

Aplicación de modelos cinéticos no estructurados en el modelamiento de la fermentación láctica de subproductos de pesca

Application of unstructured kinetic models in the lactic fermentation modeling of the fishery by-products

Miguel Ángel Solano-Cornejo^{1*}; Julio Mauricio Vidaurre-Ruiz^{1, 2}

¹ Escuela de Ingeniería Industrial, Facultad de Ingeniería, Arquitectura y Urbanismo, Universidad Señor de Sipán, Lambayeque, Perú.

² Programa Doctoral en Ciencia de Alimentos, Universidad Nacional Agraria La Molina, Av. La Molina s/n Lima 12, Perú.

Recibido 12 noviembre 2019; aceptado 20 diciembre 2019.

Resumen

En el presente trabajo se evaluaron cinco modelos en su capacidad de predecir la cinética de producción de ácido en la fermentación láctica de sub productos de pesca. Los modelos no estructurados evaluados fueron: Gompertz, Baranyi-Roberts, Özilgen, Peleg y Vasquez-Murado. La evaluación estadística entre modelos comprendió la Suma Cuadrado del Error (SCE), la Prueba de Fisher y los Índices de Sesgo y Precisión de Ross. Los modelos que presentaron menores valores de SCE, ausencia de diferencias significativas entre sí ($p < 0,05$) y mejores Índices de Sesgo y Precisión fueron el modelo empírico de Gompertz y el modelo mecanicista de Baranyi-Roberts, ello debido a su capacidad de modelar curvas simétricas y asimétricas en el primer caso y a su flexibilidad a diferentes condiciones en el segundo caso. El modelo empírico de Peleg y modelo logístico de Vasquez-Murado no lograron dar un ajuste adecuado para el tipo de fermentación láctica analizada. La diferencia en la capacidad predictiva entre los modelos ensayados se debió a que la fermentación se realizó con un arrancador de dos cepas con diferentes velocidades de producción de ácido láctico, lo que generó una curva de producción de ácido láctico con una asimetría que los modelos de Peleg y Vasquez-Murado no lograron fijar en forma adecuada.

Palabras clave: Fermentación láctica; cinética; modelos no estructurados; modelo de Gompertz; modelo de Baranyi-Roberts.

Abstract

In the present work, five models were evaluated in their ability to predict the kinetics of acid production in the lactic fermentation of sub-fishery products. The non-structured models evaluated were from the Gompertz, Baranyi-Roberts, Özilgen, Peleg and Vasquez-Murado models. Statistical evaluation of models included the Residual Sum of Square (SCE), Fisher's Test and Ross's Bias and Precision Indices. The models that presented lower values of SCE, absence of significant differences between them ($p < 0.05$) and better Bias and Precision Indices were the empirical models of Gompertz and the mechanistic model of Baranyi-Roberts, due to their ability to model symmetric and asymmetric curves in the first case, and their flexibility to different conditions in the second case. The Peleg empiric model and Vasquez-Murado logistic model failed to provide adequate fit for the type of lactic fermentation analyzed. The difference in the predictive capacity of the tested models was due to the fact that the fermentation was carried out with a starter of two strains with different rates of production of lactic acid, which generated a production curve with an asymmetry that the models of Peleg and Vasquez-Murado failed to fix properly.

Keywords: Lactic Fermentation; Kinetics; Non-Structured Models; Gompertz model; Baranyi-Roberts model.

* Autor de correspondencia

E-mail: masolanoayuda@gmail.com (M. Solano-Cornejo).

1. Introducción

En la región Lambayeque el procesamiento de especies marinas tales como caballa, jurel y sardina están orientadas a la producción de pescado salado; lo que genera alrededor del 35% del peso procesado como residuo altamente poluyente y perecible (Vásquez-García *et al.*, 2007); una forma propuesta para el aprovechamiento de estos residuos es el de ensilarlos vía fermentación ácido láctica, de manera de posibilitar su consumo por animales de crianza como fuente proteica (Iglesias *et al.*, 2007; Toledo-Pérez y Llanes-Iglesias, 2007).

La fermentación láctica de alimentos es una técnica de preservación muy antigua basada en la producción bacteriana de ácido láctico a partir de los carbohidratos de las materias primas (Steinkraus, 2002). Este método de preservación es particularmente útil en productos altamente perecibles como leche, carnes de diferentes tipos, vegetales, etc.

Los estudios de ensilado biológico de subproductos de pesca se han centrado siempre en los aspectos microbiológicos y/o bioquímicos; pero los aspectos de modelamiento cinético han recibido muy poca atención. Los estudios cinéticos de las fermentaciones ácido lácticas muchas veces han utilizado modelos complejos de poco uso industrial debido a la complejidad de los datos requeridos para su aplicación; por lo que los modelos no estructurados suelen aplicarse al estudio de los sustratos complejos (Sharma y Mishra, 2014).

