

**ESTIMACIÓN DEL ÁREA FOLIAR CON PARÁMETROS BIOMÉTRICOS DE
LAS HOJAS DE CUATRO GENOTIPOS DE STEVIA (*Stevia rebaudiana*
(Bertoni) Bertoni) EN EL SINÚ MEDIO**

ISRAEL ANTONIO HERNÁNDEZ FERNÁNDEZ

**UNIVERSIDAD DE CÓRDOBA
FACULTAD DE CIENCIAS AGRICOLAS
PROGRAMA DE INGENIERÍA AGRONÓMICA
MONTERÍA – CÓRDOBA
2020**

**ESTIMACIÓN DEL ÁREA FOLIAR CON PARÁMETROS BIOMÉTRICOS DE
LAS HOJAS DE CUATRO GENOTIPOS DE STEVIA (*Stevia rebaudiana*
(Bertoni) Bertoni) EN EL SINÚ MEDIO**

ISRAEL ANTONIO HERNÁNDEZ FERNÁNDEZ

**Trabajo de grado en la modalidad investigación presentado como requisito
para optar al título de Ingeniero Agrónomo**

DIRECTOR

ALFREDO DE JESÚS JARMA OROZCO, I.A. Ph. D

CODIRECTOR

MARCELO FRANCISCO POMPELLI, Ph. D

**UNIVERSIDAD DE CÓRDOBA
FACULTAD DE CIENCIAS AGRICOLAS
PROGRAMA DE INGENIERÍA AGRONÓMICA
MONTERÍA – CÓRDOBA**

2020

La responsabilidad ética, legal y científica de las ideas expresadas, conceptos y resultados del proyecto serán responsabilidad del autor.

Artículo 17, acuerdo No. 039 del 24 de junio de 2005 del Consejo Superior de la Universidad de Córdoba.

Nota de aceptación



Alfredo de Jesús Jarma Orozco, I.A. Ph. D
Director

Marcelo Francisco Pompelli, Ph. D
Codirector



Carlos Enrique Cardona Ayala, I.A. Ph. D
Jurado



Dairo Javier Pérez Polo, I.A. M.Sc.
Jurado

Montería, mayo de 2020

DEDICATORIA

Desde lo más profundo de mi corazón dedico cada esfuerzo, cada palabra, cada sentimiento aquí forjado a:

A Dios por brindarme la vida, salud, amor, paciencia y la fuerza necesaria a mis padres en todos los ámbitos para guiarme y apoyarme, gracias a tu misericordia.

A mis padres Israel Hernández Núñez y María Fernández Oquendo por estar allí siempre cuando más los necesitaba, aun agotados por el cansancio fatigados por la enfermedad ustedes buscaban la manera de hacerse fuertes para verme triunfar.

Israel Antonio Hernández Fernández

AGRADECIMIENTO

Agradecimientos a mi asesor de tesis el doctor ALFREDO DE JESÚS JARMA OROZCO por haberme permitido ser parte de su grupo de investigación, brindándome la oportunidad de recurrir a su capacidad y amplio conocimiento científico, así como también toda la ayuda y paciencia para guiarme en el desarrollo de este trabajo de investigación.

Al doctor MARCELO FRANCISCO POMPELLI por su apoyo en la presente investigación como co-director para el desarrollo de metodología del experimento, así también por su paciencia, tiempo, correcciones y pertinentes apreciaciones durante el desarrollo del ensayo.

Al doctor HERMES ARAMENDIZ TATIS por su ayuda incondicional en la ejecución del experimento, además del conocimiento aportado durante mi formación, así como también los consejos de formación personal.

Al Ingeniero Agrónomo JENRY HERNÁNDEZ MURILLO por su apoyo en el suministro de agroquímicos y herramientas para el manejo agronómico del cultivo en la fase de campo.

A la señora ALBA LIBIA OCHOA BEDOYA por su apreciación, suministro y obtención del material genético para el desarrollo del experimento.

A la Ingeniera Agrónoma ANGELA CASTILLEJO por su amistad, apoyo y suministro de tecnología para los ensayos con los softwares.

A mis amigos y futuros colegas RIVERA AVILEZ JESUS ANTONIO, ESPITIA CARLOS, PEREZ ABDALA CARLOS ALFREDO, RODRIGUEZ LAURA MILENA, GONZALEZ MORENO MARIA MONICA, ARIZA AGRESOTT JULIANA por su apoyo en el manejo agronómico del cultivo y toma de muestras, así como también haberme permitido ser parte de sus corazones y siempre estar allí dispuestos a ofrecer una parte de ustedes. También agradezco a todos los que fueron mis compañeros de clases y también amigos durante todos los años de Universidad que compartimos ya que gracias a los valores morales y la amistad incondicional han aportado un alto porcentaje a mis ganas de seguir adelante en mi carrera profesional como Ingeniero Agrónomo y futuro doctor.

CONTENIDO

	Pág.
INTRODUCCIÓN	16
1. DEFINICIÓN DEL PROBLEMA	17
2. JUSTIFICACIÓN	19
3. REVISIÓN DE LITERATURA	20
3.1 CONDICIONES AGROECOLÓGICAS DE LA STEVIA	20
3.2 IMPORTANCIA Y BENEFICIOS DE LA STEVIA	20
3.3 ESTADÍSTICAS DE ÁREA Y PRODUCCIÓN DE STEVIA	22
3.4 EL ÁREA FOLIAR Y SU APLICACIÓN	24
3.4.1 La hoja de las plantas.	24
3.4.2 El área foliar	25
3.4.3 Análisis de crecimiento.	25
3.5 MÉTODOS UTILIZADOS PARA DETERMINAR EL ÁREA FOLIAR	25
3.5.1 Métodos directos	26
3.5.2 Métodos indirectos.	27
3.5.3 Métodos de estimación	28
3.5.4 Métodos comparativos.	29
3.5.5 Métodos basados en el análisis de imágenes	30
3.6 ANTECEDENTES DE LA INVESTIGACIÓN	31
3.6.1 Modelos para estimar área foliar en diferentes cultivos.	32
4. OBJETIVOS	39
4.1 OBJETIVO GENERAL	39
4.2 OBJETIVOS ESPECIFICOS	39

5.	HIPÓTESIS.....	40
6.	METODOLOGÍA.....	41
6.1	LOCALIZACIÓN.....	41
6.2	MATERIAL EXPERIMENTAL.....	41
6.3	VARIABLE RESPUESTA.....	41
6.4	DISEÑO DE MUESTREO.....	41
6.5	MANEJO AGRONÓMICO.....	42
6.6	PROCEDIMIENTO.....	42
6.7	ANÁLISIS DE DATOS.....	44
7.	RESULTADOS Y DISCUSIÓN.....	46
7.1	RESULTADOS.....	46
7.1.1	Perfil general de las hojas muestreadas.....	46
7.1.2	Análisis de los genotipos de stevia (<i>S. rebaudiana</i>).....	48
7.2	DISCUSIÓN.....	72
8.	CONCLUSIONES.....	76
	REFERENCIAS.....	77
	ANEXOS.....	95

LISTA DE FIGURAS

Figura 1. Dimensiones lineales de la hoja que muestra el largo máximo (L) y ancho máximo (W) tomados en las hojas de <i>S. rebaudiana</i>	42
Figura 2. Diagrama de cajas y bigotes de cuatro variables medibles de las hojas de cuatro genotipos de <i>S. rebaudiana</i>	47
Figura 3. Análisis estadístico de la desviación entre el área foliar estimada y el área foliar observada (real) de las hojas individuales del clon 04 de <i>S. rebaudiana</i>	49
Figura 4. Relación entre el área foliar estimada y el patrón de dispersión de los residuos de cada ecuación seleccionada para el clon 04 de <i>S. rebaudiana</i>	50
Figura 5. Relación entre el área foliar real y el área foliar estimada del clon 04 de <i>S. rebaudiana</i>	51
Figura 6. Analisis estadístico de la desviación entre el área foliar estimada y el área foliar observada (real) de las hojas individuales del clon 16 de <i>S. rebaudiana</i>	53
Figura 7. Relación entre el área foliar estimada y el patrón de dispersión de los residuos de cada ecuación seleccionada para el clon 16 de <i>S. rebaudiana</i>	55
Figura 8. Relación entre el área foliar real y el área foliar estimada del clon 16 de <i>S. rebaudiana</i>	56
Figura 9. Análisis estadístico de la desviación entre el área foliar estimada y el área foliar observada (real) de las hojas individuales del clon 18 de <i>S. rebaudiana</i>	58
Figura 10. Relación entre el área foliar estimada y el patron de dispersión de los residuos de cada ecuación seleccionadas para el clon 18 de <i>S. rebaudiana</i>	59
Figura 11. Relación entre el área foliar real y el área foliar estimada del clon 18 de <i>S. rebaudiana</i>	60
Figura 12. Análisis estadístico de la desviación entre el área foliar estimada y el área foliar observada (real) de las hojas individuales de la variedad morita II de <i>S. rebaudiana</i>	62
Figura 13. Relación entre el área foliar estimada y el patrón de dispersión de los residuos de cada ecuación seleccionada para la variedad morita II de <i>S. rebaudiana</i>	63
Figura 14. Relación entre el área foliar real y el área foliar estimada de morita II de <i>S. rebaudiana</i>	65

Figura 15. Comparación estadística de los coeficientes estimados (β_0 y β_1) usando diferentes modelos para describir el área foliar de los genotipos de <i>S. rebaudiana</i>	67
Figura 16. Comparación estadística de los coeficientes estimados del modelo general (MG; $Y = \beta_0 + \beta_1 LW + \varepsilon_i$) con respecto a los modelos #3 y #8 de los cuatro genotipos de <i>S. rebaudiana</i>	68
Figura 17. Dispersión del área foliar real y estimada en función de medidas lineales de la hoja.	70
Figura 18. Analisis de componentes principales (ACP) de las variables morfológicas evaluadas en cuatro genotipos de <i>S. rebaudiana</i>	71
Figura 19. Dendrograma del análisis de conglomerados (distancia euclidiana) en base a cinco variables de la hoja (L, W, LW, L: W y LAr) de cuatro genotipos de <i>S. rebaudiana</i>	71
Figura 20. Perfil morfologico de las hojas de cuatro genotipos de <i>S. rebaudiana</i>	72

LISTA DE TABLAS

Tabla 1. Participación mundial en el área destinada a la producción de stevia.....	22
Tabla 2. Superficie cultivada y producción de stevia en Paraguay.	23
Tabla 3. Área cosechada, producción y rendimiento de stevia a nivel departamental en Colombia.	24
Tabla 4. Modelos matemáticos reportados en diferentes cultivos.....	35
Tabla 5. Rangos por genotipo establecidos a partir del valor máximo y mínimo del largo máximo de la hoja de <i>S. rebaudiana</i>	43
Tabla 6. Nueve modelos matemáticos para estimar el área foliar más utilizados en la literatura.	43
Tabla 7. Valores medios, mínimo y máximo del largo de la hoja, ancho y área real de cuatro genotipos de <i>S. rebaudiana</i>	46
Tabla 8. Modelos estadísticos y ecuaciones del área foliar en función de las dimensiones lineales de las hojas del clon 04 de <i>S. rebaudiana</i>	48
Tabla 9. Modelos estadísticos y ecuaciones del área foliar en función de las dimensiones lineales de las hojas del clon 16 de <i>S. rebaudiana</i>	52
Tabla 10. Modelos estadísticos y ecuaciones del área foliar en función de las dimensiones lineales de las hojas del clon 18 de <i>S. rebaudiana</i>	57
Tabla 11. Modelos estadísticos y ecuaciones del área foliar en función de las dimensiones lineales de las hojas de la variedad morita II de <i>S. rebaudiana</i>	61
Tabla 12. Análisis de varianza para la prueba de identidad modelo ($Y = \beta_0 + \beta_1 LW + \varepsilon_i$) para cinco poblaciones de <i>S. rebaudiana</i>	69

LISTA DE ANEXOS

Anexo A. Analisis de varianza para cuatro variables medibles de las hojas de cuatro genotipos de stevia.....	95
Anexo B. Analisis de regresión del modelo número uno $Y = \beta_1 W + e_i$ para cuatro genotipos de <i>S. rebaudiana</i>	96
Anexo C. Analisis de regresión del modelo número dos $Y = \beta_2 + \beta_1 W + e_i$ para cuatro genotipos de <i>S. rebaudiana</i>	98
Anexo D. Analisis de regresión del modelo número tres $Y = \beta_0 W\beta_1 + e_i$ para cuatro genotipos de <i>S. rebaudiana</i>	100
Anexo E. Analisis de regresión del modelo número cuatro $Y = \beta_1 L + e_i$ para cuatro genotipos de <i>S. rebaudiana</i>	102
Anexo F. Analisis de regresión del modelo número cinco $Y = \beta_2 + \beta_1 L + e_i$ para cuatro genotipos de <i>S. rebaudiana</i>	104
Anexo G. Analisis de regresión del modelo número seis $Y = \beta_0 L\beta_1 + e_i$ para cuatro genotipos de <i>S. rebaudiana</i>	106
Anexo H. Analisis de regresión del modelo número siete $Y = \beta_1 LW + e_i$ para cuatro genotipos de <i>S. rebaudiana</i>	108
Anexo I. Analisis de regresión del modelo número ocho $Y = \beta_2 + \beta_1 LW + e_i$ para cuatro genotipos de <i>S. rebaudiana</i>	110
Anexo J. Analisis de regresión del modelo número nueve $Y = \beta_0 LW\beta_1 + e_i$ para cuatro genotipos de <i>S. rebaudiana</i>	112
Anexo K. cálculo del criterio de información de Akaike (AIC) para las ecuaciones de cuatro genotipos de <i>S. rebaudiana</i>	114
Anexo L. Comparación estadística de betas (β_0 y β_1) de ecuaciones con intervalos de confianza al 99% de la media de betas para cuatro genotipos de <i>S. rebaudiana</i>	116
Anexo M. Analisis de regresión del modelo general $Y = \beta_2 + \beta_1 LW + e_i$ de cuatro genotipos de <i>S. rebaudiana</i>	117
Anexo N. Análisis de componentes principales (ACP) de cuatro genotipos de <i>S. rebaudiana</i>	118

Anexo O. Formato de imagenes generados por scanner epon (1200 x 1200 dpi) de las hojas de los genotipos de *S. rebaudiana*. (A) clon 04, (B) clon 16, (C) clon 18 y (D) variedad morita II 119

RESUMEN

Se estimó el área foliar con parámetros biométricos de las hojas de cuatro genotipos de stevia (*Stevia rebaudiana* (Bertoni) Bertoni) en el Sinú medio, utilizando medidas morfométricas para expresar modelos matemáticos potenciales, lineales con intercepto y modificado, en función del largo (L), ancho (W) y/o el producto de ambas (LW). El experimento fue establecido entre noviembre de 2018 y abril de 2019 en el área experimental de la Facultad de Ciencias Agrícolas de la Universidad de Córdoba, Colombia ubicado en las coordenadas geográficas 8° 47' 31,5" de latitud norte y 75° 51' 36,2" de longitud oeste. Se realizó un muestreo aleatorio simple de 1.500 hojas seleccionadas de 30 plantas por cada genotipo. Para la construcción de los modelos se utilizaron 1.000 hojas por cada genotipo generando en total 36 ecuaciones en función de L, W y LW; las 500 hojas restantes se utilizaron para comprobar la precisión de los modelos particulares. Adicionalmente, se generó un modelo general combinado utilizando 4.000 hojas que incluye a todos los genotipos y fue comparado estadísticamente con los modelos particulares de mejor ajuste. Los criterios estadísticos utilizados indicaron que los mejores modelos para todos los genotipos fueron el potencial y lineal con intercepto en función de W y LW, respectivamente; sin embargo, el modelo lineal presentó mayor estabilidad y precisión de los coeficientes estimados, por lo que se sugiere utilizar este modelo para estimar el área foliar en su respectivo genotipo. Las ecuaciones para cada genotipo fueron: $Y = 0,2629 + 0,6589 LW + \varepsilon_i$, $Y = 0,1607 + 0,6714 LW + \varepsilon_i$, $Y = 0,2957 + 0,5918 LW + \varepsilon_i$ y $Y = 0,6245 + 0,5871 LW + \varepsilon_i$ para los genotipos C04, C16, C18 y MII, respectivamente. Sin embargo, los análisis de varianza demostraron que los coeficientes estimados del modelo general y particular difieren estadísticamente por lo que no fue posible agrupar los cuatro genotipos de stevia.

Palabras claves: Stevia, área foliar, alometría, morfología foliar

ABSTRACT

It was proposed to estimate the leaf area with biometric parameters of the leaves of four genotypes of stevia (*Stevia rebaudiana* (Bertoni) Bertoni) in the mid Sinu valley using morphometric measures to express power mathematical models, linear with intercept and modified depending on the length (L), width (W) and/or product of both (LW). The experiment was established between November 2018 and April 2019 in the experimental area of the Faculty of Agricultural Sciences of the University of Córdoba, Colombia located at the geographic coordinates of latitude 8° 47' 31,5" north latitude and 75° 51' 36,2" west longitude. Performing a simple random sampling of 1.500 selected leaves of 30 plants for each genotype For the construction of the models 1.000 leaves were used for each genotype generating in total 36 equations depending on L, W and LW; the remaining 500 leaves were used to check the accuracy of the particular models. In addition, a combined general model was generated using 4,000 leaves that includes all genotypes and was statistically compared with the particular models of best fit. The statistical criteria used indicated that the best models for all genotypes were the power and linear with intercept as a function of W and LW, respectively; however, the linear model presented greater stability and precision of the estimated coefficients, so it is suggested to use this model to estimate the leaf area in their respective genotype. The equations for each genotype were: $Y = 0,2629 + 0,6589 LW + \varepsilon_i$, $Y = 0,1607 + 0,6714 LW + \varepsilon_i$, $Y = 0,2957 + 0,5918 LW + \varepsilon_i$ and $Y = 0,6245 + 0,5871 LW + \varepsilon_i$ for the genotypes C04, C16, C18 and MII respectively. However, variance analyses showed that the estimated coefficients of the general and particular model differ statistically so it was not possible to group the four genotypes of stevia.

Keywords: Stevia, leaf area, allometry, leaf morphology

INTRODUCCIÓN

En la década de los 90 se tiene registro de la introducción de stevia en el Valle del Cauca y Antioquia, llegando a expandirse como cultivo en el departamento de Antioquia, Córdoba, Tolima, Huila, Valle del Cauca y Meta. Sin embargo, el desconocimiento del manejo agronómico generaba por efecto una deficiente producción al no combinar y aprovechar la situación geográfica, tecnológica, medioambiental, e incluso social. La stevia es una especie que como cultivar su órgano de interés comercial demandado por el mercado nacional e internacional son sus hojas, las cuales se caracterizan por poseer edulcorante natural, cuyos dos glucósidos principales son el esteviósido (110-270 veces más dulce que el azúcar) y rebaudiósido A (180-400 veces más dulce que el azúcar), este último de mayor valor comercial (Liu, 2010).

En una diversidad de estudios, se ha demostrado que el área foliar es una variable relacionada directa e indirectamente con los procesos de crecimiento vegetativo, tasa de desarrollo, eficiencia fotosintética, evapotranspiración, uso de nutrientes y agua (Williams y Martinson, 2003; Blanco y Folegatti, 2005). En el proceso de producción de la planta, la superficie foliar disponible está relacionada con la asimilación del carbono durante su ciclo de vida. De acuerdo con Watson (1947), es posible expresar por unidad de superficie tanto el rendimiento agrícola como el área foliar, hecho que hace esta variable un indicador de productividad, primordial cuando el órgano demandado son las hojas, en el caso de la stevia.

En efecto, el área foliar es un parámetro biológico fundamental en estudios agronómicos pero su determinación debe permitir mantener el número de hojas en la misma planta, ser simple, sencillo, económico, eficiente con error menor al 5% y ahorrar en tiempo. Los métodos de estimación ofrecen todas estas características al expresar la relación entre el área foliar y una o varias variables lineales de las hojas expresadas en un modelo matemático.

1. DEFINICIÓN DEL PROBLEMA

La stevia es una especie de reciente introducción en el territorio colombiano, las técnicas de manejo, los genotipos utilizados, los requerimientos hídricos, nutricionales y, en general, el desconocimiento del mismo han sido limitantes para una producción sostenible y eficiente (Eafit, 2004). Cuando el órgano de interés comercial se centra en las hojas, los métodos de análisis por modelos matemáticos para determinar el área foliar que está relacionada con los análisis de crecimiento y desarrollo, y por consiguiente, la producción, se convierten en una alternativa valiosa para los estudios agronómicos o ecofisiológicos. Uno de los procesos más sensibles a condiciones ambientales es el área foliar, experimentalmente se ha demostrado que la acumulación de masa seca a cosecha y el índice de área foliar (IAF) son características que se relacionan estrechamente con el rendimiento (Acosta y Adams, 1991).

Las prácticas de manejo como la densidad de plantas, fecha de siembra, muestreos destructivos afectan marcadamente el área foliar por planta. La tasa de crecimiento del cultivo (TCC) está estrechamente relacionada a la interceptación de radiación solar, la que a su vez depende del IAF. La tasa aumenta a medida que aumenta el índice de área foliar hasta que alcanza un valor crítico capaz de interceptar el 95% de la radiación incidente. Como lo menciona Colorado et al. (2010) quienes reportan valores crecientes del IAF dependiendo de las condiciones ambientales (campo directo o invernadero) en cultivos de rúgula en el cual el órgano demandado es la hoja.

Los planímetros y las cámaras digitales son usados en la actualidad como métodos indirectos de medición del área foliar (Jonckheere et al., 2004; Eriksson et al., 2005). Los primeros presentan ciertas ventajas, como rapidez para obtener datos y alta eficiencia en el procesamiento de muestras, pero no son precisos, debido, principalmente, a las propiedades ópticas de la hoja y la dependencia de fuentes de energía. Cuando los instrumentos son estáticos, se requiere de muestreo destructivo y en algunos casos, cuando son portables, no pueden ser usados con hojas de gran tamaño en la lámina foliar (Beerling y Fray, 1990). El mayor problema de las imágenes tomadas con cámara digital es el ángulo foliar, el cual, en la mayoría de ocasiones, no es totalmente plano, hecho que produce altos niveles de error procedimental (Craig-Macfarlane et al., 2007). Es por ello que los modelos matemáticos se convierten en una alternativa para estimar el área foliar sin acceder al muestreo destructivo conservando el número de hojas en la planta sumando valor a la producción y monitoreo continuo de las variables. En el Caribe colombiano, durante los últimos años se han venido realizando investigaciones en aspectos tecnológicos relacionados con el manejo agronómico de la stevia, en áreas de investigación como la fitopatología (Jarma, 2003), Fisiología vegetal (Jarma et al.,

2005; Jarra et al., 2006), micropropagación (Suarez y Salgado, 2008), entre otras áreas. Sin embargo, son muy pocas las investigaciones realizadas en la stevia relacionadas con la estimación del área foliar a partir de métodos no destructivos. Aun así, se resaltan las investigaciones realizadas en la Universidad de Córdoba, quienes reportan trabajos sobre área foliar con métodos no destructivos, por ejemplo, en berenjena (*Solanum melongena* L.) y papaya (*Carica papaya* L.) (Cardona et al., 2009) y a nivel nacional, otras instituciones, reportan estudios alométrico con medidas lineales de las hojas de duraznero (*Prunus persica*) y ciruelo (*Prunus salicina*) en Boyacá (Casierra et al., 2017) y los realizados por Cabezas y Peña (2012) en plantas de arándano (*Vaccinium corymbosum*) en condiciones de trópico alto (Boyacá y Cundinamarca).

En un estudio realizado por Espitia et al. (2006) encontraron dos modelos matemáticos para estimar el área foliar en dos variedades de stevia (Morita I y Morita II); sin embargo, estos modelos emplean tres o más variables lo cual indica que se incurre en tiempo extra para determinar cada variable en campo, además, pueden violar los supuestos estadísticos de calibración y validación de modelos, similar a los modelos De Lima y Malavolta (2004). No obstante, Ramesh et al. (2007), desarrollaron un modelo lineal en stevia bajo las condiciones climáticas de Palampur, India, por lo que se evaluó la precisión de este modelo en los cuatro genotipos estudiados en comparación a los nuevos modelos planteados en este estudio. Sin embargo, ninguno de los tres autores mencionados anteriormente se plantea la posibilidad de agrupar varios genotipos en un único modelo estadístico. Por consiguiente, en esta investigación surge una pregunta problema ¿Es posible estimar modelos matemáticos simples y precisos con la agrupación de diferentes genotipos permitiendo ser más eficiente en la estimación del área foliar?

La Facultad de Ciencias Agrícolas en el programa de Fitomejoramiento ha logrado seleccionar varios clones promisorios con alto rendimiento y floración tardía de *S. rebaudiana*, con ellos se puede analizar la variabilidad intra e intergenotipos de las variables morfométricas entre clones y variedades, por ende, se busca un único modelo matemático para estimar el área foliar con parámetros biométricos de las hojas de cuatro genotipos de stevia en el Sinú medio.

2. JUSTIFICACIÓN

En la actualidad el extracto de alta pureza de stevia se encuentra en muchos productos alimenticios y bebidas a nivel mundial, el incremento de la demanda es evidente, considerando los beneficios potenciales que tiene este cultivo de importancia para la industria farmacéutica y de alimentos, entre ellos, extracto cero calorías, regula niveles de glucosa en la sangre, mejora funciones gastrointestinales, tratamiento contra manchas y granos, entre otros.

A nivel mundial se reportan 30.000 hectáreas sembradas, de las cuales 25 mil están en China (Poletti, 2016); Paraguay ocupa el segundo lugar con 2.300 ha y una producción de 3.680 toneladas (MAG-DGEA, 2014). A nivel nacional la producción de stevia fue de 5,05 toneladas cosechadas en 3 hectáreas para el año 2016, la cual está compuesta por 2,55 toneladas provenientes del departamento de Antioquia y 2,50 toneladas del Valle del Cauca (Agronet, 2016).

En el Sinú medio, a nivel experimental, Espitia et al. (2009) encontraron rendimiento de 1,5 ton/ha y 1,4 ton/ha de los genotipos Morita I y Morita II, respectivamente. Estos valores son superiores a los reportados por algunos productores de 1 ton/ha en el departamento de Córdoba (Espitia et al., 2009) y a los obtenidos en las condiciones del Valle del Cauca por Bonilla et al. (2007).

En este cultivo se utilizan cerca de 245 jornales permanentes por hectárea y año, por lo que puede plantearse como alternativa para generación de empleo, además, contribuye a la diversificación de los renglones agrícolas de la región y el país (Secretaría de Agricultura de Antioquia, 2000). En este sentido, el cultivo se convierte en un sistema altamente generador de empleos rurales y se constituye como una opción para los pequeños productores, alternativa económica y sostenible para los sectores agrícolas y agroindustrial y con adaptación a la oferta ambiental de la región (Jarma, 2003; Jarma et al., 2005; Jarma et al., 2006; Espitia et al., 2008). Adicionalmente, los modelos de estimación de área foliar permiten que el investigador realice un monitoreo continuo de las variables en las plantas desde el inicio hasta el final del ciclo del cultivo con la ventaja de conservar el mismo número de hojas (disminuyendo los errores en la variabilidad de los experimentos) y que pueden ser utilizadas en otros análisis agronómicos o ecofisiológicos como el índice de área foliar y/o el índice de cosecha que son análisis de crecimiento y desarrollo, además, de la probabilidad de correlacionar la masa seca de las hojas, la cantidad de glucosidos de esteviol y el área foliar. Otra de las ventajas que ofrece es su facilidad de aplicación, ahorro de energía y equipos de alto valor monetario.

La producción de stevia en el interior del país es baja la demanda a nivel internacional sigue en aumento, por consiguiente, existe el reto de crear un sistema de producción eficiente y que se convierta en una opción de producción para los pequeños productores.

3. REVISIÓN DE LITERATURA

3.1 CONDICIONES AGROECOLÓGICAS DE LA STEVIA

De acuerdo con la Compañía Nacional de Stevia S.A.S. (2013), el cultivo de stevia requiere las siguientes condiciones para su establecimiento:

- **Precipitación.** El cultivo de la stevia requiere que el nivel de lluvias sea mínimo, no superior a 1.500 milímetros / año. Se debe contar con buenas fuentes de agua para el riego constante y permanente.
- **Requerimientos de luz.** Requiere una alta luminosidad, 12 horas, las condiciones de baja luminosidad en el trópico, hacen que la planta de Stevia presente ciclos más cortos en la floración que en su centro de origen; este ciclo oscila entre 45 y 60 días, dependiendo las condiciones de precipitación, temperatura y luminosidad.
- **Temperatura.** Es necesaria una temperatura superior a los 24°C en promedio, siendo ideal entre los 28 y 34 °C. Resiste y prospera hasta los 43°C.
- **Altitud.** El rango de altitud ideal para el cultivo y el buen desarrollo de la stevia está entre 1 y 500 m.s.n.m. se puede cultivar en zonas más altas pero el contenido de glucósidos de esteviol puede disminuir.
- **Humedad relativa.** Para la stevia, el porcentaje de humedad relativa debe ser menor al 85%.
- **Suelo.** La stevia produce bien, en suelos franco arenoso o francos arcillosos con pH entre 5,5 y 7,5. No son recomendables los suelos salinos.
- **Topografía.** La más recomendada para el cultivo es plana u ondulada, con pendientes menores al 20%.

3.2 IMPORTANCIA Y BENEFICIOS DE LA STEVIA

En la actualidad, el aumento considerable de la obesidad, la diabetes y los problemas de la presión arterial en la salud humana, han dado lugar a cambios en los patrones alimenticios de las personas a escala global. Adoptar una vida más sana permite sustituir ciertos alimentos por otros más benéficos para la salud. La producción de la *S. rebaudiana* (más conocida como ka´a he´e) se inscribe en este

proceso, de una alimentación más sana, al poseer bondades medicinales específicas (Acosta, 2015). A continuación, se mencionan algunos de los beneficios de esta especie reportada por varios autores:

- La stevia reduce los niveles de glucosa en la sangre hasta en un 35% (Álvarez, 2004)
- Actúa con acción antioxidante, estos ayudan a neutralizar los radicales libres (causantes del cáncer, enfermedades cardiovasculares y la diabetes) presentes en la sangre, actuando como captadores de oxígeno y no mostrando efectos secundarios tóxicos (Lemus et al., 2012).
- La stevia actúa como diurético, los diuréticos ayudan a disminuir la presión arterial mediante la excreción de la orina y cantidad de sodio del cuerpo (Lahlou et al., 2006), ayudando así a reducir la sangre que circula en el sistema cardiovascular (Reyes y Taylor, 1999).
- Tratamiento contra la diabetes mellitus tipo 2, al ser un estimulante de la secreción de insulina actuando en células b del páncreas (Jeppesen et al., 2000; Jeppesen et al., 2002; Reziwanggu et al., 2004; Gregersen et al., 2004; Lailerd et al., 2004).
- La stevia tiene efecto cardiotónico, regula la presión y los latidos del corazón (Hsieh et al., 2003; Villagran et al., 2009)
- La stevia tiene efecto antibacteriano, estudios señalan que el extracto de hojas de stevia actúa como bactericida sobre *Streptococcus mutans*, responsable de las caries dentales al poseer propiedades antibacterianas (Kujur et al., 2010)
- Otras bondades, tratamiento de alteraciones de la piel (Kuntal, 2013), facilita la digestión, las funciones gastrointestinales (Lbnu et al., 2014; Shilvanna et al., 2013) y mantiene la sensación de vitalidad y bienestar (Hill et al., 2014).

Además, el uso de la stevia se extiende a la producción de fertilizante orgánico para el agro y como alimento balanceado animal. Varios estudios han comprobado que las hojas de la planta son 30 veces más dulces que el azúcar y el extracto de la misma unas 300 veces más, aparte de ser un endulzante natural no calórico, las hojas secas como sus extractos han sido empleadas para sustituir a la sacarina, el ciclamato y otros edulcorantes artificiales. Esto debido a que la planta contiene varios compuestos glucósidos que son los que le otorgan el sabor dulce natural (Acosta, 2015). El edulcorante, cuyos dos glucósidos principales son el esteviósido (110-270 veces más dulce que el azúcar) y rebaudiósido A (180-400 veces más dulce que el azúcar), este último de mayor valor comercial (Liu, 2010), cuya diferencia radica solamente en la presencia de una glucosa (Carakostas et al., 2008; Erkucuk et al., 2009).

3.3 ESTADÍSTICAS DE ÁREA Y PRODUCCIÓN DE STEVIA

La mayor participación en área sembrada de stevia se encuentra en el continente asiático, donde China tiene una extensión de 20.000 hectáreas de este cultivo, mientras que Paraguay siendo el nicho agroecológico de la stevia solo cuenta con 1.700 hectáreas, ocupando el segundo lugar a nivel global pero el primero en el continente americano (Tabla 1).

Tabla 1. Participación mundial en el área destinada a la producción de stevia.

Continente	País	Área (ha)
Norteamérica	Canadá	50
	EE. UU	50
	México	30
Sudamérica	Paraguay	1.700
	Argentina	200
	Brasil	100
	Colombia	100
	Bolivia	70
	Perú	50
Europa	Grecia	30
	España	20
Asia	China	20.000
	India	600
	Taiwán	350
	Tailandia	350
	Indonesia	300
	Corea	100
	Japón	50
África y Oceanía	Australia	130
	Egipto	40
	Sudáfrica	20

Fuente: Mesa Sectorial de stevia – REDIEX (2011)

Para el periodo 2008 - 2009, hubo una reducción en la superficie cultivada y producción de stevia en Paraguay (Tabla 2); para el año 2008 se presentó una sequía cíclica en el norte de Paraguay afectando entre ellos al sector agrícola, la producción agrícola del 2008 y 2009 estuvo fuertemente afectada por eventos climáticos adversos tales como déficit hídrico y bajas temperaturas, registrándose hasta un 64% de daños en la producción que equivalen estimativamente a US\$ 800 millones de pérdidas (FAO, 2017; IICA, 2017). Ya en el año 2014, según estimaciones de la Dirección Nacional de Censos y Estadísticas del Ministerio de

Agricultura y Ganadería (MAG-DGEA), la superficie sembrada fue de 2.300 hectáreas con una producción de 3.680 toneladas.

