





سال پنجم/شماره سوم/پاییز ۱۳۹۵ (۴۷–۳۵)

# مقایسه برازش برخی از مدلهای ریاضی به منظور توصیف کینتیک تخمیر شکمبهای بر اساس آزمون تولید گاز برای علوفه یونجه

خليل زابلى\*

استادیار گروه علوم دامی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه بو علی سینا همدان

(تاریخ دریافت: ۹۵/۳/۱۷ - تاریخ پذیرش: ۹۵/۸/۸)

#### چکیدہ

در این تحقیق از مدلهای ریاضی برای بررسی کینتیک تخمیر شکمبه ای علوفه یونجه استفاده شد. این مدلها شامل مدل نمایی (EXP)، میکلیلیس -منتن (MIC)، میچرلینگ (MIT)، ویبول (WEB)، کور کمز -اوکاردس (KOR) و فرانس (FRC) بودند. آزمون تولید گاز در ۴ دوره جداگانه انجام شد. تعداد ۳ عدد سرنگ (۳ تکرار) حاوی نمونه خوراک برای هر دوره در نظر گرفته شد و حجم گاز تولید شده در هر دوره در زمانهای مختلف انکوباسیون (۴۴ ساعت) به وسیله این مدلها برازش شد. از آمارههای میانگین گاز تولید گاز تولید شده در هر دوره در زمانهای مختلف انکوباسیون (۴۴ ساعت) به وسیله این مدلها برازش شد. از آمارههای میانگین مربعات خطا (MSC)، ضریب تعیین (<sup>2</sup>R) و میانگین درصد خطا (۴۴ ساعت) به وسیله این مدلها برازش شد. از آمارههای میانگین دور بین-واتسون، شاپیرو-ویلک، معیار اطلاعات بیزی (MEC)، معیار اطلاعات آکائیک (AIC) و فاکتور صحت (AF) برای انتخاب به مدل استفاده شد. از آمارههای معیار اطلاعات آکائیک (ON) و فاکتور صحت (AF) برای انتخاب به وربین-واتسون، شاپیرو-ویلک، معیار اطلاعات بیزی (MIC)، معیار اطلاعات آکائیک (ON) و فاکتور صحت (AF) برای انتخاب بهترین مدل استفاده شد. نتایج نشان داد مقدار عSM در مدل های PRC و اطلاعات آکائیک (ON) و ON (V۱۹۹۷)، نسبت به مدل (V۱۴۳۷) بیشتر بهترین (داد). و ON (۷۹۲۱)، و ON (۷۹۱۷)، نسبت به مدل (۷۹۳۳) بیشتر و در ۵۰/۰-*P*). آزمون شاپیرو-ویلک نشان داد مقدار ای EXP در مدل های PRC، و ۹۲۹/۷) و ON (۷۹۹۷)، یستر مود (۵۵ - / -*P*). آزمون شاپیرو-ویلک نشان داد بهغیر از مدل EXP، مقدار خطا در همه مدل ها دارای توزیع نرمال بود. مقادیر کمتر مود (۵۵ - / -*P*). آزمون شاپیرو-ویلک نشان داد بهغیر از مدل EXP، مقدار خطا در همه مدل ها دارای توزیع نرمال بود. مقادیر کمتر مود (۵۵ - / -*P*). آزمون شاپیرو-ویلک نشان داد بهغیر از مدل EXP، مقدار خطا در همه مدل ها دارای توزیع نرمال بود. مقادیر کمتر مود (۵۵ کال و در ۵۰ کال و میز ای داد). و ۲۳۸۰ و ۲۸/۰ و ۲۵ کال و در دکا و داد) در در ماله و در در ای ای در در کال و در در کال و در در کال و در در کار و و تول ک معربی مود ما دارای نکویی برازش بهتری برآورد کردند. لذا میتوان برای توصیف پروفیل تولید گاز از مدلهای فوق بهجای مدل شکره مادل و داد.

واژههای کلیدی: آزمون تولید گاز، مدلهای ریاضی، نکویی برازش، یونجه

نویسندهٔ مسئول: khzaboli@gmail.com

#### مقدمه

آزمون تولید گاز، اطلاعات با ارزشی در مورد کینتیک هضم خوراک در شکمبه ارایه می دهد ( ; 1994 , 1994 مشخصی از خوراک در شکمبه ارایه می دهد ( ; 1994 مشخصی از خوراک در مایع شکمبه انکوباسیون شده و حجم گاز تولید شده در فواصل زمانی معین و متوالی که نشان دهنده سرعت شده در فواصل زمانی معین و متوالی که نشان دهنده سرعت مضم خوراک است، اندازه گیری می شود. توصیف دادههای حاصل از آزمایش فوق عمدتاً از راه برازش آنها به وسیله تعدادی از مدلهای غیرخطی صورت می گیرد ( France *et al.*, 2000 تاثیر گذار باشد. برخی از این تفاوتها ممکن است مربوط به شرایط آزمایش و نوع خوراک باشد. اما برخی دیگر به توانایی مدل و انعطاف پذیری آن در پیش بینی و توصیف نتایج (Peripolli *et al.*, 2014, 2014).

از آنجا که منحنی تولید گاز ساختار غیرخطی دارد، لذا مدلهایی که برای توصیف آن بکار میروند، باید چنین ساختاری داشته باشند (Uckardes *et al.*, 2013). برخی از این مدلها، ساختار زیگموییدی دارند که علت استفاده از این ساختار، وجود فعالیت میکروبی در شکمبه بیان شده است (Uckardes *et al.*, 2013). اما برخی دیگر از این مدل-ها، ساختار غیرزیگموییدی دارند. لذا امروزه برای برآورد بهتر نتایج آزمون تولید گاز، انواع مدلهای با ساختار زیگموییدی و غیرزیگموییدی به کار برده شده است و در این رابطه، فرمولهای متعدد ارایه شده است ( ;France *et al.*, 2005).

در بیشتر مطالعات مربوط به کینتیک تخمیر شکمبه در آزمون تولید گاز از معادله نمایی<sup>۱</sup> (EXP) بهصورت Orskov and McDonald, استفاده میشود ( Jorskov and McDonald, او 20 از (1979). مدل EXP ساختار غیر زیگموییدی دارد و یکی از شناختهترین مدلها در پیش بینی کینتیک تخمیر شکمبه شناخته ترین مدلها در پیش بینی کینتیک تحمیر شکمبه شناخته می این مدل بر آن است که سرعت تولید گاز در شکمبه فقط به در دسترس بودن خوراک بستگی دارد (Wang *et al.*, 2011).

پیشبینی تولید گاز استفاده می شود، مدل فرانس (FRC) است. مدل FRC دارای ساختار زیگموییدی بوده و انعطاف-پذیری زیادی در برازش داده های تولید گاز دارد. فرض مدل FRC بر آن است که سرعت تولید گاز مستقیماً با سرعت تجزیه خوراک ارتباط داشته و این وضعیت به مدت زمان تخمیر و زمان اتصال باکتری ها به اجزای خوراک وابسته است (France *et al.*, 1993).