Los modelos matemáticos usados en la simulación de bioprocesos generalmente se pueden clasificar como no estructurados o estructurados. En los modelos no estructurados la biomasa se considera como una entidad descrita sólo por su concentración. Estos modelos no toman en cuenta los cambios internos que podrían ocurrir en las células; mientras que en los modelos estructurados se define la biomasa y sus componentes intracelulares, en términos tales como el contenido de ARN, enzimas, reactivos y productos (Charalampopoulos *et al.*, 2009).

Aunque los modelos estructurados proporcionan una mejor comprensión del sistema modelado, los modelos no estructurados se utilizan principalmente para describir la cinética bacteriana o a sus respuestas en sustratos naturales complejos. Esto se debe principalmente a la complejidad de los sustratos y a las dificultades en la obtención de grandes conjuntos de datos experimentales para los componentes intracelulares. En microbiología alimentaria, el modelamiento matemático se ha aplicado principalmente para predecir el crecimiento o la inactivación del deterioro de bacterias y patógenos transmitidos por los alimentos (Charalampopoulos *et al.*, 2009; Sharma y Mishra, 2014), aunque existen estudios en los que se evalúa la cinética de producción de un metabolito utilizando modelos no estructurados (Pan *et al.*, 2016).

El modelamiento de los procesos de fermentación ácido láctica es necesario para poder predecir el comportamiento del proceso, así como aspectos de la fermentación como el crecimiento y/o la producción de metabolitos (Charalampopoulos *et al.*, 2009); por otro lado, se ha demostrado que la relación entre la población y el tiempo sigue un patrón sigmoideo que puede ser descrito usando funciones de crecimiento obtenibles (Lopez *et al.*, 2004); y que la fermentación láctica en diferentes medios también presenta una cinética de tipo sigmoidea (Fu y Mathews, 1999; Yuwono y Kokugan, 2008), por lo que los modelos no estructurados que presentan una cinética sigmoidea pueden ser una alternativa técnicamente viable.

Así el objetivo de este estudio fue evaluar la idoneidad de diferentes modelos cinéticos no estructurados para modelar la fermentación ácido láctica en el proceso de producción de ensilados a partir de subproductos de pesca.

2. Materiales y métodos

2.1 Microorganismo y preparación de arrancador y medio de cultivo

La materia prima a usar fueron vísceras de caballa (*Scomber japonicus peruanus*) recolectadas de la empresa comercializado-

ra de productos hidrobiológicos de Santa Rosa (ECOMPHISA) ubicada en el departamento de Lambayeque. La materia prima fue recolectada en bolsas de polietileno de primer uso, directamente de la mesa de evisceración, y colocadas en un contenedor isotérmico con hielo entre 0 °C y 2 °C hasta su llegada al laboratorio; la muestra fue molida sin la adición de agua en un procesador de alimentos (Oster, Modelo 3200); lavado y desinfectado con alcohol al 70% por 10 minutos. La muestra molida fue colocada en bolsas de polietileno con cierre tipo Ziploc® de 1 kg teniendo cuidado de expulsar la máxima cantidad de aire posible. Las muestras fueron congeladas en un túnel de aire forzado a -20 °C por 3 horas; y mantenidas en congelación hasta su uso en los ensayos de fermentación.

Para los ensayos de fermentación, la muestra de vísceras de pescado fue descongelada y pasterizada hasta alcanzar los 85 °C en el centro térmico; luego fue enfriada en un túnel de congelación de tiro forzado a -10 °C por espacio de 60 minutos hasta alcanzar una temperatura de 25 °C – 30 °C. La muestra fue preparada por triplicado con la siguiente composición: Pasta de vísceras de pescado (200 g), melaza (20 g) y arrancador (20 mL).

Los medios antes de ser inoculados fueron ajustados a los pH de ensayo (5,0 y 5,5) con la adición de ácido cítrico al 10% (p/v). El medio fue inoculado con un arrancador

previamente preparado y la incubación se realizó a las temperaturas de evaluación (20, 30 y 40 °C) en una incubadora de laboratorio (INDUMELAB modelo OP900).

