Stadt	10	4	19	3
Mütter—Land	9	1	17	10
Töchter	9	10	16	1
Töchter—Stadt	10	4	15	6
Töchter—Land	9	10	16	1
1. Tochter	9	6	16	8
2. Tochter	9	10	15	8
3. Tochter	10	10	16	3
4. Tochter	10	11	15	10
5. Tochter	11	3	15	2

gigkeit von der zunehmenden Anzahl der Töchter. Zu demselben Schluß kamen auch Hajn und Komenda 1982 und 1985.

Ferner wurde die Abhängigkeit des Durchschnittsmenarchealters von der Anzahl der Geschwister studiert. Wie schon erwähnt wurde, konnten wegen geringer Anzahl der Familien mit mehr als 3 Kindern nur die Angaben über die 1.—3. Tochter verwendet werden. Die Übersicht der Ergebnisse zeigt die Tabelle No 5. Waagrecht wird die Anzahl der Geschwister angeführt, senkrecht dann die Geburtsreihenfolge der Tochter in der Familie. Die erste Tochter ist entweder allein (ohne Geschwister), oder die erste von zwei, bzw. von drei Geschwistern. Die 2. Tochter kann die 2. von zwei oder drei Geschwistern sein. Waagrecht verzeichnen wir in der Tabelle No 5 das Anwachsen des Durchschnittsmenarchealters mit der steigenden Anzahl der Geschwister. Dasselbe konstatierten Hajn und

TABELLE 5. Abhängigkeit des Durchschnittsmenarchealters von der Altersreihenfolge und der Gesamtzahl der Geschwister in der Familie

Altersreihenfolge der Töchter in der Familie		Gesamtzahl der Kinder in der Familie		
		1	2	3
1. Tochter	n	37	216	153
	\bar{x}	156,26	158,94	159,97
	σ	12,76	12,67	14,10
	$\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$	2,10	0,09	1,14
2. Tochter	n		183	128
	\bar{x}		154,91	157,06
	σ		12,82	13,28
	$\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$		0,95	1,17
3. Tochter	n			81
	\bar{x}			155,31
	σ			11,98
	$\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$			1,34

Komenda 1982 und 1985 bei Mädchen aus Olomouc. Analoge Beobachtungen führt Bernátová 1963 bei Slowakinnen an, Bodzsár 1975 und Farkas und Nagy 1981 bei Ungarinnen, Billewitz et al. 1981 bei Engländerinnen, Laska-Mierzejewska 1983 bei Polinnen und Roberts et al. 1975 bei Engländerinnen. Lesen wir die Tabelle No 5 senkrecht, konstatieren wir sowohl in Familien mit 2 als auch mit 3 Kindern immer einen niedrigeren Wert des Durchschnittsmenarchealters bei der jüngeren Tochter als bei ihrer älteren Schwester. Zu demselben Schluß kamen auch Hajn und Komenda 1982 und 1985.

