



**UNIVERSIDAD DE CHILE**  
**FACULTAD DE CIENCIAS AGRONÓMICAS**  
**ESCUELA DE POSTGRADO**

**CARACTERIZACIÓN DE LA EFICIENCIA BIOLÓGICA Y  
ECONÓMICA DE DOS BIOTIPOS BOVINOS DE LECHE EN UN  
SISTEMA ESTACIONAL CON PARTOS DE FINES DE INVIERNO**

Tesis para optar al Grado de Magister en Ciencias Agropecuarias, Mención  
Producción Animal

**DANIELA SOTO OPAZO**

Director de Tesis  
**HÉCTOR URIBE MUÑOZ**

Profesores Consejeros  
**MARÍA SOL MORALES SILVA    CRISTIÁN ARANEDA TOLOSA**

Profesor Colaborador  
**HUMBERTO GONZALEZ VERDUGO**

**SANTIAGO - CHILE**  
**2015**

**UNIVERSIDAD DE CHILE**  
**FACULTAD DE CIENCIAS AGRONÓMICAS**  
**ESCUELA DE POSTGRADO**

**CARACTERIZACIÓN DE LA EFICIENCIA BIOLÓGICA Y ECONÓMICA DE DOS  
BIOTIPOS BOVINOS DE LECHE EN UN SISTEMA ESTACIONAL CON PARTOS  
DE FINES DE INVIERNO**

Tesis presentada como parte de los requisitos para optar al Grado de Magíster en Ciencias  
Agropecuarias, Mención Producción Animal.

**DANIELA SOTO OPAZO**

Calificaciones

DIRECTOR DE TESIS

Héctor Uribe Muñoz

Aprobada

Médico Veterinario, M. Sc., Ph. D.

PROFESORES CONSEJEROS

María Sol Morales Silva

Aprobada

Médico Veterinario, M. Sc., Ph. D.

Cristián Araneda Tolosa

Aprobada

Biólogo, M. Cs., Dr. Cs.

Santiago, Chile  
2015

## **AGRADECIMIENTOS**

En este logro han contribuido, consciente o inconscientemente, personas maravillosas que han sido la base de mi formación tanto personal como académica.

Es por ello que en primer lugar quiero agradecer a mi familia, fuente de apoyo constante e incondicional. A Mario, mi caballero andante, por darme el coraje a poder seguir mi ideal. A mis animales, que me hacen partícipe de las cosas simples de la vida. Y a mis amigos humanoides, por la hermandad que hemos creado.

También agradezco de todo corazón a mis profesores, por el tiempo, dedicación y pasión por la actividad docente. A Humberto González por su entusiasmo, y porque pese a todo salimos adelante. A Héctor Uribe por su apoyo a lo largo de este proceso, y su colaboración con el análisis estadístico. Y a M<sup>a</sup> Sol Morales por su oportuna participación, gracias a la cual se ha ganado mi enorme gratitud.

Por último, darle las gracias a la beca CONICYT, sin la cual no hubiese sido posible llevar a cabo este posgrado.

Mi reconocimiento a cada uno de uds. por haber aportado grandes cosas a mi vida.

A mis animales

## ÍNDICE DE CONTENIDOS

CAPITULO I: MONOGRAFIA .....	1
CAMBIO DE LA RENTABILIDAD Y EFICIENCIA DE LOS SISTEMAS PRODUCTIVOS LECHEROS EN PASTOREO Y EL BIOTIPO UTILIZADO .....	1
Revisión Bibliográfica .....	2
Literatura Citada.....	9
CAPÍTULO II: ARTICULO CIENTÍFICO.....	12
CARACTERIZACIÓN DE LA EFICIENCIA BIOLÓGICA Y ECONÓMICA DE DOS BIOTIPOS BOVINOS DE LECHE EN UN SISTEMA ESTACIONAL CON PARTOS DE FINES DE INVIERNO .....	12
Resumen.....	13
Abstract .....	13
Introducción .....	14
Hipótesis.....	16
Objetivos .....	16
Objetivo General .....	16
Objetivos Específicos.....	16
Materiales y Métodos .....	17
I. Ubicación de datos.....	17
II. Caracterización de los rebaños y determinación del número de animales .....	17
III. Análisis de la información .....	17
1. Eficiencia Biológica.....	17
2. Eficiencia Económica.....	19
IV. Análisis estadísticos.....	21
Resultados .....	23
Análisis Descriptivo.....	23
Análisis Estadístico .....	25
1. Relación entre variables de peso vivo y biotipo .....	25
1.1 Relación entre peso vivo postparto y biotipo.....	25
1.2 Relación entre peso metabólico y biotipo .....	27
2. Relación entre la eficiencia biológica, corregido por otros factores ambientales....	28
2.1. Eficiencia biológica, para producción de leche, corregido por otros factores ambientales.....	28
2.1.1. EFBI para producción de leche, estimada usando el peso vivo postparto como denominador.....	28
2.1.2. EFBI para producción de leche, estimada usando el peso metabólico postparto como denominador.....	30
2.2. Eficiencia biológica, para proteína láctea, corregido por otros factores ambientales .....	31
2.2.1. EFBI para proteína láctea, estimada usando el peso vivo postparto como denominador.....	31
2.2.2. EFBI para proteína láctea, estimada usando el peso metabólico postparto como denominador.....	33

2.3. Eficiencia biológica, para materia grasa, corregido por otros factores ambientales .....	34
2.3.1. EFBI para materia grasa, estimada usando el peso vivo postparto como denominador.....	34
2.3.2. EFBI para materia grasa, estimada usando el peso metabólico postparto como denominador.....	36
2.4. Eficiencia biológica, para leche corregida por energía, corregido por otros factores ambientales.....	37
2.4.1. EFBI para leche corregida por energía, estimada usando el peso vivo postparto como denominador.....	37
2.4.2. EFBI para leche corregida por energía, estimada usando el peso metabólico postparto como denominador.....	39
2.5. Eficiencia biológica, para sólidos en leche, corregido por otros factores ambientales .....	40
2.5.1. EFBI para sólidos en leche, estimada usando el peso vivo postparto como denominador.....	40
2.5.2. EFBI para sólidos en leche, estimada usando el peso metabólico postparto como denominador.....	42
3. Eficiencia económica, corregido por otros factores ambientales.....	43
3.1. Relación entre la eficiencia económica, estimada usando el peso vivo postparto como denominador y corregida por otros factores ambientales .....	43
3.2. Relación entre la eficiencia económica, estimada usando el peso metabólico postparto como denominador, corregida por otros factores ambientales.....	45
Discusión.....	47
Relación entre variables de peso vivo, considerando algunos factores ambientales ...	47
Relación entre EFBI, corregido por otros factores ambientales .....	48
Relación entre EFEC, corregido por otros factores ambientales .....	52
Conclusiones .....	54
Literatura Citada.....	55
Anexos y/o Apéndices.....	59

## ÍNDICE DE FIGURAS

Figura 1. Medias mínimas cuadráticas de peso vivo (kg), para HNZ y CRUZA a través de número ordinal de parto. ....	26
Figura 2. Medias mínimas cuadráticas de peso metabólico (kg), para HNZ y CRUZA a través de número ordinal de parto. ....	28
Figura 3. Medias mínimas cuadráticas de EFBI ( $L\text{ kg}^{-1}$ ), medida como producción de leche por lactancia, para HNZ y CRUZA a través de número ordinal de parto, estimada usando el peso vivo postparto como denominador. ....	29
Figura 4. Medias mínimas cuadráticas de EFBI ( $L\text{ kg}^{-1}$ ), medida como producción de leche por lactancia, para HNZ y CRUZA a través de número ordinal de parto, estimada usando el peso metabólico postparto como denominador. ....	31
Figura 5. Medias mínimas cuadráticas de EFBI ( $\text{kg P kg PV}^{-1}$ ), medida como proteína láctea por lactancia, para HNZ y CRUZA a través de número ordinal de parto, estimada usando el peso vivo postparto como denominador. ....	32
Figura 6. Medias mínimas cuadráticas de EFBI ( $\text{kg P kg PV}^{0,75(-1)}$ ), medida como proteína láctea, para HNZ y CRUZA a través de número ordinal de parto, estimada usando el peso metabólico postparto como denominador. ....	34
Figura 7. Medias mínimas cuadráticas de la EFBI ( $\text{kg G kg PV}^{-1}$ ), medida como materia grasa por lactancia, para HNZ y CRUZA a través de número ordinal de parto, estimada usando el peso vivo postparto como denominador. ....	35
Figura 8. Medias mínimas cuadráticas de EFBI ( $\text{kg G kg PV}^{0,75(-1)}$ ), medida como materia grasa por lactancia, para HNZ y CRUZA a través de número ordinal de parto, estimada usando el peso metabólico postparto como denominador. ....	37
Figura 9. Medias mínimas cuadráticas de EFBI ( $\text{kg ECM kg PV}^{-1}$ ), medida como leche corregida por energía, para HNZ y CRUZA a través de número ordinal de parto, estimada usando el peso vivo postparto como denominador. ....	38
Figura 10. Medias mínimas cuadráticas de EFBI ( $\text{kg ECM kg PV}^{0,75(-1)}$ ), medida como leche corregida por energía, por lactancia, para HNZ y CRUZA a través de número ordinal de parto, estimada usando el peso metabólico postparto como denominador. ....	40
Figura 11. Medias mínimas cuadráticas de la EFBI ( $\text{kg MS kg PV}^{-1}$ ), medido como sólidos en leche por lactancia, para HNZ y CRUZA a través de su número ordinal de parto, estimada usando el peso vivo postparto como denominador. ....	41
Figura 12. Medias mínimas cuadráticas de EFBI ( $\text{kg MS kg PV}^{0,75(-1)}$ ), medida como sólidos en leche por lactancia, para HNZ y CRUZA a través de número ordinal de parto, estimada usando el peso metabólico postparto como denominador. ....	43
Figura 13. Medias mínimas cuadráticas de la EFEC por lactancia ( $\text{LBE kg}^{-1}$ ), para HNZ y CRUZA a través de número ordinal de parto, estimada usando el peso vivo postparto como denominador. ....	44
Figura 14. Medias mínimas cuadráticas de EFEC por lactancia ( $\text{LBE kg}^{-1}$ ), para HNZ y CRUZA a través de número ordinal de parto, estimada usando el peso metabólico postparto como denominador. ....	46

## ÍNDICE DE CUADROS

Cuadro 1. Media, desviación estándar, valores mínimos y máximos de variables productivas en 2.088 lactancias completas. ....	23
Cuadro 2. Media, desviación estándar, valores mínimos y máximos de variables productivas en 1.466 lactancias completas del biotipo HNZ.....	24
Cuadro 3. Media, desviación estándar, valores mínimos y máximos de variables productivas en 622 lactancias completas del biotipo CRUZA. ....	24

**CAPITULO I: MONOGRAFIA**

**CAMBIO DE LA RENTABILIDAD Y EFICIENCIA DE LOS SISTEMAS  
PRODUCTIVOS LECHEROS EN PASTOREO Y EL BIOTIPO UTILIZADO**

## Revisión Bibliográfica

A nivel mundial, durante más de 40 años, se han utilizado diversos programas de selección basados esencialmente en la raza Holstein, fenómeno conocido como Holsteinización. Este fenómeno fue asentado con la idea de que para conseguir una mayor rentabilidad del sistema productivo lechero, y por ende una mayor producción de leche, habría que tener vacas más grandes (Harris y Kolver, 2001). La utilización de este biotipo, ha hecho aumentar considerablemente el tamaño de las vacas lecheras en los últimos 30 años, dado que el peso vivo de éstas, estaría correlacionado positivamente con volúmenes de producción de leche. La razón principal de esta correlación, es la mayor capacidad de ingesta requerida para cubrir las necesidades energéticas extras de una mayor producción de leche (Hofstetter *et al.*, 2011).

Hasta hace poco tiempo, se asumía extensamente que los mejores rasgos de este biotipo (mayor volumen de leche y rendimiento de proteína) para un ambiente productivo (confinamiento), también debían ser los mejores en un sistema productivo basado en la utilización de praderas. Sin embargo, se ha evidenciado que el alto mérito genético de esta raza es incapaz de expresarse cuando ésta se encuentra en un sistema de alimentación basado principalmente en pastoreo directo, en donde se requiere producir un nivel moderado de leche con una limitada cantidad de energía (Boettcher *et al.*, 2003; Kennedy *et al.*, 2003; Horan *et al.*, 2005). Dicho biotipo experimenta restricciones para poder lograr consumos de materia seca que satisfagan sus requerimientos nutricionales en condiciones de pastoreo (Dillon *et al.*, 2006). Por lo que el potencial productivo lechero de esta raza (Holstein) estaría siendo subutilizado en los sistemas esencialmente pastoriles.

Los sistemas de producción de leche basados en el pastoreo directo, se caracterizan por sincronizar el crecimiento de las praderas y los requerimientos nutritivos de las vacas. Para poder optar a un mayor éxito económico, en Nueva Zelanda, se minimiza el aporte de suplementos sólo a épocas de déficit, empleando pariciones que se concentren en bloque a fines de invierno (julio a septiembre) (Anrique y Latrille, 2003).

En países como Australia, Irlanda y Nueva Zelanda, la producción de leche se desarrolla esencialmente bajo sistemas con utilización de pasturas, a través de pastoreo directo, con algunas pequeñas diferencias en el aporte estratégico de concentrado en periodos críticos. Para los países anteriormente mencionados, los objetivos son optimizar el uso de la pradera, ajustando los requerimientos del rebaño con la curva de aporte de nutrientes, optando de esta forma a lactancias de mayor productividad en dichas condiciones (Berry *et al.*, 2002; Horan *et al.*, 2005; Prendiville *et al.*, 2009). Es por esto que en Nueva Zelanda, desde 1980, se han seleccionado a las vacas “Holstein Neozelandés” por producción de grasa y proteína, junto con un menor volumen de leche, menor peso vivo, mayor longevidad y mayor fertilidad, conforme a la respuesta basada en una dieta con predominancia en pasturas y muy limitada suplementación de concentrado en períodos críticos (Harris y Kolver, 2001; López-Villalobos, 2012).

Estos objetivos de mejoramiento van a depender sustancialmente de la estructura de precios de pago de la leche en los diferentes países (McCarthy *et al.*, 2007a; Roche *et al.*, 2007). Es por ello que las ventajas de utilidad de las diversas razas y cruza está muy influenciada por

los precios que se paguen por sólidos lácteos, y en menor medida, por la importancia económica de la carne en el negocio lechero, dependiendo de los precios de la leche que va a destino industrial (Garrick y López-Villalobos, 2001; Anrique y Latrille, 2003).

Según Dillon *et al.* (2006), la sustentabilidad de estos sistemas productivos, dependen en gran medida de contar con un biotipo que adaptado a dichas condiciones de manejo, logre transformar eficientemente el alimento en leche de buena calidad. Y que simultáneamente, presente un buen desempeño reproductivo, obteniendo como principal meta la maximización de una respuesta productiva eficiente por unidad de superficie (González *et al.* 2005). Para poder llevar a cabo este propósito, es necesario elevar la carga animal, optimizando la producción por kg de peso vivo, lo cual implicaría incrementar el uso de vacas de menor tamaño (Macdonald *et al.* 2001; González *et al.* 2005; Prendiville *et al.*, 2009, 2010; Sneddon, 2011). Se debe considerar que esto afecta la eficiencia de utilización de pastoreo, dado que al incrementar la relación entre kilos de peso vivo y toneladas de materia seca  $ha^{-1}$ , la eficacia del uso de la pradera aumenta, pero la eficiencia de utilización por vaca disminuye (Macdonald *et al.*, 2001; Hofstetter *et al.*, 2011).

Para determinar la rentabilidad de los sistemas productivos pastoriles, es necesario considerar la eficiencia de conversión de alimento en leche de buena calidad, que posea cada biotipo en particular (Grainger y Goddard, 2004; McCarthy *et al.*, 2006). Debido a que una mayor eficiencia de conversión alimenticia (g sólidos lácteos/kg materia seca), estaría dado por una mayor capacidad de consumo por unidad de peso vivo (Grainger y Goddard, 2004; Prendiville *et al.*, 2010). No obstante, estos objetivos estarían limitados principalmente por la capacidad de consumo del animal para ingerir cantidades suficientes de forraje (Prendiville *et al.*, 2009; 2010). Ello estaría relacionado con el consumo de pradera, lo cual está fuertemente ligado con los requerimientos totales diarios de energía metabolizable de la vaca, el contenido de energía metabolizable en la materia seca consumida y la capacidad de ingestión del animal (Grainger y Goddard, 2004). Por lo que, vacas con alto peso vivo y mérito genético productivo, poseerían un menor consumo de pradera (como porcentaje de su peso vivo), lo que se vincularía a una menor eficiencia de conversión de alimento (Kolver, 2007).

La eficiencia de conversión de alimento es una medición de la eficiencia biológica del animal. Esta eficiencia podría ser medida en relación a como la vaca utiliza los nutrientes del alimento ingerido para producir cierta cantidad de producto (Kolver, 2007). Varias investigaciones atribuyen a que la capacidad de consumo de materia seca por vaca, estaría influenciada por el peso vivo del animal, por lo que dicha eficiencia en producción de leche, se podría basar en la cantidad de producto dispuesto por unidad de peso vivo (Grainger y Goddard, 2004; Kolver, 2007; Prendiville *et al.*, 2010). Pese a ello, diversos autores (AFRC, 2003; Grainger y Goddard, 2004; Kolver, 2007; Prendiville *et al.*, 2010), señalan que no existiría un método universal para predecir la eficiencia biológica en animales bajo un sistema netamente basado en el pastoreo. Debido esencialmente a que el consumo de materia seca es complejo de cuantificar, principalmente bajo largos periodos de tiempo. Esto último se debería a que dicho consumo depende de una serie de factores relacionados al animal, a la calidad del alimento, a la dinámica de pastoreo, la competencia social, accesibilidad, presión de pastoreo, biomasa ofrecida por animal, altura del forraje, relación tallo/hoja y estructura de la planta, entre otros.

Desde 1980, variadas investigaciones han comparado bajo condiciones pastoriles, la raza Holstein Neozelandés y la raza Holstein Norteamericano. En ellas se ha demostrado que las vacas “Holstein Norteamericano” alcanzan mayores pesos vivos que las “Holstein Neozelandés” (Harris y Kolver, 2001). No obstante, estos estudios no son comparables estadísticamente ya que difieren en las magnitudes de las mediciones (Harris y Kolver, 2001).

Análogamente, en una revisión de literatura realizada por Dillon *et al.* (2006), se identificó un estudio realizado en sistemas de alta carga animal en Irlanda, en el cual se compararon tres biotipos lecheros: “Holstein Norteamericano” de alta producción, “Holstein Norteamericano” de alta rusticidad y “Holstein Neozelandés”. En las vacas “Holstein Neozelandés” se lograron los mayores consumos de forraje, expresados como porcentaje del peso vivo (3,29%), superando al “Holstein Norteamericano” de alta producción (3,18%) y al “Holstein Norteamericano” de alta rusticidad (3,12%). Junto con ello, las vacas “Holstein Neozelandés” fueron, de las tres líneas comparadas, las de menor peso vivo (517 kg), vs 553 kg para “Holstein Norteamericano” de alta producción y 557 kg para el “Holstein Norteamericano” de alta rusticidad.

Horan *et al.* (2006), comprobó en un estudio realizado durante tres años, en estos mismos biotipos, que el “Holstein Neozelandés” poseería un mayor consumo de materia seca de la pradera por kg de peso vivo. Asimismo, Kolver (2007) señala que al analizar diversos trabajos con sistemas de alimentación basados esencialmente en pastoreo, y con niveles bajos de suplementación, el “Holstein Norteamericano” mostraría alguna dificultad en consumir suficiente pasto extra para satisfacer sus costos adicionales de mantención, asociado con un mayor peso vivo, pero producirían similar contenido de sólidos lácteos que las vacas “Holstein Neozelandés”. A consecuencia de ello, bajo estos sistemas de producción de leche, las vacas “Holstein Norteamericano” no podrían lograr su máximo potencial de consumo al alimentarse sólo en base a praderas (Kolver, 2007). Y por lo tanto, tampoco podría expresar su potencial genético en términos productivos.

De estos resultados se deduce que las vacas “Holstein Neozelandés” serían un biotipo muy valioso para las lecherías basadas en uso directo e intensivo de pastoreo (Horan *et al.*, 2005, 2006; Grainger y Goddard, 2004; McCarthy *et al.*, 2006, 2007b; Dillon *et al.*, 2006; Coleman *et al.*, 2010).

Del mismo modo, las vacas de raza Jersey, se asemejan más al ideal de vaca a utilizar en sistemas de pastoreo intensivo. Debido a que este biotipo posee un tamaño más pequeño, con una alta capacidad de consumo de pradera por unidad de peso vivo y un menor requerimiento de energía (Prendiville *et al.*, 2010). Según dicho autor, esto es requerido con el fin de poder mejorar la producción y eficiencia de alimentación, en comparación a las vacas “Holstein”. Dicha situación, probablemente se reflejaría en una ventaja metabólica de las vacas “Jersey” sobre el biotipo “Holstein” (Sneddon, 2011). Sin embargo, al evaluar la productividad de las vacas “Holstein Neozelandés” en conjunto con las “Jersey”, éstas fueron semejantes, razón por la cual varios estudios han señalado que la heterosis, al utilizar una combinación de ambas razas, sería capaz de aportar una ventaja adicional a los objetivos anteriormente planteados para los sistemas productivos pastoriles (Harris y Kolver, 2001; González *et al.*, 2005; Prendiville *et al.*, 2009; López-Villalobos, 2012).

Estudios realizados en Nueva Zelanda (Sneddon, 2011), señalan que en promedio durante los últimos 25 años, las vacas “Jersey” son un 26% menos pesadas que las “Holstein”. Mientras que la cruce de ambos biotipos, es un 14% más liviana que las vacas “Holstein”. Asociado a esto, el mismo estudio señala que los ingresos generados por excedente de animales y eliminación, son más bajos en vacas “Jersey” que en “Holstein” y su cruce, pero los costos de alimentación son menores en la raza “Jersey”.

En una revisión de diversas investigaciones realizadas entre los años 1986 a 2001, Grainger y Goddard (2004), concluyeron que en todos los experimentos, las vacas “Jersey” comían en promedio un 14,2% más de materia seca por 100 kg de peso vivo al compararlas con las vacas “Holstein”. Al expresar este resultado por kg de peso vivo metabólico (PV<sup>0,75</sup>), las vacas “Jersey” consumieron 5,1% más que las “Holstein”. Este mayor consumo por kg de peso vivo, también se evidenció en una mayor producción promedio de sólidos lácteos por kg de peso vivo, para la raza Jersey (23%) sobre “Holstein”. Los resultados anteriormente expuestos, se podrían explicar principalmente porque las vacas “Jersey” poseerían un sistema digestivo más grande por unidad de peso vivo que la “Holstein”, lo que revela una mayor capacidad de consumo por unidad de peso vivo (Grainger y Goddard, 2004; Prendiville *et al.*, 2009, 2010). Sin embargo, aún existe discrepancia en los resultados obtenidos al relacionar energía láctea por kg de peso metabólico, con la capacidad de consumo en ambas razas (Ferris *et al.*, 2012).

El peso vivo metabólico es utilizado principalmente porque este factor normaliza el consumo de materia seca y la capacidad de ingestión, resultado que evidencia una demanda de energía proporcional al tamaño corporal del animal (NRC, 2001). Bajo condiciones de alimentación donde el llenado del rumen es el factor limitante de la capacidad de consumo de materia seca, el tamaño del rumen determina el consumo de materia seca del animal (por volumen), existiendo una estrecha relación entre el tamaño metabólico del animal y la capacidad ruminal (Prendiville *et al.*, 2009; 2010). Junto con ello, las mayores necesidades de energía por unidad de peso en los animales pequeños, se pueden cuantificar de mejor manera utilizando el peso metabólico. De esta forma se logra comparar más equitativamente estos animales con los de talla más grande, lo cual podría reflejar una selección más eficiente de la dieta para los primeros (Prendiville *et al.*, 2009; 2010).

Concordante con otros resultados antes citados, en Irlanda del Norte se han realizado programas de investigación comparando vacas “Holstein” y “Jersey” (Ferris *et al.*, 2012), obteniendo que las vacas mestizas entre ambas razas tienden a ser 40 kg más livianas que las vacas “Holstein” (469 y 513 kg, respectivamente), aunque la ingesta de alimentos no fue diferente entre razas. Además, las vacas mestizas producían leche con un mayor contenido de grasa y proteína que las “Holstein” (4,78 y 3,59% para mestiza de “Jersey”; 4,20 y 3,30% para “Holstein”). Junto con ello, evaluaron la productividad de estas razas según tres niveles distintos de alimentación basada en concentrado (530, 1.100 y 1.650 kg para los sistemas de bajo, medio y alto nivel de concentrado), obteniendo que independiente del tipo de suplementación, las “Holstein” produjeron 607 litros más de leche por lactancia que las mestizas “Jersey”, destacando la potencial pérdida en volumen de leche asociado con su cruzamiento. Sin embargo, las vacas mestizas produjeron leche con un mayor contenido de kg de grasa y proteína que las “Holstein”. Esto reflejaría que la composición de la leche mejoraría al utilizar la cruce. Pese a ello, al analizar la producción de sólidos lácteos en su

conjunto, kg grasa más kg proteína, ésta no fue diferente entre las dos razas por cada kg de concentrados adicional ofrecido (471 y 467 kg lactancia<sup>1</sup>, para vacas mestizas y “Holstein”, respectivamente).

Estos resultados, son semejantes a la recopilación de diferentes bases de datos expuestos por LIC (2013), donde basado en un promedio anual, las vacas “Holstein Friesian” producen un mayor volumen de leche y mayor cantidad (kg) de proteína que la raza Jersey, y su mestiza con “Holstein” (4.414, 3.118 y 3.932 L leche; y 160,6; 128,7 y 152,3 kg proteína; respectivamente). Las vacas mestizas, producirían más kg de grasa (192,7 kg) que “Jersey”, aunque muy similar a las vacas “Holstein” (175,5 y 193,0 kg; respectivamente). Por otra parte, las vacas “Jersey” producirían un mayor porcentaje de grasa y proteína (5,65 y 4,14%) en comparación a lo obtenido por la raza Holstein (4,42 y 3,65%) y lo alcanzado por la cruce (4,95 y 3,89%).