Tabla 2. Superficie cultivada y producción de stevia en Paraguay.

Año	Superficie cultivada(ha)	Producción (ton)
2003	509	680
2004	603	413
2005	850	650
2006	1.000	1.415
2007	1.300	1.820
2008	811	973
2009	830	977
2010	1.158	1.365
2011	1.734	2.640
2012	2.200	3.036
2013	2.500	3.125
2014	2.300	3.680

Fuente: Síntesis estadístico del MAG-DGEA (2014)

Analizando la situación internacional en área destinada a la producción de stevia, es muy notorio que estos valores sean mayores a los obtenidos en Colombia, donde se cuenta con la participación de 6 departamentos (Casanare, Caldas, Magdalena, Meta, Antioquia y Valle del Cauca) en donde se han establecido entre 1 y 13 hectáreas en los últimos 13 años, sin embargo, existen reportes de que el área nacional establecida en Colombia era de 100 ha en el inicio del auge de la stevia pero debido al desconocimiento del paquete tecnológico y manejo agronómico, esta área se redujo (Tabla 3).

Tabla 3. Área cosechada, producción y rendimiento de stevia a nivel departamental en Colombia.

Año	Departamento	Área (ha)	Producción (ton)	Rendimiento (ton/ha)
2007	Casanare	0,00	0,00	0,00
	Meta	12,75	86,50	6,78
2008	Caldas	4,00	12,00	3,00
	Casanare	1,00	5,50	5,50
2009	Magdalena	2,00	5,00	2,50
	Caldas	4,00	12,00	3,00
	Casanare	1,00	5,50	5,50
2010	Antioquia	0,20	0,80	4,00
	Caldas	3,00	9,00	3,00
	Magdalena	2,00	5,00	2,50
2011	Antioquia	0,50	0,28	0,55
2012	Magdalena	2,00	4,00	2,00
	Antioquia	8,00	4,20	0,53
2013	Magdalena	2,00	4,00	2,00
	Antioquia	5,00	3,60	0,72
2014	Valle del Cauca	1,00	2,50	2,50
	Antioquia	1,50	0,90	0,60
2015	Antioquia	1,00	0,60	0,60
	Valle del Cauca	1,00	2,50	2,50
2016	Antioquia	2,00	2,55	1,28
	Valle del Cauca	1,00	2,50	2,50

Fuente: AGRONET (2016)

3.4 EL ÁREA FOLIAR Y SU APLICACIÓN

3.4.1 La hoja de las plantas. Font Quer (1985) define la hoja de las plantas como todo órgano lateral que brota del tallo o de las ramas de manera exógena, tiene crecimiento limitado, forma generalmente laminar y simetría dorsoventral, cuya función primordial consiste en la asimilación de los hidratos de carbono, para lo cual están especialmente adaptadas. El término se aplica, en sentido amplio, a briofitos, pteridofitos y plantas con flores (Izco et al., 1997).

La hoja es la superficie de intercambio entre la planta y el medio aéreo, así como el lugar donde se realiza la fotosíntesis; la intensidad de estos intercambios y la actividad fotosintética tienen una relación directa con el área foliar (Cárcel et al., 2005; Martín et al., 2006).

3.4.2 El área foliar. Es uno de los parámetros utilizados para determinar el potencial fotosintético de la planta. El cual se define como la superficie total de la(s) hoja(s) de una planta, Watson (1947) aplicó el concepto del área foliar para medir el potencial productivo de los cultivos en el campo y definió el índice de área foliar como el área de la hoja verde por unidad de área de la tierra.

3.4.3 Análisis de crecimiento. La determinación del área foliar constituye un parámetro fundamental para evaluar el crecimiento y desarrollo de los cultivos en diferentes condiciones agroecológicas (Stikler et al., 1961; Romero et al., 2015) por su estrecha relación con la intercepción de la radiación solar, la fotosíntesis y con el proceso de transpiración; aspectos fuertemente vinculados a la acumulación de biomasa y a la productividad (Elings, 2000). Así mismo para comparar distintas alternativas de manejo en campo: época, densidad y distancia de siembra, dosis de fertilizantes, entre otras (Quintero y Casanova, 2000).

Determinar el área foliar de las plantas tiene gran importancia en los estudios relacionados con su crecimiento y desarrollo, dado que en las hojas se sintetizan los carbohidratos que van a repartirse en los diferentes órganos, lo que permite efectuar la estimación de la cobertura foliar y el índice de área foliar (IAF), que son parámetros básicos para estudios ecofisiológicos y de bioproductividad de las plantas (Larcher, 2003; Hay y Porter, 2006).

El índice de área foliar (IAF) es una expresión numérica que permite estimar la capacidad fotosintética de las plantas y ayuda a entender las relaciones entre acumulación de biomasa y rendimiento bajo condiciones ambientales imperantes de una región determinada (Intagri, 2017)

3.5 MÉTODOS UTILIZADOS PARA DETERMINAR EL ÁREA FOLIAR

Un gran número de investigaciones a lo largo de la historia, han optado por cuantificar el área foliar como consecuencia de la importancia de este parámetro en los análisis de crecimientos y desarrollo, expresados en el rendimiento del cultivo, lo cual ha permitido desarrollar diferentes métodos para su valoración. Tomando como base las diversas revisiones realizadas sobre los métodos existentes en cada momento (Thoday, 1909; Darrow, 1932; Frear, 1935; Miller, 1938; Lal y Subba Rao, 1951; Milthorpe, 1956; Kvet et al., 1996; Kvet y Marshall, 1971; Daughtry, 1990; Larsen y Kershaw, 1990), se puede establecer una clasificación sobre la base de dos claves (Marshall, 1968): 1) métodos destructivos y no destructivos, y 2) métodos directos, indirectos, de estimación y comparativos, a los que se les puede añadir los métodos que emplean el análisis de imágenes.

Los métodos directos son métodos destructivos y requieren la remoción de la hoja o de otras estructuras, lo que a menudo no es posible debido al limitado número de plantas en la parte experimental o en el caso en el que el órgano de interés

comercial es la hoja. Los métodos indirectos son no destructivos y pueden proporcionar estimaciones precisas del área foliar desde el principio hasta el final del ciclo conservando la misma planta (Peksen, 2007; Maldaner et al., 2009). Los métodos destructivos, que son los que habitualmente se emplean en el laboratorio, requieren la destrucción de las hojas y no permiten, por tanto, repetir las mediciones en las mismas plantas en épocas distintas. Por el contrario, los métodos no destructivos no requieren la destrucción de la muestra, con lo que se salvan los inconvenientes señalados.

La clasificación que se presenta a continuación agrupa los métodos en directos, indirectos, de estimación, de comparación y métodos que emplean el análisis de imágenes, señalando, en cada caso, si su aplicación conlleva o no la destrucción de las hojas medidas.

Dada la cantidad y diversidad de métodos propuestos para cuantificar el área foliar, la elección del mejor método dependerá, en cada caso, de cuanto material vegetal se pueda medir, de la precisión necesaria, del tiempo y del personal disponibles (Kvet y Marshall, 1971) y de si es necesario o no mantener inalterado el entorno de la planta.

3.5.1 Métodos directos. Los métodos directos miden el área directamente sobre la hoja, con la ayuda de algún instrumento. Son métodos muy precisos, pero que requieren mucho tiempo y trabajo, por ello, su uso es limitado.

3.5.1.1 Método del papel milimetrado. En este método, la hoja es colocada sobre un papel o una rejilla, milimetrados en ambos casos, dibujando su contorno con la mayor precisión posible. Se obtiene el área foliar contando el número de cuadros que hay dentro del contorno dibujado (Goodall, 1947; Winter et al., 1956).

Otra variante no destructiva de este método como adaptación a campo es utilizando una rejilla cuadrática que se coloca sobre la hoja y a trasluz se cuentan los números de cuadros para obtener el área de la hoja (Vyvyan y Evans, 1932). Otra variante es el conteo de puntos usando una malla con distancias iguales entre los puntos, se coloca sobre la hoja y se cuentan el total de puntos, este método mejora al anterior en 0.5 cm^2 pero no compensa el tiempo empleado (Negisi et al., 1957).

3.5.1.2 Método planimétrico. Con el método planimétrico se obtiene el contorno de la hoja mediante el trazado sobre papel o la impresión sobre papel fotosensible. El área contenida dentro del contorno es medida con un planímetro (Brown y Escombe, 1905; Clements y Goldsmith, 1924; Frear, 1935; Miller, 1938; Paquin y Coulombe, 1959). Se han desarrollado planímetros-digitalizadores portátiles (Daughtry, 1990) que permiten realizar las medidas de forma rápida, precisa y no destructiva, pero que sólo son recomendables para plantas pequeñas con pocas hojas (Nyakwende et al., 1997).

3.5.1.3 Método gravimétrico. Para aplicar esta metodología se traza el contorno de la hoja sobre un papel que tenga una distribución de peso uniforme respecto a la superficie, posteriormente se recorta la silueta y se pesa. El área foliar se obtiene por la relación existente entre el peso del papel y su área antes y después de recortar la silueta de la hoja (Frear, 1935; Miller, 1938; Ruck y Bolas, 1955).

3.5.2 Métodos indirectos. Los métodos indirectos emplean alguna propiedad variable de la hoja que se pueda medir y que esté correlacionada con el área foliar. Todos ellos precisan menos tiempo y trabajo que los métodos directos, pero en muchos casos siguen requiriendo realizar las mediciones en el laboratorio, lo que conlleva la destrucción de las hojas medidas.

3.5.2.1 Método de interceptación de la luz. Éste es un método de laboratorio en el que se utiliza un instrumento, denominado planímetro fotoeléctrico o integrador de área foliar, capaz de medir la cantidad de luz interceptada por una hoja transformándola en una unidad de superficie (Gerdel y Salter, 1928; Frear, 1935; Withrow, 1935; Mitchell, 1936; Hibbard et al., 1937; Kramer, 1937; Milthorpe, 1942; Conibear y Furmidge, 1960, Kvet y Marshall, 1971). El principal problema encontrado en este método es que la transmisión de la luz varía con la especie, edad, condiciones de desarrollo de la hoja e, incluso, con la disposición y el tamaño de la muestra en el instrumento, para lo que se han buscado soluciones múltiples tales como reducir la intensidad de la luz (Mitchell, 1936), obtener un factor corrector de la transmisión (Withrow, 1935; Kramer, 1937), usar filtros de luz (Gavrilov y Eremenko, 1959; Hurd y Rees, 1966) o tener en cuenta la relación entre la resolución del instrumento y el tamaño de la muestra (Biscoe y Jagaard, 1985), llegándose a diseñar un planímetro fotoeléctrico que eliminara alguno de los errores (Batyuk et al., 1959).

El área foliar medida con equipos electrónicos es una medición directa, con precisión de mm^2 , y hay equipos portátiles, aunque su uso es complicado cuando las hojas son pequeñas, como en trigo, o están en las primeras etapas de su desarrollo (Cogliatti et al., 2010). Otra limitante es el precio, y algunos como el Li-Cor 3000® (LICOR Bio Sciences, Lincoln, Nebraska, USA) no proporcionan perímetro, ni largo y ancho de la hoja.

3.5.2.2 Método de interceptación de una corriente de aire. En este método las hojas se interponen entre una fuente de aire y un receptor (línea de vacío) y se mide la resistencia, expresada en términos de área foliar, ofrecida a la corriente por la hoja por medio de un balance entre dos líneas de corriente (Jenkins, 1959). Se requiere la destrucción de la muestra y no es muy empleado.

3.5.2.3 Método del spray acuoso. Este método de laboratorio, desarrollado por Korva y Forbes (1997), necesita para su aplicación una balanza de gran precisión, un recipiente con spray acuoso para producir una fina y homogénea capa de líquido,

una pieza de material no poroso de área y peso conocidos, como cartón recubierto por plástico, y un paño para secar esta pieza entre mediciones. Para su aplicación, se sitúa la hoja a medir sobre la pieza antes mencionada, se rocía el conjunto con una fina capa de spray acuoso y se realizan las siguientes pesadas: peso de la pieza de cartón impermeabilizado (a); peso de la pieza de cartón impermeabilizado más la hoja que se mida y el spray acuoso distribuido (b); peso de la pieza de cartón impermeabilizado más el peso del spray acuoso una vez retirada la hoja (c). El cálculo de la superficie foliar se basa en asumir que la proporción de spray acuoso que cubre la hoja (b-c) respecto de la cantidad total de spray acuoso rociado (b-a) es igual a la proporción del área foliar respecto al área total de la pieza de cartón impermeabilizado.

El método presenta las ventajas de su elevada precisión, obtención de resultados inmediatos y bajo coste y, aunque resulta laborioso, puede ser sustitutivo en ocasiones de los equipamientos electrónicos. En cualquier caso, su aplicación requiere la destrucción de las muestras.

3.5.3 Métodos de estimación. Los métodos de estimación se basan en el establecimiento de una relación matemática entre el área foliar y alguna característica de la hoja que se pueda medir, como pueden ser alguna medida lineal de la hoja o el peso de la misma.

3.5.3.1 Métodos de estimación basados en medidas lineales de la hoja. Los parámetros lineales de la hoja más empleados para ser relacionados con el área foliar son la longitud y la anchura de la misma, entendiendo por longitud la distancia entre el ápice terminal y la inserción peciolar y por anchura la medida del mayor eje inscrito en la hoja perpendicular al eje de la longitud, aunque algunas otras medidas lineales han sido utilizadas con algún éxito. Esta técnica se puede emplear sin necesidad de destruir la muestra, obteniendo las mediciones lineales de las hojas en el campo. El método ha sido muy empleado a lo largo del tiempo por la facilidad que supone su uso cuando existe alguna relación matemática basada en algún parámetro lineal fácil de medir.

Las funciones empleadas para estimar el área foliar en función de alguna o algunas medidas lineales de las hojas varían claramente entre especies, aunque también según el estadio de desarrollo, genotipo, estación de crecimiento (Kvet y Marshall, 1971) y edad de las hojas (Astegiano y Favaro, 1987).

3.5.3.2 Métodos basados en la relación entre el área foliar y el peso de la hoja. Este método, que requiere la destrucción de la muestra, se basa en la existencia de una relativa constancia en las relaciones entre el área foliar y el peso fresco de la hoja (Watson, 1937; Winter *et al.*, 1956) y el área foliar y su peso seco (Alekseenko, 1965).

Para establecer la relación entre el peso y el área foliar, primero se determina el área de una muestra de hojas por alguno de los métodos directos descritos y en segundo lugar o bien se obtiene el peso del material fresco o bien se deseca la muestra hasta peso constante, calculándose a continuación la relación existente entre el área medida y el peso fresco o el peso seco obtenidos, según sea el caso. Seguidamente, el peso de las hojas se puede convertir en una medida de área sin más que aplicar la relación anteriormente calculada.

Una variante del método emplea submuestras de las hojas con un área conocida, discos o cuadrados, que se secan y se pesan para determinar el peso por unidad de área, valor que se utiliza posteriormente para calcular el área foliar conocido el peso de hojas completas (Monselise y Heymann, 1953; Brougham, 1956).

Como ejemplo, se pueden citar algunos estudios que han empleado el peso fresco en algodón (*Gossypium hirsutum* L.) (Rhoads y Bloodworth, 1964) y en vid (*Vitis vinifera* L.) (Sepúlveda y Kliwer, 1983; Winter y Whiting, 2004) y el peso seco en alfalfa (*Medicago sativa* L.) (Robison y Massengale, 1967), en soja (*Glycine max* (L.) Merr.) (Koller, 1972), en algodón (*Gossypium hirsutum* L.) (Reddy et al., 1989), en mijo perla (*Pennisetum glaucum* (L.) R. Br.) (Payne et al., 1991) y en vid (*Vitis vinifera* L.) (Smith y Kliwer, 1984; Ollat et al., 1998; Montero et al., 2000) y que mostraron la utilidad del método en estos casos.

3.5.4 Métodos comparativos. Estos métodos emplean plantillas o modelos de área conocida con los que se comparan las hojas a medir.

3.5.4.1 Método comparativo mediante el uso de calibres obtenidos de las hojas. Este método se basa en el establecimiento de una colección de calibres o plantillas de hojas de muchos rangos de tamaño y forma, de distintas especies, que se obtiene trazando el contorno de cada una de las hojas seleccionadas sobre un soporte o mediante fotografías (Darrow, 1932; Williams, 1954; Thorne y Watson, 1955; Humphries y French, 1963; Williams *et al.*, 1964): Posteriormente se mide el área de las figuras obtenidas o de las fotografías anteriores. A continuación, para cada forma de hoja distinta de las medidas se hace una selección de diez tamaños representativos entre los cuales se incrementa el área aritmética o geoméricamente (Humphries y French, 1963), que formarán parte de la colección de calibres que se emplearán posteriormente. Para conocer el área de una hoja concreta, no es necesario cortarla, basta con compararla con las plantillas de la colección hasta encontrar una de ellas que se adapte en forma y tamaño a la hoja seleccionada. La estimación se realiza de manera bastante rápida, pero se requiere un trabajo previo considerable, lo que dificulta la utilización del método.

3.5.4.2 Método comparativo mediante el uso de calibres de formas sencillas. Freeman y Bolas (1956) consideraron que el contorno de muchas hojas se asemejaba a formas geométricas simples. Por ello emplearon plantillas con una

serie de puntos, correspondientes a elipses de diferentes áreas conocidas, que se comparaban con las hojas y así se determinaba el área foliar. Humphries y French (1964) describieron otras aproximaciones a este método y experimentaron con diferentes formas geométricas que incluían elipses, cuadrados y círculos. El método no requiere la destrucción de las hojas, pero su uso no está muy difundido.

3.5.5 Métodos basados en el análisis de imágenes. La utilización de métodos basados en el análisis de imágenes supone disponer de la imagen digitalizada de la hoja para posteriormente realizar mediciones sobre ella. Los sistemas que se han empleado para capturar la mencionada imagen han evolucionado a lo largo de los tiempos hasta llegar a las cámaras digitales (Baker et al., 1996; Jonckheere et al., 2004; Lu et al., 2004).

El procesamiento y análisis de imágenes digitales (AID) es una alternativa para evaluar el tamaño de las hojas, ya que la digitalización se puede realizar con dispositivos poco costosos, como escáneres de escritorio (Varma y Osuri, 2013). También permite medir color, el cual es indicador del estado nutricional, sanidad y senescencia de las hojas (Riccardi et al., 2014; Wang et al., 2014), variables que se estiman o evalúan con el SPAD 502® (Soil Plant Analysis Development. Konica-Minolta Inc. Osaka, Japan). Easlon y Bloom (2014) señalan que los métodos basados en el AID son rápidos, precisos, y están desplazando a equipos que utilizan la obstrucción de la luz para estimar el área foliar.

Las características morfológicas y del color de las hojas se pueden obtener en forma directa o indirecta con el programa comercial Matlab® (MathWorks, Inc. Natick, Massachusetts, USA), que tiene un uso amplio (Dornbusch y Andrieu, 2010; Price et al., 2011; Ali et al., 2012; Corney et al., 2012; Chaudhary et al., 2012; Wang et al., 2014). El programa libre de mayor uso para el registro de dichas variables es ImageJ (Warman et al., 2011; Green et al., 2012; Schneider et al., 2012; Maloof et al., 2013; Easlon y Bloom, 2014; Saucedo et al., 2015).

El área foliar se puede obtener con programas específicos y gratuitos como Black Spot Leaf, creado en Python (Python Software Foundation), que funciona en MS-DOS® (Microsoft Corporation, Redmond, Washington, USA), y sólo registra el área total por imagen (Varma y Osuri, 2013). El programa LAMINA, desarrollado en Java®, reporta el área, el largo, el ancho y la pérdida de área foliar (Bylesjö *et al.*, 2008). Easy Leaf Area, escrito en Python, mide área total por imagen, el área y largo por hoja (Easlon y Bloom, 2014). LeafJ, un complemento para ImageJ, proporciona el área y las dimensiones de la hoja y del peciolo (Maloof et al., 2013). También el uso del programa Sigma Scan Pro v5, para la determinación del área foliar, el cual puede aminorar el tiempo de la determinación con una mayor precisión (Rodríguez et al., 2005).

3.5.5.1 Image-Pro Plus. Es el software más utilizado a nivel mundial en el entorno del análisis de imagen. Ha sido diseñado para investigadores y técnicos que necesiten soluciones de procesamiento y análisis de imagen, para todos aquellos que

utilicen microscopios o cualquier otro método de captura de imágenes. En el estudio de mediciones de variables independientes como largo, ancho, área foliar estimada, se ha utilizado este software como herramienta de trabajo en el procesamiento de las hojas de cada genotipo.

3.6 ANTECEDENTES DE LA INVESTIGACIÓN

Los estudios realizados en *S. rebaudiana* relacionados a modelos matemáticos para estimar el área foliar son muy limitados, sin embargo, se resalta algunas investigaciones realizadas en esta especie o en familias diferentes a la Asteraceae:

De lima y Malavolta (2004) en su publicación estiman el área foliar para *S. rebaudiana* con una edad de 90 días después del trasplante con hojas de diferentes tamaños de un total de 70 plantas. Encontraron que las mejores ecuaciones se expresaban en función del producto del largo de la hoja con el ancho en el punto medio de la hoja explicando el 0,989 de la variabilidad en el modelo lineal con intercepto, sin embargo, no reporta el R^2 en su segundo modelo.

Espitia et al. (2006) en su trabajo “Modelo estadístico para estimación del área foliar en *S. rebaudiana* en el Sinú medio” sus resultados demostraron que es posible utilizar el largo y ancho máximo de la hoja para estimar el área foliar en la Stevia, encontraron dos modelos matemáticos para dos genotipos (Morita I y Morita II). Este autor y compañía hallaron las constantes K para estos genotipos, siendo de la magnitud Morita I (0,8273) y Morita II (0,5976), indicándose que Morita I presentaba una mayor área foliar. Llegan a la conclusión que el largo y ancho máximo del tercio inferior y el largo del tercio superior de la hoja, permiten estimar el área foliar para el genotipo Morita I, explicando el 96% de la variabilidad.

Ramesh et al. (2007) realizaron un estudio en Palampur, India para estimar el area foliar de stevia en cultivos de diferentes edades (3, 4, y 5 meses después de trasplante). Estableciendo modelos polinómicos de primer y segundo orden, potenciales, logarítmicos y exponenciales en función del largo, ancho y producto de ambas variables con exponentes 1, 0,5 y 2 para todas las variables independientes en diferentes combinaciones, incluida la suma de varias variables. Concluyeron que el modelo lineal en función del producto del largo y ancho podía explicar el 0,95 de la variabilidad de las tres edades estudiadas.

No todos los cultivares tienen hojas con la misma forma, algunas son irregulares como la yuca (*Manihot esculenta* Crantz) en el ensayo “Modelos para la estimación no destructiva del área foliar de dos cultivares de mandioca (*Manihot esculenta* Crantz)” realizado por Burgos et al. (2010), evaluaron mediciones de muchas variables independientes como lo son longitud del lóbulo central, ancho máximo del lóbulo central y longitud del pecíolo, de igual forma determinaron la superficie del lóbulo central a través del producto de la longitud y ancho máximo, el número total de lóbulos, entre otras variables. En sus análisis manifiestan que el mejor ajuste se

alcanza con el producto de la longitud y ancho máximo del lóbulo central considerando que estos tenían los mayores coeficientes de determinación.

“Estimación del área foliar de girasol por métodos no destructivos” propuesto por Aquino et al. (2011) evaluaron el largo y ancho de la hoja así como el producto de ambas variables para determinar modelos matemáticos para dos cultivares de girasol (*Helianthus annuus* L.) expresando el ajuste en funciones de tipo lineal, cuadrática, cubica, exponencial y potencial, llegando a la conclusión que el modelo potencial demuestra mejor el comportamiento del área foliar de girasol en función del largo o el producto del largo por el ancho máximo de la hoja.

Jerez et al. (2014) en su publicación “Estimación de la superficie foliar en dos variedades de papa (*Solanum tuberosum* L.)” Al realizar el análisis de regresión como variables independientes del largo y ancho de la hoja encontraron que el producto de ambas variables (largo por ancho) permitía estimar mejor el área o superficie foliar dado que en ellas se encontraron los más elevados coeficientes de determinación (0,93 para variedad Call White y 0,91 para Santana) estableciendo así dos modelos matemáticos para las variedades de papas estudiadas.

3.6.1 Modelos para estimar área foliar en diferentes cultivos. En algunas investigaciones se han reportado modelos matemáticos para estimar el área foliar de varias especies de interés agronómico (Tabla 4) como *Solanum tuberosum*, *Manihot esculenta*, *Helianthus annuus*, *Carica papaya* y los modelos planteados por Espitia et al. (2006) en *S. rebaudiana* para los genotipos Morita I y Morita II, para estos modelos consideran diferentes variables para estimar el área foliar ($AF = Y$) como se describe a continuación:

De lima y Malavolta, (2004) consideran que las mejores variables exógenas son el producto del largo (L) con el ancho en el punto medio de la hoja ($W_{1/2}$) reportando dos ecuaciones para *S. rebaudiana*:

$$AF=0,631+0,663(LW_{1/2})$$

$$AF=0,73 (LW_{1/2})$$

Espitia et al. (2006) en *S. rebaudiana* considera que las mejores variables son el largo del tercio inferior (LTI), ancho del tercio inferior (ATI) y el largo del tercio superior de la hoja (LTS) para el genotipo MI, sin embargo, para genotipo MII se consideran las variables del ancho del tercio inferior (ATI), medio (ATM), superior (ATS) y el largo del tercio superior (LTS), con estas variables se formulan los siguientes modelos:

Variedad Morita I (MI)

$$\sqrt{A_f} = 0,288 + 0,093 \text{ LTI} + 0,525 \text{ ATI} + 0,171 \text{ LTS}$$

Variedad Morita II (MII)

$$\sqrt{A_f} = 0,319 + 0,223 \text{ ATI} + 0,332 \text{ ATM} + 0,067 \text{ LTS} + 0,257 \text{ ATS}$$

Ramesh et al. (2007) reportaron un modelo lineal con intercepto para *S. rebaudiana* en función del producto del largo(L) y ancho(W) de la hoja, explicando el área foliar sin importar la edad del cultivo, este modelo prentó un coeficiente de determinación de 0,95. El modelo propuesto fue:

$$Y = 0,2667 + 0,528LW$$

Cardona et al. (2009) en *Carica papaya* L encuentra un modelo de regresión lineal para la variedad Maradol roja considerando que la variable con mayor correlación con el AF es la longitud de la nervadura central del lóbulo izquierdo, contiguo al adyacente lóbulo medio (X):

$$Y = -303,0742 + 31,2028X$$

Burgos et al. (2010) en *Manihot esculenta* Crantz encuentran dos modelos matemáticos para la variedad Amarilla y Palomina considerando que las variables explicativas de este parámetro es la longitud del peciolo (LP), superficie del lóbulo central (SLC) y la sumatoria de longitud de lóbulos ($\sum LL$) para ambas variedades de yuca; los modelos fueron.

Variedad Amarilla

$$AF = -57,79 + 1,45 \text{ LP} + 1,71 \text{ SLC} + 1,15 \sum LL$$

Variedad Palomita

$$AF = -23,32 + 2,62 \text{ LP} + 1,19 \text{ SLC} + 0,43 \sum LL$$

Aquino et al. (2011) en *Helianthus annuus* L consideran que el modelo potencial demuestra mejor el comportamiento del área foliar de girasol en función del largo (L) o el producto del largo (L) por el ancho máximo de la hoja (C); con estas variables $L = X$ o $LC = X$ se establecen los siguientes modelos para los cultivares BR – 122 y M - 734.

Cultivar BR – 122

$$Y=1,6329 X^{1,7164}$$

Cultivar M – 734

$$Y=0,5405 X^{1,0212}$$

Jerez et al. (2014) en *Solanum tuberosum* L encuentran dos modelos de regresión para dos variedades de papa considerando que las variables que explican mejor este parámetro es el producto del largo (L) por el ancho (A) de la hoja.

Variedad Call White

$$Y=0,43 (L \times A)+9,42$$

Variedad Santana

$$Y=0,47 (L \times A)+9,11$$

Tabla 4. Modelos matemáticos reportados en diferentes cultivos

Expresión matemática	Autores	Cultivo	Variables independientes
$Y = \beta_1(x)$	Lyon (1948)	Tomate	L*A
	Ackley et al. (1958)	Vid y varios frutales	L*A
	Suggs et al. (1960)	Tabaco	L*A
	Stickler et al. (1961)	Sorgo	L*A
	Spencer (1962)	Tapioca	L*A
	Ashley et al. (1963)	Algodón	L*A
	McKee (1964)	Maíz	L*A
	Carleton y Foote (1965)	Cebada	L*A
	Bhan y Pande (1966)	Arroz	L*A
	Johnson (1967)	Algodón	L ₂ , L*A
	Murata (1967)	Arroz	L*A
	Giovanardi (1972)	Maíz	L*A
	Krishnamurthy et al. (1973)	Sorgo	L*A
	Palaniswamy y Gomez (1974)	Arroz	L*A
	Ray y Singh (1989)	Pimiento	L*A
	Balakrishnan et al. (1992)	Tomate	L*A
	Persaud et al. (1993)	Mijo perla	L*A
	Montero et al. (2000)	Vid	L*A
	Lu et al. (2004)	Taro	L*A (y otros)
	De lima y Malavolta (2004)	Stevia	L*W _{1/2}

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3$: coeficientes de los ajustes; A y W: anchura del limbo (cm); A': anchura del limbo medida en la mitad de la longitud de la hoja (cm); Dx: producto de la longitud de las dos primeras nervaduras principales laterales; D₊: suma de la longitud de las dos primeras nervaduras principales laterales; L: longitud del limbo(cm); L₁: distancia entre la inserción peciolar y el extremo del nervio principal (cm); L₂ = L_{2d} + L_{2i}; L_{2d}: distancia entre la inserción peciolar y el extremo del primer nervio lateral derecho(cm); L_{2i}: distancia entre la inserción peciolar y el extremo del primer nervio lateral izquierdo(cm); L₃: distancia entre los extremos de los dos primeros nervios laterales (cm); Li: distancia desde el punto de inserción en el raquis del primer foliolo hasta el extremo superior de la hoja; Lp: longitud del peciolo (cm); Ls: distancia desde la base del peciolo hasta el extremo superior de la hoja; N_{2x}: producto de la longitud de las dos primeras nervaduras laterales; N₂₊: suma de la longitud de las dos primeras nervaduras laterales; LTI: longitud del tercio inferior de la hoja; ATI: ancho del tercio inferior de la hoja; LTS: longitud del tercio superior de la hoja; ATM: ancho del tercio medio de la hoja; LP: longitud del peciolo; SLC: superficie del lóbulo central(SLC); Σ LL: sumatoria de longitud de lóbulos; NLICALM: longitud de la nervadura central del lóbulo izquierdo, contiguo al adyacente al lóbulo medio; Y: superficie del limbo (cm²); Xi: variable independiente.

Tabla 4. Modelos matemáticos reportados en diferentes cultivos (continuación).

Expresión matemática	Autores	Cultivo	Variables independientes
$Y = \beta_0 + \beta_1(x)$	Tejawani et al. (1957)	Tabaco	L*A
	Manivel y Weaver (1974)	Vid	L, A o Lp
	Liebig (1978)	Pepino	L*A o A ₂
	Sepúlveda y Kliewer (1983)	Vid	L, A o L. A
	Smith y Kliewer (1984)	Vid	L, L ₂ , A, A ₂ o L*A
	Robbins y Pharr (1987)	Pepino	L ₂
	Elsner y Jubb (1988)	Vid	L*A
	Ray y Singh (1989)	Pimiento	L*A
	Gamiely et al. (1991)	Cebolla	L
	Payne et al. (1991)	Mijo perla	L*A
	Montero et al. (2000)	Vid	A ₂ o Lp
	Astegiano et al. (2001)	Tomate	L*A
	De lima y Malavolta (2004)	Stevia	L*W _{1/2}
	Martin et al. (2006)	Canavalia	L*W y W
	Cristofori et al. (2007)	Avellana	L*W
	Rouphael et al. (2007)	Girasol	W ²
	Ramesh et al. (2007)	Stevia	L*W
	Falovo et al. (2008)	Frutos pequeños (frambuesa, grosella roja, mora, grosella espinosa, arándano rojo,	L*W
	Cardona et al. (2009)	Papaya y Berenjena	NLICALM y L
	Kandiannan et al. (2009)	Jengibre	L*W
Jerez et al. (2014)	Papa	L*A	
Keramatlou et al. (2015)	Nogal persa	L*W	
Buttaro et al. (2015)	Vid	L*W	
Kishor et al. (2017)	Durian	L*W	

Tabla 4. Modelos matemáticos reportados en diferentes cultivos (continuación).

