



Agraria

Vol. 13, núm. 2, mayo-agosto, 2016 • ISSN 0186 8063



Universidad
Autónoma Agraria
Antonio Narro





Revista científica de la Universidad Autónoma Agraria
Antonio Narro, vol. 13, núm. 2, mayo-agosto, 2016.

Centéotl, deidad azteca de la agricultura, es una advocación de Chicomecóatl, diosa del maíz. La Universidad Autónoma Agraria Antonio Narro, en su afán de rescatar los valores del pasado histórico de México, la ha adoptado como logotipo de su revista científica, como símbolo que evoca y reafirma nuestras raíces culturales.

COMITÉ EDITORIAL

Editor en Jefe

Miguel A. Capó Arteaga

Editor Ejecutivo

Jesús Valdés Reyna

Editor Asociado

Víctor Manuel López González

EDITORES TÉCNICOS

Fitomejoramiento, Unidad Laguna

José Puente Manríquez

Riego y drenaje

Raúl Rodríguez García

Producción animal

Jesús M. Fuentes Rodríguez

Redacción científica en inglés

Érika Patricia Carrizales Ruiz

Edición

Delirio. Servicios Editoriales



Diseño y formación

Leticia Hernández

Cuidado de la edición

Anastasia Rodríguez

Fotografía de portada: Shutterstock

Agraria está indizada, desde 2006, en Latindex (Sistema Regional de Información en Línea para Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal); en la base de datos PERIÓDICA (de la Universidad Nacional Autónoma de México, UNAM, México D. F.); y en 2007 fue incluida en la base de datos del Centro Internacional de Investigación Científica (CIRS).

Universidad Autónoma Agraria Antonio Narro. Dirección de Investigación. Calzada Antonio Narro 1923, Col. Buenavista, C.P. 25315, Saltillo, Coah., México.

<http://www.uaaan.mx/agraria/>

E-mail: agraria_ne@uaaan.mx

Tel. +52 (844) 411 02 12 y 411 02 80, ext. 2003. Fax +52 (844) 411 02 11

Las opiniones expresadas por los autores no necesariamente reflejan la postura de la institución editora de la publicación.

Se autoriza la reproducción de artículos si se cita la fuente.

Agraria, vol. 13, núm. 2, mayo-agosto, 2016, es una publicación cuatrimestral editada por la Universidad Autónoma Agraria Antonio Narro, a través de la Dirección de Investigación. Calzada Antonio Narro 1923, Col. Buenavista, C.P. 25315, Saltillo, Coah., México. <http://www.uaaan.mx/agraria/> E-mail: agraria_ne@uaaan.mx Tels. +52 (844) 411 02 12 y 411 02 80, ext. 2003. Fax: +52 (844) 411 02 11. Editor responsable: Víctor Manuel López González. Reserva de Derechos al Uso Exclusivo del Título (en trámite); ISSN 0186-8063, ambos otorgados por el Instituto Nacional del Derecho de Autor. Certificado de Licitud de Título: en trámite. Certificado de Licitud de Contenido: en trámite, que otorga la Comisión Calificadora de Publicaciones y Revistas Ilustradas de la Secretaría de Gobernación. Impresa en Digital Color: Arteaga Norte núm. 225, zona centro, C.P. 25000, Saltillo, Coah. Tel. +52 (844) 481 58 42. Este volumen se terminó de imprimir en mayo de 2016, y consta de 200 ejemplares.



CONTENIDO

PÁGINA

33

Formación y selección de genotipos (variedades, híbridos) sobresalientes de melón (*Cucumis melo* L.) a partir de criterios agronómicos

Training and selection of genotypes (varieties, hybrids) outstanding melon (*Cucumis Melo* L.) on basis agronomic criteria

José Alejandro Loyo-Melchor, Fernando Borrego-Escalante,

Adalberto Benavides-Mendoza, Alfonso López-Benítez, María Margarita Murillo-Soto

41

Determinación de micotoxinas en grano de maíz en poscosecha de Tenampulco, Puebla

Mycotoxins determination postharvested maize grain from Tenampulco, Puebla

Kenia Citlali Ordoñez-Morales y Leila Minea Vázquez-Siller

49

Note on the Equivalence of Risk-Sensitive Average Criteria

Magaly Arisbe Aguilera-González, Rolando Cavazos-Cadena,

Mario Cantú-Sifuentes

59

La administración de progesterona reduce los ciclos estrales cortos sin disminuir la respuesta estral y ovulatoria en cabras anéstricas del subtrópico mexicano expuestas a machos cabríos foto-estimulados

Progesterone administration reduces the incidence of short cycles without decreasing estrus and ovulatory responses in anestrus goats from mexican subtropic exposed to photo-stimulated bucks

Dora María Cortinas-Reyes, Gerardo Duarte-Moreno

63

Potencial genético en tomate para rendimiento y resistencia a *Fusarium oxysporum* f sp *lycopersici*

Genetic potential in tomato for yield and resistance to *fusarium oxysporum* f. Sp. *Lycopersici*

Odilón Gayosso-Barragán, Alfonso López-Benítez, Fernando Borrego-Escalante,

José Espinoza-Velázquez

Formación y selección de genotipos (variedades, híbridos) sobresalientes de melón (*Cucumis melo* L) a partir de criterios agronómicos

Training and selection of genotypes (varieties, hybrids)
outstanding melon (*Cucumis Melo* L) on basis agronomic criteria

José Alejandro Loyo-Melchor^{1*}, Fernando Borrego-Escalante¹,
Adalberto Benavides-Mendoza², Alfonso López-Benítez¹,
María Margarita Murillo-Soto¹

¹Maestría en Ciencias en Fitomejoramiento, ²Departamento de Fitomejoramiento, Universidad Autónoma Agraria Antonio Narro.
Calzada Antonio Narro 1923, Buenavista, Saltillo, Coahuila, México. CP 25315. j.a1ejandro.loyo@hotmail.com
[*Autor responsable]

RESUMEN

En el presente trabajo se evaluaron 18 genotipos en tres ambientes contrastantes: Túnel, Bajío (Buenavista) y Parras, con un diseño de bloques al azar con arreglo de parcelas divididas en tres tratamientos: poda en el tallo principal en la sexta hoja (POD1), poda en la sexta hoja de las dos ramificaciones que se producen al realizar la primera poda (POD2) y sin poda (SPOD), para su análisis individual, combinado y su interacción genotipo-ambiente con el Modelo de Efectos Principales Aditivos e Interacciones Multiplicativas (AMMI), para seleccionar genotipos con buena estabilidad en las siguientes variables agronómicas: desarrollo de frutos (DEFRUT), frutos amarrados (FRUTAM), peso total (PESO) y rendimiento (REND). Respecto a la variable FRUTAM, en el ambiente Túnel, los genotipos con mayor estabilidad fueron: UANMEL4, ExN, Bxl y (N) [ExL]; para el Bajío, los más estables fueron: UANMEL7 y UANMEL2, y en el ambiente Parras ninguno presentó valores favorables para estabilidad. En relación con la variable DEFRUT, en el ambiente Túnel los genotipos más estables fueron: BxN y (N) [ExL]; en el Bajío: UANMEL4 y (LxM) (B), y en Parras: (I) [ExL] y CRUISER. En la variable PESO, en el Túnel los más estables fueron: UANMEL7, [ExL] (JxK), BxN y B; en el Bajío: [ExL], CRUISER y (N) [ExL], y en Parras: UANMEL4 y ExN. Estos resultados indican un efecto favorable en intensidades de poda en melón, que se manifiesta en los rendimientos, además de que el uso de podas mejora la productividad y hace más rentable el cultivo del melón.

Palabras clave: *Cucumis melo* L., interacción genotipo-ambiente, podas

ABSTRACT

The present study 18 genotypes were evaluated in three contrasting environments Tunnel, Bajío (Buenavista) and Parras, a randomized block design with a split plots with three treatments: pruning the main stem, the sixth leaf (POD1) Pruning in the sixth sheet the two branches that occur when you perform the first pruning (POD2) without pruning (SPOD) for individual analysis, and combined with the genotype-environment interaction model Additive Main Effects and Multiplicative Interaction (AMMI) the purpose of selecting genotypes with good stability in the agronomic variables, fruit development (DEFRUT), tied fruits (FRUTAM), total weight (PESO) and performance (REND). In the analysis (AMMI) agronomic variables. In FRUTAM in the tunnel environment more stable genotypes were UANMEL4, ExN, BXL and (N) [ExL] for the most stable and UANMEL2 UANMEL7 were Bajío and the environment Parras none had favorable stability values, In DEFRUT in the tunnel environment more stable genotypes were BxN, (N) [ExL] in the Bajío were UANMEL4 and (LxM) (B) and vines (I) [ExL] and CRUISER. In the WEIGHT variable, in the most stable UANMEL7 TUNNEL [ExL] (JXK) BxN and B. Bajío it was the [ExL], CRUISER and (N) [ExL]. Parras was UANMEL4 and ExN. These results indicate a favorable effect on pruning intensities manifested in melon yields also use pruning improves productivity and make farming more profitable melon.

Key words: *Cucumis melo* L., genotype environment interaction, pruning.

