

A study on milk yield persistency using the best prediction and random regression methodologies in Iranian Holstein dairy cows

Estudio de la persistencia del rendimiento de la leche utilizando las metodologías de predicción y regresión aleatoria en vacas lecheras Holstein iraníes

M. Elahi Torshizi¹ and M. Hosseinpour Mashhadi²

^{1,2}*Department of Animal Science, Mashhad Branch, Islamic Azad University, Mashhad, Iran*
Email: elahi222@gmail.com

The data consisted of 435,390 test day milk yield records of primiparous cows in 659 herds calving from 2001 to 2011. Evaluation of persistency using best prediction methodology showed that the phenotypic correlation between this persistency measure and total milk yield was 0.450, while the best reference day, the heritability of persistency and 305 d milk yield estimated by this method, were day 130, 0.11 and 0.305, respectively. Heritabilities of milk yield persistency for Pers₁, predicted breeding value from 106-205 days in milk, subtracted from predicted breeding value from 6-105 days in milk) and Pers₂ (predicted breeding value from 206-305 days in milk subtracted from predicted breeding value from 6-105 days in milk) calculated by Random regression methodology were 0.09 to 0.185, respectively. The results showed that the best prediction method is powerful and accurate in measuring persistency. However, due to the flexibility of random regression methodology, some measures of persistency using this method can have higher heritability and genetic correlation with total milk yield compared to the best prediction methodology. It can therefore be concluded that calculation of persistency using random regression methodology is preferred to the best prediction method.

Key words: *additive genetic effects, lactation curve, persistency, total milk yield*

Milk production and persistency are two economic important traits in dairy cows. Persistency can be defined as the ability of a cow to continue producing milk at a high level after reaching the peak of lactation (Jamrozik *et al.* 1997) or the ability of a cow to maintain a relatively constant milk yield throughout lactation (Strabel *et al.* 2001). Thus, persistent animals are those that show flatter lactation curves (Togashi and Lin 2004). Higher persistency or a flat lactation curve has several advantages. This allows for better usage of cheap roughage (Solkner and Fuchs 1987), reduction of stress during peak production and increase profit (Weller *et al.* 2006) and finally, lower reproductive costs (Muir *et al.* 2004). Persistent animals therefore generate more return. Grossman *et al.* (1999) categorized persistency measures into three groups: 1. Measures expressed as a ratio (or a rate) of yields; 2. Measures derived from the variation of test day yields; and 3. Measures based upon parameter estimates from mathematical models of lactation curves. However, none of these measurements became

Los datos consistieron de 435 390 registros del rendimiento del día de pesaje de leche en vacas primíparas de 659 rebaños con partos de 2001 a 2011. La evaluación de la persistencia a través de la metodología de mejor predicción demostró que la correlación fenotípica de esta medida de persistencia y el rendimiento lechero total fue 0.450, mientras que el mejor día de referencia, la heredabilidad de la persistencia y el rendimiento lechero estimados a los 305 d por este método fueron el día 130, 0.11 y 0.305, respectivamente. Las heredabilidades de la persistencia del rendimiento lechero para Pers₁ (valor genético predicho de 106 a 205 días en la leche, restado del valor genético predicho de 6 a 105 días en la leche) y Pers₂ (valor genético predicho de 206 a 305 días en la leche, restado del valor genético predicho de 6 a 105 días en la leche), calculados por la metodología de regresión aleatoria, fueron de 0.09 a 0.185, respectivamente. Los resultados demostraron que el método de mejor predicción es potente y exacto para medir persistencia. Sin embargo, debido a la flexibilidad de la metodología de regresión aleatoria, algunas medidas de persistencia utilizadas en este método pueden tener alta heredabilidad y correlación genética comparado con el método de mejor predicción. Por lo tanto, se puede concluir que es preferible calcular la persistencia con la metodología de regresión aleatoria que con el método de mejor predicción.

Palabras clave: *efectos genéticos aditivos, curva de lactancia, persistencia, rendimiento total de la leche*

La producción de leche y la persistencia son dos características económicas importantes en vacas lecheras. La persistencia se puede definir como la habilidad de la vaca de continuar produciendo leche a un alto nivel después de haber alcanzado el pico de lactancia (Jamrozik *et al.* 1997) o la habilidad de la vaca de mantener un rendimiento lechero relativamente constante durante la lactancia (Strabel *et al.* 2001). De este modo, los animales persistentes son aquellos que muestran las curvas de lactancia más estables (Togashi and Lin, 2004). Una alta persistencia o curva estable de lactancia tiene muchas ventajas. Esto permite mejor utilización de fibra barata (Solkner and Fuchs, 1987), reducción del estrés durante la producción pico y aumenta la ganancia (Weller *et al.* 2006) y, por último, una reducción en los costos reproductivos (Muir *et al.* 2004). Por lo tanto, animales persistentes generan más tasa de retorno. Grossman *et al.* (1999) dividieron las medidas de persistencia en tres grupos: 1. Medidas expresadas como proporción (o rango) de los rendimientos; 2. Medidas derivadas de la variación de los rendimientos en el día del pesaje; y 3. Medidas basadas en parámetros estimados de

the standard method for calculation of persistency. Lactation curves with lower peaks may be more persistent and the overall milk yield may therefore be larger in more persistent lactations. In animal breeding, random regression methodology (RRM) has been widely used for genetic evaluation of dairy cattle (Schaeffer and Dekkers 1994) and dairy sheep (Kominakis *et al.* 2001) using test day records. Random regression test day methodology provides the possibility of genetic evaluation for persistency (Jensen 2001 and Mrode *et al.* 2002) as well. In other words, breeding values for persistency traits are the by-product of the application of random regression models in routine genetic evaluation (Harder *et al.* 2006). Druet *et al.* (2005) and Togashi and Lin (2006) described the persistency based on eigenvectors of the additive genetic matrices of random regression models. Evaluation of different persistency measures using a test day model by Jamrozik *et al.* (1997) and Jakobsen *et al.* (2002) showed that genetic correlation with lactation milk yield ranged from 0.10 to 0.55 while Cobuci *et al.* (2004) reported that the genetic correlation between persistency and 305 d milk yield ranged from 0.86 to 0.99, respectively. Cobuci *et al.* (2007) evaluated six different measures based on predicted breeding values (PBVs) for describing persistency with random regression methodology using only the Wilmink function to model the fixed part of the lactation curve, additive genetic (ad) and permanent environmental effects on days in milk (DIM) and demonstrated that the difference of $VGP_{290} - VGP_{90}$ and $\sum_{60}^{279} PBV - PBV_{280}$ are the most appropriate to describe persistency of milk yield. Togashi and Lin (2004) demonstrated that selection of the ratio of PBV280 to PBV65 ($r_{280/65}$) improved both lactation milk yield and persistency. In that study, a fifth order Legendre polynomial was used to fit the lactation curve in the framework of RRM. Persistency must be uncorrelated with total milk yield and this allows more efficient selection of persistency and total milk yield simultaneously (Togashi and Lin, 2004 and Appuhamy *et al.* 2007). Cole and VanRaden (2006) proposed a method for calculating persistency that is phenotypically independent of milk yield. In this method, persistency can be calculated as a function of a standard lactation curve and a linear regression of a cow's test day deviation on days in milk. They believed that this definition of persistency may be more useful than those used in test day models. This study aims to evaluate and compare milk yield persistency using best prediction and random regression test day methodology in Iranian primiparous Holstein cows.