Expresión matemática	Autores	Cultivo	Variables independientes
$Y = \beta_0 + \beta_1(x_1) + \beta_2(x_2) + \beta_3(x_1x_2)$	Fargo et al. (1986)	Calabaza	L y A
	Robbins y Pharr (1987)	Pepino	L y A
	Elsner y Jubb (1988)	Vid	L ₂ A ₂ , (d=0)
	Bange et al. (2000)	Girasol	L y A
	Cho et al. (2007)	Pepino	W y L*W, (d=0)
$Y = \beta_0 + \beta_1(x_1) + \beta_2(x_2) \dots + \beta_n(x_n)$	Espitia et al. (2006)	Stevia	LTI, ATI, LTS, ATM
	Burgos et al. (2010)	Yuca	LP, SLC, SLL
$Y = \beta_0 + \beta_1(x) + \beta_2(x)^2$	Manivel y Weaver (1974)	Vid	L, A o Lp
	Carbonneau (1976)	Vid	L ₁ , L _{2d} , L _{2i} , L ₂ o L ₃
	Schultz (1992)	Vid	L
	Montero et al. (2000)	Vid	L, A o Lp
	Toebe et al. (2019)	Calabaza brasilera	W
	$Y = \beta_0(x)^{\beta_1}$	Dumas (1990)	Tomate
Montero et al. (2000)		Vid	L o L*A
Schwarz y Klaring (2001)		Tomate	L _s , L _i o A
Kandiannan et al. (2002)		Pimienta negra	L
Antunes et al. (2008)		Café	L*W
Aquino et al. (2011)		Girasol	L, L*A
Pompelli et al. (2012)		Jatropha	L*W
Cargnelutti Filho et al. (2015)		Judía o Canavalia	W
Pompelli et al. (2018)		Jatropha	L*W

Tabla 4. Modelos matemáticos reportados en diferentes cultivos (continuación).

Expresión matemática	Autores	Cultivo	Variables independientes		
$Y = \beta_0(x_1)^{\beta_1}(x_2)^{\beta_2}$	Rao (1978)	Calabaza	L y A		
	Schwarz y Klaring (2001)	Tomate	L _s y A o L _i y A		
$\text{Log } Y = \text{Log } L + \text{Log } A' - \text{Log } (L * A' * Y^{-1})$	Lal y Subba Rao (1951)	Cereales	L, A', Y, L*A		
	Langer (1956)				
	Anikeiv y Kutuzov (1961)				
	Epstein y Robinson (1965)			Patata	L
	Wendt (1967)			Algodón, sorgo, ricino	L
	Hoffman (1971)			Cebolla	L
	Wiersma y Bailey (1971)			Soja	L*A
	Sepúlveda y Kliwer (1983)			Vid	L, A o L*A
	Elsner y Jubb (1988)			Vid	L, A o L*A
	Payne et al. (1991)			Mijo perla	L
$\text{Log } Y = \beta_0 + \beta_1(\text{Log } x)$	Tarbell y Reid (1991)	Maíz	L		
	Silvestre y Eiras (2001)	Vid	N _{2x} , N ₂₊ , D _x , D ₊		
	Kandiannan et al. (2002)	Pimienta negra	L		
	Alvarez et al. (2012)	Forestales (Cahitos de toro, santa maria, cedro, ceiba, caimito, guayabo, brasileto, tronador, mamoncillo, casia, caoba, teca, varasanta)	L*A		

4. OBJETIVOS

4.1 OBJETIVO GENERAL

Estimar el área foliar con parámetros biométricos de las hojas de cuatro genotipos de stevia (*Stevia rebaudiana* (Bertoni) Bertoni) en el Sinú medio.

4.2 OBJETIVOS ESPECIFICOS

- Determinar las medidas directas que sobre las hojas estimen mejor el área foliar de *S. rebaudiana*.
- Comparar modelos matemáticos que estimen el área foliar de *S. rebaudiana* a través de diferentes estadísticos y seleccionar el mejor modelo.

5. HIPÓTESIS

A partir de un modelo matemático significativo se logrará estimar el área foliar de los genotipos de *S. rebaudiana* en condiciones del Sinú medio.

6. METODOLOGÍA

6.1 LOCALIZACIÓN

Esta investigación se realizó entre octubre de 2018 y abril de 2019 en el área experimental de la Universidad de Córdoba la cual se encuentra localizada a 8° 47' 31,5" de latitud norte y 75° 51' 36,2" de longitud oeste, con una elevación de 13 msnm. En la zona predominan precipitaciones promedias anual de 1.200 mm, temperatura promedio 28 °C, humedad relativa promedio de 85%, condiciones climáticas que lo clasifican en una zona de transición entre Bosque Húmedo y Bosque Seco Tropical según Holdridge, brillo solar anual de 2.108 horas (Palencia et al., 2006).

6.2 MATERIAL EXPERIMENTAL

Se evaluaron cuatro genotipos de stevia promisorios de alto rendimiento; tres clones (clon 04, clon 16 y clon 18) y la variedad morita II (MII), seleccionados por el programa de mejoramiento genético de la Facultad de Ciencias Agrícolas de la Universidad de Córdoba, Colombia. La variedad morita II, es un genotipo comercial y los clones (C04, C16 y C18) provienen de una población heterogénea heterocigota del cruzamiento natural e hibridación artificial controlada de la variedad morita II, de los cuales fueron seleccionados clonalmente 25 genotipos, cada uno de ellos se multiplicó vegetativamente para mantener las características de la planta madre (Pico, 2018).

6.3 VARIABLE RESPUESTA

La variable endógena considerada en este estudio fue el área foliar ($LA = Y$) dependiente del largo máximo (L), Ancho máximo (W) o el producto de ambas variables (LW) medibles de las hojas de stevia.

6.4 DISEÑO DE MUESTREO

Se establecieron cuarenta plantas por genotipos en bolsas de polietileno calibre 3, a los cinco meses después de establecido el experimento se realizó un muestreo aleatorio simple seleccionando cincuenta hojas por planta, en total se eligieron 30

plantas por cada genotipo para un total de mil quinientas hojas por genotipo establecido.

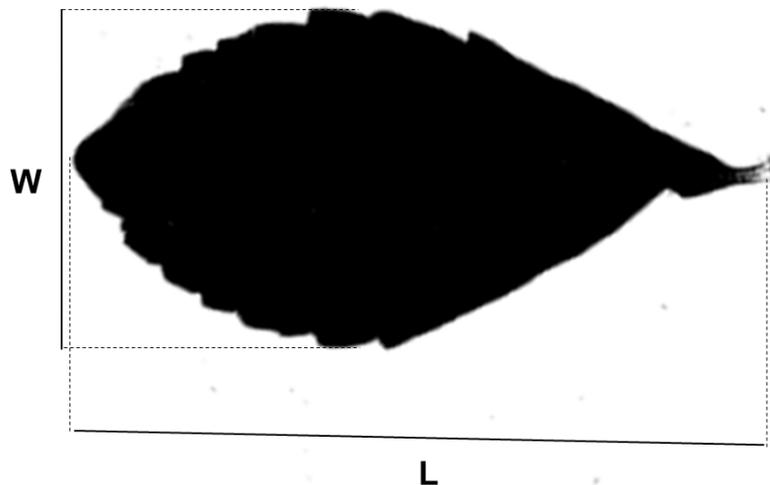
6.5 MANEJO AGRONÓMICO

Se implementó un manejo integrado del cultivo igual para todos los genotipos de stevia. Todos bajo las mismas condiciones de riego, fertilización, podas, manejo de plagas y enfermedades.

6.6 PROCEDIMIENTO

Las hojas de cada genotipo fueron escaneadas con un scanner Epson (1200 x 1200 dpi) para adquirir un formato de imágenes digitales. Todas las imágenes fueron procesadas en el software Image Pro Plus ® (version 4.5.0.29, Media Cybernetics, Silver Spring, USA) previamente calibrado de pixeles a centímetros (precisión de 0,00001 cm) como se describe en la metodología de Pompelli et al. (2012), a cada hoja se le midió el largo máximo (L), ancho máximo (W) y el área foliar real (LAr). Luego de adquirir todas las áreas y longitudes de cada hoja fueron exportados a un formato de Microsoft Excel.

Figura 1. Dimensiones lineales de la hoja que muestra el largo máximo (L) y ancho máximo (W) tomados en las hojas de *S. rebaudiana*.



Luego se organizó la matriz en Microsoft Excel para cada genotipo teniendo en cuenta LAr, L, W, y LW. Se establecieron cuatro rangos por genotipo a partir del valor máximo y mínimo de la variable L (Tabla 5); se realizó un filtro aleatorizado con Microsoft Excel de 500 hojas por cada 1.500 a partir de los cuatro rangos

establecidos. Las 500 hojas por genotipo se utilizaron en la prueba de estabilidad de los modelos particulares y las 1.000 hojas por genotipo fueron usadas para plantear los nueve modelos teóricos más utilizados en la literatura entre ellos el modelo lineal simple, modificado y potencial (Tabla 6). El elevado número de hojas utilizadas para la generación de modelos (n = 1.000 hojas) aumenta la seguridad por recomendación de los modelos obtenidos, según lo indicado por Antunes et al. (2008) y Pompelli et al. (2012). Adicionalmente, se generó un modelo general (MG) combinado utilizando 4.000 hojas que incluye a todos los genotipos.

Tabla 5. Rangos por genotipo establecidos a partir del valor máximo y mínimo del largo máximo de la hoja de *S. rebaudiana*.

Genotipo	L (cm)		Rango (cm)							
	Mín	Máx	1		2		3		4	
			Min	Max	Min	Max	Min	Max	Min	Max
Clon 04	1,74	5,49	1,74	2,7	2,7	3,7	3,7	4,7	4,7	5,55
Clon 16	2,44	6,40	2,44	3,4	3,4	4,4	4,4	5,4	5,4	6,5
Clon 18	2,26	6,07	2,26	3,2	3,2	4,2	4,2	5,2	5,2	6,2
Morita II	1,72	7,03	1,72	3,0	3,0	4,3	4,3	5,6	5,6	7,2

L: Largo máximo de la hoja; Mín: mínimo; Max: máximo

Tabla 6. Nueve modelos matemáticos para estimar el área foliar más utilizados en la literatura.

Número	Expresión matemática	Descripción
Modelo #1	$Y = \beta_1 * L + e_i$	Lineal sin intercepto
Modelo #2	$Y = \beta_1 * W + e_i$	Lineal sin intercepto
Modelo #3	$Y = \beta_1 * LW + e_i$	Lineal sin intercepto
Modelo #4	$Y = \beta_0 + \beta_1 * L + e_i$	Lineal
Modelo #5	$Y = \beta_0 + \beta_1 * W + e_i$	Lineal
Modelo #6	$Y = \beta_0 + \beta_1 * LW + e_i$	Lineal
Modelo #7	$Y = \beta_0 * L^{\beta_1} + e_i$	Potencial
Modelo #8	$Y = \beta_0 * W^{\beta_1} + e_i$	Potencial
Modelo #9	$Y = \beta_0 * LW^{\beta_1} + e_i$	Potencial

Y=LA_e: área foliar estimada; β_0 y β_1 : los estimados o coeficientes; L: largo máximo; W: ancho máximo; LW: producto del largo por el ancho máximo de la hoja; e_i: error del modelo.

Todas las ecuaciones fueron inferidas por el principio de parsimonia (Steel y Penny, 2000). Los coeficientes de los modelos β_0 y β_1 fueron estimados por regresión lineal y potencial utilizando el software Datafit versión 8.0.32 (Oakdale Engineering, Oakdale, PA, USA) y Microsoft Excel 2019 con los valores del par de ordenados (X, Y) de las mil hojas por genotipo de las variables estudiadas: (L, LAr), (W, LAr) y (LW, LAr).

Los gráficos fueron realizados con los softwares SigmaPlot para windows versión 12.0 (Systat Software, Inc. Germany) y Minitab 18.1 (Minitab Inc., State College, PA, USA)

6.7 ANALISIS DE DATOS

Para la selección de los modelos que estimen el área foliar (LAe) se consideraron los siguientes criterios estadísticos:

- Coeficiente de determinación ajustado (R^2_{adj})
- Cuadrado medio del error (CME)
- Prueba t de Student ($P < 0,001$) para la media absoluta de errores con intervalos de confianza (Cumming et al., 2007)
- Patrón de dispersión de los residuos en términos porcentuales (%) y la mejor relación (mayor R^2_{adj}) entre el LA_r y el LAe. Se tuvo en cuenta la hipótesis de la normalidad de los errores por lo cual la heterocedasticidad fue un criterio para excluir un modelo matemático (Zuur et al., 2010). Los residuos en términos porcentuales fueron calculados mediante la siguiente expresión matemática:

$$\text{Residuos (\%)} = \frac{(LA_r - LA_e) \times 100}{LA_r} \quad (1)$$

Donde:

LA_r: área foliar real

LAe: área foliar estimada

La expresión matemática (1) permite inferir la subestimación o sobreestimación del área foliar en el patrón de dispersión de los residuos por un estimador en la población general e individual de las hojas. Este proceso se basa en una compensación de balance entre los valores positivos y negativos de los residuos, donde los valores más dispersos pueden ser considerados como valores que subestiman o sobreestiman el área foliar dependiendo del error relativo establecido. Para el cálculo, se estableció el error relativo dependiendo de cada modelo analizado y el genotipo, luego se realizó un filtro a partir de ese valor en Microsoft Excel. Para el caso de la población en general, mediante una regla de tres simple y considerando el valor total de la población en estudio como el 100% ($n = 1.000$ hojas) y la cantidad filtrada, se realizó el cálculo del valor porcentual de la población en el que el área foliar era sobreestimado o subestimado. Mientras que la sobreestimación o subestimación específica del área individual por hojas se basa en una exploración de los datos calculados por la expresión (1) que tiene en cuenta los valores superiores o inferiores al valor relativo establecido.

- Criterio de Durbin- Watson (Durbin y Watson, 1950) y el criterio de información de Akaike (AIC) (Akaike, 1974) para seleccionar ecuaciones precisas y parsimoniosas. Todos estos criterios permitieron evaluar el sesgo, la precisión, la simplicidad y la precisión de los modelos (Walther y Moore, 2005). El AIC fue calculado mediante la expresión matemática (2):

$$AIC = n \left[\ln \left(\frac{SQR}{n} \right) \right] + 2p \quad (2)$$

Donde:

AIC: criterio de información de Akaike

n: número de observaciones

SQR: suma de cuadrados de la regresión

p: número de parámetros (betas) del modelo

Sin embargo, para comparar las hojas muestreadas de los cuatro genotipos de stevia, se realizaron varias simulaciones con la prueba de identidad del modelo para todas las combinaciones posibles de poblaciones para determinar el grado de similitud de los coeficientes del modelo particular y general. Teóricamente, si un modelo alométrico particular presenta los mismos coeficientes ($H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots \beta_n$), entonces los modelos son idénticos.

La prueba estadística para la hipótesis $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots \beta_n$ se basa en la diferencia entre la suma de cuadrados (SC) de los parámetros del modelo general y el modelo particular, es decir, en la reducción que H_0 causa en la suma de cuadrados de parámetros en el modelo general.

7. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

7.1 RESULTADOS

7.1.1 Perfil general de las hojas muestreadas. Para este estudio se muestrearon 1.000 hojas por genotipo para la construcción de los modelos (Tabla 7). Es evidente una diferencia en la media del área real (LAr) de los cuatro genotipos ($p < 0,0001$) de *S. rebaudiana*, siendo el clon 16 el que tiene la mayor área foliar en un intervalo de $6,29 \pm 1,62 \text{ cm}^2$ con una amplitud entre $1,96 \text{ cm}^2$ y $12,15 \text{ cm}^2$. Los cuatro parámetros de la hoja (largo, ancho, producto del largo con el ancho y área foliar) mostraron diferencia significativa en todos los genotipos estudiados ($p < 0,0001$; Figura 2).

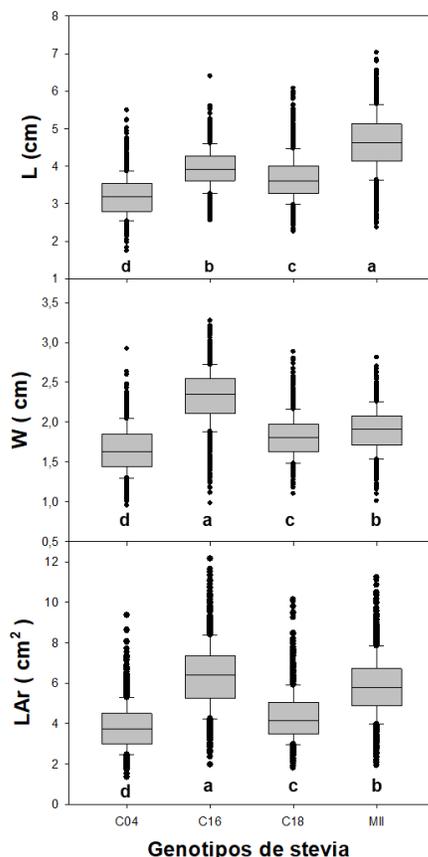
Tabla 7. Valores medios, mínimo y máximo del largo de la hoja, ancho y área real de cuatro genotipos de *S. rebaudiana*.

Genotipo	n	L (cm)			W (cm)			LAr (cm ²)		
		Media	Mín	Máx	Media	Mín	Máx	Media	Mín	Máx
Clon 04	1.000	$3,18 \pm 0,52$	1,74	5,49	$1,64 \pm 0,28$	0,95	2,92	$3,77 \pm 1,10$	1,34	8,06
Clon 16	1.000	$3,94 \pm 0,52$	2,56	6,40	$2,29 \pm 0,36$	0,98	3,27	$6,29 \pm 1,62$	1,96	12,15
Clon 18	1.000	$3,72 \pm 0,60$	2,27	6,07	$1,84 \pm 0,27$	1,10	2,88	$4,41 \pm 1,24$	1,83	10,13
Morita II	1.000	$4,54 \pm 0,80$	2,37	7,03	$1,88 \pm 0,28$	1,01	2,81	$5,71 \pm 1,54$	1,92	11,23

n: número de observaciones (hojas); \pm : desviación estándar; Mín: mínimo; Máx: máximo; L: largo máximo de la hoja; W: ancho máximo de la hoja; LAr: área foliar real.

Para los cuatro genotipos de stevia se generaron nueve ecuaciones para un total de 36 ecuaciones; se adicionó una ecuación previamente descrita por Ramesh et al. (2007) denotado como $Y = 0,528 LW + 0,2667$, el cual tiene un R^2 del 0,95. Esta ecuación fue estimada con un total de 300 hojas bajo las condiciones de Palampur, India ($36^\circ \text{ N } 76^\circ \text{ E}$) a 1.300 msnm, temperatura media anual de 18° , humedad relativa de 65% y precipitación de 2.500 mm. Las ecuaciones descritas por De Lima y Malavolta (2004) y Espitia et al. (2006) no fueron utilizadas en este estudio por ser muy complejas por lo que se buscaron modelos más simples, eficientes y óptimos.

Figura 2. Diagrama de cajas y bigotes de cuatro variables medibles de las hojas de cuatro genotipos de *S. rebaudiana*.



Los diagramas de cajas muestran los rangos intercuartil y la mediana (línea central); los bigotes indican los percentiles 10 y 90. Diferencias significativas entre los valores de largo, ancho y área foliar se indican mediante letras diferentes según prueba de Tukey ($p < 0,0001$). L: largo máximo; W: ancho máximo; LAr: área foliar real.

Las tablas 8, 9, 10 y 11 describen todos los modelos para los cuatro genotipos de *S. rebaudiana* clon 04 (C04), clon 16 (C16), clon 18 (C18) y la variedad morita II (MI I) respectivamente. Se demuestra que todas estas ecuaciones son exactas si el único criterio de selección de modelos fuera el coeficiente de determinación ajustado por grados de libertad (R^2_{adj}), ya que todos los R^2_{adj} probados de los modelos fueron significativos ($p < 0,0001$) en un intervalo entre el 66% y 99%. Sin embargo, al analizar la variación y sesgo del área foliar estimada con respecto al área foliar real de las hojas individuales se encontraron inconsistencias, que se discuten a continuación.

7.1.2 Análisis de los genotipos de stevia (*S. rebaudiana*)

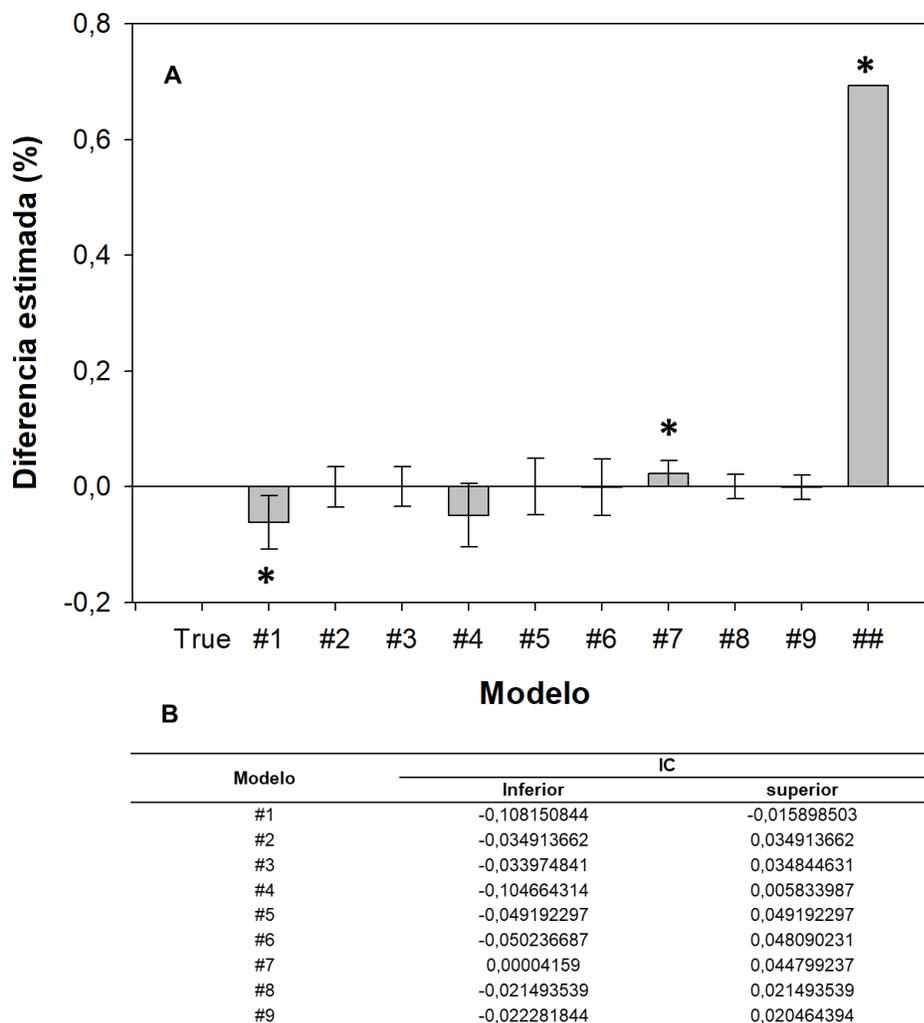
7.1.2.1 Análisis del clon 04 (C04). Las nueve ecuaciones desarrolladas (Tabla 8) se presentan como buenos estimadores del área foliar para el genotipo C04 de *S. rebaudiana* debido a que el coeficiente de determinación ajustado (R^2_{adj}) siempre estuvo en un intervalo entre 0,70 y 0,99. Así, en el primer acercamiento con las ecuaciones, estas pueden ser capaces de estimar el área foliar con precisión para este material vegetal de stevia. Sin embargo, cuando se analizó la diferencia o desviación entre el área foliar real (LAR) con el área foliar estimada (LAE) (Figura 3A) se demostró que la ecuación #1 y #7 fueron estadísticamente diferente de cero (distribución t de Student) por lo que fueron excluidos del análisis. En el caso particular de la ecuación #7, este presentó un intervalo de confianza entre 0,0000416 a 0,0447992 al 99% por lo que se optó por eliminarlo al ser considerado un modelo sesgado (Figura 3B). También se verificó que la ecuación propuesta por Ramesh et al. (2007) no fue capaz de estimar con buena precisión el área foliar, esta ecuación causaba una subestimación del área foliar en este genotipo en aproximadamente un 99,7% de la población. Todas estas ecuaciones tenían una diferencia estimada significativamente diferente de cero (sesgadas; $p < 0,01$) por lo que fueron excluidas del análisis posterior.

Tabla 8. Modelos estadísticos y ecuaciones del área foliar en función de las dimensiones lineales de las hojas del clon 04 de *S. rebaudiana*.

Número del modelo	Modelo	Coeficientes		SE	R^2_{adj}	CM_{res}	F_{cal}	P	Estimador
		β_0	β_1						
1	$Y = \beta_1 W + e_i$	---	2,3336	0,5651	0,9783	0,3194	47,369	< 0,0001	$\hat{Y} = 2,3336 W$
2	$Y = \beta_0 + \beta_1 W + e_i$	-2,2003	3,6349	0,4278	0,8498	0,1830	5,654	< 0,0001	$\hat{Y} = -2,2003 + 3,6349 W$
3	$Y = \beta_0 W^{\beta_1} + e_i$	1,6931	1,5861	0,4216	0,8541	0,1777	5,850	< 0,0001	$\hat{Y} = 1,6931 W^{1,5861}$
4	$Y = \beta_1 L + e_i$	---	1,2004	0,6769	0,9693	0,4583	32,714	< 0,0001	$\hat{Y} = 1,2004 L$
5	$Y = \beta_0 + \beta_1 L + e_i$	-1,9275	1,7903	0,6027	0,7018	0,3633	2,353	< 0,0001	$\hat{Y} = -1,9275 + 1,7903 L$
6	$Y = \beta_0 L^{\beta_1} + e_i$	0,6640	1,4920	0,6024	0,7022	0,3629	2,357	< 0,0001	$\hat{Y} = 0,6640 L^{1,4920}$
7	$Y = \beta_1 LW + e_i$	---	0,7041	0,2742	0,9941	0,0751	204,489	< 0,0001	$\hat{Y} = 0,7041 LW$
8	$Y = \beta_0 + \beta_1 LW + e_i$	0,2629	0,6589	0,2633	0,9430	0,0693	16,555	< 0,0001	$\hat{Y} = 0,2629 + 0,6589 LW$
9	$Y = \beta_0 LW^{\beta_1} + e_i$	0,7996	0,9294	0,2618	0,9437	0,0685	16,753	< 0,0001	$\hat{Y} = 0,7996 LW^{0,9294}$
##	$Y = \beta_0 + \beta_1 LW + e_i$	0,2667	0,528	---	0,95	---	---	---	$\hat{Y} = 0,2667 + 0,528 LW$

##: definición del modelo número 8 descrita por Ramesh et al. (2007) para *S. rebaudiana*; β_0 y β_1 : coeficientes de regresión; SE: error estándar de los estimados; R^2_{adj} : coeficiente de determinación ajustado para los grados de libertad; CM_{res} : error cuadrático medio; F_{cal} : F calculados; P: valor de probabilidad (P valor); L: largo máximo de la hoja; W: ancho máximo de la hoja; LW: producto del largo máximo con el ancho máximo de la hoja.

Figura 3. Análisis estadístico de la desviación entre el área foliar estimada y el área foliar observada (real) de las hojas individuales del clon 04 de *S. rebaudiana*.

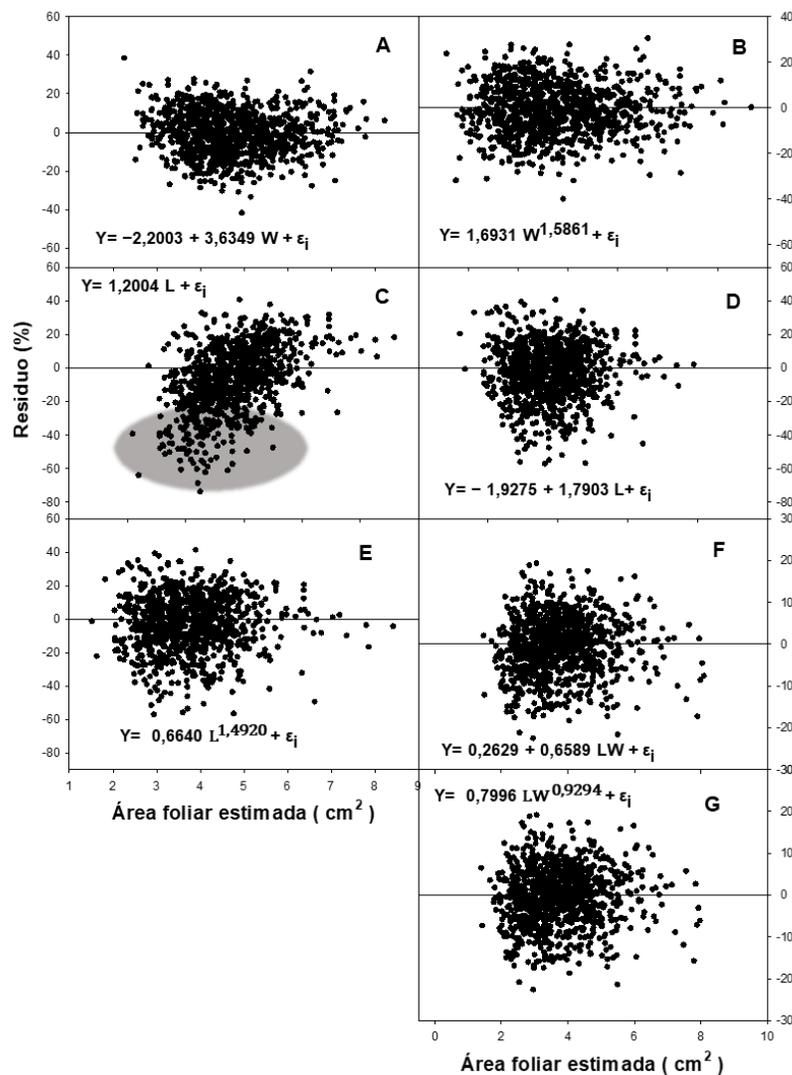


El área foliar de stevia se estimó utilizando varios modelos donde β_0 y β_1 son sus coeficientes. (A) Las barras verticales denotan las medias y los diferenciales indican intervalos de confianzas del 99%. La ecuación de Ramesh et al. (2007) $Y = 0,528 LW + 0,2667 (##)$ fue utilizada para comparación. Los asteriscos (*) denotan ecuaciones sesgadas. (B) Limites de intervalos de confianza.

Al eliminar las ecuaciones #1 y #7, solo siete ecuaciones (#2, #3, #4, #5, #6, #8 y #9) permanecieron para ser analizadas en detalle. Al analizar la relación entre el área foliar estimada y el patrón de dispersión de los residuos de las ecuaciones mencionadas anteriormente, se encontró que el modelo de regresión lineal #4 presentaba un patrón heterocedástico (Figura 4C), es decir, que la varianza de los errores no es constante en todas las observaciones realizadas y la sobreestimación de este modelo lineal es de aproximadamente el 21,7%; se evidenció por tanto que

la sobreestimación es más fuerte cuando la relación entre el largo y área foliar real es inversa, es decir, en aquellas hojas donde el largo es grande y área es pequeña la sobreestimación específica es mucho mayor. En este caso en hojas con un largo cercano de 2,71 cm y área foliar de 1,87 cm² se calculó una sobreestimación de 73,98%, mientras que en hojas de aproximadamente 4,05 cm de largo y 4,39 cm² de área la sobreestimación es del 10,69%. Teniendo en cuenta estas consideraciones el modelo #4 esta sesgado y por tanto fue eliminado del análisis alométrico.

Figura 4. Relación entre el área foliar estimada y el patrón de dispersión de los residuos de cada ecuación seleccionada para el clon 04 de *S. rebaudiana*.



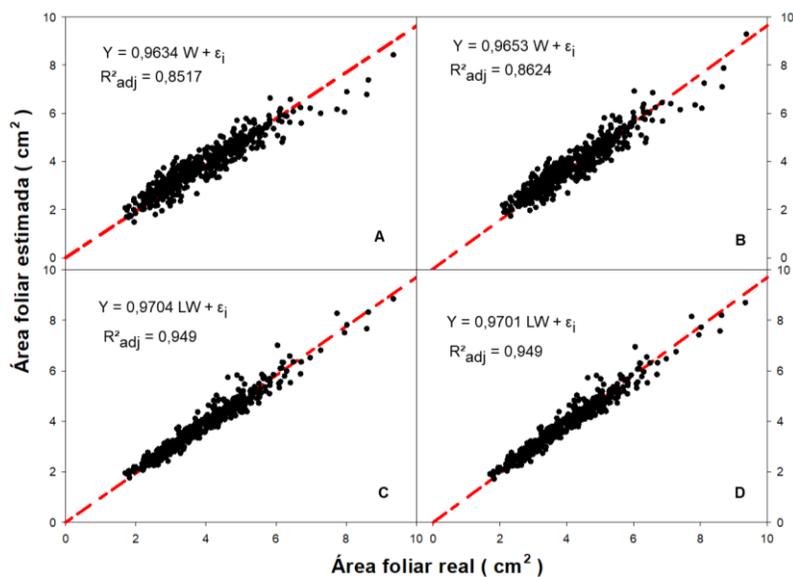
Para la relación entre área foliar y los residuos se utilizaron un total de hojas con n=1.000. (A) Modelo 2, (B) modelo 3, (C) modelo 4, (D) modelo 5, (E) modelo 6, (F) modelo 8, y (G) modelo 9. La forma ovalada denota fuerte sobreestimación del área foliar (C)

El análisis de residuos presentado en la figura 4 permite seleccionar los modelos #2, #3, #5, #6, #8 y #9 con los menores valores de cuadrado medio de los residuos (CM_{res}). Adicionalmente, estos modelos mantienen la constancia de la varianza del error (tendencia homocedástica), cada vez que la distribución de sus residuos siguió un patrón más aleatorio alrededor de la línea $X=0$ a diferencia del modelo lineal #4.

Esta claro que estos seis modelos presentan una buena distribución, sin embargo, los modelos #5 y #6 presentaron similar CM_{res} , pero fue mayor en comparación a los modelos #2, #3, #8 y #9 aportando la mayor varianza. Bajo este criterio, los modelos #5 y #6 fueron excluidos del análisis. Los modelos #2, #3, #8 y #9 que presentaron los menores valores de cuadrado medio de los residuos y el menor valor del criterio de información de Akaike (AIC) #2 ($\hat{Y} = -2,2003 + 3,6349 W$, AIC= 38,29), #3 ($\hat{Y} = 1,6931 W^{1,5861}$, AIC = 43,33), #8 ($\hat{Y} = 0,2629 + 0,6589 LW$, AIC = 142,29) y #9 ($\hat{Y} = 0,7996 LW^{0,9294}$, AIC = 142,97) fueron aprobados y analizados para verificar la precisión de los modelos.

