

تقدير ثوابت منحني الحليب عند الماعز الشامي تحت تأثير بعض العوامل

هديل عبد الكريم عبيد*⁽¹⁾ وحسن عماد المصري⁽²⁾ وكامل فتال⁽³⁾ وعبد الناصر العمر⁽¹⁾

(1). مركز بحوث حماه، الهيئة العامة للبحوث العلمية الزراعية، دمشق، سورية.

(2). قسم الإنتاج الحيواني، كلية الهندسة الزراعية، جامعة حلب، حلب، سورية.

(3). مركز بحوث حلب، الهيئة العامة للبحوث العلمية الزراعية، دمشق، سورية.

*للمراسلة: م. هديل عبد الكريم عبيد. البريد الإلكتروني: hadilobaid2017@gmail.com.

تاريخ القبول: 2019/06/03

تاريخ الاستلام: 2019/12/04

الملخص

نُفذَ البحث في محطة بحوث الأغنام والماعز في مركز بحوث حماه التابع للهيئة العامة للبحوث العلمية الزراعية، خلال الفترة الواقعة بين (2013-2017)، بهدف توصيف منحني إنتاج الحليب للماعز الشامي ودراسة بعض العوامل المؤثرة فيه. استخدم لذلك 405 سجل تابع لـ (194) عنزة حلوب. استخدم تحليل التباين لتحديد تأثير العوامل المختلفة، واختبار Duncan لمقارنة المتوسطات باستعمال برنامج SAS (1996). كما استخدمت دالة غاما غير الكاملة الخطية لتقدير معالم المعادلة (a,b,c). بلغت متوسطات قيم معالم منحني إنتاج الحليب في الماعز الشامي نحو: 0.07 ± 1.44 كغ للدالة a (متوسط الإنتاج الأولي)، و 0.01 ± 0.41 كغ للدالة b (معدل الزيادة حتى الوصول للذروة)، و 0.01 ± 0.12 كغ للدالة c (معدل الانخفاض بعد الوصول للذروة). كما بلغت قيم ذروة إنتاج الحليب (PY) وأسبوع الذروة (TPY) والثباتية (Persistence) ومعامل التحديد (R^2) و متوسط الخطأ المربع (MSE) ومربع الانحراف (PSB) 1.58 كغ و 3.42 و 85% و 0.98 و 0.14 و 0.15 على التوالي. بلغ المكافئ الوراثي للمعاملات a، b، c، و PY و Persistence: 0.18، 0.12، 0.1، 0.11، 0.12 على التوالي. وبلغ المعامل التكراري للمعاملات a، b، c، و PY و Persistence: 0.3، 0.23، 0.24، 0.12، 0.22 على التوالي. وبذلك نستنتج أن دالة غاما غير الكاملة كانت كافية في وصف منحني الحليب للماعز الشامي.

الكلمات المفتاحية: منحني الحليب، ذروة إنتاج الحليب، الماعز الشامي.

المقدمة:

يُعد الماعز الشامي من أفضل سلالات الماعز المنتجة للحليب في الشرق العربي، فقد وصل إنتاج بعض الأمهات إلى 800 كغ خلال موسم طوله 240 يوماً (التقرير السنوي لأكساد، 2000). ويمكن تحسين إنتاجه بتحسين الإدارة ونظم التغذية والتحسين الوراثي باستخدام الحيوانات المتفوقة وراثياً (Singh and Acharya, 1982). ويحتاج إنتاج الحليب إلى تعديل السجلات لعدة تأثيرات ثابتة معروفة للحصول على بارامترات وراثية أكثر دقة (Hermiz, 1998؛ Schaeffer, 2001). وتعد نماذج يوم الاختبار (الكونترول) *Obaid et al., – Syrian Journal of Agricultural Research – SJAR 7(1): 60-71 February 2020*

ذات أهمية كبيرة في الوقت الحاضر لمعرفة شكل منحني الحليب الذي يُعرف بالرسم البياني لإنتاج الحليب منذ الولادة وحتى نهاية موسم الحلابة بهدف نمذجة منحني الحليب، فهو يقوم بشرح ملامح أنماط إنتاج الحليب لكل حيوان ويساعد المربي في التنبؤ بإنتاج الحليب الكلي، ومعرفة الحيوانات الرديئة الإنتاج بشكل مبكر، ومعرفة الحيوانات المريضة قبل ظهور علامات المرض، وكذلك التي تحتاج إلى عناية خاصة (العالية الإنتاج). تم وصف منحني الحليب و نموذج غاما Wood's model على حليب الماعز منذ عام 1920 والذي أظهر أفضل تناسب لمنحنيات الحليب مع سلالات الماعز المختلفة. وبذلك تم تطوير عدد من النماذج التجريبية المختلفة لشرح منحني الحليب (Wood, 1967; Gipson and Grossman, 1989; Wood, 1974). ويعد أول من استخدم لدالة معادلة غاما غير الكاملة (Wood, 1967). وفي دراسة أجراها (Ayasrah et al., 2013) على الماعز الشامي في الأردن تبين أن معادلة غاما غير الكاملة كانت كافية في توصيف منحني الحليب، حيث أمكن بواسطتها شرح التغيير الحاصل بدقة شديدة ووصف أشكال منحنيات الحلابة، وهذا ما أكدته (Azevedo et al., 2017; Tekma, 2009) في استخدام معادلة غاما من خلال مقارنتها بين النماذج المختلفة لمنحنيات الحليب على سلالات مختلفة من الماعز .

تهدف الدراسة إلى توصيف منحني إنتاج الحليب للماعز الشامي باستخدام دالة غاما غير الكاملة وتقدير معالمه ودراسة تأثير بعض العوامل في منحني إنتاج الحليب (سنة الولادة، وموسم الولادة، ونموذج الولادة، وتقدير المكافئ الوراثي والمعامل التكراري لمعاملات منحني الحليب).

