

Parametry genetyczne i fenotypowe dzielności wyścigowej koni pełnej krwi angielskiej w Polsce

Anna Górecka, Henryk Geringer de Oedenberg, Ewa Guzik

Uniwersytet Przyrodniczy we Wrocławiu, Instytut Hodowli Zwierząt,
Zakład Hodowli Koni i Jeździectwa,
ul. Koźuchowska 5a, 51-631 Wrocław

Celem pracy była analiza dzielności wyścigowej koni pełnej krwi angielskiej. Komponenty wariancyjne oszacowano przy użyciu metody DFREML. Analizowano populację 2042 koni oraz 17 208 pojedynczych startów. Konie ścigały się w wyścigach płaskich, na dystansach od 1000 do 3200 metrów, w sezonach 2000-2006. Badane osobniki pochodziły po 240 ojcach oraz 1053 matkach. Rodowody sięgały trzeciego pokolenia. W modelu do oszacowania parametrów genetycznych uwzględniono efekty sezonu, płci, wieku i trenera. Oszacowano odziedziczalność dwóch mierników dzielności wyścigowej – logarytmowanych wygranych na każdy start konia $0,128 (\pm 0,028)$ oraz transformowanego rankingu $0,206 (\pm 0,040)$. Powtarzalność wynosiła odpowiednio $0,349 (\pm 0,052)$ oraz $0,552 (\pm 0,08)$. Oszacowana korelacja genetyczna między miernikami była bardzo wysoka i wynosiła $0,993 (\pm 0,018)$. Trend genetyczny dla obu cech był dodatni, dla rankingu $0,015$ oraz $0,014$ dla logarytmowanych wygranych.

SŁOWA KLUCZOWE: parametry genetyczne / wyścigi płaskie / konie pełnej krwi angielskiej

Dzielność wyścigowa stanowi zasadnicze kryterium selekcyjne koni pełnej krwi angielskiej. Jest uwarunkowana genetycznie, umożliwia zatem szacowanie parametrów genetycznych, a następnie wartości hodowlanej. Skuteczność selekcji uwarunkowana jest poziomem odziedziczalności cech związanych z dzielnością wyścigową, która kształtuje się na poziomie niskim lub średnim [8]. Najczęściej stosowanymi miernikami dzielności wyścigowej są wygrane pieniądze (suma wygrana w danym sezonie, suma wygrana w całej karierze konia, kwota wygrana na start oraz indywidualny współczynnik powodzenia), generalny handicap, zajęte miejsce przez konia w konkretnym wyścigu oraz czas [5, 6, 9, 13, 17]. Wielu autorów krytykuje roczne mierniki, gdyż są one wynikiem uśrednienia poszczególnych gonitw, przez co nie odzwierciedlają wystarczająco wpływów środowiskowych, a zwłaszcza zmienności wynikającej z liczby startów [10, 11]. W niniejszej pracy oszacowano parametry genetyczne dla wygranych kwot

oraz rankingu. Kryteria analizowane były na poziomie pojedynczego startu każdego konia. Analogiczne mierniki wykorzystano do analizy genetycznej populacji koni hiszpańskich [4], tunezyjskich [1], niemieckich [3], czeskich [16] oraz węgierskich [2]. W Polsce Sobczyńska i Łukaszewicz [15] analizowali populacje koni pełnej krwi, wykorzystując miejsce na mecie poddane transformacji pierwiastkowej oraz logarytmowane wygrane na każdy start.

Celem niniejszych badań było oszacowanie parametrów genetycznych na podstawie zlogarytmowanych wygranych i rankingu uwzględniającego efekt każdego wyścigu oraz miejsce konia i liczbę koni w danej gonitwie.