El arrancador fue preparado a partir de un arrancador de yogur en polvo compuesto de cepas de *Lactobacillus delbrueckii ssp bulgaricus* y de *Streptococcus salivarius ssp. thermophilus* (Vivolac, Dri-Set 438), el cual fue activado en Medio Leche-Melaza, cuya composición fue: Leche en polvo (120 g), melaza (50 g) y agua a completar 1 L. Se ajustó el pH a 7 con NaOH al 0,1 N y se trató térmicamente en frascos de tapa roscada de 200 mL por 6 minutos a 100 °C, y enfriado hasta alcanzar los 38 °C. El medio esterilizado y enfriado fue inoculado aseptícamente con 0,5 g del arrancador en polvo Vivolac®; e incubado en una incubadora (INDUMELAB OP900) a 40 °C por 48 horas hasta alcanzar un pH de 4,4 +/- 0,1 y una acidez titulable de 1,6 +/- 0,3 % de ácido láctico, antes de ser adicionado a la muestra de pasta de vísceras de pescado preparada.

2.2 Método Analítico

Para la determinación de Acidez Titulable, se tomaron 5 g de pasta de pescado que se diluyeron con 45 mL de agua destilada en un Beaker de 150 mL, mezclándose con una vagueta por 1 minuto y se dejó reposar por 30 segundos.

Tabla 1

Modelos propuestos para el ajuste de los datos experimentales

Modelo	Ecuación Base
Gompertz (1)	$Ct = Co + C * \exp(-\exp(-B * (t - M)))$
Baranyi y Roberts (2)	$Ct = Co + (\mu_{max} * L1) - \ln\left(1 + \frac{\exp(\mu_{max} * L1) + 1}{\exp C}\right)$ $L1 = t + \left(\frac{1}{\mu_{max}}\right) * \ln(\exp(\mu_{max} * t) + \exp(-\mu_{max} * l) - \exp(-\mu_{max} + l))$
Özilgen (3)	$Ct = (Co * \exp(k1 * t)) / (1 - (Co * (1 - \exp(k1 * t)) / Cm))$
Peleg (4)	$Ct = k1 * t^{n1} + k2 * t^{n2}$
Vasquez-Murado (5)	$Ct = Cmax / (1 + \exp(2 + (4 * B / Cmax) * (l - t)))$

(1) (Xiong *et al.*, 1999); (2) (Grijpspeerdit y Vanrolleghem, 1999); (3) (Özilgen y Özilgen, 1990); (4) (Peleg, 1988); (5) (Vazquez y Murado, 2008). Donde: Ct = Concentración de ácido láctico (%) al tiempo t; Co= Concentración ácido láctico inicial (%); C= Diferencia entre concentración final y concentración inicial de ácido láctico (%); B= Velocidad específica de producción de ácido láctico (% / hr); t = Tiempo (hr); M= Tiempo al que se alcanza valor B (hr); μ_{max} = Velocidad de incremento de ácido láctico (% / hr); l = Tiempo lag de inicio de generación de ácido láctico (hr); k1 y k2 = Constantes de cada Modelo; Cmax= Concentración máxima alcanzada de ácido láctico (%).

Se tomaron 10 mL del sobrenadante y se depositó en un Erlenmeyer de 250 mL y luego se adicionaron 90 mL de agua destilada. Se procedió a titular con una solución de NaOH estandarizada al 0.1 N en presencia de fenolftaleína hasta viraje a pH 8.2. La acidez fue expresada en porcentaje en peso de ácido láctico (Besas, 2012).

2.3 Modelamiento Matemático

Los modelos no estructurados propuestos para el ajuste de los datos experimentales fueron el Modelo empírico de Gompertz y Peleg, el Modelo mecanicista de Baranyi-Roberts y los modelos logísticos de Özilgen y Vasquez-Murado; los cuales están presentados en la Tabla 1.

2.4 Método Numérico

Los parámetros de los modelos fueron fijados por medio de una regresión no lineal utilizando el programa Statistica 7 (StatSoft, USA), utilizando un algoritmo Quasi Newton. Este método busca fijar los parámetros de la ecuación base de los modelos a través de la minimización del cuadrado de los residuos entre los valores experimentales y los valores predichos por el modelo.

2.5 Métodos Estadísticos

El método usado para discriminar entre modelos fue compararlos estadísticamente. En este caso el primer estadístico usado fue la Suma de los Cuadrados del Error (SCE), el cual se calculó como $(C_{predicho} - C_{observado})^2$; sin embargo este estadístico por sí solo no logra proporcionar información suficiente para comparar modelos con diferentes números de parámetros estimados; ya que los modelos con mayor número de parámetros suelen poseer SCE menores; y los modelos con menor SCE indican un mejor ajuste. (Zwietering *et al.*, 1990; Ross, 1996).

Por ello, los modelos fueron comparados estadísticamente en forma pareada para determinar la existencia de diferencias significativas entre sí con referencia a la precisión de sus predicciones; a través del uso del test de F proporcional. Este compara dos modelos con un número diferente de

parámetros; ya que el aumento en el número de parámetros da más flexibilidad al ajuste de curvas, y casi siempre conduce a un ajuste más cercano a los puntos experimentales (Motulsky y Ransnas, 1987; Zwietering *et al.*, 1990).