Material and Methods

The original data set contained 637,902 records of test day milk yield of 76713 Iranian primiparous

modelos matemáticos de curvas de lactancia. Sin embargo, ninguna de estas mediciones fue el método estándar para calcular persistencia. Las curvas de lactancia con bajos picos pueden ser más persistentes y el rendimiento lechero total puede, como consecuencia, ser mayor en lactancias más persistentes. En la cría de animales se ha utilizado extensivamente la metodología de regresión aleatoria (RRM) para la evaluación genética del ganado lechero (Schaeffer y Dekkers, 1994) y ovino (Kominakis *et al.* 2001) con los registros del día de prueba. La metodología de regresión aleatoria del día de pesaje también posibilita la evaluación genética de la persistencia (Jensen 2001 y Mrode *et al.* 2002). En otras palabras, los valores genéticos para los rasgos de persistencia son derivados de la aplicación de modelos de regresión aleatoria en evaluaciones genéticas de rutina (Harder *et al.* 2006). Druet *et al.* (2005) y Togashi y Lin (2006) describieron la persistencia sobre la base de valores propios de las matrices genéticas aditivas de modelos de regresión aleatoria. La evaluación de diferentes medidas de persistencia con el uso del modelo del día de pesaje de Jamrozik *et al.* (1997) y Jakobsen *et al.* (2002) demostró que la correlación con rendimientos lecheros de lactancia osciló desde 0.10 a 0.55 mientras que Cobuci *et al.* (2004) reportaron que la correlación genética entre la persistencia y el rendimiento lechero a los 305 d variaron de 0.86 a 0.99, respectivamente. Cobuci *et al.* (2007) evaluaron seis medidas diferentes basadas en valores genéticos predichos (VGPs) para describir la persistencia con la metodología de regresión aleatoria solo con el uso de la función Wilmink para modelar la parte fija de la curva de lactancia, genético aditivo (ad) y los efectos ambientales permanentes (e) de los días de lactancia y demostraron que la diferencia de $VGP_{290} - VGP_{90}$ y $\sum_{60}^{279} PBV - PBV_{280}$ son las más adecuadas para describir la persistencia del rendimiento lechero. Togashi y Lin, (2004) confirmaron que la selección de la proporción de VGP280 a VGP65 ($r_{280/65}$) mejoró el rendimiento lechero de lactancia y la persistencia. En ese estudio se utilizó una función polinómica Legendre de quinto orden para ajustar la curva de lactancia en el marco de la RRM. La persistencia no se debe relacionar con el rendimiento lechero total y esto permite una selección más eficiente de la persistencia y el rendimiento lechero total simultáneamente (Togashi y Lin, 2004 y Appuhamy *et al.* 2007). Cole y VanRaden (2006) propusieron un método para calcular la persistencia que es fenotípicamente independiente del rendimiento lechero. En este método la persistencia se puede calcular como una función de la curva de lactancia estándar y una regresión lineal de la desviación del día de pesaje de la vaca, en los días de lactancia. Estos autores proponen que esta definición de persistencia puede ser más útil que los utilizados en modelos del día de prueba. Este estudio tiene el objetivo de evaluar y comparar la persistencia del rendimiento lechero mediante el uso de metodología día de pesaje de regresión aleatoria y la de mejor predicción con vacas primíparas Holstein iraníes.

Holstein dairy cattle calving from 2001 to 2011. Wood's incomplete gamma function was used to fit individual lactation curves, described as $Y_i = at^b \exp(-ct)$. The Wood model and its by-product parameters have proved powerful on fitting test day data in the tropical and sub-tropical regions (Rekik *et al.* 2003). In this description, y_t is the daily yield on day t and a approximates the initial milk yields after calving, b is the inclining slope parameter up to yield peak, and c is the declining slope parameter (Wood 1969). Peak milk yield, the days at peak milk yield and total milk of 305 d were calculated as b/c , $a(b/c)^b \exp^{-b}$, and $\sum_{t=1}^{305} y_t$, respectively (Appuhamy *et al.* 2007). Atypical lactation curves, which had negative values of a , b or c were not used to predict daily milk yield. The parameters of each individual curve were estimated using the nonlinear procedure (PROC NLIN) of SAS (Ver. 9.1 SAS Institute, 2004 Cary, NC) through the Gauss-Newton iterative method. Moreover, partial production from days 5-100 (Part1), 101-200 (Part2), 201-305 (Part3) and total production from day 5-305 (milk305 d) were calculated individually for each cow. VanRaden (1998) introduced a method (best prediction) of calculating persistency that is independent of yield. According to this method, persistency is a function of the test day yield deviation from the milk standard lactation curve ($Y_i - S_i$) and the test day days in milk deviation around a reference date ($d_i - d_0$)

$$P = \sum_{i=1}^n (Y_i - S_i) \times (d_i - d_0)$$

Where,

P = persistency of lactation

Y_i =ith test day yield

S_i = standard yield on ith test day

d_i = days in milk at ith test day

d_0 = days in milk at the reference date

$Y_i - S_i$ = i^{th} test day yield deviation from the standard yield

$d_i - d_0$ = ith test day days in milk deviation from the reference date

n = total number of test day milk yield to calculate persistency

Cole and VanRaden, (2006) reported that a measure of persistency that is phenotypically uncorrelated with lactation yield may be obtained by defining d_0 as a balance point between yields in early and late lactation. They determined d_0 to be 128 days in milk for milk yield. A standardized estimate of persistency, \hat{S} , was then obtained by subtracting the within lactation mean (μ_p) and dividing it by the within lactation phenotypic standard deviation (sd) of the calculated persistency:

$$\hat{S} = \frac{P - \mu_p}{sd}$$

Materiales y Métodos

Los datos originales contenían 637 902 registros del rendimiento durante el día de pesaje de leche de 76 713 vacas lecheras primíparas Holstein iraníes con partos de 2001 a 2011. La función gamma incompleta de Wood se utilizó para ajustar las curvas de lactancia, descritas como $Y_i = at^b \exp(-ct)$. El modelo de Wood y sus parámetros derivados han demostrado que son fuertes para ajustar los datos del día de pesaje en las regiones tropicales y subtropicales (Rekik *et al.* 2003). En esta descripción y_t es el rendimiento diario del día t y a está aproximado a los rendimientos lecheros iniciales después del parto, b es el parámetro de pendiente en inclinación hasta el rendimiento máximo, c es el parámetro de declinación de pendiente (Wood 1969). El rendimiento lechero máximo, los días del rendimiento lechero máximo, y la leche total de 305 d se calcularon como b/c , $a(b/c)^b \exp^{-b}$, y $\sum_{t=1}^{305} y_t$, respectivamente (Appuhamy *et al.* 2007). Las curvas atípicas de lactancia, que tuvieron valores negativos de a , b o c no se utilizaron para predecir el rendimiento lechero diario. Los parámetros de cada curva individual se estimaron con el uso de procedimientos no lineales (PROC NLIN) de SAS (Ver. 9.1 SAS Institute, 2004 Cary, NC) a través del método iterativo Gauss-Newton. Por otra parte, la producción parcial desde los días 5-100 (Parte1), 101-200 (Parte2), 201-305 (Parte3) y la producción total desde el día 5-305 (milk305 d) se calcularon individualmente para cada vaca. VanRaden (1998) introdujo un método (mejor predicción) para calcular persistencia que es independiente del rendimiento. De acuerdo con este método, la persistencia es una función de la desviación del rendimiento del día de pesaje de la curva de lactancia estándar ($Y_i - S_i$) y la desviación de los días de lactancia del día de pesaje cercana a una fecha de referencia ($d_i - d_0$)

$$P = \sum_{i=1}^n (Y_i - S_i) \times (d_i - d_0)$$

Donde,

P = persistencia de la lactancia

Y_i =rendimiento del i -ésimo día de pesaje

S_i = rendimiento estándar en el i -ésimo día de pesaje

d_i = días de lactancia en el i -ésimo día de pesaje

d_0 = días de lactancia en la fecha referenciada

$Y_i - S_i$ = desviación del rendimiento del i -ésimo día de pesaje del rendimiento estándar

$d_i - d_0$ = desviación de los días de lactancia del i -ésimo día de pesaje de la fecha referenciada

n = número total de días de prueba del rendimiento lechero para calcular la persistencia

Cole and VanRaden (2006) reportaron que una medida de persistencia que no está fenotípicamente correlacionada con el rendimiento de la lactancia se puede obtener definiendo d_0 como el punto de equilibrio entre los rendimientos a inicios y final de la lactancia. Determinaron que d_0 fuera 128 días de lactancia para el rendimiento lechero. Un estimado estandarizado de persistencia, \hat{S} , se obtuvo entonces con la sustracción de la media de

Nowadays, calculation of persistency is based on by-products of the random regression test day model (Jensen 2001 and Cobuci *et al.* 2007). The following equation shows the model used for the random regression analysis:

$$Y_{ijlmn} = HYS_i + \sum_{k=1}^2 b_j + \sum_m^k \beta_m X_m + \sum_{k=0}^q a_h \Phi_m(t_m) + \sum_{k=0}^q p_h \Phi_m(t_m) + e_{ijlmnk}$$

Where,

Y_{ijlm} = observation of test day n of cow l obtained in herd-year-season i

HYS_i = fixed effect of herd-year season of production (8,597 classes).

b_j = regression coefficient of age at calving as covariate (Linear and Quadratic terms).

β_m = the coefficient of fixed regression for an average population curve (Legendre polynomial or Ali and Schaeffer functions).

$\Phi_m(t_{m1})$ = the m^{th} lactation age of the l^{th} animal in DIM ($t= 5, \dots, 305$).

q = the order of orthogonal Legendre polynomial.

a_{ln} = additive genetic random regression coefficient for animal I.

p_{ln} = permanent environmental random regression coefficient for animal I.

e_{ijlmnk} = random residual error.