Materiały i metody

Badaniami objęto grupę 2042 koni pełnej krwi poddawanych wyścigowym próbom dzielności na Torze Wyścigów Konnych Służewiec. Brano pod uwagę konie 2-letnie, 3-letnie oraz 4-letnie i starsze (w tej grupie połączono konie w wieku od 4 do 11 lat), biegające w gonitwach płaskich w latach 2000-2006 na dystansie od 1000 do 3200 m. Konie pochodziły od 251 hodowców, trenowane były przez 35 trenerów. Analizowano wpływ 6 kategorii jeźdźców: amator, uczeń jeździecki, starszy uczeń jeździecki, praktykant dżokejski, kandydat dżokejski, dżokej. Zbadano 17 208 pojedynczych startów. Wykonano analizę dla całej populacji oraz odrębnie dla każdej grupy wiekowej. W rodowodzie uwzględniono 4302 osobniki, w tym 2260 koni nie posiadało obserwacji fenotypowych. W pokoleniu bazowym uwzględniono 1293 osobniki. Konie pochodziły po 240 ojcach, z których 10 posiadało pomiary własnej dzielności oraz 1053 matkach, z czego 100 z własnymi wartościami fenotypowymi. Liczba startów danego konia w sezonie wahała się od 1 do 17, średnio 4,9 ($\pm 3,09$) razy. Liczba obserwacji fenotypowych potomstwa przypadająca na ogiera ojca wynosiła średnio 71,7, natomiast na klacz matkę – średnio 16,34. Grupa ogierów liczyła 1000 sztuk, klaczy – 1042 sztuki, a wałachów – 32 sztuki, które zostały dołączone do grupy klaczy.

Analiza statystyczna zgromadzonych danych przeprowadzona została przy użyciu procedury MEANS pakietu statystycznego SAS [14]. Istotność wpływu stałych czynników środowiskowych weryfikowano za pomocą procedury MIXED [14]. Wykorzystano modele statystyczne zawierające losowy efekt konia i testowano ich dopasowanie do struktury danych, opierając się na bayesowskim kryterium informacyjnym Schwartz'a BIC (Bayes Information Criterion).

Za miernik badanej cechy przyjęto wygrane pieniądze w każdym wyścigu oraz ranking miejsca w gonitwie. Wygrane kwoty poddano transformacji logarytmicznej (tab. 1.). Wartości kurtozy i skośności świadczą o rozkładzie leptokurtycznym, prawostronnie asymetrycznym. Wartości nagród pieniężnych w kolejnych sezonach były transponowane do jednakowego zakresu wartości, za jaki przyjęto wygrane w roku 2003. Uzyskano w ten sposób ujednolicone wartości wygranych dla wszystkich analizowanych sezonów. Uwzględniono wszystkie rangi wyścigów i ich znaczenie selekcyjne – gonitwy grupowe, pozagrupowe, handicapowe, a także rozdział nagród uzależniony od zajętego miejsca. Za miejsce na finiszu, w zależności od liczby koni w gonitwie, przy-

Tabela 1 – Table 1

Charakterystyka mierników dzielności wyścigowej – wygranych na start oraz rankingu
 Characteristics of racing performance criteria – earnings per race and rank value

Mienniki dzielności Performance traits	Liczba koni Number of horses	Liczba obserwacji Number of observations	Średnia Average	SD	Min	Max	Skośność Skewness	Kurtoza Kurtosis
Wygrane na start Earnings per race	2042	17 208	1449,08	4101,60	0,003	230 000	20,27	777,71
Ranking Rank value	2042	17 208	1,16	0,49	0,26	3,16	0,84	0,81
Logarytmowane wygrane Log of earnings per race	2042	17 208	2,59	0,76	-2,30	5,36	-0,31	0,06
Logarytmowane wygrane, konie 2-letnie Log of earnings per race 2-year olds	1382	4251	2,76	0,73	-1,22	4,42	-0,17	0,002
Logarytmowane wygrane, konie 3-letnie Log of earnings per race 3-year olds	1419	8962	2,51	0,76	-2,30	4,48	-0,23	-0,01
Logarytmowane wygrane, konie 4-letnie i starsze Log of earnings per race 4-year and older	501	3995	2,61	0,78	-0,34	5,07	-0,24	-0,10
Ranking konie 2-letnie Rank value in 2-year olds	1382	4251	1,28	0,48	0,30	1,28	0,61	0,45
Ranking konie 3-letnie Rank value in 3-year olds	1419	8962	1,10	0,48	0,28	3,16	0,94	1,10
Ranking konie 4-letnie i starsze Rank value in 4-year and older	501	3995	1,14	0,51	0,26	3,16	0,99	1,13

znano punkty według tablicy Fishera i Yatesa [7]. W wyniku tej transformacji uzyskano wartości rankingu zbliżone do rozkładu normalnego. Wykonano poprawkę uwzględniającą poziom każdego wyścigu, wzorując się na metodzie opracowanej przez Belhajyahia i wsp. [1]. Dzielność S_{ij} konia i w wyścigu j wyrażono wzorem:

$$S_{ij} = h_j + r_j + e_{ij}$$

gdzie:

h_i – losowy efekt konia,

r_j – stały efekt wyścigu,

e_{ij} – reszta losowa.

