

# TERRA

## Latinoamericana



Órgano Oficial de Divulgación de la Sociedad Mexicana de la Ciencia del Suelo

Octubre • Diciembre de 2017 • Volumen 35 • Número 4 ISSN 2395-8030



# TERRA LATINOAMERICANA

OCTUBRE – DICIEMBRE DE 2017 • VOLUMEN 35 • NÚMERO 4

<http://www.terralatinoamericana.org.mx>

<http://www.chapingo.mx/terra/>

**Terra Latinoamericana** es una publicación trimestral de la Sociedad Mexicana de la Ciencia del Suelo, A.C. y tiene como finalidad difundir la investigación edafológica generada en el ámbito latinoamericano.

**Terra Latinoamericana** está incluida en el índice de Revistas Mexicanas de Investigación Científica y Tecnológica del CONACyT

**Terra Latinoamericana** está incluida en la red de colecciones de revistas científicas SciELO México.

**Terra Latinoamericana** está incluida en la Red de Revistas Científicas de América Latina, El Caribe, España y Portugal (REDALyC).

**Terra Latinoamericana** está incluida en la lista de revistas de acceso libre, científicas y académicas del Directory of Open Access Journals (DOAJ)

**Terra Latinoamericana** está indizada en AGRIS (FAO), AGRICOLA (USDA), CAB ABSTRACTS y PERIODICA.

# TERRA LATINOAMERICANA

## COMITÉ EDITORIAL

### EDITORA

**Dra. Mariela Hada Fuentes Ponce**  
Universidad Autónoma Metropolitana Unidad Xochimilco

### COEDITOR

**Dr. David Espinosa Victoria**  
Colegio de Postgraduados Campus Montecillo

### EDITORES ADJUNTOS

**Dr. Jorge D. Etchevers Barra**  
Colegio de Postgraduados

**Dr. Manuel Sandoval Villa**  
Colegio de Postgraduados

**Dra. Claudia Hidalgo Moreno**  
Colegio de Postgraduados

**Dr. Fernando De León González**  
Universidad Autónoma Metropolitana

**Dra. Norma E. García Calderón**  
Universidad Nacional Autónoma de México

**Dr. David Cristóbal Acevedo**  
Universidad Autónoma Chapingo

**Dra. Elizabeth Hernández Acosta**  
Universidad Autónoma Chapingo

### EDITORA DE ESTILO EN INGLÉS

**Diane Fumiko Miyoshi Udo**

### EDITORA DE FORMATO

**Rosa María López Atilano**

---

### EQUIPO EDITORIAL ADMINISTRATIVO

**Eva Geraldina Vázquez Martínez**

### WEBMASTER

**Lic. Cristopher Escalera de la Rosa**

### Fotografía Portada

**Cristián Reyna**

---

### EDITORES ASOCIADOS NACIONALES

Dr. Antonio Turrent Fernández  
Dr. Carlos Ortiz Solorio  
Dr. Enrique Palacios Vélez  
Dr. Gabriel Alcántar González  
Dr. Javier Z. Castellanos Ramos  
Dr. Juan José Peña Cabriales  
Dr. Manuel Anaya Garduño  
Dr. Oscar L. Palacios Vélez  
Dr. Ronald Ferrera Cerrato

---

### EDITORES ASOCIADOS INTERNACIONALES

Dr. Alberto Hernández	Cuba
Dr. Bernardo Van Raij	Brasil
Dr. Christian Prat	Francia
Dr. Daniel Buschiazzi E.	Argentina
Dr. Donald L. Suarez	EE. UU.
Dr. Eric S. Jensen	Dinamarca
Dr. Fernando Santibañez Q.	Chile
Dra. Floria Bertsch Hernández	Costa Rica
Dr. Hari Eswaran	EE. UU.
Dr. Héctor J. M. Morrás	Argentina
Dr. Jorge A. Delgado	EE. UU.
Dr. José Aguilar Ruiz	España
Dr. José M. Hernández Moreno	España
Dr. Juan F. Gallardo Lancho	España
Dr. Karl Stahr	Alemania
Dr. Narciso Pastor Saez	España
Dr. Rafael Villegas Delgado	Cuba
Dr. Renato Grez Z.	Chile
Dr. Walter Luzio Leighton	Chile
Dr. Winfried E. H. Blum	Austria

# TERRA LATINOAMERICANA

## EDITORIAL COMMITTEE

### EDITOR

**Dra. Mariela Hada Fuentes Ponce**  
Universidad Autónoma Metropolitana Unidad Xochimilco

### COEDITOR

**Dr. David Espinosa Victoria**  
Colegio de Postgraduados Campus Montecillo

### ASSOCIATE EDITORS

**Dr. Jorge D. Etchevers Barra**  
Colegio de Postgraduados

**Dr. Manuel Sandoval Villa**  
Colegio de Postgraduados

**Dra. Claudia Hidalgo Moreno**  
Colegio de Postgraduados

**Dr. Fernando De León González**  
Universidad Autónoma Metropolitana

**Dra. Norma E. García Calderón**  
Universidad Nacional Autónoma de México

**Dr. David Cristóbal Acevedo**  
Universidad Autónoma Chapingo

**Dra. Elizabeth Hernández Acosta**  
Universidad Autónoma Chapingo

### ENGLISH EDITOR

**Diane Fumiko Miyoshi Udo**

### FORMAT EDITOR

**Rosa María López Atilano**

---

### EDITORIAL STAFF

**Eva Geraldina Vázquez Martínez**

### WEBMASTER

**Lic. Christopher Escalera de la Rosa**

### Cover Photograph

**Cristián Reyna**

---

### NATIONAL ASSOCIATE EDITORS

Dr. Antonio Turrent Fernández  
Dr. Carlos Ortiz Solorio  
Dr. Enrique Palacios Vélez  
Dr. Gabriel Alcántar González  
Dr. Javier Z. Castellanos Ramos  
Dr. Juan José Peña Cabriales  
Dr. Manuel Anaya Garduño  
Dr. Oscar L. Palacios Vélez  
Dr. Ronald Ferrera Cerrato

---

### INTERNATIONAL ASSOCIATE EDITORS

Dr. Alberto Hernández	Cuba
Dr. Bernardo Van Raij	Brasil
Dr. Christian Prat	Francia
Dr. Daniel Buschiazzo E.	Argentina
Dr. Donald L. Suarez	EE. UU.
Dr. Eric S. Jensen	Dinamarca
Dr. Fernando Santibañez Q.	Chile
Dra. Floria Bertsch Hernández	Costa Rica
Dr. Hari Eswaran	EE. UU.
Dr. Héctor J. M. Morrás	Argentina
Dr. Jorge A. Delgado	EE. UU.
Dr. José Aguilar Ruiz	España
Dr. José M. Hernández Moreno	España
Dr. Juan F. Gallardo Lancho	España
Dr. Karl Stahr	Alemania
Dr. Narciso Pastor Saez	España
Dr. Rafael Villegas Delgado	Cuba
Dr. Renato Grez Z.	Chile
Dr. Walter Luzio Leighton	Chile
Dr. Winfried E. H. Blum	Austria

# TERRA LATINOAMERICANA

SOCIEDAD MEXICANA DE LA CIENCIA DEL SUELO A. C.

## MESA DIRECTIVA 2016-2018

Presidente	<b>Dr. Enrique Troyo Diéguez</b>
Vicepresidente	<b>Dr. Juan Pedro Flores Margez</b>
Secretario General	<b>Dr. Félix Alfredo Beltrán Morales</b>
Tesorera	<b>Dra. Norma Eugenia García Calderón</b>
Secretario de Relaciones Públicas	<b>Dr. Juan Manuel Covarrubias Ramírez</b>
Secretario Técnico	<b>Dr. Juan Manuel Cortés Jiménez</b>
Secretario de Eventos Nacionales e Internacionales	<b>M.C. Baltazar Corral Díaz</b>
Coordinador de Comité de Apoyo	<b>Dra. Catarina Loredó Osti</b>
Primer Vocal	<b>Dr. Armando Guerrero Peña</b>
Segundo Vocal	<b>Dra. Claudia Isabel Hidalgo Moreno</b>

## TERRA LATINOAMERICANA

Órgano Científico de la Sociedad Mexicana de la Ciencia del Suelo A. C.

Octubre - Diciembre de 2017 Volumen 35 · Número 4

**ISSN ELECTRÓNICO 2395-8030**

Los artículos publicados son responsabilidad absoluta de los autores. Se autoriza la reproducción parcial o total de esta revista, citándola como fuente de información.

Las contribuciones a esta revista deben enviarse en versión electrónica conforme a las Normas para Publicación en la Revista TERRA LATINOAMERICANA a:

<http://www.terralatinoamericana.org.mx/index.php/terra>

Editor de la Revista TERRA LATINOAMERICANA. Sociedad Mexicana de la Ciencia del Suelo A. C.

Apartado Postal 45, 56230 Chapingo, Estado de México, México.

**Oficina:** Edificio del Departamento de Suelos

Universidad Autónoma Chapingo

56230 Chapingo, Estado de México.

**Teléfono:** 01(595) 95 2 17 21

# TERRA LATINOAMERICANA

MEXICAN SOCIETY OF SOIL SCIENCE

## BOARD 2016-2018

President	<b>Dr. Enrique Troyo Diéguez</b>
Vicepresident	<b>Dr. Juan Pedro Flores Margez</b>
Secretary	<b>Dr. Félix Alfredo Beltrán Morales</b>
Treasurer	<b>Dra. Norma Eugenia García Calderón</b>
Public Relations	<b>Dr. Juan Manuel Covarrubias Ramírez</b>
Technical Adviser	<b>Dr. Juan Manuel Cortés Jiménez</b>
National and International Events	<b>M.C. Baltazar Corral Díaz</b>
Coordinator Support Committee	<b>Dra. Catarina Loredo Osti</b>
Voters	<b>Dr. Armando Guerrero Peña</b> <b>Dra. Claudia Isabel Hidalgo Moreno</b>

## TERRA LATINOAMERICANA

Scientific publication of the Mexican Society of Soil Science

October - December, 2017 Volume 35 · Number 4

**ISSN 2395-8030 (Online)**

The authors take full responsibility for the articles published. Partial or total reproduction of the content of this journal is authorized, as long as this publication is cited as the information source. When submitting articles to this journal an electronic version must be sent to:

<http://www.terralatinoamericana.org.mx/index.php/terra>

Editor de la Revista TERRA LATINOAMERICANA, Sociedad Mexicana de la Ciencia del Suelo A.C.  
Apartado Postal 45, 56230 Chapingo, Estado de México, México.

**Office address:** Soils Department building  
Universidad Autónoma Chapingo  
56230 Chapingo, Estado de México.

**Telephone:** +52 (595) 952 17 21

# TERRA

# LATINOAMERICANA

OCTUBRE - DICIEMBRE DE 2017 • VOLUMEN 35 • NÚMERO 4

OCTOBER - DECEMBER, 2017 • VOLUME 35 • NUMBER 4

- 281** Clasificación digital de suelos a través de covariables ambientales de la cuenca del río Mixteco.  
Digital soil classification through environmental covariables of the Mixteco river watershed.  
*Gerardo Colín García, Demetrio S. Fernández Reynoso, Mario R. Martínez Menez, José Donald Ríos Berber, Patricio Sánchez Guzmán, Erasmo Rubio Granados y Laura Alicia Ibáñez Castillo*
- 293** Leguminosas aisladas e consorciadas con milheto em diferentes sistemas de manejo do solo no feijão orgânico.  
Legumes not associated and associated with millet in different soil management systems in organic bean.  
*Marisol Rivero Herrada, Wilson Mozena Leandro e Enderson Petrônio de Brito Ferreira*
- 301** Estimación de evapotranspiración con imágenes de PROBA-V de un cultivo de sandía en la costa de Hermosillo, Sonora, México.  
Estimates of evapotranspiration with PROBA-V images in a crop field on the coast of Hermosillo, Sonora, Mexico.  
*Ramón Saiz Rodríguez, Génesis Luisana Aguirre López, Julio Cesar Rodríguez, Christopher John Watts Thorp, Juan Alejandro Saiz Rodríguez, Alfredo Ochoa Granillo y Juan Arcadio Saiz Hernández*
- 309** Mitigación de NaCl por efecto de un bioestimulante en la germinación de *Ocimum basilicum* L.  
Mitigation of NaCl by effect of a biostimulant in the germination of *Ocimum basilicum* L.  
*Daulemys Batista Sánchez, Bernardo Murillo Amador, Alejandra Nieto Garibay, Lilia Alcaráz Meléndez, Enrique Troyo Diéguez, Luis Hernández Montiel y Carlos Michel Ojeda Silvera*

# TERRA

## LATINOAMERICANA

- 321** Plant and livestock waste compost compared with inorganic fertilizer: nutrient contribution to soil.  
Aporte nutricional al suelo mediante fertilizantes químicos y abonos orgánicos de residuos vegetales y pecuarios.  
*Ofelia Adriana Hernández Rodríguez, César H. Rivera Figueroa, Elías E. Díaz Ávila, Dámaris L. Ojeda Barrios, and Víctor M. Guerrero Prieto*

### NOTA DE INVESTIGACIÓN / *Research Note*

- 329** Validación del modelo expo-lineal precipitación-escorrimento en un simulador de lluvia. A validation exercise of the precipitation-runoff expolinear model using a rain simulator.  
*Fernando Paz, Eliezer López Bautista y Ma. Isabel Marín Sosa*

### REVISIÓN / *Review*

- 343** Fundamentação teórica dos sistemas de amostragem de solo de acordo com a variabilidade de características químicas.  
Theoretical background of soil sampling systems according to variability of chemical characteristics.  
*André Guarçoni, Víctor Hugo Alvarez V. e Fabrício Moreira Sobreira*

### REVISIÓN / *Review*

- 353** Biorremediación de arsénico mediada por microorganismos genéticamente modificados. Arsenic bioremediation mediated by genetically modified microorganisms.  
*Her Lizeth Rodríguez Martínez, Maribel Peña Manjarrez, Ana Victoria Gutiérrez Reyes, Cynthia Lizeth González Trevizo, Silvia Lorena Montes Fonseca y Gladys Guadalupe López Avalos*

Revisores de este número 363  
Reviewers of this number

Índice de Autores Volumen 35 365  
Authors index Volume 35

Normas para publicación / Instructions to authors 367



# Clasificación digital de suelos a través de covariables ambientales de la cuenca del río Mixteco

## Digital soil classification through environmental covariables of the Mixteco river watershed

Gerardo Colín García<sup>1</sup>, Demetrio S. Fernández Reynoso<sup>2</sup>, Mario R. Martínez Menez<sup>2†</sup>,  
José Donaldo Ríos Berber<sup>2</sup>, Patricio Sánchez Guzmán<sup>2</sup>,  
Erasmus Rubio Granados<sup>2</sup> y Laura Alicia Ibáñez Castillo<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Posgrado de Hidrociencias, <sup>2</sup> Programa de Edafología, Colegio de Postgraduados. Carretera México-Texcoco km 36.5. 56230 Montecillo, Texcoco, Estado de México, México.

<sup>†</sup> Autor responsable (mmario@colpos.mx)

<sup>3</sup> Departamento de Irrigación, Universidad Autónoma Chapingo. Carretera México-Texcoco km 38.5. 56230 Chapingo, Texcoco, Estado de México, México.

---

### RESUMEN

La escasez de mapas con una distribución detallada de las unidades de suelo representa una limitante frecuente para la toma de decisiones, el modelado hidrológico y determinación del potencial productivo de un área. En este trabajo se aplicó la técnica de Mapeo Digital de Suelos (MDS), a través del Análisis de Componentes Principales (ACP), para obtener la distribución espacial de las unidades de suelo. El área de estudio corresponde a la cuenca del río Mixteco, con una superficie de 655 903 ha, que se ubica en el estado de Oaxaca. Para el MDS se emplearon covariables ambientales del tipo topográficas, hidrológicas, climáticas y geológicas. Las covariables ambientales de mayor impacto, en la distribución espacial de las unidades de suelo, en orden de importancia fueron las geológicas, topográficas y climáticas. La clasificación digital se basó en 142 áreas de entrenamiento y 60 sitios para la validación de resultados, distribuidos aleatoriamente. En la cuenca, de acuerdo al Sistema de Clasificación WRB de la FAO (2014), a través del MDS se identificaron de manera satisfactoria (precisión global de 76.67% y un Índice Kappa de 71.20) los siguientes grupos de suelos Cambisoles (35.8%), Fluvisoles (7.16%), Leptosoles (48.25%), Regosoles (8.00%) y Vertisoles (0.79%). El MDS determinó satisfactoriamente la distribución espacial de las unidades de suelo en la cuenca e identificó las covariables ambientales de mayor influencia.

**Palabras clave:** mapeo digital de suelo, análisis de covarianza, unidades de suelo, Índice Kappa, región Mixteca.

### SUMMARY

The lack of detailed maps of spatial distribution of soil units is a frequent constraint in decision-making processes, hydrological modeling, and productive assessment of an area. In this work, the Digital Soil Mapping (DSM) technique was applied, and Principal Component Analysis (PCA) was used to obtain the spatial distribution of dominant soil units in a watershed. The study area was the Mixteco watershed, which covers an area of 655 903 ha, of the Mexican state of Oaxaca. For DSM, topographic, hydrological, climatic and geological environmental covariables were used. The environmental covariables with greater impact on the spatial distribution of soil units, in order of importance, were geological, topographic and climatic. Digital classification was based on 142 randomly distributed training areas and 60 sites for validation of results. In the watershed, according to the FAO (2014) WRB Classification System, the following soil groups were identified satisfactorily (76.67% for overall accuracy and 71.20% for the kappa index): Cambisols (35.8%), Fluvisols (7.16%), Leptosols (48.25%), Regosols (8.00%) and Vertisols 0.79%. DSM satisfactorily determined the spatial distribution of soil units in the watershed and identified the most influential environmental covariables.

---

#### Cita recomendada:

Colín García, G., D. S. Fernández Reynoso, M. R. Martínez Menez, J. D. Ríos Berber, P. Sánchez Guzmán, E. Rubio Granados y L. A. Ibáñez Castillo. 2017. Clasificación digital de suelos a través de covariables ambientales de la cuenca del río Mixteco. *Terra Latinoamericana* 35: 281-291.

---

Recibido: abril de 2017. Aceptado: Agosto de 2017.  
Publicado en *Terra Latinoamericana* 35: 281-291.

**Index words:** *digital soil mapping, covariance analysis, soil units, Kappa Index, Mixteca region.*

## INTRODUCCIÓN

Un mapa de suelos es una representación a escala de la distribución espacial de las clases de suelo, con base en características físicas, químicas, biológicas y fisiográficas del terreno; identificadas por un símbolo o una leyenda (Jenny, 1941; Lleverino-González *et al.*, 2000). La cartografía de las unidades de suelo y sus propiedades intrínsecas, son información básica en estudios de erosión del suelo (Putman *et al.*, 1988), análisis hidrológico (Mukundan *et al.*, 2010) y modelado ecológico (Tan *et al.*, 2005). De acuerdo con McBratney *et al.* (2003), en su modelo SCORPAN, el grupo de suelo en un sitio ( $S_c$ ) está en función de sus propiedades físicas y químicas puntuales ( $s$ ), el clima del entorno ( $c$ ), la actividad de los organismos ( $o$ ), los atributos del relieve ( $r$ ), el material parental ( $p$ ), la edad geológica del sitio ( $a$ ) y la posición espacial del suelo ( $n$ ). De este modo, el suelo es producto de la interacción de las condiciones ambientales del sitio y entre mayor sea la diversidad de éstas, de una región o cuenca, mayor será la variedad de los suelos. Para representar cartográficamente la diversidad de suelos, tradicionalmente se realizan levantamientos, los cuales requieren de planeación, muestreo intenso, análisis de laboratorio y procesamiento de datos. Este procedimiento es lento y costoso lo cual explica la escasez de mapas de suelos detallados en el ámbito nacional (Abarca y Bernabé, 2010).

El Mapeo Digital de Suelos (MDS o DSM, por sus siglas en inglés *Digital Soil Mapping*) es una herramienta eficaz para implementar algoritmos complicados, procesar abundantes bases de datos, obtener información de alta precisión y generar cartografía de alta resolución espacial (McBratney *et al.*, 2000; Zhu y Mackay, 2001; McBratney *et al.*, 2003; Dobos *et al.*, 2006). Las técnicas de MDS, con base en observaciones de campo y datos auxiliares, permiten inferir la distribución espacial de los grandes grupos de suelos e identificar variables independientes (covariables) y controles ambientales potenciales de mayor impacto en la formación de los suelos (McBratney *et al.*, 2000; Lagacherie, 2008; Adhikari *et al.*, 2014). El MDS es una técnica ampliamente

aceptada para generar cartografía edafológica, a través de covariables ambientales, en áreas donde la información de suelos es escasa. Según Abarca y Bernabé (2010) y Van Zijl *et al.* (2014), los MDS son útiles para producir rápidamente mapas de suelo con precisión aceptable. Por otro lado, Wahren *et al.* (2016) establecen que los mapas de suelo, generados a través de MDS, representan de mejor forma la variabilidad espacial de los suelos en una cuenca y son útiles para mejorar la eficiencia de los modelos de simulación hidrológica.

El Mapeo Digital de Suelos (MDS) es una alternativa en estudios donde la información de suelos es mínima o se encuentra a una escala muy pequeña. Por ejemplo, Giasson *et al.* (2008) utilizaron el MDS para la elaboración de mapas de la distribución de las unidades de suelo, en tres áreas de estudio, con una precisión global entre 61 y 71% y un Índice Kappa de 36 a 54%. Por otra parte, Debella-Gilo y Etzelmüller (2009) modelaron, con una precisión global de 27%, la distribución espacial de los grupos de suelos en el sureste de Noruega mediante regresión logística. Adicionalmente, Adhikari *et al.* (2014) utilizaron el MDS mediante la técnica de árboles de decisión para la obtención de la distribución espacial de los grupos de suelo de acuerdo al sistema de clasificación WRB de la FAO para Dinamarca, teniendo como resultado una precisión global de 60%. Wahren *et al.* (2016) emplearon el MDS con el objetivo de comparar la respuesta de un modelo hidrológico a la distribución espacial de las unidades de suelo; donde concluyen que el mapa obtenido a través del MDS representa de mejor forma los atributos espaciales de los suelos, en particular la distribución del contenido de humedad del suelo, debido a que mejoró notablemente los componentes del balance hídrico.

La escasez de mapas detallados de la distribución espacial de las unidades de suelo representa una limitante frecuente en los procesos de tomas de decisiones, el modelado hidrológico y determinación del potencial productivo de un área. Por lo anterior, el objetivo de esta investigación fue obtener la distribución espacial de las unidades de suelo, en la cuenca del río Mixteco, a partir de técnicas de clasificación digital y covariables ambientales relacionadas con los procesos de formación del suelo.

## MATERIALES Y MÉTODOS

### Área de Estudio

Esta investigación se llevó a cabo en la cuenca del río Mixteco que cubre un área de 655 903 ha. En ella confluyen varios ríos como el Salado, Tamazulapa, Huajuapán, Chiquito y el Mixteco, entre otros, de estos, el principal es el Mixteco hasta su desembocadura en la estación hidrométrica Mariscala (Clave 18344). La zona de estudio se ubica en el estado de Oaxaca entre los paralelos  $18^{\circ} 02' 58.75''$  y  $17^{\circ} 03' 34.78''$  N y entre los meridianos  $98^{\circ} 16' 49.36''$  y  $97^{\circ} 22' 24.94''$  O (Figura 1); con altitudes de 1040 a 3366 m.

La cuenca del río Mixteco se localiza en la provincia fisiográfica denominada Sierra Madre del Sur, específicamente, dentro de tres subprovincias fisiográficas: la Mixteca alta (72.57%), la cordillera costera del sur (24.29%) y sierras centrales de Oaxaca (3.14%). De acuerdo a la carta geológica del INEGI (1980) en la cuenca del río Mixteco las rocas más antiguas datan de la era paleozoica (17%) y corresponden a esquistos e ígneas intrusivas ácidas; las rocas de la era mesozoica (25%) corresponden básicamente a rocas sedimentarias del tipo calizas, caliza-lutita, caliza-yeso

y limolita-arenisca; por último, las rocas de mayor predominancia provienen de la era cenozoica (58%) que corresponden principalmente a rocas volcánicas de tipo areniscas, arenisca-conglomerado, ígnea extrusiva ácida, ígnea extrusiva básica, ígnea extrusiva intermedia, ígnea intrusiva intermedia, limolita-arenisca y volcanoclásticas. De acuerdo con el mapa de uso de suelo y vegetación (WWF, 2014) el 45.39 % de la cuenca está cubierta por algún tipo de bosque, un 23.71% por pastizales y un 9.01% por agricultura.

### Áreas de Entrenamiento

Con base en los principales cinco grupos de suelo identificados por INEGI (2006), se visitaron 142 sitios distribuidos aleatoriamente (en las principales vías de comunicación de la cuenca) y procurando 28 sitios por grupo de suelo (Figura 1). Del recorrido de campo resultó que 60 sitios correspondieron a suelos del grupo Leptosol, 36 a Fluvisol, 32 a Cambisol, 8 a Regosol y 6 sitios al grupo Vertisol; los cuales fueron usados como áreas de entrenamiento para realizar la clasificación supervisada. Los *Cambisoles* son suelos con al menos un principio de diferenciación evidente, entre horizontes del subsuelo, por cambios en la estructura, color,



Figura 1. Cuenca del río Mixteco y sitios de muestreo.



contenido de arcilla o contenido de carbonato (FAO, 2014); para este suelo se identificaron tres unidades del tipo: Crómico, Éutrico y Léptico. Los *Fluvisoles* son suelos que se desarrollan sobre depósitos aluviales (FAO, 2014); y en el área de estudio se identificaron del tipo Éutrico. Los *Leptosoles* son suelos que subyacen en lechos rocosos a profundidades menores a 25 cm (FAO, 2014) y se identificaron las unidades del tipo Lítico y Réndzico. Los *Regosoles* son suelos producto del depósito de materiales aluviales de tamaño grueso principalmente en el pie de monte (FAO, 2014) y la unidad dominante fue la Éutrico. Por último, los *Vertisoles* son suelos arcillosos que tienen un horizonte vértico (FAO, 2014) y la unidad identificada fue del tipo Pélico.

### Covariantes Ambientales

Como parte de la metodología se realizó una búsqueda de las covariantes ambientales que diversos autores han empleado para el MDS. Pike *et al.* (2009) identificaron tres grupos de covariantes, que son: topográficas, hidrológicas y climáticas. Entre la topográficas, la mayoría de los estudios reportan al Modelo de Elevación Digital (MED) como la fuente principal de información para extraer covariantes topográficas y elementos geomorfométricos, entendiendo las primeras como medidas descriptivas de las formas superficiales (es decir, pendiente, orientación de la pendiente, índice topográfico de humedad) y los segundos como entidades espaciales discretas como divisorias de cuencas, abanicos aluviales, red de drenaje (McBratney *et al.*, 2003; Bishop y Minasny, 2006; Pike *et al.*, 2009; Abarca y Bernabé, 2010). Entre las covariantes climáticas, algunos autores incluyen la radiación directa, la precipitación y la temperatura (McKenzie y Ryan, 1999; Debella-Gilo y Eitzelmüller, 2009; Abarca y Bernabé, 2010). Adicionalmente, a estos grupos de covariantes, Adhikari *et al.* (2014) consideran a las clases de roca, como covariable de tipo geológico.

Para la obtención de las variables topográficas e hidrológicas se utilizó el MDE con 15 m de resolución del INEGI (2015). Este MDE se corrigió con la función *Fill* de QGIS<sup>1</sup> para rellenar vacíos y eliminar imperfecciones en las elevaciones. A partir del MDE corregido se generaron las covariantes ambientales.

En el Cuadro 1 se presentan las covariantes ambientales seleccionadas para el MDS, en él se muestra su descripción, procedimiento de cálculo, unidad de medida y su factor de formación de acuerdo al modelo SCORPAN.

Las covariantes ambientales de Precipitación (PCP) y Temperatura (TEM) se obtuvieron de los registros de las Normales Climatológicas para 78 estaciones climáticas dentro y fuera del área de estudio para el periodo de medición de 1950 a 2000. Se obtuvo un modelo geoestadístico de la PCP a partir de la latitud, longitud, distancia y altura sobre el nivel del mar con un coeficiente de determinación ( $r^2$ ) de 0.82 y el modelo geoestadístico de la TEM a partir de la altura sobre el nivel del mar con un coeficiente de determinación de ( $r^2$ ) de 0.85.

### Análisis Multivariado

Con el propósito de identificar las covariantes ambientales de mayor influencia, en la distribución espacial de los suelos, se realizó un análisis multivariado a través de la técnica de Análisis de Componentes Principales (ACP). Como parte del ACP, se seleccionaron los componentes principales que explicaran al menos el 90% de la varianza, con base en estos se realizó la clasificación digital supervisada para las unidades de suelo identificadas en campo.

### Clasificación Digital

Con el propósito de agrupar los valores digitales, de los componentes principales seleccionados, se realizó la clasificación digital para conocer la distribución espacial de los grupos de suelos identificadas en campo (Lillesand *et al.*, 2014), de acuerdo al Sistema de Clasificación WRB de la FAO (2014), estos grupos fueron: Cambisoles, Fluvisoles, Leptosoles, Regosoles y Vertisoles. La clasificación digital utilizada en esta investigación fue la supervisada (Macedo-Cruz *et al.*, 2010) y se basó en 142 áreas de entrenamiento representativas de los grupos de suelo indicados.

### Evaluación de los Resultados

Para evaluar la calidad de los mapas generados, se utilizaron los criterios de precisión global y

<sup>1</sup> Quantum GIS Development Team. 2016. Quantum GIS Geographic Information System. Open Source Geospatial Foundation Project. <http://qgis.osgeo.org>.

**Cuadro 1. Descripción de las covariables ambientales analizadas.**

Variable	Significado	Descripción	Procedimiento o Algoritmo de cálculo	Unidad	Factor de formación
ORA	Orientación de la pendiente	Ángulo horizontal, a partir del norte, en el sentido de las agujas del reloj (aspecto). Indicador de la incidencia de la energía solar		Grados	<i>r</i>
CUG	Curvatura general	Tasa de cambio de la pendiente en el espacio. Indica la concavidad y convexidad del terreno		Adimensional	<i>r</i>
CUH	Curvatura horizontal	Tasa de cambio horizontal de la pendiente en la dirección de máxima pendiente. Determina la convergencia o divergencia del flujo	SAGA módulo (Terrain Analysis - Morphometry → Slope, Aspect, Curvature)	Adimensional	<i>r</i>
CUV	Curvatura vertical	Tasa de cambio vertical de la pendiente en la dirección de máxima pendiente. Determina la desaceleración y aceleración relativa del flujo		Adimensional	<i>r</i>
PEN	Pendiente	Tasa de cambio que expresa la primera derivada de la elevación respecto a la superficie horizontal		%	<i>r</i>
IPT	Índice de posición topográfica	Índice que caracteriza la topografía local (geoformas) con respecto a la posición relativa del terreno	SAGA módulo (Terrain Analysis - Morphometry → Topographic Position Index)	m	<i>r</i>
ITH	Índice topográfico de humedad	Determina la influencia de la topografía en la concentración de humedad del suelo y su potencial para generar escorrentía	SAGA módulo (Terrain Analysis - Hydrology → Topographic Wetness Index (TWI))	Adimensional	<i>r</i>
LOP	Longitud de pendiente	Distancia de máxima pendiente que recorre el escurrimiento superficial desde el parteaguas hasta un cauce	SAGA módulo (Terrain Analysis - Hydrology → Slope Length)	m	<i>r</i>
IPF	Índice de potencia de flujo	Indica la capacidad que acumula una celda para producir erosión	SAGA módulo (Terrain Analysis - Hydrology → Stream Power Index)	Adimensional	<i>r</i>
ITS	Índice de transporte de sedimentos	Caracteriza el efecto de la topografía sobre las pérdidas de suelo	SAGA módulo (Terrain Analysis - Hydrology → LS Factor)	Adimensional	<i>r</i>
DED	Densidad de drenaje	Define la longitud media de curso por unidad de superficie	Resultado de la división de la longitud de las corrientes de primer orden y área de captación	km km <sup>-2</sup>	<i>p</i>
PCP	Precipitación media anual	Distribución espacial de la lluvia media anual	Regresión lineal múltiple a partir de la altitud, latitud, longitud y distancia al mar	mm	<i>c</i>
TEM	Temperatura media anual	Distribución espacial de la temperatura media anual	Regresión lineal a partir de la altitud	°C	<i>c</i>
DVO	Distancia a volcanes	Es la distancia a conos volcánicos que condiciona el espesor de las cenizas volcánicas depositadas; las cuales a través de procesos de intemperismo químico favorecen ciertos tipos de suelos presentes en zonas volcánicas	Distancia euclidiana entre el sitio y los picos topográficos	m	<i>p</i>

*r* = relieve; *p* = material parental; *c* = clima del entorno.



el Índice Kappa. El primero representa el grado de dispersión que muestran las propiedades o denominaciones del suelo, alrededor de un perfil típico para una unidad cartográfica (Brown, 1988). El segundo criterio se reconoce como un método estadístico confiable para evaluar la precisión a través de una matriz de error (Congalton y Green, 2008). La matriz de error se compone de números organizados en filas y columnas donde se expresa el número de unidades de la muestra (píxeles, grupos de píxeles, o polígonos) asignadas a una categoría particular en relación con la categoría real (Congalton, 2004). La precisión global e Índice Kappa se obtienen a partir de las siguientes Ecuaciones 1 y 2:

$$P = \frac{\sum_{i=1}^m X_{ii}}{N} \quad (1)$$

$$k = \frac{N \sum_{i=1}^m X_{ii} - \sum_{i=1}^m X_{i\Sigma} X_{\Sigma i}}{N^2 - \sum_{i=1}^m X_{i\Sigma} X_{\Sigma i}} \quad (2)$$

dónde:  $P$  es la precisión global;  $k$  es el coeficiente kappa;  $m$  es el número total de unidades;  $N$  es el número total de sitios en las  $m$  unidades de referencia;  $X_{ii}$  son los elementos de la diagonal de la matriz de confusión;  $X_{\Sigma i}$  es la suma de los sitios de la unidad  $i$  de referencia;  $X_{i\Sigma}$  es la suma de los sitios clasificados como la unidad  $i$ .

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

### Selección de Covariables

A través del ACP se analizó la correlación entre covariables ambientales con el propósito de seleccionar, con fines de clasificación, aquellas covariables con bajas correlaciones, es decir, solo aquellas covariables que aportan información adicional (Ferrero *et al.*, 2002). Para no afectar significativamente los resultados se optó por seleccionar correlaciones inferiores al 55%. Las covariables que resultaron con valores superiores al 55% de correlación fueron: CUH (82.0%) y CUV (73.0%), al compararse con CUG, así como ITS (95.0%) e IPF (63.0%), al correlacionarse con PEN. De este modo, para la clasificación de suelos se utilizaron las covariables ORA, CUG, PEN, IPT, ITH, LOP, PCP, TEM, DED y DVO y se eliminaron del análisis CUH, CUV, ITS e IPF por no aportar información relevante.

### Jerarquización de Covariables

Una vez seleccionadas las covariables se analizó el impacto de cada una en la formación de los suelos presentes en la cuenca. Los valores más altos de la diagonal de la matriz de correlaciones (Cuadro 2) corresponden a las covariables ambientales DVO, ORA, PEN y LOP, las cuales acumulan el 60.70%

**Cuadro 2. Matriz de covarianza de las covariables ambientales que participan en la formación de suelos, cuenca del río Mixteco, Oaxaca.**

Covariable ambiental	ORA	CUG	PEN	ITH	IPT	LOP	PCP	TEM	DED	DVO
ORA	2916.96	-1.96	-30.64	0.56	10.03	-57.19	31.13	-38.12	18.97	30.19
CUG		797.37	13.86	195.53	-581.42	-568.10	-2.50	-21.17	-58.98	-15.52
PEN			1.848.13	-35.11	-911.47	363.73	-371.52	-30.12	-254.88	-449.02
ITH				334.09	-281.96	-279.88	-1.11	-29.96	-90.10	-7.43
IPT					1.472.00	748.86	284.84	72.02	136.36	389.21
LOP						1.796.85	-22.10	50.09	-104.18	97.19
PCP							1529.59	458.02	150.15	678.86
TEM								1563.83	-165.87	423.97
DED									1512.11	-34.87
DVO										4574.85

ORA = orientación de la pendiente; CUG = curvatura general; PEN = pendiente; ITH = índice topográfico de humedad; IPT = índice de posición topográfica; LOP = longitud de pendiente; PCP = precipitación media anual; TEM = temperatura media anual; DED = densidad de drenaje; DVO = distancia a volcanes.

de la varianza total; lo cual implica que estas cuatro covariables son las de mayor impacto en la formación de los suelos. Esto coincide con los resultados obtenidos por Adhikari *et al.* (2014) quienes concluyen que la geología y las geoformas son determinantes en la distribución espacial de los grupos de suelos, por otra parte Giasson *et al.* (2008) mencionan a la pendiente como un variable importante en la distribución espacial de los suelos, debido a su participación directa en los procesos dinámicos del acumulación de agua.

### Selección de Componentes Principales

Como parte de ACP, se generaron los autovectores que dan origen a la combinación lineal de los componentes principales y los autovalores correspondientes a cada Componente Principal. De este análisis, resultó que los primeros siete componentes sintetizan el 94.59% de la variabilidad total de las covariables ambientales seleccionadas para la clasificación digital de los grupos de suelo (Cuadro 3, última fila).

### Tipo de Covariables y su Impacto

De los siete componentes principales seleccionados (Cuadro 4), el CP1 está correlacionado principalmente con DVO (0.955); el CP2 está en función de ORA (0.977); el CP3 depende de IPT (0.851), seguido de CUG (-0.626) y LOP (0.625); el CP4 se relaciona

principalmente con PEN (0.754) y LOP (0.667); el CP5 está en función de TEM (0.837); el CP6 depende de DED (0.824) y por último, el CP7 está determinado principalmente por PCP (-0.577) y TEM (0.470). Por lo anterior, se deduce que la distribución espacial de las unidades de suelo está dada en primer lugar por covariables ambientales de tipo geológico, lo cual coincide con Adhikari *et al.* (2014); seguido por las de tipo topográficas, que gobiernan en gran parte el movimiento de las partículas de suelo; y en tercer lugar por las covariables de tipo climático que proporcionan el medio de transporte de las partículas (Debella-Gilo y Etzelmüller, 2009; Abarca y Bernabé, 2010).

### Clasificación de las Unidades de Suelo

Producto de la clasificación supervisada y con base en el sistema de clasificación WRB de la FAO (2014), para la cuenca del río Mixteco se identificaron ocho unidades de suelo. En la Figura 2 se presentan la distribución espacial de las unidades de suelo clasificadas y en el Cuadro 5 la superficie calculada de cada suelo.

### Verificación de las Unidades de Suelo Clasificadas

La validación de las unidades de suelo, obtenidas con el MDS, se llevó a cabo a través de la matriz de confusión que se muestra en el Cuadro 6. Para la elaboración de la matriz se emplearon 60 sitios, los

**Cuadro 3. Autovectores y autovalores de los componentes principales de las covariables ambientales, cuenca del río Mixteco, Oaxaca.**

Autovectores	Componente principal									
	CP1	CP2	CP3	CP4	CP5	CP6	CP7	CP8	CP9	CP10
1	0.017	0.976	0.181	0.119	0.025	-0.004	0.015	0.012	-0.003	-0.001
2	-0.041	0.075	-0.332	-0.17	0.034	-0.042	-0.077	0.766	0.47	0.193
3	-0.21	-0.011	-0.325	0.662	0.067	0.359	-0.096	-0.247	0.25	0.381
4	-0.018	0.035	-0.15	-0.082	0.014	-0.075	-0.065	0.179	-0.717	0.643
5	0.198	-0.103	0.613	-0.086	-0.044	-0.161	0.038	-0.13	0.394	0.604
6	0.059	-0.169	0.497	0.578	-0.006	0.103	-0.091	0.537	-0.213	-0.184
7	0.236	0.007	0.086	-0.216	0.506	0.324	-0.724	-0.064	-0.006	-0.035
8	0.15	-0.034	-0.015	0.037	0.784	0.042	0.597	0.048	-0.02	0.02
9	0.016	0.016	0.133	-0.302	-0.264	0.849	0.296	0.09	-0.042	0.055
10	0.912	0.021	-0.283	0.178	-0.228	0.002	0.055	-0.018	-0.002	-0.005
Autovalores	5015.05	2928.55	2836.69	2393.4	1782.21	1425.5	971.52	530.84	283.59	178.4
Varianza	27.34	15.96	15.46	13.05	9.71	7.77	5.3	2.89	1.55	0.97

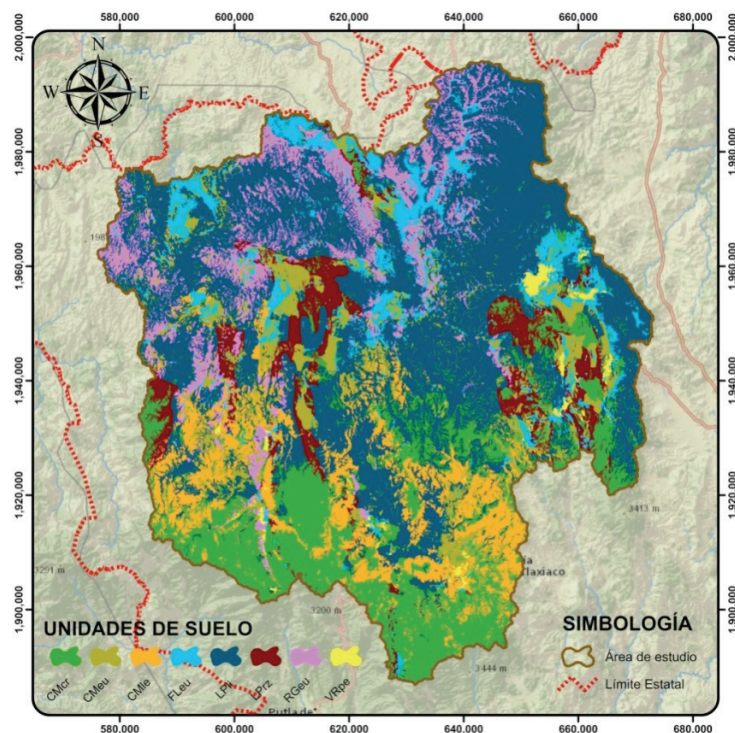
**Cuadro 4. Correlación entre los componentes principales y las covariables ambientales, cuenca del río Mixteco, Oaxaca.**

Correlación	Componente principal									
	CP1	CP2	CP3	CP4	CP5	CP6	CP7	CP8	CP9	CP10
ORA	0.022	0.977	0.179	0.108	0.019	-0.003	0.009	0.005	-0.001	0.000
CUG	-0.103	0.144	-0.626	-0.294	0.051	-0.056	-0.085	0.625	0.280	0.091
PEN	-0.346	-0.014	-0.403	0.754	0.066	0.315	-0.070	-0.132	0.098	0.119
ITH	-0.071	0.104	-0.437	-0.220	0.032	-0.156	-0.110	0.226	-0.660	0.470
IPT	0.365	-0.146	0.851	-0.109	-0.048	-0.159	0.031	-0.078	0.173	0.210
LOP	0.098	-0.216	0.625	0.667	-0.006	0.092	-0.067	0.292	-0.085	-0.058
PCP	0.428	0.009	0.117	-0.270	0.546	0.312	-0.577	-0.038	-0.002	-0.012
TEM	0.268	-0.046	-0.020	0.046	0.837	0.040	0.470	0.028	-0.008	0.007
DED	0.030	0.023	0.182	-0.379	-0.287	0.824	0.237	0.054	-0.018	0.019
DVO	0.955	0.016	-0.223	0.129	-0.142	0.001	0.025	-0.006	0.000	-0.001

ORA = orientación de la pendiente; CUG = curvatura general; PEN = pendiente; ITH = índice topográfico de humedad; IPT = índice de posición topográfica; LOP = longitud de pendiente; PCP = precipitación media anual; TEM = temperatura media anual; DED = densidad de drenaje; DVO = distancia a volcanes.

cuales corresponden a: 4 sitios para CMcr, 7 para CMeu, 3 para CMlep, 16 para FLeu, 21 para LPli, 4 para LPrz, 3 para RGeu y 2 para VRpe. En la diagonal se muestra el número de sitios validados que concuerdan con la clasificación digital.

Con base en los resultados del Cuadro 6 se observa que la clasificación digital, obtenida a través de el Mapeo Digital Suelos, arrojó una precisión global de 76.67% y un Índice Kappa de 71.20%, por lo que los resultados de la clasificación se consideran aceptables



**Figura 2. Distribución de las unidades de suelo a partir del MDS, cuenca del río Mixteco, Oaxaca, México.**

**Cuadro 5. Unidades de suelos a partir del MDS, cuenca del río Mixteco, Oaxaca, México.**

Grupo	Clasificador	Unidad de Suelo	Superficie	
			ha	%
Cambisol	Crómico	CMcr	113 464.87	17.30
Cambisol	Éutrico	CMeu	60 509.27	9.23
Cambisol	Léptico	CMlep	60 782.03	9.27
Fluvisol	Éutrico	FLeu	46 979.12	7.16
Leptosol	Lítico	LPLi	275 591.19	42.02
Leptosol	Réndzico	LPrz	40 859.12	6.23
Regosol	Éutrico	RGeu	52 537.25	8.00
Vertisol	Pélico	VRpe	51 80.13	0.79
Total			655 903.00	100.00

(Bishop *et al.*, 1977). Para las covariables seleccionadas, la precisión global obtenida fue mayor a la presentada por Debella-Gilo y Etzelmüller (2009) quienes usando regresión logística multinomial obtuvieron un valor de 27%. La precisión obtenida en el presente trabajo también mejoró a la reportada por Giasson *et al.* (2008) quienes obtuvieron, a través de regresión logística, una precisión global de 71% y un Índice Kappa de 54%. En este caso, los autores emplearon nueve covariables ambientales y prescindieron las de tipo climático y geológico.

Como se observa en los resultados, el MDE fue la principal fuente de información para obtener

covariables de tipo topográfico y climático (a través de regresión lineal múltiple) para inferir la distribución espacial de las unidades de suelo. Actualmente, los MDE tienen como principal fuente de información las curvas de nivel de las cartas topográficas escala 1:50 000 del INEGI, sin embargo, estos datos de elevación tienen el inconveniente de ser generados a través de la interpolación entre curvas. Además de MDE más precisos, para futuros trabajos se sugiere incrementar la intensidad de muestreo e incluir, como parte del análisis, las propiedades físicas y químicas de las principales capas de suelo en cada lugar visitado.