مواد البحث وطرقه:

تُنفذ البحث في مركز بحوث حماة (محطة بحوث الأغنام والماعز) لتربية وتحسين الماعز الشامي، التابع للهيئة العامة للبحوث العلمية الزراعية خلال الفترة (2013-2017). يقع المركز في منطقة الاستقرار الأولى على خط عرض 35.08 وخط طول 36.45 وارتفاع عن سطح البحر 316 م. يتبع في المحطة نظام التربية شبه المكثف داخل الحظائر، وتتم إدارة القطيع وفق برنامج غذائي متوازن، فضلاً عن الرعاية الصحية والبيطرية وفق برنامج وقائي دوري محدد من قبل مديرية الصحة الحيوانية في وزارة الزراعة والإصلاح الزراعي في سورية. وتخرج الحيوانات للمرعى يومياً صباحاً ومساءً لمدة ساعتين، ويقدم لها الدريس الجيد والعلف المركز مع متمات علفية وفيتامينات على أساس الإنتاجية وحسب الاحتياجات الغذائية بحسب نظام NRC، كما توضع لها الأحجار الملحية بشكل مفتوح، وماء الشرب متوفر أمام الحيوانات بشكل دائم، أما تلقيح الحيوانات فيتم بشكل طبيعي خلال شهري آب وأيلول، ويتم توزيع تيروس التلقيح على مجموعات الإناث بشكل عشوائي. وتحلب الأمهات مرتين في اليوم، صباحاً ومساءً ويتم تقدير كمية الحليب مرتين في الشهر بفواصل زمني 15 يوماً.

جمع البيانات:

استعمل 405 سجل من (194) عنزة حلوب، وذلك بالاعتماد على بطاقات الحيوانات الفردية المتوافرة في المحطة وحسبت قيم بعض المؤشرات كالعمر عند ولادة العنزة الأم وطول موسم الإدرار الممتد من تاريخ الولادة وحتى تاريخ التجفيف. وشهر الولادة الذي يمتد خلال (أواخر كانون الأول وكانون الثاني وشباط وآذار)، وصححت بعض البيانات واستبعد بعضها الآخر غير الكامل، حيث اعتبرت بعض القيم غائبة كالأمهات التي أنتجت أقل من 60 كغ، وبالتالي فإن

الموسم الخامس يمثل الموسم الخامس وما بعده. استعمل برنامج EXCEL لتبويب البيانات وترتيبها، ثم أخضعت إلى النموذج الخطي العام General Linear Model، واستخدم التصميم العشوائي الكامل لقياسات متكررة، وتحليل التباين لتحديد تأثير العوامل المختلفة مثل (سنة الولادة، وموسم الولادة، ونموذج الولادة، وشهر الولادة) باستعمال برنامج (SAS,1996)، وأجري اختبار Duncan لمقارنة المتوسطات. كما استعملت دالة غاما غير الكاملة الخطية في تقدير معالم منحنى الحليب، وهي (a,b,c)، وحلت هذه المعالم بوصفها صفات لمنحنى إنتاج الحليب في الماعز الشامي، وتم استخدام النموذج الخطي الرياضي التالي:

$$Y_{ijkl} = \mu + M_i + T_j + P_k + Y_L + e_{ijkl}$$

حيث:

Y_{ijkl} هي ثابت منحنى الحليب (a, b, c) المقدر بواسطة دالة غاما غير الكاملة الخطية من اختبارات إنتاج الحليب.

μ المتوسط العام.

M_i تأثير شهر الولادة (i)، بالترميز الآتي $i = 12$ (كانون الأول)، $i = 1$ (كانون الثاني)، $i = 2$ (شباط). $i = 3$ (آذار وما بعده).

T_j تأثير عدد المواليد في البطن (j)، بالترميز الآتي $j = 1$ (أحادي)، $j = 2$ (توأم)، $j = 3$ (توأم ثلاثي).

P_k رقم الموسم للحيوان (k)، بالترميز الآتي $k = 1$ (موسم أول)، $k = 2$ (موسم ثاني)، $k = 3$ (موسم ثالث)، $k = 4$ (موسم رابع)، $k = 5$ (موسم خامس وما بعده).

Y_L تأثير سنة الولادة لخمس سنوات (2013، 2014، 2015، 2016، 2017).

e_{ijkl} وحدة الخطأ العشوائي المرتبطة بكل مشاهدة Y_{ijkl} والتي من المفترض أن تكون طبيعية التوزيع ومستقلة وبمتوسط صفر وتباين σ^2 .

استخدمت دالة غاما غير الكاملة الخطية في تقدير ثوابت الدالة (a,b,c) في كل موسم حلابة لكل حيوان، ثم استخدمت طريقة المربعات الصغرى في تقدير متوسطات هذه الثوابت وفق النموذج التالي:

النموذج	معادلة Wood's model	إنتاج الذروة (PY) Peak yield	الوقت للوصول للذروة (TPY) Time to peak yield
Woods model	$Y_i = a t^b e^{-ct}$	$PY = a (b/c)^b e^{-b}$	$TPY = b/c$