Die vorliegende Arbeit befaßt sich auch mit dem Übereinstimmen des Geburts- und Menarchemonats, der sog. Koinzidenz, und zwar mit Hilfe des modifizierten χ^2 — Testes nach Hajn und Komenda 1982, sowie der „n — Methode“ nach de Rudder 1952. Die Ergebnisse werden in Tabellen No 6, 7 und 8 angeführt. Im Vergleich mit früheren Untersuchungen verzeichnen wir eine wesentlich geringere Anzahl von Koinzidenzfällen. Die Koinzidenz ist — mit Hilfe des χ^2 Testes — bloß in den Gruppen „Mütter“, „Mütter vom Lande“ und „1. Tochter“ nachweisbar. Das Test-Kriterium betrug einen Wert von 22,46 für $P > 1\%$ und 12,39 für $P > 5\%$. Zu ähnlichen Beschlüssen, daß heißt, daß die Koinzidenz bei Mädchen nach 1960 nicht mehr nachzuweisen ist, kamen auch Miura et al. 1985 bei Japanerinnen, Billewitz et al. 1981 bei Engländerinnen und Richter 1985 bei Deutschen. Miura et al. 1985 erklären die Nichtexistenz der Koinzidenz nach 1960 unter anderem durch eine gewaltige Änderung der Saisondistribution der Geburten. Während vor 1960 eine erhöhte Geburtenfrequenz im Frühling registriert werden konnte, und die nach Geburtsdaten konstruierten Kurven einen auffallenden Frühlingsgipfel aufwies, verschiebt sich der Kurvengipfel nach 1960 deutlich zu den Sommermonaten. Diese Verschiebung konstatierten auch Richter et al. 1982 bei Jungen und Mädchen, die im Jahre 1970 in Görlitz geboren wurden und Shimura et al. 1981 bei den 1971—75 geborenen Einwohnern von Osaka. Bei den Einwohnern von Mittelmähren (Tschechoslowakei) stellten Hajn und Komenda 1987 analoge Tendenzen fest: In der Zeitspanne 1750—1949 gab es bei der Bevölkerung dieses Gebietes immer einen auffallenden Frühlingsskurvengipfel, sowohl bei Männern, als auch bei Frauen. Seit dem Jahre 1950 kommt es bei beiden Geschlechtern zu einer deutlichen Verschiebung der Kurvengipfel in den Sommer hinein. Hajn und Komenda wiesen in dieser Arbeit auf die Verschiebung der prokreativen Tätigkeit nach dem Jahre 1950 hin, und zwar in den Zeitraum Juli — September, wo die meisten Menschen ihren Urlaub machen. Wir ersehen aus den zitierten Beobachtungen, daß die Verschiebung der Saisondistribution der Geburten in der 2. Hälfte unseres Jahrhunderts für eine allgemeine Entwicklungstendenz auf der nördlichen Halbkugel gehalten werden kann.

Diagramm No 10 zeigt den Vergleich der Saisondistribution der Geburten der Mütter und ihrer Töchter. Die Angaben wurden in diesem Diagramm auf Monatslänge korrigiert und in dreimonat-

TABELLE 6. Die Koinzidenz zwischen Geburts- und Menarchemonat

Differenz	n	Mütter	Töchter	1. Tochter	2. Tochter	3. Tochter	Mütter—Stadt	Mütter—Land	Töchter—Stadt	Töchter—Land
n (0)	n %	82 12,83	70 10,96	57 12,58	39 10,90	14 11,48	18 9,37	64 14,32	31 10,69	39 11,17
n (1)	n %	100 15,65	117 18,31	89 19,65	57 15,92	21 17,21	30 15,63	70 15,66	56 19,31	61 17,48
n (2)	n %	108 16,90	106 16,59	76 16,78	56 15,64	21 17,21	30 15,63	78 17,45	50 17,24	56 16,05
n (3)	n %	106 16,59	85 13,30	64 14,13	47 13,13	20 16,39	33 17,18	73 16,33	39 13,45	46 13,18
n (4)	n %	101 15,81	111 17,37	72 15,89	72 20,11	14 11,48	34 17,71	67 14,99	50 17,24	61 17,48
n (5)	n %	81 12,68	102 15,96	67 14,79	59 16,48	25 20,49	25 13,02	56 12,53	44 15,17	58 16,62
n (6)	n %	61 9,54	48 7,51	28 6,18	28 7,82	7 5,74	22 11,46	39 8,72	20 6,90	28 8,02
Zusammen	n %	639 100,00	639 100,00	453 100,00	358 100,00	122 100,00	192 100,00	447 100,00	290 100,00	349 100,00