La bibliografía pertinente a cuantificar si la tendencia de estos parámetros lecheros se mantiene a lo largo de la vida productiva del animal, es escasa. Ferris *et al.* (2012), monitorearon durante cuatro lactancias un rebaño de 192 vacas “Holstein” y 189 mestizas con “Jersey”, obteniendo que un 48% de las vacas mestizas tuvieran una mayor longevidad al cuarto parto (48%) al compararlas con la raza Holstein (38%). Mientras que la sobrevivencia en promedio fue menor para las vacas “Holstein” (3,6 lactancias) en comparación a las mestizas, las cuales sobrevivieron 4,8 lactancias; pese a que el cambio de peso vivo a lo largo de las lactancias, siguió un patrón similar en las vacas de ambas razas.

A nivel nacional, los sistemas de producción de leche se apoyan mayormente en el uso del pastoreo, los cuales se encuentran ubicados principalmente en las regiones de Los Ríos y Los Lagos. La participación de éstas, en relación a la recepción nacional industrial de leche durante el 2012, fue de un 72,6% (INE, 2012). En Chile, la mayor valorización láctea va destinada a la producción de leche fluida, en contraste con la valorización realizada por la industria neozelandesa, la cual se realiza sobre la producción de sólidos por encima del volumen (Anrique y Latrille, 2003; Gutiérrez, 2006).

Al analizar la serie de tiempo de producción total de volumen de leche recibida en planta, desde el 2002 al 2012, se obtuvo un aumentado aproximado del 25% (ODEPA, 2013). Uribe *et al.* (2012), analizando lactancias completas en 62 predios de las regiones de Los Ríos y Los Lagos, también evidenciaron cambios estadísticamente significativos, entre los años 1997 a 2009, del volumen de leche anual, donde se obtuvo en promedio un aumento de producción anual por vaca de 152,6 kg de leche. Este aumento en la producción de volumen de leche, fue señalado anteriormente por Meléndez y Pinedo (2007), quienes estudiaron rebaños de la zona centro-sur del país constituidos en un 90% por ganado “Holstein”, donde consignaron un 27,5% de incremento en las producciones de leche por lactancia, entre los años 1990 y 2003.

Esta tendencia se ve levemente disminuida en la actualidad, ya que hasta el 2006, las pautas de pago de las plantas receptoras de leche, basaban principalmente su pago en volúmenes producidos. Desde el 2012, algunas industrias lácteas ya han modificado su pauta de pago, rebajando el porcentaje mínimo de proteína sobre el cual se bonifica y/o disminuyendo el precio base de volumen de leche (Ej. Nestlé, Prolesur). Esta señal mostraría una tendencia a

que en el futuro, en Chile se pagará cada vez mejor por una mayor concentración de sólidos lácteos, con énfasis en la proteína (Consortio Lechero, 2011; Uribe *et al.*, 2012).

Junto con ello, a partir del año 2001, el aumento en la oferta de leche transformó a Chile en un exportador neto de lácteos. Esto ha llevado a desarrollar una serie de estrategias competitivas de la cadena láctea, entre la que se encuentra el aumento a nivel nacional del contenido de sólidos, de un 7,1% a un 7,6%, en un plazo de 10 años (2010-2020). Concordante a esto, desde el 2004 al 2011, el pago de sólidos (grasa, proteína y grasa más proteína) ha aumentado entre un 252-313%, según la industria donde ésta se recepcione (Consortio Lechero, 2011).

Relacionado a estos aumentos en los precios a pagar en las pautas de pago, hay que tener en consideración el gasto energético de producción de grasa y proteína para el animal. Dado que la cantidad de energía necesaria para producir 1 kg de proteína es menor que la necesaria para sintetizar 1 kg de grasa (5,47 y 9,29 Mcal kg<sup>-1</sup>, respectivamente), (NRC, 2001). Lo anterior, reflejaría que la menor eficiencia energética de la grasa, actualmente está siendo valorizada contradictoriamente en las pautas de pago nacionales, en alrededor de \$1.200 el kg. Mientras la misma cantidad de proteína posee un precio de \$5.800, basado en lo declarado por una pauta de pago enfocada en los sistemas productivos basados en praderas (Prolesur), para los meses de primavera. Prolesur fue la primera empresa que comenzó en el país incentivando el pago por sólidos y producción estacional, además de ser la empresa utilizada por la Estación Experimental Oromo de la Universidad de Chile, para la venta de su producción de leche.

Desde el 2001 a la fecha, se ha investigado en Chile la eficiencia biológica que posee el “Holstein Neozelandés” y la cruza con “Jersey”, en los sistemas productivos lecheros nacionales que están basados principalmente en el uso de la pradera (González *et al.*, 2005; Gutiérrez, 2006; López, 2009; Mella, 2009). Pese a que éstos sistemas, utilizarían un nivel de suplementación mayor que en Nueva Zelanda (Anrique y Latrille, 2003).

González *et al.* (2005), en una investigación realizada en la Estación Experimental Oromo de la Universidad de Chile (Región de Los Lagos), evaluando 47 vacas primíparas, 23 “Frisón Neozelandés” y 24 F1 (“Jersey-Frisón Neozelandés”), concluyeron que la F1, con respecto al “Frisón Neozelandés”, posee un menor peso vivo (390,6 vs 435,6 kg), una mayor producción de sólidos lácteos (623,6 vs 584,9 kg), y una mejor utilización de la proteína cruda y energía metabolizable, concediéndole una mayor eficiencia biológica. En esta misma Estación Experimental, Gutiérrez (2006) utilizando 12 animales de primera lactancia (6 “Frisón Neozelandés” y 6 F1), y López (2009) empleando 20 vacas (10 “Holstein Neozelandés” y 10 F1) de 5 o más lactancias, corroboraron dichos resultados. Estas investigaciones manifiestan que el biotipo mestizo F1, es la mejor opción a utilizar en sistemas lecheros con partos biestacionales, siempre que el sistema de pagos favorezca la producción de sólidos lácteos. Por lo que, al utilizar este tipo de cruzamiento se podría maximizar la utilidad productiva por unidad de superficie empleando una mayor carga animal.

Los resultados de estos estudios, así como los realizados en Nueva Zelanda e Irlanda, señalan que los cruzamientos con “Jersey” (y especialmente los mestizos F1) han revelado ser

exitosos y presentar una alta eficiencia biológica en relación a la raza Holstein pura, medida como un balance entre la ingestión de alimentos y la salida de producto, o el consumo de materia por unidad de peso vivo. Junto con ello, se ha obtenido que las vacas mestizas poseen sustancialmente menores pesos vivos que las vacas “Holstein Neozelandés”, y la leche presenta tenores grasos y proteicos mayores (Prendiville *et al.*, 2009, González *et al.*, 2005; Mella, 2009; López, 2009; López-Villalobos, 2012).

Sin embargo, a pesar de que estas investigaciones coinciden en la superioridad del mestizo y en una tendencia productiva similar, éstos difieren en la metodología empleada. Debido a que fueron realizados en distintos tipos de ambientes, con un pequeño número de animales, y donde las mediciones estuvieron desarrolladas en periodos acotados dentro de las lactancias. Además, de poseer algún grado de diferencia en el tipo y cantidad de suplemento utilizado según la época del año, junto con el empleo de vacas con diferentes etapas y edades productivas.

En Chile, aún no se ha evaluado si el peso vivo poseería alguna relación con la eficiencia biológica que revelan estos biotipos en pastoreo. Ni se ha estimado si la productividad de estas razas en particular, mostraría efectivamente una mayor eficiencia económica, tomando en cuenta las actuales pautas de pago nacionales. Es por ello que, en el presente estudio se analizó de forma comparativa la eficiencia productiva de las vacas mestizas (Jersey-Holstein Neozelandés) y las vacas “Holstein Neozelandés” puras, mediante el estudio de los registros de la Estación Experimental Oromo, entre los años 1995 y 2013. Además, se estudió si algunas características de estos biotipos serían rentables para el actual escenario lechero en la región, mediante la utilización de una pauta de pago para partos de fines de invierno, vigente en la zona geográfica a investigar.

## Literatura Citada

AFRC (Agricultural and Food Research Council). 1993. Energy and protein requirements of ruminants. Wallingford, U.K., CAB International.

Anrique, R y L. Latrille. 2003. Análisis comparativo de sistemas nacionales y extranjeros: La lechería en Nueva Zelanda. Instituto de Investigaciones Agropecuarias (INIA) – Centro Regional de Investigación Remehue. Facultad de Agronomía. Universidad Austral de Chile. Valdivia. Seria Actas N°24.

Berry, D; Buckley, F.; Dillon, P.; Evans, R.; Rath, M. y R. Veerkamp. 2002. Genetic parameters for level and change of body condition score and body weight in dairy cows. *Journal of Dairy Science*. 85:2030-2039.

Boettcher, P; Fatehi, J. y M. Schutz. 2003. Genotype × environment interactions in conventional versus pasture-based dairies in Canada. *Journal of Dairy Science*. 86:383-389.

Consortio Lechero. 2011. Evolución de las pautas de pago en el país y su impacto en la rentabilidad de los sistemas productivos. [Diapositivas]. Osorno, Chile.

Coleman, J.; Berry, D.; Pierce, K.; Brennan, A. y B. Horan. 2010. Dry matter intake and feed efficiency profiles of 3 genotypes of Holstein-Friesian within pasture-based systems of milk production. *Journal of Dairy Science*. 93:4318-4331.

Dillon, P.; Berry, D.; Evans, R.; Buckley, F. y B. Horan. 2006. Consequences of genetics selection for increased milk production in European seasonal pasture based systems of milk production. *Livestock Science*. 99:141-158.

Ferris, C.; Vance, E.; Park, R.; Hunter, B.; Mayne, S.; Mackey, D.; Kilpatrick, D. y S. Watson. 2012. A comparison of the performance of Holstein-Friesian and Jersey crossbred cows across a range of Northern Ireland milk production systems. Proyectos: D-11-00; D-29-06; D-45-08. The Northern Ireland Agricultural Research and Development Council. *AgriSearch*. Irlanda. 36 p.

Garrick, D. y N. López-Villalobos. 2001. Opportunities for genetic selection to increase milk quality. *Advances in Dairy Technology*. 13:187-195.

González, H.; Magofke, J. y C. Mella. 2005. Productividad, consumo y eficiencia biológica en vacas Frisón Neozelandés y F1 (Jersey-Frisón Neozelandés) paridas a fines de invierno en la X Región, Chile. *Archivos Medicina Veterinaria*. 37:1. 37-47p. [En línea]. Recuperado en:

<[http://www.scielo.cl/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0301732X2005000100006&lng=es&nrm=iso](http://www.scielo.cl/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0301732X2005000100006&lng=es&nrm=iso)> Consultado el 10 de mayo del 2013.

Grainger, C. y M. Goddard. 2004. A review of the effects of dairy breed on feed conversion efficiency: An opportunity lost?. *Animal Production in Australia*. 25:77-80.

Gutiérrez, C. 2006. Eficiencia biológica del Frisón Neozelandés (FN) y del F<sub>1</sub> (*jersey x frisón neozelandés*) en condiciones de pastoreo. Memoria Ingeniero Agrónomo, Mención Producción Animal. Santiago, Chile: Facultad de Ciencias Agronómicas, Universidad de Chile. 68 p.

Harris, B. y E. Kolver. 2001. Review of holsteinization on intensive pastoral dairy farming in New Zealand. (E. Suppl.). *Journal of Dairy Science*. 84:E56-E61.

Hofstetter, P.; Steiger, M.; Petermann, R.; Münger, A.; Blum, J.; Thomet, P.; Menzi, H.; Kohler, S. y P. Kunz. 2011. Does body size of dairy cows, at constant ratio of maintenance to production requirements, affect productivity in a pasture-based production system?. *Journal of Animal Physiology and Animal Nutrition*. 95:717-729.

Horan, B.; Dillon, P.; Faverdin, P.; Delaby, L.; Buckley, F. y M. Rath. 2005. The interaction of strain of Holstein-Friesian cow and pasture based feed system for milk production, bodyweight and body condition score. *Journal of Dairy Science*. 88:1231-1243.

Horan, B.; Faverdin, P.; Delaby, L.; Rath, M. y P. Dillon. 2006. The effect of strain of Holstein-Friesian dairy cow on grass intake and milk production in various pasture-based systems. *Animal Science*. 82:435-444.

INE (Instituto Nacional de Estadísticas). 2012. Informe producción pecuaria 2007-2012. Santiago, Chile. 57 p.

Kennedy, J.; Dillon, P.; Delaby, L.; Faverdi, P.; Stakelum, G.; Rath, M. 2003. Effect of genetic merit and concentrate supplementation on grass intake and milk production with Holstein Friesian dairy cows. *Journal of Dairy Science*. 88:610-621.

Kolver, E. 2007. Definitions and concepts of feed conversion efficiency and prospects for manipulation (pp. 36-64). In: Meeting the Challenges for Pasture-Based Dairying. Proceedings of the Australasian Dairy Science Symposium. (Septiembre de 2007, Melbourne, Australia). nf. University of Melbourne. np.

LIC (Livestock Improvement Corporation). 2013. *Dairy Statistics*. 2011-12. Hamilton, Nueva Zelanda. 53 p.

López, J. 2009. Comparación de eficiencia biológica en vacas adultas Holstein Neozelandés y F<sub>1</sub> (Jersey-Holstein Neozelandés) a pastoreo. Memoria de Título Ingeniero Agrónomo. Universidad de Chile, Facultad de Ciencias Agronómicas. Chile. 43 p.

López-Villalobos, N. 2012. Organización entre productores e industria para definir objetivos de selección en bovinos para producción de leche en Nueva Zelandia. *Journal of Basic & Applied Genetics* 23:1.

McCarthy, S.; Horan, B.; Rath, M.; Linnane, M.; O'Connor, P. y P. Dillon. 2006. The influence of strain of Holstein-Friesian dairy cow and pasture-based feeding system on grazing behaviour, intake and milk production. *Grass and Forage Science*. 62:13-26.

McCarthy, S.; Horan, B.; Dillon, P.; O'Connor, P.; Rath, M. y L. Shalloo. 2007a. Economic comparison of divergent strains of Holstein-Friesian cows in various pasture-based production Systems. *Journal of Dairy Science*. 90:1493-1505.

McCarthy, S.; Berry, D.; Dillon, P.; Rath, M. y B. Horan. 2007b. Influence of Holstein-Friesian strain and feed system on body weight and body condition score lactation profiles. *Journal of Dairy Science*. 90:1859-1869.

Macdonald, K.; Penno, J.; Nicholas, P.; Lile, J. y M. Coulter. 2001. Farm systems – Impact of stocking rate on dairy farm efficiency. *Proceedings of the New Zealand Grassland Association*. 63:223-227.

Meléndez, P y P. Pinedo. 2007. The association between reproductive performance and milk yield in Chilean Holstein cattle. *Journal of Dairy Science*. 90:184-192.

Mella, C. 2009. Eficiencia biológica de vacas lecheras Holstein Neozelandés y F1 (Jersey\*Holstein Neozelandés) en pastoreo en dos etapas de la lactancia. Tesis de Magíster. Universidad Austral. Chile. 135 p.

NRC (National Research Council). 2001. Nutrient requirements of dairy cattle (7<sup>a</sup> Ed.). National Academy Press, Washington, D.C. 401p.

ODEPA (Oficina de Estudios y Políticas Agrarias). 2013. Leche: producción, recepción, precios y comercio exterior. Ministerio de Agricultura, Chile. 37 p.

Prendiville, R.; Pierce, K. y F. Buckley. 2009. An evaluation of production efficiencies among lactating Holstein-Friesian, Jersey, and Jersey x Holstein-Friesian cows at pasture. *Journal of Dairy Science*. 92:6176-85.

Prendiville, R.; Pierce, K. y F. Buckley. 2010. A comparison between Holstein-Friesian and Jersey dairy cows and their F1 cross with regard to milk yield, somatic cell score, mastitis, and milking characteristics under grazing conditions. *Journal of Dairy Science*. 93:2741-2750.

Roche, J.; Macdonald, K.; Burke, C.; Lee, J. y D. Berry. 2007. Associations among body condition score, body weight, and reproductive performance in seasonal-calving dairy cattle. *Journal of Dairy Science*. 90:376-391.

Sneddon, N. 2011. Review on differences for production, reproduction and environmental. Thesis Postgraduate Diploma in Animal Science. Nueva Zelanda. Massey University. 44 p.

Uribe, H.; González, H. y J. Magofke. 2012. ¿Cómo ha evolucionado el volumen de leche y la concentración de sólidos lácteos en algunos rebaños de las regiones de Los Lagos y Los Ríos?. [En línea]. Circular de Extensión: Publicación Técnico Ganadera. Departamento de Producción Animal, Universidad de Chile.47:23-29h. Recuperado en: <<http://www.produccionpecuaria.uchile.cl/index.php/publicaciones/circular-de-extension.html>> Consultado el: 20 de junio de 2012.

**CAPÍTULO II: ARTICULO CIENTÍFICO**

**CARACTERIZACIÓN DE LA EFICIENCIA BIOLÓGICA Y ECONÓMICA DE  
DOS BIOTIPOS BOVINOS DE LECHE EN UN SISTEMA ESTACIONAL CON  
PARTOS DE FINES DE INVIERNO**

## Resumen

El objetivo fue evaluar la eficiencia biológica (EFBI) y económica (EFEC), de vacas "Holstein Neozelandés" (HNZ) y su cruce con "Jersey" (CRUZA), utilizando registros de peso vivo postparto (PV) de 2.088 lactancias completas, dentro de 19 años (1995-2013), en la Región de Los Lagos (Estación Experimental Oromo, Universidad de Chile). Las variables analizadas fueron: PV, peso metabólico ( $PV^{0,75}$ ), año inicio de lactancia, días en lactancia, número ordinal de parto (NOP), mes de parto, producción de leche, producción de materia grasa, producción de proteína láctea, y biotipo (GEN). El GEN HNZ, incluyó vacas con  $\geq 75\%$  HNZ, sin cruzamientos con "Jersey"; mientras que CRUZA, incluyó vacas con  $\geq 12,5\%$  "Jersey". Para NOP, las categorías fueron 1, 2, 3, 4, 5 y  $\geq 6$ . Para MES, sólo se incluyeron los meses de partos de fines de invierno e inicio de primavera (Julio a Noviembre). No fue posible inferir diferencias entre GEN sin considerar el efecto de la interacción GEN-NOP ( $p < 0,05$ ). Aun así, en la EFBI para todos los parámetros productivos analizados, la CRUZA obtuvo ventajas productivas (hasta 13%) vs HNZ ( $p < 0,05$ ). La EFEC también proporcionaría una ventaja económica (hasta 9%) para CRUZA ( $p < 0,05$ ). Sin embargo, al analizar EFEC sólo como producción cruda por vaca, no se apreciaron diferencias en rentabilidad según litros base equivalente ( $p > 0,05$ ).

Palabras Claves:

Cruzamientos, Indicador de Eficiencia, Leche Bovina, Pastoreo Estacional.

## Abstract

The objective was to evaluate biological (EFBI) and economic efficiency (EFEC) of "Holstein New Zealand" (HNZ) cows, and its cross with "Jersey" (CRUZA) using postpartum body weight records (PV) from 2,088 complete lactations within a period of 19 years (1995-2013), in the Los Lagos Region (Oromo Experimental Station, University of Chile). Analyzed variables were: body weight (PV), metabolic weight ( $PV^{0,75}$ ), lactation year, days in milk, parity number (NOP), calving month, breed (GEN) and milk, fat and protein yields. The HNZ GEN, included  $\geq 75\%$  HNZ cows without "Jersey" breed; while CRUZA included cows having  $\geq 12.5\%$  of "Jersey". NOP categories were 1, 2, 3, 4, 5 and  $\geq 6$ . For MES, were only included calvings occurred in late winter and early spring (July to November).

It was not possible to analyze differences between GEN without considering the effect of the GEN-NOP interaction ( $p < .05$ ). However, in all productive traits, EFBI was superior for CRUZA vs HNZ ( $p < .05$ ) (untill 13%). EFEC also provided evidence of an economic advantage (untill 9%) for CRUZA ( $p < .05$ ), however, when analyzing EFEC solely as milk output per cow, no differences in yield were observed, measured as milk liter equivalent base ( $p > .05$ ).

Key words:

Crossbreeding, Efficiency Indicator, Milk Bovine, Seasonal Grazing.

## Introducción

En Chile, los sistemas de producción de leche se apoyan mayormente en la utilización del pastoreo directo. Dichos sistemas se ubican principalmente en las regiones de Los Ríos y Los Lagos, donde su participación regional en relación a la recepción industrial de leche durante el 2013, fue de un 71,8% (INE, 2013). Este tipo de producción se caracteriza por sincronizar el crecimiento de las praderas y los requerimientos nutritivos de las vacas, tratando de minimizar el aporte de suplementos a épocas de déficit. Para ello, se emplea pariciones en bloque a fines de invierno e inicios de primavera (Anrique y Latrille, 2003). De esta forma, se obtiene lactancias de mayor producción para dichas condiciones (Berry *et al.*, 2002; Horan *et al.*, 2005; Prendiville *et al.*, 2009).

Hasta el 2006, las pautas de pago de la industria láctea nacional, basaban sus precios principalmente en el volumen producido. Sin embargo, esta tendencia se ha modificado en los últimos años, rebajando el porcentaje mínimo de proteína sobre el cual se bonifica y/o disminuyendo el precio base de volumen de leche. Exhibiendo una predisposición a que en el futuro se pagará preferentemente por una mayor concentración de sólidos lácteos, con énfasis en la proteína (Consortio Lechero, 2011; Uribe *et al.*, 2012), pese a que la proteína posee una mayor eficiencia energética que la grasa (NRC, 2001).

Estos hechos ejemplifican lo que ha ocurrido en las últimas décadas en los sistemas productivos lecheros pastoriles, donde se ha potenciado la utilización de biotipos especializados para la producción de sólidos lácteos, de menor tamaño y peso vivo, como las razas Holstein Neozelandés y Jersey, junto con la cruce entre ellas (Harris y Kolver, 2001; González *et al.* 2005; Horan *et al.*, 2005, 2006; Grainger y Goddard, 2004; McCarthy *et al.*, 2006, 2007b; Dillon *et al.*, 2006; Coleman *et al.*, 2010; Prendiville *et al.*, 2009, 2010; Sneddon, 2011; López-Villalobos, 2012).

Al analizar la serie de tiempo de producción total de volumen de leche recibida en planta en Chile en los últimos 15 años, se evidenció un aumento de un 25% (ODEPA, 2013). Investigaciones nacionales corroboran lo señalado, al estudiar rebaños de la zona centro-sur y sur del país, destacando un cambio de aumento anual de 152,6 kg de leche (Meléndez y Pinedo, 2007; Uribe *et al.*, 2012). Esta tendencia se vio acrecentada mundialmente debido al fenómeno de Holsteinización, que llevó a fomentar la utilización de la raza Holstein por más de 40 años, debido a su mayor producción de leche y rendimiento de proteína. Ello hizo aumentar considerablemente el tamaño de las vacas (Harris y Kolver, 2001). Debido a que el peso vivo de éstas, estaría correlacionado positivamente con producción de leche, dado por una mayor capacidad de ingesta requerida para cubrir las necesidades energéticas extras de una mayor producción (Hofstetter *et al.*, 2011).

En el último tiempo, esta tendencia ha afectado los sistemas productivos pastoriles, ya que el alto mérito genético de las “Holstein”, sería incapaz de expresarse cuando en sistemas que requieren producir un nivel moderado de leche con una limitada cantidad de energía, por lo que su potencial productivo se ve subutilizado (Boettcher *et al.*, 2003; Kennedy *et al.*, 2003; Horan *et al.*, 2005; Dillon *et al.*, 2006). Esto ha llevado a que la sustentabilidad de dichos

sistemas, dependa en gran medida de contar con un biotipo que adaptado a dichas condiciones de manejo, logre transformar eficientemente el alimento en leche de buena calidad, y que simultáneamente, tenga un buen desempeño reproductivo. Obteniendo como principal meta productiva, maximizar respuestas eficientes por unidad de superficie (González *et al.* 2005; Dillon *et al.*, 2006).

Dicho propósito se obtendría elevando la carga animal, optimizando la producción por kg peso vivo, lo cual implicaría incrementar el uso de vacas de menor tamaño (Macdonald *et al.* 2001; González *et al.* 2005; Prendiville *et al.*, 2009, 2010; Hofstetter *et al.*, 2011; Sneddon, 2011). Pese a ello, dicha sustentabilidad dependerá sustancialmente de la estructura de precios de pago de la leche en los diferentes países (McCarthy *et al.*, 2007a; Roche *et al.*, 2007). Debido a que la utilidad de las razas y cruza está influenciada por los precios relativos que se pague por la leche (Garrick y López-Villalobos, 2001; Anrique y Latrille, 2003).

En Chile a partir del 2001, se incrementó la oferta de leche, lo cual convirtió a este país en un exportador de lácteos, llevando a desarrollar una serie de estrategias competitivas para el sector. Entre ellas se encuentra el aumento a nivel nacional del contenido de sólidos, de 7,1 a 7,6%, en un plazo de 10 años (2010-2020). Junto con ello, la industria en el periodo 2004-2011, ha aumentado entre 252-313% el valor de pago por sólidos (grasa, proteína y grasa-proteína) según la empresa donde se recepcione (Consortio Lechero, 2011).