علاوه بر این، مدلهایی هم وجود دارند که به وسیله سایر محققین برای این منظور ارایه شدهاند که کمتر مورد توجه قرار گرفتهاند (Tedeschi et al., 2008). از جمله این مدلها می توان به مدل میکائیلیس-منتن (MIC)، میچرلینگ ٔ (MIT)، ويبول (WEB) و كوركمز ⊣وكاردس (KOR) اشاره نمود. مدل MIC در ابتدا به منظور بررسی کینتیک آنزیمی ارایه شده بود. این مدل به منظور توصیف کینتیک تولید گاز در شکمبه پیشنهاد داده شد و بعدها مورد استفاده قرار گرفت (France *et al.,* 1993). همچنین، مدل MIT که قبلاً در بیشتر مطالعات مربوط به رشد گیاه و تغذیه از آن استفاده شده است، جهت پیش بینی تولید گاز و تخمیر شکمبه مورد استفاده قرار گرفت ( Uckardes, 2013; France et al., 2000). بر اساس نظر محققین، مدل های MIC و MIT به دلیل انعطافپذیری زیاد، توانایی ارایه هر دو ساختار زیگموییدی و غیر زیگموییدی را دارند ( France et al., ) 2000). مدل WEB که در گذشته، در توصيف توابع رشد استفاده شده بود، جهت بررسي كينتيك تخمير شكمبه مورد استفاده قرار گرفت ( Huhtanen et al., 2008; Uckardes and Efe, 2014). همچنین، مدل KOR با یک ساختار لگاریتمی، جهت پیشبینی روند تجزیه پذیری علوفه یونجه در شكمبه ارایه شد (Korkmaz and Uckardes, 2014). با توجه به اینکه مقایسه جامعی بین مدلهای فوق از نظر

با نوجه به اینکه مفایسه جامعی بین مدلهای قوق از نظر قابلیت پیشبینی کینتیک تخمیر شکمبه در آزمون تولید گاز صورت نگرفته است و از آنجا که در بیشتر آزمایشهای ارزشیابی مواد خوراکی، از علوفه یونجه بهعنوان یک خوراک

- 2. France
- 3. Michaelis-Menten

- 5. Weibull
- 6. Korkmaz-Uckardes

Mitscherlich

<sup>1.</sup> Exponential

استاندارد و با اهمیت در تغذیه نشخوار کنندگان استفاده می-شود، لذا در پژوهش حاضر سعی شد تا دقت هر کدام از مدلهای فوق از نظر نکویی برازش و برخی آزمونهای مرتبط از قبیل آزمون دوربین-واتسون<sup>۱</sup>، شاپیرو-ویلک<sup>۲</sup>، معیار اطلاعات بیزی<sup>۲</sup>، معیار اطلاعات آکائیک<sup>۲</sup>، فاکتور صحت<sup>۵</sup> و تست اجرا<sup>۲</sup> روی علوفه یونجه مورد مقایسه قرار گیرد.

#### مواد و روش ها

نمونه خوراک و نحوه آمادهسازی آن: در این آزمایش از علوفه یونجه (Medicago sativa) خشک استفاده شد. علوفه ابتدا با استفاده از آسیاب مجهز به الک ۲ میلیمتری آسیاب شد و از علوفه آسیاب شده برای تجزیه شیمیایی و انجام آزمون تولید گاز استفاده شد (Tedeschi *et al.*, 2008). درصد ماده گاز استفاده شد (Tedeschi *et al.*, 2008). درصد ماده خشک و ترکیب شیمیایی علوفه (درصد ماده آلی، پروتئین خام، چربی خام، NDF، NDF و NFC) با استفاده از روش-مای استاندارد تعیین شدند ( NFC یا استفاده از روش-مای استاندارد تعیین شدند ( AOAC, 1995; Vansoest *et* ارایه شده است.

حیوانات و نحوه آمادهسازی مایع شکمبه: برای گرفتن مایع شکمبه از تعداد ۳ رأس گوسفند نر و بالغ نژاد مهربان (با میانگین وزن زنده ۶۰ کیلوگرم) مجهز به فیستولای شکمبه-ای استفاده شد. گوسفندان به طور روزانه در دو وعده غذایی صبح و عصر با استفاده از علوفه یونجه (۶۰ درصد) و کنسانتره (۴۰ درصد) مطابق پیشنهاد (2007) NRC تغذیه شدند. این حیوانات از ۱۰ روز قبل به جیره مورد نظر عادت-دهی شدند و در طول این مدت به آب آشامیدنی سالم، نمک و بلوک مواد معدنی دسترسی آزاد داشتند. دو ساعت بعد از تغذیه صبحگاهی، مایع شکمبه از گوسفندان در یک نوبت گرفته شد. سپس مایع شکمبه مربوط به هر ۳ رأس گوسفند روی هم ریخته شد و بلافاصله در شرایط بی هوازی و در

مجاورت آب گرم (۳۹ درجه سانتیگراد) در داخل فلاسک به آزمایشگاه منتقل شد (He et al., 2016).

بافر شامل ۴۰۰ میلی لیتر آب مقطر، ۰/۱ میلی لیتر محلول میکرو (۱۳/۲ گرم CaCl<sub>2</sub>.2H<sub>2</sub>O، ۱۰ گرم MnCl<sub>2</sub>.4H<sub>2</sub>O، ۱ گرم FeCl<sub>3</sub>.6H<sub>2</sub>O در ۱۰۰ میلی لیتر آب مقطر)، ۲۰۰ میلی لیتر محلول بافر بی کربنات (۳۵ گرم NaHCO<sub>3</sub> و ۴ گرم (NH<sub>4</sub>)HCO<sub>3</sub> در یک لیتر آب مقطر)، ۲۰۰ میلیلیتر محلول ماکرو (۵/۷ گرم Na<sub>2</sub>HPO<sub>4</sub> ۶/۲ گرم KH<sub>2</sub>PO<sub>4</sub> و *۴*/۶ گرم MgSO<sub>4</sub>.7H<sub>2</sub>O در یک لیتر آب مقطر)، ۱ میلیلیتر محلول رزازورین (۱۰۰ میلیگرم رزازولین در ۱۰۰ میلی لیتر آب مقطر) و ۴۰ میلی لیتر محلول احیاء کننده (۴ میلیلیتر NaOH یک نرمال و ۶۲۵ میلیگرم Na<sub>2</sub>S.9H<sub>2</sub>O که به ۹۵ میلیلیتر آب مقطر اضافه شد) بود (Menke and Steingass, 1988). مايع شكمبه از راه پارچه متقال چهار لایه صاف شد و سپس به نسبت ۲:۱ با محلول بافر آماده شده در مجاورت گاز دی اکسید کربن مخلوط شد و به عنوان مایع شکمبه بافری شده جهت استفاده بعدی در داخل حمام بنماری در دمای ۳۹ درجه سانتیگراد و تحت شرایط بیهواری نگهداری شد.

آزمون تولید گاز در ۴ دوره ۱۴۴ ساعته (۴ اجرا<sup>۷</sup>) و بطور جداگانه انجام گرفت. برای این منظور، ۲۸ روز (۴ دوره ۷ روزه) متوالی در نظر گرفته شد. در هر دوره، ۱ روز برای آمادهسازی سرنگها و ۶ روز (۱۴۴ ساعت) هم برای دوره اصلی آزمایش (ثبت دادهها) اختصاص یافت.

در هر دوره ۱۴۴ ساعته (هر اجرا)، تعداد ۳ عدد سرنگ حاوی نمونه خوراک در نظر گرفته شد و به هر کدام از این سرنگها (۳ تکرار)، مقدار ۲۰۰ میلی گرم یونجه (خشک شده در آون ۶۵ درجه سانتیگراد) به همراه ۳۰ میلی لیتر مایع شکمبه بافری شده اضافه گردید. سرنگها از جنس شیشه و دارای حجم ۱۰۰ میلی لیتر بودند. همچنین، به منظور تصحیح اثرات مایع شکمبه، تعداد ۲ عدد سرنگ به عنوان بلانک (سرنگهای حاوی مایع شکمبه بافری شده و فاقد نمونه خوراک) نیز در هر دوره در نظر گرفته شد ( .He et al.

<sup>1.</sup> Durbin-Watson

<sup>2.</sup> Shapiro–Wilk

<sup>3.</sup> Bayesian Information Criterion (BIC)

<sup>4.</sup> Akaike's Information Criterion (AIC)

<sup>5.</sup> Accuracy Factor

<sup>6.</sup> Run test

۳۷

<sup>7.</sup> Run

:(Uckades, 2014

, ابطه ۱ :

, ابطه ۲ :

رابطه ۳ :

, ابطه ۴:

, ابطه ۵ :

شد.