حيث تمثل (a,b,c) ثوابت منحنى الحليب و X تمثل المتغير الزمني المستقل. إن الجزء X^b يمثل مقدار التزايد في منحنى الحليب مع التقدم بالزمن، بينما يمثل الجزء e^{-cx} مقدار التناقص في منحنى الحليب. تم تحويل معادلة غاما غير الكاملة إلى الشكل الخطي بأخذ اللوغاريتم الطبيعي (Wood, 1969) لتصبح كالتالي:

$$\ln Y = \ln a + b \ln X + cX$$

حيث يمثل a الجزء المقطوع من محور العينات، b تمثل مقدار التزايد حتى الوصول إلى ذروة الإنتاج، أما c فتمثل مقدار التناقص من ذروة الإنتاج حتى الجفاف. وهذه الثوابت تفيد في تغيير شكل منحنى الحليب لكل حيوان من الماعز الحلوب في حال الانتخاب لإحداها دون الأخرى. ولحساب المؤشرات الأخرى لمنحنى الحليب تم استخدامها بحسب Ali (1987) and Schaeffer, ومعامل التحديد (R^2) لمعرفة مدى الملائمة للنموذج مع البيانات، وتم حساب متوسط الخطأ المربع (MSE)، والنسبة المئوية للإنحرافات المربعة (PSB) لمقارنة النموذج. تم حساب PSB للحصول على قيم الانحراف من إنتاج الحليب المتوقع من الإنتاج الفعلي، وفق المعادلات التالية:

$$100 * PSB = \frac{\sum (Y_{ij} - \hat{Y}_{ij})^2}{\sum (Y_{ij})^2}$$

$$Y_{ij} = \text{إنتاج الحليب الملاحظ.}$$

$$\hat{Y}_{ij} = \text{إنتاج الحليب المتوقع.}$$

$$\text{Persistence}(P) = 100 \times \left(\frac{TMY(121-180)}{TMY(60-120)} \right)$$

حيث:

TMY(121-180) = هو إنتاج الحليب التراكمي من النصف الأخير من منحنى الحلابة.

TMY(60-120) = هو إنتاج الحليب التراكمي من النصف الأول من منحنى الحلابة.

النتائج والمناقشة:

أولاً: المؤشرات الأولية لثوابت منحنى الحليب:

إن المتوسطات الحسابية لثوابت معادلة منحنى الحليب (a, b, c) باستخدام دالة غاما الخطية غير الكاملة وبعض خصائص منحنى الحليب موضحة في الجدول (1).

الجدول 1. خصائص منحنى الحليب والاحصائيات الخاصة بنموذج wood في الماعز الشامي.

المعلمت	القيمة±SE	المعلمت	القيمة±SE
A (متوسط الإنتاج الأولي)	1.44±0.07	PY (إنتاج الذروة)	1.58
b (معدل الزيادة حتى الوصول للذروة)	0.41±0.01	TPY(WEEK) (الوقت للوصول للذروة)	3.42
C (معدل الانخفاض بعد الوصول للذروة)	0.12±0.01	Persistence (الثباتية)	85%
		R^2 (معامل التحديد)	0.98
		MSE (متوسط الخطأ المربع)	0.14
		PSB (مربع الانحراف)	0.15

بلغ متوسط المربعات الصغرى للجزء المقطوع من محور العينات (a) 1.44 ± 0.07 كغ، وهي نتيجة أعلى مما وجدته كلاً من (Rosa

et al., 2006؛ فتال، 2008؛ Waheed and Khan, 2013؛ Dara et al., 2012؛ Waheed and Khan, 2013؛

Wakil and Fooda, 2013؛ Ayasrah et al., 2013؛ Merate et al., 2014؛ Lopes et al., 2016)، حيث بلغت قيمة a

1.162 للماعز النوبي و0.70 للماعز الشامي في سورية و0.250 Black angel goat في الهند و1.12 للماعز الشامي في

الأردن و1.214 بيتال في باكستان و0.217 ماعز ديفاري في سلطنة عمان و0.733 ماعز الألب 50% و0.802 سانين في