En el último tiempo, se han realizado investigaciones internacionales dando a conocer las particularidades de biotipos especializados en producción de sólidos lácteos, con un menor tamaño y peso vivo, avalando la influencia del peso vivo sobre la eficiencia de producción de leche, debido a las capacidades de consumo de materia seca por vaca (Grainger y Goddard, 2004; Kolver, 2007; Prendiville *et al.*, 2010). En Chile, desde el 2001 a la fecha, se ha investigado la eficiencia biológica que posee el “Holstein Neozelandés” y la cruce con “Jersey” (González *et al.*, 2005; Gutiérrez, 2006; López, 2009; Mella, 2009). Los resultados de estos estudios, así como los realizados en Nueva Zelanda e Irlanda, señalan que los cruzamientos con “Jersey”, han presentado una alta eficiencia biológica en relación al “Holstein” puro. Principalmente debido a que la cruce posee menores pesos vivos que las “Holstein Neozelandés” y la leche exhibe tenores grasos y proteicos mayores (Prendiville *et al.*, 2009, González *et al.*, 2005; Mella, 2009; López, 2009; López-Villalobos, 2012). Sin embargo, a pesar de que dichos estudios coinciden en la superioridad de la cruce, éstos difieren en las metodologías empleadas.

A nivel nacional, aún no se ha evaluado si el peso vivo poseería alguna relación con la eficiencia biológica que revelan estos biotipos en pastoreo. Ni se ha estimado si esta eficiencia es productivamente más rentable, inmersa en el escenario económico actual basada en una pauta de pago del mercado lácteo nacional.

## **Hipótesis**

1. Las vacas mestizas a pastoreo, “Jersey - Holstein Neozelandés” (J x HNZ), poseen una mayor eficiencia biológica que las vacas “Holstein Neozelandés” puro.
2. Las vacas mestizas a pastoreo, “Jersey - Holstein Neozelandés” (J x HNZ), poseen una mayor eficiencia económica, inmersa en el escenario económico actual del mercado lácteo, que las vacas “Holstein Neozelandés” puro.

## **Objetivos**

### **Objetivo General**

Evaluar la eficiencia biológica y económica de vacas “Holstein Neozelandés” puro y J x HNZ, usando los registros de peso vivo postparto y lactancias completas, en un periodo de 18 años (1995 - 2013).

### **Objetivos Específicos**

1. Comparar, entre ambos biotipos, la eficiencia biológica medida mediante varios parámetros productivos en relación al peso postparto del animal.
2. Comparar, entre ambos biotipos, la eficiencia económica de diferentes procesos productivos en relación al peso postparto del animal.
3. Corregir por los efectos ambientales que pudiesen influir sobre el peso del animal, la eficiencia biológica y la eficiencia económica analizada en este trabajo.

## Materiales y Métodos

### I. Ubicación de datos

El estudio se realizó utilizando los registros obtenidos en la Estación Experimental Oromo, de la Facultad de Ciencias Agronómicas de la Universidad de Chile, a cargo del Departamento de Producción Animal. El predio se localiza a 40°53'03,29'' de latitud sur y 73°06'32,08 de longitud oeste 117 m.s.n.m, en la Región de Los Lagos, Provincia de Osorno, comuna de Purranque. El clima en la zona es oceánico con influencia mediterránea, presentando lluvias durante casi todo el año con una marcada declinación en los meses de verano. Existe en promedio una disponibilidad anual de pasto cercana a 11 ton MS·ha<sup>-1</sup>, para una superficie total de 170 ha aproximadamente, las que corresponden a sectores con topografía plana y ligeramente plana, utilizadas exclusivamente para la producción de leche.

### II. Caracterización de los rebaños y determinación del número de animales

Para la caracterización y estudio de los animales, se utilizó una base de datos de 2.088 registros de lactancias completas, de la Estación Experimental Oromo. Registradas entre los años 1995 a 2013 (lapso de 18 años). Con dicha información, se formó una base de datos, la cual contiene los siguientes parámetros: peso vivo postparto (PV), año de inicio de la lactancia (LAC), días en lactancia (DEL), número ordinal de parto (NOP), mes de parto (MES), producción de leche por lactancia (PLL), producción de materia grasa por lactancia (G) y producción de proteína láctea por lactancia (P), junto con el biotipo del animal (GEN).

Dentro de GEN, las categorías fueron divididas y seleccionadas según el registro de sus cruzamientos y composición genética. Para el biotipo “Holstein Neozelandés” (HNZ), se incluyeron aquellas vacas que tenían al menos un 75% de esta raza, sin cruzamiento con la raza Jersey. Para las vacas cruza de “Holstein Neozelandés” con “Jersey” (CRUZA), se incluyeron a todas las vacas que poseían mayor o igual a 12,5% de la raza Jersey. Para el factor NOP, las categorías fueron 1, 2, 3, 4, 5 y 6 o más partos. Mientras que para el factor MES, se incluyeron en la evaluación sólo los meses que contemplan partos de fines de invierno e inicios de primavera, los cuales van desde Julio hasta Noviembre.

### III. Análisis de la información

**1. Eficiencia Biológica.** No existe un método universal que pueda evaluar la eficiencia biológica (EFBI) en largos períodos de tiempo. Por lo que para poder valorar dicha EFBI, se consideró la relación entre la cantidad de producto obtenido desde una vaca y su PV.

Dicha valoración fue derivada dado que diferentes indicadores de eficiencia se han utilizado en otros estudios (Wadsworth, 1997; MacDonald *et al.*, 2001; González *et al.*, 2005; López, 2009; Prendiville *et al.*, 2009). En ellos, se ha utilizado tanto el consumo de materia por unidad de peso vivo, como también la cantidad de producto por consumo de materia seca o

por peso vivo. Al utilizar ambos indicadores en una ecuación, se suprime el consumo de materia seca y permanece la cantidad de producto por unidad de peso vivo.

El PV fue registrado antes de las 24 h postparto. Estos registros, los cuales son parte del protocolo de manejo rutinario del rebaño del Centro Experimental Oromo, son únicos en el país, y no existen otros datos en Chile de peso vivo post parto recopilados en un periodo de tiempo tan extenso (18 años).

Además de relacionar la EFBI con el PV, se describió la EFBI utilizando como denominador el peso metabólico del animal ( $PV^{0.75}$ ), debido a que como el alimento consumido por un animal sería razonablemente el mismo para ambos biotipos, la tasa de peso metabólico proveería una mejor forma de comparación, por el hecho de que ésta expresa que los animales más pequeños producen más calor y consumen más alimento por unidad de peso corporal que los animales más grandes (Heady, 1975).

Los registros de PLL, G y P, que comprenden una lactancia completa superior a los 305 días, fueron corregidos a 305 días en leche. Los registros de G y P, se analizaron en kg. La PLL, expresada en kg, se transformó a litros (L) mediante la siguiente ecuación de equivalencia peso/volumen (Eq P/V), en la cual el peso de 1 L de leche entera es igual a 1,031 kg; equivalente este último número al promedio de la densidad de la leche, la cual varía entre 1,028 a 1,034 kg/L:

$$Eq P/V = 1,031 (kg) * PLL (L)$$

Posteriormente, se utilizaron las siguientes relaciones para cuantificar la EFBI:

#### 1.1. EFBI para producción de leche: PLL/PV

Donde:

PLL = Producción de leche, por lactancia (L)

PV = Peso vivo postparto (kg)

#### 1.2. EFBI para producción de leche: PLL/PV<sup>0.75</sup>

Donde:

PLL = Producción de leche, por lactancia (L)

PV<sup>0.75</sup> = Peso metabólico postparto (kg)

#### 2.1. EFBI para proteína láctea: P/PV

Donde:

P = Cantidad producida de proteína láctea, por lactancia (kg)

#### 2.2. EFBI para proteína láctea: P/PV<sup>0.75</sup>

## 3.1. EFBI para materia grasa: G/PV

Donde:

G = Cantidad producida de materia grasa, por lactancia (kg)

3.2. EFBI para materia grasa:  $G/PV^{0,75}$ 

## 4.1. EFBI para leche corregida por energía: ECM/PV

Donde:

ECM = Leche corregida por energía, en kg/lactancia.

4.2. EFBI para leche corregida por energía:  $ECM/ PV^{0,75}$ 

La siguiente ecuación se utilizó para definir el parámetro ECM, planteada por Sjaunja *et al.* (1990), para estandarizar la leche a 4% de grasa y 3,3% de proteína:

$$ECM = kg\ leche * [(383 * \%grasa + 242 * \%proteína + 783,2)/3140].$$

## 5.1. EFBI para sólidos en leche: MS/PV

Donde:

MS = Solidos lácteos (kg G + kg P)

5.2. EFBI para sólidos en leche:  $MS/ PV^{0,75}$ 

**2. Eficiencia Económica.** Esta eficiencia fue evaluada mediante la utilización de una pauta de pago actualizada al productor lechero para la producción lechera de partos de primavera. (ANEXO 1). El uso de una pauta de pago local fue con el objeto de determinar cuál de los biotipos utilizados será el más rentable bajo las condiciones económicas nacionales.

Para ello, sólo se consideraron los datos de PLL (L), G (g) y P (g). Los resultados se expresaron según una lactancia completa, la cual está corregida por la producción acotada hasta los 305 días.

La eficiencia económica (EFEC) se llevó a una expresión valorizada en la pauta de pago de leche, en relación a producción por litros base equivalente (LBE), dividido por PV o  $PV^{0,75}$ .

Las ecuaciones son las siguientes:

$$EFEC = \frac{LBE}{PV}$$

$$EFEC = \frac{LBE}{PV^{0,75}}$$

La producción de LBE se definió como el desvío desde 30 g por litro de materia grasa y proteína láctea, ponderando un nivel económico otorgado a cada sólido de la pauta de pago de PROLESUR (Septiembre, 2013). En ella, se valorizó sobre el precio base, el kilo de grasa y proteína en \$1.200 y \$5.800, respectivamente.

Por ello, se cuantificó la producción por LBE mediante la siguiente ecuación:

$$LBE^* = 105,14 L + [(G - 30) * 1,2] + [(P - 30) * 5,8]$$

Donde:

LBE = Litros base equivalente

105,14 = Precio base por litro de leche con 3,00% p/v de materia grasa y 3,00% p/v de proteína.

(G - 30) = Aporte de materia grasa sobre los 30 g de grasa peso/volumen en el precio base.

(P - 30) = Aporte de proteína láctea sobre los 30 g de proteína peso/volumen en el precio base.

\*Los valores que se utilizaron no incorporan el impuesto al valor agregado (IVA).

Se recurrió a esta expresión con el fin de poder extrapolar las diferentes ponderaciones que realiza la EFBI y la EFEC, en relación al contenido de grasa y proteína. Debido a que en la primera, el requerimiento energético para producir una unidad de grasa es un 58% más que el utilizado para la generación de una unidad de proteína (NRC, 2001). En contraposición a ello, en la EFEC, las pautas de pago nacionales ponderan en un 483% más a la proteína (sobre los 30 g de proteína peso/volumen en el precio base) en comparación a la misma cantidad de grasa.

#### IV. Análisis estadísticos

Para cuantificar las posibles diferencias entre genotipos y corregir éstas por las otras variables incluidas en la base de datos en estudio, se utilizaron los siguientes modelos matemáticos:

- a. Relación entre variables de peso vivo, considerando algunos factores ambientales (Modelo 1)

$$y_{ijklm} = \mu + LAC_i + NOP_j + MES_k + GEN_l + e_{ijklm}$$

Donde:

$y_{ijklm}$  = Variable dependiente (PV;  $PV^{0,75}$ )

$\mu$  = Media poblacional

$LAC_i$  = Efecto fijo del i-ésimo año de inicio de la lactancia, donde  $i = 1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013$ .

$NOP_j$  = Efecto fijo del j-ésimo número ordinal de parto, donde  $j = 1, 2, 3, 4, 5, \geq 6$ .

$MES_k$  = Efecto fijo del k-ésimo mes de parto, donde  $k = \text{julio, agosto, septiembre, octubre}$ .

$GEN_l$  = Efecto fijo del l-ésimo biotipo del animal, donde  $l = \text{HNZ, CRUZA}$ .

$e_{ijklm}$  = Efecto residual aleatorio  $\sim N(\mu, \sigma^2)$

- b. Relación entre EFBI, corregido por otros factores ambientales (Modelo 2)

$$y_{ijklm} = \mu + LAC_i + NOP_j + MES_k + b_1 PLL_{ijklm} + b_2 G_{ijklm} + b_3 P_{ijklm} + GEN_l + e_{ijklm}$$

Donde:

$y_{ijklm}$  = Parámetros productivos, dividido por peso vivo postparto o metabólico (EFBI)

$\mu$  = Media poblacional

$LAC_i$  = Efecto fijo del i-ésimo año de inicio de la lactancia, donde  $i = 1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013$ .

$NOP_j$  = Efecto fijo del j-ésimo número ordinal de parto, donde  $j = 1, 2, 3, 4, 5, \geq 6$ .

$MES_k$  = Efecto fijo del k-ésimo mes de parto, donde  $k = \text{julio, agosto, septiembre, octubre}$ .

$PLL_{ijklm}$  = Producción de leche por lactancia (kg) de la ijklm-ésima vaca.

$G_{ijklm}$  = Producción de Materia Grasa por lactancia (kg) de la ijklm-ésima vaca.

$P_{ijklm}$  = Producción de Proteína láctea por lactancia (kg) de la ijklm-ésima vaca.

$GEN_l$  = Efecto fijo del l-ésimo biotipo del animal, donde  $l = \text{HNZ, CRUZA}$ .

$b_1, b_2$  y  $b_3$  = Coeficientes de regresión de PLL, G y P sobre y.

$e_{ijklm}$  = Efecto aleatorio residual  $\sim N(\mu, \sigma^2)$ .

Las covariables PLL, G y P se incluyeron en el modelo, cuando en cada caso, éstas no eran parte del numerador de la variable dependiente (EFBI).

c. Relación entre EFEC, corregido por otros factores ambientales (Modelo 3)

$$y_{ijklm} = \mu + LAC_i + NOP_j + MES_k + GEN_l + e_{ijklm}$$

Donde:

$y_{ijklm}$  = Parámetros de LBE, dividido por el peso vivo postparto o metabólico (EFEC)

$\mu$  = Media poblacional

$LAC_i$  = Efecto fijo del i-ésimo año de inicio de la lactancia, donde  $i = 1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013$ .

$NOP_j$  = Efecto fijo del j-ésimo número ordinal de parto, donde  $j = 1, 2, 3, 4, 5, \geq 6$ .

$MES_k$  = Efecto fijo del k-ésimo mes de parto, donde  $k = \text{julio, agosto, septiembre, octubre}$ .

$GEN_l$  = Efecto fijo del l-ésimo biotipo del animal, donde  $l = \text{HNZ, CRUZA}$ .

$e_{ijklm}$  = Efecto aleatorio residual  $\sim N(\mu, \sigma^2)$

Las fuentes que explicarían la variación de las variables dependientes, fueron cuantificadas utilizando análisis de varianza. Este mismo tipo de análisis se utilizó para detectar eventuales relaciones entre las variables independientes, junto con las posibles interacciones que pudiesen presentarse en cada uno de los modelos. Dentro de ellos, se estableció que éstas serían estadísticamente significativas cuando la probabilidad de aceptar la hipótesis nula sea mayor o igual a 5%. Anteriormente, y previo a realizar los análisis estadísticos, se probaron los supuestos del ANDEVA paramétrico (normalidad y homogeneidad de varianza), para posteriormente corregir los datos en el caso de no cumplirse alguno de éstos.

Luego de editar los datos, los análisis de estos fueron realizados utilizando el procedimiento PROC GLM del Software Estadístico SAS versión 9.0 (SAS®, 2002). La cuantificación de diferencias entre los niveles de los efectos del modelo fue realizado mediante comparación de las respectivas medias de mínimos cuadrados (LSM: Least Square Means), debido a que las subclases contaban con diferente número de información (Cody y Smith, 1991).

Los datos usados en este trabajo provienen de un estudio observacional y no obedecen a un diseño experimental determinado, los modelos estadísticos utilizados en este trabajo, son apropiados para un análisis observacional. Los factores incorporados en éstos modelos fueron utilizados exclusivamente para que la variable GEN esté exenta de la influencia de estos factores.

## Resultados

### Análisis Descriptivo

En el Cuadro 1, se presenta la descripción estadística de las variables productivas cuantitativas analizadas, para un total de 2.088 lactancias completas. Se obtuvieron los promedios crudos de peso vivo postparto, producción de leche, grasa y proteína, junto con el peso metabólico, producción de sólidos lácteos y producción de leche corregida por energía. Todas las producciones fueron expresadas como una lactancia completa estandarizada a 305 días en leche.

Cuadro 1. Media, desviación estándar, valores mínimos y máximos de variables productivas en 2.088 lactancias completas.

Variable	Media	D.E.	C.V. (%)	Mínimo	Máximo
<b>Peso Vivo Postparto (kg)</b>	465,4	67,8	14,6	293,0	670,0
<b>Peso Metabólico (kg)</b>	100,0	10,9	10,9	70,8	131,7
<b>Producción de Leche (kg/lactancia)</b>	5.008,5	935,8	18,7	2.065,0	7.985,0
<b>Producción de Materia Grasa (kg/lactancia)</b>	224,5	47,6	21,2	71,0	358,0
<b>Producción de Proteína Láctea (kg/lactancia)</b>	172,4	34,1	19,8	72,0	271,0
<b>Producción de Sólidos Lácteos (kg/lactancia)</b>	396,9	79,7	20,1	143,0	618,0
<b>Producción de Leche Corregida por Energía (kg/lactancia)</b>	1.289,9	240,8	18,7	529,3	2.044,9

En los Cuadros 2 y 3, se presenta la caracterización para ambos biotipos (GEN). Al comparar los promedios productivos del biotipo “Holstein Neozelandés” (HNZ), se puede apreciar que este grupo presenta en promedio 39,3 kg más de peso vivo postparto por lactancia que las vacas CRUZA. La producción de leche por lactancia, es un 1% mayor en las HNZ, que la obtenida en el mismo periodo de tiempo para la CRUZA. Mientras que, en producción de sólidos lácteos por lactancia, para un promedio obtenido dentro de una base de datos de 18 años, las vacas CRUZA superaron a las HNZ en un 5,5%.

Cuadro 2. Media, desviación estándar, valores mínimos y máximos de variables productivas en 1.466 lactancias completas del biotipo HNZ.

<b>Variable</b>	<b>Media</b>	<b>D.E.</b>	<b>C.V. (%)</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
<b>Peso Vivo Postparto (kg)</b>	477,1	67,6	14,1	293,0	670,0
<b>Peso Metabólico (kg)</b>	101,9	10,8	10,6	70,8	131,7
<b>Producción de Leche (kg/lactancia)</b>	5.022,8	944,4	18,8	2.065,0	7.985,0
<b>Producción de Materia Grasa (kg/lactancia)</b>	220,1	47,3	21,5	71,0	358,0
<b>Producción de Proteína Láctea (kg/lactancia)</b>	170,4	34,1	20,0	72,0	271,0
<b>Producción de Sólidos Lácteos (kg/lactancia)</b>	390,5	79,4	20,3	143,0	609,0
<b>Producción de Leche Corregida por Energía (kg/lactancia)</b>	1.292,8	242,9	18,8	529,3	2.044,9

Cuadro 3. Media, desviación estándar, valores mínimos y máximos de variables productivas en 622 lactancias completas del biotipo CRUZA.

<b>Variable</b>	<b>Media</b>	<b>D.E.</b>	<b>C.V. (%)</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Máximo</b>
<b>Peso Vivo Postparto (kg)</b>	437,8	60,0	13,7	304,0	625,0
<b>Peso Metabólico (kg)</b>	95,5	9,8	10,3	72,8	125,0
<b>Producción de Leche (kg/lactancia)</b>	4.974,9	915,0	18,4	2.394,0	7873,0
<b>Producción de Materia Grasa (kg/lactancia)</b>	234,9	46,8	19,9	108,0	357,0
<b>Producción de Proteína Láctea (kg/lactancia)</b>	177,1	33,6	19,0	80,0	269,0
<b>Producción de Sólidos Lácteos (kg/lactancia)</b>	412,0	78,5	19,0	188,0	618,0
<b>Producción de Leche Corregida por Energía (kg/lactancia)</b>	1.283,2	235,6	18,4	616,5	2.026,1

## **Análisis Estadístico**

Para estudiar los efectos de las variables de peso (peso vivo y peso metabólico, postparto), se utilizaron tres modelos estadísticos descritos anteriormente. En los tres modelos todas las variables independientes fueron estadísticamente significativas ( $p < 0,05$ ). Mientras que sólo una interacción obtuvo un efecto estadísticamente significativo ( $p < 0,05$ ) sobre el peso vivo (PV) y el peso metabólico (PV<sup>0,75</sup>). Dicha interacción se produjo entre el biotipo del animal (GEN) y el número ordinal de parto (NOP), la cual pudo evidenciarse en los tres modelos propuestos. En el anexo 2, se presenta la frecuencia de vacas por categoría de NOP.

Por este motivo, los resultados entregados a continuación fueron obtenidos utilizando los mismos modelos explicados en el análisis estadístico de la sección Material y Método (pág. 21), incorporando la interacción GEN-NOP. Es necesario aclarar, que al incorporar esta interacción en el modelo, no se pudo estimar el efecto del biotipo completamente libre de los efectos de la interacción GEN-NOP. Por lo tanto, no fue posible cuantificar cuál de los biotipos estudiados fue superior al otro, independiente del efecto de esta interacción.

Dado que la interacción del factor GEN con el NOP fue significativa en todos los modelos propuestos, se consideró la descripción de los resultados vinculando siempre a dicha interacción, ya que el efecto de uno de ellos dependería del nivel en que se encuentra el otro factor.

### **1. Relación entre variables de peso vivo y biotipo**

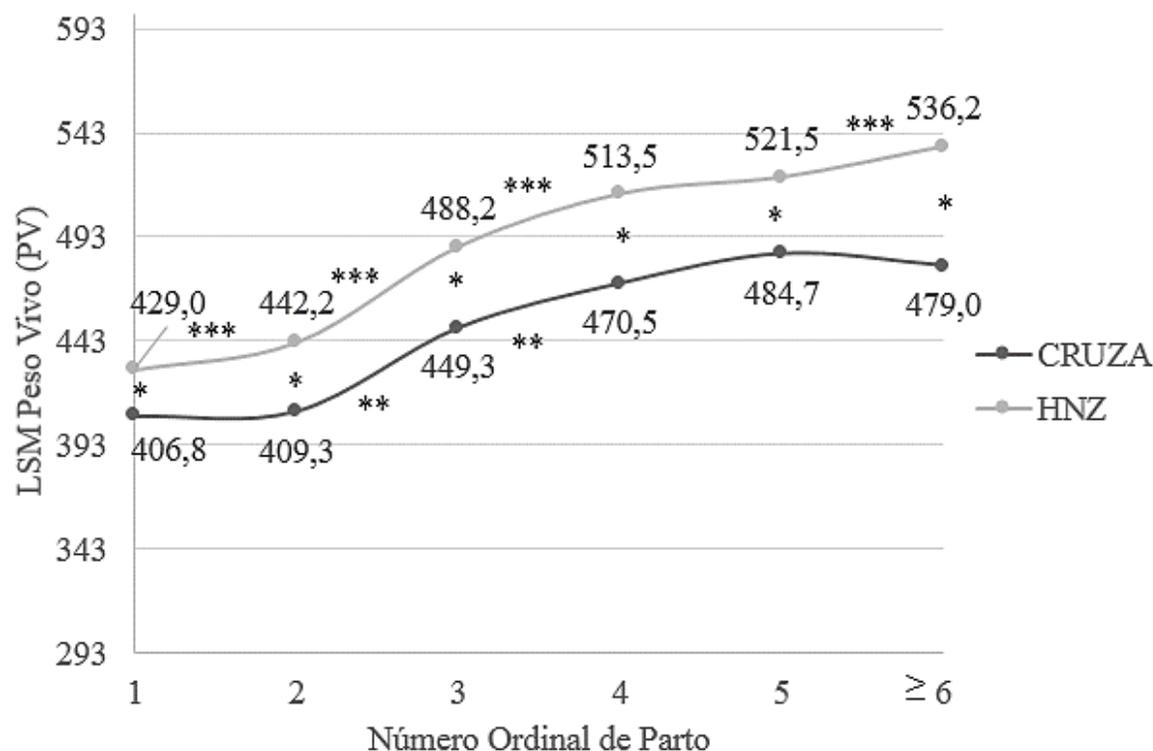
#### **1.1 Relación entre peso vivo postparto y biotipo**

El modelo utilizado para analizar los factores que afectarían el PV, resultó significativo ( $p < 0,05$ ), alcanzando un  $R^2$  de 0,47. Todos los factores incluidos en dicho modelo, mostraron un efecto significativo sobre esta variable ( $p < 0,05$ ). Observándose para año de inicio de la lactancia (LAC), NOP, mes de parto (MES), GEN y la interacción GEN-NOP, el mismo nivel de significancia ( $p < 0,05$ ).

Al analizar las medias de mínimos cuadrados (LSM: Least Square Means), se obtuvieron diferencias significativas ( $p < 0,05$ ) entre “Holstein Neozelandés” (HNZ) y su cruce con la raza Jersey (CRUZA), alcanzando una LSM de 488,4 y 449,9 kg; respectivamente. Esto indicaría que las vacas HNZ serían en promedio, un 7,9% más pesada que las del biotipo CRUZA.

Para cada una de las categorías de NOP, las diferencias entre PV de los biotipos fueron estadísticamente significativas ( $p < 0,05$ ). Sin embargo, la magnitud de la diferencia entre LSM, entre cada categoría, aumentó desde el primer al cuarto parto lo que explica la interacción entre NOP y GEN. Esto reveló un aumento decreciente de un 48% entre NOP 1 y 2, 18,2% entre NOP 2 y 3, y un 10,3% entre NOP 3 y 4. Al quinto parto cambia la magnitud de las diferencias de LSM para PV, obteniéndose una disminución de un 14,5% (entre NOP 4 y 5). No obstante, entre el quinto y el sexto y más partos ( $NOP \geq 6$ ), esta magnitud vuelve a aumentar considerablemente (55,9%), similar a lo obtenido entre los NOP 1 y 2 (Figura 1).

Figura 1. Medias mínimas cuadráticas de peso vivo (kg), para HNZ y CRUZA a través de número ordinal de parto.



\* Indican diferencias estadísticamente significativas dentro de NOP, entre ambos biotipos ( $p < 0,05$ ).

\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo CRUZA ( $p < 0,05$ ).

\*\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo HNZ ( $p < 0,05$ ).