Consecuentemente, se analizó la precisión de los modelos (#2, #3, #8 y #9) para estimar el área foliar de una nueva población de hojas (validación de modelos), encontrando que la relación lineal entre el área foliar real y el área foliar estimada es estable (Figura 5). Hasta el momento el clon 04 de stevia presenta cuatro modelos candidatos seleccionados bajo diferentes criterios estadísticos; estos modelos se analizaron en detalle con los modelos de los otros tres genotipos de *S. rebaudiana* en el apartado 7.1.2.5.

Figura 5. Relación entre el área foliar real y el área foliar estimada del clon 04 de *S. rebaudiana*.



Para la validación de los mejores modelos se utilizaron un total de hojas con $n=500$. (A) hojas para el modelo 2, (B) hojas para el modelo 3, (C) hojas para el modelo 8 y (D) hojas para el modelo 9.

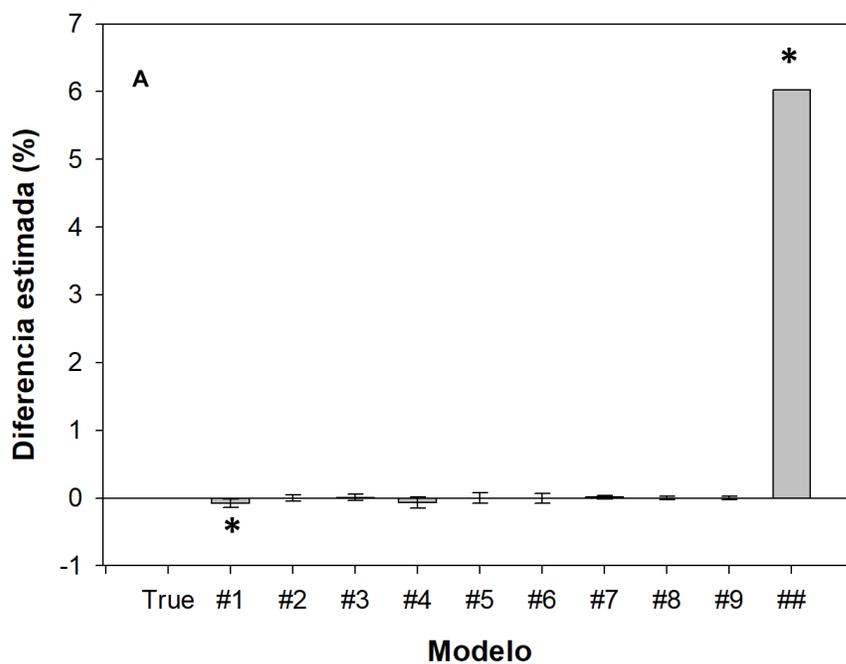
7.1.2.2 Análisis del clon 16 (C16). De manera similar al clon 04, los R^2_{adj} se mantuvieron con valores altos para el clon 16 entre un rango de 0,69 a 0,99 (Tabla 9). Cuando se analizó la diferencia estimada entre el LAr con LAe se demostró que la ecuación #1 era estadísticamente diferente de cero ($P \leq 0,01$; Figura 6A) y fue excluida del análisis, considerando que el intervalo de confianza del 99 (-0,1430610; -0,0144450) no alcanza a interceptar el eje de las abscisas levemente (Figura 6B). También se verificó que la ecuación $Y = 0,528 LW + 0,2667$ propuesta por Ramesh et al. (2007) para *S. rebaudiana* está sesgada y causa subestimación del área foliar. Aunque la ecuación propuesta por Ramesh et al. (2007) tenga una bondad de ajuste del 95% es evidente que no estima con precisión el área foliar de nuevas poblaciones de stevia. Al eliminar la ecuación #1 sólo fueron aprobados ocho ecuaciones (#2, #3, #4, #5, #6, #7, #8 y #9) para ser analizadas en detalle.

Tabla 9. Modelos estadísticos y ecuaciones del área foliar en función de las dimensiones lineales de las hojas del clon 16 de *S. rebaudiana*.

Número del modelo	Modelo	Coeficientes		SE	R^2_{adj}	CM_{res}	F_{cal}	P	Estimador
		β_0	β_1						
1	$Y = \beta_1 W + e_i$	---	2,7849	0,7879	0,9843	0,6209	67.055	< 0,0001	$\hat{Y} = 2,7849 W$
2	$Y = \beta_0 + \beta_1 W + e_i$	-3,2218	4,1584	0,6060	0,8607	0,3672	6.177	< 0,0001	$\hat{Y} = -3,2218 + 4,1584 W$
3	$Y = \beta_0 W^{\beta_1} + e_i$	1,6397	1,6086	0,5714	0,8762	0,3265	7.073	< 0,0001	$\hat{Y} = 1,6397 W^{1,6086}$
4	$Y = \beta_1 L + e_i$	---	1,6151	1,0396	0,9734	1,0807	38.099	< 0,0001	$\hat{Y} = 1,6151 L$
5	$Y = \beta_0 + \beta_1 L + e_i$	-4,0469	2,6251	0,8975	0,6946	0,8055	2.274	< 0,0001	$\hat{Y} = -4,0469 + 2,6251 L$
6	$Y = \beta_0 L^{\beta_1} + e_i$	0,6747	1,6228	0,9025	0,6912	0,8145	2.237	< 0,0001	$\hat{Y} = 0,6747 L^{1,6228}$
7	$Y = \beta_1 LW + e_i$	---	0,6879	0,3266	0,9964	0,1067	394.912	< 0,0001	$\hat{Y} = 0,6879 LW$
8	$Y = \beta_0 + \beta_1 LW + e_i$	0,1607	0,6714	0,3243	0,9601	0,1052	24.054	< 0,0001	$\hat{Y} = 0,1607 + 0,6714 LW$
9	$Y = \beta_0 LW^{\beta_1} + e_i$	0,7343	0,9716	0,3238	0,9602	0,1048	24.131	< 0,0001	$\hat{Y} = 0,7343 LW^{0,9716}$
##	$Y = \beta_0 + \beta_1 LW + e_i$	0,2667	0,528	---	0,95	---	---	---	$\hat{Y} = 0,2667 + 0,528 LW$

##: definición del modelo número 8 descrita por Ramesh et al. (2007) para *S. rebaudiana*; β_0 y β_1 : coeficientes de regresión; SE: error estandar de los estimados; R^2_{adj} : coeficiente de determinación ajustado para los grados de libertad; CM_{res} : error cuadrático medio; F_{cal} : F calculados; P: valor de probabilidad (P valor); L: largo máximo de la hoja; W: ancho máximo de la hoja; LW: producto del largo máximo con el ancho máximo de la hoja.

Figura 6. Analisis estadístico de la desviación entre el área foliar estimada y el área foliar observada (real) de las hojas individuales del clon 16 de *S. rebaudiana*.



B

Modelo	IC	
	Inferior	Superior
#1	-0,143061056	-0,014445045
#2	-0,04946048	0,04946048
#3	-0,040413622	0,052856054
#4	-0,152990528	0,016694655
#5	-0,073245903	0,073245903
#6	-0,076955167	0,070356223
#7	-0,016528809	0,0367952
#8	-0,026470825	0,026470825
#9	-0,027162211	0,025697721

El área foliar de stevia se estimó utilizando varios modelos donde β_0 y β_1 son sus coeficientes. (A) Las barras verticales denotan las medias y los diferenciales indican intervalos de confianzas del 99%. La ecuación de Ramesh et al. (2007) $Y = 0,528 LW + 0,2667 (##)$ fue utilizada para comparación. Los asteriscos (*) denotan ecuaciones sesgadas. (B) Limites de Intervalos de confianza.

La diferencia entre el área foliar real (LAR) y el área foliar estimada (LAE) por los modelos permite obtener los residuales, los cuales son presentados en la figura 7 para las poblaciones en estudio. Los modelos #2, #4, #5 y #6 fueron los que obtuvieron residuales más grandes y con tendencia a sobreestimar o subestimar el área foliar en el clon 16 de stevia. Estos modelos presentaron una tendencia heterocedastica y no satisfacen la condición de Durbin-Watson ($\alpha = 0,05$).

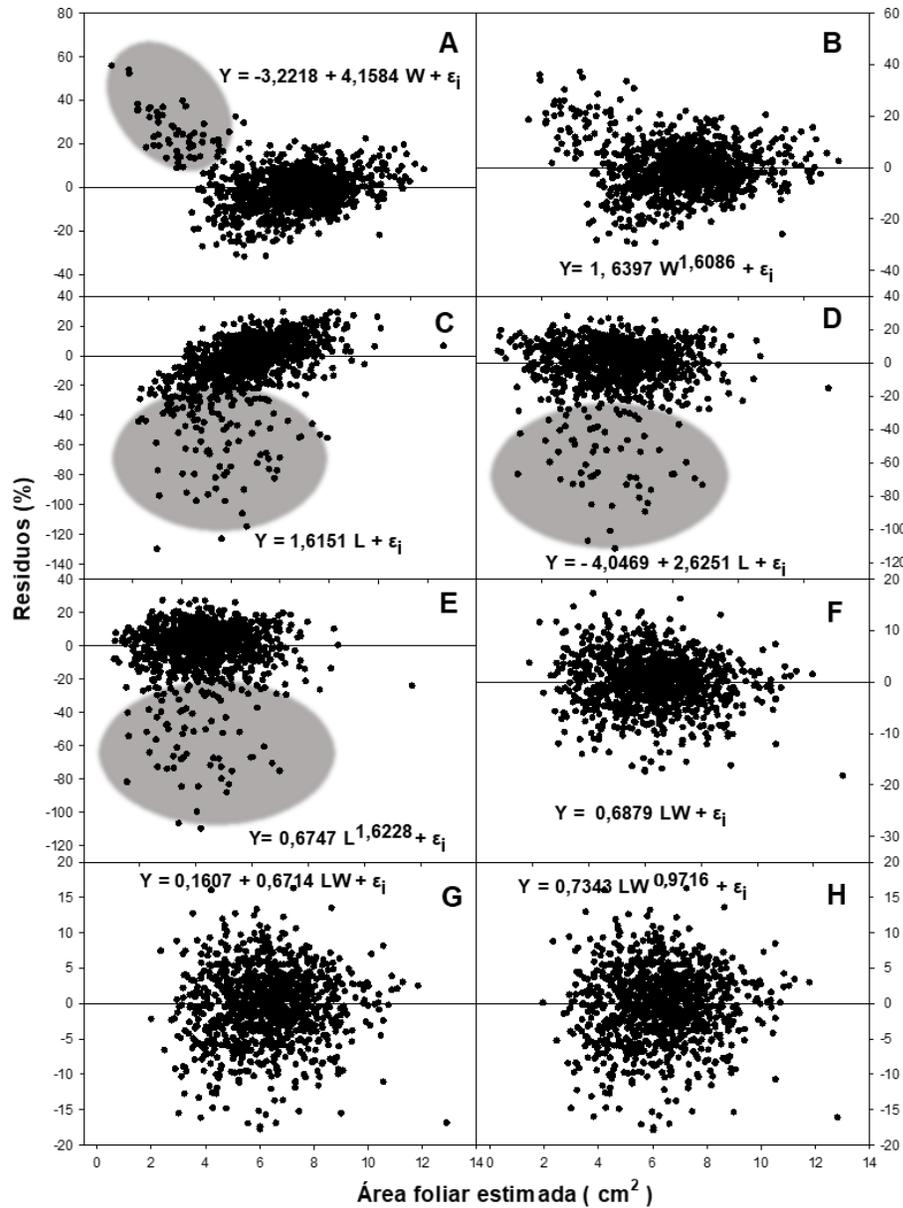
Por otra parte, los modelos #4, #5 y #6 presentaban valores porcentuales de sobreestimación del 12.6%, 10.2% y 8.7%, respectivamente sobre el valor total de la población y presentan el mayor CM_{Res} 1,0807, 0,8055 y 0,8145, respectivamente.

Respecto al modelo #4 en hojas individuales se observó que la mayor sobreestimación osciló entre 55% y 97% con valores de la variable predictora L entre 2,81 cm y 4,93 cm considerando áreas reales entre 2,34 cm² y 5,12 cm². Aunque el modelo #4 tienen un R^2_{adj} alto de 0,97; es evidente que sobreestima el área foliar en una parte específica de la población en estudio. En comparación con el modelo #5 se encontró que este estimador tiene una fuerte sobreestimación, entre el 86,20 % y 107,20% del área foliar en aquellas hojas con valores de la variable explicativa L entre 3,60 cm y 3,86 cm con área real que oscila entre 2,60 cm² y 3,29 cm²; por su parte en el modelo #6 las hojas de stevia que presentaban un largo máximo entre 2,78 cm y 4,93 cm con área foliar real comprendida entre 1,95 cm² y 5,25 cm² demostraron una sobreestimación fuerte entre el 50% y 110 %. Sin embargo, estos dos últimos estimadores presentan los coeficientes de determinación más bajos de todo el conjunto de modelos estudiados para este genotipo (C16) presentando los menores porcentajes de sobreestimación general en comparación con el #4, aunque es evidente que presentan una fuerte sobreestimación en observaciones individuales.

Por otro lado, el modelo #2 presentó la mayor subestimación (55% considerando errores relativos mayores al 19%), para hojas pequeñas con un ancho (W) entre 0,98 cm y 1,11 cm. Teniendo en cuenta el grado de dispersión de los modelos (#2, #4, #5 y #6), la tendencia heterocedástica y el elevado cuadrado medio de los residuos, en contraste con otros modelos, estos cuatro estimadores del área foliar fueron excluidos de futuros análisis alométricos al ser considerados sesgados. Por consiguiente, los modelos #3, #7, #8 y #9 que presentan una homogeneidad de la varianza del error analizado en el patrón de dispersión de los residuos (Figura 7B, 7F-H), fueron penalizados considerando el criterio de Akaike (AIC).

Este criterio de información muestra que el menor AIC lo presentó el modelo potencial #3 (841,13) mientras que los modelos #8 y #9 presentaron valores de 932,46 y 932,59, respectivamente; estos valores son 1,10 veces mayor al modelo #3 a diferencia del modelo #7 en el que el valor de AIC es 4,45 veces mayor que el valor mínimo encontrado para el modelo potencial #3 ($\hat{Y} = 1,6397 W^{1,6086}$). Con base al criterio de información de Akaike, que está relacionado con el principio de parsimonia y la pérdida de información que muestra un estimador, el modelo #7 fue eliminado del análisis de alometría por presentar la mayor magnitud de AIC.

Figura 7. Relación entre el área foliar estimada y el patrón de dispersión de los residuos de cada ecuación seleccionada para el clon 16 de *S. rebaudiana*.

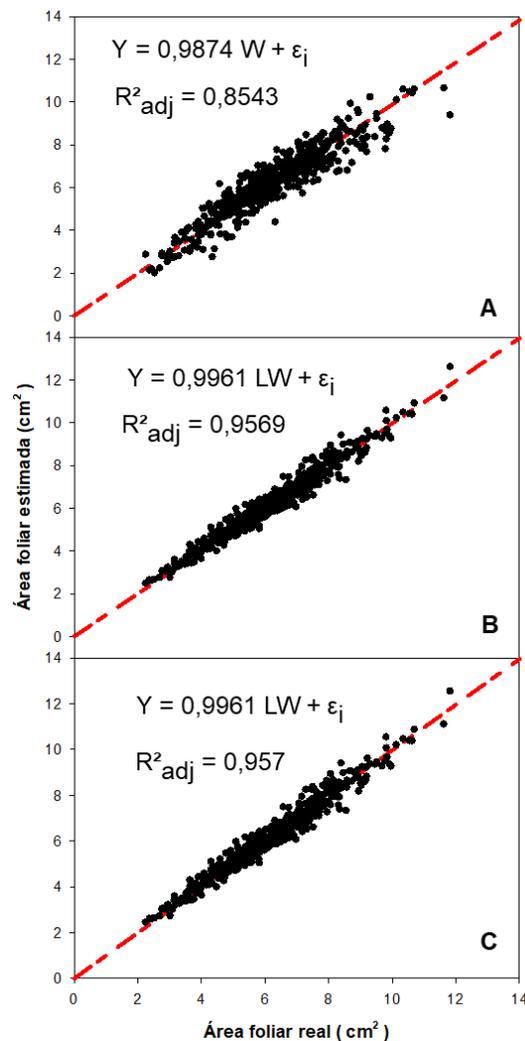


Para la relación entre área foliar y los residuos se utilizaron un total de hojas con $n=1.000$. (A) Modelo 2, (B) modelo 3, (C) modelo 4, (D) modelo 5, (E) modelo 6, (F) modelo 7, (G) modelo 8 y (H) modelo 9. La forma ovalada denota fuerte sobreestimación o subestimación del área (A, C-E)

se observó la relación entre el LAr y el LAe por los modelos #3, #8 y #9 que presentaron los valores más bajos de AIC, analizando el grado de precisión de estos tres estimadores para estimar el área foliar en una nueva población de hojas del

clon 16 (C16) de 500 observaciones. Esto permitió validar los tres modelos al presentar alto grado de estabilidad y precisión con coeficientes de determinación altos (Figura 8). Hasta el momento el clon 16 de stevia presenta tres modelos candidatos seleccionados bajo diferentes criterios estadísticos, estos modelos se analizaron en detalle con los modelos de los otros tres genotipos de *S. rebaudiana* en el apartado 7.1.2.5.

Figura 8. Relación entre el área foliar real y el área foliar estimada del clon 16 de *S. rebaudiana*.



Para la validación de los mejores modelos se utilizaron un total de hojas con n=500. (A) hojas para el modelo 3, (B) hojas para el modelo 8 y (C) hojas para el modelo 9.

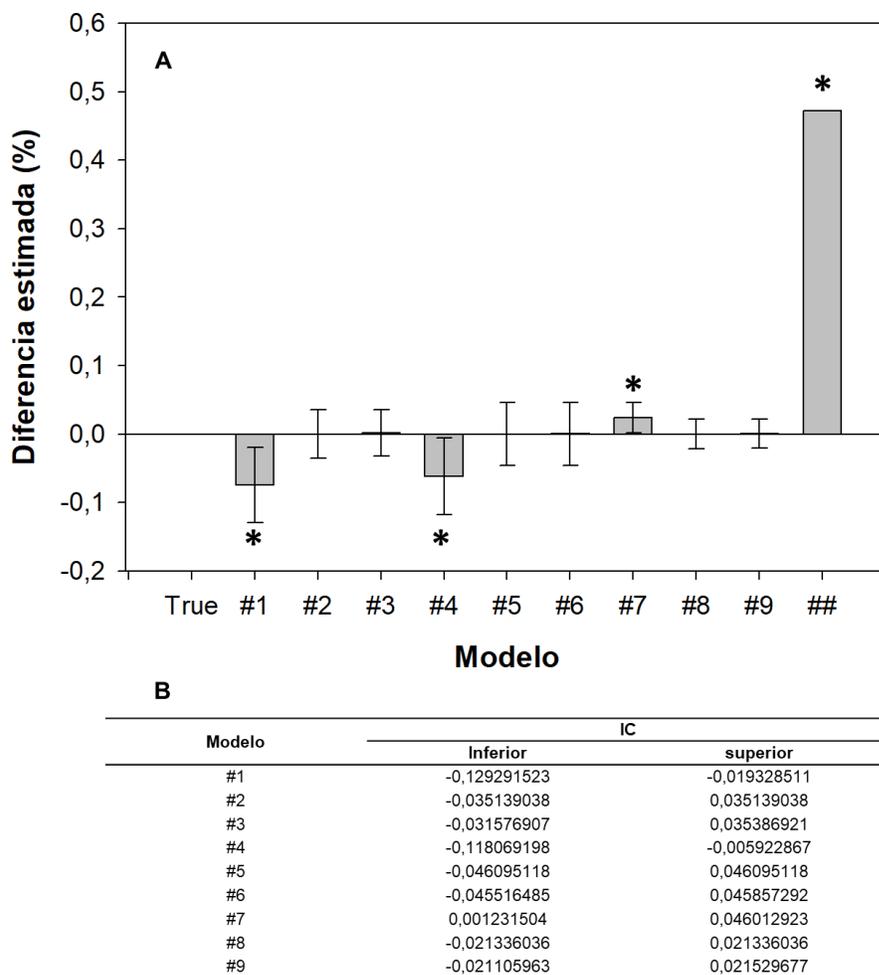
7.1.2.3 Análisis del clon 18 (C18). Los valores del coeficiente de determinación ajustado (R^2_{adj}) de las nueve ecuaciones propuestas para el clon 18 se mantuvieron altos ($0,79 \geq R^2_{adj} \leq 0,99$); estos modelos fueron estadísticamente significativos ($P < 0,0001$) para estimar el área foliar (LA) en función de L, W y/o el producto de ambas variables (Tabla 10). Se demostró que las ecuaciones lineales #1, #4 y #7 fueron estadísticamente diferente de cero (distribución t Student) y que la ecuación #1 y #4 causaron una sobreestimación aproximadamente del 10,2% y 11,2%, respectivamente. Mientras que la ecuación #7 causó una subestimación aproximada del 3% y presentó un intervalo de confianza al 99% entre 0,012315 y 0,0460129 (Figura 9B). Por lo cual, las ecuaciones #1, #4 y #7 fueron eliminadas del análisis considerando que el margen de error no interceptó el eje de las abscisas ($X=0$), por lo tanto, son consideradas sesgadas. Por otro lado, se verificó que la ecuación propuesta por Ramesh et al. (2007) generó una subestimación del área foliar similar a la causada en los clones C04 y C16. En este análisis, bajo las consideraciones mencionadas anteriormente, sólo se mantuvieron seis modelos matemáticos (#2, #3, #5, #6, #8 y #9) para ser analizados en detalle.

Tabla 10. Modelos estadísticos y ecuaciones del área foliar en función de las dimensiones lineales de las hojas del clon 18 de *S. rebaudiana*.

Número del modelo	Modelo	Coeficientes		SE	R^2_{adj}	CM_{res}	F_{cal}	P	Estimador
		β_0	β_1						
1	$Y = \beta_1 W + e_i$	---	2,4423	0,6737	0,9773	0,4538	45.186	< 0,0001	$\hat{Y} = 2,4423 W$
2	$Y = \beta_0 + \beta_1 W + e_i$	-3,6119	4,3701	0,4305	0,8794	0,1853	7.286	< 0,0001	$\hat{Y} = -3,6119 + 4,3701 W$
3	$Y = \beta_0 W^{\beta_1} + e_i$	1,4446	1,8115	0,4102	0,8905	0,1683	8.127	< 0,0001	$\hat{Y} = 1,4446 W^{1,8115}$
4	$Y = \beta_1 L + e_i$	---	1,2014	0,6870	0,9765	0,4720	43.406	< 0,0001	$\hat{Y} = 1,2014 L$
5	$Y = \beta_0 + \beta_1 L + e_i$	-2,4715	1,8491	0,5648	0,7925	0,3190	3.816	< 0,0001	$\hat{Y} = -2,4715 + 1,8491 L$
6	$Y = \beta_0 L^{\beta_1} + e_i$	0,5789	1,5370	0,5598	0,7961	0,3133	3.903	< 0,0001	$\hat{Y} = 0,5789 L^{1,5370}$
7	$Y = \beta_1 LW + e_i$	---	0,6310	0,2743	0,9954	0,0752	277.489	< 0,0001	$\hat{Y} = 0,6310 LW$
8	$Y = \beta_0 + \beta_1 LW + e_i$	0,2957	0,5918	0,2614	0,9555	0,0683	21.474	< 0,0001	$\hat{Y} = 0,2957 + 0,5918 LW$
9	$Y = \beta_0 LW^{\beta_1} + e_i$	0,7177	0,9375	0,2612	0,9556	0,0682	21.512	< 0,0001	$\hat{Y} = 0,7177 LW^{0,9375}$
##	$Y = \beta_0 + \beta_1 LW + e_i$	0,2667	0,528	---	0,95	---	---	---	$\hat{Y} = 0,2667 + 0,528 LW$

##: definición del modelo número 8 descrita por Ramesh et al. (2007) para *S. rebaudiana*; β_0 y β_1 : coeficientes de regresión; SE: error estándar de los estimados; R^2_{adj} : coeficiente de determinación ajustado para los grados de libertad; CM_{res} : error cuadrático medio; F_{cal} : F calculados; P: valor de probabilidad (P valor); L: largo máximo de la hoja; W: ancho máximo de la hoja; LW: producto del largo máximo con el ancho máximo de la hoja.

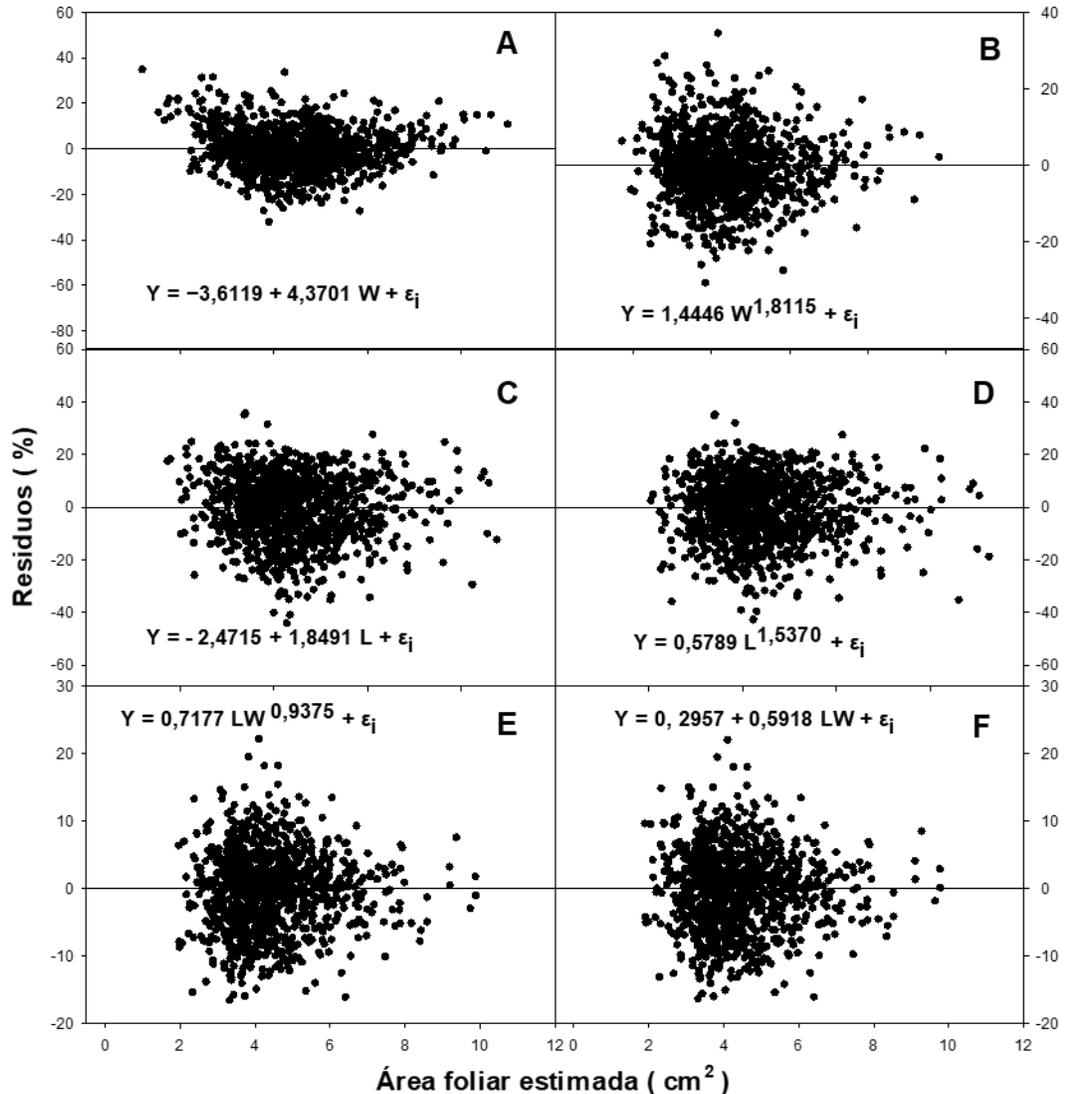
Figura 9. Análisis estadístico de la desviación entre el área foliar estimada y el área foliar observada (real) de las hojas individuales del clon 18 de *S. rebaudiana*.



El área foliar de stevia se estimó utilizando varios modelos donde β_0 y β_1 son sus coeficientes. (A) Las barras verticales denotan las medias y los diferenciales indican intervalos de confianzas del 99%. La ecuación de Ramesh et al. (2007) $Y = 0,528 LW + 0,2667 (##)$ fue utilizada para comparación. Los asteriscos (*) denotan ecuaciones sesgadas. (B) Limites de intervalos de confianza.

En la representación grafica del patrón de dispersión de los residuos con el área foliar estimada por los modelos #2, #3, #5, #6, #8 y #9 (Figura 10) se observa una dispersión aleatoria alrededor del eje de las abscisas con tendencia homocedástica y satisfacen la condición establecida por Durbin-Watson ($\alpha = 0,05$), por tanto, todos los modelos son aptos para estimar el área foliar en el clon 18 de stevia.

Figura 10. Relación entre el área foliar estimada y el patron de dispersión de los residuos de cada ecuación seleccionadas para el clon 18 de *S. rebaudiana*.



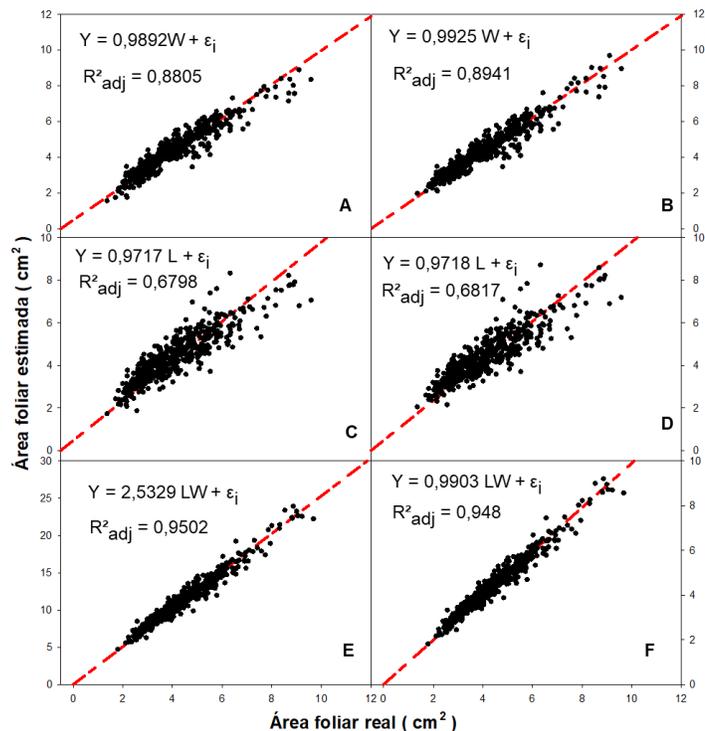
Para la relación entre área foliar y los residuos se utilizaron un total de hojas con $n=1.000$. (A) Modelo 2, (B) modelo 3, (C) modelo 5, (D) modelo 6, (E) modelo 8 y (F) modelo 9.

Considerando que no existe suficiente información para eliminar algún o algunos modelos, estos siete modelos fueron penalizados por el criterio de información de Akaike (AIC). Este criterio de información mostró que el modelo #5 y #6 presentaban los valores más bajos de AIC (200,85 y 203,45 respectivamente), considerandolo como los mejores modelos; sin embargo, los modelos #2, #3, #8 y #9 eran 1,52, 1,58, 1,93 y 1,91 veces mayor que el valor mínimo encontrado en este estudio para el genotipo C18 (modelo #5), no obstante, los modelos #8 y #9 presentaron los

menores CM_{res} por lo que aportan con la menor varianza en comparacion al #5 y #6. Por consiguiente, se decidió aprobar los seis modelos considerando el CM_{res} y el AIC bajo, por lo tanto, estos modelos se analizaron con base en la relación entre el área foliar real y el área foliar estimada para una nueva población de hojas de *S. rebaudiana* para verificar la estabilidad de los estimadores.

El gráfico de relación entre el LAr y LAe muestra la tendencia lineal entre las dos variables (Figura 11), observándose que los modelos #5 y #6 presentaban la mayor dispersión y el menor ajuste (Figura 11C-D) convirtiéndolos en modelos inestables para estimar con mayor presión el área foliar real del clon 18 de una nueva población de hojas; esto confirma que los modelos aportan a la estimación del aea foliar con una mayor varianza (CM_{res}). Por tal razón son eliminados del análisis y sólo continuaron en el trabajo los modelos #2, #3, #8 y #9 por su precisión y la constancia en el ajuste. Hasta el momento el clon 18 (C18) de stevia presentó cuatro modelos candidatos seleccionados bajo diferentes criterios estadísticos, estos modelos se analizaron en detalle con los modelos de los otros tres genotipos de *S. rebaudiana* en el apartado 7.1.2.5.

Figura 11. Relación entre el área foliar real y el área foliar estimada del clon 18 de *S. rebaudiana*.



Para la validación de los mejores modelos se utilizaron un total de hojas con $n=500$. (A) hojas para el modelo 2, (B) hojas para el modelo 3, (C) hojas para el modelo 5, (D) hojas para el modelo 6, (E) hojas para el modelo 8 y (F) hojas para el modelo 9.