رابطههای ۱، ۲ و ۳ محاسبه شدند ( Korkmaz and

در رابطههای ۱، ۲ و ۲، y<sub>i</sub> مقدار مشاهده شده (حجم گاز

تولید شده در هر زمان)،  $\hat{y}$  مقدار پیش بینی شده (حجم گاز

پیشبینی شده در زمان مربوطه)، RSS مجموع مربعات

باقیمانده، n تعداد دادهها (تعداد نقاط زمانی اندازه گیری

شده)، p تعداد یارامتر موجود در هر مدل و Sy<sup>2</sup> بهعنوان

مقادیر RMAD و MPE نیز براساس رابطههای ۴ و ۵ به

برای بررسی قابلیت مدلها در برازش دادهها از برخی از

آزمونهای رایج استفاده شد. برای این منظور از آزمون

دوربين-واتسون (Draper and Smith, 1981)، شاپيرو-ويلک

(West, 1999) و تست اجرا (Wang et al., 2011) استفاده

صورت زیر محاسبه شدند (Peripolli et al., 2014):

واریانس کل در مقادیر مشاهده شده هستند.

 $RSS = \Sigma (y_i - \hat{y})^2$ 

 $RMAD = \sum_{i=1}^{n} \frac{|y_i - \hat{y}_i|}{n}$ 

 $MPE = \frac{1}{n} \Sigma \frac{(y_i - \hat{y}).100}{...}$ 

 $MSE = \frac{RSS}{(n-p)}$  $R^{2} = 1 - \frac{MSE}{S_{y}^{2}}$ 

در هر دوره، همه سرنگهای آماده شده (۳ عدد سرنگ حاوی نمونه خوراک و ۲ عدد سرنگ بلانک) به داخل حمام بنماری با دمای ۳۹ درجه سانتیگراد منتقل شدند و حجم گاز تولید شده (بر حسب میلیلیتر) در ساعات صفر،۱، ۲، ۴، ۶، ۸، ۱۰، ۱۲، ۱۶، ۱۸،۲۰، ۲۴، ۳۲، ۳۶، ۴۰، ۶۱، ۶۱، ۲۷، ۸۰، ۹۶، ۱۲۰ و ۱۴۴ انکوباسیون یادداشت شد.

مقایسه مدلها: در این مطالعه از ۶ مدل برای پیش بینی حجم گاز تولید شده در زمانهای مختلف انکوباسیون استفاده شد. معادله مدلهای مورد نظر در جدول ۲ ارایه شده است. برای این منظور از تعداد ۱۲ سری داده به دست آمده از آزمایش (۴ دوره جداگانه با ۳ تکرار در هر دوره) برای برازش دادهها استفاده شد. دادههای به دست آمده (حجم گاز تولید شده در زمانهای معین) با استفاده از رویه NLIN برنامه (1999) SAS به مدلهای مورد نظر برازش شدند و نتایج به صورت میلی لیتر گاز تولید شده به ازای شدند و نتایج به صورت میلی لیتر گاز تولید شده به ازای

برای نکویی برازش مدلها از مقادیر میانگین مربعات خطا (Mean Square Error = MSE)، ضریب تعیین (R<sup>2</sup>)، انحراف مطلق میانگین باقیمانده ( Residual Mean Absolute ) مطلق میانگین درصد خطا ( Mean (Deviation = RMAD و میانگین درصد خطا ( Rean (Percentage Error = MPE و Rea در هر مدل با استفاده از

جدول ۱- ترکیبات شیمیایی (برحسب درصد ماده خشک) علوفه یونجه مورد آزمایش

Table 1. Chemical composition (based on DM $\%$ ) of alfalfa hay used in the study											
	DM	OM	СР	EE	NDF	ADF	NFC				
Alfalfa	92.96	90.40	14.50	1.92	48.31	36.62	25.68				
Dry matter (DM)	organic matter (OM)	crude protein (	<b>P</b> ) other extract (FI	<ol> <li>nontrol data</li> </ol>	rgent fiber (NDF)	acid detergent fiber (	ADE) and non				

Dry matter (DM), organic matter (OM), crude protein (CP), ether extract (EE), neutral detergent fiber (NDF), acid detergent fiber (ADF) and nonfiber carbohydrate (NFC).

جدول ۲- توصيف مدل هاى رياضى غيرخطى استفاده شده در اين مطالعه Table 2. Description of condidets prolinger methometical models used in the study.

Model	Equation <sup>1</sup>	Shape parameters	Domain
Exponential	$y = A. (1 - e^{-ct})$	-	$t \ge 0$
Michaelis-Menten	A. t <sup>b</sup>	b	$t \ge 0$
	$y = \frac{1}{t^b + k^b}$		
Mitscherling	$y = A. (1 - b. e^{-ct})$	b	$t \ge 0$
Weibull	$y = A. (1 - e^{-ct})^{b}$	b	$t \ge 0$
Korkmaz-Uckardes	$y = A - b.\ln(e^{-ct} + 1)$	b	$t \ge 0$
France	$y = A. (1 - e^{-(c(t-L)-b(\sqrt{t}-\sqrt{L}))})$	b	$t \ge L$

<sup>1</sup>y: volume of gas at time t, A: asymptotic gas volume, c: rate parameter, L: lag parameter, k: the time at A/2 and e: Napier's constant (2.718218284...)

همچنین، آماره معیار اطلاعات بیزی ( Bayesian ) همچنین، آماره معیار اطلاعات (Information Criterion = BIC) و آماره معیار اطلاعات (Akaike's Information Criterion=AIC) محاسبه آماره فاکتور صحت (Wang *et al.*, 2011; Uckardes and Efe, 2014). برای محاسبه آماره فاکتور صحت (Accuracy Factor = AF)): از رابطه ۶ استفاده شد (Uckardes and Efe, 2014):

 $AF = \exp. \sqrt{\frac{RSS}{n}}$  (ابطه ho : در رابطه ho RSS مدد نپر (....RSX ،(۲/۷۱۸۲۸)، مجموع مربعات باقیمانده و n تعداد دادهها (تعداد نقاط زمانی اندازه-

تجزیه آماری دادهها: برای مقایسه فراسنجههای مدلهای مورد مطالعه (شامل پارامترهای A و c) و آمارههای مربوط به مورد مطالعه (شامل پارامترهای A و c) و آمارههای مربوط به نکویی برازش (MSE،  $R^2$ ، MSE و MAD و MI) از رویه GLM برنامه (SAS (1999) SAS استفاده شد. مدل آماری استفاده شده برنامه (1999) SAS استفاده شد. مدل آماری استفاده شده بوابسته،  $\mu_i = \mu + M_i + R_j + e_{ij}$  بود که در آن  $g_{ij}$  متغیر وابسته،  $\mu$  میانگین،  $M_i$  اثر مدل،  $R_j$  اثر اجرا و  $g_{ij}$  خطای باقیمانده بود. مقایسه میانگینها نیز با استفاده از آزمون توکی و در سطح خطای ۵ درصد انجام شد.

#### نتايج و بحث

گیری شده) بود.

نتایج مربوط به پارامترهای پیش بینی شده به وسیله مدلها در جدول شماره ۳ ارایه شده است. همانطور که مشاهده می شود، پتانسیل تولید گاز (A) در مدلهای MIC و FRC به ترتیب ۶۸/۸۸۷ و ۶۸/۲۰۴ میلی لیتر به ازای ۲۰۰ میلی-گرم ماده خشک یونجه پیش بینی شد که به طور معنی داری

بیشتر از سایر مدلها بود (۵/۰<)). در سایر مدلها مقدار این پارامتر کمتر برآورد شد (بین ۶۱/۵۱۲ تا ۶۳/۶۶۳ میلی-لیتر) و تفاوت معنیداری بین این مدلها مشاهده نشد. سرعت تولید گاز (c) در مدل FRC (۱۰/۰۱ درصد در ساعت) به طور معنیداری کمتر از سایر مدلها بود (۵/۰۵) و بیشترین مقدار نیز به وسیله مدل EXP برآورد شد (۱/۰۵) درصد در ساعت).