Al analizar lo que ocurrió en el PV de cada biotipo con el avance del NOP (Figura 1), se pudo evidenciar que para las vacas HNZ, entre las categorías de NOP 1 y 2, 2 y 3, 3 y 4, y 5 y  $\geq 6$ , fueron disímiles ( $p < 0,05$ ). Pese a lo anterior, entre el cuarto y quinto parto no existieron diferencias significativas ( $p > 0,05$ ).

Análogamente, en la CRUZA sólo se pudo comprobar la diferencia entre NOP 2 y 3, y 3 y 4 ( $p < 0,05$ ). Para este biotipo, los PV fueron similares entre el primer y segundo parto, el cuarto y quinto, y del quinto parto en adelante ( $p > 0,05$ ). Pese a ello, se pudo observar que la disminución porcentual entre LSM de las vacas HNZ siempre fue incrementando de un parto al siguiente, lo cual no ocurrió en la CRUZA (Figura 1).

## 1.2 Relación entre peso metabólico y biotipo

El modelo de análisis de los factores que afectarían el  $PV^{0,75}$  fue significativo ( $p < 0,05$ ), alcanzando un  $R^2$  de 0,47. Este coeficiente de determinación, es similar al obtenido en el modelo anterior, donde se utilizó el PV como variable dependiente. El  $PV^{0,75}$  fue afectado significativamente por todos los factores incluidos en el modelo estadístico ( $p < 0,05$ ).

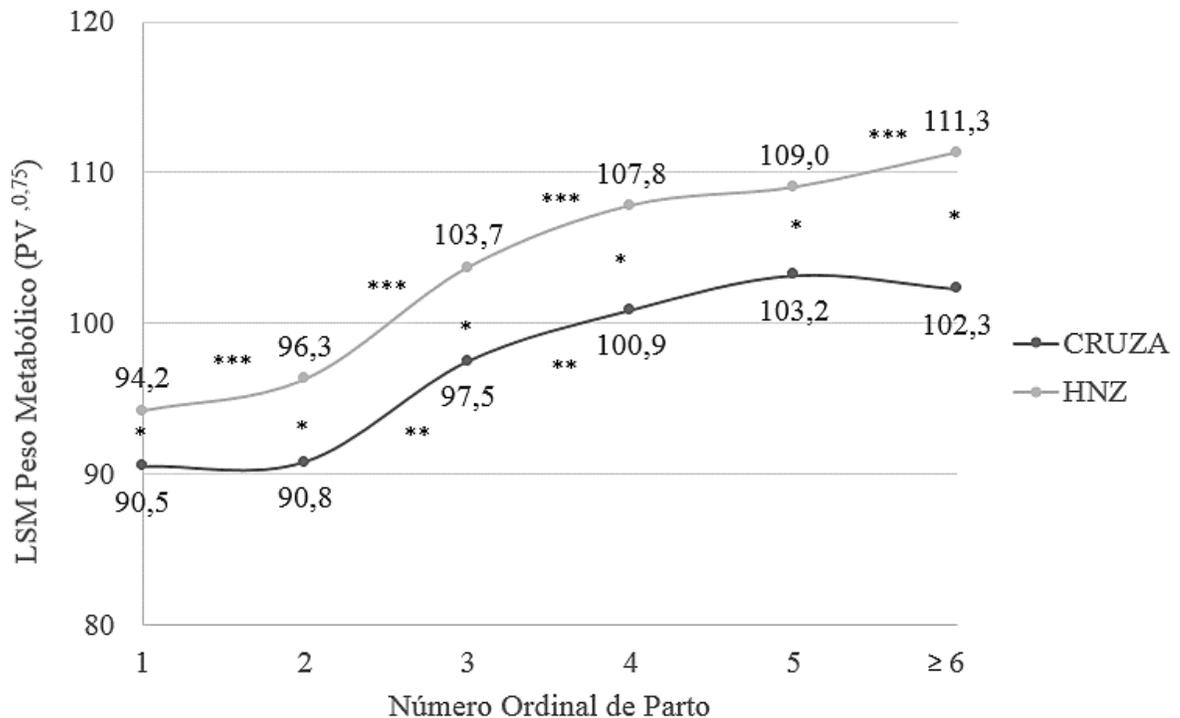
Al igual que en el modelo anterior, donde la variable dependiente fue el PV, aquí también se obtuvo diferencias significativas al analizar las LSM entre los biotipos HNZ y CRUZA ( $p < 0,05$ ), obteniendo una LSM de 103,7 y 97,5 kg; respectivamente. Sin embargo, como la interacción de este factor (GEN) con el NOP, fue también significativa, se utiliza la misma descripción de los resultados que en el modelo anterior.

En este análisis también se lograron diferencias estadísticamente significativas entre los  $PV^{0,75}$  de los biotipos, para cada una de las categorías de NOP ( $p < 0,05$ ). La magnitud de las diferencias entre LSM, en cada categoría, siguió la misma tendencia que la obtenida con PV (Figura 2).

Al examinar lo sucedido en el  $PV^{0,75}$  de cada biotipo con el avance del NOP (Figura 2), se pudo evidenciar que para las vacas HNZ, entre las categorías de NOP 1 y 2, 2 y 3, 3 y 4, y 5 y  $\geq 6$ , fueron desiguales ( $p < 0,05$ ). Mientras que, al igual que en modelo anterior, entre el cuarto y quinto parto, no existieron diferencias significativas ( $p > 0,05$ ).

Análogamente, de forma similar a lo ocurrido en el modelo anterior donde la variable dependiente fue el PV (Figura 1), en las vacas CRUZA sólo se comprobó la diferencia entre NOP 2 y 3, y 3 y 4 ( $p < 0,05$ ) (Figura 2). En este biotipo, los  $PV^{0,75}$  fueron similares entre el primer y segundo parto, el cuarto y quinto, y del quinto parto en adelante ( $p > 0,05$ ) (Figura 2).

Figura 2. Medias mínimas cuadráticas de peso metabólico (kg), para HNZ y CRUZA a través de número ordinal de parto.



\* Indican diferencias estadísticamente significativas dentro de NOP, entre ambos biotipos ( $p < 0,05$ ).

\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo CRUZA ( $p < 0,05$ ).

\*\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo HNZ ( $p < 0,05$ ).

## 2. Relación entre la eficiencia biológica, corregido por otros factores ambientales

Para poder evaluar la eficiencia biológica (EFBI), se consideraron cinco tipos de relaciones, entre la cantidad de leche, materia grasa o proteína láctea producido por la vaca y las variables de peso vivo postparto (PV y  $PV^{0,75}$ ).

Las relaciones estudiadas fueron las siguientes:

### 2.1. Eficiencia biológica, para producción de leche, corregido por otros factores ambientales

#### 2.1.1. EFBI para producción de leche, estimada usando el peso vivo postparto como denominador

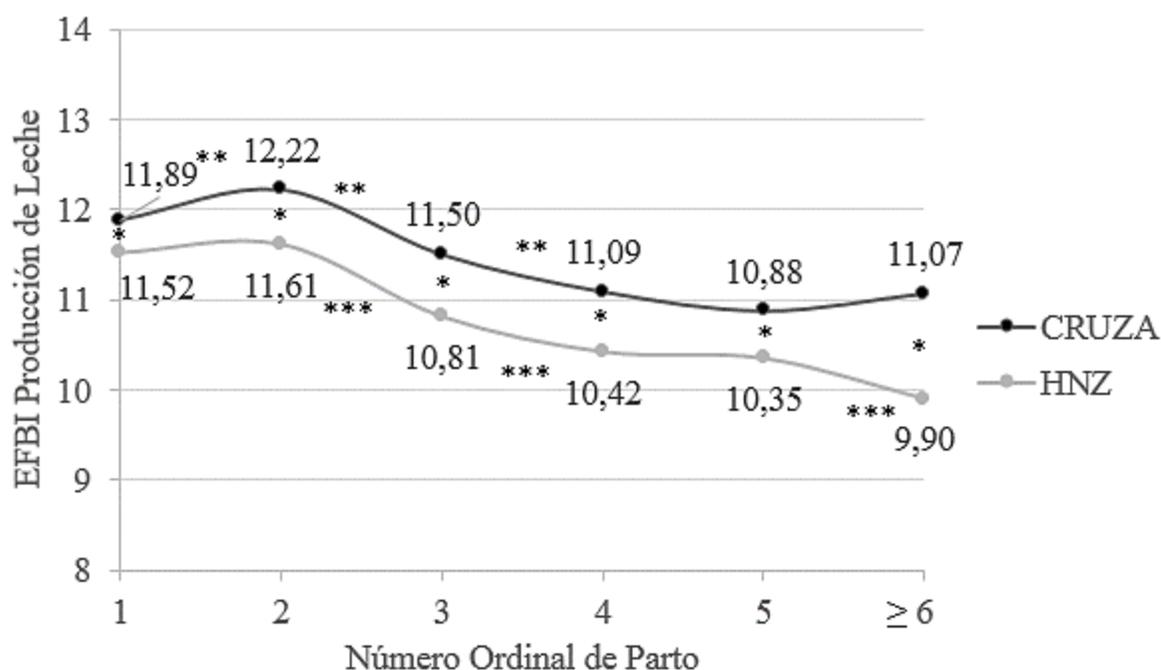
El modelo utilizado para analizar los factores que afectarían la EFBI para producción de leche (por lactancia), resultó significativo ( $p < 0,05$ ); alcanzando un  $R^2$  de 0,61. Todos los factores incluidos en dicho modelo mostraron un efecto estadísticamente significativo sobre esta

variable: LAC, NOP, MES y GEN, al igual que las covariables materia grasa (G) y proteína láctea (P), junto con la interacción GEN-NOP.

En este modelo, se obtuvo diferencias significativas ( $p < 0,05$ ), al analizar las LSM entre los biotipos HNZ y CRUZA, según la EFBI para producción de leche, obteniendo LSM de 10,7 y 11,4; respectivamente. Este resultado indicaría que las vacas CRUZA serían un 5,9% más eficiente en producción de leche por lactancia, comparadas con la HNZ.

Para cada uno de los niveles de NOP, las diferencias entre los PV de los biotipos fueran estadísticamente significativas ( $p < 0,05$ ). Pero la magnitud porcentual de la diferencia entre LSM en cada categoría, aumentó desde el primer al tercer parto. Esto reveló un aumento decreciente de un 64,8% entre NOP 1 y 2, y un 13,1% entre NOP 2 y 3. Al cuarto parto, cambia la magnitud de las diferencias porcentuales de LSM para EFBI de producción láctea, obteniéndose una disminución de un 2,8% (entre NOP 3 y 4), 22,4% (entre NOP 4 y 5) y 224% (entre NOP 5 y  $\geq 6$ ). La magnitud de esta última diferencia porcentual entre LSM, es considerablemente elevada, donde siempre se mantiene la CRUZA en primer lugar según su PV (Figura 3).

Figura 3. Medias mínimas cuadráticas de EFBI ( $L\ kg^{-1}$ ), medida como producción de leche por lactancia, para HNZ y CRUZA a través de número ordinal de parto, estimada usando el peso vivo postparto como denominador.



\* Indican diferencias estadísticamente significativas dentro de NOP, entre ambos biotipos ( $p < 0,05$ ).

\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo CRUZA ( $p < 0,05$ ).

\*\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo HNZ ( $p < 0,05$ ).

Al analizar lo sucedido en la EFBI de producción de leche, estimada usando el PV como denominador, de cada biotipo a través del NOP (Figura 3), se pudo evidenciar que para las HNZ, entre las categorías de NOP 2 y 3, 3 y 4, y 5 y  $\geq 6$ , existió diferencias estadísticamente significativas ( $p < 0,05$ ). Sin embargo, entre el primer y segundo parto, y entre el NOP 4 y 5, no existieron dichas divergencias ( $p > 0,05$ ).

Análogamente, en las vacas CRUZA (Figura 3), sólo se comprobó la diferencia entre NOP 1 y 2, 2 y 3, y 3 y 4 ( $p < 0,05$ ). Mientras que fueron similares la EFBI de producción de leche, entre el cuarto y quinto parto, y del quinto parto en adelante ( $p > 0,05$ ), al igual que la HNZ.

Al observar la magnitud de diferencia porcentual entre LSM para cada biotipo, se logró evidenciar en las HNZ una clara tendencia de disminución de la EFBI de producción de leche a medida que el NOP aumenta, desde el segundo parto en adelante. Sin embargo, para la CRUZA esta tendencia fue menos notoria, ya que las diferencias porcentuales entre LSM de EFBI de producción de leche, aumentaron significativamente desde el primer al tercer parto, para luego disminuir en el cuarto parto.

### **2.1.2. EFBI para producción de leche, estimada usando el peso metabólico postparto como denominador**

Este modelo de estudio, fue estadísticamente significativo ( $p < 0,05$ ), al analizar los factores que afectarían la EFBI de producción de leche, con el  $PV^{0,75}$  como denominador, alcanzó un  $R^2$  de 0,72. Este coeficiente de determinación, indicaría un ajuste de un 11% mayor en este tipo de eficiencia, donde el  $PV^{0,75}$  se utiliza como denominador, al ser comparado con el modelo anterior.

Esta relación de eficiencia fue significativamente afectada por los siguientes factores: LAC, NOP, MES, GEN, la interacción GEN-NOP y las covariables de G y P ( $p < 0,05$ ).

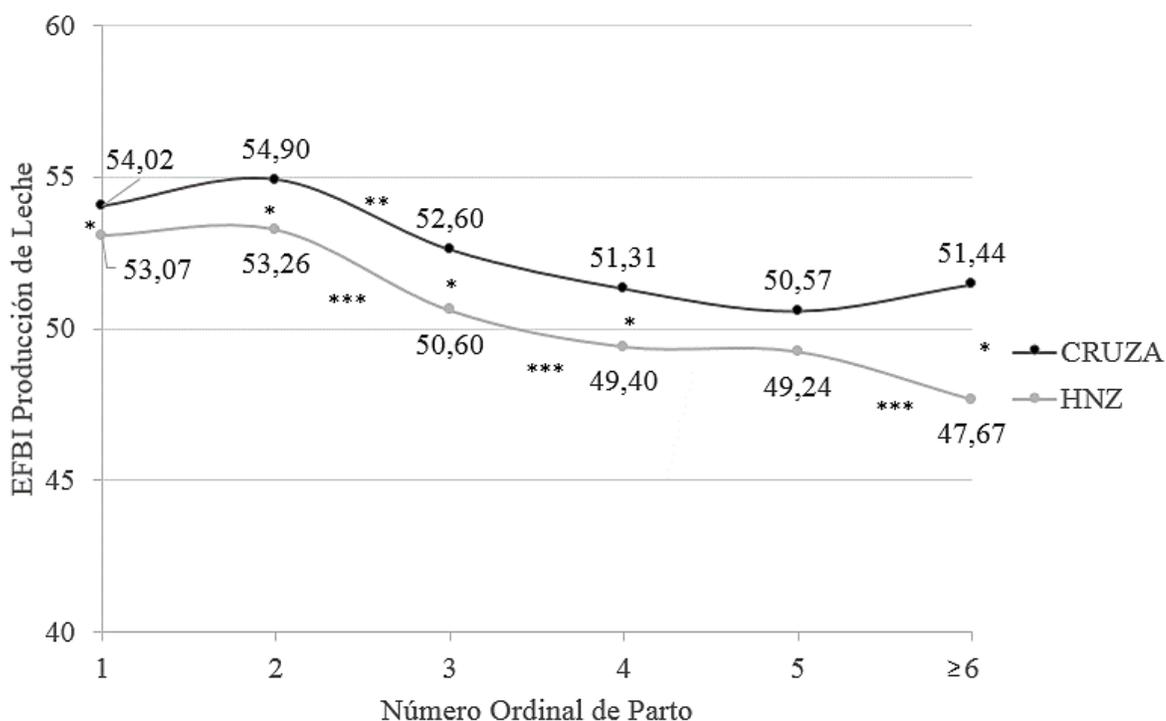
Al analizar los LSM entre biotipos (Figura 4), según la EFBI para producción de leche, utilizando el  $PV^{0,75}$ , se obtuvo diferencias significativas entre las vacas HNZ y CRUZA ( $p < 0,05$ ), obteniendo una LSM de 50,5 y 52,5; respectivamente. En este análisis, también se obtuvo que para cada una de las categorías de NOP, las diferencias entre los  $PV^{0,75}$  de los biotipos fueron estadísticamente significativas ( $p < 0,05$ ). La excepción a esto se obtuvo para el quinto parto, donde la EFBI de los dos biotipos estudiados fueron similares ( $p > 0,05$ ). La magnitud de las diferencias porcentuales entre LSM, en cada categoría, aumentó de forma similar que al utilizar el PV como denominador.

Con el avance del NOP, para este tipo de EFBI (Figura 4), las vacas HNZ presentaron diferencias entre las categorías de NOP 2 y 3, 3 y 4, y 5 y  $\geq 6$  ( $p < 0,05$ ). Sin embargo, entre el primer y segundo parto, y entre el NOP 4 y 5, no existieron diferencias significativas ( $p > 0,05$ ). Esto resultó equivalente a lo encontrado para el modelo anterior (pág. 28).

Análogamente, en la CRUZA sólo se comprobó la diferencia entre el segundo y tercer parto ( $p < 0,05$ ). Mientras que para este biotipo, fueron similares las EFBI de producción de leche, entre el NOP 1 y 2, 3 y 4, 4 y 5, como del quinto parto en adelante ( $p > 0,05$ ). Este último resultado no logró obtener diferencias visiblemente definidas, como en el caso el modelo

anterior. En el modelo anterior (pág. 28), si resultó significativa la diferencia de EFBI para producción de leche de la CRUZA, entre el primer y segundo parto, como también entre el NOP 3 y 4.

Figura 4. Medias mínimas cuadráticas de EFBI ( $L\ kg^{-1}$ ), medida como producción de leche por lactancia, para HNZ y CRUZA a través de número ordinal de parto, estimada usando el peso metabólico postparto como denominador.



\* Indican diferencias estadísticamente significativas dentro de NOP, entre ambos biotipos ( $p < 0,05$ ).

\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo CRUZA ( $p < 0,05$ ).

\*\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo HNZ ( $p < 0,05$ ).

## 2.2. Eficiencia biológica, para proteína láctea, corregido por otros factores ambientales

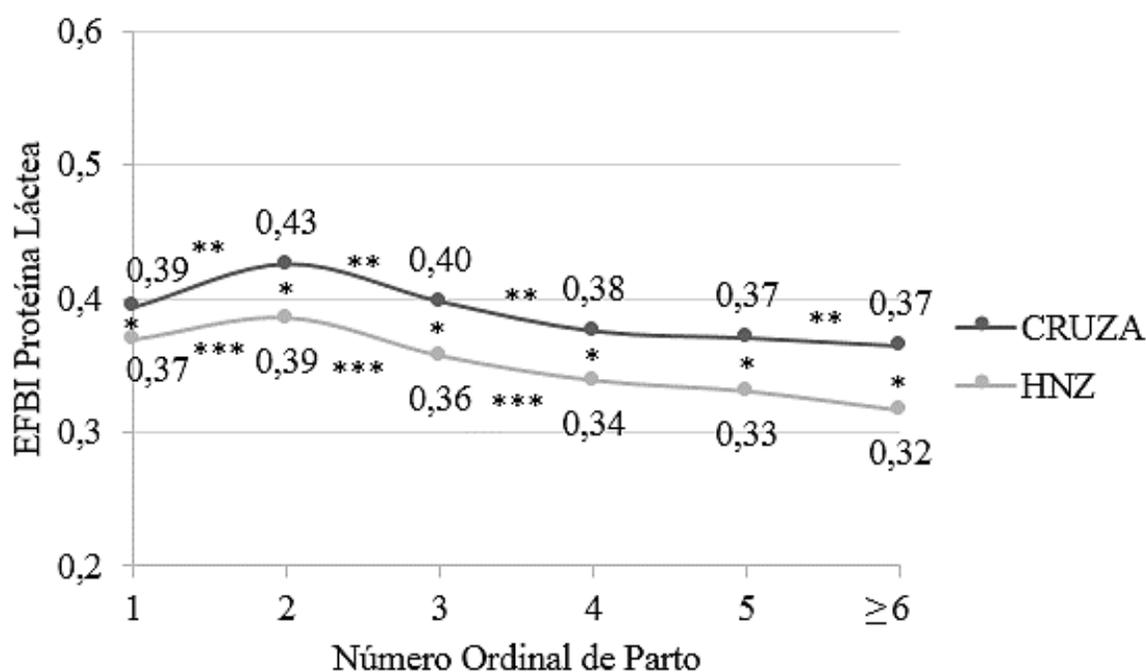
### 2.2.1. EFBI para proteína láctea, estimada usando el peso vivo postparto como denominador

El modelo utilizado para analizar los factores que afectarían la EFBI de proteína láctea (por lactancia) resultó estadísticamente significativo ( $p < 0,05$ ); alcanzando un  $R^2$  de 0,64. Todos los factores incluidos en dicho modelo mostraron un efecto significativo sobre esta variable ( $p < 0,05$ ): LAC, NOP, MES, GEN, interacción GEN-NOP, y las covariables G y producción de leche por lactancia (PLL).

Al analizar las LSM, se obtuvo diferencias significativas ( $p < 0,05$ ) entre HNZ y CRUZA; obteniendo una LSM de 0,35 y 0,39; respectivamente. Estos resultados revelan que las vacas CRUZA serían un 10,3% más eficiente en producción de P por PV.

Junto a ello, se lograron diferencias significativas entre la EFBI de proteína láctea de ambos biotipos, para cada una de las categorías de NOP ( $p < 0,05$ ). Sin embargo, la magnitud porcentual de la diferencia entre LSM de cada categoría, aumentó desde el primer al segundo parto (64%), para luego mantener un aumento similar entre el NOP 2 y 3. Esta magnitud, aunque siempre positiva para la CRUZA, disminuyó un 9,8% entre el NOP 3 y 4, para posteriormente evidenciar un aumento de un 8%, entre el NOP 4 y 5, y un 12% entre el NOP 5 y  $\geq 6$  (Figura 5).

Figura 5. Medias mínimas cuadráticas de EFBI ( $\text{kg P kg PV}^{-1}$ ), medida como proteína láctea por lactancia, para HNZ y CRUZA a través de número ordinal de parto, estimada usando el peso vivo postparto como denominador.



\* Indican diferencias estadísticamente significativas dentro de NOP, entre ambos biotipos ( $p < 0,05$ ).

\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo CRUZA ( $p < 0,05$ ).

\*\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo HNZ ( $p < 0,05$ ).

En el caso de la EFBI de proteína láctea según el PV de cada biotipo, con el aumento del NOP, se pudo evidenciar que existió diferencias significativas en las HNZ, entre las categorías de NOP 1 y 2, 2 y 3, y 3 y 4 ( $p < 0,05$ ). Entre el NOP 4 y 5, y el NOP 5 y  $\geq 6$ , no revelaron diferencias ( $p > 0,05$ ). Además, desde el tercer parto en adelante, existió una disminución porcentual de la EFBI de proteína láctea. No obstante, desde el NOP 1 al 3 las magnitudes porcentuales entre LSM fueron en aumento (Figura 5).

Análogamente en la CRUZA, también se comprobó sólo las diferencias entre NOP 1 y 2, 2 y 3, y 3 y 4 ( $p < 0,05$ ). La EFBI de proteína láctea fue similar entre el cuarto y quinto parto

( $p > 0,05$ ) al igual que la HNZ, pero no del quinto parto en adelante ( $p < 0,05$ ). En este biotipo también se pudo apreciar una disminución de este tipo de EFBI, desde el tercer parto en adelante, pese al aumento de las magnitudes porcentuales entre LSM para el NOP 2 y 3 (Figura 5).

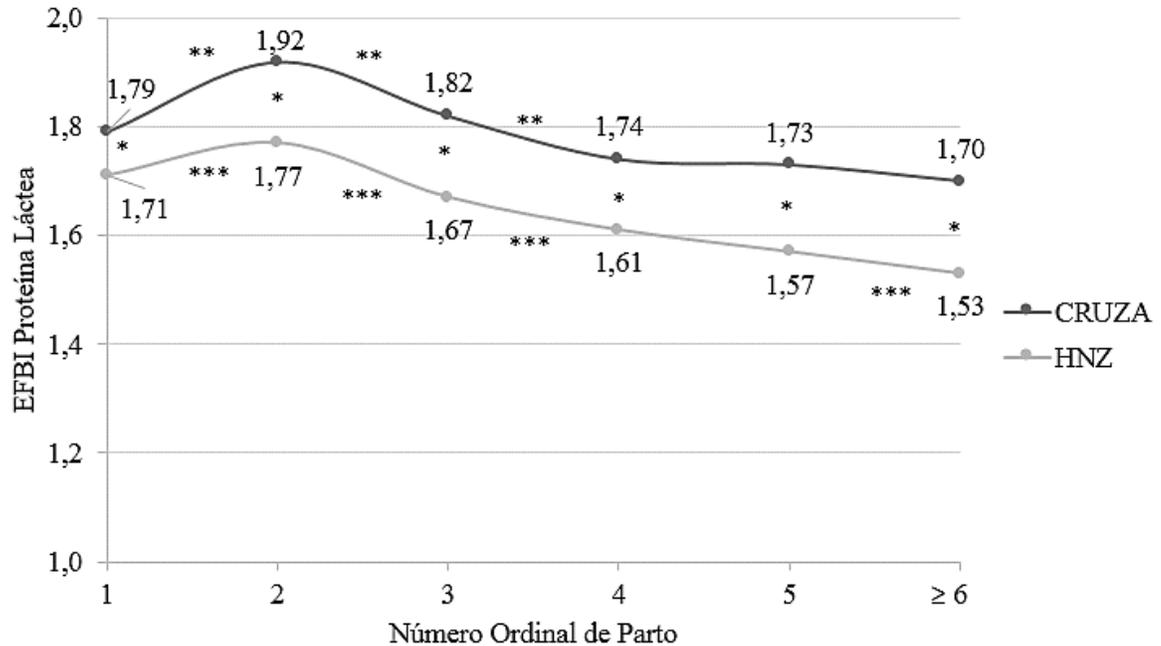
### **2.2.2. EFBI para proteína láctea, estimada usando el peso metabólico postparto como denominador**

Este modelo de análisis fue estadísticamente significativo ( $p < 0,05$ ) alcanzando un  $R^2$  de 0,74. Dicho coeficiente de determinación, indicaría un ajuste de un 10% mayor en este tipo de eficiencia, al compararlo con el modelo anterior, debido posiblemente a la utilización del  $PV^{0,75}$  en el denominador. Esta relación de eficiencia fue afectada significativamente por los siguientes factores: LAC, NOP, MES, GEN, la interacción GEN-NOP y las covariables de G y PLL ( $p < 0,05$ ).