Los valores de F fueron calculados por medio de la SCE y los grados de libertad (GL); los cuales fueron calculados restando al número de observaciones experimentales (n) el número de parámetros calculados por cada modelo (p), tal que $GL = n - p$; siendo el modelo con el subíndice 1, el que posee menos parámetros en su ajuste. El valor de F calculado se determinó de la siguiente manera:

$$F = \frac{(SCE1 - SCE2)/(GL1 - GL2)}{(SCE2 - GL2)} \quad (1)$$

Los valores F calculados fueron comparados con el valor F obtenido de la Tabla de Fisher; siendo que, si el valor F calculado fue mayor o igual al F tabular, los modelos comparados presentaron diferencias significativas entre sí (Motulsky y Ransnas, 1987). Por otro lado, el sesgo y precisión de cada modelo fueron evaluados a través de los Índices de Sesgo (B_f) y Precisión (A_f) de Ross (Ross, 1996). Ambos índices se calcularon sobre las diferencias entre los valores observados experimentalmente y los valores predichos por el modelo; de manera que:

$$B_f = 10^{\left[\frac{\sum \log \left(\frac{C_{pred}}{C_{obs}} \right)}{n} \right]} \quad (2)$$

$$A_f = 10^{\left[\frac{\sum \log \left(\frac{C_{pred}}{C_{obs}} \right)}{n} \right]} \quad (3)$$

Donde:

C_{pred} = Valor predicho por el modelo.

C_{obs} = Valor experimental observado.

n = Número de puntos experimentales.

Cuando se evaluó el Índice de Sesgo (B_f) en un Modelo, el valor B_f de 1 indicó un ajuste perfecto; cuando el valor B_f fue mayor a 1 indicó que el modelo tiende a dar valores predichos encima de los observados, mientras que valores de B_f menores a 1 indicaron que el modelo tendía a dar valores predichos inferiores a los observados (Ross, 1996; Lopez *et al.*, 2004).

Cuando se evaluó el Índice de Precisión (A_f) en un Modelo, este índice fue un indicador de la dispersión de los valores predichos del modelo; un valor de A_f de 1 indicaba un ajuste perfecto entre los datos experimentales y los datos predichos por el modelo, y conforme el valor de A_f del modelo se incrementa, menos precisa era la estimación promedio (Ross, 1996; Lopez *et al.*, 2004).

3. Resultados y discusión

Se obtuvieron un total de 18 curvas de evolución de la acidez titulable del ensilado biológico a dos valores de pH iniciales diferentes y tres temperaturas de incubación distintas. Los valores experimentales fueron ajustados a las ecuaciones base de los modelos no estructurados propuestos en la Tabla 1. Los resultados del ajuste se presentan en la Figura 1.

En la Figura 1 se puede apreciar que la temperatura tiene influencia sobre la velocidad de generación de ácido láctico en el ensilado; ya que conforme la temperatura se incrementa la velocidad de producción de ácido láctico también se incrementa, lo que se aprecia al observar que los máximos contenidos de ácido láctico se obtienen en menos tiempo.

Los resultados obtenidos en cuanto a los niveles máximos de ácido láctico generado fueron superiores a los alcanzados por Ramírez *et al.* (2008); estos investigadores obtuvieron 4,50% de ácido láctico con la adición de 180 g de melaza por kilo de pasta de pescado, mientras que en esta

investigación se obtuvo hasta 6,50% con la adición de 100 g de melaza por kilo de pasta. Esta diferencia se debe a que Ramírez *et al.* (2008) utilizó una cepa pura de *Lactobacillus plantarum*; mientras que en la investigación se utilizó un inóculo combinado de *Lactobacillus delbrueckii ssp bulgaricus* y de *Streptococcus salivarius ssp. thermophilus*, entre los cuales existe un efecto sinergista durante la fermentación láctica debido a la actividad proteolítica de los lactobacilos, que mejora la actividad de los estreptococos fuertemente acidificantes.

Evaluación estadística de modelos

La SCE es un estadístico usado para medir la bondad de ajuste de los modelos, donde SCE con menores valores indicarán un mejor ajuste del modelo (Akkermans *et al.*, 2017). Los resultados de la SCE se presentan en la Tabla 2.

Podemos observar que el comportamiento del error no es homogéneo bajo diferentes condiciones de ensilaje; en general se evidencia que los modelos de Gompertz y de Baranyi-Roberts presentan los valores de SCE más bajos del grupo de modelos ensayados, lo que demuestra la bondad de sus predicciones, resultado al que también llega Lopez *et al.* (2004) al evaluar el crecimiento de *Yersenia enterocolitica* con diferentes modelos y a diferentes condiciones de pH y temperatura. Sin embargo, existen valores similares de SCE en otros modelos, por lo que se aplicó la Prueba de F para determinar las diferencias significativas entre ellos, estas se presentan en la Tabla 3.