گزارش شده است که اثر پارامتر b در مدل FRC از راه تصحیح شکل منحنی تولید گاز، باعث انعطاف پذیری مدل فوق در مقایسه با مدل EXP می شود و بر همین اساس مدل Huhtanen et ) دقت زیادی در این خصوص دارد FRC al.,2008). به هر حال، مدلهای با تعداد پارامتر کمتر راحتتر حل و برازش می شوند زیرا با افزایش تعداد پارامترها، همبستگی بین آنها در مدل ممکن است افزایش یابد و لذا مدل سخت تر برازش شود ( Ukardes and Efe, 2014). همانطور که از مدل MIT مشخص است (جدول ۲)، اگر در مدل فوق، مقدار b=۱ باشد، مدل MIT به مدل EXP تبدیل می شود و مشابه مدل EXP یک ساختار غیر زیگموییدی پیدا میکند. در صورتی که b > ۱ باشد، نیز مدل فوق ساختار غیر زیگموییدی پیدا میکند، اما اگر مقدار France et ) باشد، ساختار آن زیگموییدی خواهد شد b > 1al., 2000). تفاوت دو ساختار غیر زیگموییدی و زیگموییدی در این است که در مدل غیر زیگموییدی، سرعت تولید گاز در ابتدا به سرعت کاهش یافته و سپس در ادامه بهآرامی كاهش مى يابد.

جدول ۳- مقایسه مدلها بر اساس پارامترهای برآورد شده آنها Table 3. Comparisons of the models for their parameter estimates

	Model <sup>1</sup>							
Parameter estimates <sup>2</sup>	EXP	MIC	MIT	WEB	KOR	FRC	P-value	
A	61.512 <sup>c</sup>	$68.887^{a}$	62.684 <sup>c</sup>	63.663 <sup>bc</sup>	62.317 <sup>c</sup>	$68.204^{ab}$	0.0005	
c	$0.105^{a}$	-	$0.085^{ab}$	$0.064^{b}$	$0.101^{ab}$	$0.011^{c}$	<.0001	
b	-	1.016	0.875	0.628	77.079	0.311	-	
Lag	-	-	-	-	-	0.374	-	

<sup>T</sup> EXP: Exponential, MIC: Michaelis-Menten, MIT: Mitscherling, WEB: Weibull, KOR: Korkmaz-Uckardes and FRC: France. <sup>2</sup>A: asymptotic gas volume (ml/200mg DM), c: rate parameter (ml.h<sup>-1</sup>), b: shape parameter, Lag: lag time (h).

Means within rows followed by different superscripts are statistically different by Turkey's test.

اما در ساختار زیگموییدی، سرعت تولید گاز در ابتدا به سرعت افزایش یافته و سپس به یک مقدار حداکثری رسیده و در ادامه بهمرور کاهش می یابد. در مدل MIC نیز تغییر مقدار b، ساختار مدل را تغییر میدهد و بر این اساس، اگر در مدل فوق، مقدار b به ترتیب ۱ < و ۱ > باشد، ساختار مدل به صورت زیگموییدی و غیر زیگموییدی خواهد شد (France et al., 2000). در مدل WEB نيز پارامتر b منحنی تولید گاز و نیز سرعت تولید گاز را در طول زمان تغییر میدهد. در مدل WEB اگر b=۱ باشد، مدل فوق به مدل EXP تبدیل می شود. اما اگر مقدار b به ترتیب ۱ < و ۱> باشد، ساختار مدل WEB به ترتیب زیگموییدی و غیر زیگموییدی خواهد شد. همچنین در صورتی که در مدل نبديل ' باشد، مدل فوق به مدل لجستيک ' تبديل b= -1 ،WEB مى شود (Huhtanen et al., 2008). به طور كلى وجود پارامتر b در مدل WEB سبب افزایش انعطاف پذیری این مدل می-شود و بیان شده است که اثر این پارامتر مشابه پارامتر b در مدل FRC است. اثر پارامتر b ممكن است به اتصال میکروبها به اجزای خوراک، رشد میکروبی و یا تغییرات شیمیایی و ساختاری در اجزای خوراک در طول زمان تخمیر نسبت داده شود (Huhtanen et al., 2008). در یک مطالعه مقدار A به ازای ۲۰۰ میلی گرم ماده خشک یونجه در طول ۴۸ ساعت انکوباسیون در مدل EXP (۴۱/۴ میلی لیتر) به طور معنیداری کمتر از مدل MIC (۶۰/۳ میلیلیتر) بود (Wang et al., 2011). علت كمتر بودن مقدار A پیش بینی شده در این مطالعه در مقایسه با نتایج حاضر، می تواند با مدت زمان کمتر انکوباسیون مرتبط باشد (۴۸ ساعت در مقابل ۱۴۴ ساعت). همچنین، مشابه نتایج آزمایش حاضر، در مطالعهای که روی ۳ نوع گیاه شبدر انجام گرفت، مقدار A در مدل WEB بیشتر از مدل MIT بهدست آمد (Uckardes and Efe, 2014). لازم به ذكر است كه مدل MIC برای اولین بار به وسیله میکائیلیس-منتن به منظور بررسی کینتیک آنزیمی ارایه شد. این مدل به وسیله گروت در سال ۱۹۹۶ در آزمون تولید گاز برای توصیف کینتیک تخمير شكمبه مورد استفاده قرار گرفت ( Groot et al., 1996). گزارش شده است که مدل MIC در توصيف

در تحقیقی که روی مواد خوراکی مختلف انجام گرفت، مدل MIC بالاترین مقدار A را بین ۲۱ مدل مطالعه شده داشت (Huhtanen *et al.*, 2008). همچنین، در مطالعه روی سه نوع شبدر، مقدار c در مدل WEB (۵۶/۰ تا ۲۰۶۹ درصد در ساعت) کمتر از مدل MIT (۲۰۶۴) متا ۲۰۵۷ درصد در ساعت) به دست آمد که مشابه نتایج حاضر بود ( uckardes ساعت) به دست آمد که مشابه نتایج حاضر بود ( EXP texp یش بینی کینتیک MIT به دست آمد که مشابه نتایج حاضر بود ( ۶۵/۱ در ماعت) به دست آمد که مشابه نتایج تونیب ۶۶/۹۵ مقدار A و c در طول ۹۶ ساعت انکوباسیون به ترتیب ۶۶/۹۵ میلی لیتر به ازای ۲۰۰ میلی گرم ماده خشک و ۲۰/۰ مرصد در ساعت به دست آمد که با نتایج تحقیق حاضر همخوانی داشت (Sahin *et al.*, 2011). نمودار مربوط به سرعت لحظهای تولید گاز (c) در هر یک از زمانهای انکوباسیون در شکل ۱ ارایه شده است.

مشتق اول معادله هر مدل، سرعت لحظهای تولید گاز را در طول زمان انکوباسیون ارایه میدهد ( ,.ukardes *et al.* ( یابد. 2013). سرعت تولید گاز میتواند افزایش و یا کاهش یابد. افزایش در سرعت تولید گاز در طول زمان ممکن است به دلیل افزایش سوبسترای در دسترس، اتصال میکروبها به ذرات خوراک و یا افزایش تعداد جمعیت میکروبها باشد زمان تخمیر، فاکتورهای متعددی (مانند ساخته شدن مدت زمان تخمیر، فاکتورهای متعددی (مانند ساخته شدن محصولات نهایی تخمیر و کاهش فاکتورهای رشد در France *et al.* 2000 , یاد مدلهای غیر زیگموییدی، سرعت تولید گاز در طول زمان انکوباسیون به مرور کاهش مییابد، اما در مدلهای زیگموییدی سرعت تولید گاز ابتدا افزایش یافته و پس از رسیدن به یک سطح حداکثری، بهمرور کاهش می یابد (France *et al.*, 2000).