Different measures of persistency based on PBV were used in literature (Jakobsen *et al.* 2002; Cobuci *et al.* 2007 and Pereira *et al.* 2012). In this study two different measures of persistency ($Pers_1$, $Pers_2$) were used:

- Selection based on partial PBV during lactation: (PBV from DIM 106-205 subtracted from PBV from DIM 6-105).

$$Pers_1 = \left(\sum_{t=106}^{205} PBV - \sum_6^{105} PBV \right)$$

- Selection based on partial PBV during lactation: (PBV from DIM 206-305 subtracted from PBV from DIM 6-105).

$$Pers_2 = \left(\sum_{t=206}^{305} PBV - \sum_6^{105} PBV \right)$$

Furthermore, prediction of a 305 day breeding value for all animals, obtained by summing of PBVs for all days in milk of the lactation, as well as for the following criteria: PBV_{5-100} (Part1), $PBV_{101-200}$ (Part2) and $PBV_{201-305}$ (Part3), were calculated. According to the different measures of persistency, lower values of $Pers_1$ or $Pers_2$, indicate higher persistency because they are associated with slower rates of decline in production. The PEST software (2002) was used for coding the original data. The VCE6 software package (Kovac and Groeneveld, 2008) was applied for estimation of covariance components, random regression coefficients of additive genetic and permanent environmental effects of each animal based

lactancia (μ_p) y dividiéndola entre la desviación estándar fenotípica de lactancia (sd) de la persistencia calculada:

$$\hat{S} = \frac{p - \mu_p}{sd}$$

Actualmente, los cálculos de persistencia se basan derivados del modelo de regresión aleatoria del día de pesaje (Jensen 2001 y Cobuci *et al.* 2007). La siguiente ecuación muestra el modelo utilizado para el análisis de regresión aleatoria:

$$Y_{ijlmn} = HYS_i + \sum_{k=1}^2 b_j + \sum_m^k \beta_m X_m + \sum_{k=0}^q a_h \Phi_m(t_m) + \sum_{k=0}^q p_h \Phi_m(t_m) + e_{ijlmnk}$$

donde,

Y_{ijlm} = observación del día de pesaje n de la vaca l obtenida en rebaño-año-estación i

HYS_i = efectos fijos de rebaño-año-estación de producción (8 597 clases)

b_j = coeficiente de regresión de edad al parto como covariable (en términos lineales y cuadráticos)

β_m = el coeficiente de regresión fija para una curva de promedio de población (funciones Legendre polinomial o Ali y Schaeffer)

$\Phi_m(t_{m1})$ = m-ésimo edad de lactancia del primer animal en días de lactancia ($t= 5, \dots, 305$)

q = orden de la polinómica Legendre ortogonal

a_{ln} = coeficiente de regresión aleatoria genético de aditivo para animal I

p_{ln} = coeficiente de regresión aleatoria medioambiental permanente para animal I

e_{ijlmnk} = error residual aleatorio

Las diferentes medidas de persistencia basadas en VGP se utilizaron en la literatura (Jakobsen *et al.* 2002; Cobuci *et al.* 2007 y Pereira *et al.* 2012). En este estudio se utilizaron dos medidas diferentes de persistencia ($Pers_1$, $Pers_2$):

- Selección basada en la VGP parcial durante la lactancia (VGP de los días de lactancia 106-205 sustraído del VGP de los días de lactancia 6-105):

$$Pers_1 = \left(\sum_{t=106}^{205} PBV - \sum_6^{105} PBV \right)$$

- Selección basada en la VGP parcial durante la lactancia (VGP de los días de lactancia 206-305 sustraído del VGP de los días de lactancia 6-105):

$$Pers_2 = \left(\sum_{t=206}^{305} PBV - \sum_6^{105} PBV \right)$$

Además, se calculó la predicción de un valor genético a los 305 días de todos los animales, que se obtuvo de la suma de los VGP para todos los días de lactancia, así como por los siguientes criterios: VGP_{5-100} (Parte1), $VGP_{101-200}$ (Parte2) and $VGP_{201-305}$ (Parte3). De acuerdo con las diferentes medidas de persistencia, los bajos valores de $Pers_1$ o $Pers_2$, indican una mayor persistencia porque están asociados a bajas tasas de disminución de la producción. El software PEST (2002) se utilizó para organizar los datos originales. El software VCE6 (Kovac and Groeneveld, 2008) se aplicó para la estimación de los componentes de covarianza, coeficientes de regresión aleatoria de los efectos genéticos

on restricted maximum likelihood (REML). The other parameters for covariance matrices of the random regression coefficients (phenotypic, additive genetic and permanent environmental variance, correlations and heritability) were calculated using IML procedure of SAS 9.1 software. And finally, calculations of the different persistency measures for each animal were done and evaluated using SAS programming.

Results and Discussion

The number of test day per cow ranged from 3 to 10, all cows were milked three times per day, both parents were known for all cows, age at calving was between 18 and 32 months and individual daily milk yields were between 2.5 and 60 kg. After editing, 435,390 test day records for milk yield remained of 48,955 dairy cows. The structure of data set and pedigree after editing is summarized in table 1.

The Pearson correlation coefficients between persistency (\hat{S}) and 305 day milk yield at reference days from 120 to 130 days are indicated in table 2.

Table 1. Statistical characteristics of the edited data set

No. of cows	48.955	No. of records	435.390
No. of sire	2.309	No. of herds	659.00
No. of dam	43.528	Average No. progeny/sire	21.20
Year of calving	2001-2011	Average No. progeny/dam	1.12
Age at calving (months):		Test day milk yield (kg):	
Average	24.70	Average	29.69
Standard deviation	1.39	Standard deviation	6.74
Maximum	32.10	Maximum	60.00
Minimum	18.02	Minimum	2.50

From this table it is clear that the optimum reference day to be used in persistency formula is 130 days, because the correlation between 305 d milk yield and the persistency was nearest to zero. VanRaden, (1998) proposed day 128 of lactation as reference day in primiparous Holsteins while Appuhamy *et al.* (2007) reported 128 and 125 days in milk for first and later lactations in American Holstein cows respectively.

Heritabilities for different partial milk yields,

Table 2. Pearson correlation coefficients (r) between persistency and 305 d milk yield at different reference day (d_0) in primiparous Iranian Holstein dairy cows

d_0	120	121	122	123	124	125	126	127	128	129	130
r	0.614	0.600	0.586	0.572	0.556	0.540	0.524	0.506	0.488	0.469	0.450

parameters of the lactation curve (peak time, peak yield and total 305 d milk yield) and \hat{S} , obtained by univariate animal models as well as the phenotypic correlations amongst these measures are presented in table 3.

The ranges of the heritability for different parts of

aditivos y medioambientales permanentes de cada animal basados en la probabilidad máxima restringida (REML). Los demás parámetros para las matrices de covarianza de los coeficientes de regresión aleatoria (fenotípico, genético aditivo y varianza medioambiental permanente, correlaciones y heredabilidad) se calcularon con el procedimiento IML del software SAS 9.1. Finalmente, los cálculos de las diferentes medidas de persistencia para cada animal se realizaron y evaluaron con el uso de programación SAS.

Resultados y Discusión

El número de días de prueba por vaca varió de 3 to 10. Todas las vacas se ordeñaron tres veces al día y se conocían a ambos progenitores. La edad de parto estuvo entre 18 y 32 meses, y el rendimiento lechero diario individual estuvo entre 2.5 y 60 kg. Después de editar, quedaron 435 390 registros de días de prueba de rendimiento lechero de 48 955 vacas lecheras. La estructura de los datos y el pedigrí después de editar se resumió en la tabla 1.

Los coeficientes de correlación de Pearson entre la persistencia (\hat{S}) y el rendimiento lechero a los 305 d en los días de referencia desde 120 a 130 días se indican en la tabla 2. Esta tabla demuestra que es evidente que el día óptimo de referencia para utilizar en la fórmula de persistencia es 130 días porque la correlación entre el rendimiento lechero a los 305 d y la persistencia fue la más cercana a cero. VanRaden, (1998) propone al día 128 de lactancia como día de referencia en primíparas Holstein, mientras que Appuhamy *et al.* (2007) reportaron los 128

y 125 días de lactancia como primera y última lactancias en vacas Holstein Americano, respectivamente.