**Cuadro 6. Matriz de confusión de la evaluación de la clasificación digital de unidades de suelo, en la cuenca del río Mixteco, Oaxaca, México.**

Clasificación digital	Sitios de verificación								Total
	CMcr	Cmeu	CMlep	FLeu	LPLi	LPrz	RGeu	VRpe	
CMcr	4	0	0	0	0	0	0	0	4
CMeu	0	6	0	1	0	0	0	0	7
CMlep	0	0	2	0	1	0	0	0	3
FLeu	0	2	1	13	0	0	0	0	16
LPLi	1	1	3	1	13	0	2	0	21
LPrz	0	0	0	0	0	4	0	0	4
RGeu	0	0	0	1	0	0	2	0	3
VRpe	0	0	0	0	0	0	0	2	2
Total	5	9	6	16	14	4	4	2	60

## CONCLUSIONES

- El Mapeo Digital de Suelos, a través del análisis de componentes principales y covariables ambientales (topográficas, hidrológicas, climáticas y geológicas), resultó satisfactorio (precisión global de 76.67% y un Índice Kappa de 71.20%) para determinar la distribución espacial de las unidades de suelo, según el sistema de clasificación WRB de la FAO (2014), en la cuenca del río Mixteco.
- El Mapeo Digital de Suelos permitió identificar y caracterizar las covariables ambientales de mayor impacto en la distribución espacial de las unidades de suelo otorgando mayor peso, en orden de importancia, a las covariables geológicas, topográficas y climáticas.

## LITERATURA CITADA

- Abarca O. y M. A. Bernabé Poveda. 2010. Estimación de la capacidad de uso de las tierras en el estado Aragua, Venezuela, mediante regresión logística multinomial. *Agron. Trop.* 60: 397-413.
- Adhikari, K., B. Minasny, M. B. Greve, and M. H. Greve. 2014. Constructing a soil class map of Denmark based on the FAO legend using digital techniques. *Geoderma* 214: 101-113.
- Bishop, T. F. A. and B. Minasny. 2006. Digital soil-terrain modeling: The predictive potential and uncertainty. pp. 185-213. *In: S. Grunwald (ed.). Environmental soil-landscape modeling geographic information technologies and pedometrics.* CRC Press. Boca Raton, FL, USA.
- Bishop, Y. M., S. E. Fienberg, P. W. Holland, R. J. Light, and F. Mosteller. 1977. Book Review: Discrete multivariate analysis: Theory and practice. pp. 297-306. *In: H. Wainer (ed.). Applied psychological measurement.* West Publisher Co. Eagan, MN, USA.
- Brown, R. B. 1988. Concerning the quality of soil survey. *J. Soil Water Conserv.* 43: 452-455.
- Congalton, R. G. 2004. Putting the map back in map accuracy assessment. pp. 1-11. *In: R. S. Lunetta and J. G. Lyon (eds.). Remote sensing and GIS accuracy assessment.* CRC Press. Boca Raton, FL, USA.
- Congalton, R. G. and K. Green. 2008. Assessing the accuracy of remotely sensed data: Principles and practices. CRC Press. Boca Raton, FL, USA.
- Debella-Gilo, M. and B. Etzelmüller. 2009. Spatial prediction of soil classes using digital terrain analysis and multinomial logistic regression modeling integrated in GIS: Examples from Vestfold County, Norway. *Catena* 77: 8-18.
- Dobos, E., F. Carré, T. Hengl, H. I. Reuter, and G. Tóth. 2006. Digital soil mapping as a support to production of functional maps. EUR 22123 EN, Office for Official Publications of the European Communities. Luxembourg.
- FAO (Food and Agriculture Organization of the United Nations). 2014. Base referencial mundial del recurso suelo 2014: Sistema internacional de clasificación de suelos para la nomenclatura de suelos y la creación de leyendas de mapas de suelos. Informes sobre Recursos Mundiales de Suelos No. 106. Food and Agriculture Organization of the United Nations. Roma, Italia.
- Ferrero, S. B., M. G. Palaci y O. R. Campanella. 2002. Análisis de componentes principales en teledetección. Consideraciones estadísticas para optimizar su interpretación. *Rev. Teledetección* 17: 43-54.
- Giasson, E., S. R. Figueiredo, C. G. Tornquist, and R. T. Clarke. 2008. Digital soil mapping using logistic regression on terrain parameters for several ecological regions in Southern Brazil. pp. 225-232. *In: A. E. Hartemink, A. McBratney, and M. L. Mendonca Santos. Digital soil mapping with limited data.* Springer. Dordrecht, Netherlands.
- INEGI (Instituto Nacional de Estadística y Geografía). 1980. Carta Geológica serie II, escala 1:250 000.(continuo nacional). INEGI. Aguascalientes, México. Sitio Web: <http://www.inegi.org.mx/>. (Consulta: septiembre 21, 2016).
- INEGI (Instituto Nacional de Estadística y Geografía). 2006. Conjunto de datos vectorial edafológico escala 1:250 000 serie II (continuo nacional). INEGI. Aguascalientes, México. Sitio Web: <http://www.inegi.org.mx/>. (Consulta: septiembre 21, 2016).
- INEGI (Instituto Nacional de Estadística y Geografía). 2015. Continuo de elevaciones mexicano. INEGI. Aguascalientes, México. Sitio Web: <http://www.inegi.org.mx/>. (Consulta: abril 18, 2017).
- Jenny, H. 1941. Factors of soil formation: A system of quantitative pedology. McGraw-Hill. New York, NY, USA.
- Lagacherie, P. 2008. Digital soil mapping: A state of the art. pp. 3-14. *In: A. E. Hartemink, A. McBratney, and M. L. Mendonca Santos. Digital soil mapping with limited data.* Springer. Dordrecht, Netherlands.
- Lillesand, T. M., R. W. Kiefer, and J. W. Chipman. 2014. Remote sensing and image interpretation. John Wiley and Sons. New York, NY, USA.
- Lleverino-González, E., C. A. Ortiz-Solorio y M. C. Castorena-Gutiérrez. 2000. La calidad de los mapas de suelos en el ejido Atenco, Estado de México. *Terra* 18: 103-113.
- Macedo-Cruz, A., G. Pajares-Martinsanz y M. Santos-Peñas. 2010. Clasificación no supervisada con imágenes a color de cobertura terrestre. *Agrociencia* 44: 711-722.
- McBratney, A. B., Odeh I.O., Bishop T.F., Dunbar M.S., Shatar T.M. 2000. An overview of pedometric techniques for use in soil survey. *Geoderma*, 97: 293-327.
- McBratney, A. B., M. L. Mendonca Santos, and B. Minasny. 2003. On digital soil mapping. *Geoderma* 117: 3-52.
- McKenzie, N. J. and P. J. Ryan. 1999. Spatial prediction of soil properties using environmental correlation. *Geoderma* 89: 67-94.
- Mukundan, R., D. E. Radcliffe, and L. M. Risse. 2010. Spatial resolution of soil data and channel erosion effects on SWAT model predictions of flow and sediment. *J. Soil Water Conserv.* 65: 92-104.



- Pike, R. J., I. S. Evans, and T. Hengl. 2009. Geomorphometry: A brief Guide. *Dev. Soil Sci.* 33: 3-30.
- Putman, J., J. Williams, and D. Sawyer. 1988. Using the erosion-productivity impact calculator (EPIC) model to estimate the impact of soil erosion for the 1985 RCA appraisal. *J. Soil Water Conserv.* 43: 321-326.
- Tan, Z., S. Liu, C. A. Johnston, T. R. Loveland, L. L. Tieszen, J. Liu, and R. Kurtz. 2005. Soil organic carbon dynamics as related to land use history in the northwestern Great Plains. *Global Biogeochem. Cycles* 19: 1-10.
- Van Zijl, G. M., D. Bouwer D., J. J. van Tol, and P. A. L. le Roux. 2014. Functional digital soil mapping: A case study from Namarroi, Mozambique. *Geoderma* 219-220: 155-161.
- Wahren, F. T., S. Julich, J. P. Nunes, O. Gonzalez-Pelayo, D. Hawtree, K. H. Feger, and J. J. Keizer. 2016. Combining digital soil mapping and hydrological modeling in a data scarce watershed in north-central Portugal. *Geoderma* 264: 350-362.
- WWF (World Wildlife Fund). 2014. Uso de suelo y vegetación 2010, esc. 1:50000. Servidor cartográfico del Proyecto GEF Mixteca versión 2.0. Sitio Web: [http://148.245.245.244:1023/mixteca/map\\_default.phtml](http://148.245.245.244:1023/mixteca/map_default.phtml). (Consulta: septiembre 10, 2016).
- Zhu, A. X., D. S. Mackay. 2001. Effects of spatial detail of soil information on watershed modeling. *J. Hydrol.* 248: 54-77.

# Leguminosas isoladas e consorciadas com milho em diferentes sistemas de manejo do solo no feijão orgânico

## Legumes not associated and associated with millet in different soil management systems in organic bean

Marisol Rivero Herrada<sup>1\*</sup>, Wilson Mozena Leandro<sup>2</sup> e Enderson Petrônio de Brito Ferreira<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Universidade Técnica Estadual de Quevedo, Campus Ing. Manuel Haz Álvarez, km 1.5 vía a Santo Domingo de los Tsáchilas. 120554 Quevedo, Ecuador.

\* Autora responsable (mriveroh59@gmail.com)

<sup>2</sup> Universidade Federal de Goiás (UFG), Campus Samambaia. Nova Veneza, km zero. Caixa Postal 131. 74690-900 Goiânia, Goiás, Brasil.

<sup>3</sup> Pesquisador da Embrapa Arroz e Feijão. Rodovia GO-462, km 12. Caixa Postal 179. 74375-000 Santo Antônio de Goiás-GO, Brasil,

### RESUMO

Vários estudos têm demonstrado as vantagens da utilização de plantas de cobertura em manter ou melhorar a qualidade do solo e produtividade da cultura. No entanto, os efeitos dessa gestão em feijão comum orgânico em condições de savana, ainda são desconhecidos. Este estudo teve como objetivo avaliar o efeito de leguminosas, mucuna (*Mucuna pruriens* (L.) DC, feijão guandu (*Cajanus cajan* L.) HUTH, feijão de porco (*Canavalia ensiformis*), crotalária (*Crotalaria juncea*) em monocultura e em consórcio com milho (*Pennisetum glaucum* L.) R. Br. de 1810, na produção de grãos no feijoeiro comum em sistema orgânico de produção sob o sistema do manejo do solo convencional e plantio direto. O experimento foi realizado com a cultivar BRS Pontal, em um delineamento em blocos casualizados. Aos 90 dias após a germinação das plantas de feijão foram avaliadas, o número de vagens por planta (NVP), número de grãos por vagem (NGV), número de grãos por planta (NGP), peso de 100 grãos (M100G) e produção de grãos. Os resultados mostraram que o número de vagens, número de grãos e produtividade do feijoeiro no sistema orgânico, foram influenciados pelas culturas de cobertura do solo e sistemas manejo do solo, com destaque para mucuna associados com milho e sistema de plantio direto, que proporcionou o melhor desempenho destes parâmetros. A maior produção de grãos foi observado com a mucuna associados com milho em sistema de plantio direto. A produtividade média de grãos orgânicos foi de 3.8 Mg ha<sup>-1</sup>. A análise de agrupamento mostrou um efeito marcante de sistemas de manejo do solo sobre os componentes de produção do feijoeiro.

**Palavras chave:** plantas de cobertura, *Phaseolus vulgaris* L., produtividades.

### SUMMARY

Several studies have demonstrated the benefits of using cover crops to maintain or improve soil quality and crop productivity. However, the effects of this management with organic common bean in conditions of savannah are still unknown. The objective of this study was to evaluate the effect of legumes, mucuna (*Mucuna pruriens* (L.) DC, pigeon pea (*Cajanus cajan* L.) HUTH, jack or pig bean (*Canavalia ensiformis*), sunn hemp (*Crotalaria juncea*) in monoculture and intercropped with pearl millet (*Pennisetum glaucum* L.) R. Br. 1810, on grain production in common bean in organic production under systems of conventional and no-tillage soil management. The experiment was conducted with the cultivar BRS Pontal, arranged in a randomized block design. Bean plants were evaluated 90 days after germination, recording the number of pods per plant, number of grains per pod (NGV), number of grains per plant (NGP), weight of 100 grains (M100G) and grain production. The results showed that the number of pods, number of grains and grain yield of common bean in the organic system were influenced by the cover crops and soil management. Mucuna associated with millet and no-tillage system was outstanding, producing the best performance in these parameters. The highest grain yield was observed with the mucuna associated with maize in the no-tillage system. The average productivity of organic grain was 3.8 Mg ha<sup>-1</sup>. The cluster analysis showed a remarkable effect of soil management systems on bean production components.

#### Cita recomendada:

Rivero Herrada, M., W. Mozena Leandro e E. P. de Brito Ferreira. 2017. Leguminosas isoladas e consorciadas com milho em diferentes sistemas de manejo do solo no feijão orgânico. Terra Latinoamericana 35: 293-299.

Recibido: abril de 2016. Aceptado: septiembre de 2017.

Publicado en Terra Latinoamericana 35: 293-299.

**Index words:** *cover crops*, *Phaseolus vulgaris L.*, *yields*.

## INTRODUÇÃO

O aumento da procura pelos consumidores por produtos orgânicos e o crescente interesse dos agricultores por sistemas alternativos de produção que aumentem a rentabilidade, melhorem a qualidade de vida do meio rural e preservem a capacidade produtiva do solo em longo prazo, têm impulsionado a busca de informações sobre a contribuição dos sistemas de preparo do solo e de plantas de cobertura na manutenção da fertilidade do solo sob cultivo orgânico (Cunha *et al.*, 2011).

O feijoeiro comum (*Phaseolus vulgaris* L.) constitui-se em uma das mais importantes fontes proteicas na dieta humana em países em desenvolvimento das regiões tropicais e subtropicais. O cultivo orgânico desta cultura tem crescido de forma significativa dada à demanda de crescimento do consumo deste produto (Posse *et al.*, 2010).

Segundo Ambrosano *et al.* (2004), com a prática da adubação verde, é possível recuperar a fertilidade do solo proporcionando aumento do teor de matéria orgânica, da capacidade de troca de cátions e da disponibilidade de macro e micronutrientes: formação e estabilização de agregados; melhoria da infiltração de água e aeração; diminuição diuturna da amplitude de variação térmica; controle de nematoides e, no caso das leguminosas, incorporação ao solo do nutriente nitrogênio, efetuada através da fixação biológica. Por meio do consórcio de leguminosas e gramíneas, com elevada produção de biomassa, podem-se conciliar proteção e adubação do solo (Oliveira *et al.*, 2002).

A escolha das espécies adequadas para cobertura vegetal é fundamental para a manutenção ou elevação da fertilidade do solo, influenciando a produtividade das culturas em sucessão. Nogueira *et al.* (2006) afirmam que os resíduos da cobertura vegetal, em especial das leguminosas interferem positivamente, de forma geral, nos componentes produtivos e na produtividade do feijoeiro.

O milheto (*Pennisetum glaucum*) tem sido uma planta de cobertura bastante utilizada em safrinha, em razão de seu crescimento rápido e elevada produção de fitomassa e ciclagem de nutrientes em condições de déficit hídrico. Apresenta alta resistência quanto à decomposição de seus resíduos, com tempo de meia vida da fitomassa na superfície do solo de até 131 dias

após seu manejo, em razão da elevada relação C/N, o que pode resultar em maior persistência da palhada sobre solo. Todavia, o ciclo fenológico curto dessa espécie semeada em safrinha, na região do Cerrado, faz com que a decomposição e liberação da fitomassa iniciem-se de forma prematura em relação à época de semeadura das culturas anuais (Timossi *et al.*, 2007).

O elevado crescimento radicular do milheto pode auxiliar na descompactação do solo pela formação de canais preferenciais para o escoamento da água e crescimento de raízes das culturas anuais sucessoras. De acordo com Gonçalves *et al.* (2006) o uso de milheto para a descompactação em solo de Cerrado é viável, obtendo em 30 dias elevada produção de fitomassa e densidade de comprimento radicular em camadas compactadas de solo.

Segundo Giacomini *et al.* (2003), o consórcio entre diferentes espécies proporciona a produção de uma fitomassa cuja relação C/N é intermediária àquela das espécies em monocultura. Outro aspecto a ser destacado refere-se à maior produção de matéria seca (MS) das espécies de cobertura em relação à vegetação espontânea do tratamento em pousio. Para Cunha *et al.* (2011) o preparo do solo e o uso de plantas de cobertura são importantes práticas no sistema orgânico de cultivo. Com o crescente interesse dos agricultores nesse sistema, visando ao aumento da rentabilidade e melhoria da qualidade de vida no meio rural, além da preservação da capacidade produtiva do solo em longo prazo, é necessário gerar informações sobre a contribuição dessas práticas na manutenção da qualidade do solo.

O preparo do solo para plantio de feijoeiro comum pode ser realizado através do sistema, plantio convencional e sistema de plantio direto. O sistema de plantio convencional envolve operações de preparação de solo com máquinas agrícolas que removem a superfície do solo e as coberturas antes da semeadura. Ao contrário o sistema de plantio direto, não há o revolvimento do solo e é realizada a rotação das culturas deixando as coberturas sobre superfície do solo, as quais contribuem para a recuperação ou manutenção das qualidades do solo e estabilização da produtividade. Em condições de produção orgânica no Cerrado, Ferreira *et al.* (2011a) relataram a produtividade de grãos em feijoeiro comum atinge de 1.5 e 2.0 Mg ha<sup>-1</sup> sob sistema de plantio convencional e de sistema de plantio direto, respectivamente. Além disso, os mesmo autores também relataram uma alta

correlação da produção de grãos com a quantidade de nitrogênio disponibilizada pelas plantas de cobertura do solo.

Portanto, torna-se importante o conhecimento sobre estes aspectos para alcançar produtividade estáveis e reduzir custos da cultura do feijoeiro comum em sistemas de produção orgânica sob condições da agricultura familiar. Com base no exposto, este trabalho objetivou avaliar o efeito de leguminosas isoladas e consorciadas com milho em os sistemas de manejo do solo convencional e plantio direto sobre o crescimento da planta e produtividade do feijoeiro comum em sistema de produção orgânica.

## MATERIAL E MÉTODOS

O trabalho foi conduzido na Estação Experimental em Agroecologia da Embrapa Arroz e Feijão, no município de Santo Antônio de Goiás, Estado de Goiás. O solo foi caracterizado como Latossolo Vermelho-Amarelo (Ferralsol), textura média, distrófico com antecedente de manejo sem uso de defensivos agrícolas nos últimos cinco anos e manejo da área com adubos verdes, o que proporciona as características exigidas para um sistema de produção orgânica.

A localização da área experimental foi de 16° 40' 22" de latitude sul e 49° 15' 19" Oeste. Relevo caracterizado por ser moderadamente plano a levemente ondulado. O clima enquadra-se com B2 WB 42' segundo a classificação de Köppen. Apresenta temperatura média de 21 °C, com máxima de 29 °C e mínima de 15 °C. Umidade relativa anual 41.5%, precipitação pluviométrica média anual de 1487.2 mm e insolação total 2645.7 horas (Silva *et al.*, 2010).

Foram avaliadas quatro espécies de leguminosas como espécies de coberturas: mucuna (*Mucuna pruriens* L.) DC, feijão guandu (*Cajanus cajan*), feijão de porco (*Canavaria ensiformes*), crotalaria (*Crotalaria juncea*) e milho (*Pennisetum glaucum* L.) R. BR. 1810. As quatro espécies foram plantadas em consórcio ou isoladas. Os sistemas de manejo foram: convencional e plantio direto. O delineamento foi em blocos ao acaso em arranjo fatorial (4 × 2 × 2) com 16 tratamentos e quatro repetições.

As plantas de leguminosas isoladas e consorciadas com milho foram semeadas em Janeiro de 2011 com uma distância entre sulco de 0.50 cm. Aos 60 dias após da semeadura foram manejadas no solo, incorporadas no sistema convencional e deixada na superfície do

solo em sistema de p. As leguminosas isoladas e consorciadas apresentaram um aporte meia de massa seca total de 10 Mg ha<sup>-1</sup>.

Após o manejo das plantas realizou-se a semeadura de feijoeiro comum cultivar BRS Pontal em Junho de 2011, com semeadora adubadora, semeada e manejada sob o sistema convencional e, também sob plantio direto em parcelas constituídas de nove linhas da cultura com espaçamento de 0.45 m e com comprimento de 5 m, totalizando área de 22.5 m<sup>2</sup>. Sendo que a área útil das parcelas foi constituída das cinco linhas centrais, desprezando-se as duas linhas laterais, em ambos os lados, e 0.50 m nas extremidades de cada linha da área da parcela.

As avaliações da produtividade e seus componentes foram efetuados aos 90 dias após a semeadura, sendo coletadas e avaliadas dez plantas por parcela da área útil. As variáveis avaliadas foram: número de vagens por planta (NV), número de grãos por vagens (NGV), número de grãos por planta (NGP), massa de cem grãos (M100G), e produtividade, quantificados após a colheita e a debulha mecânica das plantas, corrigindo-se o teor de água para 13%.

Os dados foram submetidos a uma análise de variância, sendo as médias comparadas pelo teste de Tukey a 5% de probabilidade. Os dados dos componentes de produtividade e a produção de grãos do feijoeiro comum foram usados em análise multivariada por agrupamento em dendrograma de similaridade com o objetivo de visualizar a divisão dos tratamentos avaliados em função do sistema de manejo do solo. Foi utilizado o programa Statistica. 10.0 para Windows (StatSoft, 2011).

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os componentes de rendimento e a produção da cultura do feijoeiro comum em função das plantas de cobertura e do sistema de consorciação são apresentados na Tabela 1.

Os resultados mostraram que existem diferenças significativas para a interação dos fatores, coberturas e o fator sistemas de cultivo., tendo sido observados efeitos significativos dos tratamentos sobre os componentes de rendimento: número de vagens (NV), número de grãos por planta (NGP) e produção, para os quais a mucuna consorciada com milho proporcionou maiores valores em relação ao feijão guandu consorciado com milho.

**Tabela 1. Componentes de rendimento e produtividade de grãos em feijoeiro comum em função das plantas de cobertura do solo.**

Coberturas	NV	NGV	NGP	M100G	Produção
	Planta	Vagem	Planta	g	Mg ha <sup>-1</sup>
MUC	13.67 a	6.4 a	76.9 a	28.7 a	4.42 a
MUI	10.12 ab	5.8 a	53.5 ab	28.1 a	3.30 ab
CJC	10.91 ab	5.6 a	56.0 ab	28.7 a	3.24 ab
CJI	13.02 ab	5.7 a	70.8 ab	26.8 a	4.39 ab
FPC	11.90 ab	6.0 a	70.4 ab	27.5 a	4.14 ab
FPI	11.82 ab	5.8 a	65.1 ab	28.1 a	4.03 ab
GDC	8.53b	5.5 a	43.6 b	26.8 a	2.63 b
GDI	8.25 b	5.3 a	43.3 b	26.6 a	2.63 b
CV (%)	13.8	9.2	9.0	12.7	17.0

Médias nas colunas seguidas da mesma letra não diferem significativamente pelo teste de Tukey. NV = número de vagens; NG = número de grãos; M100G = massa de 100 grãos; FPI = feijão de porco isolado; FPC = feijão de porco consorciada; MUI = mucuna isolada; MUC = mucuna consorciada; CJI = crotalaria juncea isolada; CJC = crotalaria juncea consorciada; GDI = feijão guandu isolada; GDC = feijão guandu consorciado.

Em relação ao NGP e M100G não foram observadas diferenças significativas entre os tratamentos. A mucuna consorciada com milho apresentou uma diferença significativa de produção de 1.778 kg ha<sup>-1</sup> em relação ao guandu consorciado, atingindo mais de 4.000 kg ha<sup>-1</sup>. A produção de grãos média observada foi de 3.735 kg ha<sup>-1</sup>, o que representa uma produtividade quatro vezes superior à média nacional, que no ano de 2010 foi de 910 kg ha<sup>-1</sup> (CONAB, 2015)<sup>1</sup>.

Em trabalho conduzido por Cunha *et al.* (2011) para determinar o efeito de diferentes sistemas de manejo do solo e plantas de cobertura na produção orgânica de feijão e milho em condições semelhantes de solo e clima deste trabalho, o rendimento de grãos do feijoeiro e do milho não foi alterado pelas culturas de cobertura nos dois sistemas de preparo do solo, semeadura direta e manejo convencional do solo. Ferreira *et al.* (2011a)

e Almeida *et al.* (2008) também não observaram efeito da crotalaria e do sorgo na produtividade do feijoeiro comum sob sistema orgânico de produção; contudo, os autores reportaram uma produtividade 33% maior em sistema de plantio direto em relação ao manejo convencional do solo.

Em relação ao tipo de manejo do solo, foram observados efeitos significativos para as variáveis NV, NGP e para a produção de grãos, sendo os maiores valores encontrados sob plantio direto (Tabela 2). Os valores obtidos para produtividade foram superiores em 609.89 kg ha<sup>-1</sup> em semeadura direta com relação ao manejo convencional, e superiores aos apresentados por Abbadia *et al.* (2011) com a cultivar BRS supremo em sistema de manejo orgânico, onde a produção sob sistema de semeadura direta superou a produção sob sistema de manejo convencional, alcançando

**Tabela 2. Componentes de rendimento e produção de grãos em feijoeiro comum em função do sistema de manejo do solo.**

Manejo	NV	NG	NG	M100G	Produção
	Planta	Vagem	Planta	g	Mg ha <sup>-1</sup>
Sistema plantio direto	12.4 a	5.9 a	68.1 a	34.7 a	4.05 a
Sistema convencional	10.6 b	5.7 a	56.7 b	27.9 a	3.44 b
CV (%)	13.8	9.2	9.5	12.7	17.55

Médias nas colunas seguidas da mesma letra não diferem significativamente pelo teste de Tukey. NV = número de vagens; NG = número de grãos; M100G = massa de 100 grãos.

<sup>1</sup> CONAB (Companhia Nacional de Abastecimento). 2015. Acompanhamento de safra brasileira: Grãos, quarto levantamento, janeiro 2010. Companhia Nacional de Abastecimento. Brasília.



2.268 Mg ha<sup>-1</sup>. Segundo os autores, a produtividade alcançada em sistema de plantio direto foi 3.28 vezes maior que a produtividade observada no sistema de manejo convencional do solo, sendo determinado em função dos maiores valores encontrados neste sistema para os componentes de produtividade número de vagem, número de grãos e massa de 100 grãos. Neste contexto muitos autores assumem que em agricultura orgânica a produtividade se incrementa a longo prazo, alegando menor e lento aporte de os nutrientes ao sistema, pelo tem sido comprovado cientificamente que quando os sistemas agrícolas alcançam a sustentabilidade e estabilidades de suas fertilidades, os produtividades das culturas se incrementam. Os estudos preliminares da agricultura orgânica mostram que existe viabilidade técnica e econômica para estabelecimento da produção orgânica usando o plantio direto (Wander *et al.*, 2007).

De maneira geral para alcançar incremento da produção da cultura de feijão em sistema orgânico é necessário lograr a estabilidade do sistema em o tempo, promovendo o uso dos consórcios, os adubos verdes, os esquemas de rotação, fertilização orgânica, com fim de recuperar e conservar o solo, estimular o incremento do uso de médios biológicos em o combate de pragas, tudo isto para destaque da importância de usar práticas de manejo, em equilíbrio com a natureza, para aproveitar

as potencialidades produtivas locais, e fazer ênfases em que cada camponês produza seu próprio adubo orgânico: compostagem-húmus, para aproveitar os resíduos e suprir o solo.

Em tal sentido pode-se inferir que os elevados resultados na produção de feijão nos sistemas de manejo do solo estudado, é resultado em parte aos antecedentes do manejo agroecológico da área por vários anos com adubos verdes usando leguminosas e gramíneas consorciadas e sim consorciar, uso de fertilizantes de origem orgânico, controles biológicos e biopreparados para controle de pragas, de conjunto com boas atenções fitotécnicas as culturas, como irrigação e capina.

Segundo Dueñas *et al.* (2011) em condições de clima tropical, a cobertura do solo tem uma ação protetora por a interceptação e absorção do impacto direto das gotas de chuva, o que previne o selado da superfície e preserva a estrutura do solo, como também estabiliza a capacidade infiltração do água durante a ocorrência de eventos meteorológicos, tudo contribui para melhor umidade no solo e incrementos na produção da cultura.

A Figura 1 apresenta o dendrograma construído a partir dos componentes de rendimento e da produção de grãos do feijoeiro comum em função das plantas de cobertura e dos sistemas de manejo do solo. A análise de agrupamento por dendrograma foi usando a Distância

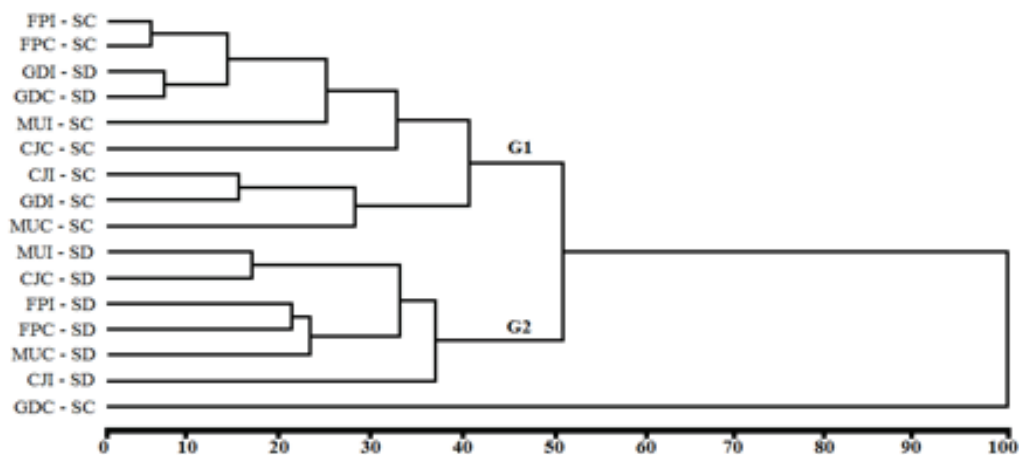


Figura 1. Análise de agrupamento por dendrograma construído usando a Distância Euclidiana média como coeficiente de dissimilaridade e UPGMA (Unweighted Pair Group Method with Arithmetic Mean) como método de agrupamento, realizada a partir dos componentes da produtividade e da produção de grãos do feijoeiro comum em função das plantas de cobertura e dos sistemas de manejo do solo. FPI = feijão de porco isolado; FPC = feijão de porco consorciado; MUI = mucuna isolada; MUC = mucuna consorciada; CJI = crotalariajuncea isolada; CJC = crotalariajuncea consorciada; GDI = guandu isolada; GDC = guandu consorciado; SC = sistema convencional; SD = semeadura direta.

Euclidiana média como coeficiente de dissimilaridade e UPGMA (Unweighted Pair Group Method with Arithmetic Mean) como método de agrupamento, realizada a partir dos componentes da produtividade e da produção de grãos do feijoeiro comum em função das plantas de cobertura e dos sistemas de manejo do solo. O tratamento GDC-SC apresentou 100% de dissimilaridade em relação aos demais, ou seja, não apresenta nenhuma similaridade com o resto dos tratamentos. Com 50% de dissimilaridade foram formados dois grupos principais (G1 e G2). No grupo G1 predominam os tratamentos sob manejo convencional do solo e no grupo G2 os tratamentos sob semeadura direta. Os tratamentos mais similares entre si foram FPI-SC e FPC-SC, seguidos de GDI-SD e GDC-SD. Dentro de cada grupo aparecem outros agrupamentos com maior similaridade. Dentro do grupo G1, a um nível de dissimilaridade de 25% formam-se dois subgrupos, contendo os tratamentos FPI-SC, FPC-SC, GDI-SD, GDC-SD em um subgrupo, no qual as plantas de cobertura foram determinantes para este agrupamento; e CJI-SC, GDI-SC e MUC-SC no outro subgrupo, formado em função do sistema de manejo do solo.

Já no grupo G2 são formados dois subgrupos, contendo os tratamentos MUI-SD e CJC-SD e no outro subgrupo os tratamentos FPI-SD, FPC-SD e MUC-SD. Ambos os grupos foram formados sem efeito aparente das plantas de cobertura, mas com grande influência do sistema de manejo do solo.

A análise de agrupamento por dendrograma de dissimilaridade evidenciou o efeito dos sistemas de manejo do solo no agrupamento dos tratamentos e um efeito discreto das plantas de cobertura na formação de subgrupos. Em trabalho realizado para avaliar o efeito das plantas de cobertura e de sistemas de manejo do solo sobre indicadores microbianos da qualidade do solo, Ferreira *et al.* (2011b) não encontraram efeito das plantas de cobertura na formação de grupos principais nem subgrupos, mas sim influência dos sistemas de manejo na conformação dos grandes grupos principais. Apesar disso, Rutigliano *et al.* (2004), consideraram as culturas da cobertura como fator chave para alteração das propriedades do solo, em função das espécies de plantas que exercem um efeito mais pronunciado nos sistemas de manejo.

## CONCLUSÕES

O número de vagens, número de grãos e a produtividade do feijoeiro comum cultivado em sistema orgânico são influenciados pelas plantas de cobertura do solo e pelos sistemas de manejo do solo, com destaque para a mucuna consorciada com milho e do sistema de plantio direto que proporcionaram melhor desempenho destes parâmetros. A maior produção de grãos foi observada com a mucuna consorciada com milho em sistema de plantio direto. A produtividade média do feijoeiro orgânico foi de 3.8 Mg ha<sup>-1</sup>. A análise de agrupamento revela um efeito marcante dos sistemas de manejo do solo sobre os componentes de produtividade do feijoeiro comum.

## REFERÊNCIA

- Abbadia, J. P., E. P. Ferreira de Brito, A. A. Wendland, e A. D. Didonet. 2011. Produção de grãos e relação com reação a doenças em feijoeiro comum cultivado em sistema de manejo orgânico. pp. 1-3. *In*: Congresso Nacional de Pesquisa De Feijão CONAFE. Anais. Universidade Federal de Goiás. Embrapa Arroz e Feijão. Goiânia, Brasil.
- Almeida, V. P., M. C. Alves, E. Cabral da Silva, e S. A. Oliveira. 2008. Rotação de culturas e propriedades físicas e químicas em Latossolo Vermelho de cerrado sob preparo convencional e semeadura direta em adoção. *Rev. Bras. Ciênc. Solo* 32: 1227-1237.
- Ambrosano, J. E., F. Rossi, N. Guirado, e P. C. D. Mendes. 2004. Adubação verde em sistemas agroecológicos para agricultura familiar. pp. 32-69. *In*: Curso de capacitação em agricultura orgânica. Impreso Especial Cati. Piracicaba- São Paulo, Brasil.
- Cunha, E. Q., L. F. Stone, J. A. A. Moreira, E. P. B. Ferreira, A. D. Didonet, e W. M. Leandro. 2011. Sistemas de preparo do solo e culturas de cobertura na produção orgânica de feijão e milho. I-Atributos físicos do solo. *Rev. Bras. Ciênc. Solo* 35: 589-602.
- Dueñas, R. M., E. G. Corrales, e R. O. Gallego. 2011. Uso de materiais locais como arroupe para contribui a eficiência dos sistemas produtivos. *Agric. Org.* 1: 35- 36.
- Ferreira, E. P. B., L. F. Stone, F. L. Partelli, e A. D. Didonet. 2011a. Produtividade do feijoeiro comum influenciada por plantas de cobertura e sistemas de manejo do solo. *Rev. Bras. Eng. Agríc. Amb.* 15: 695-701.
- Ferreira, E. P. B., A. Wendland, e A. D. Didonet. 2011b. Microbial biomass and enzyme activity of a Cerrado Oxisol under agroecological production system. *Bragantia* 70: 899-907.

- Giacomini, S. J., C. Aita, E. R. O. Vendruscolo, M. Cubilla, R. S., Nicoloso, e M. R. Fries. 2003. Matéria seca, relação C/N e acúmulo de nitrogênio, fósforo e potássio em misturas de plantas de cobertura de solo. *Rev. Bras. Ciênc. Solo* 27: 325-334.
- Gonçalves, W. G., R. L. Jimenez, J. V. Araújo-Filho, R. L. Assis, G. P. Silva, e F. R. Pires. 2006. Sistema radicular de plantas de cobertura sob compactação do solo. *Eng. Agríc.* 26: 67-75.
- Nogueira, R. G., D. Fornasieri Filho, F. Minto Boldieri, D. A. Cazetta, J. A. de Souza Rossato Júnior, e R. Vieira Marchiori. 2006. Influência das culturas de cobertura morta e de nitrogênio sobre componentes produtivos do feijoeiro de inverno em sucessão ao milho. *Cient. Jaboticabal* 34: 115-122.
- Oliveira, T. K., G. J. Carvalho, e R. N. de Souza Moraes. 2002. Plantas de cobertura e seus efeitos sobre o feijoeiro em plantio direto. *Pesq. Agropec. Bras.* 37: 1079-1087.
- Posse, S. C. P., E. M. Riva-Souza, G. M. da Silva, L. M. Fasolo, M. B. da Silva, e M. A. M. Rocha. 2010. Informações técnicas para o cultivo do feijoeiro-comum na região central- brasileira: 2009 - 2011. pp. 40-45. *In: Incaper, Documentos* 191. Instituto de Pesquisa. Assistência técnica e extensão Rural. Vitória. Brasil.
- StatSoft. 2011. *Statistica. System reference.* StatSoft. Tulsa, OK, USA.
- Silva, S. C., A. B. Heinemann, R. L. F. Paz, e A. O. Amorim. 2010. Informaciones meteorológicas para investigación y planificación agrícola, referentes al año 2009, del municipio de Santo Antonio de Goiás, GO. Embrapa Arroz e Feijão. Documentos 256. Santo Antônio de Goiás, Brasil.
- Timossi, P. C., J. C. Durigan, e G. J. Leite. 2007. Formação de palhada por braquiárias para adoção do sistema plantio direto. *Bragantia Campinas* 66: 617-622.
- Rutigliano, F. A., R. D'Ascoli, e A.V. Santo. 2004. Soil microbial metabolism and nutrient status in a Mediterranean area as affected by plant cover. *Soil Biol. Biochem.* 36: 1719-1729.
- Wander, A. E., A. D. Didonet, J. A. A. Moreira, F. P. Moreira, A. C. Lanna, J. A. F. Barrigossi, E. D. Quintela, e T. R. Ricardo. 2007. Economic viability of small scale organic production of rice common bean and maize in Goiás State, Brazil. *J. Agric. Rural Develop. Trop. Subtrop.* 108: 51-58.

# Estimación de evapotranspiración con imágenes de PROBA-V de un cultivo de sandía en la costa de Hermosillo, Sonora, México

## Estimates of evapotranspiration with PROBA-V images in a crop field on the coast of Hermosillo, Sonora, Mexico

Ramón Saiz Rodríguez<sup>1‡</sup>, Génesis Luisana Aguirre López<sup>1</sup>, Julio Cesar Rodríguez<sup>2</sup>, Christopher John Watts Thorp<sup>3</sup>, Juan Alejandro Saiz Rodríguez<sup>5</sup>, Alfredo Ochoa Granillo<sup>4</sup> y Juan Arcadio Saiz Hernández<sup>5</sup>

<sup>1</sup> Maestría en Ciencias en Geología. Universidad de Sonora. Blvd Luis Encinas y Rosales SN, Centro. 83000 Hermosillo, Sonora, México.

<sup>‡</sup> Autor responsable (ramon.saiz@unison.mx)

<sup>2</sup> Profesor del Departamento de Agricultura y Ganadería. Universidad de Sonora. Km 20.5 Carretera Hermosillo-Bahía Kino, Apartado Postal 305. Hermosillo, Sonora, México.

<sup>3</sup> Profesor del Departamento de Física, <sup>4</sup> Profesor del Departamento de Geología, <sup>5</sup> Profesor del Departamento de Ingeniería Civil y Minas. Universidad de Sonora. Blvd Luis Encinas y Rosales SN, Centro, 83000, Hermosillo, Sonora, México.

---

### RESUMEN

La evapotranspiración es uno de los procesos del ciclo hidrológico de mayor relevancia en estudios de balance y disponibilidad de agua en las áreas agrícolas de la región árida del Noroeste de México. En este trabajo, se utilizaron imágenes del Índice de Vegetación de la Diferencia Normalizada (NDVI) obtenidas a partir del sistema satelital PROBA-V para elaborar un modelo y estimar la evapotranspiración (ET) de un cultivo de sandía en la zona agrícola de la Costa de Hermosillo, Sonora. El procedimiento se basó en la correlación entre el coeficiente de cultivo (Kc) y el valor del NDVI. Con el modelo se estimó la ET para el cultivo de sandía, los resultados se contrastaron con valores de ET medidos con el método de covarianza de vórtices. La correlación entre los valores medidos y los estimados fue de  $r^2 = 0.729$  y, aunque los resultados fueron aceptables, pueden ser mejorados a medida que se incremente el número de imágenes satelitales de buena calidad y la ET sea medida en una mayor variedad de cultivos.

**Palabras claves:** covarianza de vórtices, percepción remota, Costa de Hermosillo.

### SUMMARY

Evapotranspiration is one of the most important hydrological cycle processes in balance and water availability studies in a crop field of the arid region of northwestern Mexico. In this work, images of the Normalized Difference Vegetation Index (NDVI) obtained from the PROBA-V satellite were used to develop a model to estimate the evapotranspiration (ET) in a watermelon crop in an agricultural area of the coast of Hermosillo, Sonora. The procedure was based on the correlation between the crop coefficient (Kc) and the NDVI value. With the developed model, the ET of a watermelon crop was estimated and the results were contrasted with ET values measured with the eddy covariance method. The correlation between the measured values and the estimated values was  $r^2 = 0.729$  and, although the results were acceptable, they can improve as the number of good quality satellite images increases and ET is measured in a greater variety of agricultural crops.

**Index words:** eddy covariance, remote sensing, Hermosillo Coast.

---

#### Cita recomendada:

Saiz Rodríguez, R., G. L. Aguirre López, J. C. Rodríguez, C. J. Watts Thorp, J. A. Saiz Rodríguez, A. Ochoa Granillo y J. A. Saiz Hernández. 2017. Estimación de evapotranspiración con imágenes de PROBA-V de un cultivo de sandía en la costa de Hermosillo, Sonora, México. Terra Latinoamericana 35: 301-308.

---

Recibido: junio de 2017. Aceptado: agosto de 2017.  
Publicado en Terra Latinoamericana 35: 301-308.

## INTRODUCCIÓN

La evapotranspiración (ET) es uno de los principales componentes del balance hidrológico en cuencas con vegetación natural, zonas agrícolas y, en los últimos años, con los avances tecnológicos y el desarrollo de nuevas metodologías de análisis, su estimación es fundamental para estudios ambientales, modelos climáticos y meteorológicos (Shuttleworth, 2007; Polhamus *et al.*, 2013).

Las variables meteorológicas como la radiación solar, temperatura del aire, humedad y vientos, generan una alta demanda de vapor de agua atmosférico en las regiones áridas del noroeste de México (Rodríguez *et al.*, 2011)<sup>1</sup>, influyendo notablemente en la disponibilidad de agua y con ello limitando el desarrollo de las áreas agrícolas (Watts *et al.*, 1999), por lo que es fundamental cuantificar apropiadamente la evapotranspiración (ET) de una forma simple, económica y que permita resultados consistentes con mediciones de superficie.

La ET, constituida por la lámina de agua que retorna a la atmósfera mediante los procesos de evaporación de superficies evaporantes y la transpiración a través de las plantas (Allen, 2006), ha sido estimada durante décadas mediante métodos que se basan en variables meteorológicas medidas de manera puntual en estaciones climatológicas (Brutsaert, 1982; Parlange *et al.*, 1995; Jiang e Islam, 1999; Allen, 2000). Algunos utilizan parámetros determinados experimentalmente y fórmulas sin sustento científico sólido (Parlange *et al.*, 1995), lo que resulta en determinaciones poco precisas y no aplicables para todo sitio de estudio; además, para estimar la ET en áreas extensas con vegetación, es necesario hacer muchas medidas puntuales con alguno de estos métodos y después aplicar un método de interpolación.

En las últimas décadas, el conocimiento del proceso de ET y los avances en el desarrollo tecnológico han dado lugar al desarrollo de modelos con los que se representa o estima de manera precisa el proceso de la ET. Entre los métodos basados en micrometeorología, destaca el de covarianza de vórtices, que ha sido probado con éxito en áreas pequeñas y grandes (Burba, 2013), en vegetación natural de zonas áridas en planicies y montañas (Vivoni *et al.*, 2010; Mendez Barrozo *et al.*, 2014) y en cultivos de hortalizas (Rodríguez *et al.*, 2011)<sup>1</sup> y perennes (Rodríguez *et al.*, 2010).

Las estaciones micrometeorológicas, además de proveer datos indispensables para los programas de riego y fundamentales para estudios de balance energético en sitios agrícolas y de vegetación natural, han sido de gran utilidad para validar métodos o contrastar estimaciones de ET en grandes superficies de terreno, que se han realizado con imágenes de 1 km del *sensor avanzado de muy alta resolución* (AVHRR) de los satélites NOAA (Jiang e Islam, 1999) y con combinaciones de datos de AVHRR y del espectroradiómetro de imágenes de resolución moderada (MODIS) que portan las plataformas de sistemas satelitales AQUA y TERRA (Batra *et al.*, 2006; Ma *et al.*, 2014). Las imágenes de alta resolución espacial también han mostrado su utilidad para estimar ET; se han utilizado imágenes del satélite LANDSAT 8 (TIRS, VNIR), con píxeles de 100 × 100 m en cuencas hidrológicas de gran extensión (Senay *et al.*, 2016) y se han combinado con datos de MODIS, con las que se han desarrollado modelos para determinar la evapotranspiración a escala diaria (Yang *et al.*, 2017). Los satélites SPOT-4 y SPOT-5 también dan buenos resultados en estimaciones de evapotranspiración de cultivos (Farg *et al.*, 2012; Bisquert *et al.*, 2016) y con el lanzamiento del satélite PROBA-V (Project for On-Board Autonomy – Vegetation), que entró en operación en la primavera de 2013, se ofrecen productos con resolución espacial en el rango de 0.10 a 1 km con lo que se preserva el legado de 19 años del instrumento Vegetation que portan los satélites SPOT-4 y SPOT-5 (Dierckx *et al.*, 2014; Francois *et al.*, 2014) y se amplía la capacidad y calidad del sistema para estudios científicos y el desarrollo tecnológico.

El objetivo de este trabajo fue elaborar y validar un modelo a partir de la correlación lineal de valores del índice de vegetación de la diferencia normalizada (NDVI) obtenidas con datos del sistema satelital PROBA-V con datos de evapotranspiración medidos mediante el método de Covarianza de Vórtices.

## MATERIALES Y MÉTODOS

### Área de Estudio

El sitio de estudio comprendió el área agrícola localizada en el kilómetro 21 de la Carretera SON-100, de la Costa de Hermosillo, Sonora, México (Figura 1),

<sup>1</sup> Rodríguez, J. C., C. J. Watts, J. Garatuza-Payán, C. Lizarraga-Celaya, J. Grajeda-Grajeda, A. Ochoa-Meza, S. F. Moreno-Salazar y M. E. Rentería Martínez. 2011. Evapotranspiración y balance hídrico en nogal pecanero (*Carya illinoensis* K. Koch) en la Costa de Hermosillo, México. pp. 692-698. In: Memorias XIV Congreso Internacional en Ciencias Agrícolas.