اگر در یک مدل سرعت تجزیه پذیری در ابتدا افزایش و سپس کاهش یابد، منعکس کننده این واقعیت است که ابتدا جمعیت میکروبها و در دسترس بودن سوبسترا و اتصال باکتریها در شروع انکوباسیون افزایش یافته و سپس با

کینتیک تولید گاز بهتر از سایر مدلها عمل میکند که علت آن بهتر بودن پارامترهای نکویی برازش بیان شده است (Wang et al., 2011).

<sup>1.</sup> Logistic



Fig. 1. Fractional rate of gas production during incubation times. Models were EXP: Exponential, MIC: Michaelis-Menten, MIT: Mitscherling, WEB: Weibull, KOR: Korkmaz-Uckardes and FRC: France شکل ۱- سرعت لحظه ای تولید گاز در ساعت مختلف انکوباسیون. مدل ها عبارت بودند از اکسپونانشیال (EXP)، میکائیلیس-منتن (MIC)، میچرلینگ (MIC)، ویبول (WEB)، کورکمز-یوکاردس (KOR) و فرانس (FRC)

 $R^2$  در مدلهای توصیف کننده آزمون تولید گاز می تواند معیار مناسبی برای قضاوت و انتخاب مدل باشد ( Uckardes معیار مناسبی برای قضاوت و انتخاب مدل باشد ( et al., 2013 د مشایه نتایج بدست آمده، در تحقیقی که روی ۲۰ نوع علوفه از جمله یونجه انجام شد، مدل  $R^2$  در مقایسه با مدل FRC و MIC در مدلهای بررسی شده مقایسه با مدل 2011 و MIC در مدلهای بررسی شده نمتری بود (2011 , act, 2011 دارای MSE در مدلهای بررسی شده به وسیله سایر محققین نیز، مقدار MSE در مدلهای بررسی شده FRC مدل های MSE در مدلهای بررسی شده نمان داد ( MSE یا کمتری بود ( MSE در مدل های FRC نمان داد ( MSE یا Tedeschi یا MSE در مدل های PRC MIT به ترتیب روند کاهشی نشان داد ( MSE MIT Uckardes and Efe, مقدار WEB نسبت به مدل MSE Uckardes and Efe, انجام شده، در مدل PSE دارای EXP مقدار MSE بیشتر (۵۹۲ در مقابل مقایسه با مدل FRC مقدار MSE بیشتر (۵۹۲ در مقابل مقایسه با مدل PRC کمتر ( ۲۹۷ در مقابل ۱۹۸۸) بود مقایسه با مدار R<sup>2</sup> کمتر (۲۹۷ در مقابل ۱۹۸۸) بود (۲۹۴ دا., 2014). کاهش اینها، سرعت تولید گاز تا انتهای انکوباسیون کاهش یافته است (Huhtanen *et al*., 2008) که چنین وضعیتی در مطالعه حاضر مشاهده نشد.

نتایج مربوط به پارامترهای نکویی برازش در جدول ۴ ارایه شده است. بهطور کلی، منحنی تولید گاز شکل غیرخطی دارد. مقایسه مدلهای غیرخطی از راه نکویی برازش و تجزیه مقدار باقیمانده (مقدار مشاهده شده منهای مقدار پیشبینی شده) صورت می گیرد (Lopez et al., 2004). مقدار پیشبینی شده) صورت می گیرد (X/۴۳۷). مقدار مدلها MIC بیشترین مقدار بود (۲/۴۳۷) و تفاوت آن با مدلهای MIC بیشترین مقدار بود (۲/۴۳۷) و تفاوت آن با مدلهای R<sup>2</sup> بیشترین مقدار بود (۲/۰۵). همچنین، مقدار R<sup>2</sup> در مدل فوق از نظر عددی کمترین مقدار بود (۲/۹۷۳). هر دوی این مقادیر (مقادیر MSE و R<sup>2</sup>) نشاندهنده قابلیت ضعیفتر مدل R2 در پیشبینی دقیق کینتیک تولید گاز ضعیفتر مدل مدلها بود. بر اساس نظر محققین، مقدار

جدول ۴- مقایسه مدلها بر اساس پارامترهای نکویی برازش آنها Table 4. Comparison of the models for their goodness of fit parameters

		Model <sup>1</sup>								
Statistical critera <sup>2</sup>	EXP	MIC	MIT	WEB	KOR	FRC	P-value			
MSE	7.437 <sup>a</sup>	0.917 <sup>c</sup>	3.996 <sup>abc</sup>	1.879 <sup>bc</sup>	$5.528^{ab}$	$0.852^{\circ}$	0.0005			
$\mathbb{R}^2$	$0.973^{\circ}$	$0.997^{a}$	$0.986^{ab}$	0.993 <sup>a</sup>	0.981 <sup>bc</sup>	$0.997^{a}$	<.0001			
RMAD	$2.262^{a}$	0.635 <sup>c</sup>	$1.544^{ab}$	$1.004^{bc}$	1.863 <sup>a</sup>	$0.588^{\circ}$	<.0001			
MPE	$2.786^{a}$	$0.066^{b}$	-1.394 <sup>c</sup>	-1.279 <sup>bc</sup>	-1.745 <sup>c</sup>	0.003 <sup>b</sup>	<.0001			
<sup>1</sup> EVD, Europential MIC, Michaeli	Monton MIT. Mit	acharling W	CD. Walkull V	OD. Kowleman I	Islandss and E	DC. Enamos				

<sup>1</sup>EXP: Exponential, MIC: Michaelis-Menten, MIT: Mitscherling, WEB: Weibull, KOR: Korkmaz-Uckardes and FRC: France. <sup>2</sup>MSE: mean squares errors, R<sup>2</sup>: coefficient of determination, RMAD: residual mean absolute deviation, MPE: mean prediction error. Means within rows followed by different superscripts are statistically different by Turkey's test.

گزارش شده است که مدلهای با تعداد پارامتر بیشتر، معمولاً مقدار MSE کوچکتری دارند که در نتایج حاضر نیز چنین روندی مشاهده شد (Zwitering *et al.*, 1990). اگر مقدار MSE و R<sup>2</sup> در یک مدل به ترتیب زیاد و کم باشد، نشاندهنده این است که مدل دارای نکویی برازش خوبی نشاندهنده این است که مدل دارای نکویی برازش خوبی توجه به مقادیر MSE و R<sup>2</sup> بهدست آمده، مشخص شد که توجه به مقادیر MSE و R<sup>2</sup> بهدست آمده، مشخص شد که مدل FRC و MSE و R<sup>2</sup> بهدست آمده، مشخص شد که مدل مقدار R<sup>2</sup> و MSE و بیشترین مقدار R<sup>2</sup> بهترین عملکرد را در بین همه مدلها داشتند. گزارش شده است که مدل MIC قابلیت برازش خوبی دارد مقدار MSE در آن نسبت به سایر مدلها کمتر باشد مقدار MSE در آن نسبت به سایر مدلها کمتر باشد مطالعه نیز مدل MIC در مقایسه با سایر مدلها دارای نکویی برازش خوبی بود.

مقدار RMAD به عنوان یک شاخصی از نکویی برازش است. هر چقدر مقدار RMAD بهدست آمده از یک مدل، کوچکتر باشد (به صفر نزدیکتر باشد)، نشاندهنده آن است که مدل مورد نظر توانایی و قابلیت بهتری در برازش دادهها دارد RMAD بوانایی و قابلیت بهتری در برازش دادهها دارد RMAD بهطور معنیداری بیشتر از مدلهای MIC و WEB و RCT بود (۵-/۰۰)، اما تفاوت آن با مدل MIT و KOR معنیدار نشد. در بین مدلهای بررسی شده، کمترین مقدار RMAD در مدلهای FRC و MIC مشاهده شد.