TABELLE 7. De Rudder's „n — Methode“ — Übersicht der Ergebnisse in %

Gruppe		Differenzen												
		n — 6	n — 5	n — 4	n — 3	n — 2	n — 1	n	n + 1	n + 2	n + 3	n + 4	n + 5	n + 6
Mütter (n = 639)	n %	33 5,16	34 5,32	61 9,55	46 7,20	52 8,14	51 7,98	82 12,83	49 7,67	56 8,76	60 9,39	40 6,26	47 7,36	28 4,38
Töchter (n = 639)	n %	23 3,60	49 7,67	50 7,82	51 7,98	49 7,67	57 8,92	70 10,96	60 9,39	57 8,92	34 5,32	61 9,55	53 8,29	25 3,91
1. Tochter (n = 453)	n %	11 2,43	31 6,84	35 7,73	34 7,51	30 6,62	47 10,38	57 12,58	42 9,27	46 10,15	30 6,62	37 8,17	36 7,95	17 3,75
2. Tochter (n = 358)	n %	13 3,63	29 8,10	38 10,61	31 8,66	29 8,10	26 7,26	39 10,90	31 8,66	27 7,54	16 4,47	34 9,50	30 8,38	15 4,19
3. Tochter (n = 122)	n %	3 2,46	13 10,65	7 5,74	9 7,38	14 11,48	11 9,01	14 11,48	10 8,20	7 5,74	11 9,01	7 5,74	12 9,83	4 3,28
Mütter — Stadt (n = 192)	n %	11 5,73	10 5,21	21 10,94	14 7,29	17 8,86	14 7,29	18 9,37	16 8,33	13 6,77	19 9,90	13 6,77	15 7,81	11 5,73
Mütter — Land (n = 447)	n %	22 4,92	24 5,37	40 8,95	32 7,16	35 7,83	37 8,32	64 14,32	33 7,38	43 9,62	41 9,17	27 6,04	32 7,16	17 3,80
Töchter — Stadt (n = 290)	n %	9 3,10	20 6,90	22 7,59	22 7,59	22 7,59	32 11,03	31 10,69	24 8,27	28 9,66	17 5,86	28 9,66	24 8,27	11 3,79
Töchter — Land (n = 349)	n %	14 4,01	29 8,31	28 8,02	29 8,31	27 7,74	25 7,16	39 11,17	36 10,32	29 8,31	17 4,87	33 9,46	29 8,31	14 4,01

lich gleitenden Durchschnittswerten angegeben. Es kommt abermals zur Verschiebung des Kurvengipfels bei Töchtern in die Sommerzeit. Die Kurve der Mütter weist einen Frühlingsskurvengipfel auf. Infolge der Formähnlichkeit beider Kurven kann die Differenz dazwischen mit 2 Monaten ausgedrückt werden. Diagramm No 10 bestätigt also wieder die Beschlüsse der oben angeführten Autoren.

Das weniger häufige Vorkommen von Koinzidenzfällen in den Töchter — Gruppen ist also darauf zurückzuführen, daß sich die Saisondistri-

bution der Menarche nicht geändert, während die Saisondistribution der Geburten eine wesentliche Verschiebung durchgemacht hat.

Ferner wurde die einfache Kongruenz des Menarchemonats der Mutter mit dem ihrer Tochter untersucht. Diese Kongruenz studierten und bewiesen (mit Hilfe des H_0 — Testes — Aproximation durch Normalverteilung) Hajn 1983 und Hajn und Komenda 1985. Der Unterschied zwischen dem Menarchemonat der Mutter und dem ihrer Tochter wurde von ihnen als die möglichs kleinste Differenz

TABELLE 8. Vergleich der Koinzidenz-Werte mit vorhergehenden Familienuntersuchungen auf dem Gebiet von Olomouc

Gruppe	Hajn, Komenda 1982	Hajn, Komenda 1985	Vorliegende Arbeit
Mütter	14,26	11,75	12,83
Töchter	11,83	10,75	10,96
1. Tochter	11,82	11,09	12,58
2. Tochter	12,38	10,73	10,90
3. Tochter	15,00	10,96	11,48
Mütter—Stadt	14,44	11,90	9,37
Mütter—Land	14,14	11,65	14,32
Töchter—Stadt	11,76	10,73	10,69
Töchter—Land	12,17	10,35	11,17

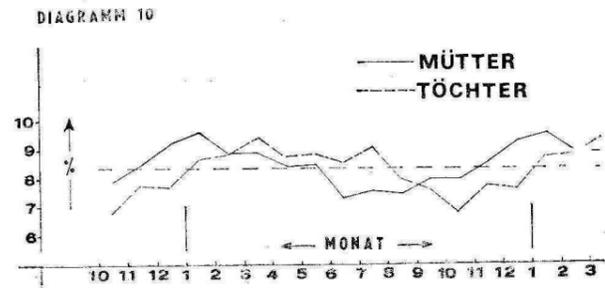


DIAGRAMM 10. Saisondistribution — Vergleich der Geburten der Mütter und ihrer Töchter.