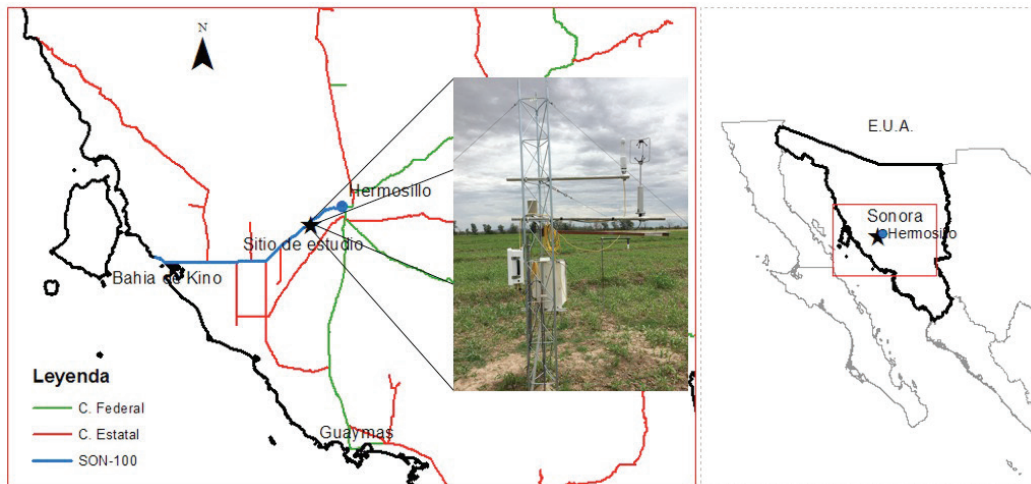


Figura 1. Localización del sitio de estudio.

en el que prevalece un clima desértico (BWw) con precipitación y temperatura media anual de 320.8 mm y 23.1 °C, respectivamente; la textura del suelo se caracteriza por un contenido de 49.08% de arena, 32.12% de limo y 18.8% de arcillas.

### Cultivos en el Área de Estudio

El cultivo en el año 2014, fue sandía (*Citrullus lanatus*) mini triploide, variedad Extazy (Hazera Genetics) sobre una superficie de 60 ha, trasplantada entre el 8 y 15 de agosto, en un sistema de plantación con equidistancia entre cama de 2 m y longitud de 150 m, con una densidad de 12 000 plantas por ha y una

secuencia de un macho cada dos hembras, 9 líneas y una calle de cosecha. Se regó con un gasto de 1.287 L h<sup>-1</sup>, con una distancia entre goteros de 0.406 m. La cosecha de los frutos inició el 9 de octubre y finalizó el 4 de noviembre.

El análisis del año 2015, se llevó a cabo con sandía de la variedad Fantasy, sembrada en una superficie de 120 ha, trasplantada entre el 20 y 21 de enero y plantados con la misma configuración y características que el cultivo del año 2014. La fecha de cosecha fue el 2 de abril.

En la Figura 2 se muestran las áreas de cultivo de los años analizados y la ubicación de la torre de micrometeorológica en cada predio cultivado.

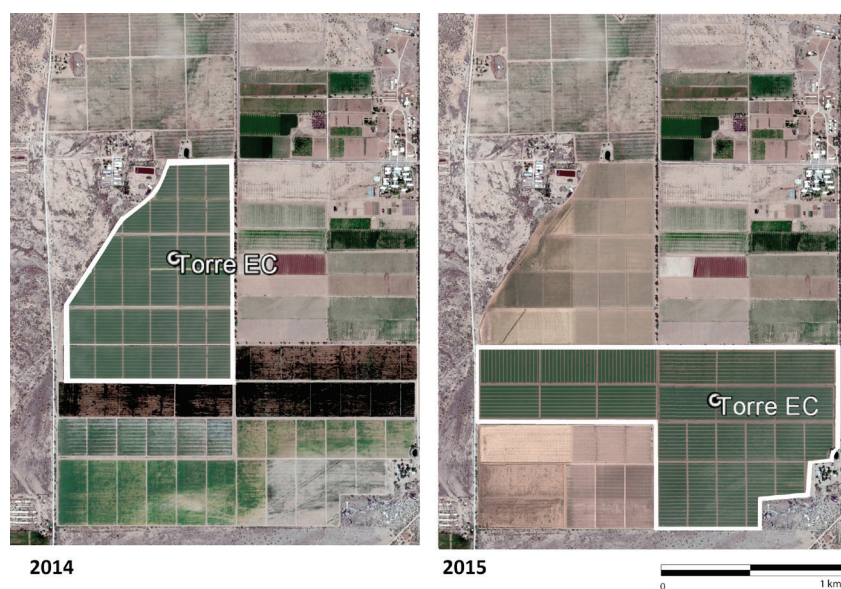


Figura 2. Áreas de cultivo en el sitio de estudio.

### Datos de PROBA-V

Las imágenes satelitales utilizadas fue PROBA-V S1 TOC de NDVI de 100 m de resolución corregido por efecto atmosférico. Las imágenes se obtuvieron de la página web <http://www.vito-eodata.be/>. Las condiciones de nubosidad permitieron elaborar series de trece imágenes del año 2014 y catorce del 2015. Se delimitaron en las imágenes las áreas de cultivo de ambos periodos de estudio, se normalizaron los valores del NDVI y se extrajo de cada imagen el valor del píxel correspondiente a la ubicación de la torre micrometeorológica.

### Datos Micrometeorológicos

En cada predio cultivado se instaló, por el período analizado, una torre instrumentada para medir los componentes de la ecuación de balance de energía: Radiación neta,  $R_n$ ; flujo de calor latente,  $LE$  y sensible,  $H$  y flujo de calor de suelo,  $G$ . También se midieron las variables meteorológicas: temperatura, humedad del aire, velocidad y dirección del viento, precipitación, presión barométrica, radiación solar y del suelo, humedad y temperatura. La información recolectada de los flujos (radiativos y turbulentos) fueron muestreados a 10 Hz, para obtener promedios cada 30 min, y los datos meteorológicos se muestrearon a 30 s y se almacenaron con promedios a cada 30 min.

### Medición de la Evapotranspiración ( $ET_c$ )

Los flujos turbulentos: Calor sensible ( $H$ ) y calor latente ( $LE$ ) fueron medidos con la técnica de covarianza de vórtices o Eddy Covariance (EC) (Baldocchi, 2003).

Los datos crudos se procesaron con el programa EdyPro versión 4.1 (desarrollado por LI-COR) y se obtuvieron promedios cada 30 min, siguiendo los procedimientos propuestos por Burba (2013), se realizaron las correcciones y particiones requeridas, usando el sitio [http://www.bgcjena.mpg.de/~MDIwork/eddyproc/output/20141205021959/results\\_ext.php](http://www.bgcjena.mpg.de/~MDIwork/eddyproc/output/20141205021959/results_ext.php). Considerando que el déficit en la ecuación de balance de energía (entrante y saliente) se mantuvo entre el 10 y 20%, no fue necesario aplicar la corrección de la relación de Bowen (Twine *et al.*, 2000) para la obtención de los flujos turbulentos ( $LE$  y  $H$ ). Los datos meteorológicos y de suelo fueron promediados a 30 min y posteriormente se obtuvieron los valores diarios.

La lámina de evapotranspiración en  $\text{mm d}^{-1}$  se obtuvo haciendo la conversión de unidades considerando que el flujo de calor latente ( $\text{W m}^{-2}$ ) es la energía requerida en el proceso de evapotranspiración por unidad de tiempo y que el calor latente de evaporación  $\lambda = 2.45 \text{ MJ kg}^{-1}$ .

### Cálculo de la Evapotranspiración de Referencia

La evapotranspiración de referencia ( $ET_0$ ) se determinó con la ecuación de Penman-Monteith modificada por Allen *et al.* (1998).

$$ET_0 = \frac{0.408\Delta(R_n - G) + \gamma \frac{900}{T + 273} u_2 (e_s - e_a)}{\Delta + \gamma(1 + 0.34u_2)}$$

donde:  $ET_0$  es la evapotranspiración de referencia, en  $\text{mm día}^{-1}$ ;  $R_n$  es la radiación neta, en  $\text{MJ m}^{-2}\text{d}^{-1}$ ;  $G$  es el flujo de calor del suelo, en  $\text{MJ m}^{-2}\text{d}^{-1}$ ;  $T$  es la temperatura del aire promedio diario, en  $^{\circ}\text{C}$ ;  $\Delta$  es la pendiente de la curva de presión a saturación a la temperatura  $T$ , en  $\text{kPa } ^{\circ}\text{C}^{-1}$ ;  $\gamma$  es constante psicrométrica ( $\text{kPa } ^{\circ}\text{C}^{-1}$ );  $e_s$  es la presión de saturación del vapor a temperatura  $T$ , en  $\text{kPa}$ ;  $e_a$  es la presión de vapor promedio diario, en  $\text{kPa}$  y  $u_2$  es la velocidad de viento promedio diario a 2 m de elevación sobre el terreno, en  $\text{m s}^{-1}$ .

### Coefficiente de Cultivo ( $K_c$ )

El coeficiente de cultivo se determinó utilizando la aproximación de Doorenbos y Pruitt (1977) modificada por Allen *et al.* (1998):

$$K_c = K_{cb} * K_s + K_e = \frac{ET_c}{ET_0}$$

donde:  $ET_c$  es la evapotranspiración medida en ( $\text{mm d}^{-1}$ ) con el método de EC,  $K_{cb}$  es la transpiración del cultivo,  $K_e$  la evaporación del suelo,  $K_c$  el coeficiente de cultivo y  $K_s$  el coeficiente de estrés hídrico.

En ambos ciclos, debido a que el cultivo se encontraba sin estrés hídrico, se tomó un valor igual a la unidad para el coeficiente  $K_s$ . De igual forma por lo complejo que resulta medir la transpiración y evaporación por separado, se consideró  $K_c$  como el cociente entre  $ET_c$  y  $ET_0$ .

$$Kc = \frac{ET_c}{ET_0}$$

### Correlación de Kc y NDVI Obtenido con Imágenes de PROBA-V

Los valores de Kc estimados para el cultivo de sandía del año 2015, se correlacionaron con los valores de NDVI elaborados con las imágenes de PROBA-V del mismo año (Figura 3), obteniéndose un coeficiente de correlación de 0.567.

### Modelo Lineal para Obtención de Kc y ET

Esta correlación, permitió determinar valores de Kc en función de NDVI con la relación:

$$Kc = 0.765 \text{ NDVI} + 0.295$$

Y los valores de ET con la relación:

$$ET = (0.765 \text{ NDVI} + 0.295) ET_0$$

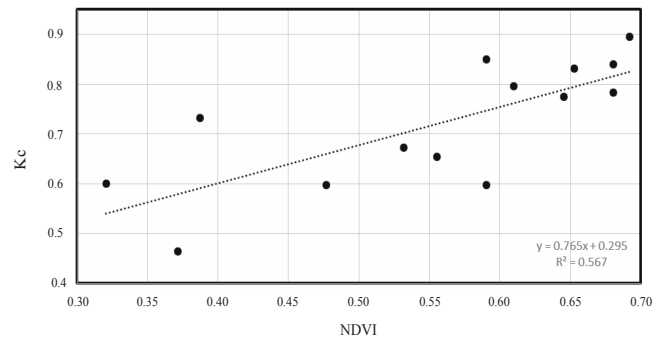
## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En el Cuadro 1 se muestran, para los trece días de análisis del cultivo de sandía del año 2014, los valores de evapotranspiración (ET) medidos con el método de

**Cuadro 1. Estimación de la evapotranspiración para el año 2014.**

Fecha	Día del año	ET	ET <sub>0</sub>	NDVI (2014)	Kc estimado	ET PROBA-V
		- - - - mm día <sup>-1</sup> - - - -				
09-Sep-14	252	3.03	7.28	0.36	0.57	4.15
14-Sep-14	257	3.93	6.99	0.44	0.63	4.40
23-Sep-14	266	3.54	6.17	0.63	0.77	4.78
02-Oct-14	275	3.47	7.26	0.68	0.82	5.92
07-Oct-14	280	2.34	5.08	0.48	0.67	3.38
11-Oct-14	284	3.06	5.56	0.64	0.78	4.35
16-Oct-14	289	2.42	6.14	0.62	0.77	4.71
20-Oct-14	293	1.61	3.85	0.58	0.74	2.85
25-Oct-14	298	2.02	4.64	0.62	0.77	3.57
29-Oct-14	302	2.08	4.63	0.67	0.81	3.75
03-Nov-14	307	1.58	4.18	0.62	0.77	3.21
07-Nov-14	311	1.51	2.77	0.59	0.74	2.06
12-Nov-14	316	1.05	3.22	0.28	0.51	1.65

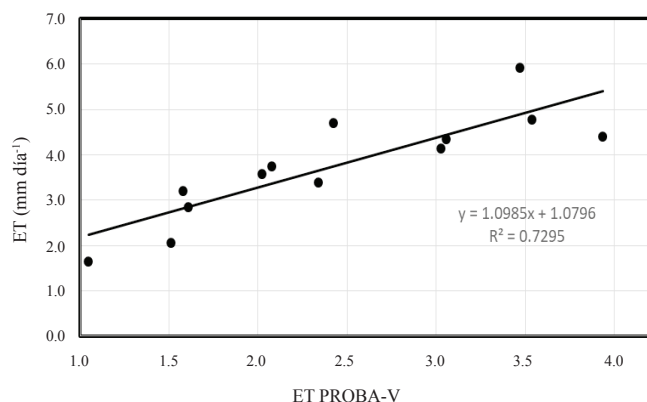
ET = evapotranspiración; ET<sub>0</sub> = evapotranspiración de referencia; NDVI = índice de vegetación de la diferencia normalizada; Kc = coeficiente de cultivo.



**Figura 3. Comportamiento del coeficiente de cultivo (Kc) en relación al NDVI obtenido con imágenes de PROBA-V.**

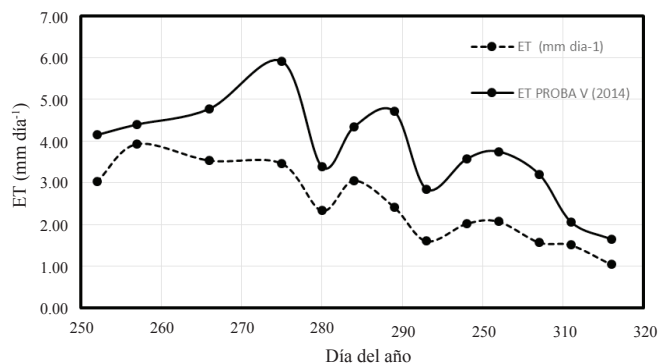
covarianza de vórtices, ET<sub>0</sub> estimado con la ecuación de Penman-Monteith, NDVI obtenido de las imágenes de PROBA-V, los valores de Kc y los de ET estimados con el modelo Elaborado.

En la Figura 4, se muestra la comparación entre los valores medidos de ET y los estimados con PROBA-V, y como lo indica el coeficiente de correlación ( $r = 0.729$ ) el modelo lineal estima con precisión aceptable la evapotranspiración en el cultivo de sandía, aunque sobreestima la lámina de agua evapotranspirada durante todo el cultivo de sandía analizado (Figura 5). En la misma figura, también, se puede apreciar que la variabilidad temporal que muestra la ET estimada con las imágenes de PROBA-V es congruente con las fluctuaciones de la variable medida.



**Figura 4.** Comparación de evapotranspiración (ET) medida en el sitio con los valores estimados con PROBA-V.

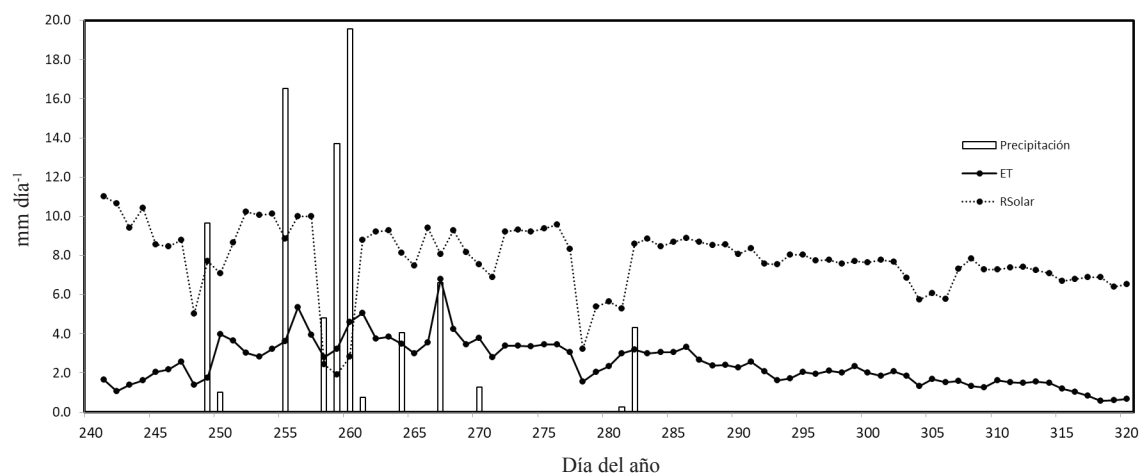
Los resultados reflejan el comportamiento de los elementos del tiempo atmosférico prevaleciente durante el ciclo de cultivo y condicionan los valores determinados con el método de Flujo turbulento y los estimados con las imágenes de PROBA-V. En las tres semanas posteriores a la primera semana de trasplante, se registraron 195 mm de lluvia, de los 292 registrados durante el ciclo de cultivo (Figura 6), propiciando la aparición de malezas que contribuyeron a las láminas de evapotranspiración medidas con el método de covarianza de vórtices. La radiación solar decreció desde el inicio del cultivo con notables disminuciones durante los días con lluvia o nublados que limitaron la visibilidad del sensor de PROBA-V y la cantidad de imágenes de NDVI utilizadas para el estudio.



**Figura 5.** Comportamiento de evapotranspiración (ET) medida y ET estimada con PROBA-V en 2014.

La evapotranspiración total en todo el período de cultivo medida con el método de flujo turbulento en el sitio de estudio fue 214.4 mm, superior a los 180 mm cuantificados con el mismo procedimiento por Román *et al.* (2017), pero dentro del rango de 250 mm a 350 mm medidos con lisímetro reportados por Erdem *et al.* (2005), Bastos *et al.* (2012) y Shukla *et al.* (2014). En el período analizado, limitado por la disponibilidad de imágenes, la estimación con PROBA-V fue de 255.22 mm, 86.57 mm por encima de la medida en la torre micrometeorológica en el mismo período.

En cuanto al coeficiente de cultivo ( $K_c$ ), los valores obtenidos durante los días intermedios, coinciden con el promedio semanal máximo  $K_c = 0.73$  obtenido por Román *et al.* (2017).



**Figura 6.** Variabilidad temporal de la precipitación, la radiación solar y la evapotranspiración durante el período de análisis en el sitio de estudio en 2014.



El modelo lineal se elaboró a partir de los datos del año 2015, en el que el ciclo del cultivo abarcó los meses de enero a abril, en los que la correlación entre  $K_c$  y NDVI fue de  $r^2 = 0.567$  con una serie de 14 imágenes de NDVI, que a diferencia del año 2014, en el que el cultivo se desarrolló de agosto a noviembre, solo se obtuvieron 13 imágenes libres de nubes, obteniéndose una correlación de  $r^2 = 0.528$ .

## CONCLUSIONES

- Este estudio muestra que es posible estimar evapotranspiración con imágenes de NDVI obtenidas con PROBA-V y el error medio cuadrático  $EMC = 1.44 \text{ mm día}^{-1}$  de los valores estimados con respecto a los medidos, que en los días de mayor evapotranspiración representan una sobreestimación cercana al 12% y en los días de menor evapotranspiración alcanza el 57%, se puede reducir con más medidas de evapotranspiración y más imágenes de satélite del área de estudio durante los dos ciclos de cultivo de sandía y elaborando modelos independientes para cultivos de primavera y verano, en las que se consideren las variables climáticas propias de cada estación en la región, donde es necesario hacer un uso más eficiente del agua.
- El estudio, también muestra, que se mantiene el legado del sensor *Vegetation* que opera desde 1998 a bordo de los satélites SPOT 4 y SPOT 5 y estudios futuros pueden enfocarse, a partir de datos de estaciones micrometeorológicas, a explicar el efecto de las variables climatológicas de la diferencia entre los valores medidos de ET y los estimados con PROBA-V de manera que se determinen los factores de escala que permitan mayor precisión en la estimación con sensores remotos de esta variable hidroclimática.

## AGRADECIMIENTOS

Al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología, del gobierno de la República Mexicana por su apoyo para realizar estudios de posgrado.

## LITERATURA CITADA

- Allen, R. G., L. S. Pereira, D. Raes, and M. Smith. 1998. Crop evapotranspiration - Guidelines for computing crop water requirements - FAO Irrigation and drainage paper 56. Rome, Italy. ISBN 92-5-104219-5.
- Allen, R. G. 2000. Using the FAO-56 dual crop coefficient method over an irrigated region as part of an evapotranspiration intercomparison study. *J. Hydrol.* 229: 27-41.
- Allen, R. G., L. S. Pereira, D. Raes, and M. Smith. 2006. Evapotranspiración de cultivo: Guías para la determinación de los requerimientos de agua de los cultivos. Estudio FAO riego y drenaje No. 56, Roma, Italia.
- Baldocchi, D. D. 2003. Assessing the eddy covariance technique for evaluating carbon dioxide exchange rates of ecosystems: Past, present and future. *Global Changes Biol.* 9: 479 -492
- Bastos, A. E., C. R. Silva, B. H. N. Rodrigues, A. S. Andrade, and L. M. M. Ibiapina. 2012. Evapotranspiration and crop coefficient of drip irrigated watermelon in Piauí coastline, Brazil. *Eng. Agric.* 32: 582-590.
- Batra, N., S. Islam, V. Venturini, G. Bisht, and L. Jiang. 2006. Estimation and comparison of evapotranspiration from MODIS and AVHRR sensors for clear sky days over the Southern Great Plains. *Remote Sens. Environ.* 103: 1-15.
- Bisquet, M., J. M. Sánchez, R. López-Urrea, V. Caselles, and J. Galve. 2016. Downscaling LST data to estimate field-scale evapotranspiration using images from the SPOT-5 Take-5 experiment. Living planet symposium 2016. European Space Agency. Prague, Czech Republic.
- Brutsaert, W. 1982. Evaporation into the atmosphere: Theory, history and applications. Springer Netherlands. Dordrecht, Netherlands.
- Burba, G. 2013. Eddy covariance method for scientific, industrial, agricultural, and regulatory applications. A field book on measuring ecosystem gas exchange and areal emission rates. LI-COR Biosciences. Lincoln, NE, USA.
- Dierckx, W., S. Sterckx, I. Benhadj, S. Livens, G. Duhoux, T. Van Achteren, M. Francois, K. Mellab, and G. Saint. 2014. PROBA-V Mission for global vegetation monitoring: Standard products and image quality. *Int. J. Remote Sens.* 35: 2589-2614.
- Doorenbos, J. and W. O. Pruitt. 1977. Guidelines for predicting crop water requirements. FAO irrigation and drainage paper 24. FAO. Rome, Italy.
- Erdem, Y., T. Erdem, A. Orta, and H. Okursoy. 2005. Irrigation scheduling for watermelon with crop water stress index (CWSI). *J. Central Eur. Agric.* 6: 449-460.
- Farg, E., S. M. Arafat, M. S. Abd El-Wahed, and A. M. El-Gindy. 2012. Estimation of evapotranspiration  $E_{Tc}$  and crop coefficient  $K_c$  of wheat, in south Nile Delta of Egypt using integrated FAO-56 approach and remote sensing data. *The Egyptian J. Remote Sens. Space Sci.* 15: 83-89.



- Francois, M., S. Santandrea, K. Mellab, D. Vrancken, and J. Versluys. 2014. The PROBA-V mission: The space segment. *Int. J. Remote Sens.* 35: 2548-2564.
- Jiang, L. and S. Islam. 1999. A methodology for estimation of surface evapotranspiration over large areas using remote sensing observations. *Geophys. Res. Lett.* 26: 2773-2776.
- Ma, Y., Z. Zhu, L. Zhong, B. Wang, C. Han, Z. Wang, Y. Wang, L. Lu, P. M. Amatya, W. Ma, and Z. Hu. 2014. Combining MODIS, AVHRR and in situ data for evapotranspiration estimation over heterogeneous landscape of the Tibetan Plateau. *Atmos. Chem. Phys.* 14: 1507-1515.
- Méndez-Barroso, L. A., E. R. Vivoni, A. Robles-Morua, G. Mascaro, E. A. Yépez, J. C. Rodríguez, C. J. Watts, J. Garatuza-Payán, and J. A. Saiz-Hernández. 2014. A modeling approach reveals differences in evapotranspiration and its partitioning in two semiarid ecosystems in Northwest Mexico. *Water Resour. Res.* 50: 3229-3252.
- Parlange, M. B., W. E. Eichinger, and J. D. Albertson. 1995. Regional scale evaporation and the atmospheric boundary layer. *Rev. Geophys.* 33: 99-124.
- Polhamus, A., J. B. Fisher, and K. P. Tu. 2013. What controls the error structure in evapotranspiration models? *Agric. For. Meteorol.* 169: 12-24.
- Rodríguez, J. C., J. Grageda, C. J. Watts, J. Garatuza-Payán, A. Castellanos-Villegas, J. Rodríguez-Casas, J. A. Saiz-Hernández, and V. Olavarrieta. 2010. Water use by perennial crops on the lower Sonora watershed. *J. Arid Environ.* 74: 603-610.
- Román-Román, L., T. Díaz-Valdés, E. López-Avenidaño, C. Watts, F. Cruz-Bautista, J. Rodríguez-Casas y J. C. Rodríguez. 2017. Evapotranspiración del cultivo de sandía (*Citrullus lantanus*) en la Costa de Hermosillo, Sonora, México. *Terra Latinoamericana* 35: 41-49.
- Senay, G. B., M. Friedrichs, R. K. Shing, and N. M. Velpuri. 2016. Evaluating Landsat 8 evapotranspiration for water use mapping in the Colorado River Basin. *Remote Sens. Environ.* 185: 171-185.
- Shukla, S., N. K. Shrestha, F. H. Jaber, S. Srivastava, T. A. Obreja, and B. J. Boman. 2014. Evapotranspiration and crop coefficient for watermelon grown under plastic mulched conditions in sub-tropical Florida. *Agric. Water Manage.* 132: 1-9.
- Shuttleworth, W. J. 2007. Putting the "vap" into evaporation. *Hydrol. Earth System Sci.* 11: 210-244.
- Twine, T. E., W. P. Kustas, J. M. Norman, D. R. Cook, P. R. Houser, T. P. Meyers, J. H. Prueger, P. J. Starks, and M. L. Wesely. 2000. Correcting eddy-covariance flux underestimates over a grassland. *Agric. For. Meteorol.* 103: 279-300.
- Vivoni, E. R., J. C. Rodríguez and C. J. Watts. 2010. On the spatiotemporal variability of soil moisture and evapotranspiration in a mountainous basin within the North American monsoon region. *Water Resour. Res.* 46: W02509. doi: 10.1029/2009WR008240
- Watts, C. J., J. C. Rodríguez, J. Garatuza-Payán, H. de Bruin y J. Stewart. 1999. Estimación de evaporación y radiación solar en el valle del Yaqui Sonora usando datos de satélite. *Ing. Hidrául. Méx.* 14: 45-53.
- Yang, Y., M. C. Anderson, F. Gao, C. R. Hain, K. A. Semmens, W. P. Kustas, A. Noormets, R. H. Wynne, V. A. Thomas, and G. Sun. 2017. Daily Landsat-scale evapotranspiration estimation over a forested landscape in North Carolina, USA, using multi-satellite data fusion. *Hidrol. Earth Syst. Sci.* 21: 1017-1037.

# Mitigación de NaCl por efecto de un bioestimulante en la germinación de *Ocimum basilicum* L.

## Mitigation of NaCl by effect of a biostimulant in the germination of *Ocimum basilicum* L.

Daulemys Batista Sánchez<sup>1</sup>, Bernardo Murillo Amador<sup>1‡</sup>, Alejandra Nieto Garibay<sup>1</sup>,  
Lilia Alcaráz Meléndez<sup>1</sup>, Enrique Troyo Diéguez<sup>1</sup>,  
Luis Hernández Montiel<sup>1</sup> y Carlos Michel Ojeda Silvera<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Centro de Investigaciones Biológicas del Noroeste S. C. Av. Instituto Politécnico Nacional No. 195. Colonia Playa Palo de Santa Rita Sur. 23096 La Paz, Baja California Sur, México.

<sup>‡</sup> Autor responsable (bmurillo04@cibnor.mx)

### RESUMEN

Los bioestimulantes vegetales activan el proceso de germinación de las semillas; accionan funciones fisiológicas en las plantas, contienen sustancias propias del metabolismo vegetal, que mejoran el uso de nutrientes y son una opción para mitigar estrés por salinidad. El objetivo del estudio fue evaluar el efecto de un bioestimulante de origen natural (FitoMas-E®), como atenuante de la salinidad en la germinación de las variedades de albahaca (*Ocimum basilicum* L.) Emily, Napoletano y Nufar. Las semillas se sometieron a concentraciones de NaCl (0, 50, 100 y 150 mM) y dosis de FitoMas-E® (0, 0.5, 1 y 1.5 mL L<sup>-1</sup>), en un diseño completamente al azar con arreglo factorial con cuatro repeticiones, en condiciones controladas. Se evaluó porcentaje y tasa de germinación, altura de la plántula, longitud de radícula, biomasa fresca y seca de la radícula, biomasa fresca y seca de la parte aérea. Los resultados mostraron que la altura de la planta, longitud de la radícula, biomasa fresca de parte aérea y biomasa seca de la radícula con 150 mM de NaCl fueron las más dañadas. Napoletano y Nufar mostraron longitud de radícula mayor en 0 mM y conforme la concentración de NaCl incrementó, la longitud de radícula disminuyó significativamente para las tres variedades. Las plántulas de semillas tratadas con FitoMas-E®, incrementaron longitud de radícula, destacando Napoletano en 1 mL L<sup>-1</sup> y Nufar con 0.5 mL L<sup>-1</sup>. Napoletano mostró biomasa fresca de parte aérea mayor en 0 mM con 0.5 mL L<sup>-1</sup> de FitoMas-E®. Las plántulas de Napoletano de semillas tratadas con 0.5 mL L<sup>-1</sup> de FitoMas-E® incrementaron la biomasa

seca de radícula en 0 y 50 mM de NaCl. Se concluye que el FitoMas-E® con dosis de 0.5 y 1 mL L<sup>-1</sup> mitiga el efecto del estrés salino de moderado a severo en semillas de albahaca

**Palabras clave:** salinidad, variables morfológicas, tasa de germinación, FitoMas-E®.

### SUMMARY

Biostimulants activate the process of seed germination and act in physiological functions. They contain substances of plant metabolism, which allow better use of nutrients and they can mitigate stress caused by salinity. The objective of this study was to evaluate the effect of a natural biostimulant (FitoMas-E®) to mitigate salinity in the stage of germination of the basil varieties (*Ocimum basilicum* L.) Emily, Napoletano and Nufar. The seeds were subjected to concentrations of NaCl (0, 50, 100 and 150 mM) and doses of FitoMas-E® (0, 0.5, 1 and 1.5 mL L<sup>-1</sup>) under controlled conditions. The experimental design was completely randomized with factorial arrangement and four replications. The variables evaluated were germination percentage and rate, seedling height, radicle length, fresh and dry radicle biomass, fresh and dry shoot biomass. The results showed that seedling height, radicle length, fresh shoot biomass and dry radicle biomass in 150 mM were the most damaged. Napoletano and Nufar showed greater radicle length in 0 mM. As NaCl concentration increased, radicle length decreased significantly in the three varieties. Seedlings from seeds treated with FitoMas-E® increased radicle length; Napoletano in

#### Cita recomendada:

Batista Sánchez, D., B. Murillo Amador, A. Nieto Garibay, L. Alcaraz Meléndez, E. Troyo Diéguez, L. Hernández Montiel y C. M. Ojeda Silvera. 2017. Mitigación de NaCl por efecto de un bioestimulante en la germinación de *Ocimum basilicum* L. Terra Latinoamericana 35: 309-320.

Recibido: julio de 2017. Aceptado: septiembre de 2017.

Publicado en Terra Latinoamericana 35: 309-320.

1 mL L<sup>-1</sup> and Nufar in 0.5 mL L<sup>-1</sup> were the varieties that showed higher values. Napoletano showed greater fresh shoot biomass in 0 mM with 0.5 mL L<sup>-1</sup> of FitoMas-E®. Napoletano seedlings from seeds treated with 0.5 mL L<sup>-1</sup> of FitoMas-E® increased dry radicle biomass in 0 and 50 mM of NaCl. It is concluded that FitoMas-E® at doses of 0.5 and 1 mL L<sup>-1</sup> mitigates the effect of moderate to severe saline stress on basil seeds.

**Index words:** salinity, morphometric variables, germination rate, FitoMas-E®.

## INTRODUCCIÓN

En la agricultura mundial alcanzar rendimientos altos, así como cultivar diferentes especies, cada vez presenta más limitaciones debido a la salinización de los suelos, lo que limita la productividad de los cultivos (Sarwat *et al.*, 2016). La imbibición es el paso número uno para que se lleve a cabo la germinación; sin embargo, las sales disminuyen la velocidad de dicho proceso, afectando el rompimiento de las glumelas y en algunos casos, aunque las semillas alcancen el grado de humedad suficiente, las semillas no germinan (Souza-Lemes *et al.*, 2016). La acumulación de iones salinos en el embrión de la semilla durante el proceso de germinación y luego en el crecimiento de la plántula, es una de las causas fundamentales de las afectaciones del crecimiento vegetativo (Kandil *et al.*, 2017). El crecimiento y la acumulación de biomasa de los órganos vegetativos depende de la intensidad de los procesos de división y diferenciación celular, por lo que en condiciones de estrés salino, el crecimiento de las estructuras vegetativas disminuye significativamente (Kamel-Hessini *et al.*, 2015). La causa fundamental de las afectaciones del crecimiento de las plántulas en condiciones salinas, es la inhibición marcada de los procesos de síntesis que se producen en las plantas, por la acumulación de iones salinos en las células que afectan el metabolismo (Kamel-Hessini *et al.*, 2015; Ghulam-Abbas *et al.*, 2015).

En Baja California Sur, México, se han incrementado las áreas con tendencia a la salinidad debido a las condiciones climáticas de esta zona semiárida; donde el cultivo de albahaca tiene gran importancia para el mercado de exportación y representa una fuente de ingresos para muchos productores. El valor comercial de esta especie se debe a las características de sus aceites esenciales, utilizados en la industria cosmética,

farmacéutica y alimenticia. Su producción se limita por la presencia de niveles altos de sales en algunas de las áreas donde se cultiva (Heidari y Golpayegani, 2012; Tarchoune *et al.*, 2013).

Atendiendo a esta situación, es necesario proponer alternativas para lograr la germinación de las semillas en condiciones adversas ya que son la unidad de reproducción sexual de las plantas, tienen la función de aumentar y perpetuar la especie a la que pertenecen. Entre los métodos más comunes introducidos en la agricultura se reporta el uso de bioestimulantes del crecimiento vegetal, que funcionan como activadores de mecanismos fisiológicos de las plantas, por lo que su aplicación permite un mejor aprovechamiento de los nutrientes y mayor crecimiento de la planta (Ojeda-Silvera *et al.*, 2015). Entre estos productos se encuentra el bioestimulante comercial denominado FitoMas-E®, derivado de la industria azucarera de Cuba con evidente influencia antiestrés; es una mezcla de sustancias orgánicas como aminoácidos, péptidos de peso molecular bajo, bases nitrogenadas e hidratos de carbono bioactivos. Estas sustancias naturales son propias del metabolismo vegetal y al estar disponibles, las plantas reducen el consumo de energía adicional para sintetizarlas, respondiendo más rápido ante condiciones estresantes (Álvarez-Rodríguez *et al.*, 2015). Acorde a lo planteado anteriormente, el uso de este bioestimulante es una alternativa viable para vigorizar las plantas comenzando por la germinación e incrementando la producción en áreas afectadas por salinidad. Por tal razón el objetivo del presente estudio fue determinar el efecto del FitoMas-E® como mitigador del estrés salino (NaCl) en la germinación de semillas de tres variedades de albahaca.

## MATERIALES Y MÉTODOS

### Sitio de Estudio

El experimento se realizó en condiciones controladas en el Laboratorio de Fisiotécnica Vegetal del Centro de Investigaciones Biológicas del Noroeste, S.C. (CIBNOR) localizado al noroeste de la Ciudad de La Paz, B.C.S., México, a los 24° 08' 10.03" N y 110° 25' 35.31" O, a 7 m de altura sobre el nivel del mar. Se utilizaron semillas de las variedades Napoletano, Emily y Nufar (Seed Company®, USA), previo al experimento se realizó una prueba de germinación para cada variedad, utilizando la metodología ISTA (2010).

## Diseño Experimental

Se utilizó un diseño completamente al azar con arreglo trifactorial de  $3A \times 4B \times 4C$ , donde las variedades de albahaca (Napoletano, Emily y Nufar) fueron el Factor A; el Factor B fueron cuatro concentraciones de NaCl (0, 50, 100 y 150 mM) y el Factor C fueron cuatro dosis del bioestimulante natural FitoMas-E® (0, 0.5, 1 y 1.5 mL L<sup>-1</sup>). Se utilizaron cuatro repeticiones por tratamiento de 30 semillas cada una. Las semillas se desinfectaron previamente mediante la inmersión en una solución de hipoclorito de calcio con 5% de cloro activo durante 5 min. Las semillas, posteriormente se lavaron con agua destilada y se colocaron en cajas Petri (150 × 15 mm) esterilizadas, cubiertas con una lámina de papel de filtro Whatman® No. 1, que se utilizó como sustrato. Las cajas Petri se humedecieron con las combinaciones de soluciones de FitoMas-E® y las concentraciones salinas (NaCl) correspondientes y posteriormente se incubaron en una cámara de germinación (Lumistell®, modelo IES-OS, serie 1408-88-01) a una temperatura de  $25 \pm 1$  °C, 80% de humedad y 12 h luz continua durante 14 días.

## Composición del FitoMas-E®

Es un fitoestimulante derivado de la industria azucarera obtenido y desarrollado en el Instituto Cubano de Investigaciones de los Derivados de la Caña de Azúcar. Es una mezcla de sales minerales y sustancias bioquímicas de alta energía, seleccionadas del conjunto más representado en los vegetales superiores, con un contenido de 6.94% de aminoácidos totales (16 aminoácidos) de los cuales, 50% son alifáticos y 30% aromáticos y heterocíclicos, 2.5% de sacáridos, 20% de materia orgánica, 3% de polisacáridos biológicamente activos, 1.5% de lípidos y bases nitrogenadas, 6.5% de nitrógeno total, 5.24% de potasio y 2.7% de fósforo (Montano *et al.*, 2007).

## Porcentaje de Germinación

La germinación se registró diariamente hasta los 14 días, considerando como semilla germinada cuando la radícula presentó alrededor de 2 mm de longitud. El porcentaje de germinación se determinó a los 14 días. La tasa de germinación se calculó usando la ecuación de Maguire (1962):  $M = n_1/t_1 + n_2/t_2 + \dots + n_{30}/t_{14}$ ; donde

$n_1, n_2, \dots, n_{30}$  son el número de semillas germinadas en los tiempos  $t_1, t_2, \dots, t_{14}$  (hasta los 14 días).

## Variables Morfométricas

Para determinar la longitud de la radícula (cm) y parte aérea (cm) se seleccionaron 10 plántulas al azar por cada tratamiento y ambas variables se calcularon con un analizador de imágenes (WinRhizo® Regent Instruments Inc.). El peso fresco (mg) y seco de la radícula (mg) y la parte aérea (mg), se determinaron mediante una balanza analítica (Mettler Toledo®, modelo AG204). Los tejidos vegetales divididos en parte aérea y radícula se colocaron en bolsas de papel y se introdujeron en una estufa de secado (Shel-Lab®, modelo FX-5, serie-1000203) a una temperatura de 70 °C durante 72 h hasta que se obtuvo la deshidratación completa y se determinó el peso seco.

## Análisis Estadísticos

Se realizaron análisis de varianza y comparaciones múltiples de medias (Tukey HSD,  $P \leq 0.05$ ). En todas las variables, los valores promedio se consideraron significativamente diferentes cuando  $P \leq 0.05$ . Los datos de porcentaje de germinación se transformaron mediante arcoseno (Steel y Torrie, 1995). Los análisis estadísticos se realizaron con el programa Statistica v. 10.0 para Windows® (StatSoft® Inc., 2011).

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

### Porcentaje de Germinación

El porcentaje de germinación (PG) mostró diferencias significativas entre variedades, NaCl, dosis de FitoMas-E®, las interacciones variedades × NaCl y variedades × NaCl × dosis de FitoMas-E®. El análisis de la interacción variedades × NaCl mostró que las tres variedades lograron el valor mayor de PG en 0 mM de NaCl (Cuadro 1) y conforme aumentó el nivel de NaCl de moderado a severo, disminuyó el PG, siendo más notable en concentraciones de 100 y 150 mM. En la triple interacción, los resultados mostraron que las tres variedades incrementaron el PG en aquellas semillas a las que se les aplicó FitoMas-E®, aún con los efectos de concentraciones salinas de moderadas a severas el incremento registrado fue significativo (Cuadro 2).

**Cuadro 1. Efecto de la interacción de variedades × NaCl en el porcentaje de germinación y variables morfológicas de plántulas de albahaca sometidas a estrés por NaCl y un bioestimulante.**

Variedades de albahaca	NaCl	PG	LR	AP	BFPA	BSR
	mM	%	----- cm -----		----- mg -----	
Napoletano	0	99.79±0.83 a <sup>†</sup>	5.21±0.15 a	1.41±0.66 a	328.27±72.48 a	7.52±1.44 a
	50	98.12±3.65 a	3.02±0.23 e	1.21±0.8 b	285.06±56.88 b	7.44±1.42 a
	100	92.28±6.86 cd	1.93±0.24 f	0.79±0.45 d	220.26±54.83 efg	5.26±1.58 c
	150	90.41±5.82 d	1.16±0.12 g	0.45±0.38 ef	190.76±49.07 h	2.92±1.48 e
Emily	0	100.00±0.00 a	4.18±0.19 c	1.13±0.74 b	277.48±55.09 bc	6.51±0.94 b
	50	95.00±6.32 b	3.09±0.20 e	0.89±0.86 c	227.69±80.52 def	6.13±0.78 b
	100	91.25±5.15 cd	1.60±0.14 f	0.50±0.45 e	245.80±49.80 def	4.65±1.36 cd
	150	91.04±8.05 cd	0.73±0.03 h	0.24±0.16 g	191.23±78.05 gh	1.63±0.78 f
Nufar	0	100.00±0.00 a	5.68±0.17 a	1.18±1.14 b	248.88±61.73 cde	6.61±2.16 b
	50	97.91±3.42 a	3.55±0.19 d	0.92±0.82 c	256.22±83.33 c	6.10±1.86 b
	100	92.91±5.29 bcd	1.85±0.14 f	0.51±0.17 e	242.44±80.82 def	3.99±1.56 d
	150	93.33±8.07 bc	0.80±0.07 h	0.35±0.15 f	175.49±70.66 h	2.92±0.81 e
Nivel de significancia		0.00001	0.00001	0.0024	0.00001	0.0001

PG = porcentaje de germinación; LR = longitud de radícula; AP = altura de la plántula; BSR = biomasa seca de radícula. <sup>†</sup>Valores promedio con literales distintas en una misma columna difieren estadísticamente (Tukey HSD,  $P \leq 0.05$ ).

Para la interacción variedades × dosis de FitoMas-E<sup>®</sup> no se encontró diferencia significativa; sin embargo, el análisis mostró una tendencia de incremento del PG cuando a las semillas que se les aplicó FitoMas-E<sup>®</sup> en dosis de 0.5, 1 y 1.5 mL L<sup>-1</sup> (Cuadro 3).

### Efecto de la Interacción del Estrés Salino y FitoMas-E<sup>®</sup> en la Tasa y Porcentaje de Germinación

El FitoMas-E<sup>®</sup> presentó actividad antiestrés al NaCl en las tres variedades de albahaca, esta respuesta se debe a que contiene ácido glutámico, el cual actúa como agente osmótico del citoplasma de las células protectoras (Viñals-Verde *et al.*, 2011). Los resultados observados en el PG se deben a que al aumentar los niveles de NaCl, impiden una imbibición correcta y ocurre una inhibición del crecimiento del eje embrionario por un retraso de la movilización de reservas y a los disturbios de la membrana causado por la salinidad (Lamz-Piedra y González-Cepero, 2013, 2015). El fenómeno inhibitorio que se presentó en la germinación de las variedades de albahaca Emily, Napoletano y Nufar, se atribuyó a la toxicidad provocada por el exceso de NaCl, al estrés osmótico o a ambos, como lo han demostrado otros estudio (Khan y Rizvi, 1994; Khan y Ungar, 1998; Song *et al.*, 2005).

La salinidad pospone la iniciación de los procesos de germinación y reduce el número total de semillas germinadas, además influye de manera letal en la germinación, principalmente al disminuir el potencial osmótico de la solución del suelo para retardar la absorción de agua por las semillas y también por la toxicidad al embrión (Agüero-Fernández *et al.*, 2016). Estudios de estrés salino en otras especies apoyan lo que se ha comentado anteriormente. En hortalizas se incrementó la presión osmótica desde -0.33 hasta -0.86 Mpa y la germinación se redujo en 50% (Colla *et al.*, 2010). También se reportan diferencias en la germinación entre cultivares de garbanzo por efecto de soluciones salinas donde se obtuvo un porcentaje de germinación mayor en ILC-482 y Barkla y un potencial de agua de -0.03 MPa (Esechie *et al.*, 2002). En otras variedades de garbanzo se encontró que la germinación de Gokce y AKN-97 fue similar, pero fueron superiores a Uzunlu-99 (Kaya *et al.*, 2008). Las sales alteran el funcionamiento correcto de la membrana y de la pared celular, porque el NaCl afecta la permeabilidad de las membranas plasmáticas e incrementa el influjo de iones externos y el flujo de solutos citosólicos en las células de las plantas. El NaCl también causa un aumento en la conductividad hídrica de la membrana plasmática, lo que afecta el potencial del citosol,



**Cuadro 2. Efecto de la interacción de variedades × NaCl × dosis de FitoMas-E® en el porcentaje de germinación de tres variedades de albahaca sometidas a estrés por NaCl y un bioestimulante.**

Variedades	NaCl	FitoMas-E®	Porcentaje de germinación
	mM	mL L <sup>-1</sup>	%
Napoletano	0	0	99.16±1.67 a <sup>†</sup>
	0	0.5	100.00±0.00 a
	0	1.0	100.00±0.00 a
	0	1.5	100.00±0.00 a
	50	0	92.50±3.19 cdef
	50	0.5	100.00±0.00 a
	50	1.0	100.00±0.00 a
	50	1.5	100.00±0.00 a
	100	0	81.65±1.91 ij
	100	0.5	96.66±2.72 abcde
	100	1.0	94.16±3.19 abcdef
	100	1.5	96.66±2.72 abcde
	150	0	81.6±61.92 ij
	150	0.5	95.83±1.67 abcde
	150	1.0	91.66±3.33 def
	150	1.5	92.50±1.67 cdef
Emily	0	0	100.00±0.00 a
	0	0.5	100.00±0.00 a
	0	1.0	100.00±0.00 a
	0	1.5	100.00±0.00 a
	50	0	85.00±1.92 ghi
	50	0.5	96.66±2.72 abcde
	50	1.0	99.16±1.67 ab
	50	1.5	99.16±1.67 ab
	100	0	84.16±3.19 hij
	100	0.5	94.16±1.67 abcdef
	100	1.0	93.33±2.72bcdef
	100	1.5	93.33±4.71 bcdef
	150	0	78.33±4.30 j
	150	0.5	95.83±3.19 abcde
	150	1.0	94.16±1.67 abcdef
	150	1.5	95.83±1.67 abcde

<sup>†</sup> Valores promedio con literales distintas en una misma columna difieren estadísticamente (Tukey HSD,  $P \leq 0.05$ ).