مقدار MPE نشاندهنده این است که آیا میانگین مقادیر پیش بینی شده نسبت به مقادیر مشاهده شده، بیش برآورد و یا کم برآورد شده است یا خیر. بر اساس MPE اگر مقادیر پیش بینی شده به وسیله مدل نسبت به مقادیر مشاهده شده بیشتر باشد (بیش برآورد باشد)، مقدار MPE منفی و در غیر این صورت مثبت است. همچنین، اگر مقدار این عدد به صفر این صورت مثبت است. همچنین، اگر مقدار این عدد به صفر نزدیک تر باشد، نشاندهنده بهتر بودن نکویی برازش مدل EXP نزدیک تر باشد، نشاندهنده بهتر بودن میرازش مدل مقدار MPE *et al.*, 2014 به دست آمد و تفاوت آن با سایر مدلها معنی دار شد (۲/۷۸۶ MPE). این وضعیت نشان داد که مقادیر پیش بینی شده به وسیله مدل EXP کمتر از مقادیر مشاهده شده است (کم برآورد شده است). بر خلاف مدل EXP، در

مدلهای FRC و MIC مقدار MPE بهترتیب ۲۰۰۳ و ۲۰۶۶ بود که بسیار نزدیک به عدد صفر بود که نشاندهنده قابلیت بهتر دو مدل فوق در برازش دادهها بود. مشابه نتایج حاضر، در مطالعهای که روی یک جیره حاوی ۶۰ درصد یونجه و با مدلهای مختلف انجام شد، مدل EXP نسبت به مدل FRC در مقابل مدل FRC دارای MAD بزرگتری بود (۴/۰۳ در مقابل (۲/۵۳ و ۲۲/۰۰ بهدست آمد که نشان داد مدل EXP در مقایسه با مدل FRC نکویی برازش ضعیف تری داشته است (Peripolli *et al.*, 2014).

نمودار مربوط به پراکنش مقادیر باقیماندهها که نشاندهنده نکویی,برازش مربوط به مدلها در طول زمان انکوباسیون است (Peripolli *et al.*, 2014) در شکل ۲ ارایه شده است. بر اساس شکل ۲، بیشترین گستردگی مقادیر باقیمانده در ساعات اولیه انکوباسیون اتفاق افتاد، اما این گستردگی در مدلهای WEB رکه FRC و FRC کمتر از سایر مدلها بود که نشاندهنده نکویی برازش بهتر این مدلها نسبت به سایر مدلها بود. همچنین، از اواسط دوره انکوباسیون (از زمان ۶۰ ساعت به بعد) مدلهای KOR ،EXP و MIT مقادیر پیش,بینی شده را بیشتر از مقادیر مشاهده شده برآورد بسیار نزدیک به مقادیر مشاهده شده بود که تأیید کننده نتایچ قبلی حاصل از آزمایش حاضر است.

نتایج مربوط به آزمون دوربین- واتسون در جدول ۵ ارایه شده است. معنیدار شدن آماره دوربین-واتسون (DW) نشاندهنده آن است که خطاها (مقادیر باقیمانده) دارای پراکندگی مستقل نیستند و لذا بین خطاها یک نوع خود همبستگی وجود دارد. این وضعیت نشاندهنده ضعف مدل در برازش دادههاست. دامنه آماره دوربین-واتسون (DW) بین ۰ تا ۴ می باشد. هر چقدر مقدار WD به دست آمده به مرکز این دامنه (عدد ۲) نزدیکتر باشد، نشاندهنده آن است که خطاها دارای پراکندگی مستقل هستند. همچنین، در اعداد نزدیک به مرز این دامنه ( صفر و ۴) نوعی خود همبستگی بین خطاها وجود دارد.



Incubation time (houre)

Fig. 2. Residual dispersion during incubation period. Models were EXP: Exponential, MIC: Michaelis-Menten, MIT: Mitscherling, WEB: Weibull, KOR: Korkmaz-Uckardes and FRC: France

شکل ۲- توزیع مقادیر باقیمانده بعد از برازش مدل ها در طول دوره انکوباسیون. مدل ها عبارت بودند از اکسپونانشیال (EXP)، میکائیلیس-منتن (MIC)، میچرلینگ (MIT)، ویبول (WEB)، کورکمز-یوکاردس (KOR) و فرانس (FRC)

2011). سایر محققین نیز گزارش کردند که هر چند نوعی خود همبستگی بین مقادیر باقیمانده در مدلهای مطالعه شده وجود داشت، اما این مدلها قابلیت خوبی در برازش دادهها داشتند (Pineiro et al., 2008; Wang et al., 2011). در تحقیق حاضر نیز با اینکه در مدلهای FRC و MIC در مقادیر خطاها خود همبستگی مشاهده شد، اما مطابق نتایج مربوط به نکویی برازش، این دو مدل قابلیت خوبی در برازش دادهها داشتند. مطابق جدول ۵ در تمامی مدلها فرض H<sub>0</sub> رد شد (مقادیر باقیمانده در مدلها، پراکندگی مستقل نداشتند). اما از بین ۱۲ نمودار بررسی شده، مدلهای FRC و MIC کارآیی بهتری داشتند (جدول ۵). در یک مطالعه، در بین ۲۳ نمودار مربوط به آزمون تولید گاز، آماره DW در مدل EXP در مقایسه با مدل MIC و FRC در تعداد نمودار بیشتری معنیدار شد (Mang et al., 2011). همچنین، گزارش شده است که DW در مدل EXP در مقایسه با سایر مدلهای بررسی شده در موارد بیشتری معنیدار بود ( ,Wang et al.

			Model <sup>1</sup>			
DW test results <sup>2</sup>	EXP	MIC	MIT	WEB	KOR	FRC
DW	0.170	0.975	0.404	0.546	0.360	1.026
Minimum	0.124	0.478	0.346	0.398	0.274	0.758
Maximum	0.279	2.161	0.563	0.788	0.483	1.863
n	25	25	25	25	25	25
k	2	3	3	3	3	4
d <sub>lower</sub> for P<0.05	1.206	1.123	1.123	1.123	1.123	1.038
d <sub>upper</sub> for <i>P</i> <0.05	1.550	1.654	1.654	1.654	1.654	1.767
$H_0$ Result <sup>#</sup>	Rejected	Rejected	Rejected	Rejected	Rejected	Rejected
Distribution of the curves according	to the significan	t (P<0.05) and	non-significant	(P>0.05) DW v	values (total cur	ve=12)
significant	12	9	12	12	12	6
Non-significant	0	3	0	0	0	4
Inconclusive	0	0	0	0	0	2

جدول ۵- نتایج آزمون دوربین-واتسون در مورد خودهمبستگی بین خطاها Table 5. Durbin Watson (DW)test results for autocorrelation of the errors

<sup>1</sup>EXP: Exponential, MIC: Michaelis-Menten, MIT: Mitscherling, WEB: Weibull, KOR: Korkmaz-Uckardes and FRC: France. <sup>2</sup>n: sample size, k: number of independent variable.IfDW<d lower bound, error terms are positively serially correlated, if d lower bound <DW< d upper bound, test is inconclusive, and if DW>d upper bound; there is no evidence that the error terms are positively correlated. <sup>#</sup>H<sub>0</sub>: There is not a significant positive autocorrelation among the errors.