Al analizar las LSM entre biotipos, para la EFBI de proteína láctea por lactancia, utilizando el  $PV^{0,75}$ , se obtuvo diferencias significativas entre HNZ y CRUZA ( $p < 0,05$ ), obteniendo un LSM de 1,64 y 1,78; respectivamente. En este análisis, también se obtuvo que para cada una de las categorías de NOP, las diferencias entre las LSM de EFBI para proteína láctea de ambos biotipos fueron estadísticamente significativas ( $p < 0,05$ ) (Figura 6). La magnitud de la diferencia entre LSM, para cada categoría, aumentó porcentualmente de manera análoga que al utilizar el modelo donde el PV está en el denominador (pág. 31).

Se pudo evidenciar que la EFBI de proteína láctea, según el  $PV^{0,75}$  de HNZ, con el avance del NOP, fue diferente estadísticamente entre las categorías de NOP 1 y 2, 2 y 3, 3 y 4, y 5 y  $\geq 6$  ( $p < 0,05$ ). Sin embargo, entre el cuarto y quinto parto, no existieron diferencias significativas ( $p > 0,05$ ), lo cual resultó similar a lo encontrado para el modelo anterior (pág. 31). De igual manera, en las vacas CRUZA también se hallaron las mismas diferencias significativas entre los NOP 1 y 2, 2 y 3, y 3 y 4 ( $p < 0,05$ ) (Figura 6).

Figura 6. Medias mínimas cuadráticas de EFBI (kg P kg PV<sup>0,75(-1)</sup>), medida como proteína láctea, para HNZ y CRUZA a través de número ordinal de parto, estimada usando el peso metabólico postparto como denominador.



\* Indican diferencias estadísticamente significativas dentro de NOP, entre ambos biotipos ( $p < 0,05$ ).

\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo CRUZA ( $p < 0,05$ ).

\*\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo HNZ ( $p < 0,05$ ).

### 2.3. Eficiencia biológica, para materia grasa, corregido por otros factores ambientales

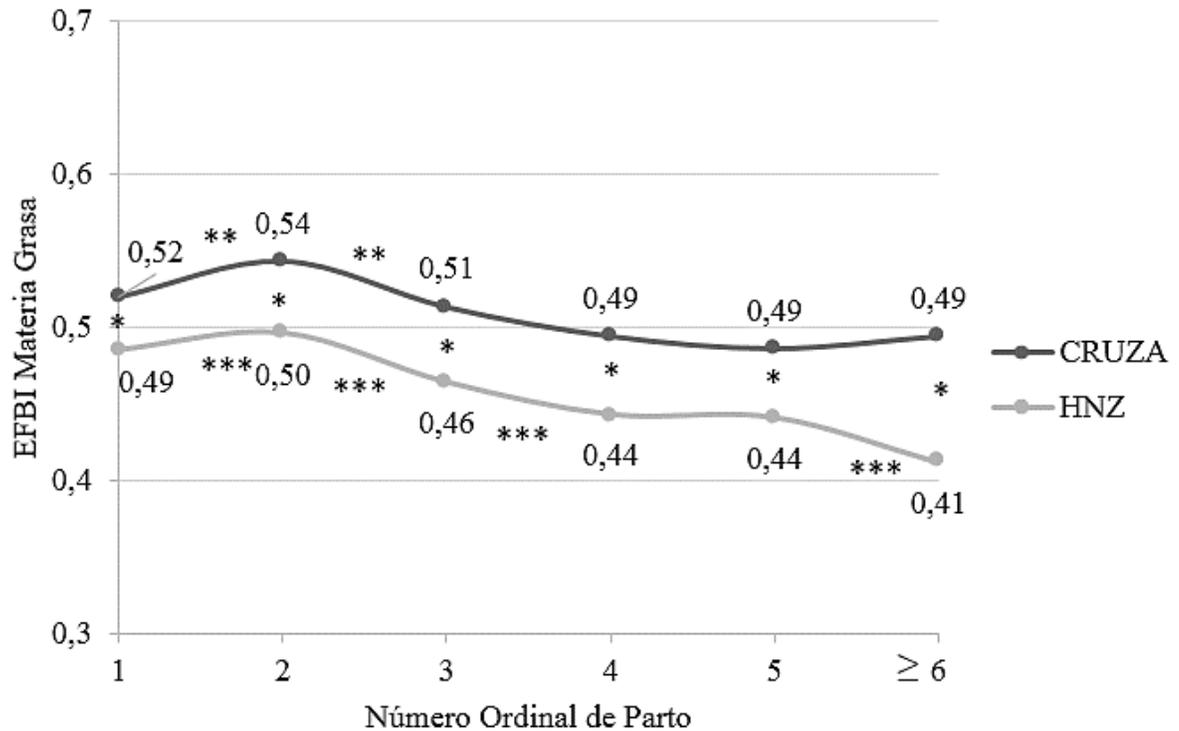
#### 2.3.1. EFBI para materia grasa, estimada usando el peso vivo postparto como denominador

El modelo utilizado para analizar los factores que afectaron la EFBI de materia grasa por lactancia, resultó significativo ( $p < 0,05$ ); alcanzando un  $R^2$  de 0,64. Todos los factores contenidos en dicho modelo revelaron un efecto estadísticamente significativo sobre esta variable, siendo estos LAC, NOP, MES, GEN, la interacción GEN-NOP como también las covariables producción de P y PLL ( $p < 0,05$ ).

Al analizar las LSM, se observan diferencias significativas ( $p < 0,05$ ) entre las vacas HNZ y CRUZA, obteniendo una LSM de 0,46 y 0,51; respectivamente. Este resultado revela que existiría un 10,8% más de este tipo de eficiencia en las vacas CRUZA vs HNZ. Conjuntamente, se lograron diferencias significativas en ambos biotipos, entre la EFBI de materia grasa a través de cada una de las categorías de NOP ( $p < 0,05$ ). Lo que explica la interacción entre GEN y NOP es la magnitud de la diferencia porcentual entre LSM de cada GEN a través de NOP, esta aumentó desde el primer al segundo parto (37,1%). Posteriormente se mantuvo un aumento similar entre NOP 2 y 3. Esta situación fue similar a la conseguida en la EFBI de proteína láctea. Consecutivamente, dicha magnitud aumentó un

6,2% entre el NOP 3 y 4. Luego se evidenció un descenso a un 13,7%, entre el NOP 4 y 5, y la magnitud de la diferencia volvió a incrementarse a un 87%, entre el NOP 5 y  $\geq 6$  (Figura 7).

Figura 7. Medias mínimas cuadráticas de la EFBI (kg G kg PV<sup>-1</sup>), medida como materia grasa por lactancia, para HNZ y CRUZA a través de número ordinal de parto, estimada usando el peso vivo postparto como denominador.



\* Indican diferencias estadísticamente significativas dentro de NOP, entre ambos biotipos ( $p < 0,05$ ).

\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo CRUZA ( $p < 0,05$ ).

\*\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo HNZ ( $p < 0,05$ ).

Para las vacas HNZ, las LSM entre las categorías de NOP 1 y 2, 2 y 3, 3 y 4, y 5 y  $\geq 6$ , fueron estadísticamente diferentes ( $p < 0,05$ ). Sin embargo, entre el NOP 4 y 5, no existieron diferencias significativas ( $p > 0,05$ ). Además, desde el tercer parto en adelante, se evidenció una disminución porcentual de esta EFBI, pese a que desde el NOP 1 al 3 las magnitudes de diferencias porcentuales entre LSM fueron incrementándose (Figura 7).

Análogamente, en las vacas CRUZA se comprobó sólo la diferencia entre NOP 1 y 2, y 2 y 3 ( $p < 0,05$ ). No obstante, la EFBI de materia grasa fueron similares entre NOP 3 y 4, 4 y 5, y 5 y  $\geq 6$  ( $p > 0,05$ ). En este biotipo también se pudo apreciar un aumento de las magnitudes de diferencias porcentuales entre las LSM del NOP 1 al 2, y una disminución del NOP 2 al 3 (Figura 7).

### **2.3.2. EFBI para materia grasa, estimada usando el peso metabólico postparto como denominador**

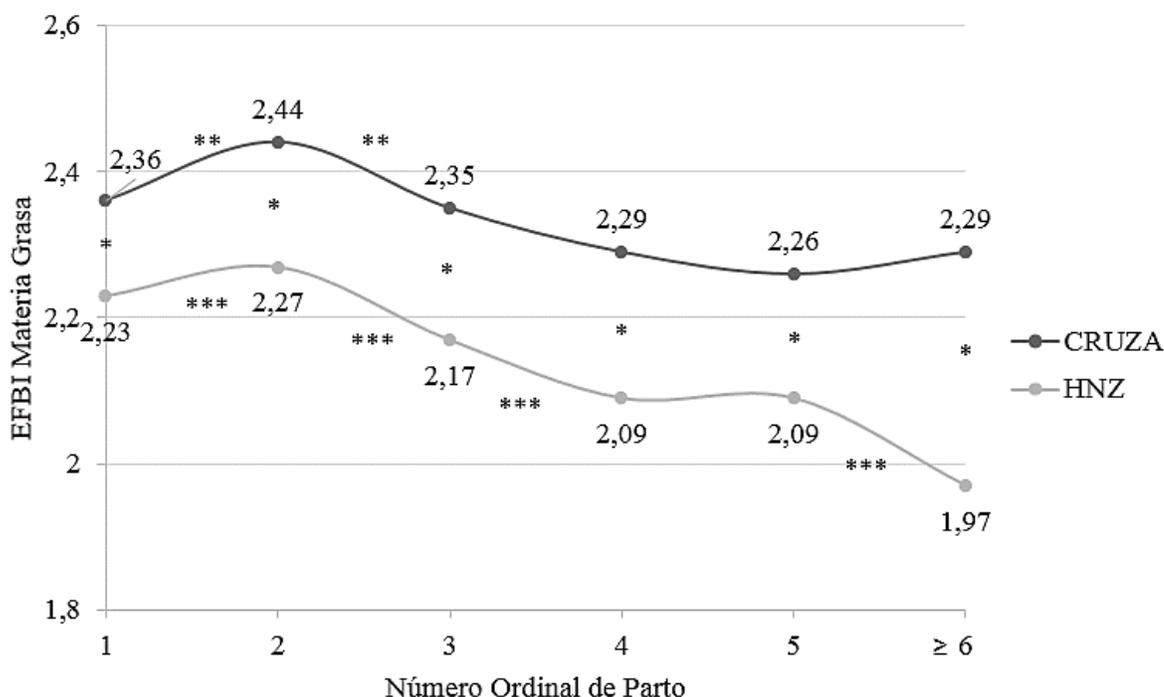
En este modelo, también se logró significancia estadística ( $p < 0,05$ ) de los factores que afectaron la EFBI de materia grasa usando el  $PV^{0,75}$  como denominador, y se alcanzó un  $R^2$  de 0,71. Esto indicaría un 7% de mayor ajuste, dado esencialmente por la utilización del  $PV^{0,75}$  en el denominador, al comparar este mismo modelo pero relacionándolo con PV.

La EFBI de materia grasa, según el  $PV^{0,75}$ , fue afectado significativamente por: LAC, NOP, MES, GEN, interacción GEN-NOP y las covariables de producción (P y PLL).

Al analizar las LSM entre biotipos obtenidos en este modelo, se lograron diferencias significativas entre vacas HNZ y CRUZA ( $p < 0,05$ ), obteniendo una LSM de 2,14 y 2,33; respectivamente. En dicho análisis, también se obtuvo que para cada una de las categorías de NOP, las diferencias entre las LSM de EFBI de materia grasa de ambos biotipos, fueron estadísticamente significativas ( $p < 0,05$ ). La magnitud de dichas diferencias entre LSM, en cada categoría, aumentó porcentualmente de forma similar que al utilizar el PV como denominador (Figura 8).

En la Figura 8, la EFBI de materia grasa en vacas HNZ, usando el  $PV^{0,75}$  como denominador, fue diferente significativamente entre las categorías de NOP 1 y 2, 2 y 3, 3 y 4, y 5 y  $\geq 6$  ( $p < 0,05$ ). Sin embargo, entre el NOP 4 y 5 no existieron diferencias significativas ( $p > 0,05$ ). Este resultado resultó equivalente a lo encontrado para el modelo anterior (pág. 34). Asimismo, en la CRUZA sólo se comprobó la diferencia entre el primer y segundo parto, y entre éste y el tercero ( $p < 0,05$ ). Para este biotipo, la EFBI de materia grasa fue similar entre el NOP 3 y 4, 4 y 5, como del quinto parto en adelante ( $p > 0,05$ ). Los resultados de ambos biotipos lecheros fueron semejantes al modelo anterior, obteniendo en los mismos intervalos de NOP, similares significancias estadísticas.

Figura 8. Medias mínimas cuadráticas de EFBI (kg G kg PV<sup>0,75(-1)</sup>), medida como materia grasa por lactancia, para HNZ y CRUZA a través de número ordinal de parto, estimada usando el peso metabólico postparto como denominador.



\* Indican diferencias estadísticamente significativas dentro de NOP, entre ambos biotipos ( $p < 0,05$ ).

\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo CRUZA ( $p < 0,05$ ).

\*\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo HNZ ( $p < 0,05$ ).

## 2.4. Eficiencia biológica, para leche corregida por energía, corregido por otros factores ambientales

### 2.4.1. EFBI para leche corregida por energía, estimada usando el peso vivo postparto como denominador

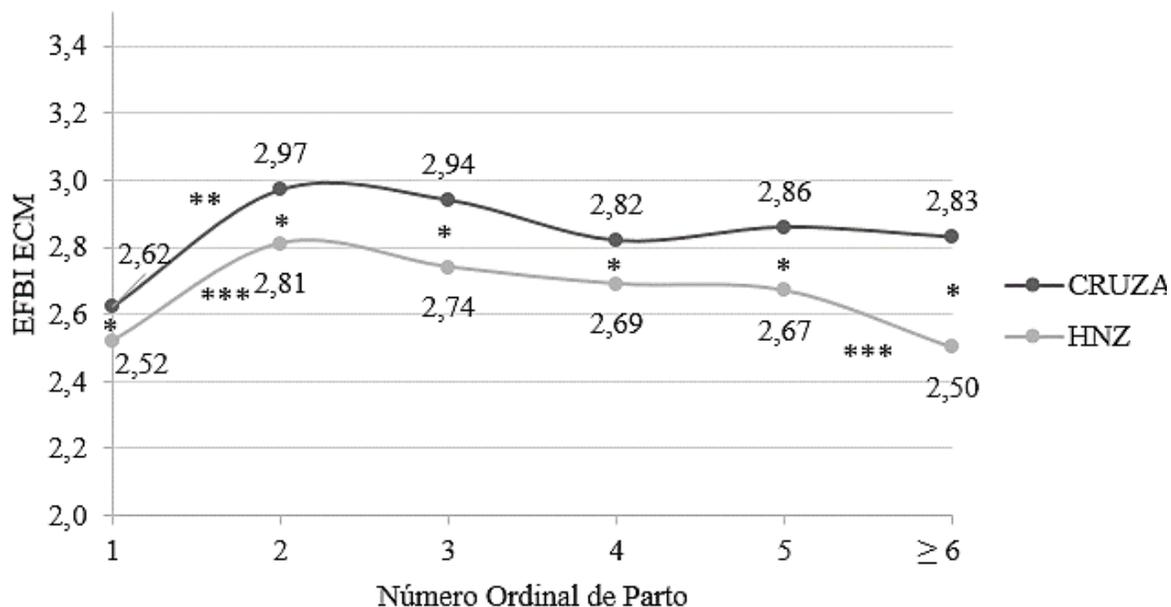
El modelo utilizado para analizar los factores que afectaron la EFBI de leche corregida por energía, resultó significativo ( $p < 0,05$ ); alcanzando un  $R^2$  de 0,33. Todos los factores incluidos en dicho modelo mostraron un efecto significativo sobre esta variable, observándose para LAC, NOP, MES y GEN el mismo nivel de significancia ( $p < 0,05$ ). La interacción GEN-NOP también fue significativa ( $p < 0,05$ ).

Al analizar las LSM, al igual que para las eficiencias analizadas anteriormente, se obtuvo diferencias significativas ( $p < 0,05$ ), entre los biotipos HNZ y CRUZA, obteniendo una LSM de 2,65 y 2,84; respectivamente. Las diferencias entre biotipos indicarían un 7,2% más de EFBI para leche corregida por energía a las vacas CRUZA.

Se lograron diferencias significativas para este tipo de EFBI entre ambos biotipos, en cada una de las categorías de NOP ( $p < 0,05$ ). La magnitud de las diferencias entre LSM, de cada

categoría, aumentó porcentualmente desde el primer al segundo parto (63,2%), y del segundo al tercer parto en menor magnitud (20,7%). Posteriormente disminuyó del NOP 3 al NOP 4 (32,6%). Se mantuvo un aumento de 43,9% y 72,8% desde el NOP 4 al NOP 5, y desde este último al  $\text{NOP} \geq 6$  (Figura 9).

Figura 9. Medias mínimas cuadráticas de EFBI ( $\text{kg ECM kg PV}^{-1}$ ), medida como leche corregida por energía, para HNZ y CRUZA a través de número ordinal de parto, estimada usando el peso vivo postparto como denominador



\* Indican diferencias estadísticamente significativas dentro de NOP, entre ambos biotipos ( $p < 0,05$ ).

\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo CRUZA ( $p < 0,05$ ).

\*\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo HNZ ( $p < 0,05$ ).

Al observar la EFBI de leche corregida por energía, según el PV de cada animal con el avance del NOP, se evidencia que entre las categorías de NOP para las HNZ, sólo entre el primer y segundo parto, y entre NOP 5 y  $\geq 6$ , se obtuvieron diferencias significativas ( $p < 0,05$ ). Entre el NOP 2 y 3, 3 y 4, y 4 y 5, no se comprobó diferencia ( $p > 0,05$ ). Entre el primer y segundo parto existió un aumento porcentual de esta EFBI. Posteriormente, sólo se obtuvo una disminución porcentual significativa entre las LSM del quinto parto en adelante (Figura 9).

Análogamente, en la CRUZA también se comprobó sólo la diferencia dada entre NOP 1 y 2 ( $p < 0,05$ ). Todas las otras categorías no obtuvieron significancia estadística ( $p > 0,05$ ). En este biotipo, sólo se pudo apreciar un aumento porcentual entre LSM del primer al segundo parto (Figura 9).

#### **2.4.2. EFBI para leche corregida por energía, estimada usando el peso metabólico postparto como denominador**

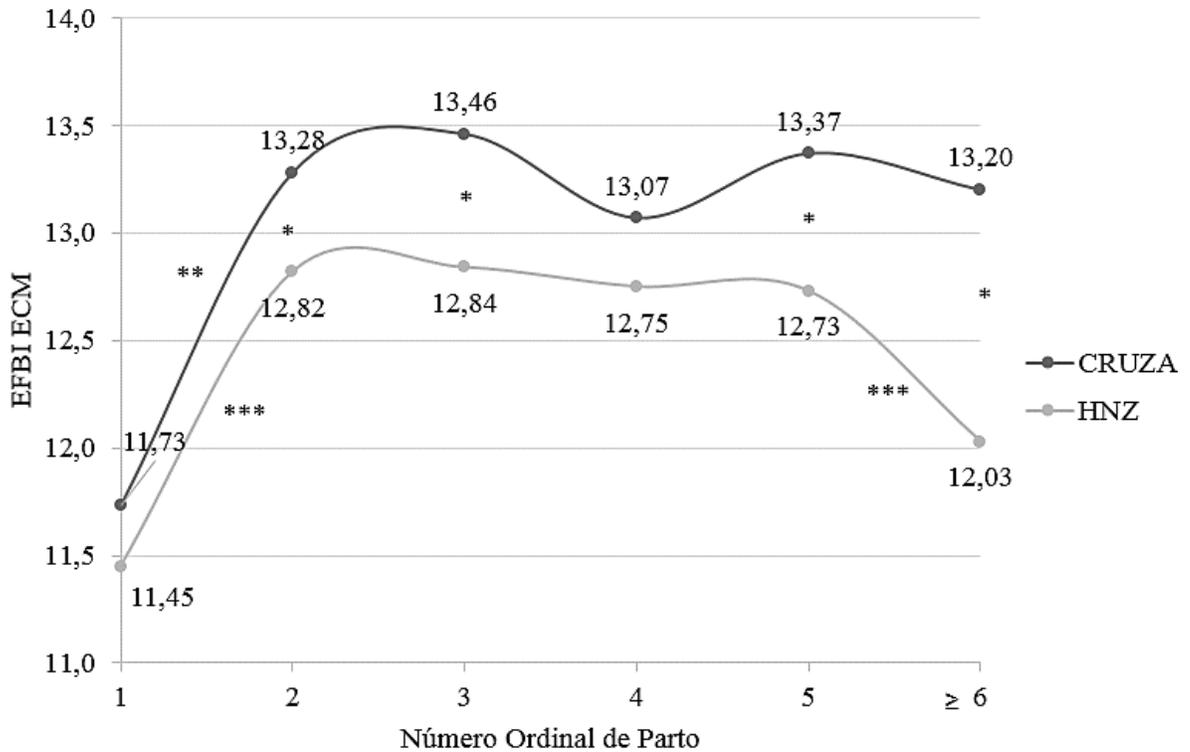
Al igual que en el modelo anterior, se logró significancia estadística para el modelo de análisis de los factores que afectaron EFBI para leche corregida por energía, según el PV<sup>0,75</sup> ( $p < 0,05$ ), alcanzando un  $R^2$  de 0,35. Este coeficiente de determinación, al compararlo con el modelo anterior, indicaría sólo una mejora en el ajuste de un 2%.

Esta relación de eficiencia fue afectada por los factores LAC, NOP, MES, GEN y la interacción GEN-NOP ( $p < 0,05$ ).

En la Figura 10, se aprecia la obtención de diferencias significativas, al analizar las LSM entre ambos biotipos a través de NOP, para este tipo de EFBI ( $p < 0,05$ ), obteniendo una LSM de 12,44 y 13,02; respectivamente. En dicho análisis, también se obtuvo que para cada una de las categorías de NOP, las diferencias entre LSM entre ambos biotipos, fueron estadísticamente significativas ( $p < 0,05$ ). No obstante, las categorías de NOP 1 y 4 evidenciaron semejanza ( $p > 0,05$ ). La magnitud de la diferencia entre LSM, en cada categoría donde se obtuvo significancia estadística, aumentó porcentualmente de forma similar a lo que ocurrió al utilizar el modelo donde el PV se usa como denominador (pág. 37).

Se pudo evidenciar que para las vacas HNZ, la EFBI de leche corregida por energía, a través del NOP, sólo existieron diferencias estadísticamente significativas entre NOP 1 y 2, y 5 y  $\geq$  6 ( $p < 0,05$ ). Entre el NOP 2 y 3, 3 y 4, y 4 y 5, no se pudo demostrar dichas diferencias ( $p > 0,05$ ). Este último resultado, es concordante a lo encontrado para el modelo anterior (pág. 37). Análogamente, en la CRUZA también se halló que sólo entre el primer y segundo parto existieron diferencias significativas ( $p < 0,05$ ) (Figura 10).

Figura 10. Medias mínimas cuadráticas de EFBI (kg ECM kg PV<sup>0,75(-1)</sup>), medida como leche corregida por energía, por lactancia, para HNZ y CRUZA a través de número ordinal de parto, estimada usando el peso metabólico postparto como denominador.



\* Indican diferencias estadísticamente significativas dentro de NOP, entre ambos biotipos ( $p < 0,05$ ).

\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo CRUZA ( $p < 0,05$ ).

\*\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo HNZ ( $p < 0,05$ ).

## 2.5. Eficiencia biológica, para sólidos en leche, corregido por otros factores ambientales

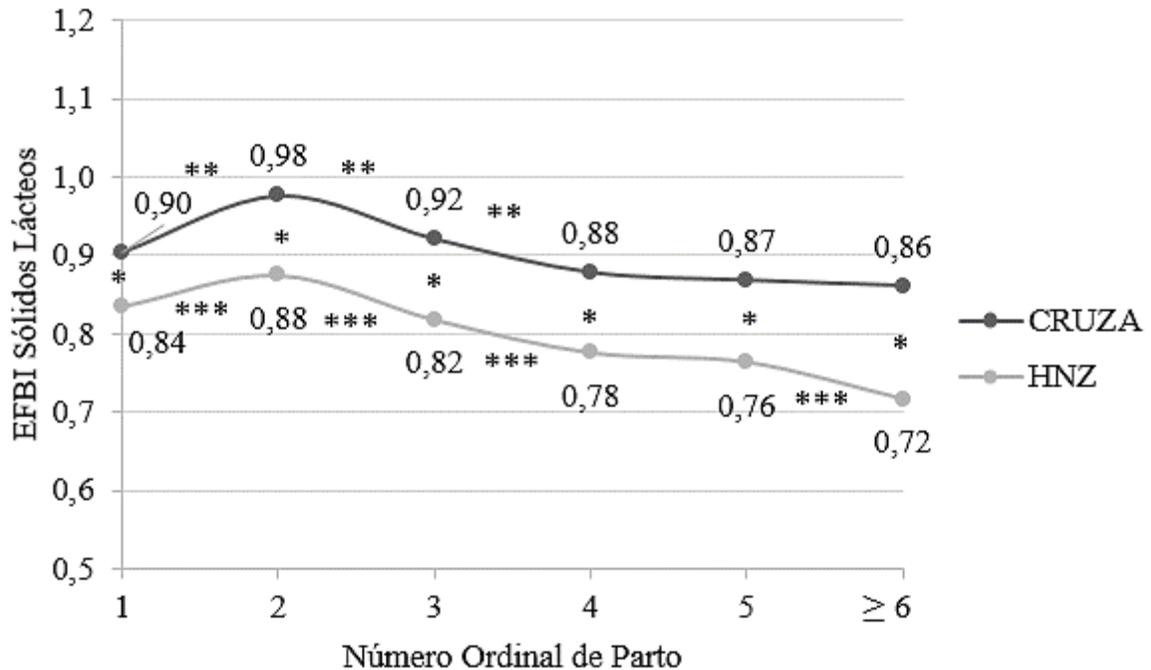
### 2.5.1. EFBI para sólidos en leche, estimada usando el peso vivo postparto como denominador

El modelo utilizado para analizar los factores que afectaron la EFBI para sólidos en leche, resultó significativo ( $p < 0,05$ ); alcanzando un  $R^2$  de 0,64. Todos los factores incluidos en este modelo matemático mostraron un efecto significativo sobre dicha variable ( $p < 0,05$ ): LAC, NOP, MES, GEN, interacción GEN-NOP y la covariable de producción PLL.