**Cuadro 2 (continuación). Efecto de la interacción de variedades × NaCl × dosis de FitoMas-E® en el porcentaje de germinación de tres variedades de albahaca sometidas a estrés por NaCl y un bioestimulante.**

Variedades	NaCl	FitoMas-E®	Porcentaje de germinación
	mM	mL L <sup>-1</sup>	%
Nufar	0	0	100.00±0.00 a <sup>†</sup>
	0	0.5	100.00±0.00 a
	0	1.0	100.00±0.00 a
	0	1.5	100.00±0.00 a
	50	0	92.50±1.67 cdef
	50	0.5	99.16±1.67 ab
	50	1.0	100.00±0.00 a
	50	1.5	100.00±0.00 a
	100	0	88.33±6.94 fgh
	100	0.5	95.00±4.30 abcde
	100	1.0	90.83±1.67 efg
	100	1.5	97.50±1.67 abcd
	150	0	80.00±1.67 ij
	150	0.5	97.50±1.92 abcd
	150	1.0	98.33±1.67 abc
150	1.5	97.50±1.67 abcd	
Nivel de significancia			0.0001

<sup>†</sup> Valores promedio con literales distintas en una misma columna difieren estadísticamente (Tukey HSD,  $P \leq 0.05$ ).

la extensibilidad celular, endurecimiento de la pared celular, repercutiendo negativamente en la germinación de las semillas (Katembe *et al.*, 1998). La reducción de la germinación en condición salina se debe al hecho de que la latencia se incrementa en las semillas por estrés salino. El fenómeno inhibitorio ocurrido en el proceso de germinación para todas las variedades de albahaca estudiadas, se atribuye al estrés osmótico o a la toxicidad provocada por exceso de Na<sup>+</sup>. Resultados similares encontró Reyes-Pérez *et al.* (2013) al observar que el porcentaje de germinación de las variedades de albahaca Napoletano y Emily, disminuyó en 50 y 100 mM de NaCl. Cuando las semillas de las tres variedades se trataron con FitoMas-E®, se incrementó el porcentaje de germinación, lo cual se explica por el efecto mitigador del bioestimulante, relacionado con la presencia en su composición química de aminoácidos, entre los que destacan como mayoritarios, alanina, glicina, triptófano, valina, leucina y lisina, algunos de ellos con comprobado efecto en la actividad metabólica de las plantas, además contiene péptidos, carbohidratos y macroelementos (N, P, K), que favorecen el desarrollo

rápido de tejidos y órganos en las plantas, forman parte de proteínas y enzimas (Viñals-Verde *et al.*, 2011). Otro aminoácido que contiene este bioestimulante es el L-triptófano, que es importante como precursor de la síntesis de las auxinas, fitohormonas que realizan funciones primordiales en el crecimiento y división celular; además contiene ácido glutámico que actúa como metabolito fundamental en la formación de tejidos vegetales (Castillo *et al.*, 2011).

### Variables Morfométricas

Para longitud de radícula (LR) se observaron diferencias significativas entre variedades, NaCl, dosis de FitoMas-E®, las interacciones variedades × NaCl, variedades × dosis de FitoMas-E® y variedades × NaCl × dosis de FitoMas-E®. El análisis de la interacción variedades × NaCl mostró a Napoletano y Nufar con LR mayor en 0 mM de NaCl y conforme la concentración de NaCl fue mayor, la LR disminuyó significativamente para las tres variedades, siendo más acentuado en las variedades Emily y Nufar en

**Cuadro 3. Efecto de la interacción variedades × dosis de FitoMas-E® en el porcentaje de germinación y variables morfológicas de plántulas de tres variedades de albahaca sometidas a estrés por NaCl y un bioestimulante.**

Variedades	FitoMas-E®	PG	LR	BFR	BFPA	BSR
	mL L <sup>-1</sup>	%	cm	----- mg -----		
Napoletano	0	88.7±7.97 a <sup>†</sup>	2.19±1.59 e	83.41±41.54 de	214.53±100.93 cd	4.45±2.72 ef
	0.5	98.1±2.42 a	3.20±1.50 b	120.36±40.85 a	321.28±81.53 a	7.55±2.21 a
	1.0	96.4±4.30 a	3.29±1.84 a	105.73±43.37 ab	257.11±45.25 b	6.10±1.79 b
	1.5	97.2±3.49 a	2.62±1.54 d	81.42±28.99 de	211.43±45.86 d	5.04±1.58 cde
Emily	0	86.8±8.65 a	1.65±1.19 f	58.65±32.65 f	167.18±72.54 e	3.92±2.13 f
	0.5	96.6±2.98 a	3.07±1.67 bc	104.66±44.57 ab	306.68±52.95 a	5.55±2.10 bcd
	1.0	96.6±3.44 a	2.69±1.46cd	91.96±37.09 bcd	244.68±20.11 bc	4.92±1.94 de
	1.5	97.0±3.63 a	2.19±1.32 e	73.26±35.67 ef	223.65±56.09 cd	4.54±2.33 ef
Nufar	0	90.2±8.12 a	1.90±1.47 ef	59.65±25.13 f	145.20±49.09 e	2.79±0.88 g
	0.5	97.9±2.95 a	3.65±1.97 a	100.36±33.93 bc	312.51±39.36 a	6.23±1.83 b
	1.0	97.2±4.08 a	3.28±2.06 ab	92.16±40.29 bcd	265.14±47.46 b	5.77±2.17 bc
	1.5	98.7±1.67 a	3.05±2.28 bc	84.25±44.03 cde	240.18±34.81 bcd	4.83±2.14 de
Nivel de significancia		0.135	0.00004	0.010	0.00001	0.00001

PG = porcentaje de germinación; LR = largo de radícula; AP = biomasa fresca de radícula; BFPA = biomasa fresca parte aérea. BSR = biomasa seca de radícula. <sup>†</sup> Valores promedio con literales distintas en una misma columna difieren estadísticamente (Tukey HSD,  $P \leq 0.05$ ).

150 mM de NaCl (Cuadro 1). Para la interacción variedades × dosis de FitoMas-E®, el análisis mostró que las tres variedades incrementaron la LR cuando se aplicó FitoMas-E®, siendo Napoletano con dosis de 1 mL L<sup>-1</sup> y Nufar con dosis de 0.5 mL L<sup>-1</sup> las que alcanzaron mayor LR (Cuadro 3).

La interacción variedades × NaCl × dosis de FitoMas-E®, mostró que Napoletano en 0 mM, con dosis de FitoMas-E® de 1 mL L<sup>-1</sup> y Nufar en 0 mM de NaCl con las tres dosis de FitoMas-E® lograron LR mayores. Los resultados mostraron que las tres variedades en estudio incrementaron la LR en aquellas plántulas cuyas semillas se trataron con FitoMas-E® aún y cuando estas se encontraban sometidas al estrés por NaCl, siendo 0.5 mL L<sup>-1</sup> la dosis más efectiva (Cuadro 4).

Para altura de la plántula (AP) se encontraron diferencias significativas entre variedades, NaCl, dosis de FitoMas-E®, las interacciones variedades × NaCl y variedades × NaCl × dosis de FitoMas-E®, mientras que la interacción variedades × dosis de FitoMas-E® no mostró diferencia significativa para esta variable. Al analizar las interacciones se encontró que para variedades × NaCl, la variedad Napoletano en 0 mM mostró altura mayor y conforme las concentraciones salinas fueron de moderadas a severas, disminuyó

la AP en las tres variedades, siendo Emily en 150 mM la más afectada (Cuadro 1). En la triple interacción variedades × NaCl × dosis de FitoMas-E® se observó AP mayor en Napoletano con 0 mM y 1 mL L<sup>-1</sup> de FitoMas-E®. Para las tres variedades la AP fue mayor en las plántulas tratadas con el bioestimulante, aún y cuando estas se encontraban en estrés salino de moderado a severo (Cuadro 4).

La biomasa fresca de radícula (BFR) mostró diferencias significativas entre variedades, NaCl, dosis de FitoMas-E®, las interacciones variedades × dosis de FitoMas-E® y variedades × NaCl × dosis de FitoMas-E®. Para la interacción variedades × NaCl no se encontró diferencia significativa. En el análisis de las interacciones, los resultados revelaron que para variedades × dosis de FitoMas-E®, la BFR mayor correspondió a las plántulas procedentes de semillas tratadas con la dosis de 0.5 mL L<sup>-1</sup> de FitoMas-E® en las tres variedades (Cuadro 4), por lo que se considera una dosis estimulante para el desarrollo de esta variable. En la triple interacción, los resultados revelaron que las tres variedades incrementaron la BFR en las plántulas procedentes de semillas tratadas con FitoMas-E®, aún con los efectos del estrés por NaCl de moderado a severo (Cuadro 4).

**Cuadro 4. Efecto de la interacción variedades × niveles salinidad × dosis de FitoMas-E® en variables morfológicas de plántulas de tres variedades de albahaca sometidas a estrés por NaCl y un bioestimulante.**

Variedades	NaCl	FitoMas®	LR	AP	BFPA	BFR	BSR
	mM	mL L <sup>-1</sup>	cm			mg	
Napoletano	0	0	4.63±0.64 cde <sup>†</sup>	1.36±0.18 abc	362.50±8.62 ab	106.87±9.73 defghi	6.40±0.54 cdefghijk
	0	0.5	5.17±0.16 b	1.33±0.11 abc	423.15±34.26 a	110.77±6.65 cdefgh	9.67±0.53 a
	0	1.0	6.04±0.38 a	1.42±0.10 abc	270.65±11.70 defghij	116.30±35.30 bcdef	7.25±0.62 cdefg
	0	1.5	5.00±0.41 c	1.54±0.13 a	256.80±8.96 efghijk	116.72±6.55 bcdef	6.77±0.84 cdefghi
	50	0	2.13±0.34 jklmn	0.90±0.16 h	230.80±19.75 hijkl	105.25±17.71 defghi	7.40±0.41 bcdef
	50	0.5	3.89±0.17 efg	1.26±0.13 bcde	355.47±25.87 abc	126.00±15.25 bcde	9.32±0.46 a
	50	1.0	3.56±0.24 gh	1.48±0.07 ab	315.82±3.07 bcde	154.95±14.18 a	7.47±0.46 bcde
	50	1.5	2.48±0.40 ijk	1.21±0.05 cdef	238.15±19.33 fghijk	178.25±3.92 a	5.57±0.22 efghijklm
	100	0	1.35±0.17 mnñop	0.46±0.01 klmnño	158.47±33.17 lmnñ	72.15±5.20 hijklm	3.20±0.49 qrstu
	100	0.5	2.35±0.14 jkl	0.91±0.17 h	287.10±22.31 cdefghi	72.45±26.98 hijklm	6.67±0.75 cdefghi
	100	1.0	2.07±0.30 jklmn	0.89±0.19 h	236.05±27.27 ghijk	99.12±23.96 defghij	6.12±1.42 defghijk
	100	1.5	1.94±0.38 jklmnñ	0.89±0.14 hi	199.42±27.05 klmn	111.40±13.92 cdefgh	5.07±0.58 ijklmnñopq
	150	0	0.67±0.12 pqr	0.30±0.04 nñopq	106.35±5.60 ññ	24.72±4.07 ño	0.82±0.34 w
	150	0.5	1.40±0.30 mnñop	0.44±0.10 klmnñop	219.42±10.55 jklm	41.12±3.44 lmnño	4.55±0.41 klmnñopq
	150	1.0	1.49±0.23 lmnñop	0.55±0.09 klmn	205.92±20.59 klmn	52.57±13.41 klmnño	3.57±0.74 ñopqrstu
150	1.5	1.07±0.14 ñopqr	0.50±0.05 klmnñop	151.37±25.19 mnñ	75.07±7.60 ghijklm	2.75±0.26 rstuvw	
Emily	0	0	3.36±0.36 ghi	0.87±0.08 hij	236.75±7.81 fghijk	78.50±7.34 fghijkl	6.00±1.36 efghijkl
	0	0.5	4.98±0.28 cd	1.19±0.08 cdef	358.80±9.04 abc	126.55±15.93 bcde	6.50±1.01 cdefghijk
	0	1.0	4.56±0.57 cdef	1.30±0.12abcd	268.50±14.45 defghijk	109.22±21.28 cdefgh	6.77±0.45 cdefghi
	0	1.5	3.84±0.29 efg	1.18±0.10 cdefg	245.90±48.56 efghijk	103.35±5.06 defghij	6.77±0.90 cdefghi
	50	0	1.99±0.21 jklmnñ	0.58±0.06 klm	101.42±5.59 ñ	97.20±10.94 defghij	5.35±0.50 ghijklmnñ
	50	0.5	4.16±0.44 defg	0.97±0.10 fgh	306.12±4.19 bcdefg	149.42±18.40 ab	6.87±0.63 cdefghi
	50	1.0	3.37±0.43 ghi	0.98±0.09 fgh	232.95±16.72 hijk	131.35±31.78 bcd	6.52±0.46 cdefghij
	50	1.5	2.84±0.50 hij	1.05±0.06 defgh	270.27±13.17 defghijk	102.52±7.79 defghij	5.80±0.54 efghijkl
	100	0	0.83±0.08 pqr	0.28±0.04 nñopq	236.55±20.81 fghijk	40.87±4.52 lmnño	3.37±0.41 pqrstu
	100	0.5	2.20±0.28 jklm	0.53±0.07 klmnño	288.47±87.88 bcdefghi	103.02±18.19 defghij	6.50±1.28 cdefghij
	100	1.0	1.88±0.15 klmnño	0.60±0.05 kl	227.92±8.68 ijkl	80.62±2.67 fghijkl	4.12±0.36 lmnñopqr
	100	1.5	1.48±0.12 lmnñop	0.58±0.09 klm	230.2729.67 hijkl	63.12±21.60 jklmnñ	4.62±0.44 jklmnñop
	150	0	0.43±0.03 qr	0.23±0.03 q	94.02±3.47 ñ	18.02±2.48 o	0.97±0.22 vw
	150	0.5	0.93±0.08 pqr	0.27±0.03 opq	273.35±25.56 defghijk	39.65±7.63 mnño	2.32±0.69 stuvw
	150	1.0	0.96±0.15 opqr	0.25±0.02 pq	249.37±10.72 efghijk	46.67±6.11 lmnño	2.27±0.22 stuvw
150	1.5	0.59±0.17 pqr	0.22±0.02 q	148.17±33.27 mnñ	24.07±9.89 ño	0.97±0.33 vw	

LR = largo de radícula; AP = altura de la plántula; BFPA = biomasa fresca parte aérea; BFR = biomasa fresca de radícula; BSR = biomasa seca de radícula. † Valores promedio con literales distintas en una misma columna difieren estadísticamente (Tukey HSD,  $P \leq 0.05$ ).

**Cuadro 4 (continuación). Efecto de la interacción variedades × niveles salinidad × dosis de FitoMas-E® en variables morfológicas de plántulas de tres variedades de albahaca sometidas a estrés por NaCl y un bioestimulante.**

Variedades	NaCl	FitoMas®	LR	AP	BFPA	BFR	BSR
	mM	mL L <sup>-1</sup>	----- cm -----			----- mg -----	
Nufar	0	0	4.06±0.18 defg <sup>†</sup>	0.95±0.11 gh	218.00±31.96 jklm	75.10±8.60 ghijklm	3.57±0.17 ñopqrstu
	0	0.5	6.18±0.57 a	1.17±0.07 cdfg	338.85±27.16 bcd	113.92±10.01 cdefg	8.35±0.47 ab
	0	1.0	6.28±0.38 a	1.27±0.11 bcde	200.32±9.08 klmn	104.52±13.93 defghi	7.05±1.01 cdefgh
	0	1.5	6.20±1.14 a	1.34±0.02 abc	238.35±43.08 fghijk	123.85±31.17 bcde	7.47±2.10 bcde
	50	0	2.21±0.25 jklm	0.63±0.16 ijk	139.10±27.71 ñ	87.40±8.38 efghijk	3.60±0.29 ñopqrs
	50	0.5	4.59±0.30 cde	1.04±0.05 efgh	338.22±38.71 bcd	135.20±18.45 bc	7.37±0.51 bcdef
	50	1.0	3.62±0.17 fgh	1.01±0.01 fgh	310.52±7.73 bcdef	133.15±12.80 bcd	7.87±1.16 abcd
	50	1.5	3.77±0.31 efgh	1.02±0.02 efgh	237.05±26.82 fghijk	118.60±8.99 bcdef	5.55±0.64 efghijklm
	100	0	0.97±0.20 opqr	0.31±0.06 ñop	119.39±1.50 ñ	49.10±8.93 klmnño	1.85±0.51 uvw
	100	0.5	2.57±0.17 ijk	0.58±0.06 klmn	303.27±1.32 bcdefgh	101.87±7.95 defghij	5.25±0.19 hijklmnño
	100	1.0	2.36±0.25 jkl	0.63±0.06 jk	300.17±23.38 bcdefgh	100.07±14.85 defghij	5.47±0.39 fghijklmnño
	100	1.5	1.49±0.33 lmño	0.53±0.08 klmn	246.95±50.13 efghijk	67.42±12.76 ijklmn	3.40±0.24 opqrstu
	150	0	0.38±0.04 r	0.27±0.04 opq	104.31± ñ	27.00±4.45 ño	2.15±0.31 tuvw
	150	0.5	1.24±0.14 ñopqr	0.41±0.06 klmnño	269.70±33.85 defghijk	50.45±7.95 klmnño	3.95±0.54 mnñoqrs
	150	1.0	0.88±0.07 pqr	0.36±0.05 lmño	249.55±16.27 efghijk	30.92±3.07 ño	2.70±0.54 rstuvw
	150	1.5	0.72±0.28 pqr	0.34±0.07 mlño	238.40±29.80 fghijk	27.12±9.33 ño	2.90±0.58 rstuv
Nivel de significancia			0.0000	0.0000	0.0000	0.014	0.0000

LR = largo de radícula; AP = altura de la plántula; BFPA = biomasa fresca parte aérea; BFR = biomasa fresca de radícula; BSR = biomasa seca de radícula. † Valores promedio con literales distintas en una misma columna difieren estadísticamente (Tukey HSD,  $P \leq 0.05$ ).

En la biomasa fresca de la parte aérea (BFPA) los resultados revelaron diferencias significativas entre variedades, NaCl, dosis de FitoMas-E®, las interacciones variedades × NaCl, variedades × dosis de FitoMas-E® y variedades × NaCl × dosis de FitoMas-E®. El análisis de la interacción variedades × NaCl mostró mayor BFPA en Napoletano en 0 mM y conforme la concentración de NaCl incrementó, se apreció una disminución significativa de la BFPA siendo la variedad Nufar en 150 mM la más afectada (Cuadro 1). En la triple interacción, las plántulas de Napoletano en 0 mM con 0.5 mL L<sup>-1</sup> de FitoMas-E® presentaron valor superior de BFPA, mientras que el análisis de la interacción variedades × NaCl × dosis de FitoMas-E® mostró que las tres variedades incrementaron la BFPA aún en condiciones de estrés por NaCl (Cuadro 4).

La biomasa seca de radícula (BSR) mostró diferencias significativas entre variedades, NaCl, dosis de FitoMas-E®, las interacciones variedades × NaCl, variedades × dosis de FitoMas-E® y variedades × NaCl × dosis de FitoMas-E®. El análisis de la interacción variedades × NaCl, mostró que Napoletano en 0 y 50 mM presentó una BSR mayor; sin embargo, al incrementar la concentración de NaCl, la BSR disminuyó significativamente hasta llegar a su valor menor en la variedad Emily en 150 mM de NaCl (Cuadro 1); para la interacción variedades × dosis de FitoMas-E®, los resultados mostraron un incremento significativo de esta variable en las plántulas procedentes de semillas a las que se les aplicó bioestimulante y con la dosis de 0.5 mL L<sup>-1</sup> (Cuadro 3). Al analizar la interacción variedades × NaCl × dosis de FitoMas-E® se observó



que las plántulas cuya semilla se trató con FitoMas-E<sup>®</sup>, mostraron un incremento en la BSR aún con el estrés por NaCl y fue Napoletano con la dosis de 0.5 mL L<sup>-1</sup> de FitoMas-E<sup>®</sup> en 0 y 50 mM de NaCl la variedad que logró una BSR mayor (Cuadro 4).

Para la biomasa seca de la parte aérea (BSPA) se encontraron diferencias significativas entre variedades y NaCl. Para dosis de FitoMas-E<sup>®</sup> no se encontró diferencias significativas. Las interacciones variedades × NaCl, variedades × dosis de FitoMas-E<sup>®</sup> y variedades × NaCl × dosis de FitoMas-E<sup>®</sup>, no mostraron diferencias significativas.

### **Efecto de la Interacción del Estrés Salino y el FitoMas-E<sup>®</sup> en las Variables Morfométricas**

El análisis de la interacción variedades × NaCl mostró que la longitud de radícula disminuyó significativamente en las tres variedades conforme se incrementó la concentración de NaCl (Cuadro 1). La reducción en el crecimiento de la raíz en estrés por NaCl, se debe a varios factores, entre ellos a un potencial de agua reducido del medio externo, a la interferencia de los iones salinos con la nutrición de las plantas o a la toxicidad de iones acumulados que conducen a la muerte celular en algunos casos (Lamz-Piedra y González-Cepero, 2015). Los resultados en este estudio coinciden con lo planteado por Batista-Sánchez *et al.* (2015) quienes afirman que a nivel de raíces, las sales alteran la absorción de agua por lo que afectan el crecimiento de estos órganos, disminuye considerablemente la cantidad de raicillas adsorbentes, afectando la absorción de agua y nutrientes. La reducción en el desarrollo de la raíz, puede ser por un efecto osmótico, por el NaCl o porque las plántulas no tienen absorción de nutrientes balanceada (Bor *et al.*, 2003).

El incremento de la mayoría de las variables morfométricas evaluadas procedentes de semillas tratadas con FitoMas-E<sup>®</sup>, se debe a que este bioestimulante contiene quelatos de aminoácidos y de carbohidratos que son de absorción rápida, tienen una movilidad mayor dentro de la planta una vez que se absorben y poseen propiedades estimulantes del crecimiento radicular (Ruisánchez *et al.*, 2013; Batista-Sánchez *et al.*, 2015). En este estudio, fue evidente la influencia que el FitoMas-E<sup>®</sup> ejerció en la longitud de la radícula, lo que confirma la capacidad de estimular

los procesos vinculados al crecimiento y desarrollo de las plantas, tal como lo señalaron Castillo *et al.* (2011) quienes atribuyen este efecto a los mecanismos de acción bioestimulante, con aminoácidos de acción auxínica, hormonas que intervienen en el crecimiento de las diferentes partes de las plantas. La altura de las plántulas también se incrementó en las tres variedades respecto al control, en aquellas plántulas procedentes de semillas que se trataron con el bioestimulante. Resultados similares obtuvo Viñals-Verde *et al.* (2011) con el uso de FitoMas-E<sup>®</sup> en plantas de tomate, en las cuales se incrementó la altura de la planta, diámetro del tallo, diámetro del fruto, número de frutos y peso del fruto. Acorde con Castillo *et al.* (2011) el bioestimulante contiene serina, aminoácido que interviene en los mecanismos de resistencia de las plantas a condiciones de estrés, ayudando a mantenerla en condiciones vigorosas. La aplicación exógena de FitoMas-E<sup>®</sup>, estimula la elongación y la división celular en segmentos de tallos favoreciendo la altura de las plantas, por lo que promueve el crecimiento en general (Curbelo *et al.*, 2007). Se ha demostrado que las afectaciones en el crecimiento y la acumulación de biomasa en las plantas sometidas a condiciones salinas, se mantienen a través de todo su ciclo vegetativo, incluyendo las primeras etapas como la germinación y la emergencia (Murillo-Amador *et al.*, 2001), por lo que es importante realizar estudios de tolerancia a estrés por NaCl en etapas posteriores del crecimiento en *Ocimum basilicum*. La acumulación de iones salinos en el embrión de la semilla en germinación y luego en la plántula, es una de las causas fundamentales de las afectaciones del crecimiento y acumulación de biomasa, por lo que requiere atención especial durante el período inicial de crecimiento de las plántulas y se caracteriza por las variaciones que ocurren en los procesos del metabolismo de las plantas (Khaliq *et al.*, 2014).

La acumulación de biomasa de los órganos vegetativos, al igual que el crecimiento de las plántulas, dependen de la asimilación de nutrientes, así como de la intensidad de los procesos de división y elongación celular, por lo que en condiciones de estrés salino, el crecimiento de las estructuras vegetativas disminuye significativamente y con mayor intensidad, a medida que aumenta la concentración de sales en el sustrato (Kamel-Hessini *et al.*, 2015). En este estudio fue evidente que las plántulas de semillas tratadas

con el bioestimulante FitoMas-E<sup>®</sup>, incrementaron significativamente su biomasa, aún en condiciones de estrés por NaCl. Estos resultados se deben a que la planta recibe aminoácidos biológicamente activos de rápida absorción y traslación, lo cual reduce el gasto de energía metabólica para la síntesis de proteínas, favoreciendo un incremento en la síntesis de solutos orgánicos, lo cual beneficia su crecimiento, desarrollo y acumulación de biomasa. También se relaciona con la presencia de ácido glutámico en el FitoMas-E<sup>®</sup>, el cual actúa como agente osmótico del citoplasma y en el reajuste del potencial hídrico intracelular. Resultados similares obtuvo Batista-Sánchez *et al.* (2015) en la etapa de emergencia de las plantas de albahaca, variedades Emily, Nufar y Napoletano aplicando diferentes dosis de este bioestimulante.

Al parecer FitoMas-E<sup>®</sup> promueve la defensa antiestrés, involucra la síntesis de sustancias de estructuras químicas que las plantas elaboran como respuesta a situaciones estresantes, resultado de alteraciones bióticas y abióticas, que de acuerdo con Harborne (1993), como respuesta a la salinidad, las plantas o partes de éstas, acumulan polioles, compuestos cuaternarios de amonio y otros compuestos osmóticos en respuesta a este estrés abiótico. Para lograr esto, las plantas movilizan sustancias las cuales desvían de su metabolismo principal con un costo energético elevado. El FitoMas-E<sup>®</sup> está compuesto de sustancias complejas como aminoácidos, péptidos, bases nitrogenadas y oligosacáridos, las cuales son estructuras básicas que funcionan como unidades para construir desde el RNA celular, sustancias más complejas tales como vitaminas, enzimas y otras estructuras químicas esenciales en la adaptación y la defensa antiestrés que le permiten a las plantas sometidas a niveles de estrés lograr atenuar los efectos negativos del estrés en el crecimiento y desarrollo (Álvarez-Rodríguez *et al.*, 2015).

## CONCLUSIONES

- Se presentó una respuesta diferencial entre las variedades de albahaca estudiadas en el porcentaje de germinación y variables morfológicas en condiciones de estrés por NaCl y la aplicación del bioestimulante. La variedad Napoletano fue la más tolerante, mostrando los valores mayores en todas las variables evaluadas con la aplicación del FitoMas-E<sup>®</sup> en concentraciones de 0 y 50 mM de NaCl, con dosis de 0.5 y 1 mL L<sup>-1</sup> de FitoMas-E<sup>®</sup>.

- La dosis de 1 mL L<sup>-1</sup> de FitoMas-E<sup>®</sup> logró un efecto estimulante para la variedad Napoletano en las concentraciones de 0, 50, 100 y 150 mM de NaCl, en el porcentaje de germinación, longitud de radícula y altura de la planta mientras que la de 0.5 mL L<sup>-1</sup> de FitoMas-E<sup>®</sup> mostró un cambio en la variedad Emily en concentraciones desde 0 a 100 mM de NaCl. Se evidenció el incremento de las variables morfológicas evaluadas con la aplicación del bioestimulante en las variedades de albahaca sometidas a estrés salino de moderado a severo.

## AGRADECIMIENTOS

Esta investigación se desarrolló con los proyectos AGROT1 y AO1 del Centro de Investigaciones Biológicas del Noroeste, S.C. (CIBNOR); SAGARPA-CONACYT No. 126183 y ciencia básica SEP-CONACYT No. 236240. Se agradece el apoyo técnico de Carmen Mercado-Guido, Pedro Luna-García, Lidia Hiraes-Lucero y Manuel Salvador Trasviña-Castro del CIBNOR. El autor responsable agradece al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología, por el apoyo otorgado para realizar estancia sabática en el extranjero mediante el programa “Apoyos para estancias sabáticas vinculadas a la consolidación de grupos de investigación y el fortalecimiento del posgrado nacional (2017-I).

## LITERATURA CITADA

- Agüero-Fernández, Y. M., L. G. Hernández-Montiel, A. Nieto-Garibay, E. Troyo-Diéguez, R. Zulueta-Rodríguez y B. Murillo-Amador. 2016. Hongos micorrizicos arbusculares como agentes mitigadores del estrés salino por NaCl en plántulas de albahaca. *Nova Scientia* 17: 60-86.
- Álvarez-Rodríguez, A., A. Campo-Costa, E. Batista-Ricardo y A. Morales-Miranda. 2015. Evaluación del efecto del bionutriente Fitomas-E como alternativa ecológica en el cultivo del tomate. *ICIDCA Sobre los Derivados de la Caña de Azúcar* 49: 3-9.
- Batista-Sánchez, D., A. Nieto-Garibay, L. Alcaraz-Meléndez, E. Troyo-Diéguez, L. G. Hernández-Montiel, C. M. Ojeda Silvera y B. Murillo-Amador. 2015. Uso del FitoMas-E<sup>®</sup> como atenuante del estrés salino (NaCl) durante la emergencia y crecimiento inicial de *Ocimum basilicum* L. *Nova Scientia* 15: 01-10.
- Bor, M., F. Ozdemir, and I. Turkan. 2003. The effect of salt stress on lipid peroxidation and antioxidants in leaves of sugar beet *Beta vulgaris* L. and wild beet *Beta maritima* L. *Plant Sci.* 164: 77-84.
- Castillo P., G., J. Villar D., R. Montano M., C. Martínez, F. Pérez A., A. Albacete, J. Sánchez B. y M. Acosta E. 2011. Cuantificación por HPLC del contenido de aminoácidos presentes en el FitoMas-E. *ICIDCA Sobre los Derivados de la Caña de Azúcar* 45: 64-67.

- Colla, G., Y. Rouphael, Ch. Leonardi, and Z. Bie. 2010. Role of grafting in vegetable crops grown under saline conditions. *Sci. Hortic.* 127:147-155.
- Curbelo, A., A. Mancebo, M. Arteaga, C. González, Y. Rivero, and Y. Torres. 2007. Genotoxic assessment of FitoMas-E and FitoMas-H by means of the bone marrow micronucleus test. *Toxicol. Lett.* 172: S166. doi:10.1016/j.toxlet.2007.05.425.
- Esechie, H. A., A. Al-Saidi, and S. Al-Khanjari. 2002. Effect of sodium chloride salinity on seedling emergence in chickpea. *J. Agron. Crop Sci.* 188: 155-160.
- Ghulam A., M. Saqib, J. Akhtar, and M. Anwar ul Haq. 2015. Interactive effects of salinity and iron deficiency on different rice genotypes. *J. Plant Nutr. Soil Sci.* 178: 306-311.
- Harborne, J. B. 1993. Introduction to ecological biochemistry. Academic Press. London.
- Heidari, M. and A. Golpayegani. 2012. Effects of water stress and inoculation with plant growth promoting rhizobacteria (PGPR) on antioxidant status and photosynthetic pigments in basil (*Ocimum basilicum* L.). *J. Saudi Soc. Agric. Sci.* 11: 57-61.
- ISTA (International Rules for Seed Testing). 2010. Rules proposals for the International Rules for Seed Testing 2010 Edition, OM Rules Proposals for the International Rules for Seed Testing 2010 Edition. Approved by ECOM Decision. No. 498. Bassersdorf, Switzerland.
- Kamel, H., S. Ferchichi, S. Ben Youssef, K. Hans Werner, C. Cruz, and M. Gandour. 2015. How does salinity duration affect growth and productivity of cultivated barley? *Agron. J.* 107: 174-180.
- Kandil, A. A., A. E. Shareif, and M. A. Gad. 2017. Effect of salinity on germination and seeding parameters of forage cowpea seed. *Res. J. Seed Sci.* 10: 17-26.
- Katembe, W. J., I. A. Ungar, and J. P. Mitchell. 1998. Effect of salinity on germination and seedling growth of two *Atriplex* species (Chenopodiaceae). *Ann. Bot.* 82: 167-175.
- Kaya, M., G. Kaya, M. D. Kaya, M. Atak, S. Saglam, K. M. Khawar, and C. Y. Ciftci. 2008. Interaction between seed size and NaCl on germination and early seedling growth of some Turkish cultivars of chickpea (*Cicer arietinum* L.). *J. Zhejiang Univ. Sci. B.* 9: 371-377.
- Khaliq, S., Z. Ullah, H. Rehman, and R. Khaliq. 2014. Physiological and biochemical basis of salt tolerance in *Ocimum basilicum* L. *J. Med. Plants Stud.* 2: 18-27.
- Khan, M. A. and Y. Rizvi. 1994. The effect of salinity, temperature and growth regulators on the germination and early seedling growth of *Atriplex griffithii* Moq. var. stocksii Boiss. *Can. J. Bot.* 72: 475-479.
- Khan, M. A. and I. A. Ungar. 1998. Seed germination and dormancy of *Polygonum aviculare* L. as influenced by salinity, temperature, and gibberellic acid. *Seed Sci. Technol.* 26: 107-117.
- Song, J., G. Feng, C. Tian, and F. Zhang. 2005. Strategies for adaptation of *Suaeda physophora*, *Haloxylon ammodendron* and *Haloxylon persicum* to asaline environment during seed germination stage. *Ann. Bot.* 96: 399-405.
- Lamz-Piedra, A. y M. C. González-Cepero. 2013. La salinidad como problema en la agricultura: La mejora vegetal una solución inmediata. *Cult. Trop.* 34: 31-42.
- Lamz-Piedra, A. y M. C. González-Cepero. 2015. Indicadores del crecimiento inicial y del estado nutricional para la selección temprana de genotipos de arroz (*Oryza sativa* L.) tolerantes a la salinidad. *Cult. Trop.* 36: 41-48.
- Maguire, J. D. 1962. Speed of germination - aid in selection and evaluation for seedling emergence and vigor. *Crop Sci.* 2: 176-177.
- Montano, R., R. Zuaznabar, A. García, M. Viñals y J. Villar. 2007. Fitomas E: Bionutriente derivado de la industria azucarera. ICIDCA Sobre los Derivados de la Caña de Azúcar. 41: 14-21.
- Murillo-Amador, B., E. Troyo-Diéguez, A. López-Cortes, H. G. Jones, F. Ayala-Chairez, and C. L. Tinoco-Ojanguren. 2001. Salt-tolerance of cowpea genotypes in the emergence stage. *Aust. J. Exp. Agric.* 41: 81-88.
- Ojeda-Silvera, C. M., B. Murillo-Amador, A. Nieto-Garibay, E. Troyo-Diéguez, I. M. Reynaldo-Escobar, F. H. Ruíz-Espinoza y J. L. García-Hernández. 2015. Emergencia y crecimiento de plántulas de variedades de albahaca (*Ocimum basilicum* L.) sometidas a estrés hídrico. *Ecosist. Recur. Agropec.* 2: 151-160.
- Reyes-Pérez, J. J., B. Murillo-Amador, A. Nieto-Garibay, E. Troyo-Diéguez, I. M. Reynaldo-Escobar, and E. O. Rueda-Puente. 2013. Germinación y características de plántulas de variedades de albahaca (*Ocimum basilicum* L.) sometidas a estrés salino. *Rev. Mex. Cienc. Agric.* 6: 869-880.
- Ruisánchez, Y., M. I. Hernández y Y. Rodríguez. 2013. Evaluación de los bioproductos Dimabac y FitoMas E en el cultivo del tomate. *Temas Agrarios* 18: 49-56.
- Sarwat, M., A. Hashem, M. A. Ahanger, E. F. Abd\_Allah, A. A. Alqarawi, M. N. Alyemeni, P. Ahmad, and S. Gucl. 2016. Mitigation of NaCl stress by arbuscular mycorrhizal fungi through the modulation of osmolytes, antioxidants and secondary metabolites in mustard (*Brassica juncea* L.) plants. *Front. Plant Sci.* 7: 869-883.
- Souza-Lemes, E., S. Oliveira, L. Ciciliano Tavares, A. Oliveira de Mendonça, I. Dias Leitzke, G. Eduardo Meneghello, and A. C. Souza Albuquerque Barros. 2016. Productivity and physiological quality of irrigated rice seeds under salt stress and carbonized rice husk ashes fertilization. *Agrociencia* 50: 307-321.
- StatSoft Inc. 2011. Statistica. System reference. StatSoft, Inc. Tulsa, OK, USA.
- Steel, R. G. D. y J. H. Torrie. 1995. Bioestadística: Principios y procedimientos. McGraw Hill. México.
- Tarchoune, I., C. Sgherri, B. Baâtour, R. Izzo, M. Lachaâl, F. Navari-Izzo, and Z. Ouerghi. 2013. Effects of oxidative stress caused by NaCl or Na<sub>2</sub>SO<sub>4</sub> excess on lipoic acid and tocopherols in Genovese and Fine basil (*Ocimum basilicum* L.) *Annal. Appl. Biol.* 163: 23-32.
- Viñals-Verde, M., A. García-García, R. L. Montano-Martínez, J. C. Villar-Delgado, T. García-Martínez y M. Ramil-Mesa. 2011. Estimulante de crecimiento agrícola FITOMAS®; resultados de producción del año 2010 y su impacto en cultivos seleccionados de alimentos. ICIDCA Sobre los Derivados de la Caña de Azúcar 45: 1-23.

# Plant and livestock waste compost compared with inorganic fertilizer: nutrient contribution to soil

## Aporte nutricional al suelo mediante fertilizantes químicos y abonos orgánicos de residuos vegetales y pecuarios

Ofelia Adriana Hernández Rodríguez<sup>1</sup>, César H. Rivera Figueroa<sup>1‡</sup>, Elías E. Díaz Ávila<sup>2</sup>,  
Dámaris L. Ojeda Barrios<sup>1</sup>, and Víctor M. Guerrero Prieto<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Facultad de Ciencias Agrotecnológicas, <sup>2</sup> Graduado de la Facultad de Ciencias Agrotecnológicas. Universidad Autónoma de Chihuahua, Ciudad Universitaria S/N. 31310 Chihuahua, Chihuahua, México.

<sup>‡</sup> Autor responsable (crivera@uach.mx)

---

### SUMMARY

The use of livestock and plant wastes, as sources of nutrients and organic material to the soil, is a viable alternative to chemical fertilizers, which eventually cause serious risks to agroecosystems. The present study was conducted in 2013 in a greenhouse at FACIATEC-UACH, Chihuahua, México. Four composts made with (a) cow manure, (b) hen manure, (c) sawdust and (d) maize stover were evaluated for their contribution of the soil macronutrients  $\text{NO}_3^-$ ,  $\text{P}^-$ ,  $\text{K}^+$ ,  $\text{Ca}^{++}$ ,  $\text{Mg}^{++}$  and  $\text{Na}^+$  and compared with urea as a synthetic fertilizer and a control without fertilizer. The experiment was based on a completely randomized design; statistical analysis included an analysis of variance using the statistical package SAS (Statistical Analysis System) version 9.3.1 and comparison of means with the Tukey procedure ( $\alpha = 0.05$ ). Results suggest that five of the compost treatments increased the concentration of  $\text{NO}_3^-$ . Hen manure significantly outperformed cow manure in providing  $\text{NO}_3^-$  and  $\text{P}^-$ . Likewise, the sawdust-based compost significantly affected the content of  $\text{NO}_3^-$  outperforming the treatment based on maize stover. The concentration of  $\text{Ca}^{++}$  and  $\text{Mg}^{++}$  in soils resulting from the applied composts was lower than in the treatment with inorganic fertilizer, but that of  $\text{Na}^+$  was statistically higher than in the inorganic fertilizer treatment. This evidence suggests that the use of organic fertilizers, of either animal or plant origin, is a beneficial source of soil nutrients with high potential in sustainable agriculture.

**Index words:** *macronutrients, organic fertilizer, soil fertility.*

### RESUMEN

El uso de desechos de ganado y residuos vegetales, como fuente de nutrientes y material orgánico para el suelo, puede representar una alternativa viable para evitar daños riesgosos para el agroecosistema, derivados del uso de fertilizantes químicos. El presente estudio fue conducido en 2013, en condiciones de invernadero en la FACIATEC-UACH, Chihuahua, México. Se evaluó la contribución al suelo de los macronutrientes  $\text{NO}_3^-$ ,  $\text{P}^-$ ,  $\text{K}^+$ ,  $\text{Ca}^{++}$ ,  $\text{Mg}^{++}$  y  $\text{Na}^+$ , a partir de cuatro compostas elaboradas de (a) estiércol de bovinos, (b) excremento de gallina, (c) aserrín y (d) esquilmo de maíz, los cuales fueron comparados con urea como fertilizante sintético y un control sin fertilizante. Se utilizó un diseño completamente aleatorizado y se realizó el análisis de varianza mediante el paquete estadístico SAS (Statistical Analysis System), versión 9.3.1; la comparación múltiple de medias se realizó mediante el procedimiento de Tukey ( $\alpha = 0.05$ ). Los resultados sugieren que cinco de los tratamientos de compostas incrementaron la concentración de  $\text{NO}_3^-$ , en los cuales el estiércol de gallina superó significativamente al de bovinos en su aportación de los macronutrientes  $\text{NO}_3^-$  y  $\text{P}^-$ ; del mismo modo, las compostas elaboradas a partir de aserrín tuvieron un efecto significativo sobre el  $\text{NO}_3^-$  y superaron a los que contenían esquilmos de maíz. La concentración de  $\text{Ca}^{++}$  y  $\text{Mg}^{++}$  en los suelos donde se aplicó la composta, fue menor en comparación con aquellos tratados con urea, aunque el contenido de  $\text{Na}^+$  en los tratamientos de composta superó estadísticamente a la de aquellos tratados con fertilizantes inorgánicos. Esta evidencia sugiere que el uso de fertilizantes orgánicos, ya sea de origen animal

---

#### Cita recomendada:

Hernández Rodríguez, O. A., C. H. Rivera Figueroa, E. E. Díaz Ávila, Dámaris L. Ojeda Barrios, and Víctor M. Guerrero Prieto. 2017. Plant and livestock waste compost compared with inorganic fertilizer: nutrient contribution to soil. *Terra Latinoamericana* 35: 321-328.

---

Recibido: noviembre de 2016. Aceptado: agosto de 2017.  
Publicado en *Terra Latinoamericana* 35: 321-328.



o vegetal, es una fuente benéfica para los nutrientes del suelo con alto potencial en la agricultura sostenible.

**Palabras clave:** *macronutrientes, fertilizante orgánico, fertilidad del suelo.*

## INTRODUCTION

The actual practice of agriculture with the use of chemical fertilizers is one of the main causes of today's environmental diseases. Although technological packages have produced high increases in crop yields, they have also had collateral effects such as losses of thousands of hectares of fertile land, soil degradation and increases of more virulent pathogens (Cruse, 2012). This technology is also responsible for eutrophication of bodies of water, increases in nitrate levels in ground and surface water, and increments of pesticide residues in water, soils and food (Tarigo *et al.*, 2004)<sup>1</sup>.

Moreover, huge amounts of organic residues produced by agricultural activities have become environmental pollutants since they increase salinity levels, nitrate lixiviation rate into underground and drain water as well as phosphate concentration in surface water (Flotats and Sole, 2008). In addition, organic residues are associated with accumulation of lignin, aromatic oils and resins (Obied *et al.*, 2005), and several pests, weeds and diseases have been disseminated (Baffi *et al.*, 2007) and cases of toxicity in cultivated plants have increased (Zucconi *et al.*, 1981). As a result, the use of organic residues has become increasingly important as an efficient way to recycle nutrients and stimulate plant growth as well as to incorporate nutrients to degraded soils (Cerrato *et al.*, 2007). Hence, controlled degradation processes have been considered necessary to minimize environmental risks caused by organic residues as in the case of manure and urine (Lüebka and Lüebka, 2007)<sup>2</sup>.

Composting and biodegradation is an effective way to manage organic residues to obtain a healthier, safer, more economically profitable product while improving soil fertility (Bernal *et al.*, 2008; Szabová *et al.*, 2010). The factors involved in the composting process, such as aeration, initial C/N relationship and moisture content, influence nutrient conservation, which are important in improving the potential of compost as

organic fertilizer and its agronomical value (Guo *et al.*, 2012). Application of organic fertilizers to agricultural soils is an important practice for increasing crop yield (Saldaña *et al.*, 2014), and composts can improve physical, chemical and biological soil attributes (Soto and Melendez, 2003). The objective of this study was to evaluate the contribution of soil macronutrients by composts made from organic residues (plant and livestock wastes) as compared with inorganic fertilizers.

## MATERIALS AND METHODS

### Experiment Location

The experiment was conducted at the School of Agrotechnological Sciences (FACIATEC) of the Autonomous University of Chihuahua (UACH), Chihuahua, México, in a chapel-type greenhouse, 16 m wide × 45 m long, with galvanized iron structure and covered with fiberglass.

### Experimental Design

The experimental design was completely randomized with ten fertilization treatments and five replications. The experimental unit was defined as a 6 L capacity pot. Treatments were set up with eight fertilizers based on four composts in two doses, a synthetic fertilizer (urea) and a control (no fertilizer). Composts were prepared from animal waste and plant residues and allowed to transform naturally for 25 weeks. For this purpose, we used hen manure (H) and cow manure (C) as animal source; sawdust (S) and maize stover (M) were used as plant residues. The characteristics of the applied composts are shown in Table 1. Compost doses were 35 and 75 Mg ha<sup>-1</sup>, as recommended by Castellanos *et al.* (2000), to achieve an experimental soil with medium and high organic matter (OM) content, 2 and 3% respectively, in this case based on an original content of 1.14% of OM and a sandy loam texture. The dose of urea (U) was 200 kg ha<sup>-1</sup>. Treatments and doses are shown in Table 2. Composts and fertilizer were applied at the time of planting blue corn. Harvest took place 130 days after planting, when the soil sampling was performed.