از آزمون شاپیرو-ویلک (W) به این دلیل استفاده می شود که آیا مقادیر خطاها دارای توزیع نرمال هستند یا خیر. مطابق جدول ۶، به غیر از مدل EXP در سایر مدلها توزیع خطاها نرمال بود. مطابق نظر محققین، مدل هایی که دارای توزیع نرمال در مقادیر باقیمانده خود هستند، پراکنش سیستماتیک در مقادیر باقیمانده آنها وجود ندارد و این مدلها عملکرد خوبی در برازش دادهها (نکویی برازش) دارند (Uckardes and Efe, 2014). بر اساس این آماره، تمامی مدلهای بررسی شده به غیر از مدل EXP از عملکرد مناسبی برخوردار بودند. در یک تحقیق، مقدار آماره شاییرو-ویلک در ۳ نوع شبدر در مدل WEB به ترتیب ۰/۹۰۱، ۰/۹۲۳ و در مدل ۱۸۹۵ ۸۲۷ و ۱/۸۹۷ و ۱/۸۹۷ و ۱/۸۹۱ بهدست آمد که بسیار نزدیک به مقادیر بهدست آمده در تحقيق حاضر بود (Uckardes and Efe, 2014). نتایج مربوط به AIC ،BIC و AF در جدول ۷ ارایه شده است. مطابق جدول فوق، مقدار آمارههای فوق در مدلهای FRC و MIC کمترین مقدار و در مدل EXP بیشترین بودند.

در مطالعهای که بدین منظور صورت گرفت، مقدار آماره AIC در مدل EXP بیشتر از مدل MIC بود که مشابه با نتایج مطالعه حاضر بود (Wang *et al.*, 2011).

آمارههای AIC ،BIC و AF یک شاخص مناسب برای انتخاب بین مدلها از نظر نکویی برازش هستند و یک مدل با کمترین مقدار این آمارهها، نشاندهنده برتری مدل مورد نظر است ( ,2011 Uckardes and Efe, 2014; Wang *et al.*, 2011 (Lopez *et al.*, 2004).

تست اجرا (Run test) نیز یک روش ساده است که تعیین می کند آیا دادهها (مقادیر باقیمانده) بهطور سیستمیک در طول منحنی تغییر می کنند یا خیر (Lopez et al., 1999). یک اجرا (Run)، تعداد اعداد پشت سرهم با علامت مشابه (مثلا + یا –) در یک سری اعداد متوالی است. بر این اساس، اگر تعداد اجراهای موجود در مقادیر باقیمانده در یک مدل بیشتر باشد، احتمال نکویی برازش آن مدل بیشتر است (Wang et al., 2011).

جدول ۶- نتایج آزمون شاپیرو-ویلک برای توزیع نرمال خطاها در مدلهای مختلف Table 6. Shapiro-Wilk test results for normal distributions of errors in different models

			Model <sup>1</sup>			
Shapiro-Wilk test results <sup>2</sup>	EXP	MIC	MIT	WEB	KOR	FRC
W-value	0.861	0.921	0.924	0.951	0.925	0.940
<i>P</i> -value	< 0.0100	0.0833	0.0718	0.3436	0.0785	0.2017
H <sub>0</sub> Result <sup>#</sup>	Rejected	Accepted	Accepted	Accepted	Accepted	Accepted

<sup>1</sup> EXP: Exponential, MIC: Michaelis-Menten, MIT: Mitscherling, WEB: Weibull, KOR: Korkmaz-Uckardes and FRC: France. <sup>#</sup>H<sub>0</sub>: Data are normally distributed.

<sup>2</sup>When sample size is 22 (n=22), in the Shapiro-Wilk Table, the W value for *P*-value =0.01, 0.05, 0.1, 0.5 and 0.9 are 0.878, 0.911, 0.926, 0.961 and 0.980, respectively.

لھر	مدز	برازش	بعد از	اجرا	تست	صحت و	فاكتور	، مقدار	آکائیک	ی و	بيز	اطلاعات	- معيار	.γ	ول	جد
-----	-----	-------	--------	------	-----	-------	--------	---------	--------	-----	-----	---------	---------	----	----	----

Table 7. Bayesian and Akaike's	information criterions,	accuracy factor values	and run test after fitting mode	els
	,		6	

	Model <sup>1</sup>								
Statistical critera <sup>2</sup>	EXP	MIC	MIT	WEB	KOR	FRC			
BIC	53.92	-4.32	40.08	20.54	48.53	-6.47			
AIC	54.63	-3.98	40.42	20.89	48.87	-6.18			
AF	16.94	2.40	7.25	3.67	10.35	2.20			
Distribution of curves a	according to the	number of runs	of sign (total cu	rve=12)					
$\leq 4$	10	0	10	6	11	0			
5-6	2	5	2	5	1	2			
7-8	0	5	0	0	0	8			
$\geq 9$	0	2	0	1	0	2			

<sup>1</sup>EXP: Exponential, MIC: Michaelis-Menten, MIT: Mitscherling, WEB: Weibull, KOR: Korkmaz-Uckardes and FRC: France.

<sup>2</sup>BIC (Bayesian Information Criterion), AIC (Akaike's Information Criterion) and AF (Accuracy Factor) calculated according to the formula proposed by Uckardes and Efe (2014), Wang *et al.* (2011) and Uckardes and Efe (2014), respectively.

منحنیهایی که تعداد اجرای کمتری دارند، خطای آنها دارای انحراف سیستماتیک است ( Motulsky and Ransnas, و KOR و KOR 1987). بر این اساس، در مدلهای MIT ،FRC و KOR خطای سیستماتیک و خود همبستگی بیشتری در مقایسه با سایر مدلها مشاهده شد.

### نتیجهگیری کلی

با توجه به نکویی برازش انجام شده در بین مدلها، به نظر میرسد که مدلهای FRC و MIC در مقایسه با مدل معمولEXP، مدل بهتری برای توصیف کینتیک تولید گاز باشد. لذا با توجه به قدرت پیشبینی بیشتر مدلهای FRC و MIC، استفاده از این مدلها به جای مدل EXP جهت توصیف آزمون تولید گاز پیشنهاد میشود. در مطالعه حاضر، مطابق جدول ۷ تعداد اجراهای به دست آمده از ۱۲ منحنی که برای برازش هر مدل استفاده شده بودند، در ۴ دسته تقسیم شدند. این دستهها شامل تعداد اجراهای با تعداد ۴  $\geq$ ، ۶–۵، ۸–۷ و  $٩ \leq$  بودند. وقتی که مقادیر باقیمانده بهطور تصادفی پراکنده نباشند، تعداد اجرای مشاهده شده کمتر خواهد بود و مدل نکویی برازش ضعیف-مشاهده شده کمتر خواهد بود و مدل نکویی برازش ضعیف تری خواهد داشت (Korkmaz and Uckades, 2014). بر این تری خواهد داشت (Korkmaz and Uckades, 2014). بر این تری خواهد داشت (FRC و مدل نکویی برازش ضعیف-اساس، منحنیهای مدلهای FRC و کاالا دارای بیشترین تعداد اجرا بودند که نشاندهنده عملکرد بهتر این مدلها در مقایسه با سایر مدلها بود. مشابه نتایج مطالعه حاضر، در یک مطالعه از مجموع ۲۳ منحنی بررسی شده برای هر مدل، مدل EXP در مقایسه با مدل MIC و FRC از نظر مدل، مدل et al., مالا داشت ( داشتند ( . . 2011