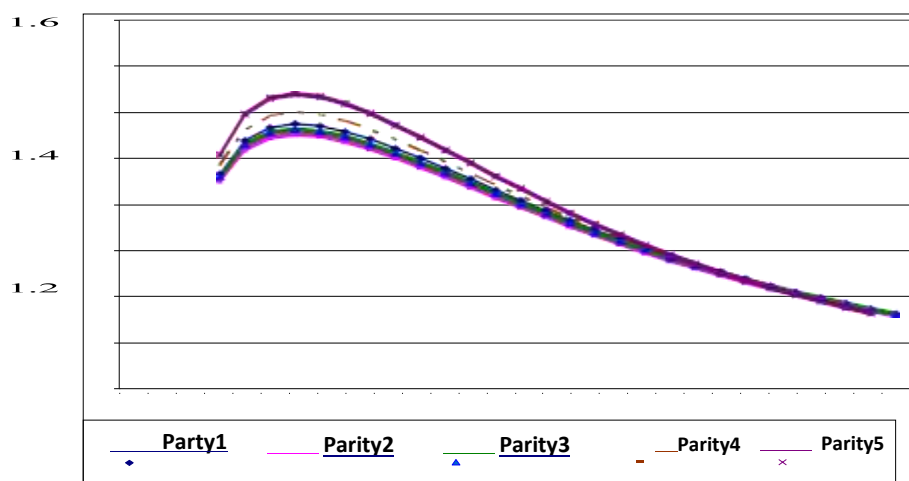
البرازيل، وأقل مما توصل إليه كلاً من (Tekma, 2009؛ أبو ساق وآخرون، 2012)، حيث وصلت قيمة a إلى نحو 5.78 عند ماعز بوفين في تركيا و3.44 عند الماعز المحلي في ليبيا. كما بلغت قيمة b التي تمثل تزايد الإنتاج من وقت الولادة وحتى بلوغ الذروة نحو 0.41 ± 0.01 كغ، وكانت هذه القيمة مقارنة لما توصل إليه (أبو ساق وآخرون، 2012؛ Waheed and Khan, 2013) ، إذ وصل معدل الزيادة b (0.46 الماعز المحلي في ليبيا و0.35 للشامي في الأردن، 0.369 ماعز البييتال في باكستان)، وكانت هذه النتيجة أقل مما توصل إليه (Wakil and Fooda, 2013)، إذ بلغت قيمة b (0.83) في دراسته على ماعز ديفاري في سلطنة عمان، وأكثر مما توصل إليه (Tekma, 2009؛ Merate et al., 2014؛ Lopes, et al., 2016)، إذ بلغت 0.14 ماعز بوفين في تركيا و0.057 ماعز الألب 50% و0.322 للسانين في البرازيل. وكانت قيمة c نحو 0.12 ± 0.01 كغ وهذه النتيجة مقارنة لما توصل إليه (Tekma, 2009؛ Waheed and Khan, 2013)، إذ بلغت 0.12 ماعز البوفين في تركيا، و0.1196 بيتال في باكستان، وأقل مما توصل إليه (قتال، 2008) في دراسته على الماعز الشامي، إذ بلغت 0.21 كغ، وأكثر مما وجده (أبو ساق وآخرون، 2012؛ Ayasrah et al., 2013؛ Wakil and Fooda, 2013؛ Lopes et al., 2016)، إذ قدرت قيمة c (0.08) محلي في ليبيا و0.08 للماعز الشامي في الأردن و-0.14 للماعز ديفاري في سلطنة عمان و0.0089 للسانين في البرازيل) على التوالي. مما سبق ثبت أن نموذج غاما أكثر ملائمة لوصف منحني الحليب عند الماعز الشامي وهذا يتفق مع ما توصل إليه (Tekma, 2009؛ Waheed and Khan, 2013؛ Ayasrah et al., 2013؛ Azevedo et al., 2017). بلغ إنتاج الذرة PY في هذه الدراسة 1.58 كغ وكانت هذه النتيجة أعلى مما توصل إليه (Dara et al., 2012؛ Ayasrah et al., 2013؛ Waheed and Khan, 2013؛ Merate et al., 2014)، إذ بلغت قيم الإنتاج PY (0.38، 1.29، 1.30، 1.018) على التوالي، وأقل مما وجده (أبو ساق وآخرون، 2012؛ Hermiz, 2015؛ Lopes et al., 2016)، إذ بلغت قيم PY (1.84، 2.15، 4.73) على التوالي. وقد بلغ TPY (week) الوقت للوصول للذروة للإنتاج 3.42 أسبوع، وهذه المدة مقارنة مع ما توصل إليه (Rosa et al., 2006؛ Waheed and Khan, 2013؛ Ayasrah et al., 2013؛ Hermiz, 2015؛ Lopes et al., 2016)، حيث بلغت قيم TPY في الدراسات السابقة (3، 3.93، 3.10، 4، 32.14 يوم، 36.13 يوم) على التوالي، وكانت أقل مما وجده (Dara et al., 2012)، وأبو ساق وآخرون، 2012) و(Wakil and Fooda, 2013) حيث بلغت (5.26، 11.35، 11.6). وبلغت قيمة Persistency في هذه الدراسة 85% وهذا متوافق مع ما وجده (Ayasrah et al., 2013)، إذ بلغت 86% في دراستهم على الماعز الشامي في الأردن، وأكثر مما وجده (Tekma, 2009؛ Waheed and Khan, 2013؛ Waheed and Khan, 2013) and Khan, 2013) إذ بلغت قيم P الثباتية (29.76%، 60.17%، 64.17%) على التوالي. وبلغت قيمة R² معامل التحديد (0.98)، مما يشير إلى أن نسبة التباين في الأخطاء كانت صغيرة في الفروق الكلية، وبالتالي فإنها تُعد ملائمة للنموذج ومطابقة البيانات وهذا متوافق مع (Waheed and Khan, 2013) في دراستهم على ماعز البييتال في باكستان، بينما كانت أعلى مما وجده (Tekma, 2009؛ Merate et al., 2014؛ Lopes et al., 2016)، إذ بلغت قيم معامل التحديد (0.86، 91، 0.911). وبلغت قيمة متوسط الخطأ المربع (MSE) في هذه الدراسة 0.14 وهذا متوافق مع ما وجده (Tekma, 2009) على ماعز Bornova في تركيا، إذ بلغت 0.13، وكان متوسط قيمة مربع الخطأ في هذه الدراسة أقل بكثير من النتيجة التي توصل إليها Waheed and Khan, (2013) إذ بلغت 38.45. وكانت قيمة مربع الانحراف (PSB) في هذه الدراسة 0.15 وهي أكثر مما وجده Waheed

Bornova and Khan, (2013) في ماعز البيتال، إذ بلغت 0.13 وأقل بكثير مما وجدته (2009) Takma *et al.*, على ماعز Bornova في تركيا، إذ بلغت (6.35).

ثانياً: تأثير العوامل البيئية في معلمات منحنى الحليب:

1. موسم الولادة:

وجد أن لموسم الولادة تأثيراً معنوياً في معالم منحنى إنتاج الحليب كلها (الجدول 2 والمخطط 1)، إذ بلغت قيمة المعنوية ($p < 0.01$) في دالة a، وكانت أعلى قيمة لها 1.45 ± 0.003 في الموسم الخامس، ولوحظ تزايد الإنتاج الأولي (a) مع تزايد موسم الولادة حيث كانت أدنى قيمة في الموسم الأول إذ بلغت 1.39 ± 0.002 وأعلى قيمة في الموسم الخامس، لم تتفق هذه النتيجة مع (فتال، 2008؛ Waheed and Khan, 2013) في دراستهم على سلالات مختلفة من الماعز، بينما اتفقت مع (Ayasrah *et al.*; Akpa *et al.*, 2001; Hamed, 2010؛ Gipson and Grossman, 1990) وهذا يعكس الإنتاج الأولي المعتدل عند الماعز الشامي، وفي دالة b إذ بلغت قيمتها المعنوية عند ($p < 0.01$)، وكانت أعلى قيمة لها في الموسم الثاني 0.42 ± 0.002 وأدنى قيمة في الموسم الأول 0.39 ± 0.001 وهذا التقدير كان أعلى مما توصل إليه (فتال، 2008؛ Ayasrah *et al.*, 2013) في دراستهم على سلالة الماعز الشامي في سورية والأردن على التوالي، على الماعز الشامي. لوحظ من الجدول (2) انخفاض معدل الزيادة في الإنتاج مع تقدم الموسم الإنتاجي وهذا يعني أن العمر يحتاج إلى فترات أطول للوصول إلى الذروة بالمقارنة مع الأعمار الأصغر. يتفق مع (Gipson and Grossman, 1990؛ Akpa *et al.*, 2001؛ Hamed, 2010; 2008; Ayasrah *et al.*, 2013) وهذا يؤثر على معنوية تأثير موسم الولادة على معدل الوصول إلى ذروة إنتاج الحليب b ومعدل الانخفاض من الذروة c، إذ بلغت معنوية تأثير موسم الولادة على معدل الانخفاض من الذروة في هذه الدراسة ($p < 0.01$) وكان أعلى معدل للانخفاض في الموسم الرابع، إذ بلغ (0.10 ± 0.00)، ولوحظ أنه يزداد مع التقدم في الموسم الإنتاجي. لم يؤثر الموسم الإنتاجي على إنتاج الذروة (PY)، وهذا يتفق مع (Gipson and Grossman, 1990؛ Akpa *et al.*, 2001؛ Hamed, 2010, 2008؛ Ayasrah *et al.*, 2013) عند سلالات الماعز المختلفة. ووجد أنه يوجد تأثير معنوي لموسم الولادة على (TPY) الوقت للوصول للذروة عند ($p < 0.01$) وهذا يتفق مع (Waheed and Khan, 2013؛ Montaldo *et al.*, 1997) وهذا يتفق مع (Ayasrah *et al.*, 2013؛ Marete *et al.*, 2014) على سلالات مختلفة من الماعز، ويختلف مع ما وجدته (Ayasrah *et al.*, 2013) في دراسته على الماعز الشامي في الأردن. وجد أن لموسم الولادة تأثير معنوي على الثباتية عند ($p < 0.05$)، وهذا يتوافق مع (Ayasrah *et al.*, 2013؛ Waheed and Khan, 2013؛ Marete *et al.*, 2014) على سلالات مختلفة من الماعز.



المخطط 1. منحنى الحليب بحسب المواسم الإنتاجية

2. سنة الولادة:

وجد أن لسنة الولادة تأثيراً معنوي عالي على متوسط الإنتاج الأولي a، إذ بلغت قيمة المعنوية ($p < 0.001$)، وكانت أعلى قيمة لها في السنة الثالثة 1.46 ± 0.003 سنة 2015، وقد اتفقت النتائج مع (فتال، 2008؛ Hamed, 2010؛ Ayasrah et al., 2013؛ El -Wakil and Fooda, 2013) في دراستهم على سلالات مختلفة من الماعز. واختلفت مع ما وجدته (Marete et al., 2014) في دراسته على سلالة ماعز الألبين. وجد أن لسنة الولادة تأثير معنوي على معدل الزيادة في إنتاج الحليب حتى الوصول للذروة (b) عند ($p < 0.01$)، وكانت أعلى قيمة في السنة الثالثة والخامسة، وهذا يتفق مع (فتال، 2008؛ Hamed, 2010؛ Ayasrah et al., 2013؛ Wakil and Fooda, 2013)؛ أما بالنسبة لمعدل الانخفاض من الذروة (c) فقد كان معنوي عند $p < 0.05$ بما يتفق مع (Catillo et al., 2002؛ El -Wakil and Fooda, 2013؛ Marete et al., 2014)، ومثابه لما أشار إليه (فتال، 2008؛ Hamed, 2010؛ Ayasrah et al., 2013)؛ بأن تأثير السنة على معدل الانخفاض من الذروة يختلف بحسب الفصول ومدى توافر المراعي المرتبطة بمدى توفر الأمطار. كان تأثير السنة على PY معنوي عند ($p < 0.05$) وهذه النتيجة موافقة لما وجدته (فتال، 2008؛ Hamed, 2010؛ Ayasrah et al., 2013؛ 2010؛ Ayasrah et al., 2013)، وكان تأثير السنة مع الوقت للذروة معنوي TPY عند ($p < 0.05$) وذلك مشابه لما وجدته (Ayasrah et al., 2013)، كان تأثير السنة غير معنوي على الثباتية ويتفق ذلك مع ما وجدته (Ayasrah et al., 2013).

3. نموذج الولادة:

لم يكن لنموذج الولادة أي تأثير معنوي على معالم منحنى إنتاج الحليب كلها a,b,c وهذا يتفق مع (Portolano et al., 1997؛ فتال، 2008؛ Hamed, 2010؛ أبو ساق وآخرون، 2012؛ Ayasrah et al., 2013) على سلالات الماعز المختلفة. ويختلف مع (McManus et al., 2004؛ Waheed and Khan, 2013) حيث لاحظوا أن لنموذج الولادة تأثير معنوي وبشكل كبير على معالم منحنى الحليب. لنموذج الولادة تأثيراً غير معنوي على إنتاج الذروة PY وهذا يتفق مع (Hermiz et al., 2015) في دراسة على الماعز الشامي في العراق ومخالف لما وجدته (Hamed, 2010).

2010؛ أبوساق وآخرون، 2012؛ Ayasarah *et al.*, 2013). لنموذج الولادة تأثيراً معنوي على الوقت اللازم للوصول للذروة TPY وهذا موافق لما وجدته (Hamed, 2010؛ Waheed and Khan, Ayasarah *et al.*, 2013؛ Ayasarah *et al.*, 2013) وهذه النتيجة مخالفة لما لاحظته أبو ساق وآخرون (2012) في دراسته على الماعز المحلي في ليبيا. وكان لنموذج الولادة تأثيراً غير معنوي على الثباتية وذلك مشابه لما وجدته (Ayasarah *et al.*, 2013).