<sup>1</sup> Tarigo, A., C. Repetto y D. Acosta. 2004. Evaluación agronómica de biofertilizantes en la producción de lechuga (*Lactuca sativa*) a campo. Tesis de Licenciatura Universidad de la Republica Facultad de Agronomía. Montevideo, Uruguay.

<sup>2</sup> Lüebka, U. y S. Lüebka. 2008. Materia orgánica como un recurso para la fertilidad. pp. 309-16. In: II Conferencia Internacional sobre eco-biología del suelo y el compost, 26-29 de noviembre 2008. SoilAce. Puerto de la Cruz, Tenerife, España.



**Table 1. Characteristics of four composts used as a source of organic fertilization.**

Compost	C	N	C/N	P	K	Ca	Mg	Na	NO <sub>3</sub>	Cu	Fe	Zn	Mn	pH
	----- % -----			----- mg kg <sup>-1</sup> -----										
HS	10.9	2.3	4.9	0.11	1.4	6.1	0.72	0.42	1190	56	1633	277	378	7.8
CS	17.8	1.4	12.9	0.02	0.5	2	0.3	0.21	1421	87	1326	67	192	8.1
HM	13.4	2.1	6.5	0.11	2.3	1.1	0.6	0.34	1473	48	1662	244	381	7.9
CM	14	1.6	8.6	0.02	1.9	5.3	0.89	0.44	1279	93	1640	96	243	9.7

HS = hen manure and sawdust; CS = cow manure and sawdust; HM = hen manure and maize stover; CM = cow manure and maize stover.

**Response Variables**

Soil samples were dried at room temperature from 34 to 40 °C. The variables evaluated in soil were concentration of NO<sub>3</sub><sup>-</sup> by the Brucine method and UV-visible spectrophotometry (HACH DR 5000-UV-visible) (Uvalle-Bueno, 1993) and the major elements K<sup>+</sup>, Ca<sup>++</sup>, Mg<sup>++</sup> and Na<sup>+</sup>, through ammonium acetate and atomic absorption spectrophotometry (Perkin Elmer Analyst 100, New Jersey, US), P<sup>=</sup> with the ammonium molybdenum vanadate method and UV-visible spectrophotometry analysis (HACH DR 5000-UV-visible) (Nogales *et al.*, 2005).

**Statistical Analysis and Hypothesis Testing**

The first stage of the ANOVA was applied in a Completely Randomized Design (CRD). Since H<sub>0</sub> was rejected, we proceeded to perform the hypothesis test for each of the contrasts and response variables, using 1 degree of freedom in each (H<sub>0</sub>: σ<sub>t</sub><sup>2</sup>/σ<sub>e</sub><sup>2</sup> = 1; H<sub>a</sub>: σ<sub>t</sub><sup>2</sup> σ<sub>e</sub><sup>2</sup> > 1). Nine hypotheses were tested, corresponding to each contrast (λ<sub>i</sub>), as follows: H<sub>0</sub>: λ<sub>i</sub>=0; H<sub>a</sub>: λ<sub>i</sub> ≠ 0.

**Orthogonal Contrasts**

A set of orthogonal contrasts was defined *a priori* under the requirements of orthogonality (independence) explained as follows: (1) all treatments

vs control, (2) organic vs inorganic fertilizers, (3) composting based on hen manure (H) vs fertilizers based on cow manure (C), (4) compost based on sawdust (S) vs compost based on maize stover (M), (5) fertilization with 35 Mg ha<sup>-1</sup> of hen manure + sawdust compost (HS) vs 75 Mg ha<sup>-1</sup> of the same mixture; (6) fertilization with 35 Mg ha<sup>-1</sup> of hen manure + maize stover (HM) compost vs 75 Mg ha<sup>-1</sup> of the same mixture; (7) fertilization with 35 Mg ha<sup>-1</sup> of cow manure + sawdust compost (CS) vs 75 Mg ha<sup>-1</sup> of the same mixture; (8) fertilization with 35 Mg ha<sup>-1</sup> of cow manure + maize stover compost (CM) vs 75 Mg ha<sup>-1</sup> of the same mixture, and (9) interaction manure\*crop residues. Statistical analysis was performed using PROC GLM of SAS version 9.1.3.

**RESULTS AND DISCUSSION**

The analysis of soil macronutrients revealed significant changes in their concentrations in the different treatments (Table 3). Results of nine independent comparisons selected *a priori* reveal that only orthogonal contrast of all (all types of fertilizers) vs control (no fertilizer) significantly affected the concentration of six nutrients, while the HS-35 Mg ha<sup>-1</sup> vs HS-75 Mg ha<sup>-1</sup> contrast had no effect on the levels of the macronutrients.

These findings agree with those observed by other researchers. Bernal *et al.* (2008), for example, mentioned that bulking agents such as cereal straw

**Table 2. Treatments with organic and inorganic fertilization.**

Treatment	T <sub>1</sub>	T <sub>2</sub>	T <sub>3</sub>	T <sub>4</sub>	T <sub>5</sub>	T <sub>6</sub>	T <sub>7</sub>	T <sub>8</sub>	T <sub>9</sub>	T <sub>10</sub>
Ky	HS-35	HS-75	CS-35	CS-75	HM-35	HM-75	CM-35	CM-75	U-200	C
Dose (Mg ha <sup>-1</sup> )	35	75	35	75	35	75	35	75	0,2	0

HS = hen manure and sawdust; CS = cow manure and sawdust; HM = hen manure and maize stover; CM = cow manure and maize stover.

**Table 3. Mean squares and statistical significance of six macronutrients associated with application of different fertilizers (organic and inorganic).**

Source of variation	df	Soil macronutrients					
		NO <sub>3</sub> <sup>-</sup>	P <sup>=</sup>	K <sup>+</sup>	Ca <sup>++</sup>	Mg <sup>++</sup>	Na <sup>+</sup>
Treatments	9	2.46*	6848*	148555*	10711398*	6576*	0.0421*
All vs control	1	10.15*	12792*	611433*	24041333*	10396*	0.0645*
Org vs inorg	1	5.56*	13197*	527085	27569835*	8146*	0.0538
Hen manure vs cow manure	1	0.412*	28585*	140	6460140*	316	0.0109
Sawdust vs maize stover	1	0.533*	1296	6250	4709390*	472	0.0194
HS-35 vs HS-75	1	0.004	1638	1890	4000	62	0.0012
HM-35 vs HM-75	1	0.007	3546*	74390	5062	765	0.0774*
CS-35 vs CS-75	1	0	555	1562	6250	3062*	0.0980*
CM-35 vs CM-75	1	3.624*	1	4000	25840562*	25000*	0.0436
Interaction M*V	1	1.857*	22	110250	7766015*	10972*	0.0109
Error	40	0.057	787	29870	78750	440	0.0132
Mean		2.61	66.2	1109	2134.75	209.2	7.18
CV(%)		9.18	42.4	15.58	13.14	10.03	1.6
R = r <sup>2</sup>		0.906	0.662	0.662	0.968	0.77	0.42

M = manure; V = plant residues; (\*) significant at 5%.

and sawdust have high organic-C contents and high C/N ratios (above 50). Moreover, mature composts produced from cattle and poultry manure mixed with agricultural and forestry by-products provide beneficial effects on soil physical, chemical and biological properties as well as nutrient content. It has also been mentioned that bovine manure, being a rich source of carbon and nitrogen, increased microbial activity, and consequently led to increased availability of nutrients for the plant (Lincoff, 1981).

The contrast all vs control, significantly affected all nutrients. Some contrasts (CS-35 vs CS-75; HM-35 vs HM-75), however, had significant effect on at least one of the nutrients. The concentrations of NO<sub>3</sub><sup>-</sup> and Ca<sup>++</sup> were affected significantly by six of the nine contrasts, while the level of K<sup>+</sup> responded only to the contrast all vs control, probably because most of the soils in temperate zones in Mexico are rich in this macronutrient, the reason that potassium fertilizers are usually not applied or the required doses are low. The interaction M\*V had a significant effect on macronutrients NO<sub>3</sub><sup>-</sup>, Ca<sup>++</sup> and Mg<sup>++</sup>.

The coefficients of variation (CV) observed were 1.6 and 42.4% for Na<sup>+</sup> and P<sup>=</sup>, respectively. This suggests that the concentration of the first was

relatively constant. The second, on the contrary, was more affected by the application of organic and inorganic fertilizers, particularly by the composts prepared in this study.

The highest coefficient of determination (R<sup>2</sup>) was estimated for Ca<sup>++</sup> (0.968). At the other extreme, the macronutrient Na<sup>+</sup> exhibited the lowest (0.42). For Ca<sup>++</sup>, the percentage of the total variation (96.8%) explained by the experimental design was close to 100%, while the value of 42% for Na<sup>+</sup>, indicated that the error component (random causes) was proportionally higher than that, due to the effect of the treatments. The coefficients of determination of the rest of macronutrients ranged between 0.662 and 0.906. All of these values were higher than 0.5; that is, more than 50% of the variation was explained by the statistical model used in the study.

By comparing the concentrations of nutrients NO<sub>3</sub><sup>-</sup>, P<sup>=</sup> and K<sup>+</sup> (Table 4), it was found that the control had the lowest means 75.4, 5 and 777.5 mg kg<sup>-1</sup>, respectively, while the highest means, 268.2, 33.8 and 1267.5 mg kg<sup>-1</sup>, were recorded for treatments CS-75, HS-75 and CM-75, respectively, in all three cases with the highest dose of compost (75 Mg ha<sup>-1</sup>).

**Table 4. Means comparison and significant groups of six soil macronutrients (mg kg<sup>-1</sup>) from organic and inorganic sources.**

Treatments		NO <sub>3</sub> <sup>-</sup>	P <sup>=</sup>	K <sup>+</sup>	Ca <sup>++</sup>	Mg <sup>++</sup>	Na <sup>+</sup>
T <sub>1</sub>	HS-35	209.2 ab <sup>†</sup>	26.8 abc	1212.5 a	1342.5 b	212.5 bcd	2.87 a
T <sub>2</sub>	HS-75	238.3 a	33.8 a	1240 a	1302.5 b	207.5 abc	2.91 a
T <sub>3</sub>	CS-35	234.2 a	13.2 cde	1105 ab	1220.0 b	165.0e	3.11 a
T <sub>4</sub>	CS-75	268.2 a	17.3 abcd	1130 ab	1270.0 b	200.0 cde	3.12 a
T <sub>5</sub>	HM-35	195.2 abc	21.6 ab	1060 ab	1150.0 b	175.0 de	3.11 a
T <sub>6</sub>	HM-75	112.6 cd	31.9 ab	1232.5 a	1105.0 b	192.5 de	3.06 a
T <sub>7</sub>	CM-35	85.4 d	12.4 cde	1227.5 a	1205.0 b	172.5 de	3.05 a
T <sub>8</sub>	CM-75	131.2 bcd	12.6 cde	1267.5 a	4420.0 a	272.5 a	1.85 b
T <sub>9</sub>	U-200	132.9 bcd	6.33 de	840 b	4117.0 a	242.5 abc	1.77 b
T <sub>10</sub>	C	75.4 d	5.0 e	777.5 b	4215.0 a	252.5 ab	1.26 c

<sup>†</sup> In each column the same letters indicate the same group of significance. Tukey Test ( $\alpha = 0.05$ ).

For nutrients Ca<sup>++</sup> and Mg<sup>++</sup>, the means of the control (4215 and 252 mg kg<sup>-1</sup>) were among the top three, although they were statistically equal (Table 4), while treatments CM-75 and U-200 were, respectively, first and second with the means 4420 and 4117 mg kg<sup>-1</sup> for the element Ca<sup>++</sup>; 272.5 and 245.5 mg kg<sup>-1</sup> for the nutrient Mg<sup>++</sup>. These results clearly demonstrate a substantial improvement in the concentration of the above mentioned nutrients, in response to the application of compost obtained by mixing manure and plant residues, as has been pointed out by several researchers (Fox *et al.*, 1989; Magdoff, 1991; Blackmer, 1992).

The comparison of means test of the control (Table 4) revealed the presence of at least two significance groups for K<sup>+</sup> and Ca<sup>++</sup> and up to five groups for P<sup>=</sup> and Mg<sup>++</sup> averages. As mentioned above, the control group had the lowest average for nutrients NO<sub>3</sub><sup>-</sup>, P<sup>=</sup>, K<sup>+</sup> and Na<sup>+</sup>; however, it can be seen that in five of the six nutrients, the control was statistically equal to at least one other treatment, as with the element K<sup>+</sup>, 777.5 and 840 mg kg<sup>-1</sup>, for the control and inorganic fertilization, respectively. When analyzing the Na<sup>+</sup> element, the presence of three groups of significance is remarkable: group a, formed by treatments T<sub>1</sub> to T<sub>7</sub> (means varied from 2.87 to 3.12 mg kg<sup>-1</sup>), group b, formed by treatments T<sub>8</sub> and T<sub>9</sub> (1.85 and 1.77 mg kg<sup>-1</sup>); group c, the control (T<sub>10</sub>), with the lowest mean (1.26 mg kg<sup>-1</sup>).

The responses observed in the present study agreed with other studies carried out by several researchers, who reported significant increases in the concentration of nutrients. For instance, López *et al.* (2001) reported values of N of 2.18 and 1.80%, when organic fertilizer made from hen manure and cow manure were applied. In a critical review, Bernal *et al.* (2008) discussed the important role of bulking agents such as cereal straw and wood by-products (sawdust), which have high organic-C contents and high C/N ratios, on maturity index of compost produced when they are mixed with cattle manure and poultry manure. This also supports the idea of the effect of the interaction manure × plant residues on soil mineral content. These results have also been observed in other studies, where responses to compost application were evaluated in the stages of growth and fruit development (Ortega *et al.*, 2010). Similar results have been reported by Apolinar (2006)<sup>3</sup>, who applied a mixture of sawdust-compost to a soil cultivated with tomato, demonstrating the benefits of sawdust as a bulking agent used to produce composts. In addition, this researcher reported improvement in physical-chemical properties of the soil fertilized with compost mixed with sawdust.

Millaleo *et al.* (2006) reported increases in the concentration and availability of P<sup>=</sup> when high doses of organic fertilizers made from livestock manure and crop residues were applied. The same authors observed

<sup>3</sup> Apolinar, S. 2006. Índices fisiotécnicos en la productividad de seis híbridos de tomate (*Lycopersicon esculentum* Mill) en cultivos sin suelo en invernadero. Tesis de Licenciatura. Instituto Tecnológico del Valle de Oaxaca, Ex Hacienda de Nazareno, Xoxocotlan, Oaxaca México. 107 p.

a significant increase in crop foliage biomass and availability of several nutrients. Other authors (Laboski and Lamb, 2003) observed an increase in the availability of  $P^-$  when livestock manure was applied because its concentration in the organic amendment can be equal to or greater than. Another factor that may explain the results reported in this research is the production of organic acids during microbial degradation of organic fertilizer applied to soil, as they can increase nutrient availability to plants (Gale *et al.*, 2000). Beneficial effects on soil-plant system properties, such as improved physical characteristics, increased nutrient contents, soil fertility, higher biological and enzymatic activity, have been observed after applying composts (Roca *et al.*, 2008).

Average  $P^-$  content in hen manure-sawdust mixture composts was HS-35 (26.8 mg kg<sup>-1</sup>) and HS-75 (33.8 mg kg<sup>-1</sup>); in cow manure-sawdust composts it was CS-35 (13.2 mg kg<sup>-1</sup>) and CS-75 (17.3 mg kg<sup>-1</sup>). It was observed that in the first group the means were almost double the value of the second group (Table 4). Similar studies (Jiménez *et al.*, 2004), where cattle manure was used without mixing with sawdust, reported concentrations of  $P^-$  between 16.54 mg kg<sup>-1</sup> and 38.10 mg kg<sup>-1</sup>, far below the values observed here. This suggests a positive significant effect of the interaction manure x sawdust. Pérez *et al.* (2008) recorded a concentration of 247.45 Mg ha<sup>-1</sup>  $P^-$  in response to compost made from mixtures of hen droppings and cow manure. These values exceed the results presented in our paper by nearly 60%.

For  $K^+$ , averages from 777.5 mg kg<sup>-1</sup> (control) to 1267.5 mg kg<sup>-1</sup> (BE-75) were reported in our work. However, eight of the 10 treatments compared were part of the group of significance, which includes the highest average (Table 4). Arrieche (2008)<sup>4</sup> reported a  $K^+$  concentration average of 278.8 mg kg<sup>-1</sup>, contribution achieved with composts were made with chicken manure and cachaza. The composts were applied to improve soil properties; however, these values were lower than those reported in our study.

Two groups of significance for the nutrient  $Ca^{++}$  were observed, fluctuating between the treatment means of 1105 and 4420 mg kg<sup>-1</sup> (Table 4). Other researchers (Olivares *et al.*, 2012) have reported values close to 4800 mg kg<sup>-1</sup> in soils fertilized with compost made

from cattle manure; this is greater than the average of the treatments compared in our study. Similarly, the results of this study agree with those reported by Carmo *et al.* (2016), who observed that only chicken and quail manures, substrate and compost, had a significant effect on  $Ca^{++}$  concentration. Also, Olivares *et al.* (2012), using cattle manure mixed with sawdust, reported an average contribution to soil of  $Ca^{++}$  of 4500 mg kg<sup>-1</sup>, similar to those of some of the treatments analyzed in our work.

The average concentrations of  $Mg^{++}$  in treatments varied between 165 and 252 mg kg<sup>-1</sup>. These results differ from Olivares *et al.*, 2012, who reported an average of 5200 mg kg<sup>-1</sup> when manure-based compost and sawdust were applied. This value was higher than the best treatment of our study. Cortés *et al.* (2008) reported values of 604 to 797 mg kg<sup>-1</sup> with fertilizers based on cattle manure; these values were also higher than the results presented in Table 4. Arrieche and Ramírez (1997), Lora (1998) and Brito *et al.* (2004) noted that values between 100 and 150 mg kg<sup>-1</sup>  $Mg^{++}$  are suitable for a sandy loam soil, such as that used in this study; thus, the values obtained in this study can be considered acceptable.

The average concentration of  $Na^+$  varied from 1.26 to 3.12 mg kg<sup>-1</sup> (Table 4), values that differ from those observed in other studies (Olivares *et al.*, 2012), where a combination of manure and sawdust was applied, yielding an average of 900 mg kg<sup>-1</sup>, much higher than the value found in our study. Canet *et al.* (1998) reported lower concentrations than those observed here (0.22 mg kg<sup>-1</sup>) when they applied ovine manure. It is important to avoid high values of  $Na^+$  because the osmotic pressure generated in the groundwater interferes with the growth of most crops.

## CONCLUSIONS

Five treatments of compost applied to soils significantly increased concentrations of  $NO_3^-$  compared with inorganic fertilization and the control. Compost produced from hen manure provided a more consistent effect on the concentration of  $NO_3^-$  and  $P^-$  in soil, relative to cow manure. Sawdust-based composts had a greater effect on the content of  $NO_3^-$ , compared with maize stover-based compost. The average

<sup>4</sup> Arrieche, L. I. 2008. Efecto de la fertilización orgánica y química en suelos degradados cultivados con Maíz (*Zea mays* L.) en el estado Yaracuy, Venezuela. Tesis Doctoral. Universidad de Valladolid. Departamento de Agrociencias Forestales. p 71.



concentration of Ca<sup>++</sup> and Mg<sup>++</sup> in soils with organic fertilizers was lower than those caused by inorganic fertilization. The average concentration of Na in soils with organic fertilizers was higher than that observed with inorganic fertilization.

## ACKNOWLEDGEMENT

Authors acknowledge Mrs. Nancy Karina Venegas Hernández for reviewing the English of this manuscript.

## REFERENCES

- Arrieche, E. and R. Ramirez. 1997. Soil test for available zinc in acid soils of Venezuela. *Comm. Soil Sci. Plant Anal.* 28: 1471-1480.
- Baffi, C., M. T. Dell'Abate, A. Nassisi, S. Silva, A. Benedetti, P. L. Genevini, and F. Adani. 2007. Determination of biological stability in compost: A comparison of methodologies. *Soil Biol. Biochem.* 39: 1284-1293.
- Bernal, M. P., J. A. Alburquerque, and R. Moral. 2009. Composting of animal manures and chemical criteria for compost maturity assessment. A review. *Bioresour. Technol.* 100: 5444-5453.
- Blackmer, A. M. 1992. Nitrogen needs for corn in a sustainable agriculture. pp. 159-172. *In: D. Wilkinson (ed.)*. Report of annual corn and sorghum research conference. 44th Corn and sorghum research conference. American Seed Trade Association. Chicago, IL, USA.
- Brito, G., I. Arrieche, E. Bisbal, N. Alfonso, M. Navas, N. Gómez y P. Yanes. 2004. Manual de métodos y procedimientos de referencia (Análisis de suelo para diagnóstico de fertilidad). INIA. Venezuela.
- Canet, R., F. Pomares, M. Estela y F. Tarazona. 1998. Efecto de diferentes enmiendas orgánicas en las propiedades del suelo de un huerto de cítricos. *Agrochimica* 42: 41-42.
- Carmo, D. L., L. B. Lima, and C. A. Silva. 2016. Soil fertility and electrical conductivity affected by organic waste rates and nutrient inputs. *Rev. Bras. Ciênc. Solo* 40: e0150152. doi: 10.1590/18069657rbc20150152.
- Castellanos, J. Z., J. X. Uvalle-Bueno y A. Aguilar-Santelises. 2000. Manual de Interpretación de análisis de suelos, aguas agrícolas, plantas y ECP. INIFAP-Gto. Chapingo Edo. de México, México.
- Cerrato, M. E., H. A. Leblanc y C. Kameko. 2007. Potencial de mineralización de nitrógeno de Bokashi, compost y lombricompost producidos en la Universidad Earth. *Tierra Trop.* 161-175.
- Cortés Jiménez, J. M. 2008. Resultados con el uso de estiércoles en trigo Valle del Yaqui, Sonora. pp. 37-61. *In: J. M. Cortés Jiménez, C. Valenzuela S. Y H. R. Uribe M. (eds.)*. Seminario sobre uso de abonos orgánicos en la agricultura. INIFAP. Cd. Obregón Sonora, México.
- Cruse, R. 2012. Agriculture: Is climate change a serious issue? *Agrociencia* 16: 9-19.
- Flotats R., J. y F. Solé M. 2008. 2. Situación actual en el tratamiento de los residuos orgánicos: Aspectos científicos, económicos y legislativos. pp. 44-73. *In: J. Moreno C. y R. Moral H. (eds.)*. Compostaje. Mundi-Prensa. Madrid, España.
- Fox, R. H., G. W. Roth, K. V. Iversen, and W. P. Piekielek. 1989. Soil and tissue nitrate test compared for predicting soil nitrogen availability to corn. *Agron. J.* 81: 971-974.
- Gale, P. M., M. D. Mullen, C. Cieslik, D. D. Tyler, B. N. Deuk, M. Kirchner, and J. McClure. 2000. Phosphorus distribution and availability in response to dairy manure applications. *Commun. Soil Sci. Plant Anal.* 31: 553-565.
- Guo, R., G. Li, T. Jiang, F. Schuchardt, T. Chen, Y. Zhao, and Y. Shen. 2012. Effect of aeration rate, C/N ratio and moisture content on the stability and maturity of compost. *Bioresour. Technol.* 112: 171-178.
- Jiménez, L., M. Larreal, y N. Noguera. 2004. Efectos del estiércol bovino sobre algunas propiedades químicas de un Ultisol degradado en el área de la Machiques Colón, estado Zulia. *Rev. Fac. Agron. (Luz)* 21: 311-321.
- Laboski, C. A. M. and J. A. Lamb. 2003. Changes in soil test phosphorus concentration after application of manure or fertilizer. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 67: 544-554.
- Lincoff, G. H. 1981. The Audubon society field guide to North American mushrooms. A. A. Knopf, Inc. Nueva York, NY, USA.
- López M., J. D., A. Díaz E., E. Martínez R. y R. D. Valdez C. 2001. Abonos orgánicos y su efecto en propiedades físicas y químicas del suelo y rendimiento en maíz. *Terra* 19: 293-299.
- Lora S., R. 1998. Análisis de suelos y material vegetal para micronutrientes. pp. 47-56. *In: F. Silva M. (ed.)*. Curso actualidad y futuro de los micronutrientes en la agricultura. Bogotá D.C., Colombia. ISBN: 958-96518-0-1.
- Magdoff, F. 1991. Understanding the Magdoff Pre-sidedress nitrate test for corn. *J. Prod. Agric.* 4: 297-305.
- Millaleo M., R., C. Montecinos U., R. Rubio H., A. Contreras N. y F. Borie B. 2006. Efecto de los propágulos micorrízicos arbusculares en un suelo volcánico del centro sur de Chile. *R. C. Suelo Nutr. Veg.* 6: 26-39.
- Nogales, R., C. Cifuentes, and E. Benítez. 2005. Vermicomposting of winery wastes: A laboratory study. *J. Environ. Sci. Health B* 1234: 659-573.
- Obied, H. K., M. S. Allen, D. R. Bedgood, P. D. Prenzler, K. Robards, and R. Stockmann. 2005. Bioactivity and analysis of biophenols recovered from olive mill waste. *J. Agric. Food Chem.* 53: 823-837.
- Olivares C., M. A., A. Hernández R., C. Vences C., J. L. Jáquez B. y D. Ojeda B. 2012. Lombricomposta y composta de estiércol de ganado vacuno lechero como fertilizantes y mejoradores de suelo. *Univ. Cienc.* 28: 27-37.
- Ortega M., L. D., J. Sánchez O., J. Ocampo M., E. Sandoval C., B. A. Salcido C., y F. Manzo R. 2010. Efecto de diferentes sustratos en crecimiento y rendimiento de tomate (*Lycopersicon esculentum* Mill) bajo condiciones de invernadero. *Ra Ximhai* 6: 339-346.
- Pérez, A., C. Céspedes y P. Núñez. 2008. Caracterización físico-química y biológica de enmiendas orgánicas aplicadas en la producción de cultivos en República. *Soil Sci. Plant Nutr. Veg.* 8: 10-29.



- Roca-Pérez, L., C. Martínez, P. Marcilla, and R. Boluda. 2009. Composting rice straw with sewage sludge and compost effects on the soil-plant system. *Chemosphere* 75: 781-787.
- Saldaña Hernández, M. I., R. Gómez A., M. C. Rivera Cruz, J. D. Álvarez Solís, C. F. Ortiz y J. M. Pat Fernández. 2014. Efecto de abonos orgánicos en la dinámica microbiana del suelo y producción de *Alpinia purpurata* (Vieill) K. Schum. *Interciencia* 39: 809-815.
- Soto, G. y G. Meléndez. 2003. Cómo medir la calidad de los abonos orgánicos. Hoja técnica no. 48. Manejo Int. Plagas Agroecol. 72: 91-97.
- Szabová, E., P. Juriš e I. Papajová. 2010. Sanitation composting process in different seasons. *Ascaris suum* as model. *Waste Manage.* 30: 426-432.
- Uvalle-Bueno, X. 1993. Laboratorio de suelos del Centro de Investigaciones Regionales del Noroeste (CIRNO-INIFAP). Cd. Obregón, Sonora, México.
- Zucconi, F., A. Pera, M. Forte, and M. de Bertoldi. 1981. Evaluating toxicity of immature compost. *BioCycle* 22: 54-57.

# Validación del modelo expo-lineal precipitación-escorrimento en un simulador de lluvia

## A validation exercise of the precipitation-runoff expolinear model using a rain simulator

Fernando Paz<sup>1,‡</sup>, Eliezer López Bautista<sup>1</sup> y Ma. Isabel Marín Sosa<sup>1</sup>

<sup>1</sup> GRENASER, Colegio de Postgraduados. Km 36.5 Carretera México-Tezcoco. 56230 Montecillo, Tezcoco, Estado de México, México.

<sup>‡</sup> Autor responsable (ferpazpel@gmail.com)

---

### RESUMEN

La necesidad de desarrollar métodos simplificados, operativos y coherentes para modelar la relación precipitación-escorrimento a escala de eventos, permanece como uno de los grandes retos en el campo de la hidrología. Si bien existen propuestas simples de modelación como el método del Número de Curva o NC, sus bases teóricas no tienen fundamentos hidrológicos. La ventaja del método del NC es que solo requiere de un parámetro, lo cual lo hace muy atractivo en las aplicaciones. En este trabajo se analizan las bases del método del NC. Los resultados muestran que estos intentos simplificados de modelación están limitados. Por otro lado, el modelo expo-lineal de Paz (2013) es flexible en términos empíricos. Las bases teóricas de este modelo son discutidas en términos de la hidrología de área variable, en un formato suficientemente general para hacer solido su uso. El modelo se aplicó a un experimento en un simulador de lluvias con lotes de escorrimento con diferentes tipos de suelo y coberturas aéreas de pastos. Los resultados mostraron un buen ajuste experimental a los datos, particularmente en términos de parametrizar el modelo expo-lineal en forma similar al método del NC. De estos desarrollos, se presenta un esquema de estimación de los parámetros del modelo expo-lineal que se puede usar en forma equivalente, por su simplicidad al tener un solo parámetro libre, al método del NC.

**Palabras clave:** modelo de Paz, método del NC, simulador de lluvia, cobertura y tipo de suelo, hidrología de área variable.

### SUMMARY

The need to develop simplified, operational and coherent hydrological models, particularly regarding the rainfall-runoff relationship, is still one of the great challenges in this field of science. Many simple models, such as the curve number method or CN, have been proposed, but their theoretical bases have no hydrological fundamentals. The advantage of the CN method is that only one parameter (CN) is required and this makes it very attractive for applications. Thus, in this paper the basis of the CN method is analyzed in terms of rates of change and the limits of applicability. The results show that these simplified attempts are limited. On the other hand, the expo-linear model of Paz (2013) is flexible in empirical terms. The theoretical basis of this model is discussed in terms of variable area hydrology using a general format to make its use solid. The model is applied to an experiment with a rainfall simulator in runoff lots with diverse types of soils and grass covers. The results show a good experimental fit to data, particularly in terms of the parameterization of the expo-linear model in a way analogous to the CN method. Thus, from these developments, we present an estimation scheme of parameters of the expo-linear model that can be used as a CN method equivalent because of its simplicity of having only one free parameter.

**Index words:** Paz model, CN method, rainfall simulator, cover and soil type, variable area hydrology.

---

#### Cita recomendada:

Paz, F., E. López Bautista y M. I. Marín Sosa. 2017. Validación del modelo expo-lineal precipitación-escorrimento en un simulador de lluvia. Terra Latinoamericana 35: 329-341.

---

Recibido: enero de 2017. Aceptado: julio de 2017.

Publicado como nota de investigación en  
Terra Latinoamericana 35: 329-341.

## INTRODUCCIÓN

El desarrollo de la hidrología superficial, en términos operativos, requiere de esquemas simplificados pero coherentes en sus fundamentos teóricos. En una cuenca hidrográfica o parcela experimental coincide un gran número de factores que inciden en su respuesta hidrológica, donde pueden predominar uno o más de ellos. Aunado a esto, la enorme variabilidad espacial y temporal (efecto de escala) de las propiedades hidráulicas de los suelos y de los patrones asociados a la precipitación hacen compleja la tarea de modelar la relación precipitación (P)-escurrimiento (Q). Así, la modelación directa (balances hídricos) requiere de un gran número de parámetros para predecir los escurrimientos. Ejemplos típicos de estos intentos de modelación son el modelo EPIC (Erosion Productivity Impact Calculator) desarrollado en el USDA (Sharpley y Williams, 1990) y el modelo SWAT (Soil and Water Assessment Tool) (Neitsch *et al.*, 2002).

Para desarrollar un método simplificado, el SCS (Soil Conservation Service del U. S. Department of Agriculture; actualmente llamado NRCS o Natural Resources Conservation Service) planteó en la década de los cuarentas (Mockus, 1949) una aproximación práctica a la relación entre la precipitación y el escurrimiento directo, con lo cual emergió el denominado método del número de curva o NC (SCS, 1972). Este método resulta atractivo en términos operacionales, debido a que se parametriza en función de una sola variable, por lo que en este trabajo será usado como un paradigma de desarrollo.

### Método del Número de Curva: Mitos y Falacias

El método del NC establece una relación empírica entre el escurrimiento directo  $Q$  (mm) y la precipitación  $P$  (mm), a escala diaria (evento de precipitación), como:

$$Q = \frac{(P - Ia)^2}{(P - Ia + S)}, \quad P \geq Ia$$

$$Q = 0, \text{ de otra forma} \quad (1)$$

donde:  $Ia$  (mm) es la abstracción inicial antes del escurrimiento (almacenamientos superficiales, interceptación por la vegetación, evapotranspiración, infiltración antes de la saturación del suelo y otros factores) y  $S$  (mm) es un parámetro de retención, el cual varía espacialmente por cambios en el tipo y uso

del suelo, manejo y pendiente; así como por cambios temporales en la humedad del suelo. El parámetro  $Ia$  es expresado generalmente en función de  $S$

$$Ia = kS \quad (2)$$

donde:  $k$  es supuesto como igual a 0.2 en la mayoría de las aplicaciones. El parámetro  $S$  se estima como:

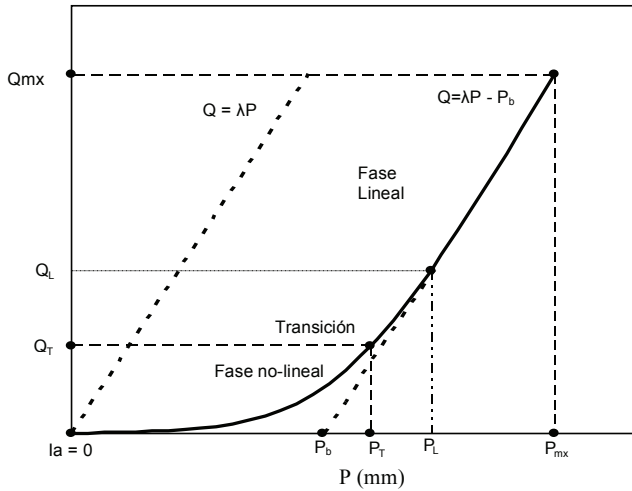
$$S = 25.4 \left( \frac{1000}{NC} - 10 \right) \quad (3)$$

donde:  $NC$  (0 a 100, adimensional) es función del tipo de suelo, la humedad antecedente del suelo, la pendiente del terreno, el uso del suelo y sus prácticas de manejo, principalmente.

La Ecuación 1 permite establecer una relación funcional entre  $P$  y  $Q$  que puede ser usada en forma práctica, ya que depende sólo de  $NC$  y éste puede estimarse de información disponible (mapas temáticos del INEGI, por ejemplo, aunque no actualizados) en las cuencas hidrográficas; con excepción del uso de sensores remotos. Esta ecuación da una falsa apariencia de funcionalidad, particularmente cuando se tiene el soporte institucional del SCS/NRCS. Paz (2009) argumentó que las bases hidrológicas del método del NC son inexistentes y parten de supuestos incoherentes. Para entender estos planteamientos, se muestran dos relaciones esquemáticas entre  $P$  y  $Q$ , Figura 1.

La hipótesis básica planteada en el método del NC es que a medida que la precipitación se incrementa, entonces el suelo se saturará rápidamente y todo lo que se precipita escurrirá ( $Q = P$ ,  $\lambda = 1$  en la Figura 1), representado por la línea punteada que pasa por el origen en la Figura 1. En la misma figura se presenta una curva, con línea sólida, que tiene una fase no lineal y después una lineal que intersecta el eje  $P$  en  $P_b$  ( $= S$  en el método del NC) y es paralela a la línea  $Q = \lambda P$  (donde  $\lambda$  puede ser cualquier pendiente:  $0 < \lambda \leq 1$ ).

Así, sin pérdida de generalidad, se puede asumir que la relación  $P$ - $Q$  está compuesta de dos fases: una no-lineal inicial y después una lineal, cuya transición está dada por el punto ( $P_T$ ,  $Q_T$ ). La fase lineal se presenta en forma completa, más allá de la transición suavizada, a partir del punto ( $P_L$ ,  $Q_L$ ). De la Figura 1 resulta aparentemente claro que el método del  $NC$  aproxima el patrón mostrado, de alguna forma, en la relación no lineal y lineal (supuesta como de dos fases).



**Figura 1.** Esquema de las relaciones entre  $P$  y  $Q$ , caso de  $I_a = 0$ .  $I_a$  es la abstracción inicial antes del escurrimiento;  $P$  = precipitación;  $Q$  = escurrimiento.

En esencia, el método del *NC* parte de la idea de que la relación no-lineal deberá tender a una línea que cumpla la condición genérica  $Q = P$  cuando  $P$  sea grande (saturación del suelo). La relación de la línea punteada de la Figura 1 establece que:

$$\frac{Q}{P} = \lambda \quad (4)$$

En el caso de la línea recta continua (fase lineal en la Figura 1) se tiene que (usando  $S = P_b$ ):

$$\lambda P - Q = S \quad (5)$$

que puede ser multiplicada en ambos lados por  $(\lambda/S)$ , para quedar como:

$$\frac{\lambda^2 P - \lambda Q}{S} = \frac{\lambda S}{S} = \lambda \quad (6)$$

Así, igualando las relaciones (4) y (6) se obtiene:

$$Q = \frac{\lambda^2 P^2}{S + \lambda P} \quad (7)$$

que para el caso de  $I_a = 0$  y  $\lambda = 1$  es igual a la relación (1) del método del *NC* (en lo general, si se sustituye  $P = \lambda P$  se obtiene la relación (1)). Resultados similares se obtienen usando una precipitación efectiva  $P_e = P - I_a$

en vez de  $P$  (solo implica una traslación al origen de las relaciones). La relación (1) y (7) parte de hacer iguales dos líneas rectas paralelas con diferentes orígenes (que por definición nunca se juntan; es decir, no pueden ser iguales), lo cual es un absurdo. Esto solo se da cuando  $S = 0$ , tal como se muestra en la Figura 1. El método del *NC* no supone nada de la relación funcional entre  $P$  y  $Q$  en la fase no lineal mostrada en la Figura 1, la relación no lineal (1) es solo consecuencia de la hipótesis absurda utilizada y no tiene algún sustento hidrológico. Esto es claro en los gráficos de las relaciones  $P$  y  $Q$  en función del *NC*, donde la supuesta hipótesis de  $\lambda = 1$  no se obtiene nunca (Mishra y Singh, 1999). La consideración de utilizar un valor de  $\lambda$  arbitrario de la relación (7) fue planteada por Mishra *et al.* (2005) para hacer más flexible el método del *NC*, pero adolece de las mismas limitaciones que el método original. Mishra *et al.* (2006) plantearon la generalización del método del *NC* para considerar la dependencia entre  $I_a$  y el efecto combinado de  $S$  y la humedad antecedente del suelo, bajo las mismas restricciones ya discutidas. Los resultados de esta aproximación han sido pobres en los ajustes empíricos. En lo común, los intentos de generalizar el método del *NC* tienen hipótesis restrictivas similares al planteamiento original, por lo que su validez teórica es cuestionable.

Es importante enfatizar que la discusión previa solo considera la estructura matemática implicada en la relación del método del *NC* y no los ajustes empíricos realizados por numerosos autores. El punto central de discusión es que el método es incoherente y que cualquier otra relación funcional entre  $P$  y  $Q$ , con bases hidrológicas, tendrá un mejor sustento teórico y no será arbitrario. Esto evita la discusión de consideraciones "prácticas" del método y plantea el problema de desarrollar una relación simplificada e hidrológicamente sólida entre  $P$  y  $Q$ , que fundamentalmente sea dependiente de un solo parámetro para que tenga las bondades del método del *NC*. En el aspecto de las aplicaciones empíricas del método del *NC*, es interesante señalar que su autor principal Mockus, en una entrevista con Víctor Ponce (Ponce, 1996) señaló que la relación implicada en el método del *NC*,  $(P-Q)/S = Q/P$ , se utilizó después de probar muchas relaciones empíricas y los resultados obtenidos en el ajuste a los datos experimentales fueron satisfactorios. Este argumento puramente empírico es circular, ya que la relación utilizada tiene ambas variables en los dos lados de la ecuación, por lo que

se obtienen resultados estadísticos mejores en forma artificial que en las relaciones con formato normal ( $P$  versus  $Q$ ).

### Modelo Expo-Lineal de la Relación Precipitación-Escurrecimiento

Aunque se pueden proponer muchas aproximaciones a la relación precipitación-escurrecimiento (directo) usando funciones matemáticas, en lo siguiente se presenta un esquema de modelación (Paz, 2009) que puede justificarse en términos teóricos, además de que se obtienen excelentes ajustes empíricos a los datos experimentales.

Tal como se muestra en forma esquemática en la línea continua de la Figura 1, el patrón entre la precipitación y el escurrecimiento se puede aproximar como compuesta de dos fases: una exponencial y una lineal (ver textos de ecuaciones diferenciales):

Crecimiento exponencial:

$$\begin{aligned} \frac{dQ}{dP} &= rQ \\ Q(t) &= Q(0)\exp(rP) \end{aligned} \quad (8)$$

Crecimiento lineal:

$$\begin{aligned} \frac{dQ}{dP} &= C \\ Q(t) &= C(P - P_b) \end{aligned} \quad (9)$$

donde:  $r$  es una tasa relativa de cambio,  $C$  es la tasa máxima de cambio y  $P_b$  es la precipitación cuando  $Q = 0$  (proyección de la fase lineal).

La relación (8) muestra que los cambios instantáneos de escurrecimiento por cambios instantáneos en la precipitación son función del escurrecimiento previo. En las versiones originales del método del NC (SCS, 1972), la relación  $P$ - $Q$  se propuso como dependiente de la condición de humedad antecedente del suelo (CHA). Posteriormente, el concepto de CHA se reconoció como limitado y se cambió por el de condición de escurrecimiento antecedente (CEA) (SCS, 1986) y es el que actualmente prevalece (NRCS, 2004). La ecuación (8) utiliza el mismo concepto y lo hace operativo a través de una relación exponencial. Más

adelante se justifica este punto usando la hidrología de área variable.

La relación (9) muestra una fase posterior a la exponencial de tipo lineal y representa la situación donde se ha alcanzado la tasa de cambio máxima y la relación  $P$ - $Q$  mantiene una pendiente constante (que puede ser menor a 1.0). Fogel y Duckstein (1970) y Kirkby y Cox (1995) propusieron este tipo de patrón usando modelos de reservorios (*buckets* en inglés). El modelo expo-lineal propuesto tiene como solución el patrón exponencial y el lineal como únicos, por lo que puede reproducir comportamientos exponenciales, lineales y expo-lineales. Eso le da una gran versatilidad en los ajustes a datos experimentales.

Las dos fases planteadas pueden analizarse en forma independiente haciéndolas compatibles en los puntos de transición (Figura 2), o podemos generar un modelo con una transición gradual entre ambos tipos de patrones. En el último caso, en el momento de la transición del patrón exponencial al lineal las tasas de cambio deben ser iguales:

$$rQ = C \quad (10)$$

El modelo expolineal es simplemente la solución de los dos tipos de patrones representantes por las ecuaciones diferenciales anteriores sujeta a la condición dada por la relación de igualdad de las tasas de cambio:

$$Q(t) = \frac{C}{r} \ln \left\{ 1 + \exp[r(P - P_b)] \right\} \quad (11)$$

Con las siguientes características:

$$\begin{aligned} Q(P = P_T) &= \frac{C}{r} = Q_T \\ P_T &= P_b + \frac{0.541}{r} \end{aligned} \quad (12)$$

donde:  $P_T$  es la precipitación donde la condición (12) se cumple. La relación  $Q - (dQ/dP)$  es un sigmoideo simétrico para el modelo expo-lineal (Paz, 2009).

El modelo expo-lineal fue propuesto inicialmente por Ferrandino (1989) y Goudriaan y Van Lar (1994) para el desarrollo de un esquema que asociara los patrones del índice de área foliar y la biomasa aérea



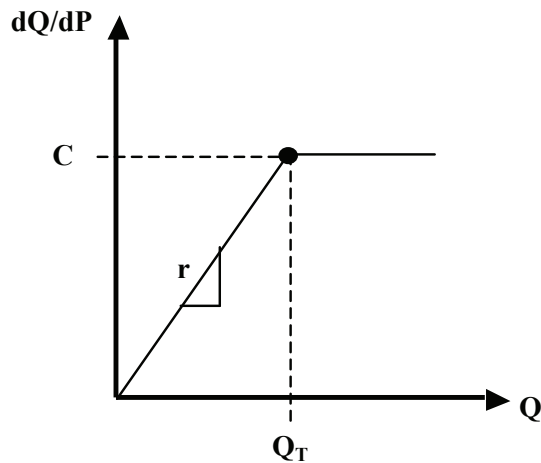


Figura 2. Tasas de cambio del modelo expo-lineal.  $C$  = tasa máxima de cambio;  $Q$  = escurrimiento;  $r$  = tasa relativa de cambio.

de la vegetación para caracterizar la evolución temporal del crecimiento de la biomasa. Paz (2009) propuso por primera vez este modelo en el contexto de modelar la relación precipitación-escurrimiento, bajo el concepto generalizado de resolver el sistema de ecuaciones diferenciales planteadas, sujeta a las restricciones impuestas.

### Bases Teóricas del Modelo Expo-Lineal

La utilización del concepto de la hidrología de área variable fue propuesta para modelar la relación precipitación-escurrimiento, particularmente con parámetros de control topográfico y geomórficos (Beven y Kirkby, 1979; Fennessey y Hawkins, 2001), simplificando la parametrización de los modelos al utilizar información generalmente disponible.

Para analizar los fundamentos teóricos del modelo expo-lineal, se puede considerar una cuenca hidrológica cualquiera, la cual puede dividirse en reservorios o compartimentos conectados a la red de cauces, Figura 3. Cada reservorio  $i$  (unidad hidrológica homogénea) de área  $A_i$  tiene una capacidad máxima de almacenamiento  $CA_i$  antes de empezar a escurrir. El área total de la cuenca es  $A = A_1 + A_2 + \dots + A_n$ .

En relación con los flujos a considerar en el modelo esquemático de la Figura 4, se pueden incorporar varias situaciones:

– La situación donde un reservorio está saturado, después de un valor de precipitación dado (escurrimiento antecedente) y empieza a escurrir. El flujo asociado es de saturación del suelo.