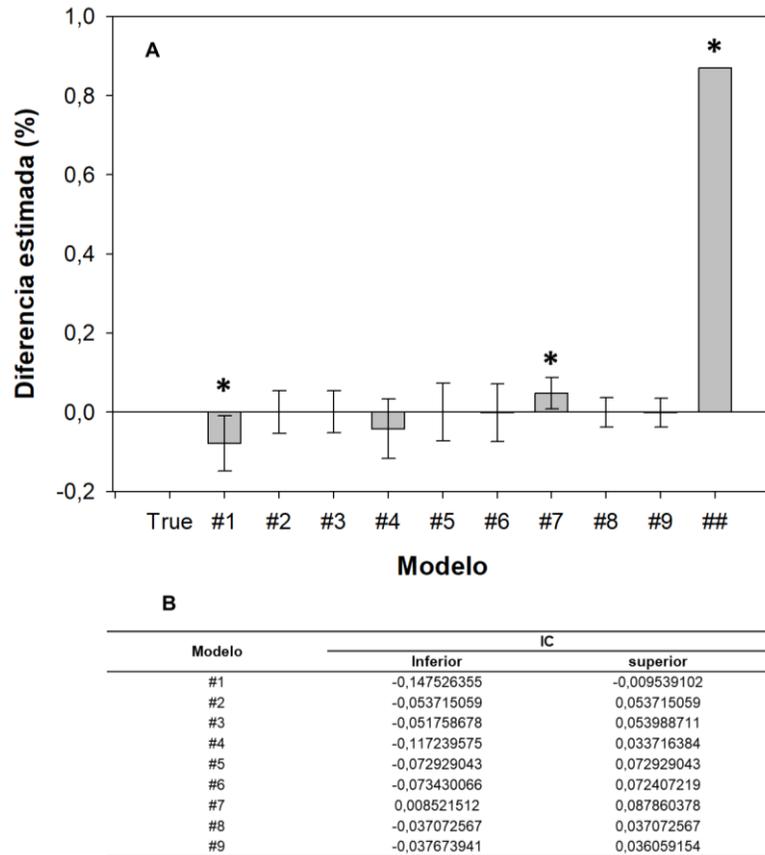
7.1.2.4 Análisis de la variedad Morita II (MII). Para la variedad morita II el coeficiente de determinación ajustado se encontró en el rango $0,81 \geq R^2_{adj} \leq 0,99$, con excepción de las ecuaciones #5 y #6 las cuales presentaron coeficientes de determinación ajustado de 0,66 (Tabla 11). La diferencia estimada entre el LAr con LAe demostró que la ecuación #1 y #7 fueron significativamente ($P \leq 0,01$) diferentes de cero (sesgadas) causando sobreestimación y subestimación del área foliar, respectivamente. Aunque estas ecuaciones expliquen la variabilidad del área foliar en un 97% y 99%, respectivamente, con buena precisión, es un modelo sesgado. De forma similar la ecuación lineal con intercepto desarrollada por Ramesh et al. (2007) no estimó con precisión el área foliar de la variedad MII causando una subestimación de este parámetro. Como las ecuaciones fueron significativamente diferentes de cero, estas fueron excluidas de los próximos análisis, seleccionando por tanto solo siete ecuaciones (modelos #2, #3, #4, #5, #6, #8 y #9) para la variedad morita II (Figura 12A).

Tabla 11. Modelos estadísticos y ecuaciones del área foliar en función de las dimensiones lineales de las hojas de la variedad morita II de *S. rebaudiana*.

Número del modelo	Modelo	Coeficientes		SE	R^2_{adj}	CM_{res}	F_{cal}	P	Estimador
		β_0	β_1						
1	$Y = \beta_1 W + e_i$	---	3,0835	0,8453	0,9785	0,7146	47.893	< 0,0001	$\hat{Y} = 3,0835 W$
2	$Y = \beta_0 + \beta_1 W + e_i$	-3,5863	4,9529	0,6581	0,8170	0,4332	4.463	< 0,0001	$\hat{Y} = -3,5863 + 4,9529 W$
3	$Y = \beta_0 W^{\beta_1} + e_i$	1,9862	1,6575	0,6478	0,8227	0,4197	4.639	< 0,0001	$\hat{Y} = 1,9862 W^{1,6575}$
4	$Y = \beta_1 L + e_i$	---	1,2661	0,9248	0,9745	0,8553	39.853	< 0,0001	$\hat{Y} = 1,2661 L$
5	$Y = \beta_0 + \beta_1 L + e_i$	-1,3778	1,5603	0,8936	0,6628	0,7985	1.965	< 0,0001	$\hat{Y} = -1,3778 + 1,5603 L$
6	$Y = \beta_0 L^{\beta_1} + e_i$	0,8606	1,2471	0,8934	0,6629	0,7983	1.965	< 0,0001	$\hat{Y} = 0,8606 L^{1,2471}$
7	$Y = \beta_1 LW + e_i$	---	0,6537	0,4860	0,9922	0,2362	146.893	< 0,0001	$\hat{Y} = 0,6537 LW$
8	$Y = \beta_0 + \beta_1 LW + e_i$	0,6245	0,5871	0,4542	0,9128	0,2063	10.468	< 0,0001	$\hat{Y} = 0,6245 + 0,5871 LW$
9	$Y = \beta_0 LW^{\beta_1} + e_i$	0,8458	0,8866	0,4517	0,9138	0,2040	10.597	< 0,0001	$\hat{Y} = 0,8458 LW^{0,8866}$
##	$Y = \beta_0 + \beta_1 LW + e_i$	0,2667	0,528	---	0,95	---	---	---	$\hat{Y} = 0,2667 + 0,528 LW$

##: definición del modelo número 8 descrita por Ramesh et al. (2007) para *S. rebaudiana*; β_0 y β_1 : coeficientes de regresión; SE: error estandar de los estimados; R^2_{adj} : coeficiente de determinación ajustado para los grados de libertad; CM_{res} : error cuadrático medio; F_{cal} : F calculados; P: valor de probabilidad (P valor); L: largo máximo de la hoja; W: ancho máximo de la hoja; LW: producto del largo máximo con el ancho máximo de la hoja.

Figura 12. Análisis estadístico de la desviación entre el área foliar estimada y el área foliar observada (real) de las hojas individuales de la variedad morita II de *S. rebaudiana*.

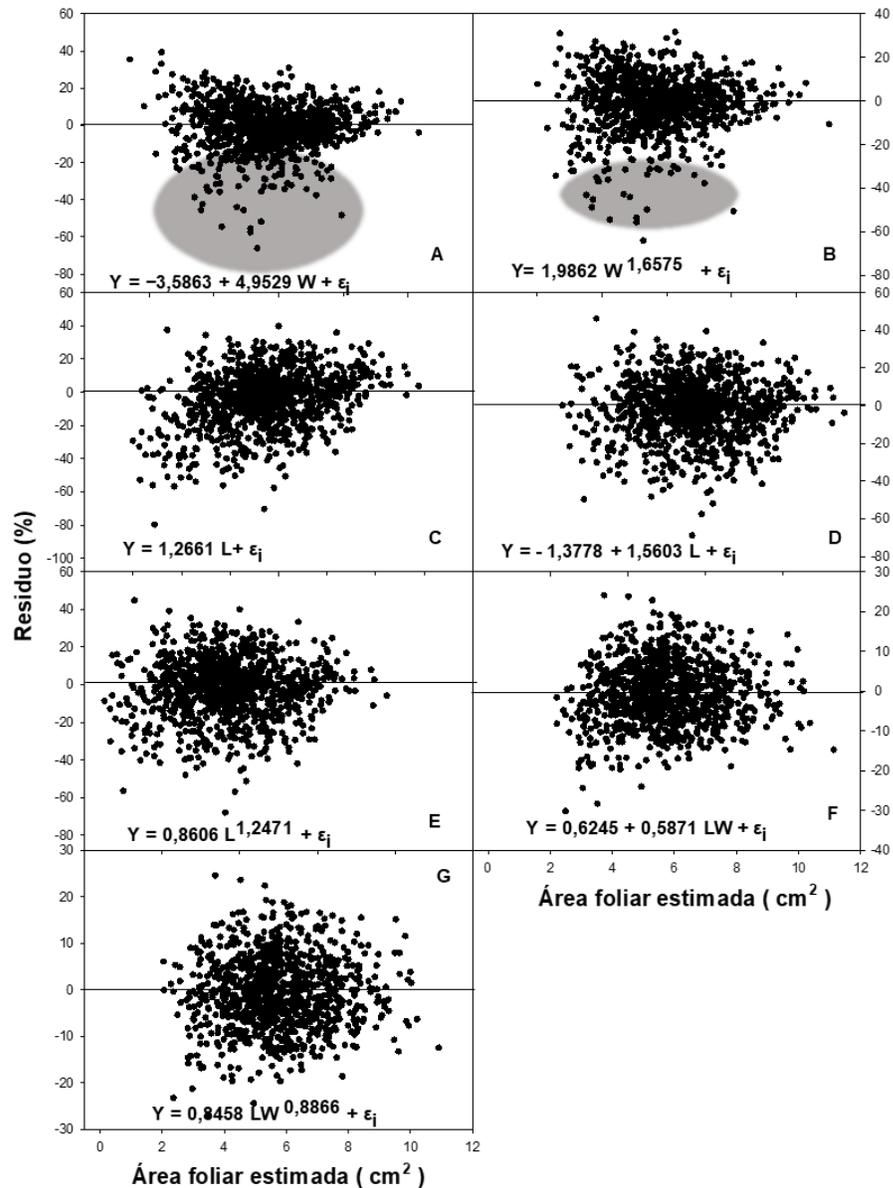


El área foliar de stevia se estimó utilizando varios modelos donde β_0 y β_1 son sus coeficientes. (A) Las barras verticales denotan las medias y los diferenciales indican intervalos de confianzas del 99%. La ecuación de Ramesh et al. (2007) $Y = 0,528 LW + 0,2667 (##)$ fue utilizada para comparación. Los asteriscos (*) denotan ecuaciones sesgadas. (B) Límites de intervalos de confianza

La relación entre la diferencia del área foliar real con el área foliar estimada representa los residuos, los cuales pueden causar sobreestimación o subestimación del área real de las hojas individuales de la variedad morita II (Figura 13). En detalle, la ecuación #2 (Figura 13A) causa una sobreestimación mayor al 6,7% (considerando errores relativos > 20%), con una fuerte sobreestimación entre el 48,44% y 66% en hojas individuales que tengan un ancho (W) de 1,80 cm y área foliar real entre 3,21 y 3,59 cm². Además, como se pretende describir una ecuación que pueda estimar el área foliar de *S. rebaudiana* independientemente del tamaño de las hojas, esta ecuación fue eliminada del análisis sumado de otras consideraciones (heterocedasticidad). Aunque el modelo #3 causa una

sobreestimación de aproximadamente el 3% este valor es muy poco para excluir esta ecuación, por lo tanto, se decide continuar evaluando este modelo junto a los modelos con tendencia homocedastica en la dispersión de los residuos (Figura 13B-G).

Figura 13. Relación entre el área foliar estimada y el patrón de dispersión de los residuos de cada ecuación seleccionada para la variedad morita II de *S. rebaudiana*.

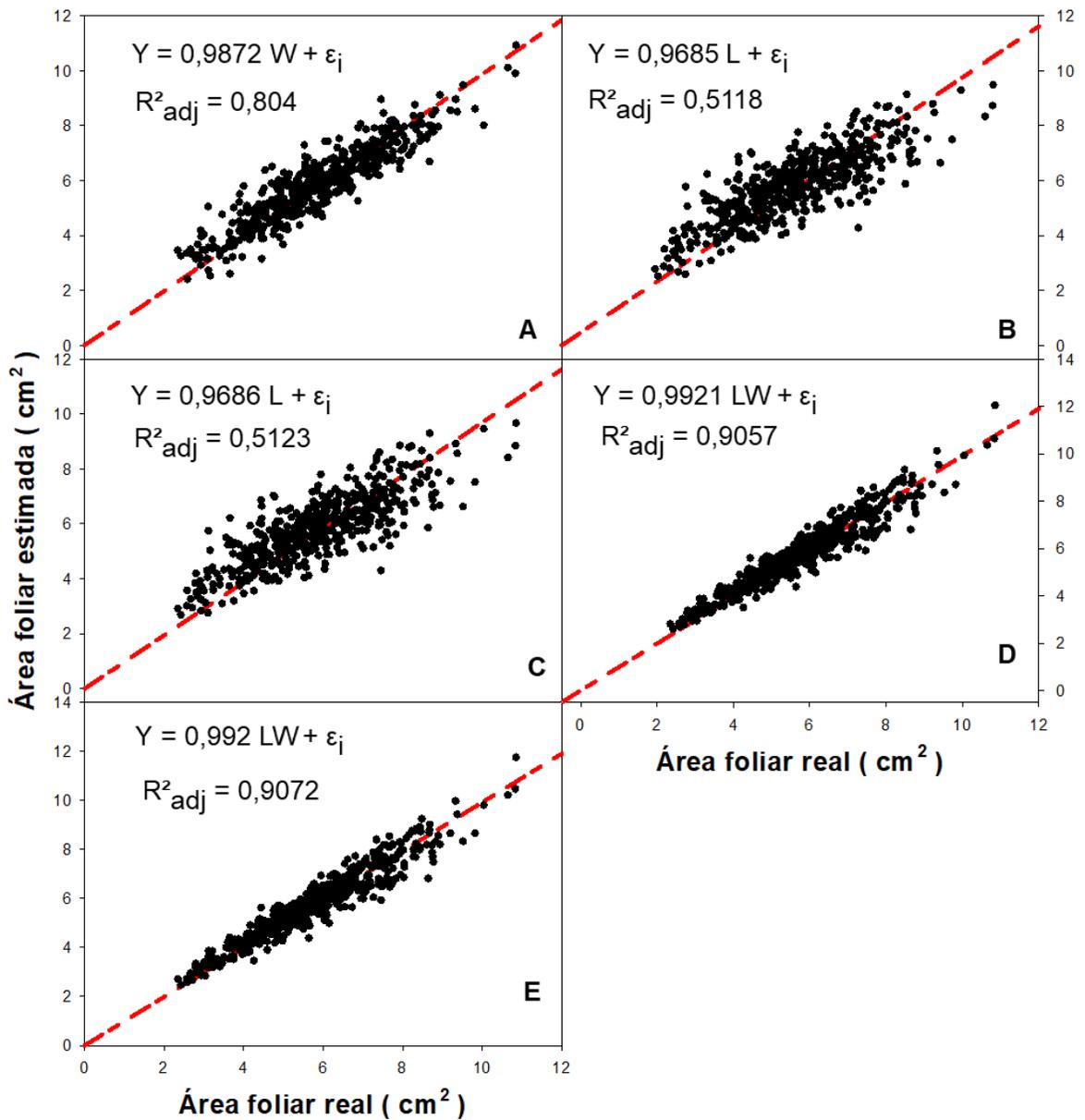


Para la relación entre área foliar y los residuos se utilizaron un total de hojas con n=1.000. (A) modelo 2, (B) modelo 3, (C) modelo 4, (D) modelo 5, (E) modelo 6, (F) modelo 8 y (G) modelo 9.

Por otro lado, el AIC demostró que los modelos #5 y #6 presentaron los valores más bajos de este criterio de información (454,57 y 454,71 respectivamente). Mientras que los modelos #3, #8 y #9 fueron 1,47, 1,70 y 1,71 veces mayor al valor mínimo de AIC para la variedad MII (modelo #5). Sin embargo, el modelo #5 fue 87,12% inferior al valor de AIC del modelo #4; en otras palabras, el modelo #4 fue 7.77 veces mayor al modelo #5 encontrado en este estudio. Bajo estas consideraciones el modelo #4 fue excluido del análisis, continuando en el proceso sólo cinco modelos en total para el genotipo MII (ecuación #3, #5, #6, #8 y #9).

Al analizar la relación lineal entre el área real y el área estimada (Figura 14) por cada modelo calificado como apto para cuantificar el área foliar en stevia para la variedad morita II, se observó que la mayor dispersión y menor ajuste entre las dos variables (LAr y LAe) lo presentaron los modelos #5 y #6 (Figura 14B-C), adicionalmente, estos modelos presentaron los CM_{res} más grandes con relación a los otros modelos, por lo que aportan con una mayor varianza. Estos modelos mostraron menor precisión y estabilidad para estimar el área foliar en una nueva población de hojas de stevia a diferencia de los #3, #8 y #9 que mantuvieron una constancia en la precisión. Por tanto, los modelos #5 y #6 fueron eliminados del análisis y los modelos (#3, #8 y #9) continuaron en la siguiente fase del estudio. Con base en lo anterior el genotipo MII de stevia presentó tres modelos candidatos seleccionados bajo diferentes criterios estadísticos; estos modelos se analizaron en detalle con los modelos de los otros tres genotipos de *S. rebaudiana* en el apartado 7.1.2.5.

Figura 14. Relación entre el área foliar real y el área foliar estimada de morita II de *S. rebaudiana*.



Para la validación de los mejores modelos se utilizaron un total de hojas con n=500. (A) hojas para el modelo 3, (B) hojas para el modelo 5, (C) hojas para el modelo 6, (D) hojas para el modelo 8 y (E) hojas para el modelo 9.

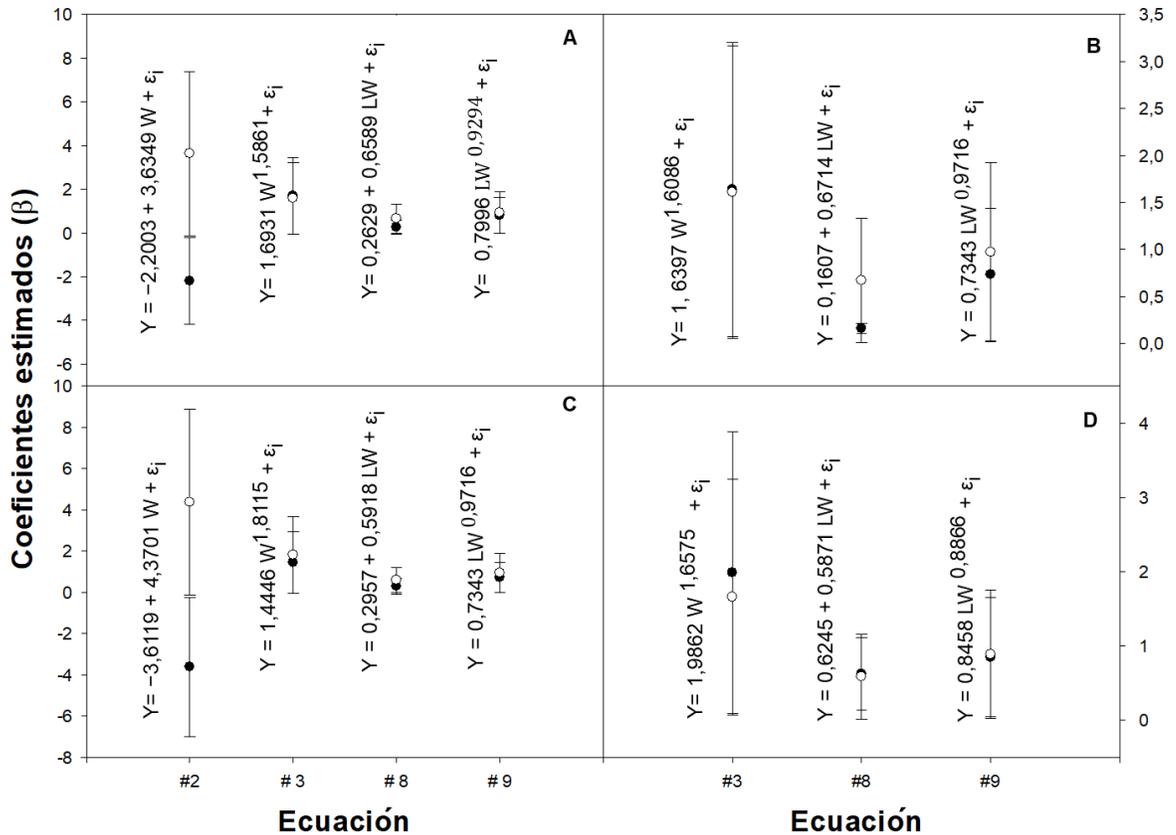
7.1.2.5 Análisis general de los modelos alométricos de los cuatro genotipos de stevia. En el análisis de validación de modelos, los coeficientes estimados β_0 y β_1 fueron utilizados en el conjunto de datos para calibración y validación. El poder predictivo de los modelos en función de L no mostró buen desempeño para estimar el área foliar en hojas individuales, similar en modelos lineales con y sin interceptos en función de W o el modelo lineal sin intercepto dependiente del producto del largo con el ancho máximo de la hoja (LW).

Con base en lo anterior es factible deducir que las mejores ecuaciones siempre se generaron con W o LW porque presentaron los mejores parámetros estadísticos. Entre todas las ecuaciones de W o LW los modelos #2, #3, #8 y #9 presentaron los mejores ajustes en términos de sesgo y precisión para las pruebas establecidas de las regresiones de los 36 modelos probados, para los cuatro genotipos (clon 04, clon 16, clon 18 y morita II) de *S. rebaudiana*. Sin embargo, la ecuación #2 solo fue aprobada para clon 04 y clon 18.

Debido a la ausencia de sesgo, homocedasticidad en la dispersión residual y penalizaciones como el AIC, estas cuatro ecuaciones serían las más adecuadas para estimar el área foliar en su respectivo genotipo. Sin embargo, la ecuación #2 presenta menor estabilidad de los coeficientes estimados en comparación con la ecuación #3 (Figura 15A-C) considerando el amplio margen de error para estimar las betas (β), por lo cual esta ecuación puede ser excluida del análisis, además solo fue aprobada en dos genotipos. La ecuación #3 presenta menor estabilidad de los coeficientes estimados para todos los genotipos de stevia (Figura 15) en comparación a los modelos #8 y #9. Además, el modelo descrito por la ecuación #3 se simplifica utilizando sólo una dimensión de la hoja ($Y = \beta_0 W^{\beta_1} + \epsilon_i$). Esta ecuación podría utilizarse con precisión, con la ventaja de reducir el trabajo de campo hasta en un 50%, ya que sólo una dimensión lineal (W) debe medirse en lugar de dos. Esta precisión puede ser del 85%, 87%, 89% y 82% para los genotipos C04, C16, C18 y MII respectivamente.

Con respecto a las ecuaciones #8 ($Y = \beta_0 + \beta_1 LW + \epsilon_i$) y #9 ($Y = \beta_0 LW^{\beta_1} + \epsilon_i$), presentan una mayor estabilidad de los coeficientes estimados en comparación a la ecuación #3 (Figura 15); adicionalmente, estos dos modelos tienen un similar coeficiente de determinación ajustado (R^2_{adj}) y error cuadrático medio (CM_{Res}), que oscilan en un rango de $0,9128 \geq R^2_{adj} \leq 0,9602$ y $0,0682 \geq CM_{Res} \leq 0,2063$ respectivamente para todos los genotipos de stevia (Tabla 8-11). No obstante, el modelo #8 es más simple al ser una ecuación lineal mientras que el modelo #9 es más complejo por ser una ecuación potencial, por consiguiente, el #8 es un modelo más práctico y factible de ser utilizado directamente en campo. Por estas razones son validados los modelos #3 y #8. Adicionalmente, el modelo #8 fue utilizado para establecer el modelo general (MG) que estime el área foliar para todos los genotipos de *S. rebaudiana*.

Figura 15. Comparación estadística de los coeficientes estimados (β_0 y β_1) usando diferentes modelos para describir el área foliar de los genotipos de *S. rebaudiana*.

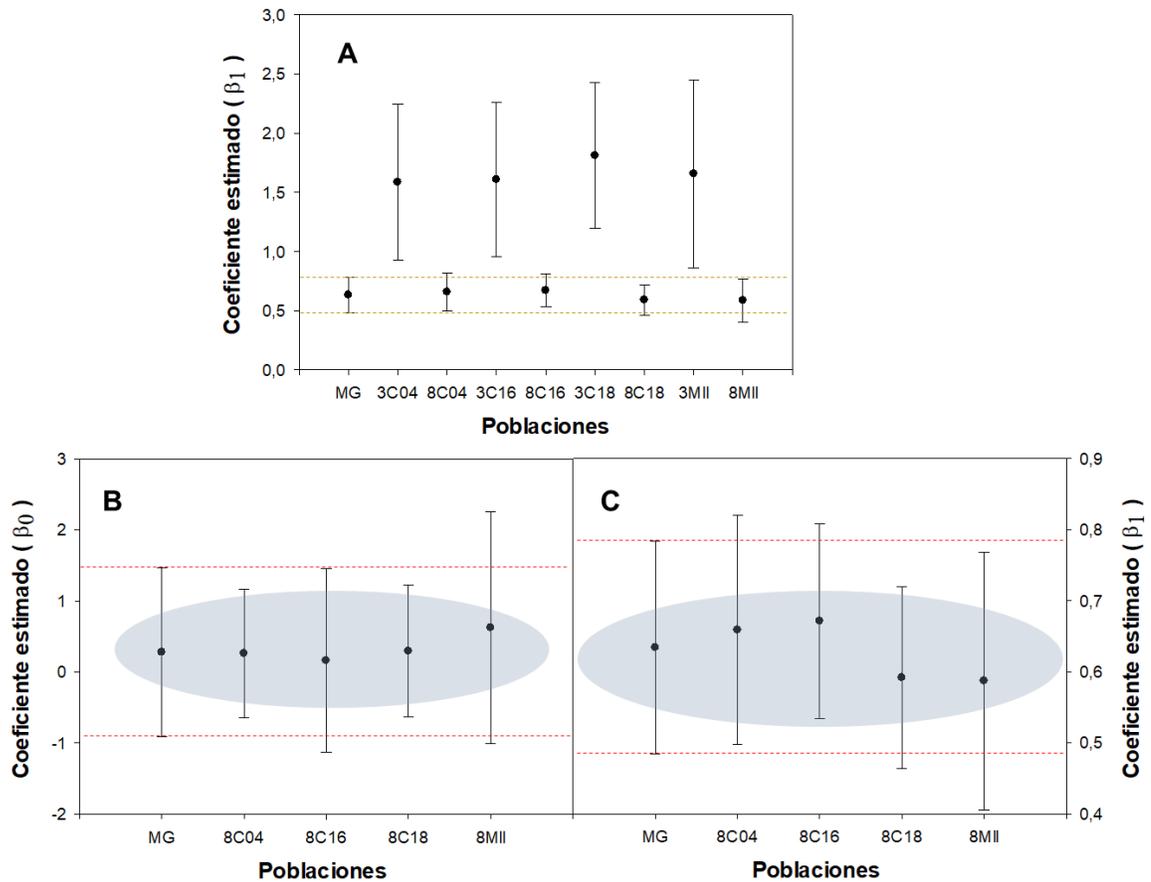


Los círculos negros y blancos representan los coeficientes β_0 y β_1 respectivamente y las barras verticales denotan intervalos de confianza al 99% para la media de los coeficientes β . (A) clon 04, (B) clon 16, (C) clon 18 y (D) morita II.

7.1.2.6 Perfiles morfológicos y datos combinados sobre el modelo generalizado. Como se mencionó anteriormente la ecuación #8 presentó mayor estabilidad, simplicidad y precisión con respecto a la ecuación #3; por tal razón, el modelo #8 fue seleccionado para establecer el modelo general (MG) con hojas combinadas de todos los genotipos de stevia ($n = 4.000$). La ecuación resultante de esta regresión fue $Y = 0,2798 + 0,6340 LW + \epsilon_i$ ($R^2_{adj} = 0,947$ y $CM_{Res} = 0,1557$). Los β_1 de todas las poblaciones (ecuación 3 y 8) de los genotipos de stevia fueron comparados con el MG, encontrándose que ese coeficiente poblacional estimado de MG presentaba mayor significancia con los modelos particulares (ecuación #3; 3CO4, 3C16, 3C18 y 3MII) de los genotipos estudiados (Figura 16A). Esto confirma la menor estabilidad que tienen las betas de los modelos #3 (particulares) al distanciarse de este grupo de ecuaciones (menor solapamiento con la ecuación #8).

En este sentido solo se mantienen cinco poblaciones incluido el modelo general (Figura 16B-C).

Figura 16. Comparación estadística de los coeficientes estimados del modelo general (MG; $Y = \beta_0 + \beta_1 LW + \varepsilon_i$) con respecto a los modelos #3 y #8 de los cuatro genotipos de *S. rebaudiana*.



Las barras verticales representan intervalos de confianza al 99% para la media de los coeficientes (β_s). El tamaño de muestreo para MG ($n = 4.000$ hojas) y los modelos (#3 y #8) con $n = 1.000$ hojas. (A) comparación estadística de los β_1 para el modelo #3 y #8; (B-C) comparación estadística de los coeficientes β_0 y β_1 para el modelo general y particular ($Y = \beta_0 + \beta_1 LW + \varepsilon_i$) de cuatro genotipos de stevia. Los valores compartidos por la elipse azul comprenden aproximadamente el 93% de todos los valores posibles.

En otras palabras, esta característica (área foliar) probablemente puede permitir agrupar toda la población, y generar una sola ecuación. Para probar esta hipótesis, se evaluó si $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n$. El análisis de varianza para la prueba de identidad del modelo demostró que β_0 y β_1 resueltos de la ecuación 8 resultaron estadísticamente diferentes.

La tabla de la prueba de hipótesis para el modelo generalizado, sugirió que había diferencias significativas (β_0 y β_1) entre los coeficientes de los modelos específicos o particulares de las cinco poblaciones ($P < 0.01$; $F_{(8, 3.989)} = 12,736^{**}$; Tabla 12). Con estos datos, es evidente que la ecuación propuesta para estimar el área foliar de las hojas de los cuatro genotipos de stevia no estimó con precisión ese carácter fisiológico. En este sentido, el análisis de los intervalos de confianza generados para β_0 y β_1 , demostró que solamente la variedad morita II, tiene una tendencia sesgada por la mayor amplitud de los β_0 y β_1 positivos del modelo particular con relación a los coeficientes (β_0 y β_1) del modelo general y el particular de todos los genotipos. Esta información abarca un espectro aproximado del 93% del área foliar del tamaño de las hojas medibles para *S. rebaudiana*, esto permite argumentar firmemente que el modelo particular #8 es muy adecuado para la estimación del área foliar en stevia.

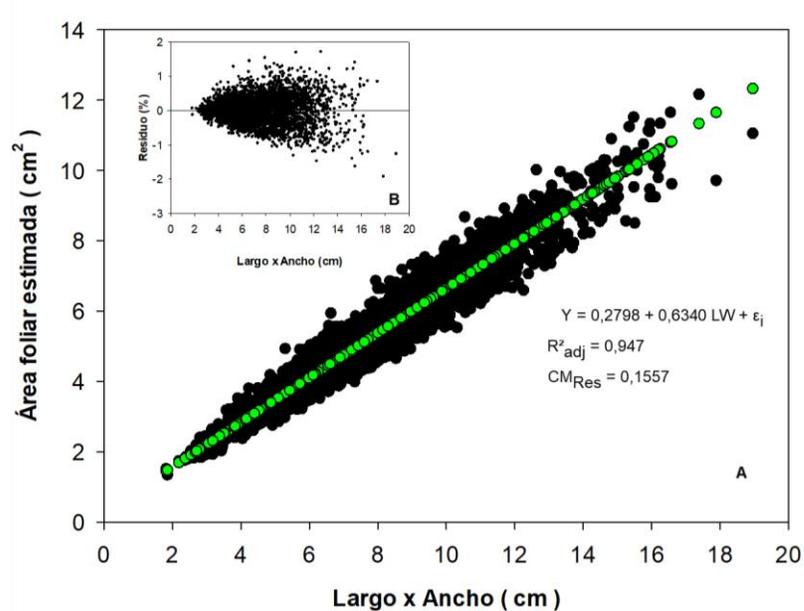
Tabla 12. Análisis de varianza para la prueba de identidad modelo ($Y = \beta_0 + \beta_1 LW + \varepsilon_i$) para cinco poblaciones de *S. rebaudiana*.

FV	gl	SC	CM	F _{calc}
Parametros	10	2.424,6223	---	
Reducción (β_s)	2	1.976,070	---	
Reducción (H_0)	8	448,552	56,069	12,736**
Residual	3.989	17.560,854	4,402	
Total	3.999	19.985,477		

Las variables dependientes e independientes se transformaron logarítmicamente antes del análisis. Datos derivados del conjunto de datos de calibración (n = 4.000 hojas). FV: Fuente de variación; gl: grados de libertad; SC: suma de cuadrados; CM: cuadrados medios; F_{calc}: F calculada; F_{1%} (8, 3.989) = 2,516

Cuando se analizó la relación entre el área foliar real (LAr) con el área foliar estimada (LAe) por MG en función de las medidas lineales de la hoja (LW) se observa que LAr no se agrupa perfectamente con LAe; hay una expansión dispersa del área foliar real con respecto a LAe (Figura 17A), lo cual mostró que el área foliar estimada no se ajusta correctamente o parcialmente a los valores reales. Por otro lado, la diferencia entre LAr y LAe generan los residuos, los cuales presentan un patrón muy disperso con forma cónica donde se evidencia una distribución no homogénea de la varianza del error y además no satisface la condición establecida por Durbin-Watson ($\alpha = 0,05$) por lo cual se presenta una dependencia de los residuos (Figura 17B). Probablemente ese fenómeno sea inducido por algún carácter morfológico y la relación de las variables morfométricas evaluadas presentes en las hojas de los cuatro genotipos de *S. rebaudiana* y por consiguiente no se permita un ajuste o agrupamiento entre el área real combinada y la estimada por el modelo generalizado de las hojas de la especie en estudio, y que además morita II, es el genotipo que más aporta con esa varianza.

Figura 17. Dispersión del área foliar real y estimada en función de medidas lineales de la hoja.