registriert und betrug folglich höchstens +6 bis -6 Monate. (Beispiel: die Mutter hatte ihre erste Blutung im Jänner, ihre Tochter im Juni — die Differenz beträgt 5 Monate; der Menarchemonat der Mutter war Feber, derjenige der Tochter September — die Differenz beträgt -5 Monate, usw.) Auch in der vorliegenden Arbeit wurde die Existenz dieser Kongruenz auf dieselbe Weise geprüft. Die Übersicht der Resultate zeigen *Tabelle No 9* und *Diagramm No 11*. Im Gegensatz zu früherem Beschließen der oben genannten Autoren weisen jedoch die die prozentuelle Frequenz der jeweiligen Differenzen ausdrückenden Kurven einen schwankenden

TABELLE 9. Einfache Kongruenz des Menarchemonats der Mutter mit dem ihrer Tochter

Gruppe	Mutter — Tochter — Differenz													
		-6	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5	6
Töchter (n = 639)	n	29	37	47	47	66	53	71	57	75	49	41	47	20
	%	4,54	5,79	7,36	7,36	10,32	8,29	11,11	8,92	11,73	7,67	6,42	7,36	3,13
1. Tochter (n = 453)	n	20	26	45	43	43	39	40	40	40	32	40	32	13
	%	4,42	5,74	9,94	9,49	9,49	8,61	8,83	8,83	8,83	7,06	8,83	7,06	2,87
2. Tochter (n = 358)	n	21	15	26	20	34	28	45	31	42	30	25	30	11
	%	5,87	4,19	7,26	5,59	9,50	7,82	12,57	8,66	11,73	8,38	6,98	8,38	3,07
3. Tochter (n = 122)	n	3	9	12	6	14	12	14	12	11	8	6	12	3
	%	2,46	7,38	9,84	4,92	11,47	9,84	11,47	9,84	9,01	6,55	4,92	9,84	2,46
Alle Töchter (n = 976)	n	44	53	86	71	92	83	108	83	94	74	79	77	32
	%	4,51	5,43	8,81	7,28	9,43	8,50	11,07	8,50	9,63	7,58	8,09	7,89	3,28

und ziemlich unregelmäßigen Verlauf auf. Die einfache Kongruenz des Menarchemonats der Mutter mit dem ihrer Tochter ist praktisch nicht nachzuweisen. Zusammenfassend kann also konstatiert werden, daß die Untersuchungen der einfachen Kongruenz der Menarchemonate bei Müttern und ihren Töchtern diejenigen Beschlüsse bekräftigen, zu denen man beim Studium der Koinzidenz-Problematik gekommen ist. Interessant erscheint uns die Tatsache, daß die beidseitigen Schwankungen im Kurvenverlauf in allen Töchter-Gruppen identisch sind — mit Ausnahme der Gruppe „1. Tochter“.

TABELLE 10. Absolute Werte der Differenzen zwischen dem Geburts- und Menarchemonat der Mütter im Verhältnis zu denselben ihrer Töchter (absolute Werte nicht zyklisch aufgefasst)

Mütter — Differenzen	Töchter — Differenzen											Zusammen	
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10		11
0	12	14	12	6	12	3	7	7	2	4	3	—	82
1	11	(19)	15	10	8	9	4	6	2	3	3	(2)	92
2	10	23	14	9	15	9	5	2	3	1	—	—	91
3	12	10	12	8	14	6	6	9	4	2	1	2	86
4	5	10	8	8	13	9	2	4	5	3	5	1	73
5	5	5	6	6	5	6	11	3	2	2	—	2	53
6	2	11	10	7	11	6	5	3	3	2	—	1	61
7	5	3	6	3	1	3	3	2	—	2	—	—	28
8	4	6	3	4	1	2	3	2	1	2	—	—	28
9	3	2	4	1	2	3	1	2	2	—	—	—	20
10	—	3	3	—	3	2	1	2	1	1	—	1	17
11	1	(2)	—	—	1	1	—	1	—	1	(—)	—	8
Zusammen	70	108	93	62	86	59	48	43	25	23	13	9	639

In der vorliegenden Arbeit wurde gleichfalls die s. g. Superkoinzidenz untersucht. Diese Bezeichnung wurde zum erstenmal von Hajn und Komenda 1982 als Ausdruck der Übereinstimmung der Koinzidenz der Mutter mit der ihrer Tochter gebraucht. Es wurde von ihnen nachgewiesen, daß die Superkoinzidenz signifikant häufiger vorkommt, als theoretisch zu erwarten wäre. Im Jahre 1985 wurde die Existenz der Superkoinzidenz von diesen beiden Autoren abermals bestätigt.