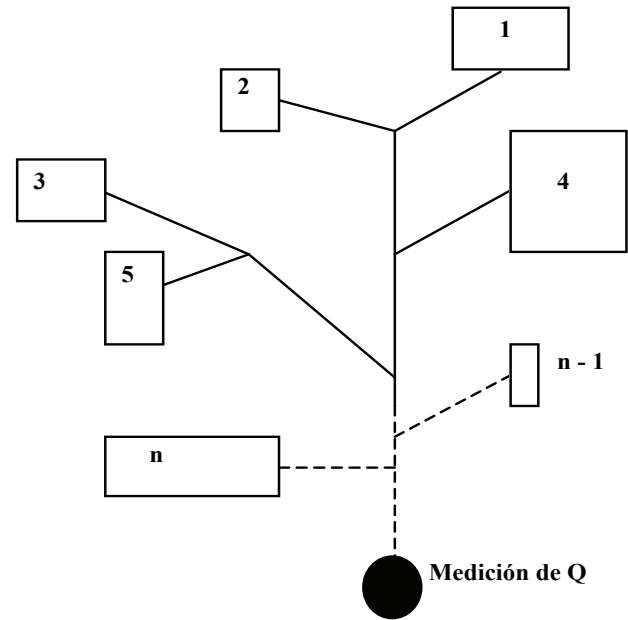


Figura 3. Esquema de una cuenca hidrológica con  $i = 1, 2, \dots, n$  reservorios.

– La situación donde la variación espacial y temporal de la precipitación provoca que un reservorio tenga una tasa de precipitación mayor que la de infiltración.

– Los flujos de área variable asociados a la saturación de reservorios o a tasas de precipitación mayores a las de infiltración. En esta situación, algunos reservorios están presentando escurrimientos y otros no, en un tiempo dado. Si el evento de precipitación continúa en el tiempo, se alcanza un valor máximo de escurrimientos que se asocian a las condiciones hidrológicas (suelo-vegetación y patrón espacio-temporal de la precipitación) imperantes durante el evento.

El esquema presentado es suficientemente general para incorporar la variabilidad espacial y temporal de las propiedades de la cuenca y de la precipitación. El flujo sub-superficial y dentro de los cauces se considera en forma implícita, bajo la hipótesis de que no altera los patrones funcionales entre  $P$  y  $Q$ .

Kirkby y Cox (1995) y Kirkby *et al.* (2000) consideraron este tipo de esquemas interrelacionados de reservorios (“buckets”). Para el caso de un solo reservorio, se tiene que:

$$Q = K(P - h) \quad (13)$$

donde:  $h$  es un valor umbral ( $CA$ ) para que se presente el escurrimiento y  $K$  es dependiente de las propiedades del reservorio (suelo-vegetación).

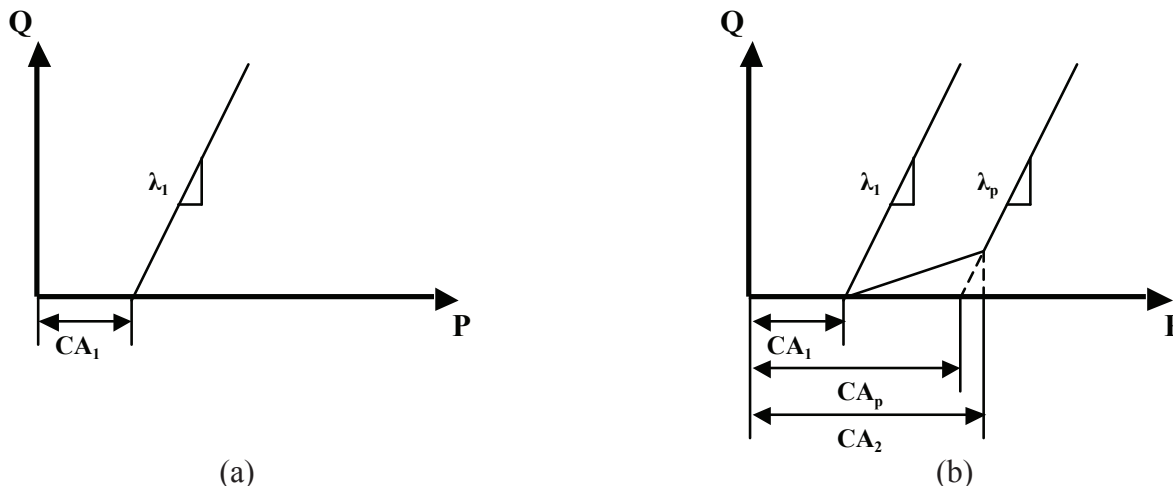


Figura 4. Relación P-Q para el modelo de reservorios. (a) un solo reservorio y (b) dos reservorios. P = precipitación; Q = escurrimiento; CA = capacidad máxima de almacenamiento.

Usando  $h = 0$ , Hawkins (1979 y 1993) plantearon el modelo lineal como de mejor ajuste que el método del NC. Paz *et al.* (2013), en el contexto del uso del modelo expo-lineal, usaron un enfoque similar, variando la pendiente en función de la cobertura del follaje de los cultivos.

En el caso de una serie de reservorios de dimensiones aleatorias distribuidas exponencialmente, con dimensión media  $h$ , tenemos que:

$$Q = hP - Kh \left\{ 1 + \exp\left(-\frac{P}{h}\right) \right\} \tag{14}$$

que aproxima, burdamente, el modelo expo-lineal propuesto.

Para generalizar el modelo de reservorios espacialmente distribuidos de la Figura 3, considérese el caso de que un solo reservorio esta contribuyendo al escurrimiento, Figura 4a.

En el caso de un solo reservorio, con capacidad de almacenamiento  $CA_1$ , la relación P-Q es de tipo lineal, con pendiente  $\lambda_1$  (dependiente de la cobertura y densidad de la vegetación, en su respuesta para amortiguar y desfasar el escurrimiento), esto para el caso de que la respuesta de solo un reservorio se mantenga. La relación P-Q para el caso de un solo reservorio, en relación a la respuesta global, esta dada por

$$Q = \left( \frac{A_1}{A} \right) P \tag{15}$$

En la Figura 4b se muestra la relación precipitación-escurrimiento para el caso del escurrimiento simultáneo de dos reservorios, donde el valor de la pendiente de la fase lineal final puede ser o no igual a la del reservorio 1 (es igual en el caso de tener las mismas propiedades hidrológicas del sistema suelo-vegetación). En el caso general, la pendiente es un promedio ponderado, subíndice  $p$  en la Figura 4b, de las respuestas de ambos reservorios. Algo similar ocurre para el caso de CA.

Si consideramos la ocurrencia simultánea y al azar de  $n$  reservorios ( $n$  tiende a infinito), entonces obtendremos como resultado el modelo expo-lineal discutido previamente, donde se obtiene un comportamiento exponencial en la primera fase y uno lineal en la segunda, Figura 1.

En lo general, se puede establecer dos patrones generales de la relación P-Q. Un patrón que se asocia al caso donde todos los reservorios están saturados o la precipitación en todos ellos tiene una tasa mayor que la de infiltración, por lo que la respuesta general será una línea recta sin la fase exponencial. El otro patrón es el expo-lineal que se asocia a las contribuciones parciales de reservorios, hasta llegar al punto de obtener el máximo de la respuesta conjunta ante el evento de precipitación. Este tipo de patrones se presenta aún para el caso de flujos sub-superficiales en bosques (Whipkey, 1965).

## MATERIALES Y MÉTODOS

Con la finalidad de obtener información para modelar la relación precipitación-escorrimento en suelo desnudo y dos sistemas simulados (pastizal y matorral), se realizó un experimento que consistió en medir la respuesta hidrológica (infiltración y escurrimento) ante un evento de lluvia controlado. El experimento fue planteado originalmente para mediciones de reflectancias para asociar la respuesta hidrológica al uso de sensores remotos (López *et al.*, 2011).

El uso de un experimento con un simulador de lluvias permite tener una prueba de concepto de la posibilidad de simplificar la parametrización del modelo expo-lineal bajo condiciones controladas. El objetivo no es parametrizar el modelo bajo condiciones de aplicaciones en cuencas hidrográficas, sino plantear un esquema que relacione los parámetros con los tipos de suelo y la cobertura de la vegetación. Por las razones discutidas, el experimento no consistió en un diseño clásico de respuestas hidrológicas sujetas a cambios en la pendiente e intensidades de precipitación. La pendiente y la intensidad de precipitación se dejó fija.

El experimento se realizó con un simulador de lluvias tipo Morín (Morin *et al.*, 1967) en el Colegio de Postgraduados (Montecillo, Estado de México, México). Se utilizaron cinco suelos de diferente textura (cuyas características se muestran en el Cuadro 1), tres de ellos representativos de los grupos hidrológicos B, C y D del método del Número de Curva (SCS, 1972) y dos de texturas intermedias, que para mayor facilidad se identificaron con las letras E y F.

**Cuadro 1. Caracterización de los suelos utilizados.**

Suelo	Grupo hidrológico	pH	CE	Arena	Limo	Arcilla
				dS m <sup>-1</sup>	----- % -----	-----
1	B	7.8	2.69	64	19	17
2	C	7.9	0.71	44	19	37
3	D	8.1	1.02	30	25	45
4	E	7.7	3.46	54	23	23
5	F	7.9	1.60	40	41	19

Los suelos se acomodaron, dentro del área del simulador, en lotes de escurrimento de 30 × 50 × 12 cm (Figura 5) de acuerdo con el siguiente procedimiento:

a. Se colocó una malla de fierro en los orificios de salida de infiltración de cada lote y enseguida una capa de grava de 2 cm de espesor.

b. Sobre la grava se extendió una tela permeable y encima de esta una capa de gravilla de 2 cm de espesor.

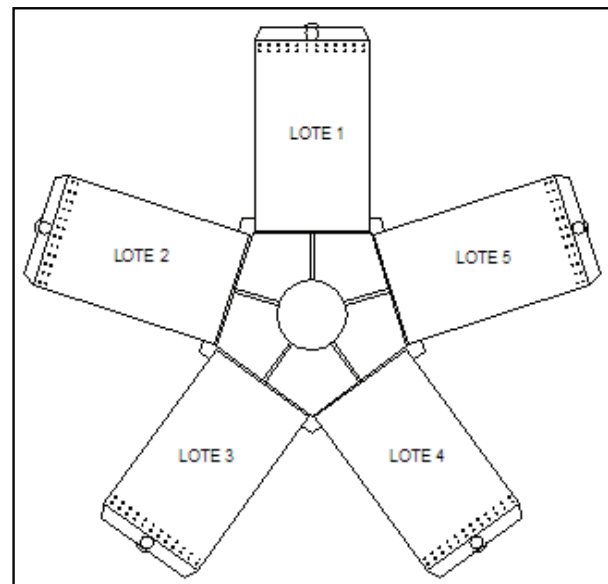
c. Se colocó otra tela permeable y enseguida el suelo de acuerdo con el orden que se muestra en el Cuadro 1.

d. Se procuró compactar suavemente la superficie del suelo en los lotes para dejarla al nivel de la salida del escurrimento.

e. Sobre el suelo compactado se realizaron cavidades para colocar las plantas del sistema a simular. Para el caso de matorral se utilizó la especie *Eysenhardtia polystachya* (Palo dulce) y para el pastizal *Bouteloua gracilis* (Pasto navaja).

f. La simulación de cada sistema se hizo con cada uno de los suelos del Cuadro 1 y con diferentes coberturas (que se muestran en la Figura 6).

Una vez que se colocaron las plantas se procedió a humedecer el suelo por capilaridad hasta llevarlo a capacidad de campo (para el caso del suelo desnudo esto se hizo después de la compactación) y enseguida se inclinaron los lotes con una pendiente de 3%.



**Figura 5. Disposición de lotes dentro del área del simulador.**

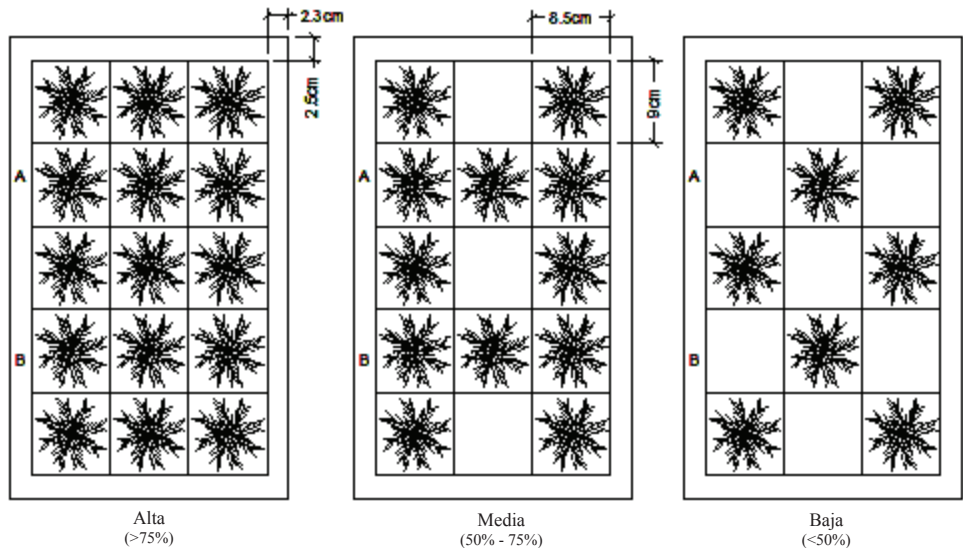


Figura 6. Coberturas para los sistemas pastizal y matorral.

A continuación se aplicó el evento de lluvia durante una hora (con intensidad de 100 mm hr<sup>-1</sup>) y se midió en cada lote el escurrimiento y la infiltración a intervalos de 5 minutos.

Para cada lote se estimó la cobertura aérea de las plantas, a partir fotografías digitales tomadas a nadir y utilizando un proceso de clasificación supervisada.

Debido a problemas de posicionamiento de los matorrales dentro de los lotes de escurrimiento (follaje fuera del lote), los datos de este tipo de vegetación no están considerados en lo siguiente.

En el presente trabajo se analizan únicamente los resultados obtenidos en las simulaciones de pastizal y suelo desnudo, para el caso de los suelos 2, 4 y 5 del Cuadro 1. Los suelos 1 y 3 no fueron considerados por tener patrones muy cercanos a los analizados.

## RESULTADOS Y DISCUSIÓN

### Patrones de las Variables Hidrológicas Medidas

En la Figura 7 se muestran los patrones temporales de escurrimiento e infiltración (acumulada) obtenidos de la simulación con suelo desnudo (suelos 2, 4 y 5).

En la Figura 8 se muestran los patrones temporales del escurrimiento e infiltración (acumulados) obtenidos de la simulación con pastizal (suelos 2 y 4), así como la variación de estos patrones con relación a las coberturas consideradas (S = suelo desnudo, M = cobertura baja o mala, R = cobertura media o regular y B = cobertura alta o buena). En el Cuadro 2 se muestran los valores estimados de las diferentes condiciones de cobertura aérea (COB) de la vegetación. Se puede

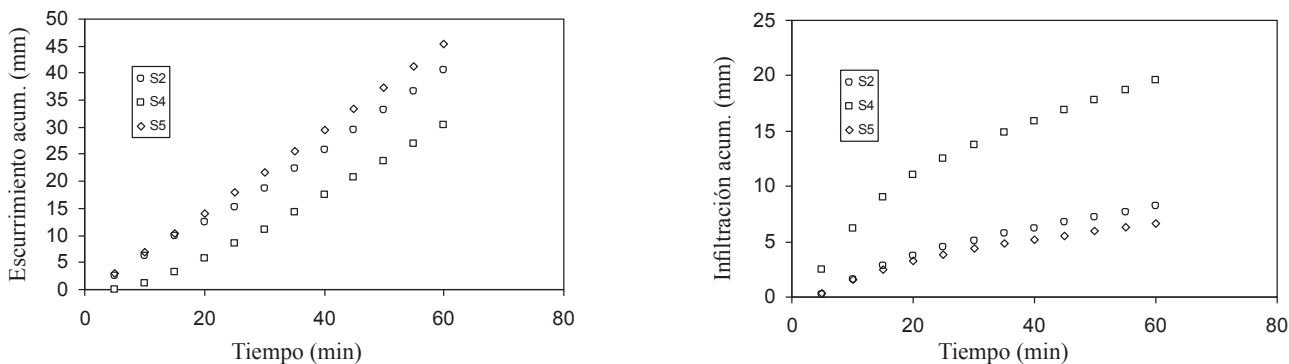


Figura 7. Patrones temporales del escurrimiento y precipitación para los suelos desnudos.

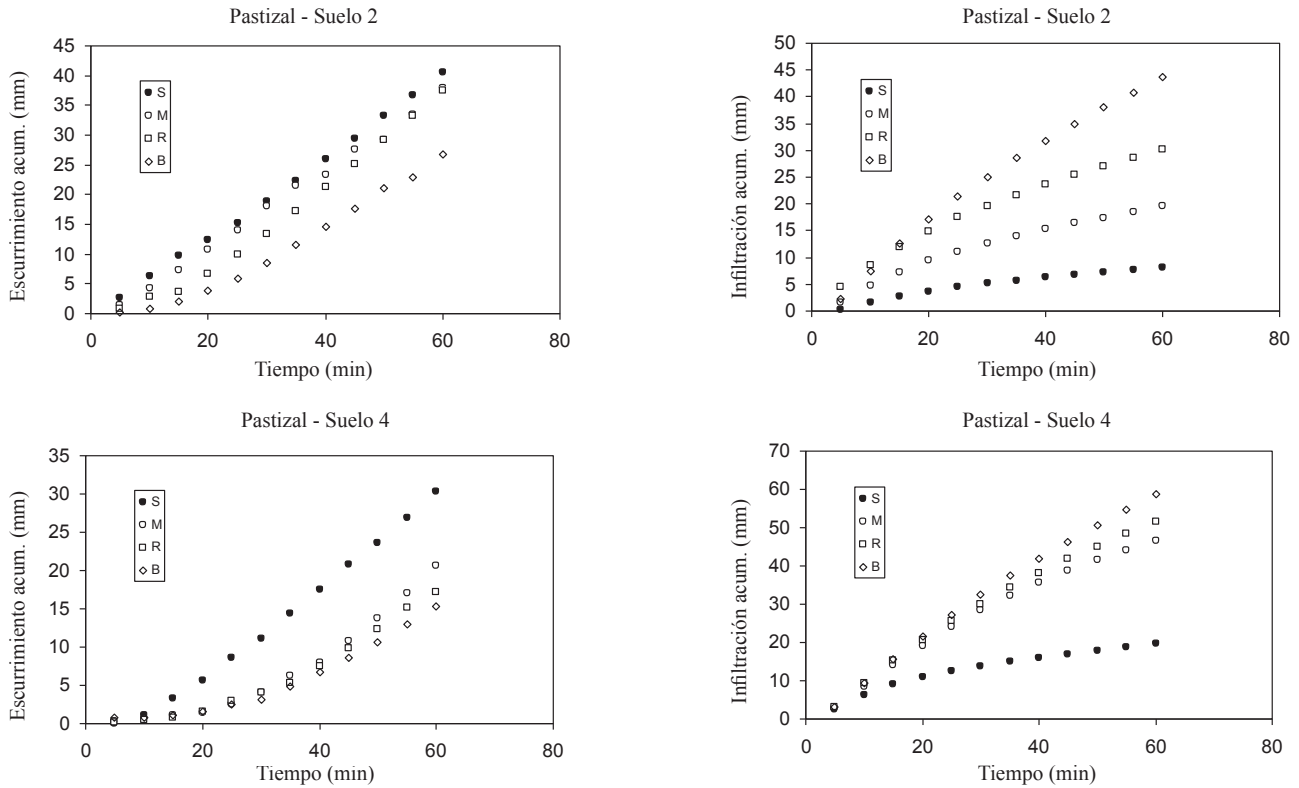


Figura 8. Patrones del esguerrimiento y la infiltración para diferentes niveles de cobertura aérea de la vegetación para el suelo 2 y 4.

observar en la Figura 8 que la vegetación mejora la respuesta hidrológica de los lotes de esguerrimiento (a mayor cobertura aumenta la infiltración y disminuye el esguerrimiento). En algunos de los casos mostrados

en la Figura 8, los incrementos en la cobertura aérea (mismas dimensiones de altura y cobertura individual de las plantas) no se aprecian en la respuesta hidrológica y los valores para incrementos de coberturas están muy cercanos entre si, mostrando un efecto de contribuciones marginales de la cobertura de la vegetación.

Cuadro 2. Resultados del ajuste genérico del modelo expo-lineal.

Suelo	Cobertura <sup>†</sup>	COB	r	C	P <sub>b</sub>
		%			
2	S	0.0	0.126	0.420	4.4
	M	28.4	0.303	0.393	5.8
	R	45.8	0.092	0.487	23.5
	B	69.8	0.113	0.360	26.7
4	S	0.0	0.148	0.373	19.6
	M	34.5	0.064	0.433	53.5
	R	53.0	0.069	0.322	46.4
	B	63.7	0.057	0.312	52.1
5	M	46.1	0.150	0.550	8.8
	R	60.3	0.120	0.530	16.5
	B	63.0	0.099	0.460	18.1

<sup>†</sup> S = suelo desnudo; M = cobertura mala; R = cobertura regular; B = cobertura buena.

### Ajuste del Modelo Expo-Lineal: Caso Genérico

En la Figura 9 se muestran los patrones *P-Q* de las simulaciones realizadas con pastizal y suelos 2 y 4).

Para establecer la relación entre *P* y *Q*, se asumió que las curvas generadas durante el evento de precipitación simulado se pueden usar como equivalentes a muchos eventos de precipitación que partían de una condición antecedente de esguerrimiento. Esto es razonable si consideramos que la condición inicial del suelo fue a capacidad de campo.

Independientemente de las limitaciones de este ejercicio de validación del modelo expo-lineal, los patrones *P-Q* medidos permiten realizar una primera aproximación de la congruencia del modelo propuesto y permiten establecer guías generales para su calibración posterior en experimentos más específicos a este fin.



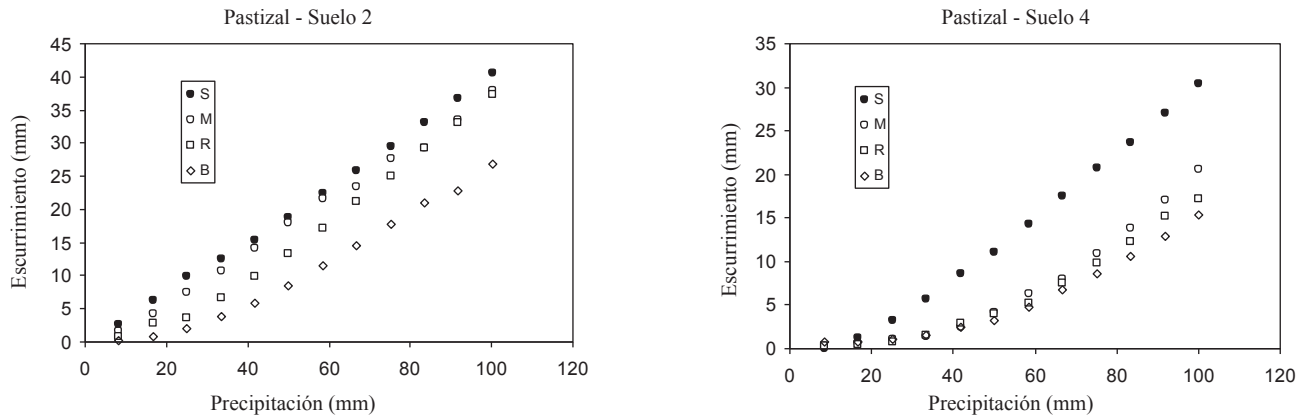


Figura 9. Patrones P-Q del suelo 2 y 4 para diferentes niveles de cobertura de pastos.

En el Cuadro 2 se muestran los parámetros ajustados del modelo expo-lineal usando un proceso de regresión no lineal minimizando el error cuadrático medio de estimación. Los resultados obtenidos son puramente empíricos y corresponden al mejor ajuste estadístico.

En la Figura 10 se muestran en forma global el resultado de los ajustes estadísticos genéricos del modelo expo-lineal a las diferentes condiciones de cobertura aérea de pastos para los suelos 2, 4 y 5. Se observa de esta figura que el modelo expo-lineal ajustado tiene excelentes resultados para representar las diferentes condiciones hidrológicas simuladas.

**Ajuste del Modelo Expo-Lineal: Caso Paramétrico**

Con el objetivo de desarrollar una metodología que permita parametrizar el modelo expo-lineal en función de un solo parámetro (cobertura de la vegetación o COB y tipo de suelo), en un formato similar al método del

NC, se procedió al ajuste de los datos experimentales a través de un proceso de prueba y error bajo las siguientes consideraciones:

Se dejó fijo el valor del parámetro *r* para cada tipo de suelo analizado, bajo la hipótesis de que el tipo de suelo y su respuesta hidráulica se asocian con *r*. Para esto se utilizaron los patrones de infiltración y escurrimiento acumulado de la Figura 7 y las estimaciones del Cuadro 2. En el Cuadro 3 se muestran los valores de *r* utilizados, los cuales se dejaron fijos al ajustar el modelo expo-lineal (parámetros *C* y *P<sub>b</sub>*).

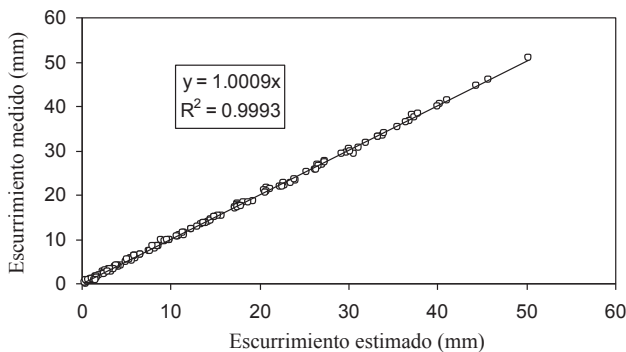


Figura 10. Ajuste estadístico global del modelo expo-lineal genérico a las simulaciones.

Cuadro 3. Resultados del ajuste paramétrico del modelo expo-lineal.

Suelo	Cobertura†	COB	r	C	P <sub>b</sub>
		%			
2	S	0.0	0.100	0.560	16.0
	M	28.4	0.100	0.490	18.5
	R	45.8	0.100	0.440	20.0
	B	69.8	0.100	0.360	23.0
4	S	0.0	0.064	0.525	38.5
	M	34.5	0.064	0.400	48.5
	R	53.0	0.064	0.350	51.5
5	B	63.7	0.064	0.310	55.0
	M	46.1	0.150	0.550	13.0
	R	60.3	0.150	0.500	16.0
	B	63.0	0.150	0.460	17.0

† S = suelo desnudo; M = cobertura mala; R = cobertura regular; B = cobertura buena; COB = cobertura de la vegetación; r = tasa relativa de cambio; C = tasa máxima de cambio; P<sub>b</sub> = precipitación cuando Q = 0.

Las estimaciones de  $C$  y  $P_b$  se realizaron bajo el supuesto de una relación lineal con la cobertura aérea de la vegetación.

La relación entre  $C$  y  $P_b$  fue forzada a una del tipo  $C = 1.0 - mP_b$ , para considerar el caso de un patrón solo lineal con origen en  $(0, 0)$  del modelo expo-lineal. El valor de 1.0 se usó como el límite de un proceso hidrológico ( $Q = P$ ), independientemente que en el experimento este valor no fue alcanzado, que define el valor máximo teórico que el modelo puede asumir. En el Cuadro 3 se muestran los resultados obtenidos del proceso de ajuste del modelo expo-lineal discutido y en la Figura 11 se presentan los ajustes globales del modelo para las diferentes condiciones hidrológicas asociadas a los suelos 2, 4 y 5.

En lo general, el ajuste del modelo expo-lineal paramétrico mostrado en la Figura 11 es satisfactorio, si consideramos que fue parametrizado solo en función de la COB. La Figura 12 muestra las relaciones entre  $C$  y  $P_b$  y la COB utilizadas para la Figura 11.

En la Figura 13 se muestra la relación  $P_b$ - $C$  para los suelos 2, 4 y 5, para diferentes niveles de la cobertura aérea de la vegetación, donde las regresiones fueron forzadas a pasar por  $C = 1$  cuando  $P_b = 0.0$ .

Los desarrollos mostrados permiten parametrizar el modelo expo-lineal en función del tipo de suelo (hidrológico) y de la cobertura de la vegetación, en forma similar al caso del método del NC. Otros parámetros a considerar, como la pendiente del terreno y el escurrimiento antecedente siguen los mismos lineamientos que en el método del NC.

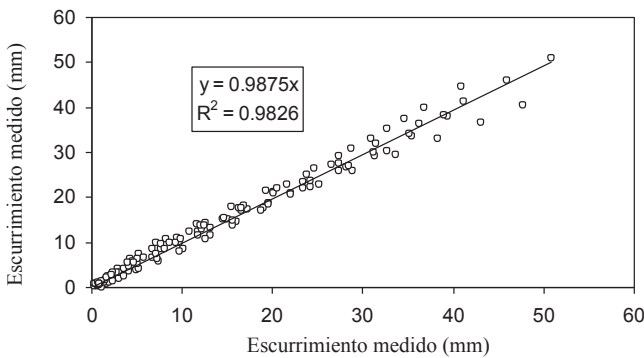


Figura 11. Ajuste estadístico global del modelo expo-lineal paramétrico a las simulaciones.

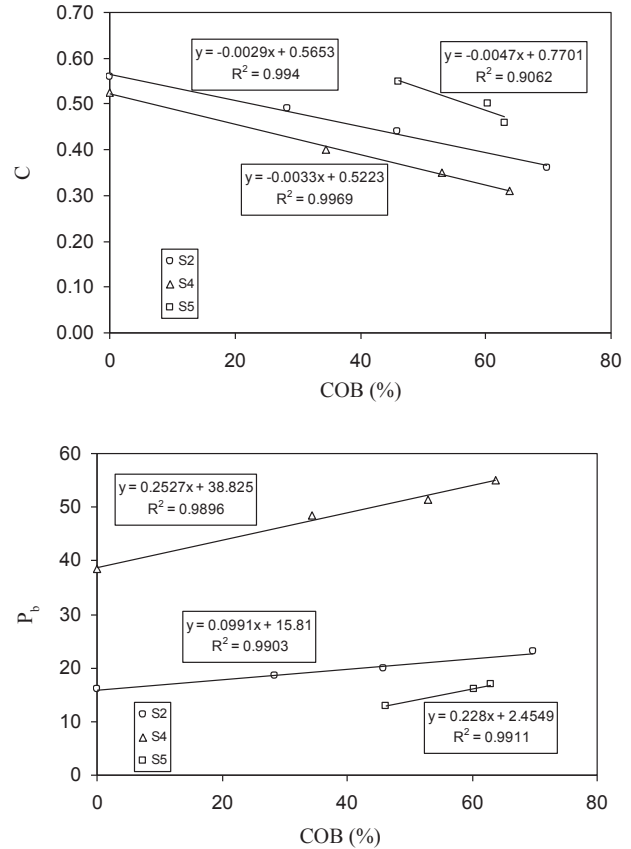


Figura 12. Relaciones entre  $C$  y  $P_b$  con COB para las simulaciones realizadas.  $C$  = tasa máxima de cambio;  $P_b$  = precipitación cuando  $Q = 0$ .

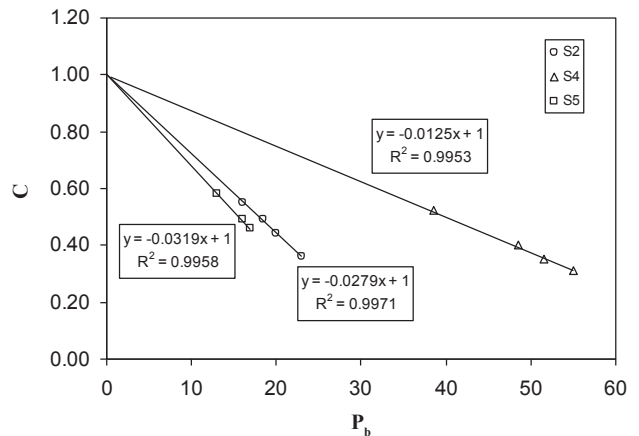


Figura 13. Relación entre  $P_b$  y  $C$  para las simulaciones realizadas.  $P_b$  = precipitación cuando  $Q = 0$ ;  $C$  = tasa máxima de cambio.

## CONCLUSIONES

- Usando el método del NC como paradigma de desarrollo de un esquema operacional hidrológico, se han analizado las hipótesis intrínsecas de este método y sus implicaciones, para discutir un nuevo modelo de la relación precipitación-escurrencimiento. El modelo expo-lineal analizado caracteriza en forma adecuada los patrones observados entre precipitación (P) y escurrencimiento (Q), tanto a nivel de fases únicas como combinadas.
- Usando el marco teórico de la hidrológica de área parcial, se han presentado los fundamentos teóricos del modelo expo-lineal en un formato más o menos general, para sustentar las aplicaciones derivadas de este modelo.
- El modelo expo-lineal fue validado en términos genéricos usando datos de un experimento con un simulador de lluvias tipo Morin, con diferentes tipos hidrológicos del suelo y coberturas aéreas de pastos en los lotes del escurrencimiento. Los resultados de los ajustes del modelo en términos genéricos resultaron buenos.
- En el contexto de desarrollar un modelo simplificado que solo requiera un parámetro para su calibración, los datos experimentales del simulador de lluvias fueron usados para derivar relaciones entre los parámetros C (tasa máxima de cambio) y  $P_b$  (precipitación cuando  $Q = 0$ ) con la cobertura aérea de la vegetación, dejando fijo el parámetro r (tasa relativa de cambio) como dependiente del tipo hidrológico del suelo. Los resultados obtenidos son satisfactorios y muestran que solo se requiere un parámetro C o  $P_b$  (el otro se estima de la relación entre ambos). Así, el esquema desarrollado, en una primera aproximación, permite plantear la modelación de la relación precipitación-escurrencimiento en términos teóricamente sólidos y con flexibilidad empírica en los ajustes experimentales.
- Para poder generalizar los desarrollos mostrados en este trabajo, es necesario continuar con una estrategia experimental de validación genérica que permita establecer relaciones funcionales en términos de diferentes escalas de observación (lotes de escurrencimiento en laboratorio y campo, cuencas pequeñas, etc.). Esto será explorado en publicaciones posteriores de experimentos del grupo de investigación.

## LITERATURA CITADA

- Beven, K. J. and M. J. Kirkby. 1979. A physically based variable contributing area model of basin hydrology. *Hydrol. Sci. Bull.* 24: 43-69.
- Fennessey, L. A. J. and R. H. Hawkins. 2001. The NRCS curve number, a new look at an old tool. *Proceedings of the 2001 Pennsylvania Stormwater Management Symposium, Re-thinking Comprehensive Stormwater Management – Integrating Quality, Volume and Peak Controls.* Villanova, PA, USA.
- Ferrandino, F. J. 1989. Spatial and temporal variation of a defoliating plant disease and reduction in yield. *Agric. For. Meteorol.* 47: 273-289.
- Fogel, M. M. and L. Duckstein. 1970. Prediction of convective storm runoff in semi-arid regions. *Proceedings of the IAHS-UNESCO Symposium on the Results of Research on Representative and Experimental Basins.* Wellington, New Zealand. Available from: *Pub. Int. Assoc. Sci. Hydrol.* 96: 465-478.
- Goudriaan, J. and H. H. Van Laar. 1994. *Modelling potential crop growth processes. Textbook with exercises. Current Issues in Production Ecology.* Kluwer Academic Publishers. Dordrecht, Netherlands.
- Hawkins, R. H. 1979. Runoff curve numbers for partial area watersheds. *J. Irrig. Drain. Div. Am. Soc. Civ. Eng.* 105: 375-389.
- Hawkins, R. H. 1993. Asymptotic determination of runoff curve numbers from data. *J. Irrig. Drain. Eng.* 119: 334-445.
- Kirkby, M. J. and N. J. Cox. 1995. A climatic index for soil erosion potential (CSEP) including seasonal and vegetation factors. *Catena* 25: 333-352.
- Kirkby, M. J., Y. Lebissonais, T. J. Coulthard, J. Daoussin, and M. D. McMahon. 2000. The development of land quality indicators for soil degradation by water erosion. *Agric. Ecosyst. Environ.* 81: 125-136.
- López, E., F. Paz, M. Martínez, J. D. Ríos y M. Bolaños. 2011. Uso de sensores remotos en la modelación de la relación precipitación-escurrencimiento. *Terra Latinoamericana* 29: 287-298.
- Mishra, S. K. and V. P. Singh. 1999. Another look at SCS-CN method. *J. Hydrol. Eng. ASCE* 4: 257-264.
- Mishra, S. K., M. K. Jain, P. K. Bhunya, and V. P. Singh. 2005. Field applicability of the SCS-CN-based Mishra-Singh general model and its variants. *Water Resour. Manage.* 19: 37-62.
- Mishra, S. K., R. K. Sahu, T. I. Eldho, and M. K. Jain. 2006. A generalized relation between initial abstraction and potential maximum retention in SCS-CN based model. *Int. J. River Basin Manage.* 4: 245-253.
- Mockus, V. 1949. Estimation of total (and peak rates of) surface runoff for individual storms: Exhibit A, appendix B, Interim Survey Report, Grand (Neosho) River Watershed. US Department of Agriculture, Washington, DC, USA.
- Morin, J., D. Goldberg, and I. Seginer. 1967. Rainfall simulator with rotating disk. *Trans. ASAE* 10: 0074-0077. doi: 10.13031/2013.39599.

- Neitsch, S. L., J. G. Arnold, J. R. Kiniry, J. R. Williams, and K. W. King. 2002. Soil and water assessment tool theoretical documentation, version 2000, TWRI Report TR- 191. Texas Water Resources Institute. College Station, TX, USA.
- NRCS-USDA (Natural Resources Conservation Service-United States Department of Agriculture). 2004. Chapter 10. Estimation of direct runoff from storm rainfall. Part 630 National Engineering Handbook. Washington, DC, USA.
- Paz, F. 2009. Mitos y falacias del método hidrológico del número de curva del SCS/NRCS. *Agrociencia* 43: 521-528.
- Paz, F., M. I. Marín y M. Martínez. 2013. Modelo expo-lineal de la precipitación-escorrimento en lotes experimentales de largo plazo en cultivos de maíz. *Tecnol. Cienc. Agua* 4: 85-97.
- Ponce, V. M. 1996. Notes of my conversation with Vic Mockus. [http://www.wsi.nrcs.usda.gov/products/W2Q/H&G/tech\\_info/mockus.html](http://www.wsi.nrcs.usda.gov/products/W2Q/H&G/tech_info/mockus.html) (Consulta: octubre 20, 2007).
- SCS-USDA (Soil Conservation Service-United States Department of Agriculture). 1972. Chapter 4: Storm rainfall depth. Part 630 Hydrologic Engineering. National Engineering Handbook. Washington, DC, USA.
- SCS-USDA (Soil Conservation Service-United States Department of Agriculture). 1986. Urban hydrology for small watersheds. TR 55. Washington, DC, USA.
- Sharpley, A. N. and J. R. Williams. 1990. EPIC – Erosion/Productivity Impact Calculator. 1. Model documentation. USDA Technical Bulletin No. 1768. Washington, DC, USA.
- Whipkey, R. Z. 1965. Subsurface stormflow from forested slopes. *International Assoc. Sci. Hydrol. Bull.* 10: 74-85. doi: 10.1080/02626666509493392.

# Fundamentação teórica dos sistemas de amostragem de solo de acordo com a variabilidade de características químicas

## Theoretical background of soil sampling systems according to variability of chemical characteristics

André Guarçoni<sup>1‡</sup>, Víctor Hugo Alvarez V.<sup>2</sup> e Fabrício Moreira Sobreira<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Instituto Capixaba de Pesquisa, Assistência Técnica e Extensão Rural (INCAPER). Rod. BR 262 km 94 Aracê. 29375-5000 Venda Nova do Imigrante, ES, Brasil.

<sup>‡</sup> Autor responsável (guarconi@incaper.es.gov.br)

<sup>2</sup> Departamento de Solos, Universidade Federal de Viçosa, (UFV). Avenida PH Rolfs s/n, Campus Universitário. 36570-000 Viçosa, MG, Brasil.

<sup>3</sup> Instituto Federal Catarinense (IFC), Campus Araquari. Rodovia BR 280 km 27. Cx Posta 21. 89245-000 Araquari. SC, Brasil.

---

### RESUMO

Devido à elevada variabilidade de determinadas características químicas, a amostragem de solo é uma das mais importantes fontes de erro em um programa de correção e adubação. O objetivo dessa revisão foi analisar criticamente os fundamentos teóricos que definem os tipos de amostragem de solo utilizados para diferentes sistemas de cultivo, avaliando o grau de influência das variações de características químicas conferidas por cada situação. Confrontando informações dos trabalhos consultados, foi possível inferir que a estratificação do terreno em unidades de amostragem diminui a ocorrência de dependência espacial causada por fatores do ambiente associados às variações de longa distância (macrodependência), mas não impede a ocorrência de dependência espacial a curtas distâncias em locais dentro do próprio estrato (mesodependência). A opção de se utilizar a análise da amostra composta por unidade de amostragem (fertilidade média) ou os mapas de fertilidade do solo, para recomendação de corretivos e fertilizantes, deve-se especialmente a questões econômicas. A coleta de amostras simples de pequeno volume e obtenção de médias locais, ou a formação de amostras compostas a partir destas “amostras simples”, tende a incrementar a efetividade e a confiabilidade dos mapas de fertilidade.

**Palavras chave:** *variabilidade aleatória, variabilidade cíclica, fertilidade média, mapas de fertilidade.*

### SUMMARY

Due to high variability of chemical characteristics, soil sampling is one of the major sources of error in a correction and fertilization program. This critical review aimed to analyze the theoretical foundations that define the soil sampling types used for different cropping systems, assessing the degree of influence of variations in chemical characteristics conferred by each situation. Confronting information from the studies reviewed, we determined that the range of spatial dependence of soil chemical properties is dependent on the distance between previous sampling points. Land stratification in sampling units reduces the occurrence of spatial dependence caused by environmental factors associated with long-distance variations (macro-dependence), but does not prevent the occurrence of spatial dependence at short distances in positions within the stratum itself (meso-dependence). The option to use composite sample analysis from homogeneous field (average fertility) or the soil fertility maps for recommendation of lime and fertilizer, is primarily due to economic issues. The collection of single samples of small volume to calculate local averages, or the formation of composite samples from these “single samples” tends to increase the effectiveness and reliability of fertility maps.

**Index words:** *random variability, cyclical variability, average fertility, fertility maps.*

---

#### Cita recomendada:

Guarçoni, A., V. H. Alvarez V. e F. Moreira Sobreira. 2017. Fundamentação teórica dos sistemas de amostragem de solo de acordo com a variabilidade de características químicas. Terra Latinoamericana 35: 343-352.

---

Recibido: septiembre de 2016. Aceptado: agosto de 2017.  
Publicado como revisión en Terra Latinoamericana 35: 343-352.



## INTRODUÇÃO

Para que o processo de amostragem de solo seja eficiente e econômico, deve-se conhecer e entender as causas da variabilidade das características de interesse do solo a ser amostrado, uma vez que essas irão influenciar o próprio programa de correção e adubação. Conforme a distribuição dessas características químicas no solo (aleatória ou sistemática), haverá uma forma mais indicada para o processo de amostragem (aleatória ou em grid) e para o embasamento da posterior recomendação de corretivos e fertilizantes (fertilidade média ou mapas de fertilidade).

Definindo-se que exista variabilidade aleatória de características químicas numa unidade de amostragem (UA) a ser cultivada (gleba ou talhão homogêneo), utiliza-se a amostragem aleatória de solo (probabilística), visando-se determinar a fertilidade média da mesma, para realização da correção do solo e adubação do cultivo, se necessário.

A individualização da UA é fundamentada, segundo Cantarutti *et al.* (2007), em indicadores de variação facilmente perceptíveis na área, como topografia, cobertura vegetal, tipo de solo, uso agrícola, condições de drenagem e produtividade das culturas. Por seu turno, a fertilidade média da UA é obtida analisando-se uma amostra composta, formada pela mistura homogênea de definido número de amostras simples. O número de amostras simples é calculado com base na estimativa da variabilidade de características do solo, determinada por meio de uma amostragem prévia da área (UA). Na prática, extrapola-se para áreas de cultivo comercial o número de amostras simples calculado para áreas experimentais.

Existe, contudo, o método de amostragem onde o local de coleta é tão importante quanto o número de amostras simples a ser coletado. Nesse caso, são formados grids de amostragem (amostragem sistemática) na área a ser cultivada, não havendo uma separação prévia da mesma em unidades de amostragem (UA). A partir da amostragem sistemática de solo (*grids* de amostragem), se for detectada, entre pontos do terreno, a ocorrência de dependência espacial para características químicas, mapas de fertilidade são elaborados para as áreas de cultivo, estimando-se valores intermediários entre os teores determinados nos locais de coleta (interpolação), por meio da análise geoestatística. De posse dos mapas de fertilidade, a

aplicação de fertilizantes é realizada em taxa variável, visando homogênea disponibilização de nutrientes na área de cultivo.

A estimativa da variabilidade (Coeficiente de Variação - CV), considerando a variabilidade aleatória de características, depende de como é conduzida a amostragem para sua detecção, ou seja, o CV de determinada característica do solo pode aumentar ou diminuir de acordo com três fatores básicos, definidos por Upchurch e Edmonds (1991): local de coleta dentro da UA, volume e número de amostras simples a serem coletadas. Logo, esses fatores determinam a representatividade da amostra composta, no caso da variabilidade aleatória, e, em virtude da forma como são combinados, podem proporcionar uma amostragem de solo mais eficiente e econômica.

O objetivo dessa revisão foi realizar uma análise crítica dos fundamentos teóricos que definem os tipos de amostragem de solo utilizados para diferentes sistemas de cultivo, avaliando o grau de influência das variações de características químicas conferidas por cada situação.

## DESENVOLVIMENTO

### Fertilidade Média do Solo e Mapas de Fertilidade

Definir um valor médio para determinadas características da fertilidade do solo é um requerimento comum em estudos de campo (McBratney e Webster, 1983). Dentre esses, pode-se relacionar a recomendação de corretivos e fertilizantes.

Muitas fontes de erros potenciais estão envolvidas em um programa de adubação e, devido à elevada variabilidade de determinadas características químicas, uma das mais importantes é a amostragem de solo (Mallarino, 1996). O número ótimo de amostras simples para compor uma amostra composta representativa, adequada ao programa de adubação, irá depender da variabilidade da população amostrada, da importância em se estimar a média da população, do desvio desejado em torno dessa média e, principalmente, dos custos da amostragem e das análises laboratoriais (Mulla e McBratney, 2000).

Os solos são formados pela ação conjunta do clima, de organismos e do tempo, em determinado material de origem, numa definida posição da paisagem (Mulla e McBratney, 2000). Para esses autores, mesmo em

uma área restrita, aparentemente homogênea, é pouco provável que existam dois locais que tenham recebido a mesma combinação ou interação de fatores de formação do solo. Isso justifica a classificação proposta por James e Wells (1990), relativa à variabilidade horizontal de características do solo, de acordo com a distância na qual ocorre: macrovariações (> 2 m), mesovariedades (5 cm a 2 m) e microvariedades (< 5 cm).