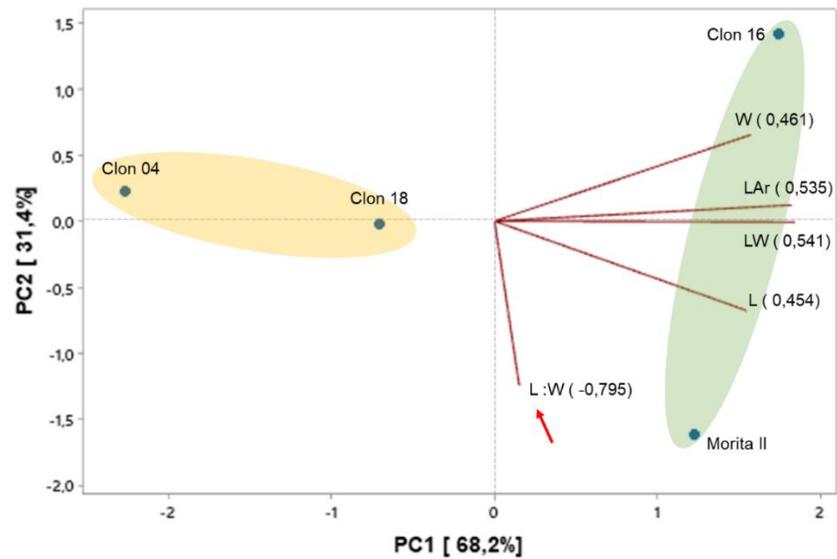
(A) Círculos negros representan el área foliar real versus el producto del largo con el ancho (LW) y círculos verdes representan el área foliar estimada por el modelo generalizado en función de LW, (B) relación entre las medidas lineales de la hoja (LW) y el patrón de dispersión de los residuos del área foliar real con el área foliar estimada por MG (n = 4.000 hojas).

El análisis de componentes principales (ACP) según las variables estudiadas explica el 99,6 % de la varianza entre la primera y segunda dimensión (PC1 =68,2% y PC2 = 31,4%). En el primer componente principal (PC1) las fuerzas de relación de las variables son para W (0,461), L (0,454), LAr (0,535) y LW (0,541) como se muestra en la figura 18. Sin embargo, la mayor influencia la ejerce la relación entre el largo y ancho máximo de la hoja (L: W); esta fuerza es de 0,795 con influencia negativa en el segundo componente principal, es decir, que contribuye con la mayor varianza y se confirma que morita II es el genotipo que más contribuye. Esta carga factorial manifiesta que hay un gran peso sobre el área foliar cuando se relacionan estas variables; en otras palabras, cuando las hojas se pretenden agrupar por el largo, el ancho desplaza la precisión o viceversa, por lo que no es posible tener un modelo general para los cuatro genotipos de stevia, esta información manifiesta implícitamente que el carácter morfológico (la forma de las hojas) de los genotipos es diferente.

Adicionalmente, otros análisis de agrupamiento o conglomerados sugirieron que los genotipos se podían agrupar, en este caso el clon 04 con el clon 18, en tanto que morita II y el clon 16 formaron otro grupo en la misma componente, pero no pueden agruparse los dos grupos (Figura 18). Ambas ACP mostraron una similitud de distancia euclidiana de al menos 65%. Los resultados del ACP revelaron una clara influencia entre especies sobre la modulación de ciertos parámetros por lo que es

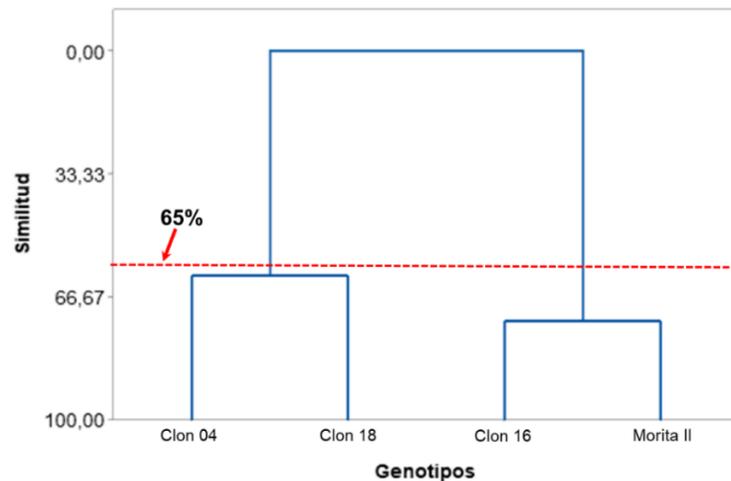
posible agruparlos, es decir, que el clon 04 y clon 18 comparten características filogenéticas y el clon 16 con la variedad morita II también comparten características filogenéticas (Figura 19).

Figura 18. Análisis de componentes principales (ACP) de las variables morfológicas evaluadas en cuatro genotipos de *S. rebaudiana*.



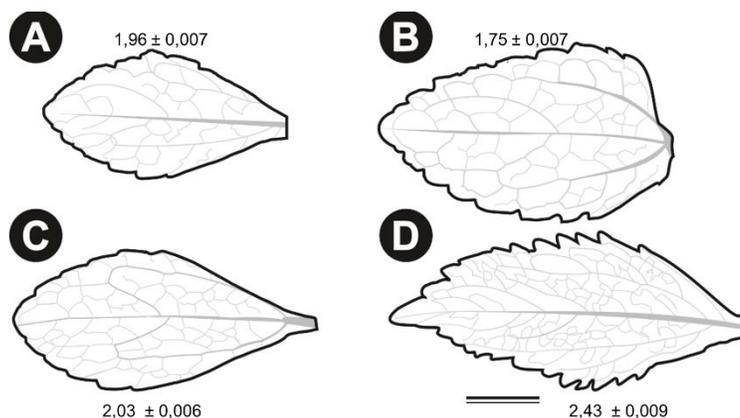
W: ancho máximo de la hoja; L: largo máximo de la hoja; LW: producto del largo con el ancho; L: W: relación entre largo y ancho de la hoja; LAr: área foliar real.

Figura 19. Dendrograma del análisis de conglomerados (distancia euclidiana) en base a cinco variables de la hoja (L, W, LW, L: W y LAr) de cuatro genotipos de *S. rebaudiana*.



Los análisis de ACP demostraron que la mayor carga o varianza generada se debía a la relación entre el largo (L) y el ancho (W) de la hoja. Posteriormente, los diseños de los caracteres morfológicos de las hojas de los cuatro genotipos revelaron que hay diferencias en tamaño y la relación L: W (Figura 20). Aun así, los análisis sugieren una formación de dos grupos o conjuntos, como se mencionó anteriormente (CO4 U C18; C16 U MII). Por lo tanto, se puede inferir que la formación de los dos grupos permitirá obtener dos modelos matemáticos generales para estimar el área foliar para cada agrupación.

Figura 20. Perfil morfológico de las hojas de cuatro genotipos de *S. rebaudiana*.



Los valores en las hojas representan la media \pm error estándar (SE) de la relación de L: W (n =1.500). Escala del diseño de las hojas (1 cm). (A) clon 04, (B) clon 16, (C) clon 18 y (D) morita II.

7.2 DISCUSIÓN

Dado la carencia de información de los genotipos aquí planteados, los resultados no pueden ser comparados en detalle, siendo esta la primera investigación de alometría para estos genotipos de stevia. En el caso particular de la variedad morita II (MII) y morita I (MI) estudiadas por Espitia et al. (2006) encontró valores promedios de área foliar de 1,33 cm² y 1,74 cm² respectivamente, considerando que el LAr de MI era mayor al de MII. Estos resultados difieren de este estudio, dado que en morita II se encontraron valores promedios de 5,74 cm² esto es 76,83% mayor con respecto al reportado por Espitia et al. (2006) y concide con lo señalado por Jarma et al. (2005) que morita II presenta mayor área foliar, comparado con morita I, independientemente del nivel de radiación a la que fue sometido en su investigación. Adicionalmente, se encontró que MII es inferior al área foliar (LA) en un 8,89% referente al clon 16 (C16) (Tabla 7).

Desde otro punto de vista, se calibraron 36 modelos para estimar el área foliar de cuatro genotipos de *S. rebaudiana* a partir del largo (L), ancho(W) y el producto de ambas variables independientes (LW). En este estudio se demostró que es posible

estimar con precisión el área foliar de *S. rebaudiana* usando ecuaciones alométricas específicas. Sin embargo, para esta especie se han descrito modelos alométricos complejos considerando el número de variables predictoras, el tipo de variable de la hoja y el tipo de modelo utilizado (De Lima y Malavolta, 2004; Esptia et al., 2006) lo cual conlleva a poca eficiencia en la aplicabilidad directa. Por otro lado, Ramesh et al. (2007), reportaron un modelo lineal en función de LW sin importar la edad del cultivo en condiciones de Palampur, India. En este estudio de alometría se verificó la capacidad de este modelo para estimar el área foliar en los cuatro genotipos de stevia y se encontró que causaba una fuerte subestimación del área como se mencionó en los análisis de diferencia estimada. Por lo anterior, este modelo no fue apto para los nuevos genotipos de stevia, aunque el autor no manifiesta el cultivar al que le aplicó el análisis. De hecho, la ecuación de Ramesh et al. (2007) no fue efectiva (sesgada), por lo que fue necesario construir otras ecuaciones alométricas para los genotipos en estudio. A pesar de los estudios de área foliar reportados para esta especie, muchos artículos carecen de fundamentos detallados y supuestos subyacentes de los modelos por lo que la violación de alguno de ellos puede generar inferencias incorrectas e invalida a los estimadores.

Las variables independientes evaluadas (L, W y LW) en los tres tipos de modelos propuestos para generar las nueve ecuaciones por genotipo de stevia, siguieron en su orden creciente en base a la bondad de ajuste mostrando mayor predicción LW, seguido de W y en último lugar L para todos los genotipos (C04, C16, C18 y MII). Estos resultados concuerdan con Cardozo et al. (2011) y Carvalho et al. (2017) en estudios de alometría en *Crotalaria juncea* para modelos potenciales, cuadráticos y lineales. En el análisis estadístico se demostró que las ecuaciones lineales sin intercepto en función de L, W y LW eran diferente de cero ($P \leq 0,0001$) y fueron excluidas del análisis porque causaban una evidente sobreestimación del área foliar real, ya sea en los análisis de diferencia estimada y/o en el patrón de dispersión de los residuos con tendencia heterocedástica. Esto se hizo con base en las recomendaciones de Antunes et al. (2008) en café, por Pompelli et al. (2012) para *Jatropha curcas* y por Yadav et al. (2007) en *Flemingia semialata*; todas las especies agronómicas.

Se demostró que las medidas lineales de las hojas tienen altos R^2_{adj} y en general una baja suma de cuadrados de los residuos; una distribución no normal en los gráficos de residuos son factores que pueden invalidar a muchos modelos (Chatterjee y Hadi, 2006). Cabe destacar que los modelos lineales utilizados en este estudio fueron generados por la definición de la intersección (a través del origen), considerando que cuando la dimensión lineal de la hoja es cero, la superficie foliar estimada por el modelo también debe ser cero. Según Schwab et al. (2014) este procedimiento es el más adecuado desde el punto de vista biológico.

En un caso específico, para el clon 16 la ecuación #7 (lineal sin intercepto) fue la única que fue considerada para continuar en el proceso, considerando el análisis de diferencia estimada con respecto a la ecuación #7 de los otros tres genotipos (C04, C18 y MII) que no continuaron. La media del error para el clon 16 fue inferior con

repecto a los otros tres genotipos. Sin embargo, el error estándar (SE) fue inferior al de morita II, pero superior al del clon 04 y clon 18. El alto error estándar (SE) y media del error grande (diferencia entre LAr y LAe), permite eliminar del análisis a la ecuación #7 de morita II, clon 04 y clon 18, aunque otras ecuaciones que aprobaron esta fase presentaban SE grandes con media del error baja, lo cual significa que estas ecuaciones tenían una menor precisión para predecir el área foliar, usando las unidades de la variable dependiente, lo cual es manifestado en el amplio margen de error (intervalos de confianza).

Posteriormente, las ecuaciones de todos los genotipos que se calificaron como aptas durante la fase de diferencia estimada y patrón de dispersión de los residuos (diferencia del área foliar real con la estimada), fueron evaluadas o penalizadas por el criterio de información de Akaike (AIC). Dado un conjunto de modelos candidatos para los datos, el modelo preferido es el que tiene el valor mínimo de AIC (Akaike, 1974). AIC recompensa la bondad del ajuste (según lo evaluado por la función de probabilidad), pero también incluye una penalización que es una función creciente del número de parámetros estimados (Boisbunon et al., 2014). La penalización desalienta la sobrealimentación, ya que el aumento del número de parámetros en el modelo casi siempre mejora la bondad del ajuste, haciendo más complejo el uso del modelo. En general en este estudio fueron aprobados los modelos #2, #3, #5, #6, #8 y #9 que presentaban los menores valores de AIC.

Los modelos de estimación de área foliar en función de LW (#8 y #9) siempre presentaron los mejores valores de precisión y que luego fue demostrado en la validación con una muestra independiente de hojas ($n = 500$), ya que muchos estudios han descrito que la mejor ecuación debe ser validada con otra muestra independiente de hojas (Antunes et al., 2008; Achten et al., 2010; Pompelli et al., 2012; Negash et al., 2013; Buttaró et al., 2015). Estos resultados concuerdan con Carvalho et al. (2017) quienes reportan que las mejores validaciones siempre se generaron con LW. En este estudio se demostró que las ecuaciones que estuvieron en función del largo de la hoja (L) retornaban en un bajo coeficiente de determinación ajustado (#5 y #6) y podría estar sujeto al alto error estándar de los estimados los cuales son inestables y poco precisos para estimar el área foliar en una nueva muestra de hojas, pues los estimadores deben ser insesgados, eficientes y consistentes.

Con respecto a las ecuaciones #2 y #3 se dejó en evidencia que retornaban en un alto R^2_{adj} ; sin embargo, la #2 fue más inestable que la #3 por lo que la estimación del área por los estimadores, podría cambiar de una muestra a otra y esto se observa en el amplio margen de error (intervalo de confianza), que es determinado por la variabilidad en la muestra, el tamaño y el nivel de confianza. Consecuentemente la ecuación #3 considerada como un estimador menos preciso pero que reduce el trabajo en campo en un 50% y que podría utilizarse con cautela y sujeto al criterio del investigador como lo sugieren otros autores pero a expensas de la precisión (Blanco y Folegatti, 2005; Cristofori et al., 2007; Antunes et al., 2008, Pompelli et al., 2012; Buttaró et al., 2015; Pompelli et al., 2019).

Esta claro que las mejores ecuaciones siempre se generaron en función del producto de dos variables predictoras (LW) lo cual concuerda con Pompelli et al. (2018) y Pompelli et al. (2019) en cultivos de *Jatropha curcas* y *Jatropha nana* y en cultivos de *Helianthus annuus* por Aquino et al. (2011). Caso contrario, en cultivos como el pepino (*Cucurbita spp*) y el tomate (*Lycopersicon esculentum*) que no ocurrió lo mismo, ya que Favaro y Vinícius (2003) observaron que las ecuaciones obtenidas a partir de la medición solo del ancho o del largo de la lámina foliar fueron tan buenas como las relativas al producto de estas medidas. Múltiples estudios en diferentes cultivares han demostrado que la mejor estimación se logra cuando se relaciona el largo con el ancho (LW); cultivares como *Solanum tuberosum* (Busato et al., 2010), *Crambe abyssinica* (Toebe et al., 2010), *Vigna unguiculata* (Lima et al., 2008) y *Vitis vinífera* (Buttaro et al., 2015); generaron modelos basados en el producto de las dos medidas lineales de la hoja y reportaron la mejor estimación del área foliar.

Finalmente, se establece bajo los criterios estadísticos mencionados en la metodología, que el mejor modelo fue el lineal con intercepto en función del producto del largo por el ancho (cm) lo cual concuerda con lo reportado por Ramesh et al. (2007) que reporta un modelo lineal en función de LW; sin embargo, este modelo para los genotipos de *S. rebaudiana* fue sesgado. Es importante mencionar que en la familia Asteraceae, a la cual pertenece la stevia, Aquino et al. (2011) reporta modelos potenciales en función de LW como los mejores estimadores de área foliar en girasol y en otras especies Peksen, (2007) y Pompelli et al. (2018) reportan modelos lineales con intercepto en función de LW para *Vicia faba* y *Eugenia uniflora* respectivamente, al igual que Buttaro et al. (2015) para *Vitis vinífera*, mientras que Carvalho et al. (2017) reporta modelos lineales sin intercepto considerando las mismas variables en *Crotalaria juncea*.

La finalidad de este estudio alométrico en *S. rebaudiana* fue encontrar un modelo general para cuatro genotipos, lo cual no fue posible por las diferencias encontradas en la forma de la hoja (relación L: W). Alvarez et al. (2012), reporta que valores altos de la relación L: W coinciden con formas lanceoladas y relaciones bajas (L: W) con formas más circulares en cultivos forestales (*Ceiba pentandra* y *Hura crepitans*). Resultados similares fueron encontrados en los análisis morfométricos de este trabajo, pues valores bajos representan hojas elípticas y valores altos hojas lanceoladas. La relación L: W de los genotipos de stevia contribuyó con la mayor varianza en el análisis de componentes principales con una influencia negativa sobre el segundo componente, por lo que el modelo general no era preciso para estimar el área foliar, lo cual se comprobó en la heterocedasticidad de los residuos. Sin embargo, los análisis de conglomerados y distancia euclidiana reportaron un 65% de similitud entre genotipos formando dos grupos. Estudios futuros pueden contribuir en la generación de modelos generales para estimar el área foliar, considerando que las hojas son el órgano de interés comercial en este cultivo y que contienen los glucosidos más importantes para la industria y demandados a nivel mundial.

8. CONCLUSIONES

Se demostró que las mejores variables relacionadas con el parámetro área foliar en *S. rebaudiana* fueron el ancho máximo de la hoja (W) y el producto del largo con el ancho (LW) al presentar los mejores ajustes con el área foliar considerando todos los criterios estadísticos mencionados anteriormente.

La comparación estadística del modelo general (MG) con los modelos particulares lineales de las cuatro poblaciones resultó ser estadísticamente diferente, por lo que los coeficientes estimados (betas) difieren. Lo anterior conllevó a rechazar la hipótesis planteada en este estudio alométrico y plantear modelos particulares para cada genotipo con la finalidad de estimar el área foliar.

Los criterios estadísticos utilizados para establecer los mejores modelos sugieren que el modelo lineal con intercepto #8 ($Y = \beta_0 + \beta_1 LW + \varepsilon_i$) para cada genotipo de stevia (clon 04, clon 16, clon 18 y variedad morita II) presentó los mejores resúmenes en cuanto a sesgo, simplicidad, precisión y estabilidad, catalogándolo como el modelo particular para estimar el área foliar. Los modelos para cada genotipo fueron: $Y = 0,2629 + 0,6589 LW + \varepsilon_i$, $Y = 0,1607 + 0,6714 LW + \varepsilon_i$, $Y = 0,2957 + 0,5918 LW + \varepsilon_i$ y $Y = 0,6245 + 0,5871 LW + \varepsilon_i$ para los genotipos C04, C16, C18 y MII respectivamente. Adicionalmente, estos modelos tienen un similar coeficiente de determinación ajustado (R^2_{adj}) y error cuadrático medio (CM_{Res}), que oscilan en un rango de $0,9128 \geq R^2_{adj} \leq 0,9601$ y $0,0682 \geq CM_{Res} \leq 0,2063$ respectivamente para todos los genotipos de stevia.

Los análisis estadísticos demostraron que el modelo #3 ($Y = \beta_0 W^{\beta_1} + \varepsilon_i$) debido a la ausencia de sesgo, homocedasticidad en la dispersión residual y otras penalizaciones podría estimar el área foliar. Sin embargo, esta ecuación presentaba menor estabilidad de los coeficientes estimados para todos los genotipos de stevia. Además, el modelo descrito por la ecuación #3 se simplifica utilizando sólo una dimensión de la hoja. Esta ecuación podría utilizarse con precisión, con la ventaja de reducir el trabajo de campo hasta en un 50%, ya que sólo una dimensión lineal (W) debe medirse en lugar de dos. Esta precisión puede ser del 85%, 87%, 89% y 82% para los genotipos C04, C16, C18 y MII respectivamente.

Aunque no fue posible agrupar los cuatro genotipos de stevia en una única ecuación, los análisis de ACP demostraron que esta condición no se pudo dar por la influencia negativa ejercida por la carga factorial de la relación L: W, es decir, el cambio en el alargamiento de la hoja. Posteriormente los análisis de conglomerados y distancia euclidiana establecieron dos grupos con una similitud del 65%, sugiriendo que los genotipos C04 U C18 y C16 U MII podían formar grupos similares y establecerse en futuros estudios una ecuación general para cada grupo.

REFERENCIAS

- Achten, W., Maes, W., Reubens, B., Mathijs, E., Singh, V., Verchot, L. y Muys, B. (2010). Biomass production and allocation in *Jatropha curcas* L. seedlings under different levels of drought stress. *Biomass Bioenerg*, 34, 667–676.
- Ackley, W., Crandall, P. y Russell, T. (1958). The use of linear measurements in estimating leaf areas. *Proc. Amer. Soc. Hort. Sci.* 72, 326-330.
- Acosta, N. (2015). Las potencialidades de la Stevia nacional en el mercado mundial. Observatorio de Economía Internacional.
- Acosta, J. y Adams, M. (1991). Plant traits and yield stability of dry bean (*Phaseolus vulgaris*) cultivars under drought stress. *J. Agric. Sci.* 117:213–219.
- Agronet. (2016). Estadísticas Agrícola; Área, producción, rendimiento y participación. <http://www.agronet.gov.co/estadistica/Paginas/default.aspx>.
- Akaike H. (1974). A new look at the statistical model identification. *Transac Autom Control*, 19, 716–723.
- Alekseenko, L. (1965). Vesovoy method opredeleniya listovoy poverkhnosti lugovykh rasteny I lugovykh soobshchestv (Method of determining leaf surface of meadow plans and meadow communities by weighing). *Bot. Sh.*, 50, 205-208.
- Ali, M., Al-Ani, A., Eamus, D. y Tan, D. (2012). A New image-processing-based technique for measuring leaf dimensions. *American-Eurasian J. Agric. Environ. Sci.* 12: 1588-1594.
- Álvarez, J. (2004). *Stevia rebaudiana Bertoni*. Universidad EAFIT. Departamento de Negocios Internacionales. Secretaria de Agricultura y Desarrollo Rural de Antioquia, Medellín.
- Alvarez, Y., Alvarez, E., Cano, J. y Suescún, D. (2012). Modelo matemático para estimar área foliar en árboles Del bosque tropical seco en el caribe colombiano. *Revista del Instituto de Investigaciones Tropicales.* 7:69-79.
- Anikiev, V. y Kutuzov, F. (1961). Novy sposob opredeleniya ploshchadi listovoy poverkhnosti u zlakov. (A new method for determining leaf surface area of cereals). *Fiziol. Rast.*, 8, 375-377.

- Antunes, C., Pompelli, M., Carretero, D. y DaMatta, F. (2008). Allometric models for non-destructive leaf area estimation in coffee (*Coffea arabica* and *Coffea canephora*). *Annals of Applied Biology*, 153(1), 33–40. doi:10.1111/j.1744-7348.2008.00235.x
- Aquino, L., Santos, V., Santos, J. y Moreira, M. (2011). Estimación del área foliar de girasol por métodos no destructivos. *Bragantia*, 70 (4), 832-836. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=90821058015>
- Ashley, D., Doss, B. y Bennett, O. (1963). A method of determining leaf area in cotton. *Agron. J.*, 55, 584-585.
- Astegiano, E. y Favaro, J. (1987). Desarrollo del área foliar en tres cultivares de tomate. Resúmenes de la XVIII Reunión Nacional de Fisiología Vegetal. Corrientes. Argentina.
- Astegiano, E., Favaro, J. y Bouzo, C. (2001). Estimación del área foliar en distintos cultivares de tomate (*Lycopersicon esculentum* Mill.) utilizando medidas foliares lineales. *Invest. Agr.: Prod. Prot. Veg.*, Vol 16 (2), 249-256.
- Baker, B., Olszyk, D. y Tingey, D. (1996). Digital image analysis to estimate leaf area. *J. Plant Physiol.*, vol 148, 530-535.
- Balakrishnan, K., Sundaram, K., Ajunan, A. y Matarajatnam, N. (1992). A simple method for estimating leaf area in tomato. *Madras Agric. J.*, 79 (3), 162-163.
- Bange, M., Graeme, L., Milroy, S. y Kenneth, G. (2000). Improving estimates of individual leaf area of sunflower. *Agron. J.*, 92, 761-765
- Batyuk, V., Ryblako, E. y Okanenko, A. (1959). A photoelectric planimeter for measuring leaf area. *Biol. Plant*, 1, 167-175.
- Beerling, D. y Fray, J. (1990). A comparison of the accurate variability and speed of five different methods for estimating leaf area. *Ann. Bot.* 65:483-488.
- Bhan, V. y Pande, H. (1966). Measurement of leaf area of rice. *Agron. J.*, 58, 454.
- Biscoe, P. y Jagaard, K. (1985). Measuring plant growth and structure. En: Marshall, B., Woodward, F.I. (Eds.), *Instrumentation for Environmental Physiology*. Cambridge University Press. Sidney. 215-228.
- Blanco, F. y Folegatti, M. (2005). Estimation of leaf area for greenhouse cucumber by linear measurements under salinity and grafting. *Sci Agr*, 62, 305–309.

- Boisbunon, A., Canu, S., Fourdrinier, D., Strawderman, W. y Wells, M. (2014). Akaike's information criterion, Cp and estimators of loss for elliptically symmetric distributions. *Int Stat Rev*, 82, 422–439.
- Bonilla, C., Sánchez, M. y Perlaza, D. (2007). Evaluación de métodos de propagación, fertilización nitrogenada y fenología de Stevia en condiciones del Valle del Cauca. *Acta Agronómica*. 56(3):131-134.
- Brougham, R. (1956). Effect of intensity of defoliation on re-growth of pasture. *Austral. J. Agric. Res.*, 7, 377- 387.
- Brown, H. y Escombe, F. (1905). Researches on some of the physiological processes of green leaves. *Proc. Roy. Soc.*, B 76, 29-111.
- Burgos, A., Avanza, M., Balbi, C., Prause, J. y Argüello, J. (2010). Modelos para la estimación no destructiva del área foliar de dos cultivares de mandioca (*Manihot esculenta* Crantz) en la Argentina. *Agriscientia*, 27(1), 55-61. http://www.scielo.org.ar/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1668-298X2010000100007&lng=es&tlng=pt.
- Busato, C., Fontes, P., Braun, H. y Busato, C. (2010). Estimativa da área foliar da batateira, cultivar Atlantic, utilizando dimensões lineares. *Rev Cienc Agron* 41: 702-708.
- Buttaro, D., Roupheal, Y., Rivera, C., Colla, G. y Connella, M. (2015). Simple and accurate allometric model for leaf area estimation in *Vitis vinifera* L. genotypes. *Photosynthetica* 53, 342–348. <http://dx.doi.org/10.1007/s11099-015-0134-1>.
- Bylesjö, M., Segura, R. Soolanayakanahally, Y., Rae, A., Trygg, J., Gustafsson, P., Jansson, S. y Street, N. (2008). LAMINA: A tool for rapid quantification of leaf size and shape parameters. *BMC Plant Biol.* 8: 82.
- Cabezas, M. y Peña, F. (2012). Estimación del área foliar del arándano (*Vaccinium corymbosum*) por medio de un método no destructivo. *Rev. U.D.C.A Act. y Div. Cient.* 15(12): 373 – 379.
- Carakostas, M., Curry, L., Boileau, A. y Brusick, D. (2008). Overview: the history, technical function and safety of rebaudioside A, a naturally occurring steviol glycoside, for use in food and beverages. *Food and Chemical Toxicology*. 46 (Suppl. 7), 1-10.
- Carbonneau, A. (1976). Principes et méthodes de mesure de la surface foliare. Essai de caractérisation destypes de feuilles dans le genre *Vitis*. *Ann. Amélior. Plantes*, 26 (2), 327-343.

- Cárcel, S., Intrigliolo, D. y Castel, J. (2005). Área foliar y radiación interceptada en tempranillo: Efecto del riego y de la carga de cosecha. XX Reunión Experimentación Viticultura y Enología.
- Cardona, C., Araméndiz, H. y Barrera, C. (2009). Estimación del área foliar de papaya (*Carica papaya* L.) basada en muestreo no destructivo. *Revista UDCA de Actualidad y Divulgación Científica*. 12. 131 - 139.
- Cardona, C., Araméndiz, H. y Barrera, C. (2009). Modelo para Estimación de Área Foliar en Berenjena (*Solanum melongena* L) Basado en Muestreo no Destructivo. *Temas Agrarios*, 14(2), 14-22. <https://doi.org/10.21897/rta.v14i2.675>
- Cardozo, N., Parreira, M., Amaral C., Alves, P. y Bianco, S. (2011). Estimativa da área foliar de *Crotalaria juncea* L. a partir de dimensões lineares do limbo foliar. *Biosci J* 27: 902-907.
- Cargnelutti Filho, A., Toebe, M., Burin, C., Alves, B. y Neu, I. (2015). Number of leaves needed to model leaf area in jack bean plants using leaf dimensions. *Bioscience Journal*, 31(6). <https://doi.org/10.14393/BJ-v31n6a2015-26135>
- Carleton, A. y Foote, W. (1965). A comparison of methods for estimating total leaf area of barley plants. *Crop Science*, 602-603.
- Carvalho, D., Toebe, M., Tartaglia, L., Bandeira, T. y Tambara, L. (2017). Leaf area estimation from linear measurements in different ages of *Crotalaria juncea* plants. *Anais Da Academia Brasileira de Ciências*, 89(3), 1851–1868. <https://doi.org/10.1590/0001-3765201720170077>
- Casierra, F., Zapata, V. y Cutler, J. (2017). Comparación de métodos directos e indirectos para la estimación del área foliar en duraznero (*Prunus persica*) y ciruelo (*Prunus salicina*). *Revista Colombiana De Ciencias Hortícolas*, 11(1), 30-38. <https://doi.org/10.17584/rcch.2017v11i1.6143>
- Chatterjee, S. y Hadi, A. (2006). *Regression análisis by example*. Hoboken: John Wiley and Sons.
- Chaudhary, P., Godara, S. Cheeran, A. y Chaudhari, A. (2012). Fast and accurate method for leaf area measurement. *Int. J. Comput. Appl.* 49: 22-25.
- Cho, Y., Oh, S., Oh, M. y Son, J. (2007). Estimation of individual leaf area, fresh weight, and dry weight of hydroponically grown cucumbers (*Cucumis sativus* L.) using leaf length, width, and SPAD value. *Scientia Horticulturae*, 111(4), 330–334. <https://doi.org/10.1016/j.scienta.2006.12.028>

- Clements, F. y Goldsmith, W. (1924). The phytometer method in ecology. Carnegie Inst. of Washington Publ., 356.
- Cogliatti, D., Cataldi, M. y Iglesias, F. (2010). Estimación del área de las hojas en plantas de trigo bajo diferentes tipos de estrés abiótico. *AgriScientia* 27: 43-53.
- Colorado F, Rodríguez D, y Cortés J. (2010). Análisis de crecimiento de rúcula (*Eruca sativa* Mill.) en la sabana de Bogotá, bajo dos condiciones ambientales *Rev. U.D.C.A Act. y Div. Cient.* 13 (1): 105-113.
- Compañía Nacional De Stevia S.A.S. (2013). Cartilla cultivo de stevia. Medellín – Colombia. <https://es.scribd.com/document/238197663/Cartilla-Stevia-CNS>.
- Conibear, D. y Furmidge, C. (1960). A simple photo-electric device for measuring the area of detached leaves. *Ann. Rept. Agric. Res. Sta., Long Ashton*, 66-68.
- Corney, D., Tang, H., Clark, J., Hu, Y. y Jin, J. (2012). Automating digital leaf measurement: The tooth, the whole tooth, and nothing but the tooth. *PLOS ONE* 7. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0042112>
- Cumming, G., Fidler, F. y Vaux, D. (2007). Error bars in experimental biology. *Journal of Cell Biology* 177(1), 7-11. <https://doi.org/10.1083/jcb.200611141>
- Craig Macfarlane, C., Hoffman, M., Eamus, D., Kerp, N., Higginson, S., Mcmurtrie, R. y Adams, M. (2007). Estimation of leaf area index in eucalypt forest using digital photography. *Agric. Forest. Meteorol.* 143:176–188.
- Cristofori, V., Roupael, Y., Gyves, M. y Bignami, C. (2007). A simple model for estimating leaf area of hazelnut from linear measurements. *Scientia Horticulturae*, 113(2), 221–225. <https://doi.org/10.1016/j.scienta.2007.02.006>
- Darrow, G. (1932). Methods of measuring strawberry leaf areas. *Plant Physiol.*, 7, 745-747.
- Daughtry, C. (1990). Direct measurements of canopy structure. *Remote Sensing Reviews*, 5, 45-60.
- De Lima, F. y Malavolta, E. (2004). Estimativa da area foliar em estevia (*Stevia rebaudiana* Bertoni). <http://www.lni.unipi.it/stevia/stevia/estimativadearea.htm>.