INTRODUCCIÓN

La importancia del melón en el mundo se expresa en la cosecha de un poco más de 1.8 millones de hectáreas, con una producción que se estima en aproximadamente 29,462 millones de toneladas. China es el principal productor, con 14,400 millones de toneladas, que representan 55% de la producción mundial (FAOSTAT, 2013). México ocupa el decimosegundo lugar con 527 mil toneladas y una superficie cosechada de 18,306.69 hectáreas, con un rendimiento promedio de 28.79 t ha⁻¹. Los principales estados productores son: Sonora, Coahuila, Michoacán, Guerrero y Durango. En el estado de Coahuila se cosechó una superficie de 4,020.25 hectáreas, con un rendimiento de 32.73 t ha⁻¹ (SAGARPA-SIAP 2014). Debido al anhelo de incrementar cada vez más la producción de los cultivos, sin aumentar el área que ocupan, se buscan continuamente nuevas alternativas de manejo para mejorar la productividad. El cultivo de melón bajo intensidades de poda permite controlar el número de frutos por planta, aumentar su tamaño y calidad, de acuerdo con las exigencias del mercado. El rendimiento de los cultivos está en función del genotipo, el ambiente y la interacción genotipo ambiente. Es necesario realizar evaluaciones en diferentes ambientes y manejar distintos tipos de podas, para tener rendimientos superiores a la media nacional, con el fin de satisfacer las necesidades del mercado nacional e internacional. Para aumentar la rentabilidad y productividad del melón es necesario hacer cambios en los sistemas de producción convencionales e implementar diferentes técnicas, entre ellas el uso de podas, complementadas con buenas prácticas culturales, ya que estos factores son muy importantes en el desarrollo y rendimiento de la planta (Lardizabal, 2003). Se ha demostrado que al interrumpir el crecimiento apical estimula un crecimiento acelerado de brotes laterales, debido a que las concentraciones de auxinas y otras hormonas favorecen la brotación precoz (Pereira *et al.*, 2003). El programa de mejoramiento fisiotécnico de melón de la Universidad Autónoma Agraria Antonio Narro (UAAAN) cuenta con materiales genéticos experimentales con calidad sobresaliente, para el desarrollo de programas de mejoramiento de gran importancia para el campo mexicano.

MATERIALES Y MÉTODOS

El estudio se realizó en el ciclo de verano-otoño 2014; se utilizó material genético de los 17 mejores geno-

tipos del programa de mejoramiento de melón del Departamento de Fitomejoramiento de la UAAAN y se añadió un testigo comercial: el híbrido Cruiser F1.

Cuadro 1. Genealogía de los 17 mejores materiales del programa de mejoramiento en melón del Departamento de Fitomejoramiento y el testigo.

Núm.	Genotipo	Núm.	Genotipo
1	(EXL)(JXK)	10	UAN MEL 1
2	EXK	11	UAN MEL 2
3	BXI	12	UAN MEL 4
4	BXN	13	UAN MEL 5
5	(LXM)(B)	14	UAN MEL 7
6	(N)(EXL)	15	EXL
7	(I)(EXL)	16	I
8	EXN	17	B
9	BXJ	18	CRUISER F1

La evaluación agronómica de los 18 genotipos se llevó a cabo en tres ambientes: Túnel UAAAN, a 25° 21' 19.31" latitud N y 101° 1' 49.36" longitud W; Bajío UAAAN, a 25° 21' 20.45" latitud N y 101° 2' 17.87" longitud W, y Parras, ubicado en el CBTA No 21, a 25° 27' 5.79" latitud N a 102° 10' 29.45" longitud W. En el Cuadro 2 se observa: fechas de siembra, densidad de planta, días de cosecha de los diferentes ambientes evaluados.

Cuadro 2. Fechas de siembra, densidad, cosecha y días en los diferentes ambientes.

Ambiente	Siembra	Densidad	Cosecha	Días
Túnel	17 de May-14	38,461	05 de Ago-14	81
Bajío	15 de May-14	31,250	26 de Jul-14	73
Parras	27 de May-14	41,666	29 de Jul-14	64

Los genotipos se establecieron en un diseño experimental en bloques al azar con tres repeticiones, y se les realizó un análisis combinado en los tres am-

bientes de evaluación. El análisis de la interacción genotipo x ambiente se realizó mediante el gráfico de dispersión del análisis de efectos principales aditivos e interacción multiplicativa (AMMI), correspondiente al modelo propuesto por Gauch (1988).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

El análisis de varianza combinado para las cuatro variables agronómicas en ambiente y genotipo (Cuadro 3) estadísticamente fueron diferentes al ($p \leq 0.01$) en la variable FRUTAM, y en la interacción amb*gen e Intpod fue al ($p \leq 0.05$). En DESFRUT, las diferencias estadísticas fueron del ($p \leq 0.01$) en ambiente y amb*gen, y en la fuente de variación genotipo y intpod tuvo una significancia de ($p \leq 0.05$). En el PESO y REND las diferencias estadísticas en ambiente, genotipos y amb*gen fueron del ($p \leq 0.01$), en tanto que en las fuentes, la variación de intpod y la interacción gen*intpod tuvieron una significancia de ($p \leq 0.05$).

Las medias de las variables agronómicas en los tres ambientes de estudio (Cuadro 4), el ambiente Túnel resultó ser el mejor en las variables: FRUTAM (1.668), DESFRUT (4.081), PESO (2.307 kg) y REND (88.743 t ha⁻¹). Las medias de los genotipos en los tres ambientes (Cuadro 5) en la variable FRUTAM el mejor material fue I (1.759) y el peor B

(1.130); en DESFRUT el mejor UANMEL1 (3.972) y el peor ExK (2.972); en PESO y REND el genotipo más sobresaliente fue UANMEL1, con 2.296 kg y 88.362 t ha⁻¹, y el de más bajos rendimientos resultó el híbrido comercial CRUISER, con 1.377 kg y 52.752 t ha⁻¹. Paris *et al.* (2008) y (Nunes *et al.*, 2011) determinaron que diferentes ambientes influyen dramáticamente en el crecimiento del melón.

Cabe mencionar que el ambiente Túnel se vio favorecido por una cubierta de polietileno que aumentó la temperatura y protección del cultivo, lo cual influyó en su mayor desarrollo. En el trabajo que realizaron Chang *et al.* (2011) determinaron que la temperatura mínima para favorecer el crecimiento de melón es de 10°C, la más adecuada 34°C y el valor límite superior 45°C, lo que indica una correlación positiva entre la temperatura y crecimiento de melón en el rango entre 10°C y 45°C. La comprensión de la IGxA bajo condiciones climáticas adversas permite evaluar el comportamiento de genotipos y su estabilidad en una región con potencial de adaptación (Aspeytia *et al.*, 2015).

En la intensidad de poda en los tres ambiente (Intpod) (Cuadro 6), los mejores resultados en la variable FRUTAM los presentó POD2, con un valor de 1,508; en el manejo SPOD, el mejor valor fue de 3,657 en la variable DESFRUT, y para PESO y REND, POD2 con un valor de 1,792 kg y 68,476 t ha⁻¹, lo que indica

Cuadro 3. Análisis de varianza de los tres ambientes en las variables agronómicas.

FV	GL	FRUTAM	DESFRUT	PESO	REND
ambiente	2	6.167 **	41.225 **	68.304 **	144,546.255 **
rep(amb)	6	0.193	1.284	0.263	378.597
genotipo	17	0.667 **	1.535 **	1.846 **	2671.915 **
amb*gen	34	0.448 *	1.777 **	1.007 **	1613.399 **
intpod	2	1.045 *	2.773 *	1.386 *	2114.580 *
gen*intpod	34	0.383	0.675	0.699 *	1001.956 *
amb*intpod	4	0.546	1.771	0.338	627.364
amb*gen*intpod	68	0.303	0.560	0.376	572.949
Error	318	0.307	0.806	0.467	664.091
Total correcto	485	10.060	52.407	74.686	154,191.105
CV %		38.418	25.304	39.687	39.200

FV: fuente de variación, GL: grados de libertad, rep: repetición, amb: ambiente, Intpod: intensidad de poda, gen: genotipo, CV: coeficiente de variación, FRUTAM: frutos amarrados, DESFRUT: desarrollo de del fruto, PESO: peso total en gramos (gr), REND: rendimiento (t ha⁻¹).

Cuadro 4. Medias agronómicas en los tres ambientes de estudio en melón.

Ambiente	FRUTAM	Dev std	DESFROT	Dev std	PESO	Dev std	REND	Dev std
Bajo	1.319	0.521	3.078	1.134	1.024	0.538	31.978	16.805
Parras	1.343	0.547	3.488	0.856	1.836	0.672	76.507	27.981
Túnel	1.668	0.666	4.081	0.785	2.307	0.965	88.734	37.132

Cuadro 5. Medias de los 18 genotipos en tres ambientes, en las variables agronómicas.