Além da intrínseca variabilidade na matriz do material de origem, pequenas mudanças na topografia podem afetar o fluxo e o armazenamento de água, que é o principal agente dos processos de formação do solo. O acúmulo de nutrientes e a deposição de material orgânico em alguns pontos, tendo como consequência a proliferação de organismos, podem gerar intensas variações a curta distância no solo. Esse fato foi relatado por Van Den Henden e Cottenie (1960), Jackson (1970), Alvarez e Carraro (1976), Saraiva *et al.* (1992), Raun *et al.* (1998), Guarçoni *et al.* (2006; 2007), que observaram elevadas diferenças para características químicas a curtas distâncias no solo.

É de grande relevância, no entanto, identificar a forma como a variabilidade de características do solo ocorre no campo, uma vez que irá influenciar o próprio processo de amostragem. A variabilidade dessas características pode ocorrer de duas formas no campo: com dependência espacial ou aleatória. Quando uma característica do solo varia continuamente, numa direção específica, seguindo um gradiente, diz-se que tem dependência espacial ou correlação espacial e pode ser mapeada por meio da geoestatística (Burrough, 1991). Quando a variabilidade não pode ser ligada a uma causa conhecida e não varia continuamente, numa direção específica, ela é definida como aleatória (Upchurch e Edmonds, 1991).

A recomendação de corretivos e fertilizantes pela fertilidade média do solo é baseada na estatística paramétrica, ou seja, como premissa deve haver distribuição aleatória das características avaliadas e independência dos erros residuais dentro das UA, para que sejam calculados, sem introdução de uma tendência, além da média, o desvio padrão e o coeficiente de variação. Assim, para a formação de uma amostra composta representativa de uma gleba a ser cultivada (UA), esta não deveria, a princípio, apresentar dependência espacial para as características a serem avaliadas. De forma diversa, Brus e Gruijter (1997) relatam que as estratégias de amostragem aleatória são válidas também para áreas com dependência espacial,

uma vez que a independência entre pontos seria criada pelo desenho de amostragem, ou seja, a forma de amostragem criaria independência entre pontos amostrados por meio da aleatorização.

Considerando a amostragem de solo sistemática, para Nanni *et al.* (2011), Molin *et al.* (2012) e Cherubin *et al.* (2014), a constatação de dependência espacial num campo de cultivo depende da escala de observação, mais precisamente, da distância entre os pontos de coleta das amostras simples que serão utilizadas na análise variográfica.

Essa constatação é apresentada na seguinte sequência de trabalhos de amostragem. Num experimento foram coletadas 206 amostras, na profundidade de 0-20 cm, utilizando um grid regular de 50 × 50 m, em um Latossolo Vermelho eutrófico, textura muito argilosa, cultivado por mais de 30 anos com cana-de-açúcar. Foram determinados valores de pH (H<sub>2</sub>O) (Souza *et al.*, 2004) e teores de P disponível (Marques *et al.*, 2008). Os dados foram avaliados por meio da geoestatística, e foram observados alcances de 330 e 711 m para pH e P disponível, respectivamente. Segundo os autores, o valor do alcance de uma característica do solo garante que todos os pontos vizinhos, situados dentro de um círculo com esse raio, são tão similares que podem ser utilizados para estimar valores em qualquer ponto entre eles. Neste caso, consideraram a distância mínima de 700 m para que ocorra independência entre os teores avaliados nos locais amostrados dentro do campo de cultivo.

Salviano *et al.* (1998) coletaram amostras de solo na profundidade de 0-20 cm, em uma malha de 5 × 5 m, numa área com *Crotalaria juncea* L. e observaram alcances de 22 e 12 m para pH (H<sub>2</sub>O) e P disponível, respectivamente. Isso caracteriza uma distância de amostragem prévia dez vezes menor e alcances 15 e 59 vezes menores para pH e P, respectivamente, em relação aos trabalhos de Marques *et al.* (2008) e Souza *et al.* (2004) citados anteriormente.

Paz González *et al.* (2000) coletaram amostras numa malha de 2 × 2 m numa área cultivada e observaram alcances de 7 m para pH (H<sub>2</sub>O) e P disponível. Em relação ao trabalho de Salviano *et al.* (1998), isso significa uma redução na amostragem prévia de 2.5 vezes e redução no alcance de 3 e 1.7 vezes, para pH e P disponível.

Yang *et al.* (2001) estimaram a variabilidade de pH (H<sub>2</sub>O) em amostras indeformadas de solo medindo 10 × 2.5 cm de lado e 10 cm de profundidade. Para

tanto, os autores determinaram o pH a cada 1 cm das amostras, após saturação com água deionizada, utilizando um microelétrodo de 1 mm de diâmetro. Nesse caso, observaram dependência espacial dos valores de pH, medida por meio de semivariograma, com alcances variando de 3.5 – 4.5 cm. Esse resultado é muito marcante. Em relação ao trabalho de Salviano *et al.* (1998) já citado, há uma redução de 500 vezes na distância da amostragem prévia e uma redução no alcance de pH de 489 vezes, se for considerado o alcance de 4.5 cm. Já em relação ao trabalho de Paz González *et al.* (2000), houve uma redução de 200 vezes na distância de amostragem e as mesmas 200 vezes no alcance de pH, se for considerado o alcance de 3.5 cm.

Apesar dos distintos solos, cultivos e regiões, a análise comparativa desses trabalhos indica que há uma clara diminuição no alcance da dependência espacial detectada, decorrente da redução na distância da amostragem, proposição esta já corroborada por trabalhos como os de Nanni *et al.* (2011), Molin *et al.* (2012) e Cherubin *et al.* (2014). Tal fato provém da capacidade de detecção da amostragem. A distância entre pontos de coleta irá promover a detecção de dependências especiais causadas por distintos fatores responsáveis pelas variações de características do solo. Isso afetará o alcance da dependência espacial, se esta existir.

Coletas de amostras de solo mais distantes entre si irão detectar dependências espaciais causadas por fatores de formação do solo que incidem de forma gradual sobre grandes áreas, como diferentes materiais de origem e clima. Por outro lado, a amostragem a curtas distâncias irá detectar a dependência espacial provocada por estratos geomorfológicos (posição na paisagem), classes de solo e o próprio manejo, ou seja, processos de adição, remoção e transformação que ocorram de forma mais localizada, formando gradientes ou variações cíclicas a curtas distâncias. Deve-se atentar para o fato de que os fatores apontados como causas das dependências espaciais a curtas distâncias são os mesmos considerados para separação das áreas em unidades de amostragem (UA), utilizadas na determinação da fertilidade média por meio da amostragem aleatória.

Fazendo um paralelo com a classificação de James e Wells (1990), na qual definem as macrovariações (> 2 m) e as mesovariações (entre 0.05 e 2 m) para a variabilidade aleatória, pode-se estabelecer as macro e as mesodependências espaciais, para o caso

de haver dependência espacial entre características determinadas em distintos pontos de amostragem. A macrodependência espacial ocorreria entre pontos localizados em diferentes, mas contíguas, unidades de amostragem (UA), e seria caracterizada pela formação de gradientes contínuos de longa distância, permitindo a obtenção de maiores valores para o alcance de definida característica do solo. Assim, a macrodependência espacial seria detectada quando a distância de coleta de amostras for maior do que a área separada como uma Unidade de Amostragem (UA), a qual é baseada em indicadores de variação facilmente perceptíveis visualmente. Para sua detecção deve-se fazer uso de grids de amostragem de maior escala (*upscale*), como os propostos por Anderson *et al.* (2003).

A mesodependência ocorreria quando há dependência espacial entre pontos dentro de uma mesma UA, sendo caracterizada especialmente pela variação cíclica e com valores de alcance relativamente menores, podendo ser detectada por grids de amostragem de pequena escala (*downscale*—Anderson *et al.*, 2003). Portanto, ao contrário da classificação proposta por James e Wells (1990) para a variabilidade aleatória dentro de uma UA, a classificação ora proposta para a dependência espacial não apresenta distâncias fixas quanto a separação de classes. Nesse caso, as distâncias são variáveis conforme o tamanho das UA demarcadas.

Em regiões onde as áreas de cultivo são homogêneas e as unidades de amostragem são extensas, a análise variográfica tende a estimar valores elevados de alcance para a dependência espacial, devido às macrodependências. Contudo, em áreas heterogêneas (regiões montanhosas, áreas de solos aluviais ou tabuleiros), onde as UAs apresentam dimensões reduzidas e a macrodependência é menor, serão estimados valores relativamente inferiores de alcance da dependência espacial.

A afirmação apoia-se em trabalhos como o de Montanari *et al.* (2008), que observaram maiores coeficientes de variação e menores alcances para a dependência espacial num latossolo de encosta convexa (UAs de menor tamanho), em relação a um argissolo, presente numa pedofoma mais plana (UAs de maior tamanho). Os autores atribuem o fato à maior continuidade espacial do Argissolo, gerada pela posição na paisagem. Souza *et al.* (2006) fizeram observações de mesmo teor, mas comparando áreas com pedofoma côncava (UAs de menor tamanho) e áreas com pedofoma plana (UAs de maior tamanho).

O alcance devido às mesodependências (dentro das UAs) também varia, sendo proporcional ao tamanho das UAs, pois ficariam sempre restritos à área das mesmas. Trabalhos como os de Salviano *et al.* (1998), já mostravam que as características químicas do solo geralmente apresentam menor alcance entre pontos do que características físicas, como a granulometria. Se uma UA é individualizada, além de outros fatores, por mudanças de granulometria no solo, o trabalho dos autores citados corrobora a afirmação ora apresentada.

Essas observações levam à inferência de que dependências espaciais estejam ocorrendo tanto fora (macrodependências) quanto dentro (mesodependências) das unidades de amostragem, sendo sua detecção baseada na distância de amostragem utilizada na amostragem, *upscale ou downscale*, como sugerido por Anderson *et al.* (2003).

Para alguns estudiosos, essa constatação implicaria em abandono da clássica fórmula de Cline (1944)<sup>1</sup>,

$$n = (t_{\alpha/2} CV/f)^2$$

apresentada sob tantas formas, por diversos autores, e utilizada para determinação do número de amostras simples necessárias à formação de uma amostra composta representativa da fertilidade média de uma UA. As recomendações de corretivos e fertilizantes pela fertilidade média do solo seriam consideradas pouco confiáveis, substituindo-as pelos mapas de fertilidade.

Quando não se detecta dependência espacial em determinada área, e pretende-se trabalhar com mapas de fertilidade, sugere-se uma amostragem mais detalhada para que se encontre a dependência entre os pontos (Molin *et al.*, 2012). Assim, reduzindo o espaçamento nos grids de amostragem a dimensões inferiores as da UA, possibilita-se à detecção de mesodependências (dentro da UA) ao invés das macrodependências (fora da UA). Por outro lado, segundo Mallarino (1996), a redução no espaçamento dos *grids* pode gerar padrões cíclicos (tendências) de diferentes magnitudes, os quais, muitas vezes, afetam marcadamente a forma do semivariograma (modelo simples para o semivariograma pode não ser adequado), além de aumentar a ocorrência de “outliers” especialmente no sistema de plantio direto. Para Mulla e McBratney (2000), os “outliers” podem afetar significativamente a forma do semivariograma, diminuindo o alcance mesmo na presença de elevada dependência espacial.

A detecção das mesodependências (dentro da UA) tendem, portanto, a reduzir o alcance da dependência espacial e a confiabilidade dos mapas de fertilidade gerados, visando a recomendação de fertilizantes em taxas variáveis. No entanto, mesmo que exista dependência espacial dentro da UA, pode-se realizar a coleta de amostras simples para formação de uma amostra composta, visando a recomendação de corretivos e fertilizantes baseada na fertilidade média, uma vez que, para Cline (1944), a amostra composta de solo não é uma amostra da população (UA, gleba ou talhão homogêneo), pois sua única finalidade é estimar a fertilidade média, não podendo ser utilizada para qualquer outra estatística. Nesse sentido, Brus e Gruijter (1997) relatam que a amostragem aleatória é eficaz para determinar a média de uma característica do solo, desde que o número de amostras seja suficiente, pois o princípio de independência entre os pontos seria gerado pela própria aleatorização da coleta.

Por essas razões, pode-se indicar que nas UA o programa de recomendação de corretivos e fertilizantes é mais eficiente se for baseado na determinação da fertilidade média. Já para áreas maiores, que consideram várias unidades de amostragem (UA), a utilização dos mapas de fertilidade permite maior acurácia na recomendação, caso ocorra “macrodependência” espacial.

O trabalho de Anderson Cook *et al.* (1999) corrobora a afirmação anterior. Os autores utilizaram diferentes métodos de amostragem (três para elaboração de mapas de fertilidade -grid de 18.5 × 30.4 m, grid de 0.83 ha, grid de 0.33 ha e dois para determinação da fertilidade média- amostra composta de toda a área e por tipo de solo (UA), visando recomendar adubações com P e K, em duas áreas de cultivo. Observaram que a amostra composta por tipo de solo (UA) proporcionou a mais exata recomendação de fertilizantes quando a dependência espacial foi pequena. A diferença na quantidade total de fertilizantes recomendados, considerando os cinco métodos de amostragem, variou de 3 a 12%. Relataram ainda que, a amostra composta por tipo de solo requer análise de poucas amostras e concorre com o grid de amostragem (mapa de fertilidade), mesmo quando ocorre elevada dependência espacial no campo. Os mesmos concluem que a amostragem por tipo de solo (UA) oferece significativas vantagens em termos de coleta de amostras e custos analíticos, melhorando a recomendação de fertilizantes em diversas situações.

<sup>1</sup> n é o número de amostras simples para formar uma amostra composta representativa de área homogênea,  $t_{\alpha/2}$  é o valor tabelado de distribuição t de Student, o qual depende do nível de probabilidade  $\alpha$  e do número de graus de liberdade ( $n - 1$ ), CV é o coeficiente de variação da característica da fertilidade do solo a ser avaliada e f é o desvio admitido em torno da média.



## Características da Amostra Simples de Solo

Independente do sistema de amostragem, para Upchurch e Edmonds (1991) existem três fatores distintos envolvidos na amostragem de solo para uma característica particular: local de coleta, volume e número de amostras a ser coletado. O local de coleta irá depender da cultura, do tipo de solo e dos possíveis pontos de concentração de nutrientes no campo de cultivo. O local de coleta tem grande influência na estimativa da variabilidade da população (CV) (Zebarth *et al.*, 1999; Alvarez e Guarçoni, 2003).

É de consenso na literatura que, ao se aumentar o tamanho da amostra ( $n$ ), a estimativa da variabilidade vá diminuindo até atingir um valor mínimo, a partir do qual os decréscimos nessa estimativa são insignificantes em relação ao aumento do número de amostras (McBratney e Webster, 1983; Webster e Burgess, 1984; Burrough, 1991).

Guarçoni *et al.* (2007), trabalhando com amostras de diferentes volumes, para uma mesma profundidade de amostragem, observaram que essa lógica pode ser transposta para o volume das amostras simples. Assim, quanto maior o volume de solo coletado em cada amostra simples, menor é a estimativa da variabilidade e, consequentemente, menor o número de amostras simples necessário para formar uma amostra composta representativa de um talhão homogêneo, até um ponto mínimo onde a variabilidade se estabiliza e não adiantaria aumentar o volume das amostras simples. Esses autores realizaram amostragens de solo em três situações de preparo-coleta (plantio direto, plantio convencional antes da aração e plantio convencional após a aração) e, além de elaborarem modelos que definiam o número de amostras simples a ser coletado, em função do diâmetro do trado para cada situação de preparo-coleta, observaram que a estimativa da variabilidade da maioria das características químicas do solo avaliadas foi, de maneira geral, semelhante entre o plantio direto e o plantio convencional antes da aração, e menor no plantio convencional depois da aração, devido à manutenção de linhas de plantio nos dois primeiros casos.

O número de amostras simples necessárias à formação de uma amostra composta representativa irá depender da estimativa da variabilidade da população amostrada (CV) e da precisão requerida para se estimar a média da população ( $f$ ), segundo a fórmula de Cline (1944):

$$n = (t_{\alpha/2} CV/f)^2$$

Nessa fórmula, o CV é obtido em uma amostragem prévia da área (UA). Portanto, o número de amostras simples a ser coletado é consequência clara dos locais de coleta e do volume das amostras simples utilizadas na amostragem prévia, uma vez que esses fatores influenciam diretamente a magnitude da variabilidade detectada (Guarçoni *et al.*, 2007).

É importante ressaltar que, para cada forma e volume das amostras simples utilizadas na amostragem prévia, existirá um número ótimo de amostras simples a ser coletado, o qual irá conferir a mesma representatividade à amostra composta formada. Muitas vezes, a coleta de um maior número de amostras simples de pequeno volume gera um menor esforço de amostragem do que a coleta de um reduzido número de amostras simples de volume elevado (Guarçoni *et al.*, 2007).

## Forma da Amostra Simples de Solo

Considerando a profundidade de amostragem padrão de 0 a 20 ou 0 a 10 cm, a área de abrangência da amostra simples de solo (dimensões horizontais) é aquela que proporcionará as diferenças no volume amostrado. Poucos são os trabalhos encontrados na literatura que comparam amostras simples com seções diferentes (retangulares, quadradas, circulares, etc.), uma vez que, para qualquer volume, será calculado um número de amostras simples que irá gerar uma amostra composta representativa, considerando o sistema de amostragem aleatória. Para Burrough (1991), o número de amostras simples é mais importante que sua localização ou seu volume. O autor está correto, mas faz essa afirmação sem considerar o tempo e o esforço necessário para se realizar a amostragem. O inverso, nesse caso, parece mais lógico, ou seja, para um número pré-definido de amostras simples, existe um volume de solo, considerando a mesma profundidade de amostragem, que gera amostras compostas mais representativas.

Para Schilindwein e Anghinoni (2002), o número de amostras deve contemplar as macrovariações (> 2 m), enquanto a forma, o volume (área da amostra) e o local de amostragem devem contemplar as meso (5 cm a 2 m) e as microvariações (< 5cm). Esses autores compararam teores de P e K disponíveis, determinados ao se coletar amostras simples de diferentes volumes (áreas diferentes para uma mesma profundidade) e



observaram que os coeficientes de variação (CV) dos teores de P e K diminuíram com o aumento da área das amostras simples, independentemente da forma da seção (retangular ou quadrada). Porém, não observaram diminuição substancial nos CV's com o aumento da área das amostras simples a partir de 5/10 cm (espessura/largura), demonstrando que, ao se aumentar a seção da amostra simples, a estimativa da variabilidade diminui até atingir um valor mínimo, a partir do qual, os decréscimos nessa estimativa são insignificantes em relação ao aumento da seção.

Essa tendência foi comprovada de forma mais detalhada por Guarçoni *et al.* (2007), que selecionaram modelos hiperbólicos para explicar a variabilidade de características químicas do solo em função do volume das amostras simples (diferentes áreas para uma mesma profundidade), constatando redução na variabilidade em função do aumento gradativo da área (mesma profundidade) das amostras simples de solo. Os autores relatam que a forma de resposta se deve à incorporação no volume de solo coletado das variações horizontais a curtas distâncias (microvariações), o que diminui, conseqüentemente, a estimativa da variabilidade.

A área de abrangência da amostra simples apresenta grande influência sobre o número de amostras necessário para formação de uma amostra composta, mas não a sua forma, podendo esta apresentar seção quadrada, retangular ou circular.

### **Efeito da Variabilidade Cíclica sobre os Sistemas de Amostragem de Solo**

A concentração localizada de nutrientes é causada especialmente pela aplicação de fertilizantes em linha (James e Hurst, 1995), o que gera a variabilidade cíclica, advinda da detecção de pontos de alta e baixa concentração e um grande aumento na variabilidade horizontal de características químicas do solo (Mallarino, 1996), sendo esta uma característica do sistema de plantio direto (Anghinoni e Salet, 1998; Schlindwein e Anghinoni, 2000 e 2002).

A variabilidade cíclica é uma das dependências espaciais que podem ocorrer dentro de uma unidade de amostragem (UA), ou seja, seria uma das causas das mesodependências estabelecidas no presente artigo. No entanto, essa mesma mesodependência não ocorre apenas no sistema de plantio direto, pois pode estar presente de forma marcante também em UAs estabelecidas no plantio convencional. Segundo

Guarçoni *et al.* (2007), a manutenção de pontos de concentração pode ocorrer no plantio convencional antes de novo preparo do solo (aração/gradagem), sendo o padrão cíclico semelhante ao gerado no sistema plantio direto. Após a aração/gradagem, segundo esses autores, ocorre drástica redução na variabilidade cíclica antes observada. Os autores concluem que ações antrópicas nem sempre aumentam a variabilidade das características químicas do solo. Isso se dá, apenas, quando a ação se configura em aporte e, ou, concentração de nutrientes em determinados pontos do terreno.

Para reduzir o efeito da variabilidade cíclica causada pela aplicação em linha dos fertilizantes, visando diminuir o número de amostras simples para determinação da fertilidade média do solo, é de consenso na literatura que se deva utilizar um equipamento de coleta que incorpore estas variações na amostra coletada: a pá de corte (Anghinoni e Salet, 1998; Schlindwein e Anghinoni, 2000 e 2002; Oliveira *et al.*, 2002; Alvarez e Guarçoni, 2003; Rosolem *et al.*, 2010). Porém, a amostragem com pá de corte demora de 1.3 a 2.3 vezes mais do que com a utilização de trados (Rosolem *et al.*, 2010), o que pode ocasionar um problema operacional.

Considerando o volume e o local de coleta das amostras simples de solo, como fatores responsáveis por aumentar a representatividade da amostra composta, Alvarez e Guarçoni (2003) compararam dois equipamentos de coleta (trado de caneca e pá de corte) quanto à detecção da variabilidade de características químicas do solo, em área sob plantio direto de milho. Os autores observaram que os teores de K disponível, Mg<sup>2+</sup> trocável e os valores de H+Al foram os únicos que diferiram ao se proceder a amostragem com pá de corte ou com trado de caneca. Na amostragem aleatória com trado de caneca a variabilidade de todas as características avaliadas e o número de amostras simples necessário à formação de uma amostra composta foram maiores do que na amostragem com pá de corte. Todavia, a amostragem localizada com trado (17% das amostras no sulco de plantio, 33% a 10 cm do sulco e 50% no ponto médio entre sulcos) e com pá de corte proporcionaram variabilidades semelhantes.

A variabilidade cíclica pode ainda dificultar a detecção de dependência espacial ou reduzir o alcance dessa dependência, quando for definida a utilização de amostragem sistemática (grids) para a elaboração de mapas da fertilidade do solo. Para esse caso, Cherubin

*et al.* (2014) recomendam malhas de amostragem menores. Essas malhas menores têm a vantagem de manter a sensibilidade em relação às diferentes escalas de variabilidade espacial das características do solo, o que, para Bottega *et al.* (2013), é fundamental.

A redução nas malhas de amostragem muitas vezes é antieconômica (Raun *et al.*, 1998) ou produz *outliers* (Mallarino, 1996) que afetam significativamente a forma do semivariograma, diminuindo o alcance mesmo na presença de elevada dependência espacial (Mulla e Mcbratney, 2000). Nesse caso, a variação cíclica pode ser atenuada com o uso do *bulking* (retirada de muitas amostras simples de pequeno volume e obtenção de médias locais, ou formação de amostras compostas a partir destas “amostras simples”) (Webster e Burgess, 1984; Burrough, 1991; Cahn *et al.*, 1994; Mulla e Mcbratney, 2000).

Considerando a proposta de *bulking* como ponto de partida, Guarçoni *et al.* (2006) definiram as dimensões do “Indivíduo Solo”, conceituado como a menor área (considerando definida profundidade) na qual se deve amostrar o solo para caracterizar a fertilidade efetivamente explorada por uma planta ou por um grupo de plantas (fertilidade local média), sendo suas dimensões laterais grandes o bastante para incluir variações representativas a curtas distâncias na composição do solo (meso emicorvariações). Segundo os autores, a amostragem do “indivíduo solo”, ao invés da coleta de amostras simples pontuais, pode atenuar a ocorrência de padrões cíclicos e de “*outliers*”, melhorando a forma do semivariograma e aumentando o alcance. Além disso, a confiabilidade dos mapas de fertilidade pode ser aumentada, por estar sendo considerada a fertilidade local média. Estes benefícios podem ser conseguidos sem aumentar o número de amostras a serem analisadas, bastando para isso analisar a amostra composta representativa do “indivíduo solo”.

Se o “indivíduo solo” é a menor área (considerando definida profundidade) na qual se deve amostrar o solo para caracterizar a fertilidade efetivamente explorada por uma planta ou por um grupo de plantas (fertilidade local média), a maior área a ser amostrada com o mesmo objetivo (fertilidade média) seria composta pela população de indivíduos, que nada mais é do que a própria unidade de amostragem (UA). Exatamente por isso, amostras simples coletadas fora da UA podem comprometer a representatividade da amostra composta formada, quando se tem por intuito determinar a fertilidade média do solo.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os métodos de amostragem detectam a variabilidade de características químicas do solo de formas distintas. Some-se a isso, o fato de que os teores determinados nos locais amostrados no terreno podem apresentar dependência espacial ou não. Assim, determinados princípios e modelos amostrais podem gerar maior efetividade para a avaliação da fertilidade do solo, visando a recomendação de corretivos e fertilizantes.

Existem basicamente dois modelos de amostragem de solo, que necessitam do atendimento de algumas premissas: a amostragem aleatória e a amostragem sistemática. A amostragem aleatória se baseia na distribuição aleatória das variáveis e independência entre pontos do terreno, sendo fundamentada na estatística “clássica”. Já na amostragem sistemática, há necessidade de detecção de dependência espacial entre características determinadas em pontos específicos do terreno, para que sejam elaborados, por meio da geoestatística, os mapas de fertilidade do solo.

Há um pensamento difundido de que a amostragem aleatória não é adequada para determinação da fertilidade média, pois, em geral, as características do solo são espacialmente dependentes, apresentando autocorrelação entre os pontos amostrados. Contudo, deve ficar claro que a fertilidade média da UA é determinada por meio da análise de uma amostra composta de solo, não havendo necessidade de qualquer outra estatística. Além disso, a própria amostragem aleatória pode gerar independência entre os pontos, se ela for realizada de forma realmente ao acaso, o que justificaria a determinação da fertilidade média do solo utilizando-se esse método de amostragem.

Considerando a ocorrência de dependência espacial no terreno, é apresentado o conceito de meso e de macrodependência espacial. As mesodependências seriam dependências espaciais que ocorrem dentro das Unidades de Amostragem (UA), e tem seu alcance limitado às dimensões das mesmas. As macrodependências espaciais seriam causadas por fatores de formação do solo que incidem de forma gradual sobre grandes áreas, como diferentes materiais de origem e clima, sendo detectadas por grids de amostragem mais espaçados (*upscale*). Nesse caso, a distância entre os pontos de coleta deve ser maior do que a área separada como uma Unidade de Amostragem (UA), a não ser que suas dimensões sejam grandes o suficiente para que as mesodependências sejam

confundidas, na prática, com as macrodependências.

Para que a amostragem de solo seja eficaz, tornando-se a base adequada para um bom programa de correção e adubação, pode-se trabalhar com dois sistemas: “unidades de amostragem/fertilidade média” ou “grids de amostragem/mapas de fertilidade”. Se a opção for por trabalhar com unidade de amostragem/fertilidade média, o mais eficiente, inclusive economicamente, é determinar a fertilidade média das UAs por meio da amostragem aleatória, existindo mesodependência espacial ou não. Se a opção for pelos grids de amostragem/mapas de fertilidade, a amostragem sistemática e utilização da geoestatística é a opção mais eficiente, especialmente visando a detecção das macrodependências espaciais e a obtenção de maiores alcances.

Para qualquer sistema de amostragem, no entanto, o volume da amostra simples ou pontual irá influenciar na representatividade da amostra composta formada ou do entorno do ponto amostrado. Amostras com maior volume, especialmente com áreas maiores tendem a ser mais representativas, pois incorporam variações a curtas distâncias no material coletado (microvariações). Especialmente para a elaboração de mapas de fertilidade do solo, a amostragem em grid pode ser mais eficaz se forem utilizadas, em substituição às amostras pontuais, amostras compostas formadas por amostras simples coletadas em reduzidas subáreas (Indivíduo Solo), localizadas nos pontos de interseção da malha de amostragem.

## REFÊRENCIA

- Alvarez V., V. H. e I. M. Carraro. 1976. Variabilidade do solo numa unidade de amostragem em solos de Cascavel e de Ponta Grossa, Paraná. *Rev. Ceres* 23: 503-510.
- Alvarez V., V. H. e A. Guarçoni. 2003. Variabilidade horizontal da fertilidade do solo de uma unidade de amostragem em sistema plantio direto. *Rev. Bras. Ciênc. Solo* 27: 297-310. doi:10.1590/S0100-06832003000200010.
- Anderson Cook, C. M., M. M. Allen, R. Noble, e R. Khosla. 1999. Phosphorus and potassium fertilizer recommendation variability for two mid-Atlantic Coastal plain fields. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 63: 1740-1747. doi:10.2136/sssaj1999.6361740x.
- Anderson, M. C., W. P. Kustas, and J. M. Norman. 2003. Upscaling and downscaling: A regional view of the soil-plant-atmosphere continuum. *Agron. J.* 95: 1408-1423.
- Anghinoni, I. e R. L. Salet. 1998. Amostragem do solo e as recomendações de adubação e calagem no sistema plantio direto. pp. 27-52. *In: N. J. Nuernberg (ed.). Conceitos e fundamentos do sistema plantio direto. Sociedade Brasileira de Ciência do Solo/ Núcleo Regional Sul. Lages, Brasil.*
- Bottega, E. L., D. M. Queiroz, F. A. Carvalho Pinto, e C. M. Alves de Souza. 2013. Variabilidade espacial de atributos do solo em sistema de semeadura direta com rotação de culturas no cerrado brasileiro. *Rev. Ciênc. Agron.* 44: 1-9.
- Brus, D. J. e J. J. Gruijter. 1997. Random sampling or geostatistical modelling? Choosing between design-based and model-based sampling strategies for soil (with Discussion). *Geoderma* 80: 1-44.
- Burrough, P. A. 1991. Sampling designs for quantifying map unit composition. pp. 89-126. *In: M. J. Musbach and L. P. Wilding (eds.). Spatial variabilities of soil and land forms. SSSA Spec. Publ. 28, SSSA. Madison, WI, USA.*
- Cantarutti, R. B., N. F. Barros, H. E. P. Martinez, e R. F. Novais. 2007. Avaliação da fertilidade do solo e recomendação de fertilizantes. pp. 769-850. *In: R. F. Novais, V. H. Alvarez V., N. F. Barros, R. L. F. Fontes, R. B. Cantarutti, e J. C. L. Neves (eds). Fertilidade do solo. Sociedade Brasileira de Ciência do Solo. Viçosa, Brasil.*
- Cherubin, M. R., A. L. Santi, M. T. Eitelwein, D. R. Menegol, C. O. da Ros, O. H. de Castro Pias, e J. Berghetti. 2014. Eficiência de malhas amostrais utilizadas na caracterização da variabilidade espacial de fósforo e potássio. *Ciênc. Rural* 44: 425-43. doi:10.1590/S0103-84782014000300007.
- Cline, M. G. 1944. Principles of soil sampling. *Soil Sci.* 58: 275-288.
- Guarçoni, A., V. H. Alvarez V., R. Ferreira Novais, R. B. Cantarutti, H. Garcia Leite, e F. Morel Freire. 2006. Definição da dimensão do indivíduo solo e determinação do número de amostras simples necessário à sua representação. *Rev. Bras. Ciênc. Solo* 30: 943-954. doi:10.1590/S0100-06832006000600004.
- Guarçoni, A., V. H. Alvarez V., R. Ferreira Novais, R. B. Cantarutti, H. Garcia Leite, e F. Morel Freire. 2007. Diâmetro de trado necessário à coleta de amostras num cambissolo sob plantio direto ou sob plantio convencional antes ou depois da aração. *Rev. Bras. Ciênc. Solo* 31: 947-959. doi: 10.1590/S0100-06832007000500012.
- Jackson, M. L. 1970. *Análisis química de suelos. Omega. Barcelona, España.*
- James, D. W. e K. L. Wells. 1990. Soil sample collection and handling: technique based on source and degree of field variability. pp. 25-44. *In: R. L. Westerman (ed.). Soil testing and plant analysis. SSSA Book Series No. 3. Madison, WI, USA.*
- James, D. W. e R. L. Hurst. 1995. Soil sampling technique for band-fertilized, no-till fields with Monte Carlo Simulations. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 59: 1768-1772.
- Mallarino, A. P. 1996. Spatial variability patterns of phosphorus and potassium in no-tilled for two sampling scales. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 60: 1473-1481. doi:10.2136/sssaj1996.03615995006000050027x.
- Marques Júnior, J., Z. M. Souza, G. T. Pereira, e D. Mazza Barbieri. 2008. Variabilidade espacial de matéria orgânica, P, K e CTC de um latos solo cultivado com cana-de-açúcar por longo período. *Rev. Biol. Ciênc. Terra* 8: 143-152.
- McBratney, A. B. and R. Webster. 1983. How many observations are needed for regional estimation of soil properties? *Soil Sci.* 135: 177-183.
- Molin, J. P., A. F. Colaço, E. F. Carlos, e D. Mattos Junior. 2012. Yield mapping, soil fertility and three gaps in an orange orchard. *Rev. Brasil. Fruticul.* 34: 1256-1265. doi: 10.1590/S0100-29452012000400035.

- Montanari, R., G. T. Pereira, J. Marques Júnior, Z. M. Souza, R. J. Pazeto, e L. A. Camargo. 2008. Variabilidade espacial de atributos químicos em Latossolo e Argissolos. *Ciênc. Rural* 38: 1266-1272.
- Mulla, D. J. and A. B. McBratney. 2000. Soil spatial variability. pp. A321-A352. *In*: M. E. Sumner, M. E. (ed.). *Handbook of soil science*. CRC Press. Boca Raton, FL, USA.
- Nanni, M. R., F. P. Povh, J. A. M. Demattê, R. B. Oliveira, M. L. Chicati, and E. Cezar. 2011. Optimum size in grid soil sampling for variable rate application in site-specific management. *Sci. Agric.* 68: 386-392.
- Oliveira, F. H. T., R. F. Novais, V. H. Alvarez V., R. B. Cantarutti, e N. F. Barros. 2002. Fertilidade do solo no sistema plantio direto. pp. 393-486 *In*: C. E. G. R. Schaefer, J. W. V. Mello, L. M. Costa, N. F. Barros, e V. H. Alvarez V. (eds.). *Tópicos em ciência do solo*. Sociedade Brasileira de Ciência do Solo. Viçosa, Brasil.
- Paz-González, A., S. R. Vieira, and M. T. Taboada Castro. 2000. The effect of cultivation on the spatial variability of selected properties of an umbric horizon. *Geoderma* 97: 273-292. doi: 10.1016/S0016-7061(00)00066-5.
- Raun, W. R., J. B. Solie, G. V. Johnson, M. L. Stone, R. W. Whitney, H. L. Lees, H. Sembiring, e S. B. Phillips. 1998. Microvariability in soil test, plant nutrient, and yield parameters in bermudagrass. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 62: 683-690. doi: 10.2136/sssaj1998.03615995006200030020x.
- Rosolem, C. A. T. S. Tozi, e R. A. Garcia. 2010. Amostragem de terra para fins de fertilidade em função da ferramenta de amostragem. *Rev. Ceres* 57: 405-414. doi: 10.1590/S0034-737X2010000300018.
- Salviano, A. A. C., S. R. Vieira, e G. Sparovek. 1998. Variabilidade espacial de atributos de solo e de *Crotalariajuncea* L. em área severamente erodida. *Rev. Brasil. Ciênc. Solo* 22: 115-122.
- Saraiva, O. F., V. H. Alvarez, e L. M. da Costa. 1992. Variabilidade de algumas características físicas e químicas de um Podzólico Vermelho-Amarelo Câmbico distrófico. *Rev. Ceres* 39: 529-541. doi: 10.1590/S0100-06832007000300001.
- Schindwein, J. A. e I. Anghinoni, I. 2002. Tamanho da subamostra e representatividade da fertilidade do solo no sistema plantio direto. *Ciênc. Rural* 32: 963-9968. doi: 10.1590/S0103-84782002000600008.
- Schindwein, J. A. e I. Anghinoni. 2000. Variabilidade horizontal de atributos de fertilidade e amostragem do solo no sistema plantio direto. *Rev. Brasil. Ciênc. Solo* 24: 85-91.
- Souza, Z. M., J. Marques Junior, G. T. Pereira, e L. F. Moreira. 2004. Variabilidade espacial do pH, Ca, Mg e V% do solo em diferentes formas do relevo sob cultivo de cana-de-açúcar. *Ciênc. Rural* 34: 1763-1771. doi: 10.1590/S0103-84782004000600015.
- Souza, Z. M., J. Marques Júnior, G. T. Pereira, e R. Montanari. 2006. Otimização amostral de atributos de latossolos considerando aspectos solo-relevo. *Ciênc. Rural* 36: 829-836.
- Upchurch, D. R. and W. J. Edmonds. 1991. Statistical procedures for specific objectives. pp. 49-71. *In*: M. J. Musbach and L. P. Wilding (eds.). *Spatial variabilities of soil and landforms*. SSSA Special Publication No. 28. Madison, WI, USA.
- Van Den Hende, A. e A. Cottenie. 1960. L'estimation de la fertilité du sol par les méthodes chimiques nouvelles. *Comp. Rend. Des Recherches. Travaux du Centre de Chemie Physique Agricole. Irsia. Bruxelles, Belgique*.
- Webster, R. and T. M. Burgess. 1984. Sampling and bulking strategies for estimating soil properties in small regions. *J. Soil Sci.* 35: 127-140. doi: 10.1111/j.1365-2389.1984.tb00267.x.
- Yang, J. J., D. E. Mosby, S. W. Casteel, and R. W. Blanchar. 2001. Microscale pH variability for assessing efficacy of phosphoric acid treatment in lead-contaminated soil. *Soil Sci.* 166: 74-381.
- Zebarth, B. J., M. F. Younie, J. W. Paul, J. W. Hall, and G. A. Telford. 1999. Fertilizer banding influence on spatial and temporal distribution of soil inorganic nitrogen in a corn field. *Soil Sci. Soc. Am. J.* 63: 1924-1933. doi: 10.2136/sssaj1999.6361924x.



# Biorremediación de arsénico mediada por microorganismos genéticamente modificados

## Arsenic bioremediation mediated by genetically modified microorganisms

Her Lizeth Rodríguez Martínez<sup>1</sup>, Maribel Peña Manjarrez<sup>1‡</sup>,  
Ana Victoria Gutiérrez Reyes<sup>1</sup>, Cynthia Lizeth González Trevizo<sup>2</sup>,  
Silvia Lorena Montes Fonseca<sup>2</sup> y Gladys Guadalupe López Avalos<sup>2</sup>

<sup>1</sup> ITESM, Campus Chihuahua, estudiantes de séptimo semestre de la carrera de Ingeniería en Biotecnología, <sup>2</sup> Escuela de Ingeniería, Arquitectura y Salud. Av. Heroico Colegio Militar 4700, Col. Nombre de Dios. 31300 Chihuahua, Chih., México.

<sup>‡</sup> Autora responsable (maribelpena.mpm@gmail.com)

---

### RESUMEN

Las actividades antropogénicas aumentan la movilización y distribución de los metales pesados, si se rebasan los estándares permitidos por la normativa internacional resultan un serio problema para la salud de los seres vivos y el medio ambiente. Uno de los casos más alarmantes es el del arsénico; su presencia en agua potable y suelos (y por ende en alimentos) es tal que hay reportados cientos de casos de intoxicación severa en países como China y Bangladesh. Debido a las actividades mineras, en algunas zonas de México como el Estado de Chihuahua, también se han encontrado altas concentraciones del elemento. Por el peligro que representa, la necesidad de encontrar alternativas para la remediación de sitios contaminados con arsénico es de suma importancia. Si bien existen diversos métodos físicos y químicos que se han usado desde hace décadas, la biorremediación constituye una alternativa prometedora que ofrece ventajas económicas y es eficiente. Esto último se debe a que se han aislado microorganismos que pueden resistir altas concentraciones de arsénico e incorporarlo a procesos metabólicos específicos gracias a mecanismos como la enzima arsenito oxidasa (AOX). Aún cuando el sistema de oxidación del arsénico no se ha descifrado completamente ha sido posible identificarlo en un gran número de microorganismos a través de técnicas de ingeniería genética, mismas que de manera reciente se han utilizado para potencializar la capacidad de las cepas silvestres. El objetivo de este documento consistió en hacer una revisión general sobre la biorremediación del arsénico y algunas estrategias como la detoxificación

de arsénico (III) por medio de AOX con el fin de encontrar una solución factible al problema detectado en el estado de Chihuahua. Tras la vasta cantidad de información recabada se determinó que la ingeniería genética resulta una herramienta prometedora para lograr la biorremediación de los metales pesados y que integrar los genes aox, en microorganismos conocidos parece ser una alternativa viable para disminuir la contaminación por arsénico en cualquier sitio contaminado, por lo tanto, debe comenzarse con las pruebas de remoción y toxicidad cuanto antes.

**Palabras clave:** detoxificación, contaminación ambiental, ingeniería genética, metales pesados, enzima.

### SUMMARY

Anthropogenic activities increase mobilization and distribution of heavy metals. When they exceed the standards allowed by international regulations, they become a serious problem for living beings and the environment. One of the most alarming cases is that of arsenic. Its presence in drinking water, soil (and thus food) has caused hundreds of cases of severe poisoning in countries such as China and Bangladesh. Due to mining activities, in some areas of Mexico such as the State of Chihuahua, high concentrations of the element have also been found. The potential hazard it represents requires urgent action to be taken for the remediation of contaminated sites. Although there are several physical and chemical methods that have been used for decades, bioremediation is a promising alternative that offers

---

#### Cita recomendada:

Rodríguez Martínez, H. L., M. Peña Manjarrez, A. V. Gutiérrez Reyes, C. L. González Trevizo, S. L. Montes Fonseca y G. G. López Avalos. 2017. Biorremediación de arsénico mediada por microorganismos genéticamente modificados. *Terra Latinoamericana* 35: 353-361.

---

Recibido: enero de 2017. Aceptado: agosto de 2017.  
Publicado como revisión en *Terra Latinoamericana* 35: 353-361.



economic advantages and is extremely efficient. There are several arsenic resistant microorganisms that can also incorporate it into specific metabolic processes thanks to mechanisms such as the enzyme arsenite oxidase (AOX). Even though the arsenic oxidation system has not been fully decoded, it has been possible to identify it in different bacteria through genetic engineering techniques, which have recently been used to potentiate the capacity of wild strains. The objective of this paper is to review arsenic bioremediation and some strategies such as arsenic (III) detoxification through AOX in order to find a feasible solution to the problem detected in the state of Chihuahua. After the vast amount of information collected, it was determined that genetic engineering is a promising tool for achieving bioremediation of heavy metals and integrating the aox genes into known microorganisms appears to be a viable alternative to reduce arsenic pollution at any contaminated site, and therefore, toxicity tests and removal should be started as soon as possible.

**Index words:** *detoxification, environmental pollution, genetic engineering, heavy metals, enzyme.*

## INTRODUCCIÓN

Los metales pesados son elementos como Pb, Hg, Cu, Ni, Cr, Tl, Se, Cd, Zn, Al, Br y As, con una densidad al menos cinco veces mayor a la del agua, se distinguen por su persistencia en el medioambiente (Tchounwou *et al.*, 2012; Yuan *et al.*, 2016). Por ser elementos de la corteza terrestre, no se pueden destruir ni degradar, su biodisponibilidad y toxicidad dependen completamente de su comportamiento químico (Bulgariu y Bulgariu, 2012; Pretorius *et al.*, 2001). Aunque algunos metales pesados se consideran micronutrientes, la bioacumulación de estos contaminantes en los organismos vivos, puede causar serios efectos tóxicos y carcinogénicos aún en pequeñas dosis, por lo que encabezan la lista de sustancias tóxicas más peligrosas (Dippong y Mihali, 2016; Khalilova y Mammadov, 2016; Osunkiyesi *et al.*, 2014; Zhiqiang, 2015).

Los metales pesados se encuentran de manera natural en la roca madre y se distribuyen a partir de interacciones geológicas como erosión y sedimentación o por medio de procesos biogeoquímicos (Acosta *et al.*, 2010; Venkatramanan *et al.*, 2015). Sin embargo, actividades

antropogénicas como la minería, los procesos industriales y de urbanización, son los principales causantes de esta contaminación (Krami *et al.*, 2013). Los metales tóxicos producidos por las actividades del hombre se acumulan en el aire y permanecen en él, en forma de partículas, las cuales pasan al suelo, a las aguas superficiales, a la flora y por lo tanto a la cadena alimentaria hasta llegar al organismo de las personas. (Vullo, 2003). Por lo tanto, la biodisponibilidad de los metales pesados representa un riesgo latente a la salud (Juozulynas *et al.*, 2008; Yang *et al.*, 2016), pudiendo afectar al sistema digestivo, nervioso e incluso se relaciona con el cáncer, siendo los niños el grupo de edad más vulnerable a sus efectos (Benselhoub *et al.*, 2015; Latif *et al.*, 2014).

Uno de los metales que provoca mayores estragos a nivel mundial es el arsénico, debido a la alta toxicidad que representa su acumulación en agua, aire y suelo (Han *et al.*, 2003). El arsénico puede ser absorbido como materia particulada de su forma química reducida arsenito (As III) y su forma oxidada arseniato (As V) (Mandal y Suzuki, 2002). Además, por su efecto metabólico, tras una exposición prolongada a dosis elevadas puede llegar a ser mortal (Flanagan *et al.*, 2012).

En países como Chile, Taiwan, India y Bangladesh los niveles de arsénico en agua potable superan los 300  $\mu\text{g L}^{-1}$ , una cifra alarmante si consideramos que debería oscilar entre los 0.26-0.83  $\mu\text{g L}^{-1}$  (Jochem *et al.*, 2016). La Norma Nacional Mexicana NOM-001-CONAGUA-(2011) solo permite 50  $\mu\text{g L}^{-1}$  y el valor guía de la OMS establecido en 1993 indica 10  $\mu\text{g L}^{-1}$  (Ali y Tarafdar, 2003; Ferdosi *et al.*, 2016; Kumar *et al.*, 2016; Wu *et al.*, 2015). La problemática resulta igual de preocupante en el suelo, ya que éste es el principal proveedor de nutrientes para los organismos vivos y es la base de la producción humana (Deng *et al.*, 2015). El arsénico en suelos se debe principalmente al uso de pesticidas a base de arsénico o el riego con agua contaminada (Banik y Sanyal, 2016).

Por años se han utilizado diferentes técnicas de remediación que consisten en el uso intencional de procesos de degradación químicos o físicos que intentan reducir la toxicidad, movilidad o volumen de sustancias contaminantes en el ambiente (Lim *et al.*, 2014). Procesos como la electrocinética, el lavado de suelos, la extracción por solventes y vapores, las técnicas químicas que utilizan peróxido de hidrógeno

y de ozono; e incluso las metodologías físicas como la precipitación, la adsorción, la filtración de membrana u ósmosis inversa son alternativas utilizadas actualmente para la remoción de As de suelo y agua (Drewniak *et al.*, 2015; Jahan *et al.*, 2006; Vullo, 2003). Sin embargo, estas técnicas presentan algunas dificultades como son los costos elevados o el requerimiento de una gran cantidad de permisos gubernamentales para aplicarlas, además, si no son suficientemente específicas pueden resultar contraproducentes en presencia de otros metales (Volke-Sepúlveda y Velasco-Trejo, 2002).