- Dornbusch, T. y Andrieu, B. (2010). Lamina Shape An image processing tool for an explicit description of lamina shape tested on winter wheat (*Triticum aestivum* L.). *Comput. Electron. Agr.* 70: 217-224.
- Dumas, Y. (1990). Interrelation on linear measurements and total leaf area or dry matter production in young tomato plants. *Adv. Hortic. Sci.*, 4, 172-176.
- Durbin, J y Watson, G. (1950) Testing for serial correlation in least squares regression I. *Biometrika*, 37, 409–428.
- Escuela de Administración y Finanzas [Eafit]. (2004). Inteligencia de mercados internacionales de *S. rebaudiana*. Departamento de Negocios Internacionales, Medellín, Colombia.
- Easlon, H. M., y Bloom, A. (2014). Easy Leaf Area: Automated digital image analysis for rapid and accurate measurement of leaf area. *Appl. Plant. Sci.* 2: 1400033. <https://doi.org/10.3732/apps.1400033>
- Elings, A. (2000). Estimation of leaf area in tropical maize. *Agronomy Journal* 92: 436-444.
- Elsner, E. y Jubb, G. (1988). Leaf area estimation of Concord grape leaves from simple linear measurements. *Am. J. Enol. Vitic.* 39 (1), 95-97.
- Epstein, E. y Robinson, R. (1965). A rapid method for determining leaf area of potato plants. *Agron. J.*, 57, 515-516.
- Eriksson, H., Eklundh, L., Hall, K, y Lindroth, A. (2005). Estimating LAI in deciduous forest stands. *Agric. Forest Meteorol.* 129:27-37.
- Erkucuk, A., Akgun, I. y Yesil-Celiktas, O. (2009). Supercritical CO₂ extraction of glycosides from *Stevia rebaudiana* leaves: Identification and optimization. *J. Supercrit. Fluids* 51, 29-35.
- Espitia, M., Montoya, R. y Atencio, L. (2009). Rendimiento de *Stevia rebaudiana* bert. bajo tres arreglos poblacionales en el Sinú medio. *Revista U.D.C.A Actualidad y Divulgación Científica*, 12(1), 151-161. http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0123-42262009000100016&lng=en&tlng=es
- Espitia, M., Montoya, R. y Jarma, A. (2008). *Stevia en el Caribe Colombiano*. Montería – Córdoba, Colombia: Gráficas del Caribe Ltda.
- Espitia, M., Montoya, R., Robles, J., Barbosa, C. y Vergara, C. (2006). Modelo estadístico para estimación del área foliar en *Stevia rebaudiana* Bertoni en el Sinú medio. *Revista Temas Agrarios*, volumen 11(2).

<http://revistas.unicordoba.edu.co/revistas/index.php/temasagrarios/article/view/644>

- Falovo, C., Cristofori, V., Mendoza, E., Rivera, C., Rea, R., Fanasca, S., Bignami, C., Sassine, Y., y Roupheal, Y. (2008). Modelo de estimación del área foliar para frutos pequeños a partir de mediciones lineales, *HortScience horts*, 43 (7), 2263-2267.
<https://journals.ashs.org/hortsci/view/journals/hortsci/43/7/article-p2263.xml>
- Fargo, W., Bonjour, E. y Wagner, T. (1986). An estimation equation for squash leaf area using leaf measurements. *Can. J. Plant Sci.*, 66, 677-682.
- Favaro, F. y Vinicius, M. (2003). Um novo método para estimar o índice de área foliar de plantas de pepino e tomate. *Horticultura Brasileira*. 21 (4):
- Font Quer, P. (1985). *Diccionario de Botánica*. Barcelona, España: Editorial Labor, S.A.
- Frear, D. (1935). Photoelectric apparatus for measuring leaf areas. *Plant Physiol.*, 10, 569-574.
- Freeman, G. y Bolas, B. (1956). A method for the rapid determination of leaf areas in the field. *Ann. Rep. Est Malling Res. Station*, 104-107.
- Gamiely, S., Randle, W., Mills, H. y Smittle, D. (1991). A rapid and non-destructive method for estimating leaf area of onions. *HortScience*, 26 (2), 206.
- Gavrilov, N. y Eremenko, L. (1959). Pribor dlya izmereniya ploshchadi listev. (An instrument for measuring leaf areas.) *Fiziol. Rast.*, 6, 508-512.
- Gerdel, R. y Salter, R. (1928). Measurement of leaf area using the photoelectric cell. *J. Am. Soc. Agron.*, 20, 635-642.
- Giovanardi, R. (1972). Stima dell'area fogliare mediante misru biometriche ed applicazioni allo studio della dinamica di accrescimento del mais. *Riv. Agron.*, 6 (4), 243-247.
- Goodall, D. (1947). Diurnal changes in the area of cacao leaves. *Ann. Bot. N.S.*, 11, 449-451.
- Green, J., Appel, H., Rehrig, E., Harnsomburana, J., Chang, J., BalintKurti, P. y Shyu, C. (2012). PhenoPhyte: A flexible affordable method to quantify 2D phenotypes from imagery. *Plant Method* 8: 45.
- Gregersen, S., Jeppesen, P., Holst, J. y Hermansen, K. (2004). Antihyperglycemic effects of stevioside in type 2 diabetic subjects. *Metabolism*. 53(1), 73-76.

- Hatfield, J., Stanley, C. y Carlson, R. (1976). Evaluation of an electronic foliometer to measure leaf area in corn and soybeans. *Agron. J.*, 68, 434-436.
- Hay, R. y Porter, J. (2006). *The physiology of crop yield (2nd ed.)*. Oxford: Blackwell Publishing.
- Hibbard, R., Grisby, B. y Keck, W. (1937). A low light intensity photoelectric device for the measuring of leaf areas. *Michigan Academy of Science*.23, 141-147.
- Hill, S., Prokosch, M., Morin, A. y Rodeheffer, C. (2014). The effect of non-caloric sweeteners on cognition, choice, and post-consumption satisfaction. *Appetite* 83: 82-88.
- Hoffman, G. (1971). Estimating leaf area from length measurements for hybrid granex onion. *Agron. J.* 63, 948- 949.
- Hsieh, M., Chan, P., Sue, Y., Liu, J., Liang, T., Huang, T., Tomlinson, B., Chow, M., Kao, P. y Chen Y. (2003). Efficacy and tolerability of oral stevioside in patients with mild essential hypertension: a two-year, randomized, placebo-controlled study. *Clinical Therapeutics* 25(11), 2797-2808.
- Humphries, E. y French, S. (1963). The accuracy of the rating method for determining leaf area. *Ann. appl. Biol.* 52, 193-198.
- Humphries, E. y French, S. (1964). Determination of leaf area by rating in comparison with geometric shapes. *Ann. appl. Biol.* 54, 281-284.
- Hurd, R. y Rees, A. (1966). Transmission error in the photometric estimation of leaf area. *Plant Physiol.*, 41, 905-906.
- Ibnu, E., Bin, A. y Mimi, A. (2014). Evaluación de la tolerancia a los metales pesados en hojas, tallos y flores de la *Stevia rebaudiana* Planta. *Ciencias Ambientales* 20: 386-393.
- Intagri (2017). *El Índice de Área Foliar (IAF) y su Relación con el Rendimiento del Cultivo de Maíz*. <https://www.intagri.com/articulos/cereales/el-indice-de-area-foliar-iaf>
- Izco, J., Barreno, E., Burgués, M., Costa, M., Devesa, J., Fernández, F., Gallardo, T., Lilimona, X., Salvo, E., Talavera, S. y Valdés, B. (1997). *Botánica*. Madrid, España: McGraw-Hill Interamericana de España.
- Jarma, A. (2003). *Stevia rebaudiana Bert., alternativa de sustitución de cultivos ilícitos en Colombia*. (Informe Final de Proyecto). U. de Córdoba, Fac. Ciencias Agrícolas. Montería.

- Jarma, A., Rengifo, T. y Araméndiz, H. (2005). Aspectos fisiológicos de *Stevia rebaudiana* Bertoni en el Caribe colombiano: I. Efecto de la radiación incidente sobre el área foliar y la distribución de biomasa. *Agr. Col.* 23(2):207-216.
<http://www.revistas.unal.edu.co/index.php/agrocol/article/view/19943>
- Jarma, A., Rengifo, T. y Araméndiz, H. (2006). Fisiología de *Stevia rebaudiana* Bertoni en función de la radiación en el Caribe colombiano. II. Análisis de crecimiento. *Agr. Col.* 24(1):38-47.
- Jenkins, H. (1959). An airflow planimeter for measuring the area of detached leaves. *Plant Physiol.*, 34, 532- 536.
- Jeppesen, P., Gregersen, S., Poulsen, R. y Hermansen, K. (2000). Stevioside acts directly on pancreatic β cells to secrete insulin: actions independent of cyclic adenosine monophosphate and adenosine triphosphate-sensitive K^+ -channel activity. *Metabolism* 149(2), 208-214.
- Jeppesen, P., Gregersen, S., Alstrup, K. y Hermansen, K. (2002). Stevioside induces antihyperglycaemic, insulinotropic and glucagonostatic effects in vivo: studies in the diabetic Goto- Kakizaki (GK) rats. *Phytomed.* 9, 9-14.
- Jerez, E., Martín, R. y Díaz, Y. (2014). Estimación de la superficie foliar en dos variedades de papa (*Solanum tuberosum* L.) por métodos no destructivos. *Cultivos Tropicales*, 35(1), 57-61.
http://scielo.sld.cu/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0258-59362014000100008&lng=es&tlng=es.
- Johnson, R. (1967). Comparison of methods for estimating cotton leaf area. *Agron. J.*, 59, 493-494.
- Jonckheere, I., Fleck, S., Nackaerts, K., Muys, B., Coppin, P. and Baret, F. (2004). Review of methods for in situ leaf area index determination Part I. Theories, sensors and hemispherical photography. *Agric. Forest Meteorol.* 121:19–35.
- Kandiannan, K., Kailasam, C., Chandaragiri, K. and Sankaran, N. (2002). Allometric model for leaf area estimation in black pepper (*Piper nigrum* L.). *J. Agron. Crop Sci.*, 188, 138-140
- Kandiannan, K., Parthasarathy, U., Krishnamurthy, K., Thankamani, C. y Srinivasan, V. (2009). Modeling individual leaf area of ginger (*Zingiber officinale* Roscoe) using leaf length and width. *Scientia Horticulturae*, 120(4), 532–537.
<https://doi.org/10.1016/j.scienta.2008.11.037>
- Keramatlou, I., Sharifani, M., Sabouri, H., Alizadeh, M., y Kamkar, B. (2015). A simple linear model for leaf area estimation in Persian walnut (*Juglans regia*

- L.). *Scientia Horticulturae*, 184, 36–39. <https://doi.org/10.1016/j.scienta.2014.12.017>
- Kishor, M., Senthil, R., Sankar, V., Sakthivel, T., Karunakaran, G. y Tripathi, P. (2017). Non-destructive estimation of leaf area of durian (*Durio zibethinus*) An artificial neural network approach. *Scientia Horticulturae*, 219, 319–325. <https://doi.org/10.1016/j.scienta.2017.03.028>
- Koller, H. (1972). Leaf area-Leaf weight relationships in the soybean canopy. *Crop Sci.*, 12, 180-183.
- Korva, J. y Forbes, G. (1997). A simple and low-cost method for leaf area measurement of detached leaves. *Expl. Agric.*, 33, 65-72.
- Kramer, P. (1937). An improved photoelectric device for measuring leaf areas. *Am. J. Bot.*, 24, 375-376.
- Krishnamurthy, K., Jagannath, M., Rajashekara, B. y Raghunatha, G. (1973). Estimation of leaf area in grain sorghum for single leaf measurements. *Agron. J.*, 66 (4), 544-545.
- Kujur, R., Singh, V., Ram, M., Yadava, H., Singh, K., Kumari, S. y Roy, B. (2010). Antidiabetic activity and phytochemical screening of crude extract of *Stevia rebaudiana* in alloxan-induced diabetic rats. *Pharmacognosy Res* 2: 258-263.
- Kuntal, D. (2013). Wound healing potential of aqueous crude extract of *Stevia rebaudiana* in mice. *Brazilian Journal of Pharmacognosy* 23: 351-357.
- Kvet, J. y Marshall, J. (1971). Assessment of leaf area and other assimilating plant surfaces. En: Sestak, Z., Catsky, J., Jarvis, P.G. (eds.) *Plant photosynthetic production Manual of methods*. Junk, N.V. Pubs. La Haya. 517-555.
- Kvet, J., Necas, J. y Kubin, S. (1966). Mereni listové plochy. (Measurements of leaf area). En: Sestak, Z., Catsky, J. (Eds.): *Metody Studia Fotosynthetické Produkce Rostlin. (Methods of Studing Photosynthetic Production of Plants)*. Academia, Praga. 315-331.
- Lahlou, S., Tahraoui, A., Israili, Z. y Lyoussi, B. (2006). Diuretic activity of the aqueous extracts of *Carum carvi* and *Tanacetum vulgare* in normal rats. *Journal of Ethnopharmacology* 110: 458–463.
- Lailerd, N., Saengsirisuwan, V., Sloniger, J., Toskulkao, C. y Henriksen, E. (2004). Effects of stevioside on glucose transport activity in insulin-sensitive and insulin-resistant rat skeletal muscle. *Metabolism* 53: 101–107.

- Lal, K. y Subba Rao, M. (1951). A rapid method of leaf area determination. *Nature*, 167, 72.
- Langer, R. (1956). Measurement of leaf growth in grasses. En: Milthorpe, F.L. (ed). *The growth of leaves*. Butterworths Scientific publications, Londres. 197-198.
- Larcher, W. (2003). *Physiology plant ecology: Ecophysiology and stress physiology of functional groups (4th ed.)*. Berlín, Alemania: Springer.
- Larsen, D. y Kershaw, J. (1990). The measurement of leaf area. En: Lassoie, J., Hinckley, T. (Eds.), *Techniques and Approaches in Forest Tree Physiology*. CRC Press, Inc., Boca Raton, Fl. 465-475.
- Lemus, R., Vega, A., Zura, L. y Ah-Hen K. (2012). *Stevia rebaudiana* Bertoni, source of a high-potency natural sweetener: A comprehensive review on the biochemical, nutritional and functional aspects. *Food Chemistry* 132: 1121–1132.
- Liebig, H. (1978). Einflüsse endogener und exogener Faktoren auf die Ertragsbildung von Salatgurken (*Cucumis sativus* L.) unter besonderer Berücksichtigung von Ertragsrhythmik, Bestandesdichte und Schnittmabnahmen. Dissertation, Univ. Hannover.
- Lima, C., Oliveira, F., Medeiros, J., Oliveira, M. y Oliveira, F. (2008). Modelos matemáticos para estimativa de área foliar de feijão caupi. *Rev Caatinga* 21: 120-127.
- Liu, J., Jin-wei, L. y Jian, T. (2010). Ultrasonically assisted extraction of total carbohydrates from *Stevia rebaudiana* Bertoni and identification of extracts. *Food Bioprod. Process.* 88(2-3), 215-221
- Lu, H. Lu, C., Wei, M. y Chan, L. (2004). Comparison of different models for nondestructive leaf area estimation in taro. *Agron. J.*, 96, 448-453.
- Lyon, C. (1948). A factor method for the area of tomato leaves. *Plant Physiol.*, 23, 634-635.
- Maldaner, I., Heldwein, A., Loose, L., Lucas, D., Guse, F. y Bortoluzzi, M. (2009). Modelos de determinação não-destrutiva da área foliar em girassol. *Ciência Rural*, 39(5), 1356-1361. <https://dx.doi.org/10.1590/S0103-84782009000500008>
- Maloof, J., Nozue, K., Mumbach, M. y Palmer, C. (2013). LeafJ: An ImageJ plugin for semi-automated leaf shape measurement. *J. Vis. Exp.* 71: e50028. doi:10.3791/50028.

- Manivel, L. y Weaver, R. (1974). Biometric correlations between leaf area and length measurements of Grenache grape leaves. *HortScience*, 9 (1), 27-28.
- Marshall, J. (1968). Methods for leaf area measurement of large and small leaf samples. *Photosynthetica*, 2(1), 41-47.
- Martín, M., Soto, F., Rivera, R. y Rentería, M. (2006). Estimación de la superficie foliar de la *Canavalia ensiformis* a partir de las medidas lineales de sus hojas. *Cultivos Tropicales*, Instituto Nacional de Ciencias Agrícolas. La Habana, Cuba. vol. 27, núm. 4, 77-80.
- McKee, G. (1964). A coefficient for computing leaf area in hybrid corn. *Agron. J.*, 56, 240-241.
- Miller, E. (1938). *Plant Physiology*. McGraw-Hill Co., Nueva York.
- Milthorpe, F. (1942). A simplified photoelectric cell method for measuring leaf areas. *J. Austr. Inst. Agric. Sci.*, 8, 27.
- Milthorpe, F. (1956). *The growth of leaves*. Butterworths Scientific publications. Londres.
- Ministerio de Agricultura y Ganadería y Dirección General de Economía Agropecuaria [MAG-DGEA]. (2014). *Síntesis Estadísticas del Sector de Stevia*. Asunción.
- Ministerio de Industria y Comercio y Red de Inversión y Exportación [MIC-REDIEX]. (2011). *Boletín de la Mesa Sectorial de Stevia*. http://www.rediex.gov.py/beta/userfiles/file/Boletin_Mesa_Stevia_1_2011.pdf.
- Mitchell, J. (1936). Measurement of the area of attached and detached leaves. *Science*, 83, 334-336.
- Monselise, S. y Heymann L. (1953). Influence of exposure and age on dry matter content, area and mineral composition of shamouti orange leaves. *Am. Soc. Hort. Sci. Proc.*, 62, 67-74.
- Montero, F., De Juan, J., Cuesta, A. y Brasa, A. (2000). Non destructive methods to estimate leaf area in *Vitis vinifera* L. *Hortscience*, 35 (4), 696-698.
- Murata, Y. (1967). On a new automatic leaf area meter. *Jap. Agr. Res. Quart*, 2, 35.
- Negash, M., Starr, M., Kanninen, M. y Berhe, L. (2013). Allometric equations for estimating aboveground biomass of *Coffea arabica* L. grown in the Rift Valley escarpment of Ethiopia. *Agrofor Syst*, 87, 953–966

- Negisi, K., Satoo, T. y Yagi, K. (1957). A method for the rapid measuring of leaf areas. *Jour. Jap. Forest Soc.*, 39, 380-384.
- Núñez, E. (2011). *Stevia rebaudiana* Bertoni, un sustituto del azúcar. Área Ciencia de las Plantas y Recursos Naturales Maestría en Producción Vegetal – Ciclo de Seminarios.
- Nyakwende, E., Paull, C. y Atherton, J. (1997). Non-destructive determination of leaf area in tomato plants using image processing. *Journal of Horticultural Science*, 72 (2), 255-262.
- Ollat, N., Fermaud, M., Tandonnet, J. y Neveux, M. (1998). Evaluation of an indirect method for leaf area index determination in the vineyard: combined effects of cultivar, year and training system. *Vitis*, 37 (2), 73- 78.
- Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura y el Instituto Interamericano de Cooperación para la Agricultura [FAO-IICA]. (2017). Gestión integral del riesgo de desastres en el sector agrícola y la seguridad alimentaria en los países del CAS. Análisis de capacidades técnicas e institucionales – Paraguay.
- Palaniswamy, K. y Gomez, K. (1974). Length-width method for estimating leaf area of rice. *Agron. J.*, 66, 430-433.
- Palencia, G., Mercado, T. y Combatt, E. (2006). Estudio Agroclimático del Departamento de Córdoba. Universidad de Córdoba. Montería, Colombia: Editorial Gráficas del Caribe Ltda.
- Paquin, R. y Coulombe, L. (1959). A simple method for measuring the area of leaves of potted plants. *Can. J. Bot.*, 37, 167.
- Payne, W., Wendt, C., Hossner, L. y Gates, C. (1991). Estimating pearl millet leaf area and specific leaf area. *Agron. J.*, 83, 937-941.
- Peksen, E. (2007). Non-destructive leaf area estimation model for faba bean (*Vicia faba* L.), *Scientia Horticulturae*, Volume 113 (4): 322-328, ISSN 0304-4238, <https://doi.org/10.1016/j.scienta.2007.04.003>.
- Persaud, N., Gandah, M., Ouattara, M. y Mokete, N. (1993). Estimating leaf area of pearl millet from linear measurements. *Agron. J.*, 85, 10-12.
- Pico, A. (2018) Caracterización morfoagronómica de 25 clones de estevia (*Stevia rebaudiana* Bert.) en condiciones del valle del Sinú medio (Tesis de pregrado). Universidad de Córdoba, Montería.

- Poletti, A. (2016). La Stevia rebaudiana/Ka'a he'ë: de la prohibición al auge en el comercio exterior. Universidad Columbia del Paraguay. <https://www.columbia.edu.py/institucional/investigacion/articulos-de-revision/208-la-stevia-rebaudiana-en-el-comercio-internacional>
- Pompelli, M., Ferreira, D. y Cavalcante, P. (2010) Environmental influence on the physico-chemical and physiological properties of *Jatropha curcas* L. seeds. *Aust J Bot* 58: 421–427.
- Pompelli, M., Antunes, W., Ferreira, D., Cavalcante, P., Wanderley-Filho, H., y Endres, L. (2012). Allometric models for non-destructive leaf area estimation of *Jatropha curcas*. *Biomass and Bioenergy*, 36, 77–85. <https://doi.org/10.1016/j.biombioe.2011.10.010>
- Pompelli, M., Figueiroa, J. y Lozano, I. (2018). Allometric models for non-destructive leaf area estimation in *Eugenia uniflora* (L.). *Journal of Agronomy*. 2. <http://dx.doi.org/10.21704/pja.v2i2.1133>
- Pompelli, M., Santos, J. y Santos, M. (2019). Estimating leaf area of *Jatropha nana* through non-destructive allometric models. *AIMS Environmental Science*, 6(2): 59-76. doi: 10.3934/environsci.2019.2.59
- Pompelli, M., Santos, M., Jarma, A., Lozano, F., Santos, J., Rivera, J., Espitia, C., Castillejo, A. y Jarma, B. (2018). Leaf area estimation in *Jatropha curcas* (L.): an update. *AIMS Environmental Science*. 5. 353-371. doi:10.3934/environsci.2018.5.353.
- Price, C., Symonova, O., Mileyko, Y., Hilley, T. y Weitz, S. (2011). Leaf extraction and analysis framework graphical user interface: Segmenting and analyzing the structure of leaf veins and areoles. *Plant Physiol*. 155: 236-245.
- Quintero F. y Casanova E. (2000). Evaluación del crecimiento del cultivar de sorgo Chaguaramas III bajo diversos niveles de fertilización con nitrógeno y fósforo en el estado Guarico, Venezuela. *Agronomía Tropical* 50: 285-302.
- Ramesh, K., Singh, V. y Ramawat, N. (2007). Leaf área distribution and non-destructive estimation methods of leaf área for *Stevia rebaudiana* (Bert.) Bertoni. *Asian Journal*.
- Rao, J. (1978). Leaf area determination in cabbage. *Curr. Sci.*, 47 (9), 312-313.
- Ray, R. y Sing, R. (1989). Leaf area estimation in capsicum (*Capsicum annum* L.). *Sci. Hortic.*, 39, 181-188.
- Reddy, V., Acock, B., Baker, D. y Acock, M. (1989). Seasonal leaf area-leaf weight relationships in the cotton canopy. *Agron. J.* 81, 1-4.

- Reyes, A. y Taylor, S. (1999). Diuretics in cardiovascular therapy: the new clinicopharmacological bases that matter. *Cardiovascular Drugs and Therapy* 13: 371-398.
- Reziwanggu, A., Jeppesen, P., Rolfsen, S. Xiao, J. y Hermansen, K. (2004). Rebaudioside A potently stimulates insulin secretion from isolated mouse islets: studies on the dose-, glucose-, and calcium-dependency. *Metabolism* 53(10), 1378-1381.
- Rhoads, F. y Bloodworth, M. (1964). Area measurement of cotton leaves by dry-weight method. *Agr. J.*, 56, 520-522.
- Riccardi, M., Mele, G., Pulvento, C. Lavini, A. d'Andria, R. y Jacobsen, S. (2014). Non-destructive evaluation of chlorophyll content in quinoa and amaranth leaves by simple and multiple regression analysis of RGB image components. *Photosynth. Res.* 120: 263-272.
- Robbins, N. y Pharr, D. (1987). Leaf area prediction models for cucumber from linear measurements. *Sci. Hortic.*, 22, 1264-1266.
- Robison, C. y Massengale, M. (1967). Use of area-weight relationship to estimate leaf area in alfalfa (*Medicago sativa* L., cultivar Moapa). *Crop Sci.*, 7, 394-395.
- Rodríguez, J., Raffailac, J. y Alcon C. (2005). Uso del Programa Sigma Scan Pro 5 para la Determinación del Área Foliar. La Paz, Bolivia.
- Romero, J., Nahas, S., Roberti, J., Rodriguez, J. y Romero, E. (2015). Estimacion no destructiva del área foliar por planta en sorgo bioenergeticos. *Rev. Agron. Noroeste Argent.* 35 (1): 51-53
- Rouphael, Y., Colla, G., Fanasca, S. y Karam, F. (2007). Leaf area estimation of sunflower leaves from simple linear measurements. *Photosynthetica*, 45(2), 306–308. <https://doi.org/10.1007/s11099-007-0051-z>
- Ruck, H. y Bolas, B. (1955). Studies in the comparative physiology of apple rootstocks. I. The effect of nitrogen on the growth and assimilation of Malling Apple Rootstocks. *Ann. Bot. N.S.*, 20, 57-58.
- Sauceda A., Lugo G., Villaseñor M., Partida R. y Reyes O. (2015). Un método preciso para medir severidad de roya de la hoja (*Puccinia triticina* Eriksson) en trigo. *Rev. Fitotec. Mex.* 38: 427-434.
- Schneider, C., Rasband, W. y Eliceiri, K. (2012). NIH Image to ImageJ: 25 years of image analysis. *Nat. Method.* 9: 671-675.

- Schultz, H. (1992). An empirical model for the simulation of leaf appearance and leaf development of primary shoots of several grapevine (*Vitis vinifera* L.). *Scientia Horticulturae*, 52, 179-200.
- Schwab, N., Streck, N., Rehbein, A., Ribeiro, B., Uhlmann, L., Langner, J. y Becker, C. (2014). Dimensões lineares da folha e seu uso na determinação do perfil vertical foliar de gladiolo. *Bragantia* 73: 97-105.
- Schwarz, D. y Kläring, H. (2001). Allometry to estimate leaf area of tomato. *J. Plant Nut.*, 24 (8), 1291-1309.
- Secretaría de Agricultura de Antioquia. (2000). Informe preliminar sobre adaptación de la especie *Stevia rebaudiana* en la región tropical. Gobernación de Antioquia, Medellín (Colombia).
- Sepúlveda, G. y Kliwer, M. (1983). Estimation of leaf area of two grapevine cultivars (*Vitis vinifera* L.) using laminae linear measurements and fresh weight. *Am. J. Enol. Vitic.* 4 (4), 221-226.
- Shivanna, N., Mahadev, N., Farhath, K. y Vijay K. (2013). Antioxidant, anti-diabetic and renal protective properties of *Stevia rebaudiana*. *Journal of Diabetes and Its Complications* 27: 103–113.
- Silvestre J. y Eiras, J. (2001). Allometric relationship between leaf area and length measurements of *Vitis vinifera* L. leaves. *Ciência Téc. Vitiv.*, 16 (1), 35-42.
- Smith, R. y Kliwer, W. (1984). Estimation of Thompson Seedless grapevine leaf area. *Am. J. Enol. Vitic.* 35, 16-22.
- Spencer, R. (1962). A rapid method for estimating leaf area of cassava (*Mahinot utilisima* Pohl) using linear measurements. *Trop. Agr.*, 39 (2), 147-152.
- Steel, M. y Penny, D. (2000). Parsimony, likelihood, and the role of models in molecular phylogenetics. *Molecular Biology and Evolution*, 17(6), 839-850. <https://doi.org/10.1093/oxfordjournals.molbev.a026364>
- Stickler, F., Wearden, C. y Pauli, A. (1961). Leaf area determination in grain sorghum. *Agr. J.* 53: 187-188.
- Suárez, I. y Salgado, J. (2008). Propagación In Vitro de *Stevia rebaudiana* Bert. (Asteraceae Eupatorieae) a través de organogénesis. *Rev. Temas Agrarios.* 13(1):40-48.
- Suggs, C., Beeman, J. y Splinter, W. (1960). Physical properties of green Virginia-type tobacco leaves. Parte III. Relation of leaf length and width to leaf area. *Tobacco Science*, 4, 194-197.

- Tarbell, K. y Reid, J. (1991). A computer vision system for characterizing corn growth and development. *Transactions of the ASAE*, vol 34 (5), 2245-2255.
- Tejawani, K., Ramakrishna, C., Kurup, O. y Ven Kataraman, K. (1957). Measurements of leaf area of tobacco. *Indian J. Agron.*, 2, 36-39.
- Thoday, D. (1909). Experimental researches on vegetable assimilation and respiration. V. A critical examination of Sachs' method for using increase of dry weight as a measure of carbon dioxide assimilation in leaves. *Proc. Roy. Soc.*, B 82, 1-55.
- Thorne, G. y Watson, D. (1955). The effect on yield and leaf area of wheat of applying nitrogen as a topdressing in April or in sprays at ear emergence. *J. Agric. Sci.*, 46, 449-456.
- Toebe, M., Rodrigues, R., Chuquel, A., Segatto P. y Castanha, A. (2019). Leaf area estimation of squash 'Brasileirinha' by leaf dimensions. *Ciência Rural*, 49(4), e20180932. <https://doi.org/10.1590/0103-8478cr20180932>
- Toebe, M., Brum, B., Lopes, S., Cargnelutti, A. y Silveira, T. (2010). Estimativa da área foliar de *Crambe abyssinica* por discos foliares e por fotos digitais. *Cienc Rural* 40: 475-478
- Varma, V., y A. M. Osuri. 2013. Black Spot: A platform for automated and rapid estimation of leaf area from scanned images. *Plant Ecol.* 214: 1529-1534.
- Villagran, J., Huayamave, C., Lara, J. y Maluk, O. (2009). Stevia: producción y procesamiento de un endulzante alternativo. Facultad de Economía y Negocios. Escuela Superior Politécnica del Litoral. <https://www.dspace.espol.edu.ec/bitstream/123456789/7861/1/D-38559.pdf>
- Vyvyan, M. y Evans, H. (1932). The leaf relations of fruit trees. 1. A morphological analysis of the distribution of leaf surface on two nine-year old apple trees (Laxton superb). *J. Pomology*, 10, 228-270.
- Walther, B. y Moore, J. (2005) The concepts of bias, precision and accuracy, and their use in testing the performance of species richness estimators, with a literature review of estimator performance. *Ecography*, 28, 815–829.
- Wang, Y., Wang, D., Shi, P. y Omasa, K. (2014). Estimating rice chlorophyll content and leaf nitrogen concentration with a digital still color camera under natural light. *Plant Method.* 10: 36.
- Warman, L., Moles, A. y Edwards, W. (2011). Not so simple after all: Searching for ecological advantages of compound leaves. *Oikos* 120: 813-821.

- Watson, D. (1947). Comparative physiological studies on the growth of field crops. I. Variation in net assimilation rate and leaf area between species and varieties, and within and between years. *Ann. of Bot. N.S.* 41-76.
- Wendt, C. (1967). Use of relationship between leaf length and leaf area to estimate the leaf area of cotton (*Gossypium hirsutum* L.), castors (*Ricinus comunis* L.), and sorghum (*Sorghum vulgare* L.). *Agron. J.*, 59, 484-486.
- Wiersma, J. y Bailey, T. (1975). Estimation of leaflet, trifoliolate, and total leaf areas of soybean. *Agron. J.*, 67, 26-30.
- Williams, L. y Martinson, T. (2003). Nondestructive leaf area estimation of Niagara and DeChaunac grapevines. *Scientia horticulturae* 98:493-498.
- Williams, R. (1954). Estimation of leaf area for agronomical and plant physiological studies. *Aust. J. Agron. Res.* 5, 235-236.
- Williams, R., Evans, L. y Ludwing, L. (1964). Estimation of leaf area for clover and Lucerne. *Austr. J. Agric. Res.*, 15, 231-233.
- Winter, E. y Whiting, J. (2004). Using leaf area to crop weight to determine vine balance. *Australian Viticulture*, 1, 70-73.
- Winter, E., Salter, P., Stanhill, G. y Bleasdale, J. (1956). Some methods of measuring leaf area. En: Milthorpe, F.L. (ed). *The growth of leaves*. Londres. Butterworths Scientific publications 151-167.
- Withrow, R. (1935). A photoelectric device for the rapid measurement of leaf area. *J. Agric. Res.*, 50, 637-643.
- Yadav, S., Mishra, Y. y Singh, R. (2007). Total leaf area estimation of *Flemingia semialata* Roxb. by linear regression. *Agricultural Science Digest* 27(1), 44-46.
- Zuur, A., Elena, N. y Elphick, C. (2010). A protocol for data exploration to avoid common statistical problems. *Method Ecol Evol*, 1, 3-14.

ANEXOS

Anexo A. Analisis de varianza para cuatro variables medibles de las hojas de cuatro genotipos de stevia.