Genotipo	FRUTAM	Dev std	DESFROT	Dev std	PESO	Dev std	REND	Dev std
{ExL}{JxK}	1.639	0.701	3.583	1.002	1.914	1.087	71.878	42.588
{I}{ExL}	1.713	0.599	3.528	1.144	1.517	0.757	58.332	32.368
{LxM}{B}	1.343	0.505	3.444	1.052	1.594	0.902	60.528	36.110
{N}{ExL}	1.500	0.650	3.667	0.981	1.589	0.747	60.492	30.317
B	1.130	0.430	3.370	1.229	2.065	1.201	79.147	47.367
BxI	1.491	0.622	3.620	0.923	1.481	0.870	55.790	34.384
BxJ	1.352	0.434	3.917	0.690	1.867	0.720	70.435	30.525
BxN	1.370	0.548	3.778	1.068	2.004	1.018	76.526	41.707
CRUISER	1.463	0.649	3.574	1.074	1.377	0.841	52.752	33.680
ExK	1.486	0.517	2.972	0.986	1.632	0.826	61.913	33.347
ExL	1.194	0.440	3.426	1.306	1.414	0.681	54.336	28.729
ExN	1.500	0.620	3.685	0.667	1.797	0.747	68.700	32.506
I	1.759	0.656	3.352	1.125	1.391	0.799	54.167	33.983
UANMEL1	1.435	0.678	3.972	0.889	2.296	1.212	88.362	52.535
UANMEL2	1.370	0.511	3.417	1.049	1.941	0.928	74.160	38.897
UANMEL4	1.457	0.585	3.387	1.103	1.793	0.934	68.825	39.154
UANMEL5	1.426	0.781	3.389	0.944	1.512	0.688	58.027	30.088
UANMEL7	1.352	0.602	3.796	0.763	1.816	0.891	68.936	36.473

Cuadro 6. Las medias agronómicas de la intensidad de poda en los tres ambientes.

INTPOD	FRUTAM	Dev std	DESFROT	Dev std	PESO	Dev std	REND	Dev std
POD1	1.469	0.554	3.404	0.990	1.757	0.956	67.098	39.122
POD2	1.508	0.620	3.585	0.958	1.792	0.947	68.476	39.231
SPOD	1.353	0.622	3.657	1.103	1.617	0.832	61.644	33.820

que la intensidad de podas refleja diferencias entre los genotipos y repercute en el rendimiento (Tang *et al.*, 2013) (Salehi *et al.*, 2014). En los estudios realizados por Zongtang *et al.* (2010) recomiendan realizar sólo una poda para lograr una mejor producción.

En el Cuadro 7 se observan las medias de la interacción del genotipo por la intensidad de poda, donde (ExL)(JxK)*SPOD y (I)(ExL)*POD2 presentan los mejores valores para la variable FRUTAM, y la peor interacción B*SPOD y UANMEL7*SPOD, con un valor de 1.000. Para DESFRUT, la combinación UANMEL1*SPOD con 4.333 presenta el mayor valor numérico y el ExK*POD1 el valor más bajo con 2.611 y, finalmente, en el PESO y REND los mejores valores los refleja UANMEL1*POD2, con 2.604 kg y 100.808 t ha⁻¹, y los valores más bajos BxI*POD1, con 1.043 kg y 39.277 t ha⁻¹. Cabe mencionar que estudios realizados por Buwalda *et al.* (1986) registró que hay mayores rendimientos en fruto sin utilizar podas, que los frutos disminuyeron a medida que el número de frutos por planta aumentó y que la realización de podas aumentó la precocidad en los materiales.

El método de análisis de los efectos aditivos principales e interacción multiplicativa (AMMI) de las variables agronómicas es actualmente de los más usados, ya que considera a los genotipos y ambientes como efectos aditivos y lineales, lo que permite su estudio por medio de un análisis de varianza (ANVA), mientras que la IGxA los considera efectos multiplicativos que pueden analizarse por medio de componentes principales (Crossa *et al.*, 1990).

En la variable FRUTAM se encontraron diferencias estadísticas significativas ($p \leq 0.05$) en la interacción genotipo ambiente (Cuadro 3). El componente principal 1 (CP1) en FRUTAM fue de 63.3%, en DESFRUT de un 75%, en PESO de 82% y en REND de 82.4% (Cuadro 8).

Se observa que los tres ambientes son contrastantes. Los genotipos con mejor estabilidad para el ambiente Túnel fueron UANMEL4, ExK, ExN, BxI y (N) (ExL), en el lote del Bajío UANMEL7 y UANMEL2, y para el ambiente Parras ninguno de los genotipos estuvo relativamente cerca del vector para considerarlo como estable. El genotipo que presentó mayor estabilidad de acuerdo al biplot, fue el UANMEL4.

Respecto a desarrollo del fruto (DESFRUT) se encontraron diferencias estadísticas ($p \leq 0.01$) en la interacción ambiente*genotipo (Cuadro 3). El CP 1 está explicando un 75% de la varianza (Cuadro 8).

Los mejores genotipos para el ambiente Túnel, BxN y (N)(ExL), mostraron mayor estabilidad. En el Bajío fueron el (UANMEL4) y el (LxM)(B), y para Parras, el (I)(ExL) y el CRUISER. En DESFRUT presentó inestabilidad para los tres ambientes, pues cada genotipo se comportó de manera diferente en cada uno de los cuadrantes en el biplot.

Peso fruto (PESO) y rendimiento (REND)

En relación con el PESO y REND (Cuadro 3), estadísticamente se encontró significancia al $p \leq 0.01$ en la interacción ambiente*genotipo; en el Cuadro 8 el CP 1 presenta un 82.0% respecto a la varianza.

Según la distribución de los genotipos de acuerdo con los diferentes ambientes, se observa que en el Túnel, los mejores genotipos fueron: UANMEL7, (ExL)(JxK), BxN y B, ya que presentaron estabilidad al estar más próximos al vector; en el Bajío, los mejores fueron: (ExL), CRUISER y (N)(ExL), mientras que en Parras, UANMEL4 y ExN fueron los más próximos al vector. Con esta técnica de análisis multivariado se pudieron identificar los mejores genotipos en rendimiento y calidad (Feyzian *et al.*, 2009; Nunes *et al.*, 2011), ya que AMMI permite el estudio de la contribución de la interacción genotipo ambiente para la selección de genotipo de melón.

Cuadro 7. Medias de la interacción genotipo por intensidad de poda.

Genotipo	Intpod	FRUTAM	Dev std	DESFRUT	Dev std	PESO	Dev std	REND	Dev std
(ExL)(JxK)	POD1	1.472	0.475	3.472	1.121	2.033	1.134	76.732	45.050
(ExL)(JxK)	POD2	1.444	0.768	3.278	0.667	1.457	0.658	54.670	26.508
(ExL)(JxK)	SPOD	2.000	0.750	4.000	1.118	2.253	1.319	84.232	51.296

(I)(ExL)	POD1	1.528	0.592	3.639	1.206	1.492	0.874	57.355	35.399
(I)(ExL)	POD2	2.000	0.559	3.556	1.236	1.576	0.884	60.812	38.270
(I)(ExL)	SPOD	1.611	0.601	3.389	1.112	1.483	0.560	56.830	26.016
(LxM)(B)	POD1	1.306	0.464	2.972	0.972	1.390	0.531	52.862	22.896
(LxM)(B)	POD2	1.333	0.500	4.000	0.866	1.806	1.085	68.171	43.781
(LxM)(B)	SPOD	1.389	0.601	3.361	1.140	1.586	1.042	60.552	40.805
(N)(ExL)	POD1	1.611	0.417	3.556	0.982	1.758	0.921	67.226	37.567
(N)(ExL)	POD2	1.667	0.968	3.778	0.972	1.619	0.686	61.066	26.931
(N)(ExL)	SPOD	1.222	0.363	3.667	1.090	1.391	0.645	53.185	27.187
B	POD1	1.222	0.507	3.222	1.176	2.069	1.112	78.952	44.912
B	POD2	1.167	0.500	3.444	1.310	2.232	1.484	85.779	58.234
B	SPOD	1.000	0.250	3.444	1.333	1.895	1.090	72.711	42.278
BxI	POD1	1.333	0.433	3.389	0.858	1.043	0.419	39.277	18.557
BxI	POD2	1.472	0.507	3.417	0.901	1.503	0.684	56.837	27.548
BxI	SPOD	1.667	0.866	4.056	0.950	1.896	1.186	71.255	46.497
BxJ	POD1	1.444	0.464	3.694	0.788	2.139	0.915	81.187	38.476
BxJ	POD2	1.444	0.464	3.944	0.682	1.732	0.750	65.095	30.741
BxJ	SPOD	1.167	0.354	4.111	0.601	1.730	0.402	65.024	20.194
BxN	POD1	1.444	0.583	3.556	0.917	2.124	0.982	81.604	42.897
BxN	POD2	1.611	0.651	3.889	1.167	2.255	1.230	85.956	48.508
BxN	SPOD	1.056	0.167	3.889	1.193	1.632	0.807	62.017	33.081
CRUISER	POD1	1.500	0.750	3.528	1.290	1.476	1.136	56.631	44.591
CRUISER	POD2	1.389	0.486	3.944	0.726	1.422	0.594	53.921	25.052
CRUISER	SPOD	1.500	0.750	3.250	1.132	1.234	0.786	47.705	31.993
ExK	POD1	1.639	0.574	2.611	0.782	1.672	0.856	63.006	33.898
ExK	POD2	1.597	0.537	2.917	0.848	1.753	0.918	67.137	37.715
ExK	SPOD	1.222	0.363	3.389	1.219	1.470	0.771	55.597	31.074
ExL	POD1	1.167	0.500	3.278	1.417	1.478	0.948	57.239	38.954
ExL	POD2	1.333	0.559	3.611	0.993	1.555	0.488	59.193	22.714
ExL	SPOD	1.083	0.177	3.389	1.577	1.210	0.547	46.575	23.352
ExN	POD1	1.611	0.697	3.556	0.583	2.008	0.922	76.950	39.786
ExN	POD2	1.667	0.661	3.611	0.782	1.814	0.687	69.187	30.166
ExN	SPOD	1.222	0.441	3.889	0.651	1.570	0.618	59.963	27.901
I	POD1	1.889	0.601	3.056	0.982	1.250	0.928	48.865	39.472
I	POD2	1.778	0.795	3.389	1.409	1.574	0.846	61.401	36.401
I	SPOD	1.611	0.601	3.611	0.993	1.348	0.660	52.236	27.848
UANMEL1	POD1	1.389	0.486	3.944	0.950	2.354	1.382	89.840	57.483
UANMEL1	POD2	1.583	0.468	3.639	0.911	2.604	1.370	100.808	61.794
UANMEL1	SPOD	1.333	1.000	4.333	0.750	1.930	0.852	74.437	38.109
UANMEL2	POD1	1.500	0.559	3.639	1.431	2.151	0.864	82.246	37.342
UANMEL2	POD2	1.389	0.486	3.333	0.433	1.710	0.874	65.397	37.536
UANMEL2	SPOD	1.222	0.507	3.278	1.121	1.961	1.085	74.837	44.197
UANMEL4	POD1	1.546	0.511	3.319	0.563	1.716	0.667	66.133	31.038
UANMEL4	POD2	1.602	0.707	3.787	0.964	2.314	1.210	88.516	50.283
UANMEL4	SPOD	1.222	0.507	3.056	1.550	1.350	0.629	51.826	26.854
UANMEL5	POD1	1.167	0.559	3.056	0.464	1.232	0.397	47.059	19.153
UANMEL5	POD2	1.278	0.618	3.222	1.176	1.465	0.832	57.043	36.273
UANMEL5	SPOD	1.833	1.000	3.889	0.928	1.840	0.692	69.978	31.025
UANMEL7	POD1	1.667	0.661	3.778	0.618	2.245	1.044	84.596	42.151
UANMEL7	POD2	1.389	0.697	3.778	0.795	1.870	0.897	71.578	38.284
UANMEL7	SPOD	1.000	0.000	3.833	0.935	1.334	0.466	50.633	20.502