Konie, które nie wygrały pieniędzy w wyścigu (od 5. miejsca w dół) otrzymywały wartości teoretyczne, równe połowie wygranej konia będącego bezpośrednio przed nim [4]. Analogicznie postąpiono w przypadku rankingu.

Parametry genetyczne oraz wartości hodowlane oszacowano przy wykorzystaniu metody DFREML (procedura DXMUX) programu Meyer [12] dla całej populacji, za pomocą dwucechowego modelu osobniczego z powtórzeniami:

$$y = Xb + Z_1g + Z_2pe + e$$

gdzie:

y – wektor obserwacji fenotypowych (logarytmowane wygrane na start oraz transformowany ranking),

b – wektor efektów stałych (wiek, sezon, płć, trener),

g – wektor addytywnej genetycznej wartości zwierzęcia,

pe – wektor trwałych, pozagenetycznych wpływów środowiska na kolejne pomiary dzielności wyścigowej tego samego osobnika,

X – macierz wystąpień efektów stałych,

Z_1, Z_2 – macierze wystąpień efektów losowych,

e – wektor błędu.

Trendy genetyczne uzyskano jako wynik regresji średnich wartości hodowlanych danego miernika na rok urodzenia ocenianych osobników.

Wyniki i dyskusja

Liczebności koni, średnie, standardowe odchylenia, wartości minimalne i maksymalne, skośności i kurtozy dla obu analizowanych mierników zaprezentowano w tabeli 1. Najbardziej wyrównaną grupą pod względem pomiarów dzielności okazały się konie najmłodsze – 2-letnie. Natomiast najliczniejsza i intensywnie eksploatowana była grupa koni 3-letnich.

Analizę statystyczną efektów stałych przedstawiono w tabeli 2. Efekt sezonu, wieku i trenera był statystycznie istotny dla obu mierników dzielności (tab. 2). Efekt płci okazał się istotny jedynie dla zlogarytmowanych wygranych. Efekt jeźdźca nie wpłynął istotnie na analizowaną zmienność dla obydwu mierników. Statystyka dopasowania BIC stanowiła kryterium przyjęcia modelu, uwzględniającego efekty sezonu, płci, wieku i trenera dla miernika wygranych na start oraz efekty sezonu, wieku i trenera dla transformowanego rankingu.

Szczegółowa analiza pokolenia rodzicielskiego przedstawiona została w tabeli 3. Średnia liczba potomstwa przypadająca na ogiera-ojca wynosiła średnio $8,5 \pm 19,53$ i odpowiednio na klacz matkę $1,9 \pm 1,22$. Jedynie 18% ogierów posiadało więcej potomstwa niż wynosiła średnia. W analizowanej populacji jednego potomka posiadało 42% matek i 46% ojców. Taka niekorzystna, ze względu obliczeń statystycznych, struktura rodowodowa jest charakterystyczna dla koni jako gatunku, a w szczególności dla koni pełnej krwi. Analogiczne wartości przedstawili Sobczyńska i Łukaszewicz [15], analizując populację koni pełnej krwi angielskiej w Polsce w latach 1998-2001.

Liczbę koni, wyścigów, wyników wyścigowych, liczbę startów, a także liczbę klaczy-matek i ogierów-ojców w poszczególnych sezonach przedstawiono w tabeli 4. W badanym okresie (od roku 2000 do roku 2006) zaobserwowano stopniowy spadek liczby rozgrywanych gonitw, a także ścigających się koni. Taka prawidłowość jest

Tabela 2 – Table 2

Istotność wpływu efektów stałych na dzielność wyścigową koni pełnej krwi angielskiej
Significance of the non-genetic effects on the performance traits in Thoroughbred horses

Efekt Effect	Istotność statystyczna – Statistical significance	
	logarytmowane wygrane na start log of earnings per race	ranking rank value
Sezon Season	***	***
Wiek Age	***	***
Płeć Sex	*	ns
Kategoria jeźdźca Category of rider	ns	ns
Trener Trainer	***	***