La tabla 3 presenta las heredabilidades por diferentes rendimientos lecheros parciales, parámetros de la curva de lactancia (tiempo máximo, rendimiento máximo y rendimiento lechero total a los 305 d) y \hat{S} , que se

Table 3. Heritabilities and phenotypic correlations (\pm SE) between partial milk yields (Part1, Part2 and Part3), peak time (Ptime), peak yield (Pyield) and persistency measures (\hat{S}) of primiparous Iranian Holstein dairy cows

	h^2	Part2	Part3	Milk305 d	Ptime	Pyield	\hat{S}
Part1	0.272 (0.014)	0.866 (0.002)	0.669 (0.003)	0.884 (0.002)	-0.041 (0.004)	0.967 (0.001)	0.132 (0.004)
Part2	0.307 (0.015)		0.914 (0.001)	0.990 (0.000)	0.392 (0.004)	0.909 (0.001)	0.443 (0.004)
Part3	0.232 (0.014)			0.934 (0.001)	0.539 (0.003)	0.690 (0.003)	0.623 (0.003)
Milk305 d	0.305 (0.005)				0.345 (0.004)	0.898 (0.002)	0.450 (0.004)
Ptime	0.080 (0.008)					0.120 (0.004)	0.636 (0.003)
Pyield	0.300 (0.015)						0.205 (0.004)

lactation were between 0.23 and 0.30. This indicates that the highest heritability was obtained in the middle of lactation and lower heritabilities in the beginning and end of lactation, which is in agreement with the results of Jakobsen *et al.* (2002). The heritability estimate of 305 d milk yield in the first lactation was 0.30. The heritability of 305 d milk yield was higher than that reported by Santos *et al.* (2013) in Guzerat cows. They reported a heritability of 0.24, while Yamazaki *et al.* (2014) and Farhangfar and Rowlinson, (2007) found heritabilities of 0.42 and 0.29 for Japanese and Iranian Holstein cows, respectively. In the present study a heritability of 0.08 was estimated for peak time of milk yield, which was similar to those reported by (Ferris *et al.* 1985) of 0.07 for first lactation American Holstein cattle and Muir *et al.* (2004) of 0.09 for first lactation Canadian Holsteins. Heritability estimates for peak yield and persistency were 0.30 and 0.11, respectively (table 3). Heritability estimates of this study for peak time, peak yield and 305 d milk yield are comparable to those reported by Farhangfar and Rowlinson, (2007) in Iranian Holstein dairy cows. A heritability estimate for milk production persistency of 0.11 indicates that this trait is lowly heritable. In general, heritability estimates for persistency vary significantly among persistency measures. Shanks *et al.* (1981) reported heritability for persistency of 0.02, using an incomplete gamma function, but Batra *et al.* (1987) reported a heritability of 0.21 for this trait in Canadian Holstein using gamma function. In study of Atashi *et al.* (2006) heritabilities based on univariate models were between 0.046 and 0.081 while Pereira *et al.* (2012) reported that heritability ranged from 0.10 to 0.25 in Brazilian Gyr cattle. In latter study persistency measures were calculated using function of estimated breeding value with random regression test day models.

Phenotypic correlations between partial yields and 305 d milk yield ranged from 0.88 to 0.99 in this study. The highest correlation was obtained

obtuvo de modelos univariados de animales, así como correlaciones fenotípicas entre estas medidas.

Las tasas de heredabilidad para las diferentes partes de lactancia estuvieron entre 0.23 y 0.30. Esto indica que la mayor heredabilidad se obtuvo en medio de la lactancia y los valores más bajos se encontraron al inicio y al final de la lactancia, que concuerda con los resultados de Jakobsen *et al.* (2002). La heredabilidad estimada del rendimiento lechero a los 305 d en la primera lactancia fue 0.30. La heredabilidad del rendimiento lechero a los 305 d fue mayor que la informada por Santos *et al.* (2013) en vacas Guzerat. Estos autores demostraron una heredabilidad de 0.24, mientras que Yamazaki *et al.* (2014) y Farhangfar y Rowlinson (2007) encontraron heredabilidades de 0.42 y 0.29 en vacas Holstein japonesas e iraníes, respectivamente. En este estudio se estimó una heredabilidad de 0.08 para el tiempo máximo del rendimiento lechero, que fue similar a los reportados por Ferris *et al.* (1985) de 0.07 en ganado Holstein Americano de primera lactancia y por Muir (2004) de 0.09 en Holstein canadienses de primera lactancia. Los estimados de heredabilidad para el rendimiento máximo y persistencia fueron 0.30 and 0.11, respectivamente (tabla 3). Los estimados de heredabilidad de este estudio para el tiempo máximo, rendimiento máximo y rendimiento lechero a los 305 d son comparables con aquellos reportados por Farhangfar y Rowlinson, (2007) en vacas lecheras Holstein iraníes. Una heredabilidad estimada para la persistencia de la producción de leche de 0.11 indica que esta es un rasgo poco heredable. En general, los estimados de heredabilidad para la persistencia varían significativamente entre las medidas de persistencia. Shanks *et al.* (1981) informaron heredabilidad por persistencia de 0.02, con la utilización de una función gamma incompleta, pero Batra *et al.* (1987) encontró heredabilidad de 0.21 para este rasgo en Holstein canadiense, a través de la función gamma. En un estudio de Atashi *et al.* (2006) de heredabilidades basadas en modelos univariados, estos valores se encontraron entre 0.046 y 0.081, mientras que Pereira *et al.* (2012) constataron que la heredabilidad varió de 0.10 a 0.25 en ganado Gyr brasileño. En este último

between Part2 and 305 d milk yield. The phenotypic correlation between peak time and peak yield is low (0.12), which is in agreement with the finding of Boujenane and Hilal, (2012). The phenotypic correlations of 305 d milk yield with peak time, and peak yield were 0.354 and 0.890, respectively. Peak yield are therefore of more importance with regards to 305 d lactation milk yield. This means that cows with higher peak production will probably have a higher 305 d lactation yield and selection of cows for higher 305 d milk production based on peak yield will therefore be effective. Persistency of lactation is considered a very important feature of the lactation curve (Farhangfar and Rowlinson 2007). Correlation of persistency measures by best prediction method and Part1, Part2 and Part3 of lactation showed that cows with high persistency tend to produce less milk at the beginning of lactation and more at the end of lactation (table 3). Also, phenotypic correlation between persistency and 305 d milk yield was 0.45 in this study. According to Solkner and Fuchs (1987), the relationship between total milk yield and persistency depend on the persistency measures. Based on the definition of persistency, some researchers calculated a positive phenotypic correlation between persistency and 305 d milk yield but some others found that the persistency was negatively correlated with total milk yield. Farhangfar and Rowlinson, (2007) obtained an estimate of 0.23 for this relationship in Iranian Holstein heifers using incomplete gamma function while Boujenane and Hilal, (2012) reported that the phenotypic correlation between persistency and 305 d milk production in morocco dairy cows using the Wood function was -0.25.

The most values of \hat{S} ranged from -3.8 to +3.8 in this dataset. The frequency histogram of persistency is shown in figure 1. Distribution of persistency is normal and the average persistency, based on the best prediction method is close to zero. The mean and variance of \hat{S} are 0 and 1, respectively. The positive value of \hat{S} indicates increased persistency relative to that of the standard lactation curve (which was fitted based on the mean daily milk yield using the incomplete gamma function) and negative values of \hat{S} indicate decreased persistency (figure 1). These results are similar to those reported by Appuhamy *et al.* (2007) in the evaluation of persistency using the best prediction method in primiparous and multiparous cows.

Lactation curves of cows with the highest ($\hat{S}>3$) and lowest ($\hat{S}<3$) persistency, as defined by the best prediction methodology, are presented in figure 2. As expected, the shape of the lactation curve in cows with high persistency is completely different to that of cows with low persistency. Pereira *et al.* (2012) reported that persistency does not depend on the level of milk production or the breeding value of milk, but

estudio las medidas de persistencia se calcularon con la función del valor genético estimado con modelos del día de pesaje de regresión aleatoria.