Tabla 2

Suma Cuadrado del Error (SCE) por modelos y condiciones de ensilaje

Modelo	pH 5,0			pH 5,5		
	20 °C	30 °C	40 °C	20 °C	30 °C	40 °C
Gompertz	0,0542	0,0452	0,0481	1,0182	0,9637	0,5969
Baranyi-Roberts	0,6101	0,5468	1,0613	1,0916	1,2792	0,6825
Özilgen	0,6724	3,2298	0,8884	1,3101	4,5046	0,8740
Peleg	9,0619	15,7845	19,2385	5,1603	5,2812	12,4602
Vasquez-Murado	2,4557	8,5376	3,1849	1,7044	1,0314	0,8740

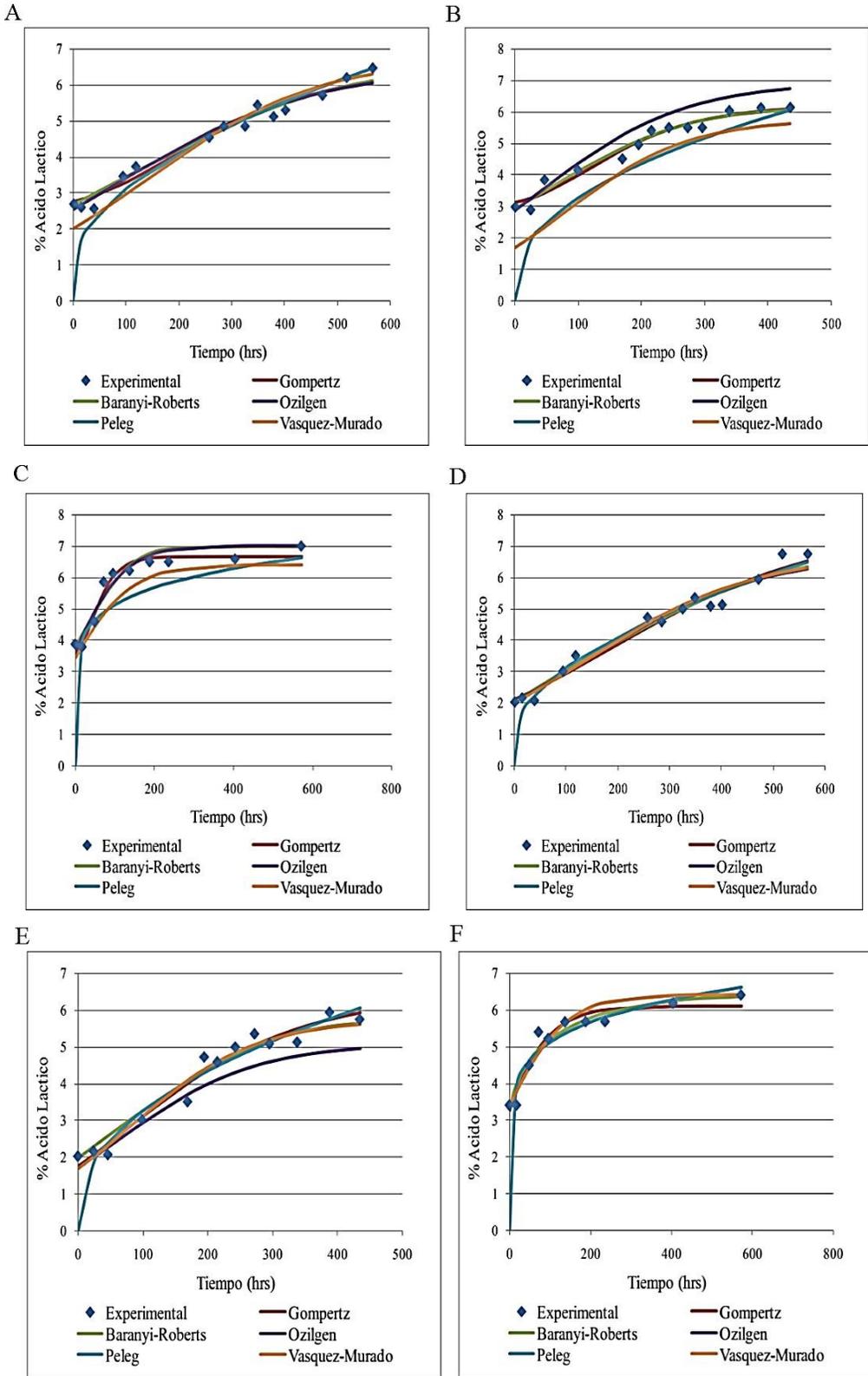


Figura 1. Variación del contenido de ácido láctico (%) en el tiempo.