Por lo anterior, el desarrollo de nuevas metodologías de remediación se ha intensificado desde las últimas dos décadas y dio origen a una nueva rama para la eliminación de xenobióticos del medio ambiente más rentable efectiva y menos dañina: la biorremediación (Jahan *et al.*, 2006; Das Sharma *et al.*, 2016; Dzionek *et al.*, 2016). La biorremediación se basa en la capacidad natural que tienen algunos microorganismos para incorporar contaminantes en sus procesos metabólicos y utilizarlos como fuente de energía o carbono (Mosa *et al.*, 2016; Dzionek *et al.*, 2016). Tal es el caso de algunas bacterias sulfatorreductoras de los géneros *Aspergillus*, *Pseudomonas*, *Bacillus* y de algunas microalgas, que han demostrado tolerar altas concentraciones de metales pesados o incluso requerirlos para sus procesos biológicos (Mehrotra *et al.*, 2016; Hema *et al.*, 2014; Jiang y Fan, 2008; Araie *et al.*, 2009).

Desde hace años se han aislado microorganismos de ambientes contaminados con arsénico, que son capaces de asimilarlo a través de sus rutas metabólicas logrando un efecto detoxificador (Kruger *et al.*, 2013), estudios recientes se han enfocado a aumentar la capacidad de los microorganismos para resistir al arsénico a través del uso de ingeniería genética (Lorenzo *et al.*, 2016), de manera que se podrían diseñar microorganismos más eficientes como estrategia de biorremediación. Aunque existen bacterias con la capacidad de metabolizar el arsénico, los organismos genéticamente modificados pueden detoxificar el arsénico de forma más eficiente y ecológica (Rangel-Montoya y Balagurusamy, 2015; Yang *et al.*, 2016).

En varias ciudades de Chihuahua, México, se han encontrado altas concentraciones de arsénico en suelos y en el agua de consumo, que sobrepasan la norma oficial hasta 14 veces (Benavides *et al.*, 2008), esta situación debe ser tratada inmediatamente.

Por su situación climática, el estado de Chihuahua es susceptible a cambios constantes en el pH o temperatura del agua y el suelo, lo que dificulta la aplicación de técnicas de biorremediación con cepas bacterianas comunes es por ello que la ingeniería genética se considera una opción prometedora para la obtención de microorganismos resistentes a altas temperaturas, con mayor capacidad de resistencia a metales pesados de los que se pueden obtener proteínas recombinantes que favorezcan etapas específicas para la biorremediación de sitios contaminados, como lo es la modificación en el estado de oxidación del arsénico. Es por ello, que el objetivo de esta revisión consiste en brindar una visión general sobre la biorremediación del arsénico y algunas estrategias desarrolladas con microorganismos silvestres ó genéticamente modificados, enfatizando la importancia de la enzima arsenito oxidasa como estrategia para la detoxificación de arsénico(III) por ser su mecanismo de acción uno de los más comunes y efectivos presentes en bacterias, lo anterior con el fin de proponer esta alternativa como una herramienta clave para solucionar la problemática detectada en el estado de Chihuahua.

### Formas del Arsénico

El arsénico es el 52º elemento en abundancia de la corteza terrestre con 2 ppm ( $5 \times 10^{-4}\%$ ), es un elemento distribuido ampliamente en la atmósfera, en la hidrosfera y en la biosfera. Los estados de oxidación que lo caracterizan son As(III) y As(V) y, con menos frecuencia, As(0) y As(-III) (Bundschuh *et al.*, 2008; Castro de Esparza, 2006)<sup>1</sup>.

En el suelo se encuentra comúnmente en la superficie combinado con S o metales como Mn, Fe, Co, Ni, Ag o Sn. “El principal mineral del As es el FeAsS (arsenopirita, pilo); otros arseniuros metálicos son los minerales FeAs<sub>2</sub> (löllingita), NiAs (niccolita), CoAsS (cobalto brillante), NiAsS (gersdorffita) y CoAs<sub>2</sub> (esmalta)” (Bundschuh *et al.*, 2008). En agua, el arsénico se encuentra formando oxianiones el As(V) aparece como H<sub>3</sub>AsO<sub>4</sub> y sus correspondientes productos de disociación mientras que el As(III) aparece como H<sub>3</sub>AsO<sub>3</sub> y sus correspondientes derivados protolíticos (Bundschuh *et al.*, 2008) (Nava-Ruíz y Méndez-Armenta, 2011).

El estado de oxidación del arsénico y su movilidad, se controla fundamentalmente por el potencial redox y

<sup>1</sup> Castro de Esparza, M. L. 2006. Presencia de arsénico en el agua de bebida en América Latina y su efecto en la salud pública. Centro Panamericano de Ingeniería Sanitaria y Ciencias del Ambiente (CEPIS-SB/SDE/OPS) Congreso Internacional, Ciudad de México, 20-24 Junio 2006. (<http://www.bvsde.paho.org/bvsacd/cd51/arsenico-agua.pdf>).

el pH. Tanto el As(V) como el As(III) son móviles en el medio, aunque este último es el estado más móvil y de mayor toxicidad. Los compuestos de arsénico pueden sorberse o desorberse de partículas, y cambiar de estado de oxidación fácilmente al reaccionar con oxígeno o con otras moléculas del aire, agua o suelo, o por la acción de microorganismos (Castro de Esparza, 2006<sup>1</sup>; Nava-Ruiz y Méndez-Armenta, 2011).

El arseniato [As(V)] es la especie arsenical más difundida en el medioambiente (60%), y la mayoritaria en agua y suelos. El arsenito [As(III)] es la forma inorgánica reducida y está presente en una menor cantidad (20%); sin embargo, es de 25 a 60 veces más tóxica que la forma oxidada, arseniato. La dosis letal (DL<sub>50</sub>) de arsénico(III) es menor que la que presenta la DL<sub>50</sub> del arsénico(V) inorgánico y esta a su vez menor que la del arsénico(V) orgánico (Cuadro 1), esto debido a la toxicidad que cada especie de arsénico posee (Litter, 2010; Pacheco-González *et al.*, 2013; Fernández-Sanz, 2015)<sup>2</sup>.

### Estrategias de Biorremediación de Arsénico con el Apoyo de Ingeniería Genética

Se ha demostrado que cepas de *Corynebacterium glutamicum* genéticamente modificadas pueden acumular 100 veces más arsénico que las cepas nativas (Villadangos *et al.*, 2014). *C. glutamicum* es un microorganismo Gram positivo saprófito con alta resistencia al arsénico, en el cual se ha podido potencializar la entrada de arsénico y evitar su escape a través de modificaciones de genes que codifican para permeasas como el gen *glfF* (Feo *et al.*, 2007; Mateos-Delgado, 2011).

*C. glutamicum* se ha modificado genéticamente para hacer que la bacteria funcione como un bioacumulador, con el silenciamiento de los genes *arsB/acr3* codificantes para las vías de salida de As III

(Mateos *et al.*, 2006). En tanto el gen *arsB* codifica para una proteína transportadora que se encarga del intercambio iónico con el metaloide (Meng *et al.*, 2004) y el gen *acr3* codifica para un transportador, los dos sirven para exportar arsenito fuera de la célula. También al eliminar *cgacr3-1* y *cgacr3-2*, que codifican para los sistemas responsables de la extrusión del As III. Además se han sobre expresado los genes *cdglpF* y *scglpF* de *Corynebacterium diphtheriae* y *Streptomyces coelicolor*, respectivamente, que codifican para los transportadores de As III (Villadangos *et al.*, 2014).

Otra opción es la eliminación del gen *arsR*, que codifica para una proteína que es un represor transcripcional, permitiendo la expresión de los tres componentes: 5'arsR-arsB-arsC3' del operon, que da resistencia al arsénico ya que lo detoxifica (Mateos-Delgado, 2011).

Estas modificaciones demuestran que es posible transformar genéticamente una bacteria y hacerla tolerante a altas concentraciones de arsénico y por lo tanto una posible opción de biorremediación.

### ARSENITO OXIDASA, ESTRUCTURA Y LOCALIZACIÓN

Los mecanismos de oxidación, reducción y metilación del arsénico en bacterias son probablemente una respuesta evolutiva y adaptativa debida a la ubiquidad global del arsénico y sus formas alotrópicas; se sabe que existen clústers genéticos responsables de estas respuestas, pero muchos no han sido identificados (Pandey y Bhatt, 2016).

Los genes de resistencia a arsénico están organizados generalmente en operones, siendo los más representativos los formados por unidades transcripcionales de tres (*arsRBC*) o cinco genes (*arsRDABC*). El operón de 3 genes expulsa arsenito de las células, el compuesto por 5, codifica para una arseniato reductasa que se encarga de reducir arseniato a arsenito. Existe otro gen conocido como *arsA* reportado en *E. coli* R773 y R47 que codifica para una ATPasa intracelular y *arsD* que codifica para una chaperona de arsénico (facilita la salida de arsenito por la bomba ArsAB) (Carlin *et al.*, 1995).

Otro ejemplo es el clúster que codifica para la enzima arsenito oxidasa (AOX), una enzima periplasmática que transforma el As (III) a As (V). Consta de dos subunidades, la subunidad pequeña *aoxA* (también

**Cuadro 1. Dosis letales de arsénico según su forma.**

Especie de arsénico	DL 50
	mg kg <sup>-1</sup>
As <sup>3+</sup>	10
As <sup>5+</sup> (inorgánico)	150
As <sup>5+</sup> (orgánico)	1800

Fuente: Fernández-Sáenz, 2015<sup>2</sup>.

<sup>2</sup> Fernández-Sanz, B. 2015. Ecotoxicología del arsénico: Movilización en suelos y aguas, relevancia clínica y métodos de eliminación (trabajo fin de grado). Facultad de Farmacia Universidad Complutense. <http://147.96.70.122/Web/TFG/TFG/Memoria/FERN%C3%81NDEZ%20SANZ,%20BEATRIZ.pdf>.

llamada aioB / aroB / asoB) y la subunidad grande y catalítica aoxB (también llamada aioA / aroA / asoA) (Lett *et al.*, 2012; Ellis *et al.*, 2001; Pacheco-González *et al.*, 2013). aoxB tiene una estructura relacionada con la superfamilia de dimetilsulfóxido reductasa (DMSO), que tiene un centro de molibdeno y un centro de [3Fe4S] (Graham *et al.*, 1999; Prasad *et al.*, 2009). Actualmente se clasifica como del tipo Molibdeno-bis Piranopterin Guanosin Dinucleotido (Mo-bisPGD por sus siglas en inglés) (Duval *et al.*, 2016). La subunidad pequeña (Aoxa) con un centro de [2Fe-2S], es una proteína Rieske que desempeña un papel en la transferencia de electrones de As III a un citocromo o azurina y cuenta con un péptido señal TAT para el transporte de la enzima hacia el citoplasma (Anderson *et al.*, 1992; Duval *et al.*, 2010; Muller *et al.*, 2003). En 1992 se purificó la primera arsenito oxidasa de *Alcaligenes faecalis*, pero los genes que codifican para AOX se identificaron por primera vez en *Herminiimonas arsenoxydans* (Anderson *et al.*, 1992; Lièremont *et al.*, 2009; Kang *et al.*, 2012). Desde entonces, muchas alfa, beta y gama proteobacteria, crenarchaeota y Deinococcus Thermus se han estudiado debido a la relación filogenética de sus enzimas AOX (Lebrun *et al.*, 2003; Muller *et al.*, 2003, 2006).

Por su capacidad de asimilación de metales como Se, Mn, Cr, Cd, Sb, Ni y As la bacteria *Herminiimonas arsenicoxydans* (antes ULPAs1) se ha estudiado ampliamente como organismo modelo (Muller *et al.*, 2006). Pacheco González *et al.* (2013) describen el mecanismo de oxidación del arsenito por AOX el cual consiste en la introducción de As III a través de un orificio cónico presente en su superficie hacia el sitio de unión con el sustrato dentro de la enzima. El par de electrones del arsénico se encargan del ataque nucleofílico sobre el grupo Mo = O en el centro de molibdeno oxidado. Esta reacción produce molibdeno reducido (VI) mediante la unión coordinada del producto (arseniato) con el metal. La reacción oxidante del ciclo catalítico se completa por la disociación de los productos de la esfera de coordinación de molibdeno para generar la enzima reducida en la estructura cristalina. A partir de ese sitio, los electrones se transfieren a un citocromo o azurín (González *et al.*, 2013; Rangel Montoya *et al.*, 2015).

Aún cuando el sistema de oxidación del arsenito no ha sido descifrado completamente, se sabe que el operón aoxAB es regulado por controles transcripcionales.

También responde a señales “quorum sensing” que pueden ser emitidas por genes lux o un sistema de dos componentes, donde una proteína transmembranal o dominio receptor recibe un estímulo extracelular (como la exposición al arsénico) y se fosforila de modo que un dominio activo permita la activación del gen (Slyemi *et al.*, 2013; Kang *et al.*, 2012; Barba-Ostria, 2014).

Las herramientas bioinformáticas han favorecido el estudio de los genes de la arsenito oxidasa, permitiendo determinar las similitudes y relación filogenética de varios microorganismos que poseen la enzima; por ejemplo, mientras que el gen *aoxB* de *Agrobacterium* spp. TS43, y el de *Agrobacterium tumefaciens* tienen un 95% de identidad, los genes de *Alcaligenes faecalis* NCBI 8687 y *Pseudomonas* sp. TS44 tienen solo 61% de similitud; se cree que todas estas discrepancias se deben a los genes involucrados en funciones complementarias de transporte, o el control transcripcional de AOX. Los mecanismos más complejos de la enzima pudieron haber sido adquiridos a través de la transferencia horizontal de genes (Van Lis *et al.*, 2012; Muller *et al.*, 2003; Kang *et al.*, 2012). En el Cuadro 2 se muestran generalidades y características de algunas bacterias mencionadas a lo largo de este texto en los que se ha comprobado una actividad arsenito oxidasa.

A nivel genético, algunos de los genes que dan lugar a la enzima arsenito oxidasa aún son poco conocidos, sin embargo, se han identificado algunos con funciones muy específicas que se presentan en la Cuadro 3.

Como se ha dicho, la enzima arsenito oxidasa es crucial para la transformación de arsénico debido a que está presente en un amplio número de bacterias, de ahí que surja la necesidad de conocer tanto su mecanismo de acción como su estructura y genes involucrados, de manera que se pueda determinar que mecanismos nativos sería conveniente modificar y de qué manera resultaría más efectivo.

## Perspectiva

El mecanismo de la enzima arsenito oxidasa es aceptado como herramienta en el proceso de biorremediación. El estudio de los microorganismos que poseen este sistema es el primer paso para determinar cuáles son más efectivos y a partir de ahí explorar las técnicas de ingeniería genética que permitirían potenciar su actividad y usarse in situ o



**Cuadro 2. Descripción general de la arsenito oxidasa en diferentes microorganismos.**

Microorganismo	Características	Referencia
<i>Alcaligenes faecalis</i>	Su AOX fue obtenida, purificada y se hizo su caracterización estructural en 1992, por lo que mucha de la información sobre esta enzima proviene de estudios con <i>A. faecalis</i> .	Stolz <i>et al.</i> , 2006
<i>Cenibacteriu marsenoxidans</i>	Inicialmente conocida como ULPAs1, y también conocida como <i>Herminiimonas arsenoxydans</i> , fue aislada originalmente de un ambiente contaminado y su sistema de oxidación del arsénico se considera muy eficiente.	Muller <i>et al.</i> , 2003
<i>Pseudomonas</i> sp. TS44	Su clúster AOX incluye genes no asociados a la resistencia o transformación del arsénico por lo que resulta inusual.	Cai <i>et al.</i> , 2009
<i>Thermusther mophilus</i>	De esta bacteria han sido aisladas varias enzimas de utilidad biotecnológica. Posee el mecanismo AOX más simple.	Gihring <i>et al.</i> , 2001
<i>Agrobacterium tumefaciens</i>	Es una bacteria nivel de bioseguridad tipo 2, con amplias aplicaciones biotecnológicas, aunque su resistencia al arsénico ha sido estudiado, su mecanismo AOX tiene variaciones genéticas que podrían hacerlo menos eficiente.	Kashyap <i>et al.</i> , 2006
<i>Rhizobium</i> sp. NT-26	Su enzima arsenito oxidasa (Aio) es periplasmática y tiene un peso de 219kDa. Es muy similar a la de <i>Alcaligenes faecalis</i> .	Santini y Vanden Hoven, 2004

**Cuadro 3. Genes involucrados en la regulación de la actividad arsenito oxidasa.**

Gen	Función	Fuentes
<i>aoxR</i>	Dominio activo de un sistema de dos componentes (genes <i>aoxR</i> y <i>aoxS</i> ) que es el factor de transcripción de los genes que codifican para la enzima AOX.	Koechler <i>et al.</i> , 2010
<i>aoxS</i>	Dominio receptor periplasmático de un sistema de dos componentes (genes <i>aoxR</i> y <i>aoxS</i> ) que funciona como sensor de histidina kinasa.	Koechler <i>et al.</i> , 2010
<i>aoxC</i>	Secuencia codificante para una nitroreductasa que produce hidroxilamina a través de la reducción de grupos nitro.	Cleiss-Arnold <i>et al.</i> , 2010
<i>aoxX</i>	Potencial componente periplasmático involucrado en el transporte de oxianiones.	Cai <i>et al.</i> , 2009
<i>rpoN</i>	Codifica para un factor sigma que interactúa con <i>aoxR</i> .	Koechler <i>et al.</i> , 2010
<i>aoxD</i>	Secuencia codificante para un citocromo 552	Cleiss-Arnold <i>et al.</i> , 2010

bien obtener una enzima recombinante que juegue un papel importante en el proceso de biorremediación. Lo que falta por conocer es cómo actuaría dicha proteína, de modo que tras su obtención desde diferentes organismos, se realice un análisis comparativo bajo las mismas condiciones. Luego, tras la expresión proteica, su exposición a ambientes con arsénico y la cuantificación de su actividad enzimática, se podría determinar la eficiencia de remoción del contaminante respecto al tiempo y velocidad de tal actividad.

## CONCLUSIONES

El arsénico es un metaloide muy peligroso que causa daños al ambiente y a la salud de los seres vivos, por el riesgo que representa su detoxificación es de vital importancia. La biorremediación se considera una solución eficiente, económica y factible para la remediación de metales pesados. Debido a la gran diversidad de bacterias que de manera natural poseen genes relacionados con la detoxificación de arsénico



y a la eficiencia que han demostrado, la ingeniería genética resulta una herramienta prometedora para potencializar esa actividad natural. Integrar los genes *aox*, en microorganismos conocidos y realizar experimentos de remoción y toxicidad es una propuesta viable para conocer a fondo el funcionamiento de esta enzima, y comprobar científicamente si el mecanismo de oxidación del arsénico puede ser tomado en cuenta como una forma de disminuir la contaminación por arsénico en cualquier sitio contaminado, esta acción debe realizarse pronto pues podría ser una etapa importante para el proceso de biorremediación.

## AGRADECIMIENTO

Agradecemos al Dr. Miguel Ángel López Mariño y al Instituto Tecnológico y de Estudios Superiores de Monterrey Campus Chihuahua, específicamente a la Academia de Biotecnología, por todo el apoyo brindado.

## LITERATURA CITADA

- Acosta, J. A., A. Faz, and S. Martínez-Martínez. 2010. Identification of heavy metal sources by multivariable analysis in a typical Mediterranean city (SE Spain). *Environ. Monitor. Assess.* 169: 519-30. doi:<http://dx.doi.org/millennium.itesm.mx/10.1007/s10661-009-1194-0>.
- Ali, M. and S. A. Tarafdar. 2003. Arsenic in drinking water and in scalp hair by EDXRF: A major recent health hazard in Bangladesh. *J. Radioanal. Nuclear Chem.* 256: 297-305.
- Anderson, G. L., J. Williams, and R. Hille. 1992. The purification and characterization of arsenite oxidase from *Alcaligenes faecalis*, a molybdenum-containing hydroxylase. *J. Biol. Chem.* 267: 23674-23682.
- Araie, H., K. Iwamoto, and Y. Shiraiwa. 2009. Aquatic bioremediation by metal accumulation of microalgae. *Phycologia* 48: 120.
- Banik, G. C. and S. K. Sanyal. 2016. Evaluation of inorganic fractions of arsenic in relation to soil properties in affected areas of West Bengal, India. *Current Sci.* 111: 1371-1377.
- Barba-Ostria, Carlos A. 2014. Los sistemas de dos componentes: Circuitos moleculares versátiles. *Rev. Esp. Cienc. Quím. Biol.* 17: 62-76.
- Benavides, A., M. Moreno, M. Sosa, S. Puga, J. Alcalá y C. Quintana. 2008. Evaluación de la Calidad del Agua en las Principales Lagunas del Estado de Chihuahua. *Rev. Latinoam. Rec. Nat.* 4: 84-88.
- Benselhoub, A., M. M. Kharytonov, S. Bouabdallah, M. Bounouala, A. Idres, and M. L. Boukelloul. 2015. Bioecological assessment of soil pollution with heavy metals in Annaba (Algeria). *Studia Universitatis "Vasile Goldis", Seria Stiintele Vietii* 25: 77-22.
- Bulgariu, D. and L. Bulgariu. 2012. Equilibrium and kinetics studies of heavy metal ions biosorption on green algae waste biomass. *Bioresour. Technol.* 103: 489-493.
- Bundschuh, J. A. Pérez-Carrera y M. I. Litter. 2008. Iberoarsen: Distribución del arsénico en las regiones Ibérica e Iberoamericana. CYTED. Argentina. ISBN: 13 978-84-96023-61-1.
- Cai, L., C. Rensing, X. Li, and G. Wang. 2009. Novel gene clusters involved in arsenite oxidation and resistance in two arsenite oxidizers: *Achromobacter* sp. SY8 and *Pseudomonas* sp. TS44. *Appl. Microbiol. Biotechnol.* 83: 715-725.
- Carlin, A., W. Shi, S. Dey, and B. P. Rosen. 1995. The ars operon of *Escherichia coli* confers arsenical and antimonial resistance. *J. Bacteriol.* 177: 981-986. DOI 0021-9193/95.
- Cleiss-Arnold, J., S. Koechler, C. Proux, M. L. Fardeau, M. A. Dillies, J. Y. Coppee, Bertin, F. Arsène-Ploetze, and P. N. Bertin. 2010. Temporal transcriptomic response during arsenic stress in *Herminiimonas arsenic oxydans*. *BMC Genomics* 11: 709. doi: <https://doi.org/10.1186/1471-2164-11-709>.
- Das Sharma, M., A. Juyal, K. Mantha, and S. Das Sharma. 2016. A student-centric research and education programme on heavy metal pollution of water bodies from selected Indian cities. *Curr. Sci.* 111: 1393-1400.
- Deng, L., G. Zeng, C. Fan, L. Lu, X. Chen, M. Chen, H. Wu, X. He, and Y. He. 2015. Response of rhizosphere microbial community structure and diversity to heavy metal co-pollution in arable soil. *Appl. Microbiol. Biotechnol.* 99: 8259-8269.
- Dippong, T. and C. Mihali. 2016. Analysis of heavy metal content of different varieties of wines. *Sci. Bull. Series D: Mining, Mineral Process., Non-Ferrous Metallur., Geol. Environ. Eng.* 30: 23-32.
- Drewniak, L., M. Ciekowska, M. Radlinska, and A. Sklodowska. 2015. Construction of the recombinant broad-host-range plasmids providing their bacterial hosts arsenic resistance and arsenite oxidation ability. *J. Biotechnol.* 196: 42-51.
- Duval, S., J. M. Santini, D. Lemaire, F. Chaspoul, M. J. Russell, S. Grimaldi, W. Nitschke, and B. Schoepp Cothenet. 2016. The H-bond network surrounding the pyranopterins modulates redox cooperativity in the molybdenum-bisPGD cofactor in arsenite oxidase. *Biochimica et Biophysica Acta (BBA)-Bioenergetics* 1857: 1353-1362.
- Duval, S., J. M. Santini, W. Nitschke, R. Hille, and B. Schoepp-Cothenet. 2010. The small subunit AroB of arsenite oxidase. Lessons on the [2Fe-2S] Rieske protein superfamily. *J. Biol. Chem.* 285: 20442-20451.
- Dzionek, A., D. Wojcieszynska, and U. Guzik. 2016. Natural carriers in bioremediation: A review. *Electron. J. Biotechnol.* 23: 28-36.
- Ellis, P. J., T. Conrads, R. Hille, and P. Kuhn. 2001. Crystal structure of the 100 kDa arsenite oxidase from *Alcaligenes faecalis* in two crystal forms at 1.64 Å and 2.03 Å. *Structure* 9: 125-132.
- Feo, J. C., E. Ordoñez, M. Letek, M. A. Castro, M. I. Muñoz, J. A. Gil, L. M. Mateos, and A. J. Allera. 2007. Retention of inorganic arsenic by coryneform mutant strains. *Water Res.* 41: 531-542.
- Ferdosi, H., E. K. Dissen, N. A. Afari-Dwamena, J. Li, R. Chen, M. Feinleib, and S. H. Lamm. 2016. Arsenic in drinking water and lung cancer mortality in the United States: An analysis based on US counties and 30 years of observation (1950-1979). *J. Environ. Pub. Health* 1-13.
- Flanagan, S. V., R. B. Johnston, and Y. Zheng. 2012. Arsenic in tube well water in Bangladesh: Health and economic impacts and implications for arsenic mitigation. *Bull. World Health Organ.* 90: 839-846.

- Gihring, T. M., G. K. Druschel, R. B. McCleskey, R. J. Hamers, and J. F. Banfield. 2001. Rapid arsenite oxidation by *Thermusaquaticus* and *Thermus thermophilus*: Field and laboratory investigations. *Environ. Sci. Technol.* 35: 3857-3862.
- Graham, N. G., J. Hilton, C. Temple, R. C. Prince, and K. V. Rajagopalan. 1999. Structure of the molybdenum site of dimethyl sulfoxide reductase. *J. Am. Chem. Soc.* 121: 1256-1266.
- Han, F., Y. Su, D. L. Monts, M. J. Plodinec, A. Banin, and G. E. Triplett. 2003. Assessment of global industrial-age anthropogenic arsenic contamination. *Naturwissenschaften* 90: 395-401.
- Hema, T. G., K. Getha, G. Y. A. Tan, H. L. Sahira, A. M. Syamil, and M. Y. N. Fairuz. 2014. Actinobacterial isolates from tin tailings and forest soil for bioremediation of heavy metals. *J. Trop. For. Sci.* 26: 153-162.
- Jahan, K., P. Mosto, C. Mattson, E. Frey, and L. Derchak. 2006. Microbial removal of arsenic. *Water Air Soil Pollut. Focus* 6: 71-82.
- Jiang, W. and W. Fan. 2008. Bioremediation of heavy metal-contaminated soils by sulfate-reducing bacteria. *Ann. N.Y. Acad. Sci.* 1140: 446-454.
- Jochem, W. C., A. Razaque, and E. D. Root. 2016. Effects of health intervention programs and arsenic exposure on child mortality from acute lower respiratory infections in rural Bangladesh. *Int. J. Health Geogr.* 15: 32. doi:10.1186/s12942-016-0061-9.
- Juozulynas, A., A. Jurgelėnas, B. Butkienė, K. Greičiūtė, and R. Savičiūtė. 2008. Implications of soil pollution with heavy metals for public health. *Geologija* 50: 62.
- Kang, Y. S., B. Bothner, C. Rensing, and T. R. McDermott. 2012. Involvement of RpoN in regulating bacterial arsenite oxidation. *Appl. Environ. Microbiol.* 78: 5638-5645.
- Kashyap, D. R., L. M. Botero, W. L. Franck, D. J. Hassett, and T. R. McDermott. 2006. Complex regulation of arsenite oxidation in *Agrobacterium tumefaciens*. *J. Bacteriol.* 188: 1081-1088.
- Khalilova, H. and V. Mammadov. 2016. Assessing the anthropogenic impact on heavy metal pollution of soils and sediments in urban areas of Azerbaijan's oil industrial region. *Pol. J. Environ. Stud.* 25: 159-166.
- Koehler, S., J. Cleiss-Arnold, C. Proux, O. Sismeiro, M. A. Dillies, F. Goulhen-Chollet, and P. N. Bertin. 2010. Multiple controls affect arsenite oxidase gene expression in *Herminiimonas arsenicoxydans*. *BMC microbial.* 10: 53. doi: 10.1186/1471-2180-10-53.
- Krami, L. K., F. Amiri, A. Sefiyanian, A. R. B. M. Shariff, T. Tabatabaie, and B. Pradhan. 2013. Spatial patterns of heavy metals in soil under different geological structures and land uses for assessing metal enrichments. *Environ. Monitor. Assess.* 185: 9871-9888.
- Kruger, M., P. N. Bertin, H. J. Heipieper, and F. Arsène-Ploetze. 2013. Bacterial metabolism of environmental arsenic-mechanisms and biotechnological applications. *Appl. Microbiol. Biotechnol.* 97: 3827-3841. doi:10.1007/s00253-013-4838-5.
- Kumar, A., M. S. Rahman, M. A. Iqbal, M. Ali, P. K. Niraj, G. Anand, P. Kumar, K. Abhinav, and A. K. Ghosh. 2016. Ground water arsenic contamination: A local survey in India. *Int. J. Prevent. Med.* 12-17.
- Latif, M. T., S. M. Yong, A. Saad, N. Mohamad, N. H. Baharudin, M. B. Mokhtar, and N. M. Tahir. 2014. Composition of heavy metals in indoor dust and their possible exposure: A case study of preschool children in Malaysia. *Air Qual. Atmos. Health* 7: 181-193. doi:http://0-dx.doi.org.millennium.itesm.mx/10.1007/s11869-013-0224-9.
- Lebrun, E., M. Brugna, F. Baymann, D. Muller, D. Lièvreumont, M. C. Lett, and W. Nitschke. 2003. Arsenite oxidase, an ancient bioenergetic enzyme. *Mol. Boil. Evol.* 20: 686-693.
- Lett, M. C., D. Muller, D. Lièvreumont, S. Silver, and J. Santini. 2012. Unified nomenclature for genes involved in prokaryotic aerobic arsenite oxidation. *J. Bacteriol.* 194: 207-208.
- Lièvreumont, D., P. N. Bertin, and M. C. Lett. 2009. Arsenic in contaminated waters: Biogeochemical cycle, microbial metabolism and biotreatment processes. *Biochimie* 91: 1229-1237.
- Litter, M. 2010. La problemática del arsénico en la Argentina: el HACRE. *Rev. SAEGRE* 17: 5-10.
- Lorenzo, V., P. Marlière, and R. Solé. 2016. Bioremediation at a global scale: From the test tube to planet Earth. *Microb. Biotechnol.* 9: 618-625.
- Mandal, B. K. and K. T. Suzuki. 2002. Arsenic round the world: A review. *Talanta* 58: 201-235.
- Mateos-Delgado, L. M. 2011. El arsénico: ese conocido tan desconocido. *AmbioCiencias* 7: 40-55.
- Mateos-Delgado, L. M., E. Ordóñez, M. Letek, and J. A. Gil. 2006. *Corynebacterium glutamicum* as a model bacterium for the bioremediation of arsenic. *Int. Microbiol.* 9: 207-215.
- Mehrotra, A., A. Mishra, R. M. Tripathi, and N. Shukla. 2016. Mapping of arsenic contamination severity in Bahraich district of Ghagra basin, Uttar Pradesh, India. *Geomat. Nat. Hazards Risk* 7: 101-112.
- Meng, Y. L., Z. Liu, and B. P. Rosen. 2004. As(III) and Sb(III) Uptake by GlpF and Efflux by ArsB in *Escherichia coli*. *J. Biol. Chem.* 279: 18334-18341.
- Mosa, K. A., I. Saadoun, K. Kumar, M. Helmy, and O. P. Dhankher. 2016. Potential biotechnological strategies for the cleanup of heavy metals and metalloids. *Front. Plant Sci.* 7: 303. doi: 10.3389/fpls.2016.00303.
- Muller, D., D. D. Simeonova, P. Riegel, S. Manganot, S. Koechler, D. Lièvreumont, P. N. Bertin and M. C. Lett. 2006. *Herminiimonas arsenicoxydans* sp. nov., a metalloresistant bacterium. *Int. J. Syst. Evol. Microbiol.* 56: 1765-1769.
- Muller, D., D. Lièvreumont, D. D. Simeonova, J. C. Hubert, and M. C. Lett. 2003. Arsenite oxidase aox genes from a metal-resistant  $\beta$ -proteobacterium. *J. Bacteriol.* 185: 135-141.
- Nava-Ruiz, C. y M. Méndez-Armenta. 2011. Efectos neurotóxicos de metales pesados (cadmio, plomo, arsénico y talio). *Arch. Neurocienc. (Mex)* 16: 140-147.
- Osunkiyesi, A. A., A. G. Taiwo, O. A. Olawunmi, O. I. Akindele, and A. A. Sobo. 2014. Environmental impact of heavy metal contaminants and micronutrients in soil samples of metal dumpsites in Abeokuta, Ogun State, Nigeria. *IOSR J. Appl. Chem.* 7: 52-55.
- Pacheco González, G, V. Mondragón Jaimes y J. Velázquez Fernández. 2013. Oxidación del arsénico regulada por un sistema bacteriano de dos componentes. *Rev. Bio Ciencias* 2: 92-97.

- Pandey, N. and R. Bhatt. 2016. Arsenic removal and biotransformation potential of exiguobacterium isolated from an arsenic-rich soil of Chhattisgarh, India. *CLEAN-Soil Air Water* 44: 211-218.
- Prasad, K. S., V. Subramanian, and J. Paul. 2009. Purification and characterization of arsenite oxidase from *Arthrobacter* sp. *Biomaterials* 22: 711-721.
- Pretorius, J., P. W. Linder, J. L. Slabbert, and P. W. Wade. 2001. The chemical behaviour of heavy metals and their bioavailability and toxicity to organisms: Implications for environmental quality criteria. *South Afri. J. Sci.* 97: 431-434.
- Rangel-Montoya, E. A. and N. Balagurusamy. 2015. Bioprospecting arsenite oxidizing bacteria in the soil of the Comarca Lagunera. *Rev. Chapingo, Serie Cienc. For. Amb.* 21: 41-56.
- Rangel-Montoya, E. A., L. E. Montañez-Hernández, M. P. Luévanos-Escareño y N. Balagurusamy. 2015. Impacto del arsénico en el ambiente y su transformación por microorganismos. *Terra Latinoamericana* 33: 103-118.
- Rhine, E. D., S. M. Ni Chadhain, G. J. Zylstra, and L. Y. Young. 2007. The arsenite oxidase genes (aroAB) in novel chemoautotrophic arsenite oxidizers. *Biochem. Biophys. Res. Commun.* 354: 662-667.
- Santini, J. M. and R. N. Vanden Hoven. 2004. Molybdenum-containing arsenite oxidase of the chemolithoautotrophic arsenite oxidizer NT-26. *J. Bacteriol.* 186: 1614-1619.
- Slyemi, D., D. Moinier, E. Talla, and V. Bonnefoy. 2013. Organization and regulation of the arsenite oxidase operon of the moderately acidophilic and facultative chemoautotrophic *Thiomonas arsenitoxydans*. *Extremophiles* 17: 911-920. doi: 10.1007/s00792-013-0573-1.
- Stolz, J. F., P. Basu, J. M. Santini, and R. S. Oremland. 2006. Arsenic and selenium in microbial metabolism. *Annu. Rev. Microbiol.* 60: 107-130.
- Tchounwou, P. B., C. G. Yedjou, A. K. Patlolla, and D. J. Sutton. 2012. Heavy metal toxicity and the environment. pp. 133-164. *In: A. Luch (ed.). Molecular, clinical and environmental toxicology, volume 3: Environmental toxicology.* Springer. Dordrecht, Netherlands.
- Van Lis, R., W. Nitschke, T. P. Warelow, L. Capowiez, J. M. Santini, and B. Schoepp-Cothenet. 2012. Heterologously expressed arsenite oxidase: A system to study biogenesis and structure/function relationships of the enzyme family. *Biochim. Biophys. Acta* 1817: 1701-1708.
- Venkatramanan, S., S. Y. Chung, T. Ramkumar, and S. Selvam. 2015. Environmental monitoring and assessment of heavy metals in surface sediments at Coleroon river estuary in Tamil Nadu, India. *Environ. Monitor. Assess.* 187: 1-16. doi:http://0-dx.doi.org.millennium.itesm.mx/10.1007/s10661-015-4709-x.
- Villadangos, A. F., E. Ordóñez, B. Pedre, J. Messens, J. A. Gil, and L. M. Mateos. 2014. Engineered coryneform bacteria as a bio-tool for arsenic remediation. *Appl. Microbiol. Biotechnol.* 98: 10143-10152.
- Volke-Sepúlveda, T. y J. A. Velasco-Trejo. 2002. Tecnologías de remediación para suelos contaminados. INE-SEMARNAT. México. ISBN: 968-817-557-9.
- Vullo, D. L. 2003. Microorganismos y metales pesados: Una interacción en beneficio del medio ambiente. *Rev. Quím. Viva.* 2: 93-104.
- Wu, F., F. Jasmine, M. G. Kibriya, M. Liu, X. Cheng, F. Parvez, T. Islam, A. Ahmed, M. Rakibuz-Zaman, J. Jiang, S. Roy, R. Paul-Brutus, V. Slavkovich, T. Islam, D. Levy, Tyler J. VanderWeele, B. L. Pierce, J. H. Graziano, H. Ahsan, and Y. Chen. 2015. Interaction between arsenic exposure from drinking water and genetic polymorphisms on cardiovascular disease in Bangladesh: A prospective case-cohort study. *Environ. Health Perspec.* 123: 451-457.
- Yang, J., H. Liu, X. Yu, Z. Lv, and F. Xiao. 2016. Entropy-cloud model of heavy metals pollution assessment in farmland soils of mining areas. *Pol. J. Environ. Stud.* 25: 1315-1322.
- Yuan, W., N. Yang, and X. Li. 2016. Advances in understanding how heavy metal pollution triggers gastric cancer. *BioMed Res. Int.* 1-10. ID 7825432. doi:10.1155/2016/7825432.
- Zhiqiang, Y. 2015. Advances in microbial remediation on the application of heavy metal pollution in agricultural water resource. *Agric. Sci. Technol.* 16: 2824-2828.

## Revisores de este número Reviewers of this number

Abbruzzini, Thalita F.	Universidade de São Paulo. Piracicaba, São Paulo, Brazil.
Bautista Zúñiga, Francisco	CIGA-UNAM. Morelia, Michoacán, México.
Carducci, Carla E.	Universidade Federal de Santa Catarina, Campus de Curitibanos. Curitibanos, SC, Brasil.
Etchevers Barra, Jorge D.	Lab. de Fertilidad de Suelos, Colpos, Campus Montecillo. Montecillo, México.
Mendoza Cantú, Manuel E.	CIGA-UNAM. Morelia, Michoacán, México.
Moura Gonçalves, Helenice	Brazilian Agricultural Research Corporation – Embrapa, PqEB. Brasília, DF, Brazil.
Oropeza Navarro, Ricardo	Instituto de Biotecnología, UNAM. Coyoacán, Cd. Universitaria. Ciudad de México, México.
Parra Delgado, Juan	Facultad de Agronomía de la Universidad Autónoma de Sinaloa. Culiacán, Sinaloa, México
Ponce Mendoza, Alejandro	CENID-COMEF, INIFAP. Ciudad de México, México.
Quevedo Nolasco, Abel	Colegio de Postgraduados, Campus Montecillo. Montecillo, Edo. de México, México.
Reyes Pérez, Juan J.	Universidad Técnica de Cotopaxi. Extensión La Maná, Ecuador.
Rodríguez Bastarmérito, Roberto	REMERH, Universidad Juárez Autónoma de Tabasco. Villahermosa, Tab., México.
Rueda Puente, Edgar O.	Universidad de Sonora, Campus Santa Ana. Santa Ana, Sonora, México.
Salas Aguilar, Víctor	Colegio de Postgraduados, Campus Montecillo. Montecillo, Edo. de México, México.
Sánchez Viveros, Gabriela	Facultad de Ciencias Agrícolas-Xalapa. Universidad Veracruzana. Xalapa, Veracruz, México.
Troyo Diéguez, Enrique	CIBNOR. La Paz, BCS, México.
Vásquez Murrieta, Soledad	Depto. de Microbiología, Escuela Nacional de Ciencias Biológicas, IPN. Ciudad de México, México.

## ÍNDICE DE AUTORES VOLUMEN 35

### AUTHORS INDEX VOLUME 35

---

- Aguirre López, G. L. 301  
 Alcántar Lugo, H. J. 65  
 Alcaráz Meléndez, L. 309  
 Alvarado Carrillo, D. 193  
 Álvarez Reyna, V. P. 169  
 Alvarez V., V. H. 343  
 Ángeles Cervantes, E. R. 179  
 Arellano Ostoa, G. 269  
 Batista Sánchez, D. 309  
 Bolaños González, M. A. 73, 247  
 Bolaños González, Y. 73  
 Campeche Calixto, E. G. 161  
 Cano Ríos, P. 169  
 Cano Santana, Z. 51  
 Castelán Vega, R. 229  
 Castellanos Vargas, I. 51  
 Castillo Hernández, D. 113  
 Ceja Ramírez, R. 259  
 Chávez Castillo, E. 247  
 Chávez Mosqueda, M. 123  
 Colín García, G. 281  
 Conde Martínez, F. V. 214  
 Cortés Jiménez, S. 237  
 Cruz Bautista, F. 41  
 Cruz González, J. 149  
 Cruz Montalvo, A. 229  
 Cuéllar Arellano, N. A. 123  
 De Brito Ferreira, E. P. 293  
 De la Mora Orozco, C. 203  
 Díaz Ávila, E. E. 321  
 Díaz Hernández, M. 113  
 Díaz Ruíz, R. 214  
 Díaz Valdés, T. 41  
 Ebel, R. 149  
 Escalante Estrada, J. A. S. 214  
 Espinosa Calderón, A. 65  
 Espinosa Palomeque, B. 169  
 Espinosa Taxis, A. P. 113  
 Espinosa Victoria, D. 1  
 Etchevers Barra, J. D. 237  
 Fernández Galán, B. S. 101  
 Fernández Reynoso, D. S. 281  
 Flores Garnica, J. G. 259  
 Fortis Hernández, M. 19  
 García Calderón, N. E. 51  
 García de Jalón Lastra, D. 203  
 García Santiago, J. C. 193  
 García Zavala, J. J. 65  
 Godínez Álvarez, H. O. 123  
 Gómez Montiel, N. O. 65  
 González del Tánago del Río, M. 203  
 González Eguiarte, D. R. 259  
 González Rodríguez, G. 169  
 González Trevizo, C. L. 353  
 González Vargas, T. 101  
 Guarçoni, A. 343  
 Guerrero Prieto, V. M. 321  
 Gutiérrez Castorena, E. V. 101  
 Gutiérrez Castorena, M. C. 101, 179  
 Gutiérrez Reyes, A. V. 353  
 Hernández Cote, D. 269  
 Hernández Hernández, F. 113  
 Hernández Montiel, L. 309  
 Hernández Ordoñez, J. O. 179  
 Hernández Pérez, A. 193  
 Hernández Rodríguez, O. A. 321  
 Hidalgo Moreno, C. M. I. 237  
 Ibáñez Castillo, L. A. 281  
 Irizar Garza, M. B. G. 65  
 Jiménez Gómez, M. A. 89  
 Krishnamurthy, L. R. 135  
 Krishnamurthy, S. 135  
 Linares Fleites, G. 229  
 Lizárraga Mendiola, L. 89  
 Lobato Ortiz, R. 65  
 López Avalos, G. G. 353  
 López Avendaño, J. E. 41  
 López Bautista, E. 329  
 López López, C. 65  
 López Salinas, E. 29  
 López Teloxa, L. C. 229  
 Lugo Espinosa, O. 269  
 Macías Vázquez, F. 7  
 Marchamalo Sacristán, M. 203  
 Marín Sosa, M. I. 329  
 Martínez Menez, M. R. 281  
 Martínez Rivera, L. M. 203  
 Martínez Yáñez, B. 65  
 Mejía Contreras, J. A. 214  
 Mendoza Sánchez, S. 161  
 Mercado Silva, N. 203  
 Meza Rodríguez, D. 203  
 Montes Fonseca, S. L. 353  
 Moreira Sobreira, F. 343



- Moreno Reséndez, A. 169  
Mozena Leandro, W. 293  
Muñoz Iniestra, D. J. 123  
Murillo Amador, B. 309  
Návar, J. 89  
Navarro Garza, H. 237  
Nieto Garibay, A. 309  
Ochoa Granillo, A. 301  
Ojeda Barrios, D. L. 321  
Ojeda Silvera, C. M. 309  
Olague Ramírez, J. 19  
Orozco Vidal, J. A. 19  
Ortiz Solorio, C. A. 101, 179  
Payán Zelaya, F. A. 161  
Paz Pellat, F. 73, 247, 329  
Peña Manjarrez, M. 353  
Peralta Solares, A. 135  
Pérez Arias, G. A. 193  
Ponce Pulido, J. I. 73  
Pozas Cárdenas, J. G. 149  
Preciado Rangel, P. 19  
Rajagopal, I. 135  
Rendón Salcido, L. A. 259  
Ríos Berber, J. D. 281  
Rivera Figueroa, C. H. 321  
Rivero Herrada, M. 293  
Rodríguez Casas, J. 41  
Rodríguez Garrido, N. E. 19  
Rodríguez Martínez, H. L. 353  
Rodríguez Rodríguez, J. R. 29  
Rodríguez, J. C. 41, 301  
Rojas Victoria, N. J. 214  
Román Román, L. 41  
Rubio Granados, E. 281  
Ruiz Corral, J. A. 259  
Sáenz Mata, J. 169  
Saiz Hernández, J. A. 301  
Saiz Rodríguez, J. A. 301  
Saiz Rodríguez, R. 301  
Sánchez Galván, H. 169  
Sánchez Guzmán, P. 179, 281  
Segura Castruita, M. A. 19  
Sierra Macías, M. 65  
Soria Miranda, F. 149  
Tadeo Robledo, M. 65  
Tamariz Flores, J. V. 229  
Tosquy Valle, O. H. 29  
Troyo Diéguez, E. 309  
Tucuch Pérez, M. A. 193  
Turrent Fernández, A. 65  
Valdez Aguilar, L. A. 193  
Valdivia Bernal, R. 65  
Vásquez Polo, J. R. 7  
Villar Sánchez, B. 29  
Watts, C. 41, 301  
Yescas Coronado, P. 19  
Zaragoza Esparza, J. 65  
Zepeda Hernández, A. 161  
Zetina Lezama, R. 29