#### فهرست منابع

- AOAC. 1995. Official Methods of Analysis, 16th ed. Association of Official Analytical Chemists, Arlington, V. A.
- Dhanoa M. S., Lopez S., Dijkstra J., Davies D. R., Sanderson R., Williams A. B., Zileshi Z. and France J. 2000. Estimating the extent of degradation of ruminant feeds from a description of their gas production profiles observed *in vitro*: Comparison of models. British Journal of Nutrition, 83: 131–142.
- Draper N. R. and Smith H. 1981. Applied Regression Analysis. Wiley, New York, USA.
- France J., Dhanoa M. S., Theodorou M. K., Lister S. J., Davies D. R. and Isac D. 1993. A model to interpret gas accumulation profiles associated with in vitro degradation of ruminant feeds. Journal of Theoretical Biology, 163: 99–111.
- France J., Dijkstra J., Dhanoa M. S., Lopez S. and Bannink A. 2000. Estimating the extent of degradation of ruminant feeds from a description of their gas production profiles observed *in vitro*: Derivation of models and other mathematical considerations. British Journal of Nutrition, 83: 143–150.
- France J., Lopez S., Kebreab E., Bannink A., Dhanoa M. S. and Dijkstra J. 2005. A general compartmental model for interpreting gas production profiles. Animal Feed Science and Technology, 123-124: 473-485.
- Groot J. C. J., Cone J. W., Williams B. A., Debersaques F. M. A. and Lantinga E. A. 1996. Multiphasic analysis of gas production kinetics for *in vitro* fermentation of ruminant feeds. Animal Feed Science and Technology, 64: 77–89.
- He Z. X., Zhao Y. L., McAllister T. A. and Yang W. Z. 2016. Effect of *in vitro* techniques and exogenous feed enzymes on feed digestion. Animal Feed Science and Technology, 213: 148–152.
- Huhtanen P., Seppälä A., Ahvenjärvi S. and Rinne M. 2008. Prediction of *in vivo* neutral detergent fiber digestibility and digestion rate of potentially digestible neutral detergent fiber: comparison of models. Journal of Animal Science, 86: 2657–2669.
- Korkmaz M. and Uckades F. 2014. An alternative robust model for *in situ* degradation studies "Korkmaz-Uckardes". Iranian Journal of Applied Animal Science, 4(1): 45-51.
- Korkmaz M., Uckades F. and Kaygisiz A. 2011. Comparison of wood, gaines, parabolic, hayashi, dhanno and polynomial models for lactation season curve of Simmental cows. Journal of Animal and Plant Sciences, 3: 448-458.
- López S., France J., Dhanoa M. S., Mould F. and Dijkstra J. 1999. Comparison of mathematical models to describe disappearance curves obtained using the polyester bag technique for incubating feeds in the rumen. Journal of Animal Science, 77: 1875–1888.
- López S., Prieto M., Dijkstra J., Dhanoa M. S. and France J. 2004. Statistical evaluation of mathematical models for microbial growth. International Journal of Food Microbiology, 96: 289–300.

- Menke K. H. and Steingass H. 1988. Estimation of the energetic feed value obtained from chemical analysis *in vitro* gas production using rumen fluid. Animal Research and Development, 28: 7-55.
- Menke K. H., Raab L., Salewski A., Steingass H., Fritz D. and Schneider W. 1979. The estimation of the digestibility and metabolizable energy content of ruminant feeding stuffs from the gas production when they are incubated with rumen liquor *in vitro*. Journal of Agricultural Science, 93: 217-222.
- Motulsky H. J. and Ransnas L. A. 1987. Fitting curves to data using nonlinear regression: a practical and nonmathematical review. FASEB Journal, 1: 365–374.
- NRC. 2007. Nutrient Requirements of Small Ruminants: Sheep, Goats, Cervids, and New World Camelids. Natl. Acad. Press, Washington, DC.
- Ørskov E. R. and McDonald I. 1979. The estimation of protein degradability in the rumen from incubation measurements weighted according to rates of passage. Journal of Agricultural Science and Technology, 92: 499–503.
- Peripolli V., Prates E. R., Barcellos J. O. J., McManus C. M., Wilbert C. A., BracciniNeto J., Camargo C. M. and Lopes R. B. 2014. Models for gas production adjustment in ruminant diets containing crude glycerol. Livestock Research for Rural Development, 26 (2), from http://www.lrrd.org/lrrd26/2/peri26028.htm.
- Pineiro G., Perelman S., Guerschman J. P. and Paruelo J. M. 2008. How to evaluate models: observed vs. predicted or predicted vs. observed? Ecological Modelling, 216: 316–322.
- Sahin M., Uckardes F., Canbolat O., Kamalak A. and Atalay A. I. 2011. Estimation of partial gas production times of some feedstuffs used in ruminant nutrition. Kafkas Üniversitesi Veteriner Fakültesi Dergisi Journal, 17: 731-734.
- SAS. 1999. The SAS System for Windows. Release 8.0.1. SAS Institute Inc, Cary, USA.
- Tedeschi L. O., Schofield P. and Pell A. N. 2008. Determining feed quality for ruminants using *in vitro* gas production technique. 1. Building an anaerobic fermentation chamber. In: The 4th Workshop on Modeling in Ruminant Nutrition: Application of the Gas Production Technique, Juiz de Fora, MG, Brazil
- Theodorou M. K., Williams B. A., Dhanoa M. S., McAllan A. B. and France J. 1994. A simple gas production method using a pressure transducer to determine the fermentation kinetics of ruminant feeds. Animal Feed Science and Technology, 48: 185–197.
- Ucardes F. and Efe E. 2014. Investigation on the usability of some mathematical models in *in vitro* gas production techniques. Slovak Journal of Animal Science, 47 (3): 172-179.
- Uckardes F. 2013. A modified Mitscherlich model and its degradation kinetics equations. Archiv Tierzucht, 56 (101): 1005-1013.
- Uckardes F., Korkmaz M. and Ocal P. 2013. Comparison of models and estimation of missing parameters of some mathematical models related to *in situ* dry matter degradation. Journal of Animal and Plant Sciences, 23: 999-1007.
- Uckardes F., Korkmaz M. and Ocal P. 2013. Comparison of models and estimation of missing parameters of some mathematical models related to *in situ* dry matter degradation. The Journal of Animal and Plant Sciences, 23(4): 999-1007.
- Van Soest P. J., Robertson J. B. and Lewis B. A. 1991. Methods for dietary fiber, neutral detergent fiber and nonstarch polysaccharides in relation to animal nutrition. Journal of Dairy Science, 74: 3583–3597.
- Wang M., Tang S. X. and Tan Z. L. 2011. Modeling *in vitro* gas production kinetics: Derivation of Logistic-Exponential (LE) equations and comparison of models. Animal Feed Science and Technology, 165: 137-150.
- West S. E. 1999. Guidance for data quality assessment. EPA Company, Washington. 1999, p. 4-6.
- Zwitering M. H., Jongenburger I., Rombouts F. M. and Van'tRiet K. 1990. Modeling of the bacterial growth curve. Applied and Environmental Microbiology, 56(6): 1875-1881.



**Animal Production Research** 

Vol. 5, No. 3, 2016 (35-47)



## Comparison of fitting of some mathematical models to describe the ruminal fermentation kinetics according to gas production technique for alfalfa hay

Kh. Zaboli<sup>\*</sup>

Assistant professor, Animal Science Department, Faculty of Agriculture, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran

(Received: 6-6-2016 - Accepted: 29-10-2016)

#### Abstract

In this study, the mathematical models were used for evaluation of ruminal fermentation kinetic of alfalfa hay. These models included exponential (EXP), Michaelis-Menten (MIC), Mitscherling (MIT), Weibull (WEB), Korkmaz-Uckardes (KOR) and France (FRC). The in vitro gas production was carried out in 4 separate periods. Three syringes containing feed samples (3 replicates) were considered for each period and the volume of gas produced in each period at different incubation times (144 hours) was fitted for these models. Mean Square Error (MSE), coefficient determination ( $R^2$ ) and Mean Percentage Error (MPE) were used for models goodness of fit. Durbin-Watson and Shapiro-Wilk tests, Bayesian Information Criterion (BIC), Akaike's Information Criterion (AIC) and Accuracy Factor (AF) were used for selection of the best model. The results showed that MSE in FRC (0.852) and MIC (0.917) models was lower than that of EXP (7.437) model (P<0.05). However, R2 in FRC and MIC models (0.997 and 0.997, respectively) was significantly higher than that of EXP (0.973) model (P<0.05). Shapiro-Wilk test showed that BRC (-6.47, -6.18 and 2.20, respectively) and MIC (-4.32, -3.98 and 2.40, respectively) models had better goodness of fit compared to other models. Generally, the FRC and MIC models estimated ruminal fermentation kinetic of alfalfa hay more accurately. So, these models may be used to describe gas production profiles instead of EXP model.

Keywords: Gas production technique, Mathematical model, Goodness of fit, Alfalfa

\*Corresponding author: khzaboli@gmail.com