A: pH 5,0-20 °C; B: pH 5,0-30 °C; C: pH 5,0-40 °C; D: pH 5,5-20 °C; E: pH 5,5-30 °C, F: pH 5,5-40 °C.

Tabla 3Prueba de Fisher ($F_{\text{calculado}}$) y diferencias significativas entre modelos por parámetros de ensilaje

Modelos en Comparación (*)		pH 5,0			pH 5,5		
		20 °C	30 °C	40 °C	20 °C	30 °C	40 °C
Gompertz	Baranyi	-2,150	-0,693	8,437 ^(a)	0,793	3,274	1,004
Gompertz	Özilgen	-1,247	44,977 ^(a)	5,922 ^(a)	3,153	36,742 ^(a)	3,250
Gompertz	Peleg	-9,163	-8,665	-5,850	-8,027	-7,358	-5,713
Gompertz	Vasquez-Murado	24,622 ^(a)	133,798 ^(a)	39,325 ^(a)	7,414 ^(a)	0,703	3,250
Baranyi	Özilgen	1,102	5,907 ^(a)	1,195	1,200	3,521 ^(a)	0,781
Baranyi	Peleg	-4,663	-4,344	-2,835	-3,942	-3,410	-2,836
Baranyi	Vasquez-Murado	4,025 ^(a)	15,450 ^(a)	3,001	1,561	0,806	1,281
Özilgen	Peleg	-4,629	-3,579	-2,861	-3,731	-0,662	-2,790
Özilgen	Vasquez-Murado	3,652	2,616	3,585 ^(a)	1,301	0,229	1,000
Peleg	Vasquez-Murado	-3,645	-2,092	-2,503	8,522 ^(a)	-3,621	-2,790

(a) $F_{\text{calculado}}$ con diferencias significativas entre modelos

Se pudo observar que el modelo de Gompertz es el que tiene mayor cantidad de diferencias significativas con los demás modelos, seguido por el modelo de Baranyi-Roberts; y entre ambos modelos no hay diferencias significativas salvo en un caso. Por otro lado, entre los modelos de Özilgen, Peleg y Vasquez-Murado salvo dos casos no existen diferencias significativas.

Esta diferencia en la precisión del ajuste ha sido reportada anteriormente (Peleg y Shetty, 1997), por lo que podemos afirmar que el modelo empírico de Gompertz y el Modelo mecanicista de Baranyi-Roberts, ajustan mejor que los modelos empíricos de Peleg o los modelos de Özilgen y Vasquez-Murado que son de naturaleza logística.

La ausencia de diferencias significativas entre las predicciones del modelo de Gompertz y de Baranyi-Roberts se puede atribuir a la flexibilidad del modelo de Gompertz para modelar curvas con diferente simetría (Peleg y Shetty, 1997) y al hecho que el modelo de Baranyi-Roberts

es un modelo dinámico en el sentido de que puede manejar condiciones ambientales variables en el tiempo (Grijpsperdt y Vanrolleghem, 1999).

La evaluación del Sesgo y Precisión de Ajuste se llevó a cabo por medio de los Índices de Ross; los Índices de Sesgo (B_f) calculados para cada modelo no estructurado ensayado se muestran en la Tabla 4. Podemos observar que los valores predichos por la aplicación de los modelos de Gompertz, Baranyi-Roberts y Özilgen poseen un B_f cercano al 1; mientras que los valores predichos por los modelos de Peleg y Vasquez-Murado poseen un B_f cercano al 0,945. Ello indica que los valores predichos por los modelos de Gompertz, Baranyi-Roberts y Özilgen darán valores predichos cercanos a los experimentales; mientras que los modelos de Peleg y Vasquez-Murado presentan valores sesgados hacia predicciones inferiores que los experimentales como se aprecia en la Figura 1.