Las correlaciones fenotípicas entre rendimientos parciales y el rendimiento lechero a los 305 d osciló entre 0.88 y 0.99 en este estudio. La mayor correlación se obtuvo entre Part2 y el rendimiento lechero a los 305 d. La correlación fenotípica entre el tiempo máximo y el rendimiento máximo es bajo (0.12), lo cual concuerda con lo encontrado por Boujenane y Hilal, (2012). Las correlaciones fenotípicas del rendimiento lechero a los 305 d con el tiempo máximo y el rendimiento máximo fueron 0.354 y 0.890, respectivamente. El rendimiento máximo tiene, por lo tanto, mayor importancia que el rendimiento lechero a los 305 d de lactancia. Esto significa que las vacas de mayor producción pico probablemente tendrán mayor rendimiento lechero a los 305 d y la selección de vacas por su alta producción de leche a los 305 d, basada en su rendimiento máximo, será entonces efectivo. La persistencia de la lactancia se considera una característica muy importante de la curva de lactancia (Farhangfar y Rowlinson, 2007). La correlación de las medidas de persistencia por el método de mejor predicción y Parte1, Parte2 y Parte3 de lactancia mostraron que las vacas con alta persistencia tienden a producir menos leche al inicio de la lactancia y más que al final de la lactancia (tabla 3). Además, la correlación fenotípica entre persistencia y el rendimiento lechero a los 305 d fue 0.45 en este estudio. Según Solkner y Fuchs, (1987), la relación entre rendimiento lechero total y la persistencia depende de las medidas de persistencia. De acuerdo con la definición de persistencia, algunos investigadores calcularon una correlación fenotípica positiva entre la persistencia y el rendimiento lechero a los 305 d, pero algunos otros encontraron que la persistencia se correlacionaba negativamente con el rendimiento lechero total. Farhangfar and Rowlinson, (2007) obtuvieron un estimado de 0.23 por esta relación en novillas Holstein iraníes con el uso de la función gamma incompleta, mientras que Boujenane and Hilal (2012) informaron que la correlación fenotípica entre la persistencia y la producción de leche a los 305 d en vacas lecheras marroquíes a través de la función Wood fue de -0.25.

la mayoría de los valores de \hat{S} oscilaron entre -3.8 and +3.8 en esta base de datos. El histograma de frecuencia de la persistencia aparece en la figura 1. La distribución de la persistencia es normal y la persistencia promedio, basada en el método de mejor predicción, se encuentra cercana a cero. La media y la varianza de \hat{S} son 0 y 1, respectivamente. El valor positivo de \hat{S} indica aumento de la persistencia relacionado con el de la curva de lactancia estándar (el cual se ajustó basándose en la media del rendimiento lechero diario con el uso de la función gamma incompleta) y valores negativos de \hat{S} indican disminución de la persistencia (figura 1). Estos resultados son similares a los encontrados por Appuhamy *et al.* (2007) en la evaluación de persistencia con la utilización del método de mejor predicción en vacas primíparas y múltíparas.

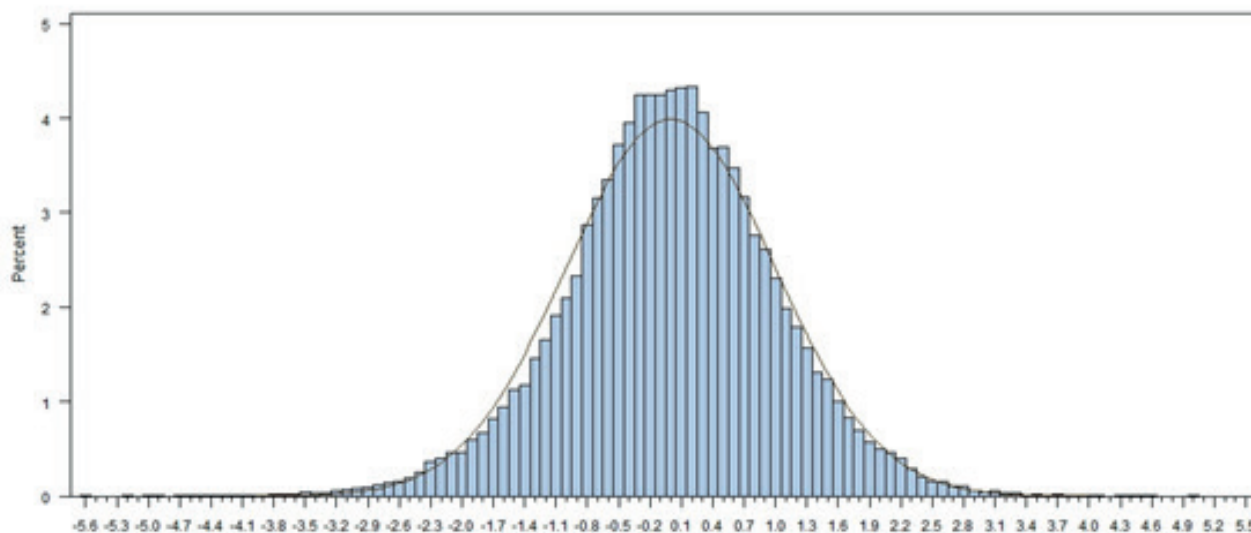


Figure 1. Frequencies of persistency classes (S) in Iranian primiparous Holstein

it is related to the shape of the lactation curve for, 305 d milk yield. Furthermore, the calculation of persistency using best prediction methodology forced lactation persistency to be independent of 305 d milk yield and cows with high persistency have higher yields in long lactations (Cole and VanRaden, 2006). The peak time of the cows in this study with high persistency is around 120 days, but in low persistency cows it is around 52 days (figure 2). The positive phenotypic correlation (0.643) between peak time and persistency (table 3) suggests that cows reaching peak yield later during the first lactation would have higher persistency. This is in agreement with the findings of Farhangfar and Rowlinson, (2007); Appuhamy *et al.* (2007) and Muir *et al.* (2004), who reported that lactations with delayed peak yields are more persistent.

Las curvas de lactancia de vacas con la mayor ($\hat{S} > 3$) y menor ($\hat{S} < -3$) persistencia, como se define en la metodología de mejor predicción, aparecen en la figura 2. Como se esperaba, la forma de la curva de lactancia en vacas con mayor persistencia es completamente diferente a aquella de las vacas con menor persistencia. Pereira *et al.* (2012) informaron que la persistencia no depende del nivel de producción lechera ni del valor genético de la leche, pero si está relacionada con la forma de la curva de lactancia para el rendimiento lechero a los 305 d. Además, los cálculos de persistencia con la utilización de la metodología de mejor predicción condujeron a que la persistencia de lactancia fuera independiente del rendimiento lechero a los 305 d, y las vacas con alta persistencia tienen mayores rendimientos en lactancias prolongadas (Cole and VanRaden, 2006). El tiempo máximo de las vacas en este estudio con alta persistencia fue aproximadamente

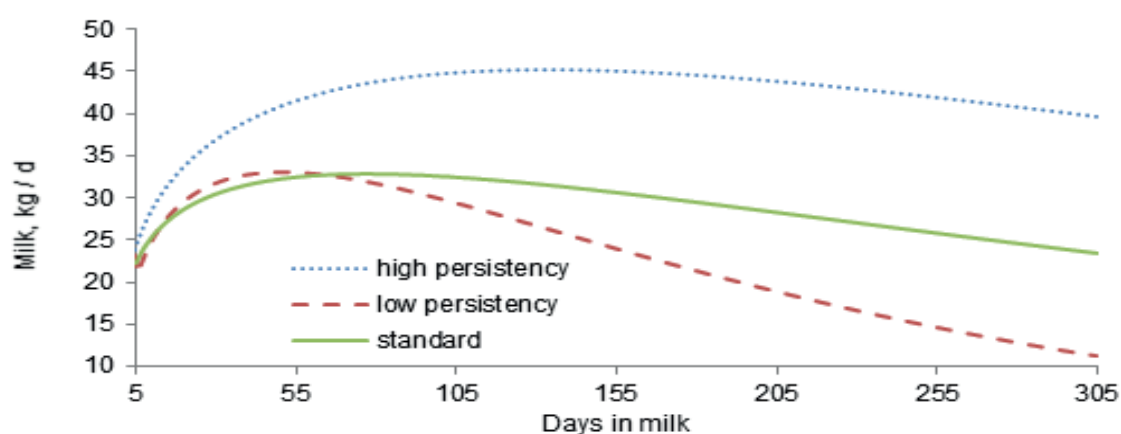


Figure 2. Comparison of lactation curves of cows with high persistency ($\hat{S} > 3$), low persistency ($\hat{S} < -3$) and standard lactation curve for Iranian primiparous Holstein cows

The heritability estimates of milk yield and the ratios of the permanent environment and residual to phenotypic variances as a function of stage of lactation were calculated and are shown in figure 3. The heritability of milk yield increased slightly over the trajectory of lactation, reaching the highest

120 días, pero en las vacas con baja persistencia fue de alrededor de 52 días (figura 2). La correlación fenotípica positiva (0.643) entre el tiempo máximo y la persistencia (tabla 3) sugiere que las vacas que alcanzan el rendimiento máximo atrasadas durante la primera lactancia podrían tener mayor persistencia. Esto concuerda con los resultados de

estimate at 200 to 250 days in milk followed by slight decreases until the end of lactation. The highest and lowest heritability of estimate were observed near the end (0.24) and the beginning (0.07) of lactation, respectively. These results confirm the findings of a previous study (Elahi Torshizi *et al.* 2012) and that of other researchers (Muir *et al.* 2007 and Kheirabadi and Alijani 2014), which reported the highest heritability of test day milk yield at the end of lactation. According to the results, residual variance was high at the beginning of lactation and decreased steadily towards the end of lactation. The ratio of the permanent environment to phenotypic variance showed however, a different trend. Takma and Akbas, (2007) showed that the shape of this ratio decreased at the beginning of lactation and then increase till the end of lactation.