Cuadro 8. Cuadrados medios del análisis AMMI de los 18 genotipos de melón en los tres ambientes evaluados.

FV	GL	FRUTAM	%	DESFRUT	%	PESO	%	REND	%
CP1	18	0.178	63.300	0.839	75.000	0.520	82.000	836.787	82.400
CP2	16	0.116	36.700	0.315	25.000	0.128	18.000	201.439	17.600
Error	426	0.319	100.000	0.775	100.000	0.474	100.000	683.000	100.000

FV: fuente de variación, GL: grados de libertad, CP: componente principal.

CONCLUSIÓN

El manejo de los genotipos con podas en diferentes ambientes permite obtener características favorables para su selección y continuo mejoramiento para su posible liberación. Cabe destacar que la mayoría de los genotipos fueron sobresalientes al compararlos con el testigo comercial Cruiser F1. La importancia de un programa de mejoramiento tradicional, aunado al sistema de podas, puede ser una alternativa favorable para que se refleje en el rendimiento, ya que se mejora la productividad y hace más rentable el cultivo del melón.

LITERATURA CITADA

- ASPEYTI, D. S., Escalante, F. B., Villa, V. M. Z., Chaparro, J. D. S., & Reyes, F. C. (2015). Estimación de la interacción genotipo-ambiente en tomate (*Solanum lycopersicum* L.) con el modelo AMMI. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas*, 6(4), 763-778.
- BUWALDA, J. G., & Freeman, R. E. (1986). Melons: effects of vine pruning and nitrogen on yields and quality. *New Zealand journal of experimental agriculture*, 14(3), 355-359.
- CHANG, L., He, S., Chi, M., & Huang, D. (2011). Temperature-driven growth shape simulation and model of greenhouse melon leaves. *Mathematical and Computer Modelling*, 54(3), 1175-1180.
- CROSSA, J.H.G. Gauch, y R.W. Zobel. 1990. Additive main effects and multiplicative interaction analysis of two international maize cultivar trials. *Crop Science*. 30: 493-500.
- FAOSTAT. Organización de las Naciones Unidas para Agricultura y Alimentación. 2013. (Acces 26 de septiembre 2015). Disponible en <http://faostat3.fao.org/browse/Q/QC/E>
- FEYZIAN, E., Dehghani, H., Rezai, A. M., & Javaran, M. J. 2009. Diallel cross analysis for maturity and yield-related traits in melon (*Cucumis melo* L.). *Euphytica*, 168(2), 215-223.
- GAUCH, H. G. 1988. Model selection and validation for yield trials with interaction. *Biometrics*, 1988, vol. 44, pp. 705-715.
- LARDIZABAL, C. 2003. Determinación agroeconómica del efecto de los niveles de nutrición y su interacción con cuatro sistemas de poda en el cultivo del melón bajo condiciones de macrotúnel, en El Zamorano, Honduras. Tesis Ing. Agr. Escuela Agrícola Panamericana, Zamorano, Honduras.
- NUNES, G., Neto, A., De Carvalho, R., Costa Filho, J., & Melo, S. 2011. Influence of environmental variables on genotype by environment interaction in melon. *Revista Brasileira de Fruticultura*, 33(4), 1194-1199.
- PARIS, M., Zalapa, J., McCreight, J., & Staub, J. (2008). Genetic dissection of fruit quality components in melon (*Cucumis melo* L.) using a RIL population derived from exotic × elite US Western Shipping germplasm. *Molecular Breeding*, 22(3), 405-419. doi:10.1007/s11032-008-9185-3
- PEREIRA, F.H.F., Nogueira, I.C.C., Pedrosa, J.F., Negreiros, M.Z., Neto, F.B (2003). Poda de haste principal e densidades de cultivo na produção e qualidade de frutos em híbridos de melão. UFV, Adepto. Fitotecnia, Vicosa. Brasil.
- SALEHI, R., Kashi, A., Lee, J. M., & Javanpour, R. (2014). Mineral Concentration, Sugar Content and Yield of Iranian 'Khatooni' Melon Affected by Grafting.
- SERVICIO DE INFORMACIÓN AGROALIMENTARIA Y PESQUERA (SIAP). SAGARPA. 2014. Cierre de la producción agrícola por cultivo 2014. (<http://www.siap.sagarpa.gob.mx>). (Acces 27 de septiembre 2015).
- TANG, M., Zhao, H. F., Bie, Z. L., Xie, J. J., Yi, H. P., Ren, J., Du, N., & Sun, Y. H. (2013). Effects of Different Pruning Methods on Plant Growth and Fruit Quality of Melon. *Hubei Agricultural Sciences*, 5, 025.
- ZONGTANG, C., Shengyin, L., & Du Junzhi, N. A. (2010). Pruning method of melon production in sunny greenhouse during. *China Cucurbits and Vegetables*.

Determinación de micotoxinas en grano de maíz en poscosecha de Tenampulco, Puebla

Mycotoxins determination postharvested maize grain from Tenampulco, Puebla

Kenia Citlali Ordóñez-Morales^{1*} y Leila Minea Vázquez-Siller¹

¹Centro de Capacitación y Desarrollo en Tecnología de Semillas, Universidad Autónoma Agraria Antonio Narro. Calzada Antonio Narro 1923. Buenavista, Saltillo, Coahuila, México. CP 25315. Kenia201286@gmail.com (Autor responsable*).

RESUMEN

El maíz en campo y almacén es susceptible a la infección por microorganismos, como hongos fitopatógenos que causan grandes pérdidas en el rendimiento y calidad del grano, como son los *Aspergillus*, *Penicillium* y *Fusarium*. Estos hongos producen pudrición a la mazorca y al grano de maíz, además de que generan micotoxinas que son tóxicas y dañinas para la salud humana y animal, y potencialmente cancerígenas, mutagénicas, teratogénicas e inmunosupresoras, por lo que se han realizado numerosos estudios acerca de la calidad e inocuidad agroalimentaria de granos en poscosecha para consumo humano y pecuario, en relación con el contenido de micotoxinas. En la presente investigación se analizaron microbiológicamente cuatro estratos de maíz de la región de Tenampulco, Puebla, del ciclo agrícola PV 2013; los estudios microbiológicos se realizaron mediante la prueba de papel secante y congelación (PPSC), y los serológicos con un ensayo directo ligado a una enzima competitiva de inmuoabsorción (ELISA). En la primera prueba (PPSC) se identificó y cuantificó el número de géneros de hongos fitopatógenos incidentes y las especies potencialmente toxigénicas, que sirvieron de indicadores para elegir el grupo de micotoxinas a evaluar; en la segunda (ELISA) se cuantificó el nivel de contaminación con fumonisinas totales. La biodiversidad de hongos fitopatógenos detectados en grano de maíz incluyó los géneros *Aspergillus*, *Penicillium*, *Bipolaris* y *Fusarium* en los cuatro estratos: en el estrato uno se obtuvo la mayor incidencia con 18.5%, mientras que en el cuatro la mínima con 13.0%. De entre los hongos mencionados, la especie *Fusarium verticillioides* (principal productor de fumonisinas), con 55%, fue la de mayor incidencia. En el ensayo de ELISA se detectó contaminación con fumonicinas en los cuatro estratos, de los cuales el tres fue el más contaminado, con 4.19 partes por millón, y el estrato cuatro el menor, con 0.22 partes por millón. En este estudio no se observó la asociación directa entre mayor incidencia de *F. verticillioides* y mayor contaminación con fumonisinas, ya que existió una tendencia en los estratos (como en el tres) a presentarse menor incidencia de *F. verticillioides*, en contraste con un mayor nivel de la micotoxina. La detección de fumonisinas en el grano analizado no se consideró inocuo para el consumo humano, ya que se encuentra por arriba de dos partes por millón, nivel máximo permitido por la Administración de Drogas y Alimentos y la Unión Europea, por lo que es conveniente monitorear el grano producido para el consumo, aun en agricultura de subsistencia.