Tabla 4log (Predicho/Observado) e Índice de Sesgo (B_f) por modelo no estructurado

Modelo	pH 5,0			pH 5,5			Promedio log (Pred/Obs)	B_f
	20 °C	30 °C	40 °C	20 °C	30 °C	40 °C		
Gompertz	0,0542	0,0452	0,0481	0,0003	-0,0001	0,0006	0,0247	1,0586
Baranyi-Roberts	0,0021	0,0006	0,0089	-0,0003	0,0087	0,0028	0,0038	1,0088
Özilgen	-0,0010	0,0310	0,0054	-0,0023	-0,0420	0,0061	-0,0005	0,9989
Peleg	-0,0260	-0,0731	-0,0400	-0,0093	0,0017	0,0019	-0,0241	0,9460
Vasquez-Murado	-0,0249	-0,0883	-0,0370	-0,0004	-0,0044	0,0061	-0,0248	0,9445

Tabla 5|log (Predicho/Observado) e Índice de Precisión (A_f) por modelo no estructurado

Modelo	pH 5,0			pH 5,5			Promedio log (Pred/Obs)	A_f
	20 °C	30 °C	40 °C	20 °C	30 °C	40 °C		
Gompertz	0,0542	0,0452	0,0481	0,0003	0,0001	0,0006	0,0247	1,0586
Baranyi-Roberts	0,0021	0,0006	0,0089	0,0003	0,0087	0,0028	0,0039	1,0090
Özilgen	0,0010	0,0310	0,0054	0,0023	0,0420	0,0061	0,0146	1,0342
Peleg	0,0260	0,0731	0,0400	0,0093	0,0017	0,0019	0,0253	1,0600
Vasquez-Murado	0,0249	0,0883	0,0370	0,0004	0,0044	0,0061	0,0268	1,0637

Los valores de los Índices de Precisión (A_f) para los modelos no estructurados ensayados fueron obtenidos y se presentan en la Tabla 5, donde se puede observar que los modelos de Gompertz, Baranyi-Roberts y Özilgen poseen un Índice de Precisión cercano a 1, mientras que los Índices de Precisión de los modelos de Peleg y Vasquez-Murado varían entre 1,0600 y 1,0637, estos valores de A_f ; aunque diferentes, no dejan de ser Índices de Precisión aceptables para los modelos ensayados. Ello es apreciable en la Figura 1 donde los modelos de Gompertz, Baranyi-Roberts y Özilgen presentan valores predichos muy cercanos a los valores experimentales; mientras que los valores de los modelos de Peleg y Vasquez-Murado presentan valores predichos están algo alejados de los valores experimentales.

La razón fundamental de las diferentes bondades de ajuste entre los modelos estriba en el hecho que los modelos de Gompertz y el de Baranyi-Roberts son modelos empíricos y mecanicistas respectivamente; mientras que los modelo de Peleg es empírico y los modelos de Özilgen y Vasquez-Murado son modelos logísticos. Cuando se trata del comportamiento de los modelos empíricos, mecanicistas y logísticos; en los modelos logísticos los parámetros de sus ecuaciones pueden ser interpretados directamente en términos de la curva de producción y por lo tanto de la cinética de producción; sin embargo, esta flexibilidad es su mayor debilidad, ya que en el caso del modelo empírico de Gompertz este posee la capacidad de modelar curvas simétricas y asimétricas; mientras que los modelos logísticos solo

pueden modelar curvas simétricas (Peleg y Shetty, 1997). En el caso de fermentaciones lácticas con el uso de un arrancador compuesto de dos cepas de bacterias ácido lácticas (*Lactobacillus delbrueckii ssp bulgaricus* y de *Streptococcus salivarius ssp. thermophilus*) como fue nuestro caso, las diferentes velocidades de producción de ácido láctico generan curvas con cierta asimetría que los modelos logísticos encuentran difícil de modelar; mientras que los modelos mecanicistas y empíricos por su propia flexibilidad si logran modelar con precisión como se ha demostrado.

4. Conclusiones

El modelamiento de la cinética de fermentación fue posible con el uso de modelos no estructurados; donde los modelos que han demostrado mayor precisión, bondad de ajuste y ausencia de diferencias significativas entre sí son los modelos de Gompertz y Baranyi-Roberts esto debido a la flexibilidad que ambos poseen; en el caso del primero su capacidad de modelar curvas simétricas y asimétricas, y en el caso del segundo su capacidad de amoldarse a condiciones cambiantes del proceso fermentativo.

Dentro de los otros modelos, el modelo de Özilgen presentó la mejor capacidad de predicción; mientras que los modelos de Peleg y Vasquez-Murado; aunque presentan comportamientos sigmoideos en los valores predichos, estos valores mostraron un sesgo hacia dar valores inferiores a los experimentales, y así mismo presentan diferencias significativas en su capacidad predictiva entre ellos.