4. شهر الولادة:

بينت النتائج أن لشهر الولادة تأثيراً معنوياً ($p < 0.05$) على معدل الإنتاج الأولي (a) وكان أعلى إدرار في شهر شباط وأدنى إنتاج في شهر كانون الثاني (الجدول 2)، وهذا يتفق مع (فتال، 2008؛ Hamed, 2010؛ Marete *et al.*, 2014) ويختلف مع ما وجدته (Ayasarah *et al.*, 2013). وكان لشهر الولادة تأثير معنوي على معدل الوصول للذروة الإنتاج (b) وكان أعلى إدرار في شهر شباط وأدنى إنتاج في شهر كانون الثاني، وهذا متوافق مع ما وجدته (فتال، 2008؛ Marete *et al.*, 2014) ومخالف لما وجدته (Hamed, 2010؛ Ayasarah *et al.*, 2013). لم يكن لشهر الولادة تأثير معنوي على معدل الانخفاض من الذروة (c) و (PY) وهذا يتفق مع (فتال، 2008؛ Hamed, 2010؛ Ayasarah *et al.*, 2013) ويختلف مع ما وجدته (Marete *et al.*, 2014). ولم يكن لشهر الولادة تأثير معنوي على الثباتية وهذا يتفق مع ما وجدته (Ayasarah *et al.*, 2013؛ Marete *et al.*, 2014).

الجدول 2. معلمات وخصائص منحني الحليب لمختلف المواسم في الماعز الشامي.

التأثير	N	a	b	c	PY	TPY	Persistency
		Mean±SE	Mean±SE	Mean±SE	Mean	Mean	Mean±SE
Over all mean	405	1.44±0.07	0.41±0.01	0.12±0.01	1.58	3.42	0.85±0.002
رقم الموسم		**	**	**	ns	**	*
2	100	1.40±0.001	0.42±0.002	0.08±0.00	1.84	5.25	0.87±0.002
3	67	1.42±0.002	0.41±0.003	0.09±0.00	1.75	4.55	0.87±0.003
4	49	1.44±0.002	0.40±0.004	0.10±0.00	1.68	4	0.85±0.004
5≥	34	1.45±0.003	0.40±0.002	0.09±0.00	1.76	4.44	0.84±0.002
السنة		***	**	*	*	*	ns
2014	96	1.40±0.002	0.40±0.003	0.10±0.000	1.63	4	0.87±0.002
2015	85	1.46±0.003	0.41±0.002	0.11±0.000	1.66	3.72	0.87±0.003
2016	80	1.30±0.002	0.40±0.004	0.12±0.000	1.41	3.33	0.85±0.004
2017	66	1.45±0.002	0.41±0.004	0.09±0.000	1.79	4.55	0.84±0.002
نموذج ولادة		ns	ns	ns	ns	*	ns
1	200	1.48±0.004	0.41±0.004	0.11±0.000	1.68	3.72	0.87±0.003
2	189	1.51±0.003	0.42±0.003	0.12±0.000	1.73	3.5	0.85±0.004
3	13	1.30±0.002	0.40±0.002	0.10±0.000	1.51	4	0.86±0.002
شهر الولادة		*	*	*	ns	*	ns
12	32	1.40±0.002	0.41±0.003	0.12±0.000	1.53	3.41	0.86±0.002
1	265	1.30±0.002	0.40±0.004	0.10±0.000	1.51	4	0.87±0.003
2	90	1.46±0.003	0.42±0.002	0.11±0.000	1.68	3.81	0.85±0.004
3	15	1.45±0.002	0.41±0.004	0.09±0.000	1.79	4.55	0.84±0.002

ns: not-significant, *0.05, **0.01, ***0.001.

ثالثاً: التقديرات الوراثية لمعاملات منحني الحليب:

يوضح الجدول (4) التقديرات للمكافئ الوراثي لمعاملات منحني الحليب a,b,c,PY,P، حيث كانت قيمة المكافئ الوراثي لـ a (0.18) وهي أعلى مما وجدته (Hamed, 2010؛ Ayasrah et al., 2013؛ Azevedo et al., 2017) إذ بلغت (0.04، 0.09، 0.17) على التوالي. وأقل مما وجدته (فتال، 2008) في دراسته (0.58) على الماعز الشامي في سورية. وكان المكافئ الوراثي لـ b (0.12) وهي أعلى مما وجدته (Hamed, 2010؛ Ayasrah et al., 2013؛ 2017؛ Azevedo et al., 2017)، إذ بلغ (0.02، 0.07، 0.11) على التوالي. وأقل مما وجدته (فتال، 2008) في دراسته (0.35). وكان المكافئ الوراثي لـ c (0.1) وهي أعلى مما وجدته (Hamed, 2010؛ Ayasrah et al., 2013؛ 2017؛ Azevedo et al., 2017)، إذ بلغت (0.02، 0.08، 0.08) على التوالي. وأقل مما وجدته (فتال، 2008) في دراسته (0.31). وكان المكافئ الوراثي لـ PY (0.11) وهي أعلى مما وجدته (Ayasrah et al., 2013)، إذ بلغت (0.04). وبلغت قيمة المكافئ الوراثي لـ Persistence (0.12) وهي أعلى مما وجدته (Ayasrah et al., 2013)، إذ بلغت (0.07) شامي في الأردن، يمكن أن تكون تقديرات التوريث المنخفضة التي تم الحصول عليها في هذه الدراسة بسبب الاختلافات بين النماذج المستخدمة، والسلالة، وأيضاً التنوع البيئي والوراثي الذي يؤثر على القياسات المختلفة. بلغت قيم المعامل التكراري للعوامل المدروسة (a, b, c, PY, Persistence) (0.22، 0.13، 0.24، 0.23، 0.3) على التوالي، وهي مقاربة لما توصل إليه (Ayasrah et al., 2013) في دراسته على الماعز الشامي في الأردن. وهذه التقديرات أقل مما توصل إليه (Hamed, 2010) بشكل عام، تقديرات التكرار لمعاملات المنحنى هي تقديرات أعلى من التقديرات الواردة في الأدبيات بسبب التغيرات البيئية الدائمة والوراثية (Ayasrah et al., 2013).