Farhangfar y Rowlinson, (2007), Appuhamy *et al.* (2007) y Muir *et al.* (2004), quienes informaron que las lactancias con rendimientos máximos tardíos son más persistentes.

Los estimados de heredabilidad en rendimiento lechero y la proporción de medio ambiente permanente y varianza fenotípica residual como función de la etapa de lactancia se calcularon y se muestran en la figura 3. La heredabilidad del rendimiento lechero aumentó ligeramente a lo largo de la trayectoria de la lactancia, alcanzando el mayor estimado a los 200 a 250 días de lactancia, seguido de ligeras disminuciones hasta el final de la lactancia. La mayor y menor heredabilidad estimada se observa cerca del final (0.24) y a inicios (0.07) de la lactancia, respectivamente. Estos resultados confirman los encontrados por un estudio previo (Elahi Torshizi *et al.* 2012) y otros de diferentes investigadores (Muir *et al.* 2007 y Kheirabadi y Alijani 2014), que reportaron

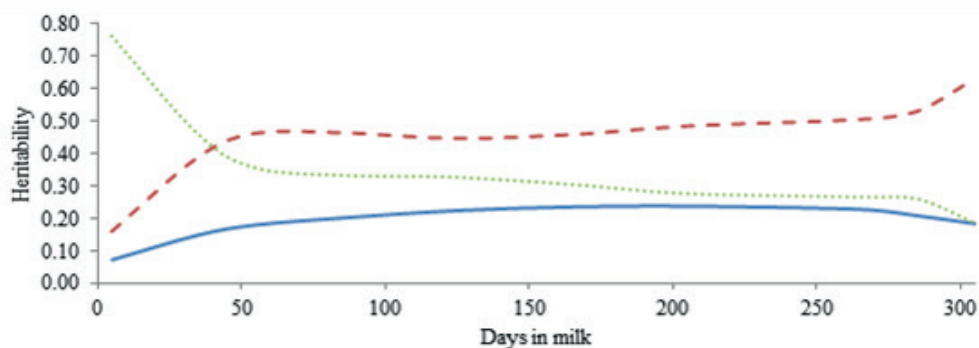


Figure 3. Heritability of test day milk yield (solid line), the ratio of permanent environment to phenotypic variance (dashed line) and the ratio of residual to phenotypic variance (dotted line) during lactation by RRM for Iranian primiparous Holstein cows

Van Vleck and Henderson, (1961) found that yield at the start and end of the lactation were subject to more temporary environmental variation than yield in mid-lactation, which is influenced more by genetic and permanent environmental differences between cows. Estimates of correlation for additive genetic and permanent environmental effects at different DIM over the trajectory of lactation, from the RRM model, are presented in figure 4. Similarly to the findings of other researches (Jakobsen *et al.* 2002 and Biassus *et al.* 2010) with regards to random regression model results, the genetic and environmental correlations between different test days tend to decrease at the extremes of the lactation period, but being close to unity in adjacent test days. The general statistics for PBVs for the different measures of persistency ($Pers_1$ and $Pers_2$), for partial milk yields, as well as 305 days lactation yields of Iranian primiparous Holstein dairy cows are shown in table 4. The average breeding value of $Pers_2$ is lower than that of $Pers_1$, but $Pers_2$ shows more variation compared to $Pers_1$. According to different measures of persistency, lower values of $Pers_1$ and $Pers_2$ indicate better persistency, because it is associated with a slower rate of decline

la mayor heredabilidad del rendimiento lechero del día de pesaje al final de la lactancia. De acuerdo con estos resultados, la varianza residual fue mayor a inicios de la lactancia y disminuyó gradualmente hasta el final de la lactancia. Sin embargo, la relación del medio ambiente permanente con la varianza fenotípica mostró una tendencia diferente. Takma y Akbas (2007) demostraron que la forma de esta proporción disminuyó al inicio de la lactancia y luego aumentó hasta el final de la lactancia.

Van Vleck y Henderson (1961) encontraron que los rendimientos al inicio y final de la lactancia estuvieron sujetos a más variaciones del medio ambiente temporal que el rendimiento a mediados de lactancia, lo cual está más influido por diferencias genéticas y del medio ambiente permanente entre las vacas. Los estimados de correlación para efectos genéticos aditivos y del medio ambiente permanente a diferentes días de lactancia a través de la trayectoria de la lactancia, del modelo RRM, se muestran en la figura 4. Como en los resultados de otros investigadores (Jakobsen *et al.* 2002 y Biassus *et al.* 2010), con respecto a los resultados del modelo de regresión aleatoria, las correlaciones genéticas y medioambientales entre distintos días de prueba tienden a disminuir en los extremos del período de lactancia, pero cercanos a la unidad en días

in production after peak. According to tables 4 and 5, it seems that Pers₂ can describe persistency better than Pers₁ measure.

de prueba adyacentes. La tabla 4 muestra las estadísticas generales para los VGP para las diferentes medidas de persistencia (Pers₁ and Pers₂), para rendimientos lecheros

Table 4. Mean (\pm SE), standard deviation (SD), minimum and maximum of PBV for different measures of persistency, partial milk yields and 305 d lactation milk yield of Iranian primiparous Holstein cows

Variable	Mean \pm SE	SD	Min	Max
Pers ₁	1.575 (0.060)	15.663	-123.020	122.738
Pers ₂	1.337 (0.067)	17.528	-118.275	148.647
PBV5-100	5.505 (0.171)	44.314	-423.342	296.611
PBV101-200	7.343 (0.239)	61.633	-566.553	425.924
PBV201-305	7.520 (0.256)	66.128	-582.171	478.578
PBV305	20.368 (0.666)	171.852	-1572.07	1194.58

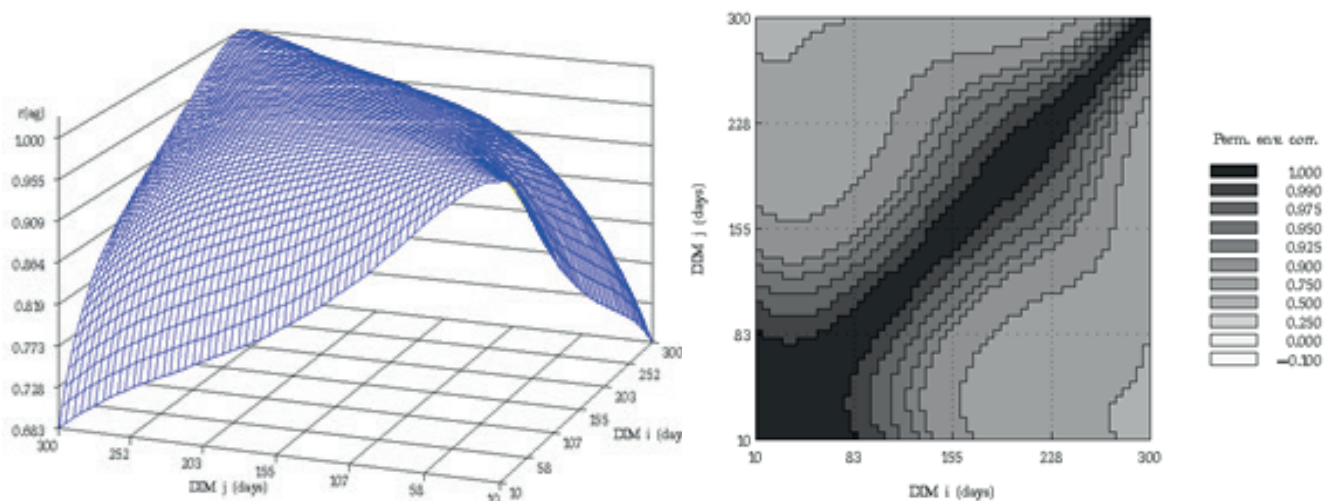


Figure 4. Additive genetic (left) and permanent environmental (right) correlations between days in milk over the trajectory of lactation using a RRM model for Iranian primiparous Holstein cows

The heritability estimate of the different measures of persistency (Pers₁ and Pers₂), partial milk yields, as well as genetic correlations between the predicted breeding values of these measures are presented in Table 5. Heritabilities for two persistency measures (Pers₁ and Pers₂) are 0.090 and 0.185, respectively.