***P≤0,001; **P≤0,01; *P≤0,05; ns – non-significant P>0,05

Tabela 3 – Table 3

Struktura pokolenia rodzicielskiego analizowanej populacji
Parental generation structure of the population

Liczba potomstwa Number of offspring	Liczba ogierów-ojców Number of sires	Liczba potomstwa Number of offspring	Liczba klaczy-matek Number of dams
1	112	1	444
2-9	83	2-5	589
10-50	35	6-50	20
>50	10	>50	-
\bar{x}	8,5 ± 19,53	\bar{x}	1,9 ± 1,22
Suma – Total	240	Suma – Total	1053

Tabela 4 – Table 4

Charakterystyka parametrów wyścigowych koni pełnej krwi angielskiej objętych badaniami
Characteristics of racing parameters in Thoroughbred horses

Wyszczególnienie Specification	Sezon – Season						
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Liczba wyścigów Number of races	427	424	372	367	374	345	170
Liczba koni Number of horses	615	565	484	511	468	461	374
Liczba wyników wyścigowych Race records	3112	2932	2550	2570	2494	2253	1297
Średnia liczba startów osobników Average number of starts	5,1 ± 3,05	5,2 ± 3,31	5,3 ± 3,25	5,0 ± 2,99	5,3 ± 3,19	4,9 ± 3,14	3,5 ± 1,86
Liczba ojców Number of sires	139	121	93	93	75	68	66
Liczba matek Number of dams	495	465	385	415	375	375	321

odzwierciedleniem trudnej sytuacji polskiego przemysłu wyścigowego w ostatnich latach.

Oszacowane parametry genetyczne dla analizowanych mierników przedstawione zostały w tabeli 5. Powtarzalność wynosiła $0,35 \pm 0,05$ dla logarytmowanych wygranych oraz $0,55 \pm 0,08$ dla rankingu. Najbardziej zbliżone wyniki dla logarytmowanych wygranych uzyskali Svobodova i wsp. [16]. Kolejne pomiary fenotypowe rankingu w dużym stopniu determinowane były czynnikami genetycznymi oraz trwałymi czynnikami środowiskowymi. Niższa wartość powtarzalności dla wygranych na strat świadczy o większym udziale w zmienności ogólnej czynników środowiskowych.

Tabela 5 – Table 5

Komponenty wariacyjne oszacowane dla miernika logarytmowanych wygranych na start oraz rankingu – cała populacja (%)

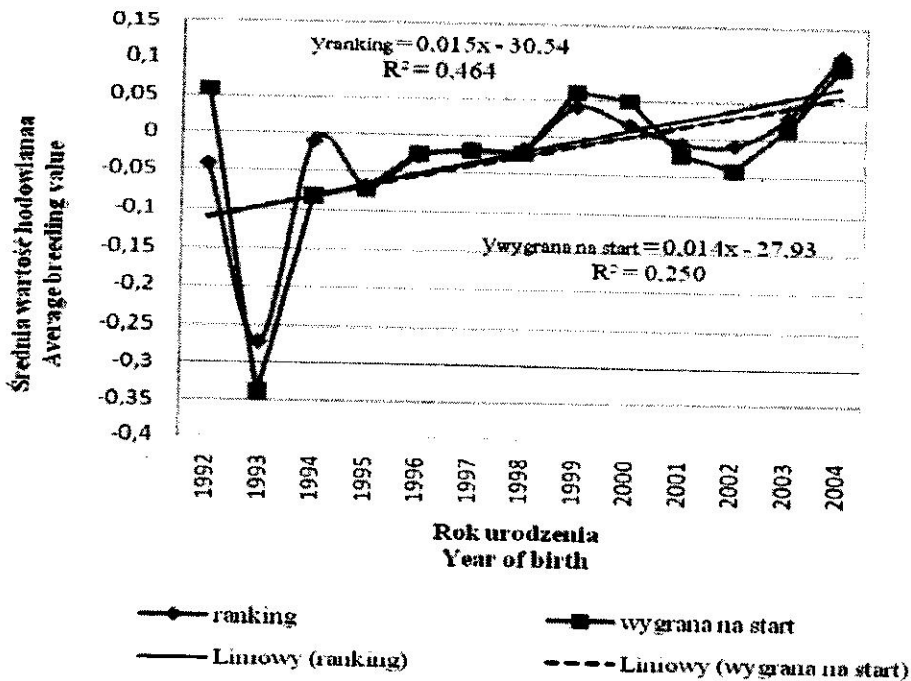
Variance component estimation for log of earnings per race and for the ranking value – all population (%)