الجدول 3. قيم المكافئ الوراثي والمعامل التكراري للعوامل المدروسة.

المعامل التكراري	المكافئ الوراثي	المعاملات
0.3	0.18	a
0.23	0.12	b
0.24	0.1	c
0.13	0.11	PY
0.22	0.12	Persistence

يستنتج من هذه الدراسة أن دالة غاما غير الكاملة كافية في وصف منحني الحليب عند الإناث الحلوب للماعز الشامي. وبالتالي يوصى باستخدام هذه الدالة. حيث يمكن من خلالها معرفة التغير الحاصل في منحني الحليب خلال مدة الإدرار والتنبؤ بإنتاج الحليب، ومعرفة الحيوانات لردية الإنتاج لاستبعادها من العملية الإنتاجية.

المراجع:

التقرير السنوي للمركز العربي لدراسات المناطق الجافة والأراضي القاحلة (2000). إدارة دراسات الثروة الحيوانية أكساد /ثح/ن/246/. فتحي، أبوساق وعبدالكريم احتاش وعياد مجيد وإبراهيم عزاققة (2012). استخدام دالة غاما الناقصة في وصف منحني الإدرار في الماعز المحلي وهجنه. المجلة الليبية للعلوم الزراعية. 17 (1-2).

Akpa, G.N.; E.O. Asiribo; O.O. Oni; and J.P. Alawa (2001). The influence of non-genetic factors on the shape of lactation curve in Red Sokoto goats. Anim. Sci., 72: 233-239.

- Ali, T.; and E. Schaeffer (1987). Accounting for covariances among test-day milk yields in dairy cows. *Can J. Anim. Sci.*, 67: 637 – 644.
- Ayasrah, E.M.; S. Abou-Bakr; and M.A.M. Ibrahim (2013). Characteristics of lactation curve in Damascus goats in Jordan. *J. Animal and Poultry Prod., Mansoura Univ.*, 4 (8):479-491.
- Azevedo, C.F; M. Nascimento; and F.F. Silva (2017). Comparing nonlinear mixed models for genetic evaluation of lactation curves in dairy goats. SIQUEIRA, Otávio Henrique Gomes Barbosa Dias de, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, February.
- Bondoc, O.C.; C. Smith; and J. Gibson (1989). A review of breeding strategies for genetic improvement of dairy cattle in developing countries. *Animal Breeding*. 57: 819-829.
- Catillo, G.; N.P.P. Macciotta; A. Carretta; and A. Cappio-Borlino (2002). Effects of age and calving season on lactation curves of milk production traits in Italian water buffaloes. *Journal of Dairy Science*. 85: 1298-1306. [http://dx.doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(02\)74194-5](http://dx.doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(02)74194-5)
- Dag, B.; I. Keskin; and F. Mikailsoy (2005). Application of different models to the lactation curves of unimproved Awassi ewes in Turkey. *S. Afr. J. Anim. Sci.*, 35: 238-243.
- Devendra, C. (1980). Milk production in goats compared to buffalo and cattle in humid tropics. *Journal of Dairy Science*. 63:1755-1767. [http://dx.doi.org/10.3168/jds.S0022-0302\(80\) 83135-3](http://dx.doi.org/10.3168/jds.S0022-0302(80) 83135-3)
- El-Wakil, S.I.; and T.A. Fooda (2013). The potentiality of milk production and lactation curve in Dhofari goat. *Egyptian Journal of Sheep and Goat Sciences*. 8(2):21-31 ref.28.
- Gipson, T.A.; and M. Grossman (1989). Diphasic analysis of lactation curves in dairy goats. *J. Dairy Sci.*, 72: 1035-1044.
- Gipson, T.A.; and M. Grossman (1990). Lactation curves in dairy goats: a review. *Small Rumin. Res.*, 3: 383-396.
- Gipson, T.A. (2002). Preliminary observations: Inbreeding in dairy goats and its effects on milk production. In: *Proceedings of 17th Ann. Goat Field Day, Langston*, 51-56.
- Hayden, T.J.; C.R. Thomas; and I.A. Forsyth (1979). Effect of number of young born (litter size) on milk yield of goats: role for placental lactogen. *J. Dairy Sci.*, 62: 53-57.
- Hermiz, H.N.; M.K. Asofi; and A.A. Al-Rawi (1998). Some genetic and nongenetic causes of variation in milk traits of Iraqi local goat. 6th world congress on genetics applied to livestock production. 12-16 January. Armidale, NSW, Australia. 24: 212-215.
- Hermiz, H.N.; M. Singh; A.A. Al-Rawi; and J.E. Alkass (2004). Genetic and nongenetic parameters for milk traits in Iraqi local goat and their crosses. *Dirasat Agricultural Science*. 31(2): 223-228.
- Hermiz, H.N.; S.h.M. Ameen; T.R. Al-Khatib; A.M. Ahmed; and D.A. Hamad (2015). Non genetic effects and prediction equations for milk traits of Shami ewes in ERBIL-KRG-IRAQ. *Proceedings of The IRES 10th International Conference, Prague, Czech Republic, 27th September.*, ISBN: 978-93-82702-05-4.
- Kassem, R.; W. Al-Azzawi; K. Al-Najjar; Y. Massri; Z. Abdo; and I. El- Erk (2006). Genetic and phenotypic parameters of some milk traits in Syrian Awassi sheep. *The Arab J. for Environments*. 1(0): 55-61.
- Marete, A.G.; R.O. Mosi; J.O. Amimo; and J.O. Jung (2014). Characteristics of lactation curves of the Kenya Alpine dairy goats in smallholder farms. *Open Journal of Animal Sciences*. 4: 92-102 <http://dx.doi.org/10.4236/ojas.2014.42013>.