The heritability of Pers₁ and Pers₂ were comparable to the findings of Kheirabadi and Alijani (2014) who evaluated several measures of persistency using multitrait RRM methodology in Iranian Holstein cows (0.08 and 0.22) but different to the results of Jakobsen *et al.* (2002), who reported the heritabilities of 0.24 and 0.20 for Pers₁ and Pers₂ in first-parity Danish Holsteins using random regression models.

The main reasons for differences in heritability estimates may be attributed to different orders of polynomial functions used in models for estimation of genetic and environmental effects and also due to differences in the structure of the datasets. The genetic correlations between PBV of partial milk yields, persistency and accumulated yield were

parciales, así como el rendimiento lechero a los 305 d de vacas lecheras Holstein primíparas iraníes se muestra en la tabla 1. El valor genético promedio de Pers₂ es menor que el de Pers₁, pero Pers₂ muestra más variación comparado con Pers₁. Teniendo en cuenta diferentes medidas de persistencia, los valores bajos de Pers₁ and Pers₂ indican mejor persistencia porque están asociados con una lenta tasa de disminución en la producción después del valor máximo. Como se muestra en las tablas 4 y 5, parece que Pers₂ pudiera describir la persistencia mejor que la medida de Pers₁.

El estimado de heredabilidad de las distintas medidas de persistencia (Pers₁ and Pers₂), rendimientos lecheros parciales, así como correlaciones genéticas entre los valores genéticos predichos de estas medidas se presentan en la tabla 5. Las heredabilidades para dos medidas de persistencia (Pers₁ and Pers₂) son 0.090 y 0.185, respectivamente.

Las heredabilidades de Pers₁ and Pers₂ con comparables con los resultados de Kheirabadi y Alijani (2014), quienes evaluaron varias medidas de persistencia con la utilización de la metodología RRM multirasgo en vacas Holstein iraníes (0.08 and 0.22), pero fueron diferentes a lo encontrado por

Table 5. Heritabilities and genetic correlations (\pm SE) between the predicted breeding values for different persistency measures and partial milk yields in Iranian primiparous Holstein cows

Trait	h^2	Pers ₂	PBV5-100	PBV101-200	PBV201-305	PBV305
Pers ₁	0.090 (0.002)	0.977 (0.001)	0.965 (0.001)	0.980 (0.000)	0.990 (0.000)	0.981 (0.000)
Pers ₂	0.185 (0.012)		0.887 (0.002)	0.915 (0.001)	0.939 (0.001)	0.918 (0.001)
PBV5-100				0.997 (0.000)	0.991 (0.000)	0.997 (0.000)
PBV101-200					0.997 (0.000)	0.999 (0.000)
PBV201-305						0.998 (0.000)

positive and high (table 4). The correlations between Pers₁ and Pers₂ with PBV of 305 d milk yield are 0.98 and 0.91, respectively. A persistency measure with lower correlation with 305 d milk yield is optimum. This study's findings therefore indicate that Pers₂ have higher heritability and lower genetic correlation with 305 d yield compare to that of Pers₁. Hence, it is recommended for measuring of persistency using RRM. This is in agreement with the result of Kheirabadi and Alijani, (2014) who reported that Pers₂ is the preferred measure for milk yield persistency in Iran. The heritability of Pers₂ is also higher than that of \hat{S} . Biassus *et al.* (2010) reported that, the heritability of some persistency measures ($\sum_{t=60} \text{EBV-EBV}_{60}^{279}$) and ($\text{EBV}_{290} - \text{EBV}_{90}$) which were calculated using RRM, were low. Calculation of persistency with best prediction methods is simple and powerful. This method is independent of yield with low correlation with 305 d milk yield and relatively small heritability. But in RRM, different orders of Legendre polynomial and mathematical functions can be used. Moreover, genetic yields for each single day of the lactation can be estimated by this method and due to this flexibility, different measures of persistency can be proposed with higher heritability and lower genetic and phenotypic correlation with total milk yield compare to best prediction method. This makes the calculation of persistency to have more advantage based on RRM compare to ratio methods and even best prediction of lactation persistency.

Conclusion

In this study, the persistency of milk yield was evaluated using two methodologies, namely random regression and best prediction. In best prediction methodology, the phenotypic correlation between peak time and persistency was high and lactation curve of the cows with higher persistency was completely different compare to standard lactation curve. Heritability and genetic correlation among various persistency measures considerably depend upon the way that the persistency measure is defined. High positive genetic correlation between persistency measures of RRM and 305 d milk yield resulted in genetic improvement of total milk yield and consequently persistency. The heritability of Pers₂ is higher than that of Pers₁ and \hat{S} . Although by using RRM, due to higher flexibility

Jakobsen *et al.* (2002), quienes informaron heredabilidades de 0.24 y 0.20 para Pers₁ y Pers₂, respectivamente, en vacas primíparas danesas Holstein, con el uso de modelos de regresión aleatoria.

Las razones principales para las diferencias en los estimados de heredabilidad pueden atribuirse a las diferencias en el orden de las funciones polinómicas utilizadas en los modelos para la estimación de los efectos genéticos y medioambientales, y también debido a las diferencias en la estructura de las bases de datos. Las correlaciones genéticas entre los VGP de los rendimientos lecheros parciales, persistencia y rendimiento acumulado fueron positivos y altos (tabla 4). Las correlaciones entre Pers₁ y Pers₂ con los VGP del rendimiento lechero a los 305 d fueron 0.98 y 0.91, respectivamente. Una medida de persistencia con baja correlación con el rendimiento lechero a los 305 d es óptima. Los resultados de este estudio indican que Pers₂ tiene mayor heredabilidad y menor correlación genética con el rendimiento lechero a los 305 d comparado con el de Pers₁. Por lo tanto, se recomienda la utilización del RRM para medir la persistencia. Esto concuerda con los resultados de Kheirabadi y Alijani (2014), quienes informaron que Pers₂ es la medida preferible de la persistencia del rendimiento de la leche en Irán. La heredabilidad de Pers₂ es también mayor que la de \hat{S} . Biassus *et al.* (2010) informaron que la heredabilidad de algunas medidas de persistencia ($\sum_{t=60} \text{EBV-EBV}_{60}$) and ($\text{EBV}_{290} - \text{EBV}_{90}$) que se calcularon con RRM, fue baja. El cálculo de persistencia con los métodos de mejor predicción es simple y potente, este método es independiente del rendimiento con baja correlación con el rendimiento lechero a los 305 d y relativamente poca heredabilidad. Sin embargo, en el RRM se puede utilizar diferente orden de las funciones matemáticas y polinómica Legendre. Por otra parte, se pueden estimar los rendimientos genéticos de cada uno de los días de lactancia con este método y, debido a su flexibilidad, se pueden proponer diferentes medidas de persistencia con mayor heredabilidad y menor correlación fenotípica y genética con el rendimiento lechero total, comparado con el método de mejor predicción. Esto hace que el cálculo de persistencia tenga más ventajas basado en el RRM que los métodos de proporción e incluso mejor predicción de la persistencia de la lactancia.

Conclusiones

La persistencia del rendimiento lechero se evaluó en

(different Legendre polynomial orders and functions fitted in fixed and random parts of the model and the possibility of defining various persistency measures based on PBVt) random regression model could be a preferable method for evaluation and selection of cows for persistency compared to best prediction and other methods.

Acknowledgement

The Center of Animal Breeding of Iran is greatly acknowledged for supplying the data used in this study.

Cuban Journal of Agricultural Science, Volume 52, Number 2, 2018.

este estudio con el uso de dos metodologías (regresión aleatoria y mejor predicción). En la metodología de mejor predicción, la correlación fenotípica entre el tiempo máximo y la persistencia fue alta y la curva de lactancia de las vacas con mayor persistencia fue completamente diferente a la curva de lactancia estándar. La heredabilidad y la correlación genética entre varias medidas de persistencia dependen considerablemente de la manera en que se define la medida de persistencia. La alta correlación genética positiva entre las medidas de persistencia del RRM y el rendimiento lechero a los 305 d resultaron en un mejoramiento genético del rendimiento lechero total y, consecuentemente, de la persistencia. La heredabilidad de $Pers_2$ es mayor que la de $Pers_1$ y \hat{S} . Por lo tanto, por el uso del modelo de regresión aleatoria, debido a su flexibilidad (funciones y ordenes polinómicas Legendre diferentes ajustadas en partes fijas y aleatorias del modelo y la posibilidad de definir varias medidas de persistencia basadas en los VGPT), podría ser el modelo preferible para la evaluación y selección de vacas por persistencia comparado con el de mejor predicción y otros métodos.

Agradecimientos

Se agradece al Center of Animal Breeding of Iran por proveer los datos utilizados en este estudio.