DIAGRAMM 11

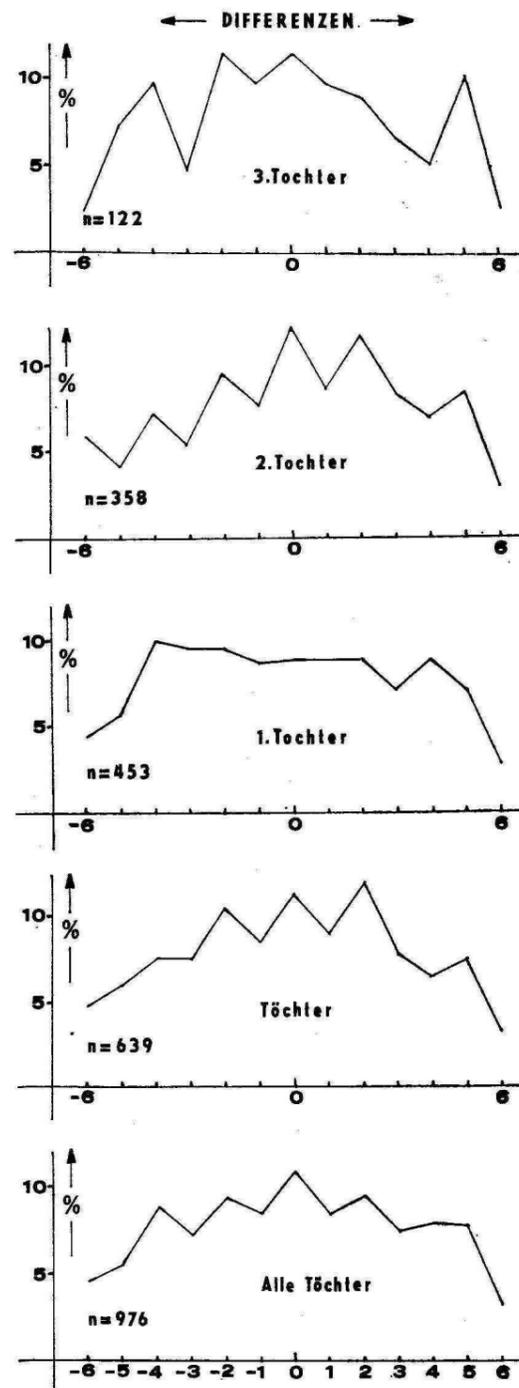


DIAGRAMM 11. Monatsdifferenz zwischen dem Menarcheeintritt bei der Mutter und ihrer Tochter.

Tabelle No 10 zeigt die Absolutwerte der Unterschiede zwischen dem Menarche- und Geburtsmonat bei Müttern im Vergleich mit denselben bei Töchtern. Die Werte der Differenzen werden in dieser Tabelle nicht zyklisch aufgefaßt. *Tabelle No 11* zeigt dieselben Differenzen in zyklischer Auffassung, d. h. als möglichst kürzeste Kreisfrequenzen. *Tabelle No 11* wurde von *No 10* abgeleitet, und zwar so,

daß z. B. 4 mit Ring markierte Zahlen (19, 2, 2, 0) in *Tabelle No 10* eine ebenso markierte Zahl (23) der *Tabelle No 11* ergeben. Die theoretisch erwartete Anzahl der Superkoinzidenz beträgt 8,98 Fälle. Die 12 faktisch festgestellten Fälle können also die Signifikanz der Superkoinzidenz nicht nachweisen. Wir kommen also zu denselben Beschlüssen, wie beim Studium der Koinzidenz und der einfachen Kongruenz des Menarchemonats der Mütter und ihrer Töchter.

TABELLE 11. Absolute Werte der Differenzen zwischen dem Geburts- und Menarchemonat der Mütter im Verhältnis zu denselben ihrer Töchter (absolute Werte zyklisch aufgefasst)

Mütter — Differenzen	Töchter — Differenzen							Zusammen
	0	1	2	3	4	5	6	
0	12	14	15	10	14	10	7	82
1	12	(23)	19	14	11	17	4	100
2	10	27	17	11	22	15	6	108
3	15	14	17	11	22	20	7	106
4	9	17	16	17	20	17	5	101
5	10	10	12	13	8	14	14	81
6	2	12	10	9	14	9	5	61
Zusammen	70	117	106	85	111	102	48	639