Wyszczególnienie Specification	Logarytmowane wygrane Log of earnings	Ranking Rank value
h^2 – odziedziczalność heritability	0,128 ($\pm 0,028$)	0,206 ($\pm 0,04$)
r – powtarzalność repeatability	0,35 ($\pm 0,052$)	0,55 ($\pm 0,08$)
pe – trwały wpływ środowiska permanent environment effect	0,22 ($\pm 0,024$)	0,349 ($\pm 0,04$)
r_g – współczynnik korelacji genetycznej genetic correlation coefficient	0,99 ($\pm 0,018$)	
r_p – współczynnik korelacji fenotypowej phenotypic correlation coefficient	0,44 ($\pm 0,045$)	

\pm – odchylenie standardowe w nawiasie – standard deviation in parentheses

Odziedziczalność na poziomie $0,128 \pm 0,028$ (tab. 5) dla logarytmowanych wygranych pokrywa się z wynikami uzyskanymi przez Sobczyńską i Łukaszewicz [15]. Nieco wyższe wartości odziedziczalności uzyskali Svobodova i wsp. [16], natomiast zdecydowanie niższe – Bugislaus i wsp. [3], Chico [4] oraz Bokor i wsp. [2]. Wskaźnik odziedziczalności oszacowany dla rankingu ($0,206 \pm 0,04$) okazał się zbliżony do wyników Svobodovej i wsp. [16], Bugislaus i wsp. [3] oraz Sobczyńskiej i Łukaszewicz [15]. Wyraźnie niższe oszacowania uzyskali Chico [4] oraz Bokor i wsp. [2]. Wartości odziedziczalności w badaniach własnych były wyższe dla rankingu. Analogiczne wyniki otrzymali Bugislaus i wsp. [3], Sobczyńska i Łukaszewicz [15] oraz Svobodova i wsp. [16].

Trend genetyczny w obu przypadkach był dodatni i przyjmował podobne wartości dla logarytmowanych wygranych (0,014) oraz dla rankingu (0,015) – rysunek. Trend genetyczny liczony na podstawie wartości hodowlanych szacowanych modelem dwucechowym jest determinowany przez wysoką korelację między cechami. Wartości tren-



Rys. Trend genetyczny rankingu oraz zlogarytmowanych wygranych
 Fig. Genetic trend for rank and log of earnings per race

du wskazują na niewielką, stopniową poprawę genetyczną analizowanej populacji pod względem dzielności wyścigowej.

Wykazano wysoką korelację genetyczną między miernikami dla całej populacji koni ($0,99 \pm 0,0018$) oraz średnią korelację fenotypową ($0,44 \pm 0,045$) – tabela 5. Osobniki z wysoką addytywną wartością genetyczną jednej cechy charakteryzowały się również wysoką wartością addytywną drugiej cechy. Analogiczne wyniki uzyskali Svobodova i wsp. [16].

Mierniki dzielności na poziomie każdego startu konia coraz częściej uznawane są za najbardziej odpowiednie do szacowania parametrów genetycznych dzielności wyścigowej [10]. Takie podejście lepiej odzwierciedla fluktuację środowiskową każdego pomiaru oraz eliminuje problemy związane ze zmiennością wynikającą z liczby startów [11]. Analizowane cechy, podobnie jak w Czechach [16] czy Hiszpanii [4], wydają się być odpowiednie do szacowania wartości hodowlanej koni pełnej krwi angielskiej. Wysoka korelacja genetyczna między miernikami pozwala na wybór jednego z nich do szacowania parametrów genetycznych. Przyznawane pieniądze (wygrane) uzależnione są w dużej mierze od kondycji finansowej organizatora wyścigów. Uwzględniając ten fakt, jak również wysoką korelację genetyczną analizowanych mierników oraz zbliżone wartości trendu genetycznego, zarekomendować należy ranking.