- Waheed A, I.; and S.K. Muammad (2013). Lactation curve of Beetal goats in Pakistan. *Archiv.* 56(89): 892-898.
- Montaldo, H.; A. Almanza; and A. Juárez (1997). Genetic group, age and season effects on lactation curve shape in goats. *Small Rumin. Res.*, 24: 195-202.
- McManus, C.; G.S. Filho; D.A. Silva; A. Mariante; and H. Louvandini (2004). Factors which influence parameters of goat lactation curves in the Federal District. *Rev Bras Zootec* 32 (Suppl), 1614-1623. (in Portuguese).
- Macciota, N.P.P.; P. Fresi; G. Usai; and A. Cappio-Borlino (2005). Lactation curves of Sarda breed goats estimated with test day models. *J Dairy Res.*, 72: 470-475.
- Mavrogenis, A.P.; A. Constantinou; and A. Louca (1984). Environmental and genetic causes of variation in production traits of Damascus goat production. *Anim. Prod.*, 38: 99-104.
- Muhammad, A.; J. Philip; R. Peter; S. Muhammad; A. Muhammad; and E. Maroon (2009). Factors affecting the shape of the lactation curve in Nile-Ravi buffaloes in Pakistan. *Pakistan Journal of Zoology.* 9: 201-220.
- Morand-Fehr, P.; and V. Sauvant (1978). Nutrition and Optimum Performance of Dairy Goats. *Livestock Production Science.* 5: 203-212. [http://dx.doi.org/10.1016/0301-6226\(78\)90046-5](http://dx.doi.org/10.1016/0301-6226(78)90046-5)
- Osinowo, O.A.; and B.Y. Abubakar (1989). Appropriate breeding strategies for small ruminant production in West and Central Africa. In: Adeniji, K.O., Ed., *Proceedings of the Workshop on the Improvement of Small Ruminants in West and Central Africa*, Ibadan, 21-25 November, 71-84.
- Odenya, W.O. (1984). Milk production yields from Toggenburg and Black Bedouin goats under medium rainfall zone. Ministry of Livestock Development, Kenya: Sheep and Goats Development Project, Technical Note No. 21, 5.
- Ruvuna, F.; J.K. Kogi; S.M. Mkuu; and J.F. Taylor (1995). Lactation Curves among Crosses of Galla and East African with Toggenburg and Anglo Nubian Goat. *Small Ruminant Research.* 16: 1-6. [http://dx.doi.org/10.1016/0921-4488\(94\)00043-7](http://dx.doi.org/10.1016/0921-4488(94)00043-7)
- Schaeffer, L.R. (2001). Animal Models. <http://WWW.aps.uoguelph.ca/~Irs/Animalz/10-637-last> updated: Jan. 4. University of Guelph, Ontario.
- Singh, R.N.; and R.M. Acharya (1982). Genetic and environmental trends of milk production in a closed flock of Beetal goats. *J. Dairy Sci.*, 65: 2015-2017.
- SAS, (1996). Users guide, Version 6.12. SAS Inst. Inc., Cary, North Carolina, USA.
- Sharaby, M.A.; and M.A. Aziz (1994). Factors affecting lactation curves of Friesian cows in Saudi Arabia. *J. King. Saud. Uni.*, 6: 253-259.
- Takma, C.; Y. Akbas; and T. Taskin (2009). Modeling lactation curves of Turkish Saanen and Bornova goats. *Asian J. Anim. Vet. Adv.*, 4: 122-129.
- Wahome, R.G.; A.B. Carles; and H.J. Schewartz (1994). An analysis of variation of lactation curves of small East African Goats. *Small Ruminant Research.* 15: 1-7. [http://dx.doi.org/10.1016/0921-4488\(94\)90053-1](http://dx.doi.org/10.1016/0921-4488(94)90053-1)
- Wahome, R.G. (1987). Milk production potential of free ranging small East African goats. Thesis, University of Nairobi.
- Wood, P.D.P. (1974). A note on the estimation of total lactation yield from production on a single day. *Anim. Prod.*, 19: 393-396.

Constants Estimation of Milk Curve in Shami Goats under the Effect of Some Factors

Hadeel Obaid^{*(1)} Hassan Emmad Al-Masri⁽²⁾ Kamel Fattal⁽³⁾ and Abdel Nasser Al-Omar⁽¹⁾

(1). Hama Agricultural Scientific Research Center, General Commission for Scientific Agricultural Research (GCSAR), Damascus, Syria.

(2). Department of Animal Production, Faculty of Agriculture, University of Aleppo, Aleppo, Syria.

(3). Aleppo Agricultural Scientific Research Center, (GCSAR), Damascus, Syria.

(*Corresponding author: Eng. Hadeel Obaid. E-Mail: hadilobaid2017@gmail.com).

Received: 04/12/2019

Accepted: 03/06/2019

Abstract

The research was carried out at Hama Research Center, General Commission for Scientific Agricultural Research (GCSAR) within 2013 and 2017, with the aim of defining milk production curve for goats and studying some of the factors affecting it. The analysis of variance was used to determine the effect of different factors, and Duncan test for comparison of averages, using SAS program (1996), and the incomplete linear gamma function was used to estimate the parameters of equation (a, b, c). The parameters of the milk production curve in Shami goats were about: 1.44 ± 0.07 kg for function a (average initial production), 0.41 ± 0.01 kg for b (increase to peak), and 0.12 ± 0.01 kg for c (drop after climax). The peak milk production (PY) and peak week TPY, Persistency, R^2 , Average Mean Square Error (MSE), Square Deviation (PSB) 1.58 Kg, 3.42, 85%, 0.98, 0.14 and 0.15 respectively. The genetic equivalent of coefficients a, b, c, py and Persistency were 0.18, 0.12, 0.1, 0.11 and 0.12 respectively. The coefficients for a, b, c, py and Persistency were 0.3, 0.23, 0.24, 0.12 and 0.22, respectively. Thus, it can be concluded that the incomplete gamma function was sufficient to describe the milk curve of the Shami goat.

Keywords: Milk curve, Milk production peak, Shami goats.