Palabras clave: ELISA, fumonisinas, *Fusarium verticillioides*, micotoxinas, grano maíz

ABSTRAC

Corn field and warehouse is susceptible to infection by microorganisms such as pathogenic fungi that cause large losses in yield and grain quality as genera of phytopathogenic fungi such as *Aspergillus*, *Penicillium* and *Fusarium* ear rot produce and grain corn, besides generating mycotoxins which are toxic substances harmful to human and animal health and are potentially carcinogenic, mutagenic, teratogenic and immunosuppressive, so there have been a considerable number of studies about the quality and food safety for human consumption and postharvest grain livestock regarding the content of mycotoxins. In this research four composite samples from sampling were analyzed in four layers of corn Tenampulco, Puebla region, the PV 2013 agricultural cycle, which microbiologically analyzed by blotter test and freezing (PPSC) and serologically direct assay competitive enzyme linked immunosorbent assay (ELISA). In the first test they were identified and quantified the number of genera of plant pathogenic fungi incidents and toxigenic species which served as indicators to choose the group of mycotoxins to evaluate, so in the ELISA assay pollution levels were quantified with total Fumonisin. The biodiversity of fungal pathogens detected in corn grain included *Aspergillus*, *Penicillium*, *Fusarium* and *Bipolaris* in the four strata, presenting significant differences, where the strata one had the highest incidence of 18.5% and the lowest in stratum four 13.0%. Among these fungi he highlighted the potentially toxigenic *Fusarium verticillioides* species with the highest incidence of fumonisin main producer, with an overall average in the area of Tenampulco 55%. In the ELISA assay, fumonisins contamination was detected in the four layers, the stratum three most contaminated with 4.19 parts per million, and the lower four strata with 0.22 parts per million. The direct association between increased incidence of *F. verticillioides* and greater fumonisin contamination in this study was not observed, since there was a trend in the strata, and the number three, which had the lowest incidence of *F. verticillioides*, in contrast the highest level of said mycotoxin. The detection of fumonisin in the analyzed grain is not considered safe to be ingested directly as it is above the maximum permitted levels of 2 parts per million by the Food and Drug Administration and European Union s, so that it would be monitoring l grain produced for consumption even in subsistence farming.

Key words: ELISA, fumonisin, *Fusarium verticillioides*, mycotoxins, grain corn

INTRODUCCIÓN

Las micotoxinas son metabolitos secundarios producidos por diferentes géneros de hongos fitopatógenos, que al ser ingeridos con frecuencia y en concentraciones elevadas, pueden ocasionar desórdenes metabólicos en los seres humanos y animales y, en consecuencia, causar enfermedades como el cáncer, formación de tumores, desórdenes hormonales, daño en el sistema nervioso (Betina, 1988; Brown y Proctor, 2013). Algunas enfermedades: leuencefalomalacia equina, cánceres de vulva en animales monográsticos, inmunodepresión, entre otras, se asocian con la presencia de micotoxinas en alimentos, por lo que toma relevancia el hecho de que estos metabolitos pueden estar presente en los granos cosechados, y que algunas de estas micotoxinas sean termorresistentes y poco solubles en agua, por lo que pueden persistir en granos para consumo humano, o aun después de que éstos sean industrializados (Pitt y Hocking, 2009).

Los principales géneros de hongos fitopatógenos identificados en este cultivo como potenciales productores de micotoxinas son: *Aspergillus*, *Penicillium* y *Fusarium* spp., los cuales producen toxinas de diferentes grupos bioquímicos: aflatoxinas, fumonisinas, tricotecenos, zearalenona (Moreno y Benavides, 1988; Cabañes *et al.*, 2007). De los géneros antes mencionados, *Fusarium* spp. que tiene una distribución cosmopolita, incluye 60 especies asociadas con la producción de diversas micotoxinas. En el caso del cultivo de maíz en México, se ha detectado *F. verticillioides* con incidencia de infección en grano, entre 44% y 80% (Figueroa-Gómez *et al.*, 2006). *F. graminearum* prevalece asociado a agroecosistemas templados, mientras que *F. verticillioides* está asociado a ambientes de mayor temperaturas (Burgess *et al.*, 1988; Wharham *et al.*, 1999; Montes *et al.*, 2009). Dada la continua incidencia de *F. verticillioides* en la mayoría de los genotipos de maíz en México (Figueroa-Gómez *et al.*, 2006; García-Aguirre y Martínez-Flores, 2010), este hongo es considerado como el principal productor de fumonisinas en maíz, y se especula que factores como las temperaturas entre 15°C y 30°C, además de una actividad de agua 0.97, son importantes para la producción de toxinas por *Fusarium verticillioides* (Sanchis *et al.*, 2007). Condiciones similares inducen a *F. proliferatum* y *F. subglutinans* a generar también fumonisinas, además de ser agentes causales asociados a la pudrición de la mazorca (De León, 1984; Vincelli y Parker, 2002).

En México, el estudio de especies fitopatógenas productoras de micotoxinas es un tema cada vez más explorado. Bucio *et al.* (2001) han realizado estudios sobre la relación que existe entre la producción de aflatoxinas con la concentración de inoculo *Aspergillus parasiticus* en maíz; además, en Nayarit, Robledo *et al.* (2001) han estudiado la contaminación natural por micotoxinas en maíz forrajero y café verde, y en Puebla (Figueroa-Gómez *et al.*, 2006) lo han hecho sobre las condiciones sanitarias en las que se encuentra el maíz, ya que según Torres-Sánchez y López-Carrillo (2010) el consumo de esta gramínea y sus derivados contaminados con fumonisinas, es un riesgo para la salud, ya que están relacionados con defectos del tubo neural, abortos espontáneos, alteraciones en el desarrollo mental de las madres con bajo consumo dietético de folato, así como con el incremento en el riesgo de cáncer gástrico.

Actualmente, en México sólo se tiene regulado el contenido de aflatoxinas totales en granos básicos, entre ellos el maíz, y de aflatoxinas M1 en derivados animales, en tanto que las fumonisinas no están legisladas en México, por lo que se hace referencia a los límites máximos establecidos por la Unión Europea y Estados Unidos para fumonisinas totales y Fumonisina B1. En la presente investigación se realizó un estudio exploratorio en Tenampulco sobre las condiciones fitosanitarias y de inocuidad alimentaria en las que se encuentra el grano de maíz que potencialmente se usará para autoconsumo; el propósito fue determinar el estado de inocuidad alimentaria de grano infectado por hongos fitopatógenos asociados a la producción de micotoxinas.

MATERIALES Y MÉTODOS

Se realizó un muestreo al azar de mazorcas en cuatro subáreas: tres en las que se sembró la variedad Tuxpeño y una en la que se estableció la variedad Olotillo (Cuadro 1).

Hongos fitopatógenos toxigénicos incidentes en grano de maíz. Las muestras que se obtuvieron de la cosecha PV-2013, se desgranaron y analizaron con la prueba de papel secante y congelación (Wharham *et al.*, 1999). En una caja se sembraron cuatro repeticiones de 50 semillas desinfestadas con hipoclorito de sodio comercial al 10%, que se distribuyeron equidistantemente sobre papel filtro estéril previamente humedecido; la caja se selló y las semillas se incubaron a

Cuadro 1. Identificación de las muestras compuestas de granos de maíz obtenidas de lotes experimentales de Tenampulco, Puebla. Ciclo P-V 2013.

Genotipo	Estratificación	Georreferencia
Tuxpeño, L-1	1	N 20°8'37.3", L0- 97°24'0.6", MSNM 197; El Zapote; Prop. Ángel Reyes.
Tuxpeño, L-2	2	N 20°11'33.9"; L0- 97°23'35.8"; MSNM 182; El Saltillo; Prop. Ángel Reyes.
Tuxpeño, L-3		N 20°10'0.4"; L0-97°24'20.5"; MSNM 197; La Lima; Pro. Lauro Chapa.
Tuxpeño, L-4	3	N 20°10'16.5"; L0-97°23'48.9"; MSNM 199; Ojo de Agua; Prop. Miguel Pérez.
Tuxpeño, L-5	4	N 20°11'18.8"; L0- 97°22'29.6; MSNM 163; Caracoles; Prop. Ufronio García.
Olotillo		N 20°11'51.4"; L0-97°22'6.5"; MSNM 241; La Cruz; Prop. Ángel Reyes.