Referencias bibliográficas

- Akkermans, S; Noriega Fernandez, E.; Logist, F.; Van Impe, J.F 2017. Introducing a novel interaction model structure for the combined effect of temperature and pH on the microbial growth rate. *International Journal of Food Microbiology* 240: 85–96.
- Besas, J.R. 2012. Influence of Salt Concentration on Histamine Formation in Fermented Tuna Viscera (Dayok). *Food and Nutrition Sciences* 3(2): 201–206.
- Charalampopoulos, D; Antonio, J.; Pandiella, S.S. 2009. Modelling and validation of *Lactobacillus plantarum* fermentations in cereal-based media with different sugar concentrations and buffering capacities. *Biochemical Engineering Journal* 44: 96–105.
- Fu, W.; Mathews, A.P. 1999. Lactic acid production from lactose by *Lactobacillus plantarum*: kinetic model and effects of pH, substrate, and oxygen. *Biochemical Engineering Journal* 3: 163–170.
- Grijpspeerd, K.; Vanrolleghem, P. 1999. Estimating the parameters of the Baranyi model for bacterial growth. *Food Microbiology* 16(6): 593–605.
- Iglesias, L.; Pérez, J.T.; Valdés, J.F.; Lazo, I. 2007. Estudio del ensilado biológico de pescado como inóculo de bacterias lácticas en la conservación de desechos pesqueros. *REDVET. Revista Electrónica de Veterinaria* 8: 1–6.
- Lopez, S; Prieto, M.; Dijkstra, J.; Dhanoa, M. S.; France, J. 2004. Statistical evaluation of mathematical models for microbial growth. *International Journal of Food Microbiology* 96: 289–300.
- Motulsky, H; Ransnas, L.A. 1987. Fitting curves nonlinear regression: review a practical. *FASEB Journal* 1(5): 365–374.
- Özilgen, S.; Özilgen, M. 1990. Kinetic Model of Lipid Oxidation. *Journal of Food Science* 55(2): 498–501.
- Pan, X; Angelidaki, I.; Alvarado-Morales, M.; Liu, H.; Liu, Y.; Huang, X.; Zhu, G. 2016. Methane production from formate, acetate and H₂/CO₂; focusing on kinetics and microbial characterization. *Bioresource Technology* 218: 796–806.
- Peleg, M. 1988. An Empirical Model for the Description Moisture Sorption Curves. *Journal of Food Science* 53(4): 1216–1217.
- Peleg, M; Shetty, K. 1997. Modeling microbial populations with the original and modified versions of the continuous and discrete logistic equations. *Critical Reviews in Food Science and Nutrition* 37(5): 471–490.
- Ramírez, J. C. R; Huerta, S.; Arias, L.; Prado, A.; Shirai, K. 2008. Utilization of fisheries By-Catch and Processing wastes for lactic acid fermentation and evaluation of degree of protein hydrolysis and in-vitro digestibility. *Revista Mexicana de Ingeniería Química* 7(3): 1–10.
- Ross, T. 1996. Indices for performance evaluation of predictive models in food microbiology. *The Journal of Applied Bacteriology* 81(5): 501–508.
- Sharma, V; Mishra, H.N. 2014. Unstructured kinetic modeling of growth and lactic acid production by *Lactobacillus plantarum* NCDC 414 during fermentation of vegetable juices. *LWT - Food Science and Technology* 59(2): 1123–1128.
- Steinkraus, K.H. 2002. Fermentations in World Food Processing. *Comprehensive Reviews in Food Science and Food Safety* 1: 23–32.
- Toledo-Pérez, J; Llanes-Iglesias, J. 2007. Estudio comparativo de los desechos de pescado ensilados por vías bioquímica y biológica (Comparative study of fishing offals silage by biochemical and biologic methodologies). *REDVET. Revista Electrónica de Veterinaria* VIII: 5–11.
- Vásquez-García, A; Montezza-Mera, J; Rodríguez-Vega, J; Rodríguez Avalos, F. 2007. Valoración de impactos ambientales significativos utilizando una escala tipo Lickert en la caleta Santa Rosa, Chiclayo. *Pueblo Continente* 18(1): 53–67.
- Vazquez, J.A; Murado, M.A. 2008. Mathematical tools for objective comparison of microbial cultures Application to evaluation of 15 peptones for lactic acid bacteria productions. *Biochemical Engineering Journal* 39: 276–287.
- Xiong, R.; Xie, G.; Edmondson, A.; Linton, R.; Sheard, M. 1999. Comparison of the Baranyi model with the modified Gompertz equation for modelling thermal inactivation of *Listeria monocytogenes* Scott A. *Food Microbiology* 16(3): 269–279.
- Yuwono, S.D; Kokugan, T. 2008. Study of the effects of temperature and pH on lactic acid production from fresh cassava roots in tofu liquid waste by *Streptococcus bovis*. *Biochemical Engineering Journal* 40: 175–183.
- Zwietering, M.H; Jongenburger, I.; Rombouts, F.M.; Van, K. 1990. Modeling of the Bacterial Growth Curve. *Applied Environmental Microbiology* 56(6): 1875–1881.