W podsumowaniu należy stwierdzić, że wartość uzyskanych szacunków może być dobrym prognostykiem skuteczności selekcji koni pełnej krwi angielskiej w Polsce na podstawie kryterium rankingu i logarytmowanych wygranych na start. Wiarygodniejszym kryterium wydaje się być ranking, uzależniony jedynie od liczby koni w wyścigu, zajętego miejsca i współuczestników gonitwy. Miernik ten może być również wykorzystany przy porównaniu dzielności koni pełnej krwi w różnych krajach, a także przy ocenie startów tego samego konia w innych państwach.

PIŚMIENNICTWO

1. BELHAJYAHIA T., BLOUIN C., LANGLOIS B., HARZALLA H., 2003 – Breeding evaluation of arab horses from their racing results in Tunisia by a BLUP with an animal model approach. *Anim. Res.* 52, 481-488.
2. BOKOR A., STEFLER J., NAGY I., 2006 – Genetic parameters of racing performance on Thoroughbred horses in Hungary. *Acta Agr. Kap.*, Vol. 10, No 2, 153-157.
3. BUGISLAUS A.E., ROEHE R., UPHAUS H., KALM E., 2004 – Development of genetic models for estimation of racing performances in German Thoroughbreds. *Arch. fur Tierz.* 47, 505-516.
4. CHICO M.D., 1994 – Genetic analysis of Thoroughbred racing performance in Spain. *Ann. Zootech.* 43, 393-397.
5. CHRZANOWSKI S., KOEBCKE K., 1993 – The estimation of breeding value of Thoroughbred horses on the basis of racing performance of their progeny at the age 2 and 3 years. *Anim. Sci.* 29, 35-39.
6. CHRZANOWSKI S., KUREK A., ŁOJEK A., 2003 – Porównanie przydatności handikapu generalnego i współczynnika powodzenia do oceny wyników wyścigowych koni. *Zesz. Nauk. Przeg. Hod.* 68, z. 5, 309-315.
7. FISHER R., YATES F., 1957 – Statistical tables for biological agricultural and medical research. Oliver and Boyd, London.
8. KAPROŃ M., 1999 – Metody doskonalenia koni. Wyd. AR w Lublinie.
9. LANGLOIS B., 1980 – Heritability of racing ability in Thoroughbreds – A review. *Livest. Prod. Sci.* 7, 591-605.
10. LANGLOIS B., 1996 – A consideration of the genetic aspects of some current practices in Thoroughbred horse breeding. *Ann. Zootech.* 45, 41-51.
11. LANGLOIS B., BLOUIN C., 2007 – Annual, career or single race records for breeding value estimation in race horses. *Livest. Sci.* 107, 132-141.
12. MEYER K., 1998 – DFREML, Version 3.0, User Note.
13. MISAR D., PRIBYL J., JISKROWA I., 2000 – Estimation of breeding value of English Thoroughbred sires in the Czech Republic. *Czech J. Anim. Sci.* 45, 201-208.
14. SAS/STAT 2004. User's Guide, Version 9.1, SAS Institute Inc.
15. SOBCZYŃSKA M., ŁUKASZEWICZ M., 2004 – Genetic parameters of racing merit of Thoroughbred horses in Poland. *J. Anim. Breed. Genet.* 121, 302-306.
16. SVOBODOVA S., BLOUIN CH., LANGLOIS B., 2005 – Estimation of genetic parameters of Thoroughbred racing performance in the Czech Republic. *Anim. Res.* 54, 499-509.
17. TAVEIRA R.Z., MOTA M.D.S., OLIVEIRA H.N., 2004 – Population parameters in Brazilian Thoroughbreds. *J. Anim. Breed. Genet.* 121 (6), 384-391.

Genetic and phenotypic parameters of racing performance in Thoroughbred horses in Poland

S u m m a r y

Genetic and phenotypic analysis of the Thoroughbred's racing performance was the aim of this study. Variance components were estimated by DFREML method. The data consisted of 2042 horses running and 17 208 runs over the period of 2000-2006. The distances of flat races ranged from 1000 to 3200 m. The population descended from 240 sires and 1054 dams. Pedigrees were at least three generations deep. Fixed effects of season, age, sex and trainer were significant. Heritability of the log of earnings per race was 0.128 (± 0.028) and per rank was 0.206 (± 0.040). Repeatability was 0.349 (± 0.052) and 0.552 (± 0.08), respectively. The racing career of three groups of horses with regard to age was analyzed. The genetic correlation between log of earnings and rank was very high 0.993 (± 0.018). The genetic trends for both traits were positive: 0.014 and 0.015, respectively.