25°C durante 48 horas, con intervalos de 12 horas luz y 12 horas oscuridad; transcurrido este tiempo, se procedió a colocarlas en congelación, a -18°C durante 24 horas, para después incubarlas a 25°C durante 11 días y estimular el crecimiento de los hongos infectantes del grano. Para identificar los géneros y especies incidentes en las muestras mediante claves taxonómicas especializadas, los granos se analizaron de forma individual con el esteromicroscopio y microscopio compuesto (Barnett y Hunter 1987; Burgess *et al.*, 1988; Moreno y Benavides, 1988; Pitt y Hocking, 2009). Los resultados obtenidos se reportaron de la siguiente manera: porcentaje de géneros de hongos fitopatógenos, de hongos fitopatógenos toxigénicos y de especies de hongos fitopatógenos toxigénicos. En este último caso, el género de hongos fitopatógenos toxigénicos con mayor incidencia en el grano de maíz, se sometió a un procedimiento de identificación de especies presentes en las muestras analizadas, y la única involucrada fue *Fusarium verticillioides*, por lo que se decidió detectar el contenido de fumonisinas, ya que este hongo es el principal productor de dichas micotoxinas (Cabañez *et al.*, 2007).

Análisis estadístico. En el análisis de los datos del número de géneros de hongos fitopatógenos incidentes en el grano, se usó un diseño completamente

al azar con cuatro repeticiones y prueba de comparación de medias de Tukey al 5% de probabilidad de error. En el caso del análisis para hongos fitopatógenos potencialmente toxigénicos, se realizó un diseño completamente al azar con arreglo factorial 4x3 con cuatro repeticiones, en el que el factor A fue estrato y el factor B fue hongos fitopatógenos potencialmente toxigénicos. En el caso de especies de hongos fitopatógenos potencialmente toxigénicos, los datos fueron transformados mediante el uso de la fórmula arcoseno: $\sqrt{\frac{x}{100}}$ donde x= es el porcentaje de incidencia de las especies de hongos toxigénicos. En esta investigación, el género de hongos fitopatógenos toxigénicos con mayor incidencia en el grano de maíz fue *Fusarium*, por lo que se sometió a un procedimiento de identificación de especies presentes en las muestras analizadas, en las que la única especie involucrada fue *Fusarium verticillioides*.

Detección de micotoxinas. La selección de la micotoxina para analizar en el grano de maíz tomó como base los resultados del análisis microbiológico que denotara la alta incidencia de hongos fitopatógenos potencialmente tóxicos, para lo cual, con el kit AgraQuan® Total Fumonisin Assay 0.25/5.0 se realizó un ensayo de inmunoabsorción ligado a una enzima competitiva (ELISA), con tres repeticiones para los estándares y

las muestras. El ensayo se realizó siguiendo el protocolo proporcionado por el proveedor que consiste en dos etapas: la obtención del extracto, y el ensayo. En la primera se mezclaron 20 g de maíz molido con 100 ml de metanol al 70%, el cual se agitó durante tres minutos y se filtró con papel Whatman # 1. Al extracto se le midió el pH, que coincidió con el rango recomendado por el proveedor, que indica que la muestra debe encontrarse en un nivel de 6-8; luego se diluyó 1:20 en un tubo al que se mezclaron 50 µl del extracto con 950 µl de agua destilada. En la segunda etapa se usaron micropocillos de dilución, en los que se agregaron 200 µl de conjugado enzimático y 100 µl de los estándares y muestras, que se mezclaron tres veces con una micropipeta de ocho canales; luego se transfirieron 100 µl de la mezcla a micropocillos con anticuerpos, donde se incubó por 10 minutos. Transcurrido el primer periodo de incubación, se sacó el contenido, se enjuagó con agua destilada cinco veces y se secó perfectamente. Después, se agregaron 100 µl de sustrato con anticuerpos a los micropocillos y se dejaron incubar por cinco minutos. Aquí se observó que el contenido de los micropocillos se tornó de color azul. Después del segundo periodo de incubación se agregaron 100 µl de la solución de parada, y se observó un cambio del color azul a amarillo, y se procedió a realizar el análisis en un lector de microplacas (Awareness Stat Fax 2100), con un filtro de 450 nm y un filtro diferencia de 630 nm. Los datos de la lectura se obtuvieron en absorbancia, que fueron transformados con la ecuación Log/Logit. La interpretación visual de la reacción serológica consistió en que el contenido de fumonisinas es inversamente proporcional a la intensidad de la coloración que presentaron las muestras. Los datos obtenidos de la conversión se reportaron en partes por millón (ppm).

Análisis estadístico. Los datos transformados se analizaron estadísticamente con el programa Statistical Analysis System SAS 9.0, mediante un diseño completamente al azar con cuatro repeticiones para número de géneros de hongos, y con tres para las micotoxinas, y un diseño de arreglo factorial 4x3 con cuatro repeticiones para hongos fitopatógenos potencialmente tóxicos, con un análisis de varianza y una comparación de medias de Tukey al 5% de probabilidad de error.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

En la prueba de papel secante y congelación no se detectó diferencia estadística significativa en el número

de géneros de hongos fitopatógenos identificados entre estratos, ya que en las muestras se observó, en promedio, el mismo número de géneros incidentes, que fueron: *Fusarium*, *Aspergillus*, *Penicillium* y *Bipolaris* spp (Figura 1), lo cual coincide con lo reportado por De León (1984) y Wharham *et al.* (1999), en el sentido de que son hongos fitopatógenos los que están asociados a la pudrición de la mazorca y grano de maíz en campo y almacén. Aunque los géneros *Aspergillus* y *Penicillium* detectados potencialmente pueden incluir especies tóxicas, se procedió a explorar el nivel de especies en el género *Fusarium*, porque en México existe poca referencia acerca de la inocuidad agroalimentaria de maíz infectado por las especies de este género (Robledo *et al.*, 2001; Figueroa-Gómez, 2006). La única especie tóxica *Fusarium* detectada fue *Fusarium verticillioides* (Sin. *Fusarium moniliforme*). Su identificación se basó en el hecho de que se observaron cepas axénicas del hongo con las siguientes características: pigmentación en PDA, ausencia de clamidosporas, formación de microconidias, célula conidiogena, forma de las microconidias (Figura 2).

En la incidencia de géneros de hongos fitopatógenos potencialmente tóxicos entre estratos se presentó diferencia altamente significativa ($P < 0.001$); en este análisis estadístico los promedios generales que se obtuvieron en Tenampulco fueron: *Aspergillus* spp. 3%, *Penicillium* spp. 4.75% y *Fusarium* spp. 51.5%. La comparación de medias con la prueba de Tukey al 5% de probabilidad de certidumbre, indicó que los dos primeros géneros fueron estadísticamente semejantes, pero diferentes del género *Fusarium*, que fue el que prevaleció en el grano de maíz analizado. Entre las especies de hongos tóxicos detectados dentro de cada estrato hubo diferencias altamente significativas (P , donde la especie que tuvo mayor incidencia fue *Fusarium verticillioides* (Cuadro 2), que según Robledo *et al.* (2001) y Vincelli y Parker (2002) es una de las especies productoras de fumonisinas que incide en genotipos de maíz cultivado en agroecosistemas con altas temperaturas (De León, 1984) como Tenampulco, además de que coincide con lo reportado por Figueroa-Gómez *et al.* (2006), quienes analizaron maíz híbrido de Jalisco e identificaron a la especie *F. verticillioides*, además de detectar niveles de fumonisinas que fluctuaron desde 20.6 hasta 883.3 ng g⁻¹ de fumonisinas totales.

En cuanto al contenido de fumonisinas, en el Cuadro 2 se presentan las cantidades de la micotoxinas detectadas por estratos, en las que se estima-