References

- Atashi, H., Moradi Shahrabak, M. & Abdolmohammadi, A. 2006. Study of some suggested measures of milk yield persistency and their relationships. *Inter. J. Agri. Bio.* 3, 378-390.
- Appuhamy, J. A., Cassell, B. G., Dechow, C. D. & Cole, J. B. 2007. Phenotypic relationships of common health disorders in dairy cows to lactation persistency estimated from daily milk weights. *J. Dairy Sci.* 90, 4424-4434.
- Batra, T. B., Lin, C.Y., Mcallister, A. J., Lee, A. J., Roy, G. L., Vesseley, J. A., Wautly, J. M. & Winter, A. 1987. Multitrait estimation of genetic parameters of lactation curves Holstein heifers. *J. Dairy Sci.* 70, 2105-2111.
- Biassus, I. O., Cobuci, J. A., Costa, J. A., Rorato, P. N., Neto, J. B. & Cardoso, L. L. 2010. Persistence in milk, fat and protein production of primiparous Holstein cows by random regression models. *Revi. Brasil. de Zootec.* 39, 2617-2624.
- Boujenane, I. & Hilal, B. 2012. Genetic and non-genetic effects for lactation curve traits in Holstein Friesian cows. *Arch. Tier.* 55, 450-457.
- Cobuci, J. A., Euclides, R. F. & Costa, C. N. 2004. Análises da persistência na lactação de vacas da raça holandesa, usando produção no dia do controle e modelo de regressão aleatória. *Revi. Brasil. Zootec.* 33, 546-555.
- Cobuci, J. A., Euclides, R. F., Costa, C. N., Torres, R. A. & Carmen, S. P. 2007. Genetic evaluation for persistency of lactation in Holstein cows using a random regression model. *Gene. Mole. Bio.* 30, 349-355.
- Cole, J. B. & VanRaden, P. M., 2006. Genetic evaluation and best prediction of lactation persistency. *J. Dairy Sci.* 89, 2722-2728.
- Druet, T., Jaffrezic, F. & Ducrocq, V. 2005. Estimation of genetic parameters for test day records of dairy traits for the first three lactations. *Gene. Selec. Evol.* 7, 257-271.
- Elahi Torshizi, M., Aslamenejad, A., Nassiri, M., Farhangfar, H., Solkner, J., Kovac, M., Meszaros, G. & Malovrh, S. 2012. Evaluation of test day milk yield in Iranian primiparous Holstein using different random regression models. *J. Anim. Sci. Adv.* (2) 8, 664-667.
- Farhangfar, H. & Rowlinson, P. 2007. Genetic analysis of wood's lactation curve for Iranian Holstein heifers. *J. Biolo. Sci.* 7, 127-135.
- Ferris, T. A., Mao, I. L. & Anderson, C. R. 1985. Selecting for lactation curve and milk yield in dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 68, 1438-1448.
- Grossman, M., Hartz, S. M. & Koops, W. J. 1999. Persistency of lactation yield: A Novel Approach. *J. Dairy Sci.* 82, 2192-2197.
- Groeneveld, E., Kovac, M. & Wang, T. 2002. PEST user's guide and reference manual version 4. 2. 3. Department of animal science, University of Illinois.
- Harder, B., Bennewitz, J., Hinrichs, D. & Kalm E. 2006. Genetic parameters for health traits and their relationship to different persistency traits in German Holstein dairy cattle. *J. Dairy Sci.* 89, 3202-3212.
- Jakobsen, J. H., Madsen, P., Jensen, J., Pedersen, J., Christensen, L. G. & Sorensen, D. A. 2002. Genetic parameters for milk production and persistency for Danish Holsteins estimated in random regression models using REML. *J. Dairy Sci.* 85, 1607-1616.
- Jamrozik, J., Schaeffer, L. R. & Dekkers, J. C. M. 1997. Genetic evaluation of dairy cattle using test day yields and random

- regression model. *J. Dairy Sci.* 80, 1217-1226.
- Jensen, J. 2001. Genetic evaluation of dairy cattle using test day models. *J. Dairy Sci.* 84, 2803-2812.
- Kheirabadi, A. & Alijani, S. 2014. Genetic parameters for milk production and persistency in Iranian Holstein population by multitrait random regression models. *Arch Tier.* 57, 1-12.
- Kominakis, A., Volanis, M. & Rogdakis, E. 2001. Genetic modeling of test day records in dairy sheep using orthogonal Legendre polynomials. *Small. Rum Res.* 39, 209-217.
- Kovac, M. & Groeneveld, E. 2008. VCE-6 user's guide and Reference Manual Version 6. Biotechnical Faculty, Department of Animal Science, University of Ljubljana, Slovenia.
- Mrode, R. A., Swanson, G. T. & Lindberg, C. M. 2002. Efficiency of part lactation test day records for genetic evaluations using fixed and random regression models. *J. Anim Sci.* 74, 189-197.
- Muir, B. L., Fatehi, J. Schaeffer, L. R. 2004. Genetic relationships between persistency and reproductive performance in first-lactation Canadian Holsteins. *J. Dairy Sci.* 87, 3029-3037.
- Muir, B. L., Kistemaker, G., Jamrozik, J. & Canavesi, F. 2007. Genetic parameters for a multiple-trait multiple-lactation random regression test day model in Italian Holsteins. *J. Dairy Sci.* 90, 1564-1574.
- Pereira, R. J., Verneque, R. S., Lopes, P. S., Santana, J. L. S., Lagrotta, M. R., Torres, A. E., VercesiFilho, A. E. & Machado, M. A. 2012. Milk yield persistency in Brazilian Gyr cattle based on random regression model. *Gene. Mole. Res.* 11, (2), 1599-1609.
- Rekik, B., BenGara, A., Ben Hamouda, M. & Hammami, H. 2003 Fitting lactation curves of dairy cattle in different types of herds in Tunisia. *Live Sci.* 83, 309-15.
- Santos, D. J. A., Peixoto, M. G. C. D., Borquis, R. R. A., Verneque, R. S., Panetto, J. C. C. & Tonhati, H. 2013. Genetic parameters for test day milk yield, 305 -day milk yield, and lactation length in Guzerat cows. *Live Sci.* 152, 114-119.
- Schaeffer, L. R. & Dekkers, J. C. M. 1994. Random regressions in animal models for test day production in dairy cattle. The 5th World Congress of Genetics Applied to Livestock Production, Guelph, Canada.
- Shanks, R. D., Berger, P. J., Freeman, A. E. & Dickensen, F. N., 1981. Genetic aspects of lactation curves. *J. Dairy Sci.* 641, 1852-1860.
- Solkner, J. & Fuchs, W. A. 1987. Comparison of different measures of persistency with special respect to variation of test day milk yields. *Lives Sci.* 16, 305-319.
- Strabel, T., Kopacki, W. & Szwaczkowski, T. 2001. Genetic evaluation of persistency in random regression test day models. *Interbull Bulletin* 27, 189-192.
- SAS, 2004. Statistical Analysis Users' Guide, Version 9.1. SAS Institute Inc., Cary, North Carolina, USA.
- Takma, C. & Akbas, Y. 2007. Estimates of genetic parameters for test day milk yields of Holstein Friesian herd in Turkey with random regression models. *Arch Tierz.* 4, 327-336.
- Togashi, K. & Lin, C. Y. 2004. Efficiency of different selection criteria for persistency and lactation milk yield. *J. Dairy Sci.* 87, 1528-1535.
- Togashi, K. & Lin, C. Y. 2006. Selection for milk production and persistency using eigenvectors of the random regression coefficient matrix. *J. Dairy Sci.* 89, 4866-4873.
- VanRaden, P. M. 1998. Best prediction of lactation yield and persistency. The 6th World Congress Genetic Applied to Livestock Production. Armidale, Australia.
- VanVleck, L. D. & Henderson, C. R. 1961. Estimates of genetic parameters of some functions of part lactation milk records. *J. Dairy Sci.* 44, 1073-1084.
- Weller, J. I., Ezra, E. & Leitner, G. 2006. Genetic analysis of persistency in Israel Holstein population by the multitrait animal model. *J. Dairy Sci.* 89, 2738-2746.
- Wood, P. D. P. 1969. Factors affecting the shape of the lactation curve in cattle. *Animal Production* 11, 307-316.
- Yamazaki, T., Hagiya, K., Takeda, H., Sasaki, O., Yamaguchi, S., Sogabe, M., Saito, Y., Nakagawa, S., Togashi, K., Suzuki, K. & Nagamine, Y. 2014. Genetic correlation between milk production traits somatic cell scores on test day within and across first and second lactations in Holstein cows. *Lives Sci.* 152, 120-126.

Received: March 2, 2018