Largo máximo de la hoja (L)					
	GL	SC	CM	F	P
Genotipo	3	945,6656063	315,2218688	821,609319	< 0,0001
Error	3996	1.533.121106	0,38366393		
Total	3999	2.478,786712			
				Media dependiente	3,8461068
				CV (%)	16,1047561
Ancho máximo de la hoja (W)					
	GL	SC	CM	F	P
Genotipo	3	221,1250454	73,70834846	820,1922596	< 0,0001
Error	3996	359,1091686	0,089867159		
Total	3999	580,234214			
				Media dependiente	1,9108132
				CV (%)	15,688531
Área foliar real (LAr)					
	GL	SC	CM	F	P
Genotipo	3	4.025,137806	1.341,712602	691,333462	< 0,0001
Error	3996	7.755,278531	1,940760393		
Total	3999	11.780,41634			
				Media dependiente	5,0456137
				CV (%)	27,6103533

Anexo B. Analisis de regresión del modelo número uno $Y = \beta_1 W + e_i$ para cuatro genotipos de *S. rebaudiana*

CLON 04								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	15.132,20601	15.132,20601	47.369,91042	< 0,0001			
Residuos	999	319,1281907	0,319447638					
Total	1.000	15.451,3342						
				r	0,989619239			
				R ²	0,979346237			
				R ² _{Adj}	0,978345236			
				Error estándar	0,565196991			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	3,834794849			
				CV (%)	14,73864999			
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀								
β₁	2,33365899	0,010722255	217,6462966	< 0,0001	2,312618265	2,305987428	2,354699714	2,361330551
CLON 16								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	41.635,76978	41.635,76978	67.055,07214	< 0,0001			
Residuos	999	620,2981025	0,620919021					
Total	1.000	42.256,06788						
				r	0,992633113			
				R ²	0,985320496			
				R ² _{Adj}	0,984319495			
				Error estándar	0,787984151			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	6,37323005			
				CV (%)	12,36396842			
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀								
β₁	2,784934651	0,010754722	258,9499414	< 0,0001	2,763830214	2,757179298	2,806039088	2,812690004

Anexo B. Analisis de regresión del modelo número uno $Y = \beta_1 W + e_i$ para cuatro genotipos de *S. rebaudiana* (continuación).

CLON 18									
	GL	SC	CM	F	P				
Regresión	1	20.509,28756	20.509,28756	45.186,8872	< 0,0001				
Residuos	999	453,4230954	0,453876972						
Total	1000	20.962,71065							
				r	0,989125885				
				R ²	0,978370016				
				R ² _{Adj}	0,977369015				
				Error estándar	0,67370392				
				Observaciones	1.000				
				Media dependiente	4,48189069				
				CV (%)	15,0316901				
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior		
					95%	99%	95%	99%	
β₀									
β₁	2,442322542	0,011489386	212,5720753	< 0,0001	2,419776445	2,4126712	2,46486864	2,471973885	
MORITA II									
	GL	SC	CM	F	P				
Regresión	1	34.229,18983	34.229,18983	47.893,19282	< 0,0001				
Residuos	999	713,9837341	0,714698432						
Total	1000	34.943,17357							
				r	0,989730918				
				R ²	0,97956729				
				R ² _{Adj}	0,978566289				
				Error estándar	0,845398387				
				Observaciones	1.000				
				Media dependiente	5,78615963				
				CV (%)	14,6106993				
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior		
					95%	99%	95%	99%	
β₀									
β₁	3,083586566	0,014090268	218,8451343	< 0,0001	3,055936649	3,047222971	3,111236483	3,119950161	

Anexo C. Analisis de regresión del modelo número dos $Y = \beta_2 + \beta_1 W + e_i$ para cuatro genotipos de *S. rebaudiana*

CLON 04								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	1.034,887344	1.034,887344	5.654,563055	< 0,0001			
Residuos	998	182,6520563	0,183018092					
Total	999	1.217,539401						
				r	0,921945027			
				R ²	0,849982632			
				R ² _{Adj}	0,849832314			
				Error estándar	0,427806139			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	3,772770176			
				CV (%)	11,33931088			
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀	-2,200352331	0,080576961	-27,30746238	< 0,0001	-2,358472035	-2,408302498	-2,042232628	-1,992402164
β₁	3,634935266	0,048338944	75,19682876	< 0,0001	3,540077637	3,510183832	3,729792895	3,7596867

CLON 16								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	2.269,06268	2.269,06268	6.177,697212	< 0,0001			
Residuos	998	366,5645105	0,367299109					
Total	999	2.635,627191						
				r	0,927857445			
				R ²	0,860919438			
				R ² _{Adj}	0,860780079			
				Error estándar	0,606052068			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	6,294476999			
				CV (%)	9,628314915			
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀	-3,221889044	0,122583363	-26,28324882	< 0,0001	-3,462439753	-3,538247847	-2,981338335	-2,90553024
β₁	4,158402778	0,052907013	78,5983283	< 0,0001	4,054581027	4,021862233	4,262224529	4,294943324

Anexo C. Analisis de regresión del modelo número dos $Y = \beta_2 + \beta_1 W + e_i$ para cuatro genotipos de *S. rebaudiana* (continuación).

CLON 18								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	1.350,925478	1.350,925478	7.286,994455	< 0,0001			
Residuos	998	185,0177924	0,18538857					
Total	999	1.535,94327						
				r	0,93783861			
				R ²	0,879541259			
				R ² _{Adj}	0,879420559			
				Error estándar	0,430567729			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	4,40758067			
				CV (%)	9,76879974			
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀	-3,611966644	0,094926979	-38,04994816	< 0,0001	-3,798246017	-3,85695083	-3,42568727	-3,366982457
β₁	4,370102385	0,051193803	85,36389433	< 0,0001	4,269642541	4,237983231	4,470562229	4,502221539
MORITA II								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	1.933,828223	1.933,828223	4.463,983378	< 0,0001			
Residuos	998	432,3404465	0,43320686					
Total	999	2.366,16867						
				r	0,904036775			
				R ²	0,81728249			
				R ² _{Adj}	0,817099407			
				Error estándar	0,658184518			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	5,70762691			
				CV (%)	11,5316668			
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀	-3,586317353	0,140652248	-25,49776064	< 0,0001	-3,862325427	-3,949307694	-3,31030928	-3,223327012
β₁	4,952971137	0,074131794	66,81304796	< 0,0001	4,807499066	4,761654427	5,098443207	5,144287846

Anexo D. Analisis de regresión del modelo número tres $Y = \beta_0 W^{\beta_1} + e_i$ para cuatro genotipos de *S. rebaudiana*.

CLON 04								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	1.040,121908	1.040,121908	5.850,841715	< 0,0001			
Residuos	998	177,4174922	0,177773038					
Total	999	1.217,539401						
				R ²	0,85428193			
				R ² _{Adj}	0,854135919			
				Error estándar	0,421631401			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	3,772335281			
				CV (%)	11,17693337			
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀	1.693114757	0.021044382	80.4544763	< 0.0001	1.651819365	1.638803415	1.734410148	1.747426098
β₁	1.586112843	0.020922967	75.80726174	< 0.0001	1.545055705	1.532114849	1.627169981	1.640110836

CLON 16								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	2.309,749448	2.309,749448	7.073,603517	< 0,0001			
Residuos	998	325,877743	0,326530805					
Total	999	2.635,627191						
				R ²	0,876356662			
				R ² _{Adj}	0,876232771			
				Error estándar	0,57142874			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	6,288255783			
				CV (%)	9,087237534			
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀	1,639772663	0,03034112	54,04456671	< 0,0001	1,580234284	1,561468302	1,699311042	1,718077025
β₁	1,60864203	0,020605087	78,07014047	< 0,0001	1,568208668	1,555464421	1,649075392	1,661819638

Anexo D. Analisis de regresión del modelo número tres $Y = \beta_0 W^{\beta_1} + e_i$ para cuatro genotipos de *S. rebaudiana* (continuación).

CLON 18								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	1.367,964531	1.367,964531	8.127,38927	< 0,0001			
Residuos	998	167,9787392	0,16831537					
Total	999	1.535,94327						
				R ²	0,890634803			
				R ² _{Adj}	0,890525218			
				Error estándar	0,410262562			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	4,40567567			
				CV (%)	9,31213719			
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀	1,444646175	0,019330721	74,73317464	< 0,0001	1,4067135	1,394757449	1,482578849	1,4945349
β₁	1,811513238	0,019431966	93,22336539	< 0,0001	1,773381892	1,761363221	1,849644584	1,861663255

MORITA II								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	1.947,266049	1.947,266049	4.639,19637	< 0,0001			
Residuos	998	418,9026206	0,419742105					
Total	999	2.366,16867						
				R ²	0,82296164			
				R ² _{Adj}	0,822784247			
				Error estándar	0,647875069			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	5,70651189			
				CV (%)	11,3532589			
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀	1,986288717	0,035081046	56,6199971	< 0,0001	1,91744918	1,895751553	2,055128253	2,07682588
β₁	1,657501706	0,025149673	65,90549674	< 0,0001	1,608150502	1,592595429	1,706852909	1,722407982

Anexo E. Analisis de regresión del modelo número cuatro $Y = \beta_1 L + e_i$ para cuatro genotipos de *S. rebaudiana*.

CLON 04								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	14.993,48593	14.993,48593	32.714,96985	< 0,0001			
Residuos	999	457,8482729	0,458306579					
Total	1000	15.451,3342						
				r	0,985072772			
				R ²	0,970368366			
				R ² _{Adj}	0,969367365			
				Error estándar	0,676983441			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	3,772335281			
				CV (%)	17,94600402			
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀								
β₁	1,200450035	0,006636985	180,8728002	< 0,0001	1,187426004	1,183321572	1,213474065	1,217578497

CLON 16								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	41.176,38	41.176,38	38.099,16213	< 0,0001			
Residuos	999	1.079,687881	1,080768649					
Total	1.000	42.256,06788						
				r	0,987141797			
				R ²	0,974448927			
				R ² _{Adj}	0,973447926			
				Error estándar	1,039600235			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	6,36262494			
				CV (%)	16,3391721			
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀								
β₁	1,615135794	0,008274682	195,1900667	< 0,0001	1,598898042	1,593780828	1,631373546	1,63649076

Anexo E. Analisis de regresión del modelo número cuatro $Y = \beta_1 L + e_i$ para cuatro genotipos de *S. rebaudiana* (continuación).

CLON 18								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	20.491,10335	20.491,10335	43.406,05483	< 0,0001			
Residuos	999	471,6072984	0,472079378					
Total	1000	20.962,71065						
				r	0,988687292			
				R ²	0,977502561			
				R ² _{Adj}	0,97650156			
				Error estándar	0,687080328			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	4,4695767			
				CV (%)	15,3723803			
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀								
β₁	1,201424599	0,00576662	208,3411981	< 0,0001	1,190108521	1,186542338	1,212740678	1,21630686
MORITA II								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	34.088,67585	34.088,67585	39.853,33889	< 0,0001			
Residuos	999	854,497719	0,855353072					
Total	1.000	34.943,17357						
				r	0,98769736			
				R ²	0,975546076			
				R ² _{Adj}	0,974545075			
				Error estándar	0,924853			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	5,7493885			
				CV (%)	16,0861107			
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀								
β₁	1,266144882	0,006342362	199,6330105	< 0,0001	1,253699001	1,249776769	1,278590762	1,282512994

Anexo F. Analisis de regresión del modelo número cinco $Y = \beta_2 + \beta_1 L + e_i$ para cuatro genotipos de *S. rebaudiana*.

CLON 04								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	854,9392628	854,9392628	2.353,086211	< 0,0001			
Residuos	998	362,6001377	0,363326791					
Total	999	1.217,539401						
				r	0,837965462			
				R ²	0,702186116			
				R ² _{Adj}	0,701887705			
				Error estándar	0,602765951			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	3,772770176			
				CV (%)	15,97674713			
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀	-1,927508242	0,119046523	-16,19121833	< 0,0001	-2,161118454	-2,234739292	-1,693898031	-1,620277192
β₁	1,79031073	0,036907064	48,50861997	< 0,0001	1,71788638	1,695062286	1,862735079	1,885559173

CLON 16								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	1.831,730132	1.831,730132	2.274,005922	< 0,0001			
Residuos	998	803,8970585	0,805508075					
Total	999	2.635,627191						
				r	0,833659599			
				R ²	0,694988327			
				R ² _{Adj}	0,694682704			
				Error estándar	0,897501017			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	6,294477			
				CV (%)	14,2585479			
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀	-4,046943114	0,218711764	-18,50354564	< 0,0001	-4,476130799	-4,611386691	-3,617755429	-3,482499538
β₁	2,625142603	0,055049972	47,68653817	< 0,0001	2,517115629	2,483071584	2,733169577	2,767213622

Anexo F. Analisis de regresión del modelo número cinco $Y = \beta_2 + \beta_1 L + e_i$ para cuatro genotipos de *S. rebaudiana* (continuación).

CLON 18								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	1.217,564857	1.217,564857	3.816,620967	< 0,0001			
Residuos	998	318,3784132	0,319016446					
Total	999	1.535,94327						
				r	0,890345288			
				R ²	0,792714731			
				R ² _{Adj}	0,792507031			
				Error estándar	0,564815409			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	4,40758067			
				CV (%)	12,8146358			
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀	-2,471591783	0,112775032	-21,91612579	< 0,0001	-2,692895172	-2,762637591	-2,250288393	-2,180545974
β₁	1,849125221	0,029931385	61,77880678	< 0,0001	1,790389552	1,771879363	1,907860889	1,926371078
MORITA II								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	1.569,211852	1.569,211852	1.965,066856	< 0,0001			
Residuos	998	796,9568177	0,798553926					
Total	999	2.366,16867						
				r	0,814362825			
				R ²	0,66318681			
				R ² _{Adj}	0,662849322			
				Error estándar	0,893618445			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	5,70762691			
				CV (%)	15,6565673			
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀	-1,377842503	0,162316762	-8,488602667	< 0,0001	-1,696363803	-1,796743855	-1,059321203	-0,95894115
β₁	1,560379999	0,035199923	44,32907461	< 0,0001	1,491305647	1,469537285	1,629454351	1,651222713

Anexo G. Analisis de regresión del modelo número seis $Y = \beta_0 L^{\beta_1} + e_i$ para cuatro genotipos de *S. rebaudiana*.

CLON 04									
	GL	SC	CM	F	P				
Regresión	1	855,3642764	855,3642764	2.357,018721	< 0,0001				
Residuos	998	362,1751242	0,362900926						
Total	999	1.217,539401							
				R ²	0,702535192				
				R ² _{Adj}	0,702237131				
				Error estándar	0,602412588				
				Observaciones	1.000				
				Media dependiente	3,773843404				
				CV (%)	15,96284009				
	Coefficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior		
					95%	99%	95%	99%	
β₀	0,664023875	0,024869322	26,70052174	< 0,0001	0,615222805	0,599841129	0,712824946	0,728206622	
β₁	1,492059615	0,030368644	49,13158558	< 0,0001	1,432467225	1,413684219	1,551652004	1,57043501	

CLON 16									
	GL	SC	CM	F	P				
Regresión	1	1.822,709776	1.822,709776	2.237,698842	< 0,0001				
Residuos	998	812,9174145	0,814546507						
Total	999	2.635,627191							
				R ²	0,691565857				
				R ² _{Adj}	0,691256805				
				Error estándar	0,902522303				
				Observaciones	1.000				
				Media dependiente	6,29777647				
				CV (%)	14,3308088				
	Coefficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior		
					95%	99%	95%	99%	
β₀	0,674790924	0,033587138	20,09075398	< 0,0001	0,608882883	0,588109238	0,740698964	0,761472609	
β₁	1,622828005	0,034997619	46,36966869	< 0,0001	1,554152177	1,53250615	1,691503833	1,713149861	

Anexo G. Analisis de regresión del modelo número seis $Y = \beta_0 L^{\beta_1} + e_i$ para cuatro genotipos de *S. rebaudiana* (continuación).

CLON 18								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	1.223,17915	1.223,17915	3.903,046137	< 0,0001			
Residuos	998	312,7641204	0,313390902					
Total	999	1.535,94327						
				R ²	0,796370005			
				R ² _{Adj}	0,796165967			
				Error estándar	0,559813274			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	4,40741027			
				CV (%)	12,7016375			
	Coefficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀	0,578936165	0,018987255	30,49077789	< 0,0001	0,541677475	0,529933858	0,616194855	0,627938472
β₁	1,537098716	0,023581257	65,18306835	< 0,0001	1,490825214	1,476240207	1,583372217	1,597957225

MORITA II								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	1.569,439143	1.569,439143	1.965,912161	< 0,0001			
Residuos	998	796,7295263	0,798326179					
Total	999	2.366,16867						
				R ²	0,663282869			
				R ² _{Adj}	0,662945477			
				Error estándar	0,893491006			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	5,70813833			
				CV (%)	15,6529319			
	Coefficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀	0,860654058	0,039953184	21,54156359	< 0,0001	0,782253924	0,75754288	0,939054191	0,963765235
β₁	1,247165704	0,029368348	42,4663209	< 0,0001	1,189536195	1,171371871	1,304795214	1,322959538

Anexo H. Analisis de regresión del modelo número siete $Y = \beta_1 LW + e_i$ para cuatro genotipos de *S. rebaudiana*.

CLON 04								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	15.376,21606	15.376,21606	204.489,0916	< 0,0001			
Residuos	999	75,1181382	0,075193332					
Total	1.000	15.451,3342						
				r	0,997566241			
				R ²	0,995138404			
				R ² _{Adj}	0,994137403			
				Error estándar	0,274214025			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	3,750349761			
				CV (%)	7,311692042			
	Coefficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀								
β₁	0,704125506	0,001557095	452,204701	< 0,0001	0,701069955	0,70010702	0,707181058	0,708143993

CLON 16								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	42.149,44364	42.149,44364	394.912,941	< 0,0001			
Residuos	999	106,624245	0,106730976					
Total	1.000	42.256,06788						
				r	0,998737559			
				R ²	0,997476712			
				R ² _{Adj}	0,996475711			
				Error estándar	0,326697071			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	6,2843438			
				CV (%)	5,19858685			
	Coefficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀								
β₁	0,687946751	0,001094723	628,4209903	< 0,0001	0,685798532	0,685121535	0,690094971	0,690771968

Anexo H. Analisis de regresión del modelo número siete $Y = \beta_1 LW + e_i$ para cuatro genotipos de *S. rebaudiana* (continuación).

CLON 18									
	GL	SC	CM	F	P				
Regresión	1	20.887,51268	20.887,51268	277.489,2205	< 0,0001				
Residuos	999	75,19796673	0,07527324						
Total	1000	20.962,71065							
				r	0,998204776				
				R ²	0,996412775				
				R ² _{Adj}	0,995411774				
				Error estándar	0,274359691				
				Observaciones	1.000				
				Media dependiente	4,38395846				
				CV (%)	6,25826393				
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior		
					95%	99%	95%	99%	
β₀									
β₁	0,631018753	0,001197896	526,7724561	< 0,0001	0,628668071	0,627927271	0,633369434	0,634110235	
MORITA II									
	GL	SC	CM	F	P				
Regresión	1	34.707,13534	34.707,13534	146.893,2724	< 0,0001				
Residuos	999	236,0382313	0,236274506						
Total	1.000	34.943,17357							
				r	0,996616819				
				R ²	0,993245083				
				R ² _{Adj}	0,992244082				
				Error estándar	0,486080761				
				Observaciones	1.000				
				Media dependiente	5,65943596				
				CV (%)	8,58885521				
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior		
					95%	99%	95%	99%	
β₀									
β₁	0,653752544	0,001705738	383,2665813	< 0,0001	0,650405302	0,649350443	0,657099785	0,658154645	

Anexo I. Analisis de regresión del modelo número ocho $Y = \beta_2 + \beta_1 LW + e_i$ para cuatro genotipos de *S. rebaudiana*.

CLON 04								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	1.148,316528	1.148,316528	16.555,50896	< ,0001			
Residuos	998	69,222873	0,069361596					
Total	999	1.217,539401						
				r	0,971156666			
				R ²	0,943145271			
				R ² _{Adj}	0,943088302			
				Error estándar	0,263365898			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	3,772770176			
				CV (%)	6,980703453			
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀	0,262941844	0,028521185	9,219176592	< 0,0001	0,206973472	0,189335379	0,318910217	0,33654831
β₁	0,658967779	0,00512145	128,6682127	< 0,0001	0,648917733	0,645750523	0,669017824	0,672185035

CLON 16								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	2.530,632168	2.530,632168	24.054,19644	< 0,0001			
Residuos	998	104,9950228	0,105205434					
Total	999	2.635,627191						
				r	0,979879163			
				R ²	0,960163174			
				R ² _{Adj}	0,960123257			
				Error estándar	0,324353871			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	6,294477			
				CV (%)	5,1529916			
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀	0,160780698	0,040856657	3,935238695	< 0,0001	0,080605888	0,055339284	0,240955507	0,266222111
β₁	0,671455378	0,00432934	155,0941535	< 0,0001	0,662959724	0,66028237	0,679951032	0,682628386

Anexo I. Analisis de regresión del modelo número ocho $Y = \beta_2 + \beta_1 LW + e_i$ para cuatro genotipos de *S. rebaudiana* (continuación).

CLON 18								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	1.467,731202	1.467,731202	21.474,14353	< 0,0001			
Residuos	998	68,21206805	0,068348766					
Total	999	1.535,94327						
				r	0,977542562			
				R ²	0,955589461			
				R ² _{Adj}	0,955544962			
				Error estándar	0,261435968			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	4,40758067			
				CV (%)	5,93150728			
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀	0,295734296	0,029252022	10,10987541	< 0,0001	0,238331771	0,220241714	0,35313682	0,371226877
β₁	0,591851451	0,004038823	146,5405866	< 0,0001	0,583925892	0,5814282	0,599777009	0,602274701

MORITA II								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	2.160,229438	2.160,229438	10.468,66576	< 0,0001			
Residuos	998	205,9392313	0.206351935					
Total	999	2.366,16867						
				r	0,955492077			
				R ²	0,912965109			
				R ² _{Adj}	0,9128779			
				Error estándar	0,454259766			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	5,70762691			
				CV (%)	7,95882025			
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀	0,624577915	0,051714802	12,07735302	< 0,0001	0,523095693	0,491114187	0,726060138	0,758041644
β₁	0,587170918	0,005738771	102,316498	< 0,0001	0,575909476	0,572360502	0,598432359	0,601981334

Anexo J. Analisis de regresión del modelo número nueve $Y = \beta_0 LW^{\beta_1} + e_i$ para cuatro genotipos de *S. rebaudiana*.

CLON 04								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	1.149,090012	1.149,090012	16.753,86535	< 0,0001			
Residuos	998	68,44938817	0,068586561					
Total	999	1.217,539401						
				R ²	0,943780556			
				R ² _{Adj}	0,943724224			
				Error estándar	0,261890361			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	3,773678901			
				CV (%)	6,939921708			
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀	0,799601942	0,010418419	76,74887657	< 0,0001	0,779157879	0,772714087	0,820046005	0,826489797
β₁	0,929450826	0,007169965	129,6311469	< 0,0001	0,915381203	0,910946579	0,943520449	0,947955072

CLON 16								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	2.530,956047	2.530,956047	24.131,71439	< 0,0001			
Residuos	998	104,6711433	0,104880905					
Total	999	2.635,627191						
				R ²	0,960286059			
				R ² _{Adj}	0,960246265			
				Error estándar	0,323853215			
				Observaciones	1.000			
				Media dependiente	6,29520924			
				CV (%)	5,14443925			
	Coeficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀	0,734359872	0,011164878	65,77410763	< 0,0001	0,712451033	0,705545556	0,756268712	0,763174189
β₁	0,971690679	0,006563782	148,0382206	< 0,0001	0,958810569	0,954750869	0,98457079	0,988630489

Anexo J. Analisis de regresión del modelo número nueve $Y = \beta_0 LW^{\beta_1} + e_i$ para cuatro genotipos de *S. rebaudiana* (continuación).

CLON 18									
	GL	SC	CM	F	P				
Regresión	1	1.467,847625	1.467,847625	21.512,56408	< 0,0001				
Residuos	998	68,09564516	0,068232109						
Total	999	1.535,94327							
				R ²	0,95566526				
				R ² _{Adj}	0,955620837				
				Error estándar	0,261212766				
				Observaciones	1.000				
				Media dependiente	4,40736881				
				CV (%)	5,92672811				
	Coefficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior		
					95%	99%	95%	99%	
β₀	0,717744935	0,009122887	78,67519315	< 0,0001	0,699843093	0,694200587	0,735646777	0,741289283	
β₁	0,937545254	0,006125944	153,0450271	< 0,0001	0,925524314	0,921735418	0,949566194	0,95335509	

MORITA II									
	GL	SC	CM	F	P				
Regresión	1	2.162,511975	2.162,511975	10.597,18148	< 0,0001				
Residuos	998	203,6566945	0,204064824						
Total	999	2.366,16867							
				R ²	0,913929765				
				R ² _{Adj}	0,913843522				
				Error estándar	0,451735347				
				Observaciones	1.000				
				Media dependiente	5,7084343				
				CV (%)	7,91347196				
	Coefficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior		
					95%	99%	95%	99%	
β₀	0,845819375	0,017250073	49,03280046	< 0,0001	0,811969557	0,801300387	0,879669192	0,890338362	
β₁	0,88661154	0,008962956	98,91954851	< 0,0001	0,869023532	0,863479944	0,904199548	0,909743136	

Anexo K. cálculo del criterio de información de Akaike (AIC) para las ecuaciones de cuatro genotipos de *S. rebaudiana*.

CLON 04							
Numero de ecuación	2	3	5	6	7	8	9
Modelo	$Y = \beta_0 + \beta_1 W + e_i$	$Y = \beta_0 W^{\beta_1} + e_i$	$Y = \beta_0 + \beta_1 L + e_i$	$Y = \beta_0 L^{\beta_1} + e_i$	$Y = \beta_1 LW + e_i$	$Y = \beta_0 + \beta_1 LW + e_i$	$Y = \beta_0 LW^{\beta_1} + e_i$
n	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
p	2	2	2	2	1	2	2
SQR	1.034,887344	1.040,121908	854,9392628	855,3642764	15.376,21606	1.148,316528	1.149,090012
SQR/n	1,034887344	1,040121908	0,854939263	0,855364276	15,37621606	1,148316528	1,149090012
Ln (SQR/n)	0,034292575	0,039337926	-0,15672485	-0,156227847	2,732821904	0,138296981	0,138970336
AIC	38,29257464	43,33792581	-152,7248502	-152,2278466	2.734,821904	142,2969807	142,9703355
CLON 16							
Numero de ecuación	3	7	8	9			
Modelo	$Y = \beta_0 W^{\beta_1} + e_i$	$Y = \beta_1 LW + e_i$	$Y = \beta_0 + \beta_1 LW + e_i$	$Y = \beta_0 LW^{\beta_1} + e_i$			
n	1.000	1.000	1.000	1.000			
p	2	1	2	2			
SQR	2.309,749448	42.149,44364	2.530,632168	2.530,956047			
SQR/n	2,309749448	42,14944364	2,530632168	2,530956047			
Ln (SQR/n)	0,837139054	3,741221485	0,92846914	0,928597116			
AIC	841,1390544	3.743,221485	932,4691402	932,5971157			

Anexo K. cálculo del criterio de información de Akaike (AIC) para las ecuaciones de cuatro genotipos de *S. rebaudiana* (continuación)

CLON 18							
Numero de ecuación	2	3	5	6	7	8	9
Modelo	$Y = \beta_0 + \beta_1 W + e_i$	$Y = \beta_0 W^{\beta_1} + e_i$	$Y = \beta_0 + \beta_1 L + e_i$	$Y = \beta_0 L^{\beta_1} + e_i$	$Y = \beta_1 LW + e_i$	$Y = \beta_0 + \beta_1 LW + e_i$	$Y = \beta_0 LW^{\beta_1} + e_i$
n	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
p	2	2	2	2	1	2	2
SQR	1.350,92548	1.367,964531	1.217,564857	1.223,17915	2.0887,51268	1.467,731202	1.467,847625
SQR/n	1,35092548	1,367964531	1,217564857	1,22317915	20,88751268	1,467731202	1,467847625
Ln (SQR/n)	0,3007899	0,313323891	0,196852845	0,20145333	3,039151501	0,383717809	0,383797127
AIC	304,789897	315,3238915	200,8528454	203,4533301	3.043,151501	387,7178088	383,7971273
MORITA II							
Numero de ecuación	3	4	5	6	8	9	
Modelo	$Y = \beta_0 W^{\beta_1} + e_i$	$Y = \beta_1 L + e_i$	$Y = \beta_0 + \beta_1 L + e_i$	$Y = \beta_0 L^{\beta_1} + e_i$	$Y = \beta_0 + \beta_1 LW + e_i$	$Y = \beta_0 LW^{\beta_1} + e_i$	
n	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	
p	2	1	2	2	2	2	
SQR	1.947,266049	34.088,6758	1.569,211852	1.569,439143	2.160,229438	2.162,511975	
SQR/n	1,947266049	34,0886758	1,569211852	1,569439143	2,160229438	2,162511975	
Ln (SQR/n)	0,666426363	3,52896524	0,450573488	0,450718322	0,770214437	0,771270497	
AIC	670,4263626	3.530,96524	454,5734881	454,718322	774,2144375	775,2704974	

Anexo L. Comparación estadística de betas (β_0 y β_1) de ecuaciones con intervalos de confianza al 99% de la media de betas para cuatro genotipos de *S. rebaudiana*

CLON 04							
Número del modelo	Modelo	Betas		Límite superior		Límite inferior	
		β_0	β_1	β_0	β_1	β_0	β_1
2	$Y = \beta_0 + \beta_1 W + e_i$	-2,20035	3,634935	-1,9924022	3,759687	-2,4083	3,510184
3	$Y = \beta_0 W^{\beta_1} + e_i$	1,693114757	1,586112843	1,747426098	1,640110836	1,638803415	1,532114849
8	$Y = \beta_0 + \beta_1 LW + e_i$	0,262941844	0,658967779	0,33654831	0,672185035	0,189335379	0,645750523
9	$Y = \beta_0 LW^{\beta_1} + e_i$	0,799601942	0,929450826	0,826489797	0,947955072	0,772714087	0,910946579

CLON 16							
Número del modelo	Modelo	Betas		Límite superior		Límite inferior	
		β_0	β_1	β_0	β_1	β_0	β_1
3	$Y = \beta_0 W^{\beta_1} + e_i$	1,639772663	1,60864203	1,718077025	1,661819638	1,561468302	1,555464421
8	$Y = \beta_0 + \beta_1 LW + e_i$	0,160780698	0,671455378	0,266222111	0,682628386	0,055339284	0,66028237
9	$Y = \beta_0 LW^{\beta_1} + e_i$	0,734359872	0,971690679	0,763174189	0,988630489	0,705545556	0,954750869

CLON 18							
Número del modelo	Modelo	Betas		Límite superior		Límite inferior	
		β_0	β_1	β_0	β_1	β_0	β_1
2	$Y = \beta_0 + \beta_1 W + e_i$	-3,61196664	4,37010238	-3,36698246	4,50222154	-3,85695083	4,23798323
3	$Y = \beta_0 W^{\beta_1} + e_i$	1,444646175	1,811513238	1,4945349	1,861663255	1,394757449	1,761363221
8	$Y = \beta_0 + \beta_1 LW + e_i$	0,295734296	0,591851451	0,371226877	0,602274701	0,220241714	0,5814282
9	$Y = \beta_0 LW^{\beta_1} + e_i$	0,717744935	0,937545254	0,741289283	0,95335509	0,694200587	0,921735418

MORITA II							
Número del modelo	Modelo	Betas		Límite superior		Límite inferior	
		β_0	β_1	β_0	β_1	β_0	β_1
3	$Y = \beta_0 W^{\beta_1} + e_i$	1,98628872	1,65750171	2,07682588	1,72240798	1,89575155	1,59259543
8	$Y = \beta_0 + \beta_1 LW + e_i$	0,62457792	0,58717092	0,75804164	0,60198133	0,49111419	0,5723605
9	$Y = \beta_0 LW^{\beta_1} + e_i$	0,84581937	0,88661154	0,89033836	0,90974314	0,80130039	0,86347994

Anexo M. Analisis de regresión del modelo general $Y = \beta_2 + \beta_1 LW + e_i$ de cuatro genotipos de *S. rebaudiana*.

MODELO GENERAL								
	GL	SC	CM	F	P			
Regresión	1	11.157,72513	11157,72513	71.638,37373	< 0,0001			
Residuos	3.998	622.6912026	0,155750676					
Total	3.999	11.780,41634						
				r	0,973212122			
				R ²	0,947141834			
				R ² _{Adj}	0,947128613			
				Error estándar	0,394652602			
				Observaciones	4.000			
				Media dependiente	5,045613688			
				CV (%)	7,821696745			
	Coefficientes	Error estándar	Estadístico t	Pr	Límite inferior		Límite superior	
					95%	99%	95%	99%
β₀	0,279841629	0,018867501	14,83193915	< 0,0001	0,242850808	0,231218954	0,316832451	0,328464305
β₁	0,634052844	0,002368932	267,6534583	< 0,0001	0,629408417	0,627947965	0,638697271	0,640157723

Anexo N. Análisis de componentes principales (ACP) de cuatro genotipos de *S. rebaudiana*.

Medidas promedios de la hoja					
Genotipos	Variables				
	L	W	LW	L: W	LAr
Clon 04	3,18396	1,64325	5,32625	1,97277	3,77277
Clon 16	3,93937	2,28847	9,13493	1,74806	6,29448
Clon 18	3,72023	1,83509	6,94743	2,03432	4,40758
Morita II	4,54086	1,87644	8,65685	2,43594	5,70763

Autoanálisis (autovalores y autovectores) de la matriz de correlación					
Autovalor	3,4100	1,5691	0,0209	0,0000	-0,0000
Proporción	0,682	0,314	0,004	0,000	-0,000
Acumulado	0,682	0,996	1,000	1,000	1,000

Autovectores					
Variables	CP1	CP2	CP3	CP4	CP5
L	0,454	-0,433	-0,408	-0,541	-0,385
W	0,461	0,417	-0,266	-0,242	0,696
LW	0,541	-0,004	-0,255	0,780	-0,183
L: W	0,044	-0,795	0,164	0,150	0,562
LA	0,535	0,078	0,819	-0,135	-0,135

Anexo O. Formato de imagenes generados por scanner epon (1200 x 1200 dpi) de las hojas de los genotipos de *S. rebaudiana*. (A) clon 04, (B) clon 16, (C) clon 18 y (D) variedad morita II