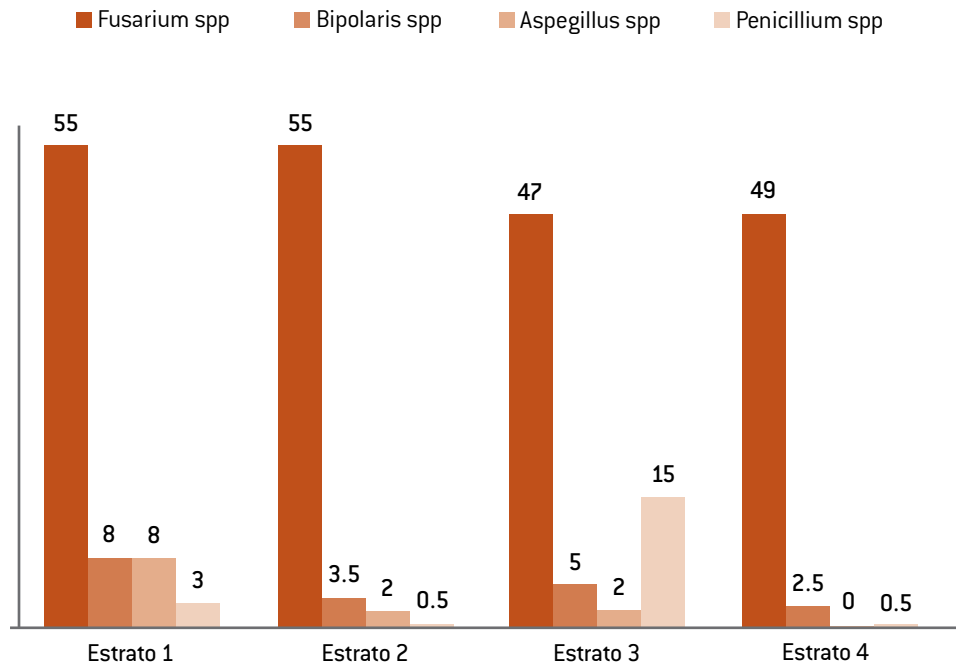


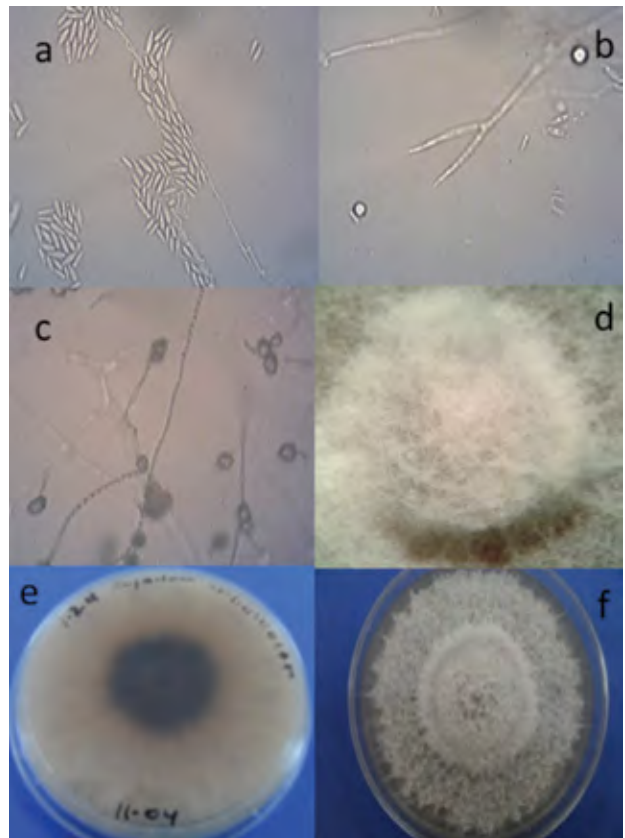
Figura 1. Porcentaje promedio de géneros de hongos fitopatógenos detectados por estrato en Tenampulco, Puebla. Ciclo PV 2013.

ron diferencias estadísticas altamente significativas ($P < 0.0001$). Las cantidades detectadas de fumonisina en Tenampulco fluctuaron, en promedio, en alrededor de 2.86 ppm. En la comparación de medias, se observó que tres de los estratos fueron similares, aunque diferentes significativamente ($P = 0.001$) del estrato 4, que presentó 0.22 ppm, la menor cantidad detectada de fumonisinas, figura 1.

Cabe señalar que aunque se observaron diferencias estadísticas significativas de fumonisinas entre los estratos, las cantidades detectadas están por arriba de los niveles tolerables recomendados por la Administración de Drogas y Alimentos de Estados Unidos de América (FDA) y la Unión Europea, donde 2 ppm es el límite máximo para maíz destinado al consumo humano, pero por debajo de los límites máximos establecidos para granos destinados para consumo pecuario, donde el máximo es de 5 ppm (Vincelli y Parker, 2002 y de la Unión Europea, 2006) figura 2 y cuadro 2.

Los niveles de incidencia de *F. verticillioides* detectados fluctuaron alrededor del 55% y los de fumonicinas en 2.86 ppm; sin embargo, al comparar la incidencia del hongo toxigénico de cada estrato con la detección de la micotoxinas del mismo estrato, parecen no relacionarse (Figura 3), ya que en el estrato

Figura 2.



Cuadro 2. Comparación de medias para variables evaluadas en las muestras de maíz de Tenampulco, Puebla. Ciclo agrícola PV 2013.

Estrato	GHFPT (%)	Incidencia de <i>Fusarium verticillioides</i> (%)	Detección de Fumonisinas (ppm)
3	17.25 c	45.83 a	4.17 a
4	13.0 a	49.34 a	0.22 d
1	18.5	56.36 a	3.97 b
2	15.25 b	60.6 a	3.08 c
DMS	2.1	10.2	0.0523

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes. Tukey $\alpha = 0.05$, GHFPT= Géneros de hongos fitopatógenos potencialmente toxigénicos. Ppm = Partes por millón.

tres se detectó menor incidencia de *F. verticillioides*, pero se encontró el mayor nivel de fumonisinas. Este hecho concuerda con observaciones realizadas en diversos países en los que se reporta la falta de asociación entre la incidencia de hongos toxigénicos en grano de maíz con los niveles de fumonisinas. En Kenia, se analizaron muestras de grano de maíz con alta incidencia de *F. verticillioides* donde muchas muestras

con una alta incidencia de granos visiblemente enfermos contenían poco o nada de las fumonisinas B1, a pesar de la presencia de *F. moniliforme*, lo que puede ser atribuible a la incapacidad de *Fusarium verticillioides* para producir fumonisinas o a la presencia de otros hongos causantes de la pudrición de la mazorca, y/o a condiciones ambientales desfavorables para la producción de fumonisinas (Kedera *et al.*, 1999).

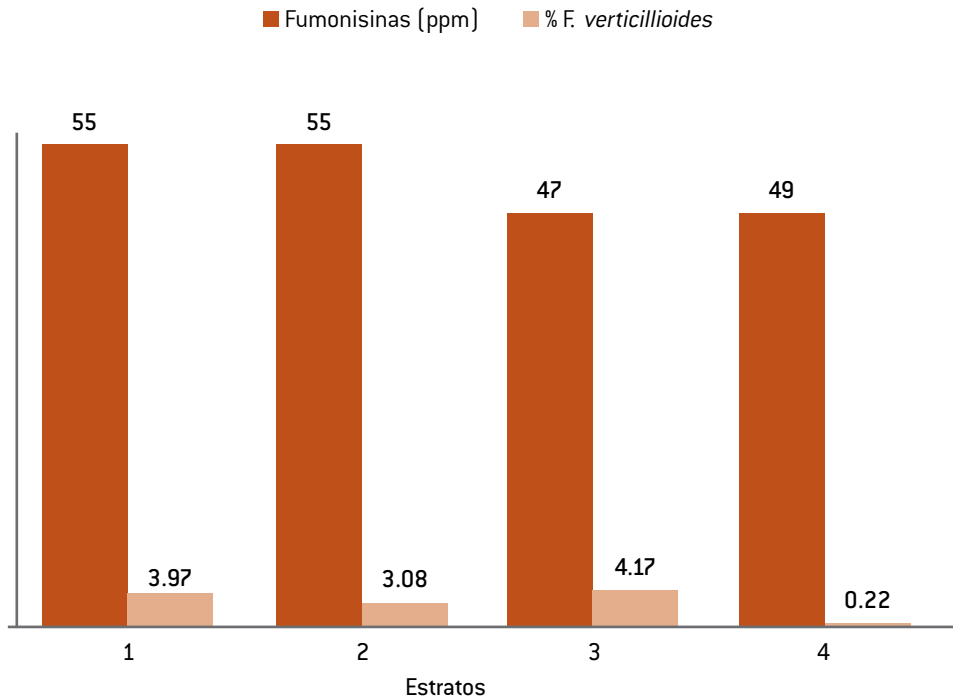


Figura 3. Contenido de fumonisinas e incidencia de *Fusarium verticillioides* en grano de maíz de muestras compuestas procedentes de Tenampulco, Puebla.

CONCLUSIONES

Luego de realizar este trabajo, se concluyó que *Fusarium verticillioides* fue la especie de hongos fitopatógenos toxigénicos que presentó mayor incidencia en las muestras de maíz de Tenampulco, con una incidencia promedio de 55% en el área, y fue la principal generadora de fumonisinas, cuyo nivel de detección fue, en promedio, de 2.86 ppm, cantidad que se considera inocua para los animales que ingieren grano de maíz con esos niveles de toxicidad, pero potencialmente tóxica para la ingestión directa de humanos; también se detectó que el contenido de fumonisinas no está relacionado con el porcentaje de incidencia de *F. verticillioides* en grano.