Al analizar las LSM, según el parámetro de EFBI para sólidos en leche (por lactancia), se evidenciaron diferencias significativas entre vacas HNZ y CRUZA ( $p < 0,05$ ), obteniendo para cada una de ellas, una LSM de 0,84 y 0,90; respectivamente. Esto indicaría que las vacas CRUZA serían un 12,9% más eficiente biológicamente comparada con las HNZ. Además, se lograron diferencias significativas entre esta EFBI, en ambos biotipos, para cada uno de los niveles de NOP ( $p < 0,05$ ). Sin embargo, la magnitud de la diferencia porcentual entre LSM, en cada categoría, aumentó desde el primer al segundo parto (47,2%). Posteriormente, se

mantuvo un aumento leve entre el segundo y tercer parto (1,6%). Esta magnitud disminuyó en un 2,8% entre el NOP 3 y 4. Consecutivamente volvió a evidenciar un aumento de un 2,8%, entre el NOP 4 y 5, y un 39,2%, entre el NOP 5 y  $\geq 6$  (Figura 11).

Figura 11. Medias mínimas cuadráticas de la EFBI (kg MS kg PV<sup>-1</sup>), medido como sólidos en leche por lactancia, para HNZ y CRUZA a través de su número ordinal de parto, estimada usando el peso vivo postparto como denominador.



\* Indican diferencias estadísticamente significativas dentro de NOP, entre ambos biotipos ( $p < 0,05$ ).

\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo CRUZA ( $p < 0,05$ ).

\*\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo HNZ ( $p < 0,05$ ).

Junto con ello, se evaluó esta EFBI con el avance del NOP, donde existieron diferencias significativas para las vacas HNZ, entre las categorías de NOP 1 y 2, 2 y 3, 3 y 4, y 5 y  $\geq 6$  ( $p < 0,05$ ). Sólo entre NOP 4 y 5 fueron similares ( $p > 0,05$ ). Asimismo, desde el segundo parto en adelante, existió una disminución porcentual de esta EFBI de sólidos lácteos. A pesar que del NOP 1 al 2, la magnitud de diferencia porcentual entre LSM fue en aumento (Figura 11).

Análogamente, en las vacas CRUZA se comprobó la diferencia entre NOP 1 y 2, 2 y 3, y 3 y 4 ( $p < 0,05$ ). Para este biotipo, la EFBI de sólidos lácteos fue similar entre el NOP 4 y 5, y 5 y  $\geq 6$  ( $p > 0,05$ ). Además, se apreció un aumento de la magnitud porcentual de diferencia entre LSM, desde el NOP 1 al 2. Posteriormente disminuyó del tercer parto en adelante (Figura 11).

Esta misma tendencia fue evidenciada hasta NOP 3 para la EFBI de proteína láctea y la EFBI de materia grasa ( $p < 0,05$ ). Sin embargo, para ambas eficiencias, la mayoría de las relaciones de NOP, desde el cuarto parto en adelante, fueron similares ( $p > 0,05$ ).

### **2.5.2. EFBI para sólidos en leche, estimada usando el peso metabólico postparto como denominador**

Al igual que el modelo anterior, este modelo también fue significativo ( $p < 0,05$ ), alcanzando un  $R^2$  de 0,72. Dicho coeficiente de determinación, indicaría un 8% más de ajuste de este modelo dado que se usó el  $PV^{0,75}$  en el denominador de la fórmula que estimó esta EFBI.

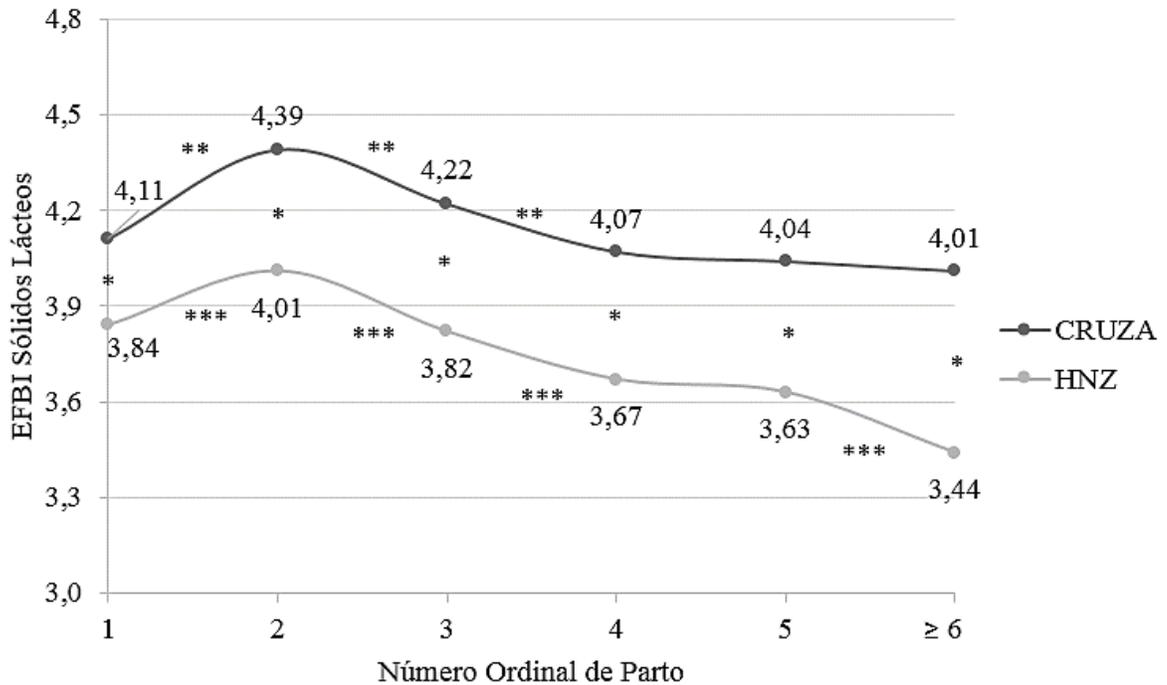
El modelo de esta EFBI fue afectado significativamente por los factores LAC, NOP, MES, GEN, la interacción GEN-NOP y la covariable PLL.

Al analizar las LSM entre biotipos para este modelo, se obtuvo diferencias significativas entre las vacas HNZ y CRUZA ( $p < 0,05$ ), obteniendo una LSM de 3,74 y 4,11; respectivamente. En este análisis, también se obtuvo que para cada una de las categorías de NOP, las diferencias entre LSM de EFBI de sólidos en leche de los biotipos fueron estadísticamente significativas ( $p < 0,05$ ). La magnitud de la diferencia entre LSM, en cada categoría, se acrecentó porcentualmente similarmente a cuando se utiliza el PV como denominador (Figura 11).

Este tipo de EFBI en vacas HNZ, alcanzó diferencias significativas entre las categorías de NOP 1 y 2, 2 y 3, 3 y 4, y 5 y  $\geq 6$  ( $p < 0,05$ ). Sólo entre NOP 4 y 5 no se logró diferencias ( $p > 0,05$ ), al igual que en el modelo anterior (pág. 40).

Asimismo, en la CRUZA sólo se comprobó la diferencia entre el primer y segundo parto, entre el segundo y el tercero, y entre éste y el cuarto parto ( $p < 0,05$ ). Para este biotipo, la EFBI de sólidos en leche fueron similares entre el NOP 4 y 5, y del quinto parto en adelante ( $p > 0,05$ ). Los resultados de ambos biotipos lecheros fueron semejantes al modelo anterior (pág. 40), obteniendo en los mismos intervalos de NOP, similares diferencias ( $p < 0,05$ ).

Figura 12. Medias mínimas cuadráticas de EFBI (kg MS kg PV<sup>0,75(-1)</sup>), medida como sólidos en leche por lactancia, para HNZ y CRUZA a través de número ordinal de parto, estimada usando el peso metabólico postparto como denominador.



\* Indican diferencias estadísticamente significativas dentro de NOP, entre ambos biotipos ( $p < 0,05$ ).

\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo CRUZA ( $p < 0,05$ ).

\*\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo HNZ ( $p < 0,05$ ).

### 3. Eficiencia económica, corregido por otros factores ambientales

#### 3.1. Relación entre la eficiencia económica, estimada usando el peso vivo postparto como denominador y corregida por otros factores ambientales

El modelo utilizado para analizar los factores que afectarían esta relación de eficiencia económica (EFEC), resultó significativo ( $p < 0,05$ ); alcanzando un  $R^2$  de 0,39. Todos los factores incluidos en dicho modelo mostraron un efecto significativo sobre esta variable ( $p < 0,05$ ): LAC, NOP, MES, GEN y la interacción GEN-NOP ( $p < 0,05$ ).

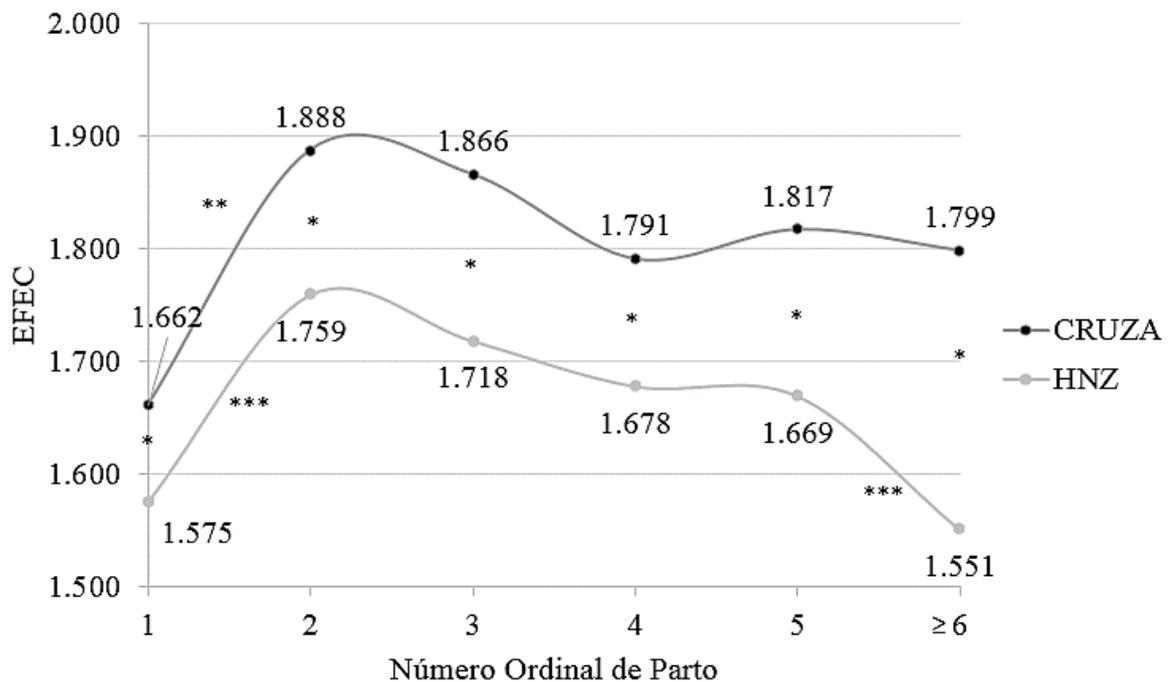
En este modelo matemático, se obtuvieron diferencias significativas al analizar las LSM, entre los biotipos HNZ y CRUZA ( $p < 0,05$ ), siendo estas 1.658,6 y 1.803,7; respectivamente. Esto evidenciaría que la CRUZA es un 8,7% más eficiente económicamente al considerar una pauta de pago actual para la producción lechera de partos de primavera, analizada en base a una lactancia completa.

En la Figura 13, el análisis de EFEC también logró evidenciar que para cada una de las categorías de NOP, las diferencias entre las EFEC, relacionada con los PV de los biotipos, fueron estadísticamente significativas ( $p < 0,05$ ). La magnitud de estas diferencias, arrojó que entre NOP 1 y 2, y 2 y 3, la diferencias porcentuales aumentaron en un 37,1 y 24,6%;

respectivamente. Del tercer al cuarto parto, esta magnitud, aunque siempre positiva para la CRUZA, disminuyó en un 23,4%. Posteriormente, aumentó desde el NOP 4 al 5 (30,7%), y del quinto parto en adelante (67,7%).

Para este modelo, el biotipo con mayor EFEC es la CRUZA, según los resultados antes mencionados de comparación de LSM. Hay que considerar que la magnitud de la diferencia del quinto parto en adelante es considerablemente elevada (Figura 13).

Figura 13. Medias mínimas cuadráticas de la EFEC por lactancia (LBE  $\text{kg}^{-1}$ ), para HNZ y CRUZA a través de número ordinal de parto, estimada usando el peso vivo postparto como denominador.



\* Indican diferencias estadísticamente significativas dentro de NOP, entre ambos biotipos ( $p < 0,05$ ).

\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo CRUZA ( $p < 0,05$ ).

\*\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo HNZ ( $p < 0,05$ ).

Para cada uno de los biotipos, al analizar lo sucedido en la EFEC, según el PV, a través del NOP, se pudo apreciar que las HNZ, sólo entre las categorías de NOP 1 y 2, y 5 y  $\geq 6$ , fueron estadísticamente diferentes ( $p < 0,05$ ). Es por ello que desde el segundo al cuarto parto, no se lograron obtener diferencias significativas en las siguientes categorías ( $p > 0,05$ ): NOP 2 y 3, NOP 3 y 4, y NOP 4 y 5 (Figura 13).

Análogamente, en la CRUZA, sólo se comprobó la diferencia entre NOP 1 y 2 ( $p < 0,05$ ), mientras que la EFEC fueron similares desde el segundo parto en adelante ( $p > 0,05$ ): NOP 2 y 3, NOP 3 y 4, NOP 4 y 5, y NOP 5 y  $\geq 6$  (Figura 13).

### **3.2 Relación entre la eficiencia económica, estimada usando el peso metabólico postparto como denominador, corregida por otros factores ambientales**

Igual como se apreció en el modelo anterior, en el presente modelo de análisis para los factores que afectarían la relación de EFEC con el  $PV^{0,75}$ , también fue significativo ( $p < 0,05$ ), obteniendo un  $R^2$  de 0,41. Dicho coeficiente de determinación revelaría sólo una mejora de un 2% de ajuste en este tipo de EFEC, al compararla con el modelo anterior.

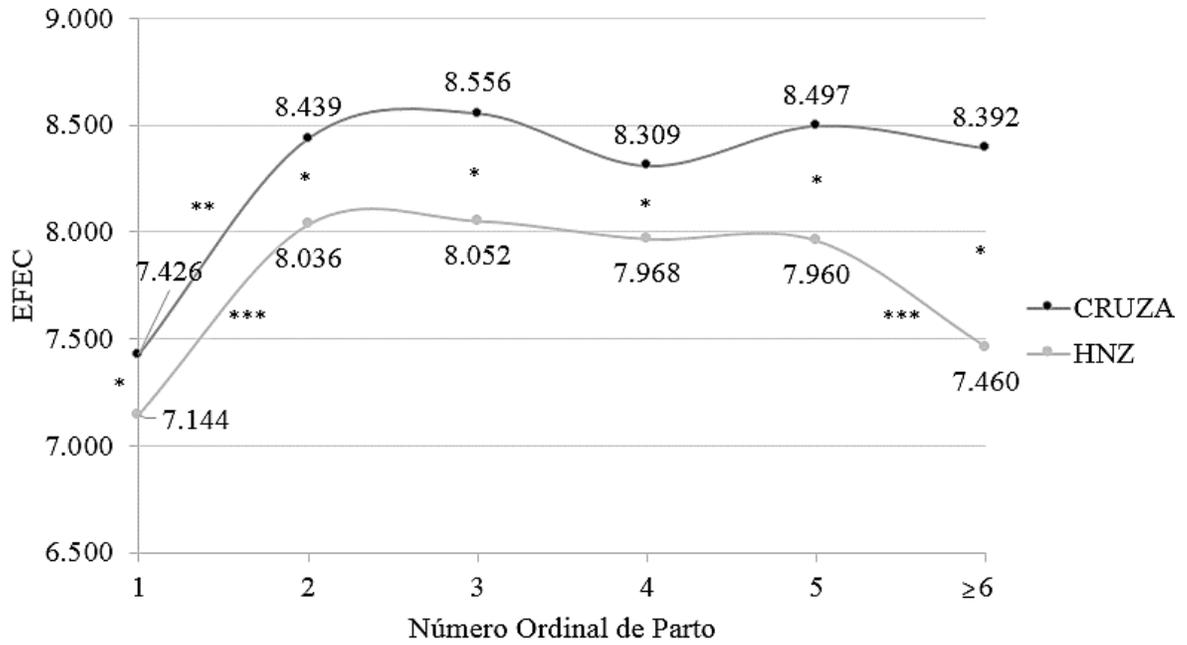
Este modelo también fue afectado de manera significativa por los factores LAC, NOP, MES, GEN y la interacción GEN-NOP ( $p < 0,05$ ).

Al examinar las LSM para este modelo (Figura 14), se obtuvo diferencias significativas entre las vacas HNZ y CRUZA ( $p < 0,05$ ), obteniendo una LSM de 7.770,1 y 8.269,9; respectivamente. En dicho análisis, también se obtuvo que para cada una de las categorías de NOP, las diferencias entre LSM de los biotipos fueron estadísticamente significativas ( $p < 0,05$ ). La magnitud de las diferencias entre LSM en cada categoría, tuvo una tendencia similar al modelo anterior (pág. 43).

Se pudo evidenciar que la EFEC según el  $PV^{0,75}$  de las vacas HNZ a través de NOP, al igual que en el modelo anteriormente expuesto, entre las categorías de NOP 1 y 2, 5 y  $\geq 6$ , se logró diferencias significativas ( $p < 0,05$ ). No obstante, entre el NOP 2 y 3, 3 y 4, y 4 y 5, no existieron diferencias plausibles estadísticamente ( $p > 0,05$ ), resultado equivalente a lo encontrado para el modelo donde el PV se utilizó como denominador (pág. 43).

Análogamente, en la CRUZA sólo se comprobó la diferencia entre el primer y segundo parto ( $p < 0,05$ ). Para este biotipo, la EFEC fue semejante entre las restantes relaciones entre NOP ( $p > 0,05$ ): 2 y 3, 3 y 4, 4 y 5, como del quinto parto en adelante (Figura 14). De igual manera, estos últimos resultados, fueron similares al modelo anterior (pág. 43).

Figura 14. Medias mínimas cuadráticas de EFEC por lactancia (LBE  $\text{kg}^{-1}$ ), para HNZ y CRUZA a través de número ordinal de parto, estimada usando el peso metabólico postparto como denominador.



\* Indican diferencias estadísticamente significativas dentro de NOP, entre ambos biotipos ( $p < 0,05$ ).

\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo CRUZA ( $p < 0,05$ ).

\*\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo HNZ ( $p < 0,05$ ).

## Discusión

### Relación entre variables de peso vivo, considerando algunos factores ambientales

Las relaciones expuestas para el modelo 1, indicarían que el porcentaje de incremento de PV con el transcurso del NOP (desde el 1 al  $\geq 6$ ), para las vacas HNZ y CRUZA (25 y 17,7%; respectivamente) (Figura 1), serían similares a lo obtenido por Sieber *et al.*, (1988). Estos autores lograron evidenciar, de una base de datos de 1.898 lactancias en vacas “Holstein”, que a medida que transcurría el NOP (desde el 1 al  $\geq 5$ ), estos animales ganaban un 28% de su peso inicial.

Al igual que en este estudio, en los trabajos de Horan *et al.* (2005) y Roche *et al.* (2007), el efecto del NOP (del 1 a 3, y del 1 al  $\geq 5$ , respectivamente) fue significativo ( $p < 0,05$ ). Análogamente, al analizar los efectos que tendría la interacción raza y peso vivo, sólo se hallaron datos en vacas primíparas presentados en Nueva Zelanda por Mackle *et al.* (1996). En aquel trabajo, se evaluaron vacas “Friesian” ( $n = 16$ ) y “Jersey” ( $n = 16$ ), divididas en pesadas y livianas, donde obtuvieron los siguientes pesos postparto (kg): 404 y 354 (“Friesian”), y 334 y 277 (“Jersey”). Al comparar dichos resultados con los obtenidos en el presente estudio, se aprecia aquí que ambos biotipos analizados en NOP 1 (Figura 1), se comportarían como vacas pesadas (HNZ: 429 kg, CRUZA: 406,8 kg). Sin embargo, las ganancias de peso en esta etapa serían difíciles de interpretar, ya que al ser vacas de dos años de edad, o de primer parto, aún no habrían alcanzado su madurez corporal, siendo complejo poder distinguir entre ganancia de peso y reposición de reservas grasas. Pese a ello, Holmes *et al.* (2002) señala que muchas de las posibles diferencias entre razas lecheras, tanto en requerimientos nutricionales, carga animal y productividad por unidad de superficie, se explicarían por diferencias en los pesos vivos de las vacas.

En Chile, también se han realizado estudios que investiguen el peso de estos biotipos en vacas primíparas. González *et al.* (2005), investigando 47 vacas primíparas, 23 “Frisón Negro” y 24 F1 (“Frisón Negro - Jersey”), identificaron que las vacas F1 fueron menos pesadas que las de raza pura, en 45 kg ( $p < 0,05$ ). Mientras que en relación al estudio de vacas adultas, Mella (2009), estudiando 16 vacas de  $\geq 4$  NOP, 8 “Holstein Neozelandés” y 8 F1 (0,5 “Jersey” - 0,5 “Holstein Neozelandés”), obtuvieron que el peso vivo y metabólico de los animales mestizos fue significativamente inferior respecto al “Holstein Neozelandés” ( $p < 0,05$ ). Como era previsto según los autores de ambos trabajos, el cruzamiento con “Jersey” generó una disminución del peso vivo de un 12%, sin que existiera una respuesta adversa en la producción.

Pese a que en el presente trabajo se evaluaron como vacas CRUZA, a todas las que poseían un 12,5% o más de raza Jersey, las diferencias en las LSM de PV para HNZ y CRUZA fueron de un 7,9% (pág. 25). Este resultado sería porcentualmente menor a lo evidenciado por González *et al.* (2005) y Mella (2009), así como por lo obtenido en Irlanda por Prendiville *et al.* (2009), donde se alcanzó una magnitud de 11,2% entre vacas “Holstein” y su F1 con “Jersey”.

Autores que han estudiado la raza Jersey y su influencia sobre el peso vivo (González *et al.*, 2005; Mella, 2009; Prendiville *et al.*, 2009), concluyen que la incorporación de esta raza disminuiría el peso vivo de los animales, y en consecuencia, sus posibles requerimientos de mantención. Lo cual, se podría considerar para caracterizar de alguna manera el GEN CRUZA analizado en este trabajo.

En el presente trabajo, el promedio de PV para la CRUZA (Cuadro 3), fue un 16,7% menor que lo obtenido en el estudio de Horan *et al.* (2005), donde el peso postparto promedio fue de 511 kg. Mientras que Roche *et al.* (2007), analizando 2.500 lactancias de vacas “Holstein” en Nueva Zelanda, obtuvieron un peso postparto promedio de 390 kg, casi 90 kg menos que lo obtenido en este estudio para HNZ (Cuadro 2).

Los pesos vivos en promedio informados en Nueva Zelanda por LIC (2013), son similares a los obtenidos en este trabajo. Desde el NOP 1 al +10, fueron 468 kg para las vacas “Holstein” y 434 kg para las vacas mestizas (0,812 Holstein Friesian – 0,125 Jersey – 0,063 Ayrshire). Considerando que las vacas CRUZA informadas en el presente trabajo, poseían desde un 12,5% de genética “Jersey”, se podría colegir que la diferencia dada entre vacas de raza Holstein y las vacas mestizas de LIC (2013) (7,8%), serían similares a lo obtenido en esta investigación entre HNZ y CRUZA (7,9%) (pág. 25).

Hay que tener presente que la mayoría de las publicaciones relacionadas con las variables de peso vivo, analizan los datos de peso vivo y metabólico obtenidos dentro de un corto periodo de tiempo, y en su mayoría son de estaciones experimentales universitarias con pocos animales. Sin embargo, en este estudio observacional, los datos fueron obtenidos en un periodo de 18 años de registros en un mismo establecimiento, con 166 lactancias/año. Por lo que sería interesante realizar en el futuro un estudio donde se pudiese identificar las vacas que maximicen su producción (kg) por unidad de peso vivo. Así como también, poder realizar un estudio donde además, se añadiera la información de condición corporal y cambio de peso vivo en una lactancia completa, para de esta forma, poder evaluar la influencia de dichos factores actualmente no analizados.

### **Relación entre EFBI, corregido por otros factores ambientales**

Se utilizaron 5 relaciones para poder cuantificar la EFBI entre GEN (Modelo 2). Complementariamente, a modo de poder evidenciar algún tipo de diferencia que sólo se debiese a la producción cruda por vaca, se realizaron diferentes análisis estadísticos con el fin de poder apreciar de mejor manera los resultados antes expuestos (Anexos 3, 5, 7, 9, 10 y 12).