SCHLUSSFOLGERUNGEN

In der vorliegenden Arbeit wurde die Menarche-Problematik an 1615 Frauen aus 639 Familien untersucht. Diese Frauen stammen aus Olomouc und umliegenden Dörfern (Nordmähren, Tschechoslowakei). Das Durchschnittsmenarchealter der Mütter beträgt 13,69 Jahre, der Töchter 13,13 Jahre. Die Akzeleration beläuft sich also auf 3,5 Monate pro Jahrzehnt. Beim Vergleich dieser Werte bei jeweiligen Töchter-Gruppen in dieser Arbeit mit denselben Gruppen von Hajn und Komenda 1982 und 1985 verzeichnen wir jedoch das Stehenbleiben der Akzeleration und nach 1960 sogar eine Dezeleration. Das Durchschnittsmenarchealter der Mütter weist während der ganzen Untersuchungsperiode keine wesentlichen Änderungen auf. Unsere Beobachtungen stimmen mit denen ausländischer Autoren überein. Der Unterschied des Durchschnittsmenarchealters zwischen den Müttern aus der Stadt und Müttern vom Lande beträgt 2 Monate, bei Töchtern 1 Monat, immer zu Gunsten der städtischen. Im Zusammenhang mit der steigenden Anzahl der Geschwister erhöht sich auch der Wert des Durchschnittsmenarchealters. Gleichzeitig kann konstatiert werden, daß jüngere Töchter im früheren Alter menstruieren, als ihre älteren Schwestern. Bei den Töchtern verkürzt sich auch die Spannweite zwischen dem niedrigsten und höchsten Alter bei Menarcheeintritt. Alle diese Ergebnisse stimmen mit denen von Hajn und Komenda 1982, 1985 und 1985 veröffentlichten überein. Die Koinzidenz kommt wesentlich seltener vor, sie kann bloß bei den Gruppen „Mütter“, „Mütter vom

Lande“ und „I. Tochter“ nachgewiesen werden. Das Ausbleiben der Koinzidenz nach 1960 bestätigen auch ausländische Autoren. In diesem Zeitraum kommt es zu wesentlichen Änderungen der Saisondistribution der Geburten, wobei die Menarchedistribution unverändert bleibt. Diese Tatsache verursacht offensichtlich nicht nur die geringere Frequenz der Koinzidenzfälle, sondern auch die der einfachen Kongruenz der Menarchemonate der Mütter und ihrer Töchter, sowie der Superkoinzidenz.