El hecho de utilizar el PV dentro de este indicador de EFBI, está asociado a que en la literatura se han encontrado correlaciones moderadas entre producción de leche y peso vivo ( $r = 0,54$ ;  $p < 0,05$ ), y una débil correlación entre peso vivo y producción de sólidos lácteos ( $r = 0,30$ ;  $p < 0,001$ ) (Prendiville *et al.*, 2009). Por ello, es posible especular que vacas que tengan un peso vivo similar, no necesariamente produzcan la misma cantidad de leche y sólidos lácteos.

Al evaluar las variables productivas, estimadas usando el PV como denominador, se apreció que en ambos biotipos (HNZ y CRUZA), la cima de estas relaciones de EFBI por vaca, se consiguió al segundo parto (Figuras 3, 4, 5, 6, 7, 9, 11 y 12). González *et al.* (2005), estudiando las producciones de leche y sólidos lácteos, en base diaria por unidad de peso vivo, lograron diferencias significativas en favor del F1 ( $p \leq 0,05$ ).

Sin embargo, al calcular las variables productivas sin utilizar el PV como denominador, las producciones crudas de leche y materia grasa, por lactancia, hasta el NOP  $\geq 6$ , seguían aumentando (Anexos 4 y 8). Estos resultados son concordantes con los obtenidos por Sieber *et al.* (1988), quienes obtuvieron diferencias significativas en las cantidades promedio de las variables productivas kg leche y kg grasa ( $p \leq 0,05$ ), en donde las vacas de un tamaño más grandes o más pesadas tendieron a producir más que las de menor tamaño. Al igual que lo descrito por LIC (2013), donde el rendimiento productivo llegó al tope en el quinto parto, tanto para las vacas “Holstein” y la cruce con “Jersey”. Pese a ello, en este trabajo, las producciones crudas de proteína láctea y sólidos en leche por lactancia, se mantuvieron similares del segundo parto en adelante, para HNZ y CRUZA (Anexos 6 y 11).

Análogo a esto, en el presente trabajo se obtuvo que la CRUZA demostró ser más eficientes biológicamente que la HNZ, en todas las relaciones de EFBI analizadas (Figuras 3 al 12). Sin embargo, estas últimas producirían más kg de PLL que kg de G por animal (Anexos 4 y 8). Estos resultados son diferentes a los obtenidos por Mella (2009), quien infiere que la producción de leche tendería a ser similar en ambos biotipos (HNZ y F1). Sin embargo, si se expresa dicha productividad por unidad de peso vivo, el F1 sería más eficiente que el “Holstein Neozelandés” (Mella, 2009). Dicha productividad es posible evidenciarla en la CRUZA, en todas las relaciones de EFBI analizadas (Figuras 3 al 12).

En el presente estudio, las LSM de PLL cruda, aunque significativas, sólo lograron un 3,3% promedio de diferencia en favor de las vacas HNZ vs CRUZA (Anexo 3). Mientras que Prendiville *et al.* (2009), obtuvo que el rendimiento lácteo fue un 9,6% mayor en las “Holstein” que en las mestizas de éstas con la raza Jersey (F1).

En relación a los sólidos lácteos, Grainger y Goddard (2004), estudiando “8 salidas de 11 estudios”, revelaron que las vacas “Jersey” obtuvieron en promedio un 23% más de sólidos lácteos por unidad de peso vivo comparada con las vacas “Holstein”. Igualmente, Auld *et al.* (2007), demostró que las vacas F1 (“Jersey - Holstein”) poseían una menor producción de leche pero con mayores contenidos lácteos comparada con “Holstein” puro. Asimismo, en el trabajo de Prendiville *et al.* (2009), se pudo evidenciar la tendencia de que el F1 producía más sólidos lácteos (1,41 kg/d) comparado con el “Holstein” ( $p \leq 0,05$ ).

Estas investigaciones contribuirían a vislumbrar lo sucedido en el presente trabajo en las vacas CRUZA, ya que en relación a la producción cruda de G, P y MS, la CRUZA fue significativamente mayor al HNZ, pero porcentualmente no superó un 4% (Anexos 7, 5 y 11, respectivamente).

Sin embargo, los resultados de producción de MS, en donde la CRUZA fue significativamente mayor que HNZ a lo largo del transcurso del NOP (Anexo 10 y 11), fue diferente a lo obtenido por Ferris *et al.* (2012). En dicha investigación, se analizaron 11

predios en Irlanda (192 “Holstein”, 189 “Holstein-Jersey”), y obtuvieron resultados similares a Prendiville *et al.* (2009). Concluyendo estos autores, que el efecto promedio de la producción de materia grasa más proteína láctea no fuese diferente entre ambos biotipos (“Holstein” y cruza con “Jersey”) para NOP 1, 2 y 4, mientras que para NOP 3, esto fue más bajo para las vacas mestizas. El resultado de Prendiville *et al.* (2009) sobre los promedios de sólidos lácteos, serían similares a lo obtenido en una investigación nacional donde se utilizaron 20 vacas adultas (“Holstein Neozelandés”, y F1 con “Jersey”) por López (2009).

Estas diferencias entre el transcurso del NOP y las PLL crudas dadas en este trabajo (Anexo 3 y 4), podría deberse a un mayor largo de lactancia de las vacas HNZ (González *et al.*, 2005). En Irlanda (Ferris *et al.*, 2012), evidenciaron que las “Holstein” tuvieron mayor producción de leche por lactancia que las mestizas con “Jersey”, desde NOP 1 al 4, produciendo en promedio 794 kg más por lactancia, aunque el promedio por lactancia fue mayor en las vacas “Holstein” por 9 días. En el presente estudio, la diferencia de producción de leche por lactancia entre vacas HNZ y CRUZA fue menor (LSM: 16,6 kg) (Anexo 3). Sin embargo, hay que tener presente que en los análisis realizados dentro de este estudio, no se incorporó como factor ambiental dentro del modelo estadístico, los días en lactancia.

Al analizar las eficiencias biológicas obtenidas por Mella (2009), expresadas en términos energéticos de producto por unidad de peso vivo y metabólico, exceptuando la producción diaria de leche sin corregir, resultaron ser diferentes entre ambos biotipos. Situación similar a lo ocurrido en este trabajo, donde todas las EFBI obtenidas como producto crudo por lactancia (Anexos 3 al 11), donde se utilizó el PV como denominador (Figuras 3, 5, 7, 9 y 11), así como también en función de su  $PV^{0.75}$  (Figuras 4, 6, 8, 10 y 12), fueron estadísticamente diferentes para ambos GEN estudiados ( $p < 0,05$ ).

Al comparar los resultados de esta tesis, con los reportados por LIC (2013), se pudo colegir que la producción de leche fue un 12,3% superior en las vacas Holstein, muy por encima a las diferencias obtenidas en este trabajo tanto en la EFBI como en el análisis de producción cruda por vaca (Figura 3 y Anexo 3, respectivamente). Sin embargo, al analizar la producción de leche por kg de peso vivo, esta diferencia disminuyó sólo a un 3,3% en favor de la “Holstein”. Ello, contrasta con lo obtenido en este trabajo, donde las diferencias fueron de un 5,9% (pág. 29).

En dicho informe (LIC, 2013) el contenido de materia grasa fue similar en ambos biotipos, situación contraria a lo observado con los datos utilizados en la presente investigación (Anexo 7). Al igual que lo obtenido para la EFBI de ambos biotipos, las cuales fueron estadísticamente diferentes (pág. 34).

Y en relación a la proteína láctea, los antecedentes recopilados por LIC (2013) indican que las vacas “Holstein” producían un 5,4% más por vaca, mientras que al evaluar dichos datos por kg de peso vivo, se obtuvo una diferencia de 3,3% en favor de las mestizas. Esto último sería porcentualmente menor a lo obtenido en la presente tesis (10,3%; pág. 31).

Los resultados obtenidos de EFBI de leche corregida por energía (ECM, pág. 37), podrían interpretarse en base a la explicación dada por González *et al.* (2005). Dichos autores señalan que la alta eficiencia biológica obtenida por el F1 se debería a las diferencias en las vías de

utilización de la energía metabolizable. Del mismo modo, Prendiville *et al.* (2009), obtuvieron que la eficiencia productiva basada en el consumo de energía por sólidos lácteos fue más favorable para el F1, comparada con las vacas “Holstein”. Mientras que en una investigación nacional, López (2009) observó diferencias significativas en la valoración energética evaluada por kg de leche en favor de las vacas cruce *vs* “Holstein Neozelandés”. Sin embargo, actualmente no existe información que relacione la ECM con el peso vivo como tal.

De las investigaciones anteriormente expuestas, hay que tener presente que no se encontró información que hubiese abordado la temática de eficiencia biológica como producto por unidad de peso vivo. Pese a ello, en esta discusión se intentó dar una explicación lícita para poder entender los resultados desde otros puntos de vista. Debido a que, la mayoría de los trabajos citados analizó al biotipo “Holstein” con su F1 (del cruzamiento con la raza Jersey), el cual posee un 50% de cada individuo de la generación parental. Por lo que es probable pensar que dichos resultados estén sobreestimando lo obtenido para el GEN CRUZA analizado en esta tesis. Ya que, la contribución genética de las vacas CRUZA, fue a partir de un 12,5% de “Jersey”, porcentaje que utiliza Nueva Zelanda para indicar que es una vaca mestiza (LIC, 2013).

Es por ello que este trabajo deja ciertas inquietudes al lector, como por ejemplo, poder realizar en el futuro un análisis de eficiencia biológica, midiendo el consumo de materia seca en vacas con diferentes porcentajes de incorporación de la raza Jersey, o generar una nueva base de datos que incluya consumos promedios anuales para cada biotipo, así como distinguir en grupos experimentales si posibles diferencias en el consumo de materia seca influirían en el peso vivo postparto. De igual forma, se podrían segregar vacas pesadas y livianas, para cada biotipo en particular, y ver el porcentaje de influencia en la productividad a pastoreo, según su biotipo o peso vivo.

Sin dudas, es posible apreciar que con este estudio observacional, aún falta por conocer que influencia tendría el peso vivo sobre la productividad de los biotipos analizados en un momento dado. Evaluando por ejemplo, si es el peso vivo al NOP 1, el peso postparto o el cambio de peso vivo, el que podría intervenir de mejor manera como un indicador para la productividad del ganado.

### **Relación entre EFEC, corregido por otros factores ambientales**

En relación a la EFEC, caracterizada en litros base equivalente (LBE) y relacionada por kg de PV (pág. 43), no existirían investigaciones nacionales al respecto que avalen o contradigan los resultados obtenidos en este estudio, ni tampoco cuando se relaciona dicha productividad con las actuales pautas de pago nacionales (Modelo 3). Pese a ello, González *et al.* (2005), al analizar los antecedentes de porcentaje de materia grasa, proteína y sólidos lácteos, concluyeron que el potencial de utilización de la raza Jersey se podría corroborar en sistemas de pago basados en estos productos. Sin embargo, la respuesta económica esperada sería mayor, en aquellos que otorgasen una ponderación negativa al volumen de leche, como ocurre en Nueva Zelanda, uno de los principales países exportadores a nivel mundial. En este país, la mayor parte de la producción lechera es exportada (95%), donde los principales productos comercializados son leche en polvo, mantequilla y queso (LIC, 2013). En Chile, el año 2014, el mayor porcentaje de exportación de productos lácteos se basó en leche en polvo (Entera: 33,3%; Descremada: 3,1%), la cual durante los primeros diez meses de 2014 llegó a cerca de USD 249 millones, representando un alza de 20% respecto a lo registrado en 2013 (ODEPA, 2014)

En Nueva Zelanda, Pryce (2007) realizando un análisis económico en granjas lecheras, señaló que existirían dos aspectos relevantes de los ingresos por concepto de peso vivo, dados por la producción de carne y los costos de alimentación, los cuales no están analizados en este estudio. Mientras que Ferris *et al.* (2012), realizando una comparación de rendimiento económico de vacas “Holstein” y cruza con la raza Jersey, en Irlanda, obtuvieron que en promedio las vacas cruza con “Jersey” generaron un mayor margen y ganancia que las “Holstein” (39 €/vaca/año).

En este estudio, los resultados obtenidos según LBE mediante ponderaciones basadas en una pauta de pago nacional (pág. 20), acorde a las condiciones económicas nacionales para la producción lechera de partos de primavera, mostrarían que, utilizando el PV como denominador, las vacas CRUZA poseerían una mayor EFEC por lactancia que las HNZ (Fig. 13), dando como resultado un 8,7% de diferencia. Sin embargo, al evaluar sólo LBE como variable dependiente, sin relacionarlo con el PV o  $PV^{0,75}$  de los animales (Anexo 12), se pudo apreciar que el efecto GEN no tuvo diferencias significativas en el modelo ( $p > 0,05$ ). Obteniendo incluso una mayor LSM las HNZ, al compararlas con la CRUZA (0,4%) (Anexo 12). Esto podría estar dado por las posibles diferencias en días de lactancia entre ambas razas o más indudablemente por una producción de leche cruda por lactancia más elevada en las HNZ (Anexo 3).

Lo anterior se logró apreciar al analizar el producto crudo por vaca, donde las diferencias en kg para PLL de las HNZ (Anexo 3), con respecto a la CRUZA fue de un 3,3% ( $p < 0,05$ ). Sin embargo, a pesar de la alta ponderación en las pautas de pago nacionales de la proteína láctea y materia grasa (Anexos 1 y 13), al analizar la EFBI sólo utilizando el producto crudo por vaca como variable dependiente, se pudo estimar que la P (Anexo 5), G (Anexo 7) y los MS (Anexo 10), fueron significativamente mayores en las vacas CRUZA que en las HNZ, con diferencias de 1,7; 2,5 y 4%, respectivamente ( $p < 0,05$ ).

Esto podría ser explicado con lo sugerido por Sieber *et al.* (1988) en sus resultados, donde señala que las vacas más grandes pueden tener rendimientos más altos, quizás a expensas de la eficiencia de la alimentación y rentabilidad. Asimismo, se podría pensar que las vacas HNZ al poseer un mayor volumen de leche, compensarían las diferencias de los componentes producidos por unidad animal, al comparar los resultados con los de la CRUZA.

Desde 2012 a la fecha, algunas industrias lácteas nacionales han modificado su pauta de pago, rebajando el porcentaje mínimo de proteína sobre el cual se bonifica y/o disminuyendo el precio base de volumen de leche, la cual se puede evidenciar en la última pauta de pago de PROLESUR para la Región de los Lagos (Anexo 13). Esto debido a que la tendencia a nivel mundial como país exportador es obtener una mayor concentración de sólidos lácteos. Por ello, los resultados obtenidos en este estudio también podrían explicarse por la ponderación generada en la pauta de pago utilizada en este análisis (Anexo 1), debido a que cada industria nacional tiene su propia pauta de pago al productor, donde la valoración que los sólidos lácteos y/o el volumen de leche, pudiesen ser diferentes, ya que modificaría la ecuación de LBE. Es por ello que sería interesante que fuese materia de otras investigaciones el analizar lo que sucedería en este escenario, pero empleando pautas de pago distintas a la utilizada en esta tesis.

Actualmente, en Chile se destina alrededor del 50% de la recepción industrial a la producción de leche en polvo (Consortio Lechero, 2011). Para generar proyección como país exportador de lácteos, el Ministerio de Agricultura en conjunto con productores, industria, empresas de servicios y entidades tecnológicas, elaboraron diferentes propuestas para la cadena de leche bovina, donde una de las principales acciones para lograr dicha proyección hacia los próximos años, tiene que ver con incrementar los niveles de productividad, aumentando la masa ganadera, y siendo sustentable con la producción por hectárea de forraje, fortaleciendo el mejoramiento de praderas (ODEPA, 2005). El Consortio Lechero también generó un plan de acción 2014-2017 (Oltra, 2014)<sup>1</sup>, cuyo fin es propender a un tipo de ganado que responda de mejor forma a las nuevas exigencias del mercado, teniendo como meta establecida para el 2020 en la zona sur, el aumento en el contenido de sólidos de 7,1 a 7,6%, con el fin de fortalecer el potencial exportador de productos pecuarios.

Sin embargo, pese a la actual situación nacional mencionada anteriormente, la EFEC analizada en este trabajo reflejaría una mayor productividad económica sólo cuando es analizada en base a kg de PV y PV<sup>0,75</sup> (Figura 13 y 14, respectivamente). Y por lo tanto, al uso productivo de animales de menor tamaño en los sistemas pastoriles. Dichos animales serían requeridos como meta económica, con el fin de generar una mayor sustentabilidad de los sistemas productivos que tienen como base las praderas.

Por otra parte, sería atractivo poder evaluar a futuro que sucedería si se utiliza un solo biotipo lechero, pero caracterizando a las vacas entre pesadas o livianas para el promedio de su raza en Chile.

---

<sup>1</sup> Oltra, O. 2014. Médico Veterinario. PhD. Jefe Departamento I+D Consortio Lechero (entrevista). Santiago. Chile

## Conclusiones

En relación a los factores ambientales analizados, no es posible concluir diferencias entre los biotipos (GEN) estudiados sin tener en consideración el efecto del número ordinal de parto (NOP).

Sin embargo, la eficiencia biológica (EFBI) entre ambos biotipos (GEN) calculada ya sea, en base a kg de peso vivo postparto (PV) o peso metabólico ( $PV^{0,75}$ ), proporciona en todos los parámetros productivos analizados, una ventaja productiva para las vacas mestizas “Jersey - Holstein Neozelandés” (CRUZA), al compararlas con las vacas “Holstein Neozelandés” puro (HNZ).

La eficiencia económica (EFEC) entre ambos biotipos (GEN) calculada ya sea, en base a kg de peso vivo postparto (PV) o peso metabólico ( $PV^{0,75}$ ), proporciona una ventaja económica para las vacas mestizas “Jersey - Holstein Neozelandés” (CRUZA), al compararlas con las “Holstein Neozelandés” puro (HNZ).

### Literatura Citada

- Aikman, P.; Reynolds, C. y D. Beever. 2008. Diet digestibility, rate of passage, and eating and rumination behaviour of Jersey and Holstein cows. *Journal of Dairy Science*. 91:1103-1114
- Anrique, R y L. Latrille. 2003. Análisis comparativo de sistemas nacionales y extranjeros: La lechería en Nueva Zelanda. Instituto de Investigaciones Agropecuarias (INIA) – Centro Regional de Investigación Remehue. Facultad de Agronomía. Universidad Austral de Chile. Valdivia. Seria Actas N°24.
- Auldust, M.; Pyman, M.; Grainger, C. y K. MacMillan. 2007. Comparative reproductive performance and early lactation productivity of Jersey × Holstein cows in predominantly Holstein herds in a pasture-based dairy system. *Journal of Dairy Science*. 90:4856-4862.
- Berry, D; Buckley, F.; Dillon, P.; Evans, R.; Rath, M. y R. Veerkamp. 2002. Genetic parameters for level and change of body condition score and body weight in dairy cows. *Journal of Dairy Science*. 85:2030-2039.
- Boettcher, P; Fatehi, J. y M. Schutz. 2003. Genotype × environment interactions in conventional versus pasture-based dairies in Canada. *Journal of Dairy Science*. 86:383-389.
- Cody, R. y J. Smith. 1991. Applied statistics and the SAS programming language. Elsevier Science Publishing. Amsterdam, The Netherlands, 403 p.
- Consortio Lechero. 2011. Evolución de las pautas de pago en el país y su impacto en la rentabilidad de los sistemas productivos. [Diapositivas]. Osorno, Chile.
- Coleman, J.; Berry, D.; Pierce, K.; Brennan, A. y B. Horan. 2010. Dry matter intake and feed efficiency profiles of 3 genotypes of Holstein-Friesian within pasture-based systems of milk production. *Journal of Dairy Science*. 93:4318-4331.
- Dillon, P.; Berry, D.; Evans, R.; Buckley, F. y B. Horan. 2006. Consequences of genetics selection for increased milk production in European seasonal pasture based systems of milk production. *Livestock Science*. 99:141-158.
- Ferris, C.; Vance, E.; Park, R.; Hunter, B.; Mayne, S.; Mackey, D.; Kilpatrick, D. y S. Watson. 2012. A comparison of the performance of Holstein-Friesian and Jersey crossbred cows across a range of Northern Ireland milk production systems. Proyectos: D-11-00; D-29-06; D-45-08. The Northern Ireland Agricultural Research and Development Council. *AgriSearch*. Irlanda. 36 p.
- Garrick, D. y N. López-Villalobos. 2001. Opportunities for genetic selection to increase milk quality. *Adv. Dairy Technology*. 13:187-195.

González, H.; Magofke, J. y C. Mella. 2005. Productividad, consumo y eficiencia biológica en vacas Frisón Neozelandés y F1 (Jersey-Frisón Neozelandés) paridas a fines de invierno en la X Región, Chile. *Archivos Medicina Veterinaria*. 37:1. 37-47p. [En línea]. Recuperado en:

<[http://www.scielo.cl/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0301732X2005000100006&lng=es&nrm=iso](http://www.scielo.cl/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0301732X2005000100006&lng=es&nrm=iso)> Consultado el 10 de mayo del 2013.

Grainger, C. y M. Goddard. 2004. A review of the effects of dairy breed on feed conversion efficiency: An opportunity lost? *Animal Production in Australia*. 25:77-80.

Gutiérrez, C. 2006. Eficiencia biológica del Frisón Neozelandés (FN) y del F<sub>1</sub> (*jersey x frisón neozelandés*) en condiciones de pastoreo. Memoria Ingeniero Agrónomo, Mención Producción Animal. Santiago, Chile: Facultad de Ciencias Agronómicas, Universidad de Chile. 68 p.

Harris, B. y E. Kolver. 2001. Review of holsteinization on intensive pastoral dairy farming in New Zealand. (E. Suppl.). *Journal of Dairy Science*. 84:E56-E61.

Heady, H. 1975. Rangeland Management. McGraw-Hill Book Company, USA.

Hofstetter, P.; Steiger, M.; Petermann, R.; Münger, A.; Blum, J.; Thomet, P.; Menzi, H.; Kohler, S. y P. Kunz. 2011. Does body size of dairy cows, at constant ratio of maintenance to production requirements, affect productivity in a pasture-based production system?. *Journal of Animal Physiology and Animal Nutrition*. 95:717-729.

Holmes, C.; Brookes, I.; Garrick, D.; Mackenzie, D.; Parkinson, T. y G. Wilson. 2002. Milk production from pastures. Massey University, Palmerston, New Zealand, 602 p.

Horan, B.; Dillon, P.; Faverdin, P.; Delaby, L.; Buckley, F. y M. Rath. 2005. The interaction of strain of Holstein-Friesian cow and pasture based feed system for milk production, bodyweight and body condition score. *Journal of Dairy Science*. 88:1231-1243.

Horan, B.; Faverdin, P.; Delaby, L.; Rath, M. y P. Dillon. 2006. The effect of strain of Holstein-Friesian dairy cow on grass intake and milk production in various pasture-based systems. *Animal Science*. 82:435-444.

INE (Instituto Nacional de Estadísticas). 2013. Informe producción pecuaria 2008-2013. Santiago, Chile. 64 p.

Kennedy, J.; Dillon, P.; Delaby, L.; Faverdi, P.; Stakelum, G.; Rath, M. 2003. Effect of genetic merit and concentrate supplementation on grass intake and milk production with Holstein Friesian dairy cows. *Journal of Dairy Science*. 88:610-621.

Kolver, E., Roche, J., Burke, C. y P. Aspin. 2005. Influence of dairy cow genotype on milksolids, body condition and reproduction response to concentrate supplementation. *Proceedings of the New Zealand Society of Animal Production*. 65:46-52.

- Kolver, E. 2007. Definitions and concepts of feed conversion efficiency and prospects for manipulation (pp. 36-64). In: Meeting the Challenges for Pasture-Based Dairying. Proceedings of the Australasian Dairy Science Symposium. (Septiembre de 2007, Melbourne, Australia). nf. University of Melbourne. np.
- LIC (Livestock Improvement Corporation). 2013. *Dairy Statistics*. 2011-12. Hamilton, Nueva Zelanda. 53 p.
- López, J. 2009. Comparación de eficiencia biológica en vacas adultas Holstein Neozelandés y F1 (Jersey-Holstein Neozelandés) a pastoreo. Memoria de Título Ingeniero Agrónomo. Universidad de Chile, Facultad de Ciencias Agronómicas. Chile. 43 p.
- López-Villalobos, N. 2012. Organización entre productores e industria para definir objetivos de selección en bovinos para producción de leche en Nueva Zelandia. *Journal of Basic & Applied Genetics* 23:1.
- Mackle, T.; Parr, C.; Stakelum, G.; Bryant, A.; MacMillan, K. y M. Audist. 1996. Effect of calving liveweight on milk yield and composition and daily dry matter intake in Friesian and Jersey heifers. *Proceedings of the New Zealand Society of Animal Production*. 56:260-262.
- McCarthy, S.; Horan, B.; Rath, M.; Linnane, M.; O'Connor, P. y P. Dillon. 2006. The influence of strain of Holstein-Friesian dairy cow and pasture-based feeding system on grazing behaviour, intake and milk production. *Grass and Forage Science*. 62:13-26.
- McCarthy, S.; Horan, B.; Dillon, P.; O'Connor, P.; Rath, M. y L. Shalloo. 2007a. Economic comparison of divergent strains of Holstein-Friesian cows in various pasture-based production systems. *Journal of Dairy Science*. 90:1493-1505.
- McCarthy, S.; Berry, D.; Dillon, P.; Rath, M. y B. Horan. 2007b. Influence of Holstein-Friesian strain and feed system on body weight and body condition score lactation profiles. *Journal of Dairy Science*. 90:1859-1869.
- Macdonald, K.; Penno, J.; Nicholas, P.; Lile, J. y M. Coulter. 2001. Farm systems – Impact of stocking rate on dairy farm efficiency. *Proceedings of the New Zealand Grassland Association*. 63:223-227.
- Meléndez, P y P. Pinedo. 2007. The association between reproductive performance and milk yield in Chilean Holstein cattle. *Journal of Dairy Science*. 90:184-192.
- Mella, C. 2009. Eficiencia biológica de vacas lecheras Holstein Neozelandés y F1 (Jersey\*Holstein Neozelandés) en pastoreo en dos etapas de la lactancia. Tesis de Magíster. Universidad Austral. Chile. 135 p.
- NRC (National Research Council). 2001. Nutrient requirements of dairy cattle (7<sup>a</sup> Ed.). National Academy Press, Washington, D.C.401 p.
- ODEPA (Oficina de Estudios y Políticas Agrarias, Ministerio de Agricultura). Chile. 2005. Agricultura Chilena 2014: una perspectiva de mediano plazo. Santiago, Chile. 224 p.

ODEPA (Oficina de Estudios y Políticas Agrarias, Ministerio de Agricultura). Chile. 2013. Boletín de la Leche: producción, recepción, precios y comercio exterior. Ministerio de Agricultura, Chile. 37 p.

ODEPA (Oficina de Estudios y Políticas Agrarias, Ministerio de Agricultura). Chile. 2014. Boletín de la Leche: producción, recepción, precios y comercio exterior. Ministerio de Agricultura, Chile. 37 p.

Prendiville, R.; Pierce, K. y F. Buckley. 2009. An evaluation of production efficiencies among lactating Holstein-Friesian, Jersey, and Jersey x Holstein-Friesian cows at pasture. *Journal of Dairy Science*. 92:6176-85.

Prendiville, R.; Pierce, K. y F. Buckley. 2010. A comparison between Holstein-Friesian and Jersey dairy cows and their F1 cross with regard to milk yield, somatic cell score, mastitis, and milking characteristics under grazing conditions. *Journal of Dairy Science*. 93:2741-2750.

Roche, J.; Macdonald, K.; Burke, C.; Lee, J. y D. Berry. 2007. Associations among body condition score, body weight, and reproductive performance in seasonal-calving dairy cattle. *Journal of Dairy Science*. 90:376-391.

Sieber, M.; Freeman, A. y D. Kelley. 1988. Relationships between body measurements, body weight, and productivity in Holstein Dairy cows. *Journal of Dairy Science*. 71:3437-3445.

Sneddon, N. 2011. Review on differences for production, reproduction and environmental. Thesis Postgraduate Diploma in Animal Science. Nueva Zelanda. Massey University. 44 p.

Sjaunja, L.; Baevre, L.; Junkarinen, L.; Pedersen, J. y J. Setälä. 1990. A Nordic proposal for an energy corrected milk (ECM) formula. JCAR, 27th session, July 2–6, Paris, France. (EAAP Publication No 50, 1991). 156–157.

Uribe, H.; González, H. y J. Magofke. 2012. ¿Cómo ha evolucionado el volumen de leche y la concentración de sólidos lácteos en algunos rebaños de las regiones de Los Lagos y Los Ríos?. [En línea]. Circular de Extensión: Publicación Técnico Ganadera. Departamento de Producción Animal, Universidad de Chile.47:23-29h. Recuperado en: <<http://www.produccionpecuaria.uchile.cl/index.php/publicaciones/circular-de-extension.html>> Consultado el: 20 de junio de 2012.

Wadsworth, J. 1997. Análisis de sistemas de producción animal. Tomo 2: las herramientas básicas. Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO). Producción y Sanidad Animal 140/2. Roma, FAO. 108 p.

## Anexos y/o Apéndices

### Anexo 1



Resumen de Pauta de Pago de leche para la compra que PROLESUR realiza a los actuales productores de leche de la X Región de Los Lagos, Continental.

VIGENCIA: Los precios y condiciones resultantes de la aplicación de esta Pauta de Precios comenzarán a regir el 15 de Septiembre de 2013.

1.-PRECIO: Valores sin IVA.

El precio base, por litro de leche con 3,00% p/v de materia grasa y 3,00% p/v de proteínas será: \$105,14.

2.-MATERIA GRASA: Análisis quincenal. Las diferencias respecto de los 30 gramos considerados en el precio base del litro, se valorizarán a \$1.200,0 el kilo.

3.-PROTEINAS: Análisis quincenal. Las diferencias respecto de los 30 gramos considerados en el precio base del litro, se valorizarán a \$5.800,0 el kilo.

### Anexo 2

Frecuencias de vacas con una lactancia completa, según su número ordinal de parto (NOP)

NOP	Frecuencia (n° vacas)	Porcentaje (%)
1	588	28,2
2	434	20,8
3	327	15,7
4	255	12,2
5	181	8,7
≥ 6	303	14,5

## Anexo 3

Resultados del análisis de varianza para la variable EFBI, basado sólo en la producción de leche por lactancia (PLL)

<b>Fuente de Variación</b>	<b>Grados de Libertad</b>	<b>Suma de Cuadrados</b>	<b>Media de Cuadrados</b>	<b>Valor F</b>	<b>Pr &gt; F</b>
<b>Modelo</b>	34	1761131982	51797999	586,06	<0,0001
<b>Error</b>	2053	181450058	88383		
<b>Total</b>	2087	1942582040			

<b>R<sup>2</sup></b>	<b>Coefficiente de Variación (%)</b>	<b>Raíz de Cuadrado Medio del Error</b>	<b>Promedio PLL</b>
<b>0,906593</b>	5,757272	297,2926	5163,775

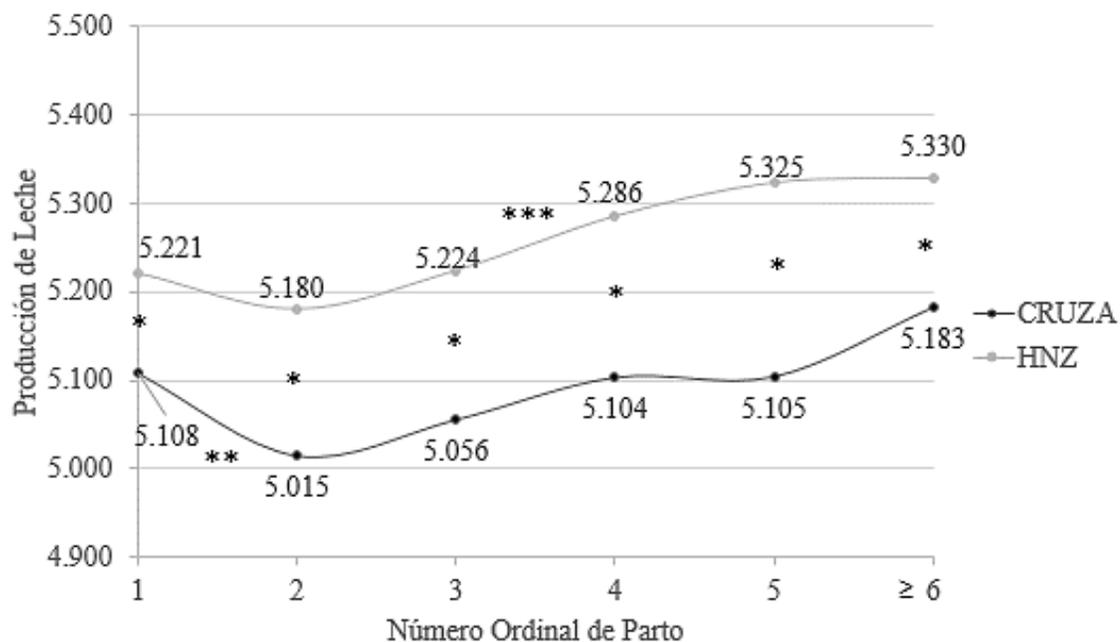
<b>Fuente de Variación</b>	<b>Grados de Libertad</b>	<b>Suma de Cuadrados Tipo III</b>	<b>Media Cuadrada</b>	<b>Valor F</b>	<b>Pr &gt; F</b>
<b>LAC</b>	18	50777510,6	2820972,8	31,92	<0,0001
<b>NOP</b>	5	4124020,5	824804,1	9,33	<0,0001
<b>MES</b>	3	74002,5	24667,5	0,28	0,8405
<b>GEN</b>	1	8711022,1	8711022,1	98,56	<0,0001
<b>G</b>	1	958352,5	958352,5	10,84	0,0010
<b>P</b>	1	273766477,7	273766477,7	3097,51	<0,0001
<b>NOP-GEN</b>	5	423742,9	84748,6	0,96	0,4417

<b>GEN</b>	<b>LSM PLL</b>	<b>Pr &gt;   t  </b>
<b>CRUZA</b>	5095,2	<0,0001
<b>HNZ</b>	5260,9	

## Anexo 4

LSM de producción de leche (L) por lactancia, para HNZ y CRUZA a través de su NOP



\* Indican diferencias estadísticamente significativas dentro de NOP, entre ambos biotipos ( $p < 0,05$ ).

\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo CRUZA ( $p < 0,05$ ).

\*\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo HNZ ( $p < 0,05$ ).

## Anexo 5

Resultados del análisis de varianza para la variable EFBI, basado sólo en la producción de proteína láctea por lactancia

<b>Fuente de Variación</b>	<b>Grados de Libertad</b>	<b>Suma de Cuadrados</b>	<b>Media de Cuadrados</b>	<b>Valor F</b>	<b>Pr &gt; F</b>
<b>Modelo</b>	34	2265383,192	66628,917	882,52	<0,0001
<b>Error</b>	2053	154998,562	75,499		
<b>Total</b>	2087	2420381,754			

<b>R<sup>2</sup></b>	<b>Coefficiente de Variación (%)</b>	<b>Raíz de Cuadrado Medio del Error</b>	<b>Promedio Producción P por Lactancia</b>
<b>0,935961</b>	5,040245	8,688991	172,3922

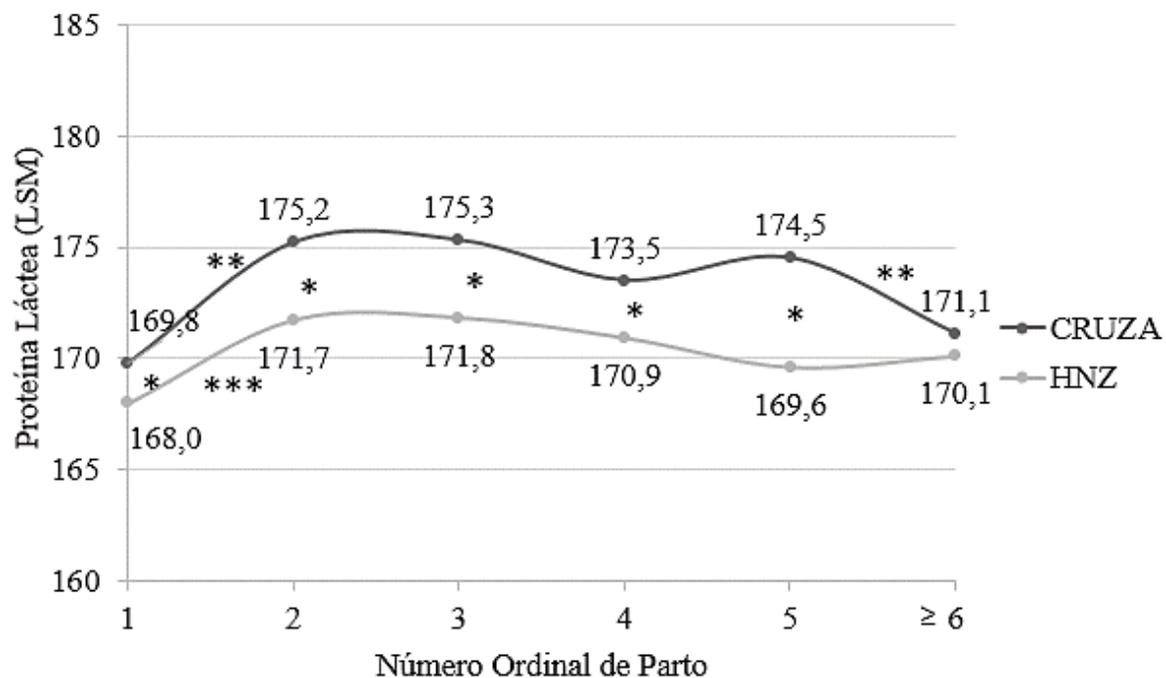
<b>Fuente de Variación</b>	<b>Grados de Libertad</b>	<b>Suma de Cuadrados Tipo III</b>	<b>Media Cuadrada</b>	<b>Valor F</b>	<b>Pr &gt; F</b>
<b>LAC</b>	18	38695,1504	2149,7306	28,47	<0,0001
<b>NOP</b>	5	5315,6951	1063,1390	14,08	<0,0001
<b>MES</b>	3	2413,6338	804,5446	10,66	<0,0001
<b>GEN</b>	1	2555,2054	2555,2054	33,84	<0,0001
<b>G</b>	1	40584,6860	40584,6860	537,56	<0,0001
<b>PLL</b>	1	233857,2435	233857,2435	3097,51	<0,0001
<b>NOP-GEN</b>	5	528,1672	105,6334	1,40	0,2215

<b>GEN</b>	<b>LSM P por lactancia</b>	<b>Pr &gt;   t  </b>
<b>CRUZA</b>	173,3	<0,0001
<b>HNZ</b>	170,3	

## Anexo 6

LSM de producción de proteína láctea (kg) por lactancia, para HNZ y CRUZA a través de su NOP



\* Indican diferencias estadísticamente significativas dentro de NOP, entre ambos biotipos ( $p < 0,05$ ).

\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo CRUZA ( $p < 0,05$ ).

\*\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo HNZ ( $p < 0,05$ ).

## Anexo 7

Resultados del análisis de varianza para la variable EFBI, basado sólo en la producción de materia grasa por lactancia

<b>Fuente de Variación</b>	<b>Grados de Libertad</b>	<b>Suma de Cuadrados</b>	<b>Media de Cuadrados</b>	<b>Valor F</b>	<b>Pr &gt; F</b>
<b>Modelo</b>	34	3947121,492	116091,809	303,45	<0,0001
<b>Error</b>	2053	785424,952	382,574		
<b>Total</b>	2087	4732546,444			

<b>R<sup>2</sup></b>	<b>Coefficiente de Variación (%)</b>	<b>Raíz de Cuadrado Medio del Error</b>	<b>Promedio Producción G por Lactancia</b>
<b>0,834038</b>	8,711415	19,55951	224,5273

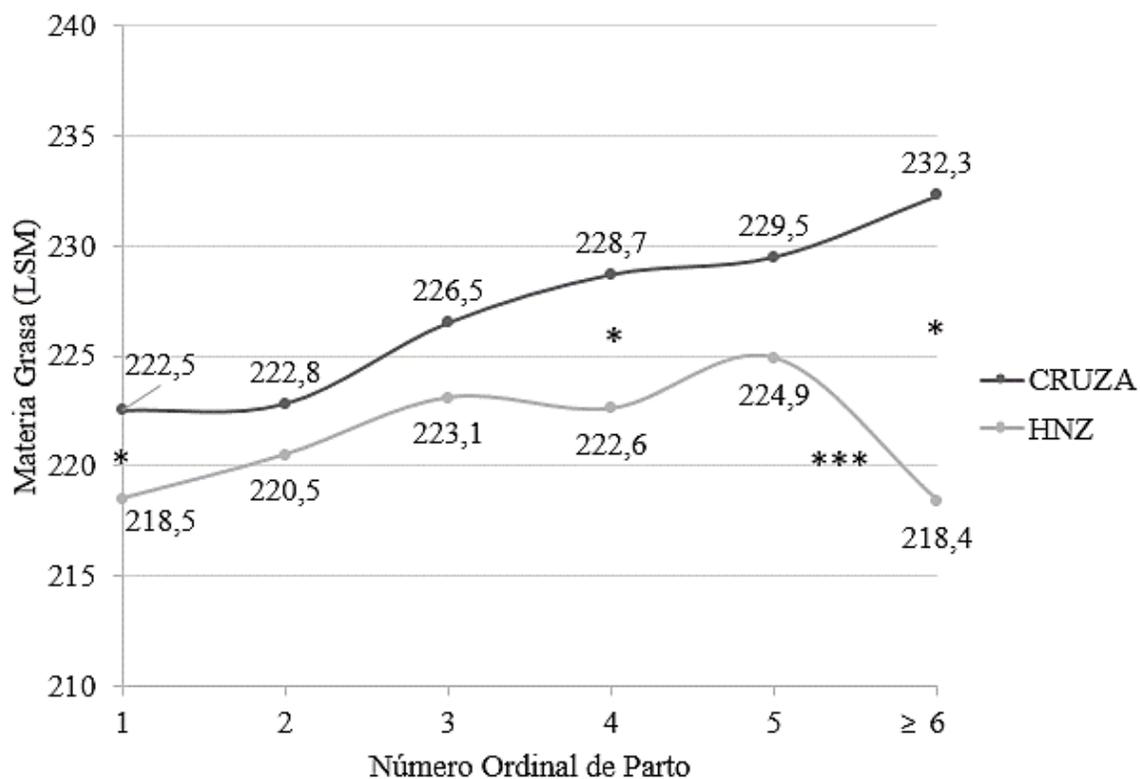
<b>Fuente de Variación</b>	<b>Grados de Libertad</b>	<b>Suma de Cuadrados Tipo III</b>	<b>Media Cuadrada</b>	<b>Valor F</b>	<b>Pr &gt; F</b>
<b>LAC</b>	18	49933,0365	2774,0576	7,25	<0,0001
<b>NOP</b>	5	7068,4914	1413,6983	3,70	0,0025
<b>MES</b>	3	7986,1474	2662,0491	6,96	0,0001
<b>GEN</b>	1	10088,2440	10088,2440	26,37	<0,0001
<b>P</b>	1	205654,9729	205654,9729	537,56	<0,0001
<b>PLL</b>	1	4148,3258	4148,3258	10,84	0,0010
<b>NOP-GEN</b>	5	5682,0114	1136,4023	2,97	0,0112

<b>GEN</b>	<b>LSM G por lactancia</b>	<b>Pr &gt;   t  </b>
<b>CRUZA</b>	227,1	<0,0001
<b>HNZ</b>	221,3	

## Anexo 8

LSM de producción de materia grasa (kg) por lactancia, para HNZ y CRUZA a través de su NOP



\* Indican diferencias estadísticamente significativas dentro de NOP, entre ambos biotipos ( $p < 0,05$ ).

\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo CRUZA ( $p < 0,05$ ).

\*\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo HNZ ( $p < 0,05$ ).

## Anexo 9

Resultados del análisis de varianza para la variable EFBI, basado sólo en la producción de leche corregida por energía, por lactancia

<b>Fuente de Variación</b>	<b>Grados de Libertad</b>	<b>Suma de Cuadrados</b>	<b>Media de Cuadrados</b>	<b>Valor F</b>	<b>Pr &gt; F</b>
<b>Modelo</b>	32	54971440,6	1717857,5	53,49	<0,0001
<b>Error</b>	2055	65996209,9	32114,9		
<b>Total</b>	2087	120967650,5			

<b>R<sup>2</sup></b>	<b>Coefficiente de Variación (%)</b>	<b>Raíz de Cuadrado Medio del Error</b>	<b>Promedio Producción ECM por Lactancia</b>
<b>0,454431</b>	13,89273	179,2064	1289,930

<b>Fuente de Variación</b>	<b>Grados de Libertad</b>	<b>Suma de Cuadrados Tipo III</b>	<b>Media Cuadrada</b>	<b>Valor F</b>	<b>Pr &gt; F</b>
<b>LAC</b>	18	16485034,37	915835,24	28,52	<0,0001
<b>NOP</b>	5	23962876,34	4792575,27	149,23	<0,0001
<b>MES</b>	3	12901272,88	4300424,29	133,91	<0,0001
<b>GEN</b>	1	200606,72	200606,72	6,25	0,0125
<b>NOP-GEN</b>	5	125620,35	25124,07	0,78	0,5623

<b>GEN</b>	<b>LSM ECM por lactancia</b>	<b>Pr &gt;   t  </b>
<b>CRUZA</b>	1263,3	<0,0001
<b>HNZ</b>	1288,3	

**Anexo 10**

Resultados del análisis de varianza para la variable EFBI, basado sólo en la producción de sólidos en leche por lactancia

<b>Fuente de Variación</b>	<b>Grados de Libertad</b>	<b>Suma de Cuadrados</b>	<b>Media de Cuadrados</b>	<b>Valor F</b>	<b>Pr &gt; F</b>
<b>Modelo</b>	33	11682007,52	354000,23	457,95	<0,0001
<b>Error</b>	2054	1587774,96	773,02		
<b>Total</b>	2087	13269782,48			

<b>R<sup>2</sup></b>	<b>Coefficiente de Variación (%)</b>	<b>Raíz de Cuadrado Medio del Error</b>	<b>Promedio Producción MS por Lactancia</b>
<b>0,880347</b>	7,004736	27,80317	396,9195

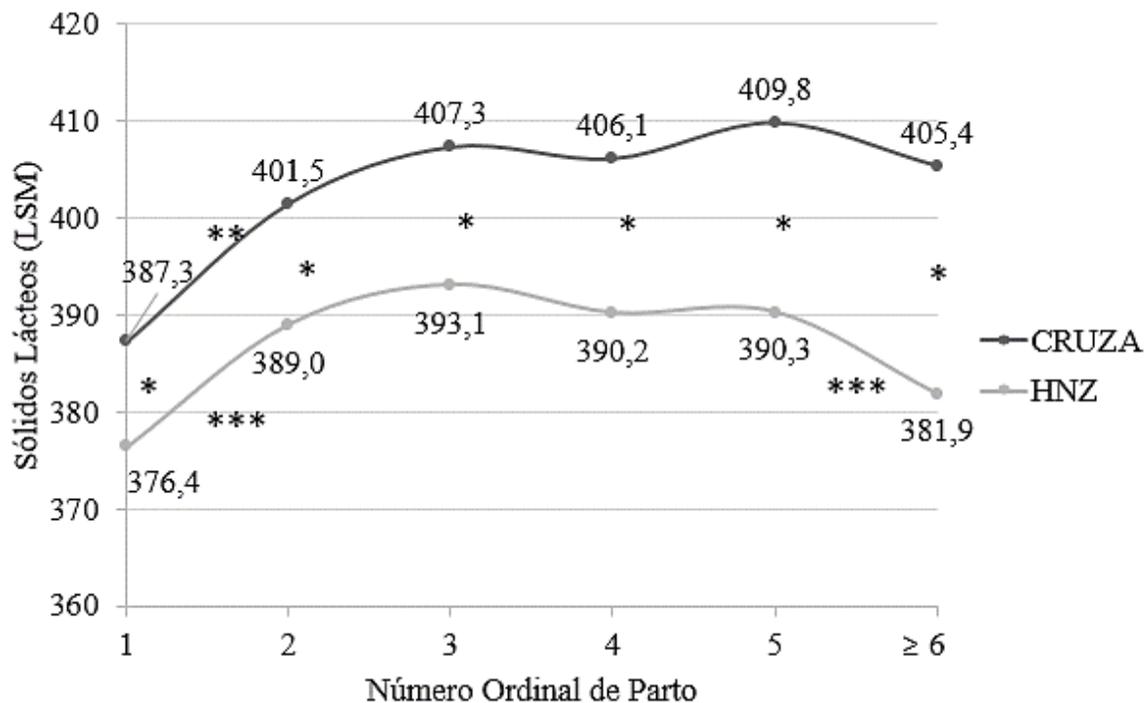
<b>Fuente de Variación</b>	<b>Grados de Libertad</b>	<b>Suma de Cuadrados Tipo III</b>	<b>Media Cuadrada</b>	<b>Valor F</b>	<b>Pr &gt; F</b>
<b>LAC</b>	18	601978,497	33443,250	43,26	<0,0001
<b>NOP</b>	5	68567,522	13713,504	17,74	<0,0001
<b>MES</b>	3	67354,224	22451,408	29,04	<0,0001
<b>PLL</b>	1	4535358,283	4535358,283	5867,09	<0,0001
<b>GEN</b>	1	82521,640	82521,640	106,75	<0,0001
<b>NOP-GEN</b>	5	7756,309	1551,262	2,01	0,0748

<b>GEN</b>	<b>LSM MS por lactancia</b>	<b>Pr &gt;   t  </b>
<b>CRUZA</b>	402,9	<0,0001
<b>HNZ</b>	386,8	

## Anexo 11

LSM de producción de sólidos en leche (kg) por lactancia, para HNZ y CRUZA a través de su NOP



\* Indican diferencias estadísticamente significativas dentro de NOP, entre ambos biotipos ( $p < 0,05$ ).

\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo CRUZA ( $p < 0,05$ ).

\*\*\* Indican diferencias estadísticamente significativas entre NOP, para el biotipo HNZ ( $p < 0,05$ ).

## Anexo 12

Resultados del análisis de varianza para la variable EFEC, basado sólo en la producción basada en litros base equivalente por lactancia

Fuente de Variación	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados	Media de Cuadrados	Valor F	Pr > F
Modelo	27	2,3916757E13	885805824853	73,55	<0,0001
Error	2060	2,4810864E13	12044108631		
Total	2087	4,8727621E13			

R <sup>2</sup>	Coefficiente de Variación (%)	Raíz de Cuadrado Medio del Error	Promedio Producción LBE por Lactancia
0,490825	13,496449	109745,7	813142,0

Fuente de Variación	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados Tipo III	Media Cuadrada	Valor F	Pr > F
LAC	18	8,0883303E12	449351681333	37,31	<0,0001
NOP	5	1,1540518E13	2,3081036E12	191,64	<0,0001
MES	3	5,5232587E12	1,8410862E12	152,86	<0,0001
GEN	1	3912079227,8	3912079227,8	0,32	0,5688*

\* En este modelo, se eliminó interacción NOP-GEN, al no ser significativo en un análisis anterior ( $p > 0,05$ ).

## Anexo 13

**PROLESUR®**

Resumen de Pauta de Pago de leche para la compra que PROLESUR realiza a los actuales productores de leche de la X Región de Los Lagos, Continental.

VIGENCIA: Los precios y condiciones resultantes de la aplicación de esta Pauta de Precios comenzarán a regir el 5 de Enero de 2015.

1.-PRECIO: Valores sin IVA.

El precio base, por litro de leche con 3,00% p/v de materia grasa y 3,00% p/v de proteínas será: \$102,53.

2.-MATERIA GRASA: Análisis quincenal. Las diferencias respecto de los 30 gramos considerados en el precio base del litro, se valorizarán a \$1.200,0 el kilo.

3.-PROTEINAS: Análisis quincenal. Las diferencias respecto de los 30 gramos considerados en el precio base del litro, se valorizarán a \$5.800,0 el kilo.