LITERATUR

- BERNÁTOVÁ L., 1963: Menarche vo vzťahu ku geografickému a sociálnemu prostrediu. *Zpr. Čs. antrop. spol.*, XVI, 1: 9—10.
- BILLEWITZ W. Z., FELLOWES H. M., THOMSON A. M., 1981: Menarche in Newcastle upon Tyne girls. *Annals of Human Biology*, 8, 4: 313—320.
- BODZSÁR É. B., 1975: Data to puberty of girls. *Humanbiologia Budapestinensis* 3. Editor O. G. Eiben. Budapest, 1975: 1—174.
- DANN T. C., ROBERTS D. F., 1973: End of the Trend? A 12-year Study of Age at Menarche. *British Medical Journal*, 3: 265—267.
- EIBEN O. G., 1982: The Körmend growth study: body measurements. *Anthrop. Közl.* 26: 181—210.
- FARKAS Gy., NAGY J., 1981: Über das Menarchealter von Mädchen aus Komárom. *Acta Biologica Szeged.*, 27, 1—4: 223—227.
- HAJN V., 1983: Menarche bei Frauen aus Olomouc (Tschechoslowakei). *Anthropologie*, XXI/1: 83—90.
- HAJN V., KOMENDA S., 1982: Menarche der Mädchen aus Olomouc, ihrer Schwestern und Mütter. *Anthropologie*, XX/2: 163—176.
- HAJN V., KOMENDA S., 1985: Zur Menarche — Problematik der Mädchen und ihrer Mütter aus Olomouc. *Anthropologie*, XXIII/1: 5—19.
- HAJN V., KOMENDA S., 1985: Einfluß einiger Faktoren auf den Menarcheintritt bei Frauen aus Olomouc (Tschechoslowakei). *Anthropologie*, XXIII/3: 209—217.
- HAJN V., KOMENDA S., 1987: Changes in the seasonal distribution of births and deaths in 1750—1984 in central Moravia (Czechoslovakia). *Anthropologie*, XXV/2: 155—164.
- JAMPOLSKAJA Ju. A., 1970: Sdvigi v srokach polovogo sozrevanija i v vozrastnom raspredelenii pervorodjastšich ženschtschin Moskvy za poslednije 20—30 let. *Voprosy antropologii*, 34: 65—70.
- ŁASKA-MIERZEJEWSKA T., 1983: The influence of social differentiation of rural population on menarcheal age and its secular trend. *Materialy i prace antropologiczne*, 103: 21—46.
- ŁASKA-MIERZEJEWSKA T., MILICER H., PIECHACZEK H., 1982: Age at menarche and its secular trend in urban and rural girls in Poland. *Annals of Human Biology*, 9, 3: 227—233.
- MALINA R. M., 1978: Adolescent Growth and Maturation: Selected Aspects of Current Research. *Yearbook of Physical Anthropology*, 21: 63—94.
- MATIEGKA J., 1933: Tělesná povaha dnešního lidu československého. *Československá vlastivěda*. II. Sfinx. Praha: 193—240.
- MIURA T., NAKAMURA I., NONAKA K., SHIMURA M., NOZAWA Y., OGAWA A., 1985: The correlation between the month of menarche and the month of birth. *Triennial Report*. Department of Hygiene Teikyo University School of Medicine, 4: 71—75.
- NAKAMURA I., SHIMAZAKI S., SHIMURA M., NOZAWA Y., OGAWA A., INOUE T., YAMAKAWA J., MIURA T., 1982: Change of age at menarche during the birth period between 1956 and 1965. *Triennial Report*. Department of Hygiene Teikyo University School of Medicine, 3:44—45.
- NAKAMURA I., MIURA T., NONAKA K., SHIMURA M., NOZAWA Y., OGAWA A., 1985: Changes of menarcheal month and age during 90 years in Tokyo. *Triennial Report*. Department of Hygiene Teikyo University School of Medicine, 4: 66—70.
- PALČEVSKI G., JOVANOVSKI S., MARCIKIĆ V., LAZAROV A., KON—POPOVSKA M., ČAKMAROV D., 1978: Dinamika akceleracije u Skoplju. In: *Prvi jugoslovenski simpozijum o menarhi*. Ed. Ž. Gavrilović. Galenika. Sbornik radova. Beograd, 1978: 236—240.
- RICHTER J., 1981: Deutet sich das Ende der Sexualakzeleration an? *Z. ges. Hyg.*, 28, 6: 485—487.
- RICHTER J., 1982: Neue Aspekte der Menarche — Forschung und der Akzeleration. *Ärztl. Jugendkd.*, 73: 240—248.
- RICHTER J., WENSKE H.—J., 1985: „Hat die Akzeleration ein Ende?“ — Zur Diskussion gestellt. *Z. ärztl. Fortbild.*, 79: 255—257.
- RICHTER J., MIURA T., NAKAMURA I., 1982: Birth month distribution of students and their parents in Görlitz, Germany. *Triennial Report*. Department of Hygiene Teikyo University School of Medicine, 3: 7—9.
- ROBERTS D. F., 1977: The changing pattern of menarcheal age. In: *Growth and Development; Physique Symp.* Biol. Hung., 20: 167—175.
- ROBERTS D. F., DANSKIN M. J., CHINN S., 1975: Menarcheal age in Northumberland. *Acta Paediatr. Scand.*, 64: 845—852.
- de RUDDER B., 1952: *Grundriss einer Meteorobiologie des Menschen*. 3. Auflage. Berlin.
- SHIMURA M., RICHTER J., MIURA T., 1981: Geographical and secular changes in the seasonal distribution of birth. *Soc. Sci. Med.*, Vol. 15 D: 103—109.
- ŠTUKOVSKÝ R., 1966: Sekulárna akcelerácia dospievania na Slovensku. *Zpr. Čs. spol. antrop.*, XIX, 1: 17.
- VALŠÍK J. A., 1953: K otázce pohlavního dospívání brněnských dorostenek. *Leták Anthrop. spol.*, prosinec 1953: 29—31.

Dr. Václav Hajn,
P. O. Box 125,
772 11 Olomouc 2,
Czechoslovakia.