LITERATURA CITADA

- BARNETT, H.L. y Hunter, B.B. 1987. Illustrated genera of imperfect fungi. Third Edition. Burgess Publishing Company. 241p.
- BETINA, V. 1988. Mycotoxins. Chemical, biology and environmental aspects. Amsterdam, Elsevier.
- BURGESS, L.W., Liddell, C.M., Sumnerell B.A. 1988. Laboratory Manual for Fusarium Research. 2a. Edición. Fusarium Research Laboratory. Department of Plant and Agricultural Entomology. University of Sydney. Australia. 86p.
- BROWN, D.W. y Proctor, R.H. 2013. Fusarium: Genomics, Molecular and cellular biology. Caister Academic Press. Norfolk, UK. pp 144-145.
- BUCIO, V.C.M., Peña, C.J.J., Guzmán, P. D. 2001. Producción de aflatoxinas en maíz *in vitro*. Rev. Mex. Fitopatología. 19(2): 218-222.
- CABAÑES, F.J., Abarca, M. L., Bragult, M. R., Castella, G. 2007. Micotoxinas en los alimentos: Especies productoras de micotoxinas (Ed.: Soriano C.J.M). Editorial Díaz de Santos. España. pp. 29-31.
- DE LEÓN, C. 1984. Enfermedades del maíz. Una guía para su identificación en el campo. Centro Internacional de Mejoramiento de Maíz y Trigo (CIMMYT). 3a. edición. México, D.F. 114p.
- DIARIO OFICIAL DE LA UNIÓN EUROPEA. Reglamento (CE) No. 1881/2006 de la Comisión de 19 de diciembre de 2006 por el que se fija el contenido máximo de determinados contaminantes en los productos alimenticios. Disponible en <http://eur-lex.europa.eu/legal-content/ES/TXT/PDF/?uri=CELEX:32006R1881&from=ES> (13 de mayo de 2015).
- GARCÍA-AGUIRRE, G. y Martínez-Flores, R. 2010. Especies de *Fusarium* en granos de maíz recién cosechado y desgranado en el campo en la región de Ciudad Serdán, Puebla. *Revista Mexicana de Biodiversidad* 81: 15- 20.
- FIGUEROA-GÓMEZ, R.M., Reynoso, M.M., Castro Zambrano, C.E., Reyes-Velázquez, W.P. 2006. Estudio de las poblaciones de *Fusarium* (Sección Liseola) aislada de híbridos de maíz cultivados en México. *Scientia-CUC-BA* 8(2):181-192.
- KEDERA, C.J., Plattner, R.D y Desjardins, A.E. 1999. Incidence of *Fusarium* spp. and Levels of Fumonisin B₁ in Maize in Western Kenya. *Appl. Environ. Microbiol.* 65 (1): 41-44.
- MONTES, G.N., Reyes, M. C.A., Montes, R. N. y Cantú, A. M.A. 2009. Incidence of potentially toxigenic fungi in maize (*Zea mays* L.) grain used as food and animal feed, *CyTA - Journal of Food*, 7:2, 119-125, DOI: 10.1080/19476330902940432.
- MORENO, M. E. y O.C. Benavides. 1988. Manual para la identificación de hongos en granos y sus derivados. Universidad Nacional Autónoma de México. México, D.F. pp. 17-41.
- PITT, J.I. y Hocking, A.D. 2009. Fungi and Food Spoilage. 3a edition. Springer Dordrecht Heidelberg London. New York. 503p. DOI 10.1007/978-0-387-92207-2_1. Disponible en https://books.google.com.mx/books?id=-B1s6GhOlzkC&pg=PA444&dq=Fusarium+Mycotoxins:+Chemistry,+Genetics+and+Biolog&hl=es-419&sa=X&ei=_a9XVaKyJoTFsAXZxIGoBg&ved=0CEgQ6AEwBg#v=onepage&q=Fusarium%20Mycotoxins%3A%20Chemistry%2C%20Genetics%20and%20Biolog&f=false (10 de mayo de 2015).
- ROBLEDO, M. L., Marín, S. y Ramos, A.J. 2001. Contaminación natural con micotoxinas en maíz forrajero y granos de café verde en el Estado de Nayarit (México). *Rev Iberoam Micol.* 18: 141-144.
- SANCHIS, V., Marín, S. y Ramos, A.J. 2000. Control de micotoxinas emergentes. Situación legislativa. *Revista Iberoamericana de Micología.* 17: s69-s75.
- SANCHIS, V., Marín, S. y Ramos, A.J. 2007. Micotoxinas en alimentos: Factores determinantes en la producción de micotoxinas (Ed.: Soriano C. J.M). Ediciones Díaz de Santos. España. pp. 63-68.
- TORRES-SÁNCHEZ, L. y López-Carrillo, L. 2010. Consumo de fumonisinas y daños a la salud humana. *Salud pública de México.* 52(5): 461-467.
- WHARHAM, E.J., Butler, L.D., Sutton, B.C. 1999. Ensayo para la semilla de maíz y de trigo "Manual de laboratorio". Centro Internacional de Mejoramiento de Maíz y Trigo CIMMYT. CAB International. Wallingford, Oxon OX10 8DE, UK. 84p.
- VINCELLI, P. y Parker, G. 2002. Fumonisin, Vomitoxin and Other Mycotoxins in Corn Produced by *Fusarium* Fungi. Cooperative Extension Service. University of Kentucky. College of Agriculture. 8p.

Note on the Equivalence of Risk-Sensitive Average Criteria



Magaly Arisbe Aguilera-González^{1*}, Rolando Cavazos-Cadena², Mario Cantú-Sifuentes²

Programa de Maestría en Estadística Aplicada^{1*}. Universidad Autónoma Agraria Antonio Narro, Calzada Antonio Narro 1923. Buenavista, Saltillo, Coah., México. CP 25315, magalyarisbe@hotmail.com. Departamento de Estadística y Cálculo², Universidad Autónoma Agraria Antonio Narro. rcavazos@uaaan.mx, mcansif@gmail.com

ABSTRACT

This work is concerned with finite-state Markov decision chains. It is supposed that the system is driven by a decision-maker assessing random cost via a utility function U . The main objective is to provide explicit examples of utility functions such that, in spite of representing different risk perceptions, render the same optimal average index and share the same average optimal stationary policies.

Key Words: Risk aversion, Risk attraction, Superior and inferior average cost criteria, Optimal stationary policy, Risk-neutral optimality equation.

Running Head: Equivalence of Risk-sensitive average criteria.

AMS Subject Classifications: 90C40, 91B06

INTRODUCTION

This work deals with discrete-time finite-state Markov decision processes (MDPs) endowed with a risk-sensitive average cost criterion. Besides mild continuity-compactness assumptions, the class of models analyzed below is characterized by two main features concerning

- (i) the dynamics of the system, and (ii) the way in which the controller measures the performance of a control policy:
- (i) It is assumed that if the system is driven by a stationary policy, then the state space is *irreducible*. This means that, regardless of the initial state x , every state y is visited by the system with positive probability.
- (ii) The controller assesses a random cost via a utility function U , which is used to measure the perfor-

mance of a control policy by the long-run U -average cost criterion, an idea that will be formally introduced in Section 2.

In this framework, *the main objective* of this note is to *highlight an interesting phenomenon*, namely:

- Controllers with *different* attitudes before a random cost, may end-up with *the same* optimal average index. This fact is illustrated for specific utility functions by performing directly the necessary computations, which involve the particular properties of the functions. However, when the functions are ‘combined’ to obtain a new utility, such properties are not necessarily inherited by the new mapping. For instance, consider two controllers with utility functions U_i , $i = 1, 2$, given by $U_1(x) = x^2$, $U_2(x) = \sqrt{x}$, $x \geq 0$.

These functions are homogeneous of degrees 2 and 1/2, respectively and, as it will be shown below,



they render the same average criterion. However,

$$U = aU_1 + (1-a)U_2 \quad a \in (0,1), \quad (1.1)$$

is not homogeneous of any degree, and it is interesting to see whether or not the average index associated to U coincides with the common average criterion induced by U_1 and U_2 . In this direction it will be shown that

- The class U of utility function whose average criteria coincide with a given index J is a cone, that is, $U_1, U_2 \in U \Rightarrow U_1 + U_2 \in U$ and $cU_1 \in U$ for every $c > 0$.

In particular, this conclusion that if U_1 and U_2 render the same average index J , then the average criterion associated to the function U in (1.1) also coincides with J .

The theory and applications of MDPs have been extensively studied; see, for instance, Hernández Lerma (1988), Puterman (1994), Arapostathis *et al.* (1993), Sennott (1998), Bäuerle and Rieder (2011). Concerning the idea of risk-sensitive-average optimality, it was initiated in Howard and Matheson (1972) for exponential utilities, and the interest in other type of utilities was recently sparked in Bäuerle and Rieder (2013).

The organization of the subsequent material is as follows: In Section 2 the decision model is introduced and the idea of certainty equivalent of a random cost with respect to a general utility U is briefly discussed. Next, in Section 3 the notions of risk-aversion and risk-attraction are introduced and these concepts are illustrated using utility functions frequently used in economics. The exposition continues in Section 4 where the risk-sensitive average criteria are formulated, and then in Section 5 it is shown that the three different utilities considered in the paper render the same optimal average cost and share the same stationary policies. The exposition concludes in Section 6 showing the class of utilities that determine the same optimal average criteria have the cone property.

2. Decision Model and Utility Functions

Let $M = (S, A, \{A(x)\}_{x \in S}, C, P)$ be an MDP, where the state space S is a finite set endowed with the discrete topology, the action set A is a metric space and, for each $x \in S$, $A(x) \subset A$ is the nonempty subset of admissible actions at x , whereas

$$C: IK \rightarrow (0, \infty)$$

is the positive cost function, where $IK := \{(x, a) | x \in S, a \in A(x)\}$ is the space of admissible pairs. On the

other hand, $P = [p_{xy}(\cdot)]$ is the controlled transition law on S given IK , that is, for all $(x, a) \in IK$ and $y \in S$, the relations $p_{xy}(a) \geq 0$ and $\sum_{y \in S} p_{xy}(a) = 1$ are satisfied. This model model M represents a dynamical system driven by a decision maker (controller) applying actions A_t as follows: At each time $t \in \mathbb{IN} := \{0, 1, 2, 3, \dots\}$ the controller observes the current state, say $X_t = x \in S$, and knows the previous states and actions. Using that information, the decision maker chooses the action (control) $A_t = a \in A(x)$ to be applied, and such an intervention has two consequences: a cost $C(x, a)$ is incurred, and the evolution of the system is influenced in such a way that the new state at $t + 1$ will be $X_{t+1} = y \in S$ with probability $p_{xy}(a)$.

ASSUMPTION 2.1. (i) For each $x \in S$, $A(x)$ is a compact subset of A .

(ii) For every $x, y \in S$, the mappings $a \mapsto C(x, a)$ and $a \mapsto p_{xy}(a)$ are continuous in $a \in A(x)$.

Observe that, since C is positive, this assumption yields that

$$0 < \min_{k \in K} C(k) \leq \max_{k \in K} C(k) = \|C\| < \infty. \quad (2.1)$$

Policies. A policy π is a rule for choosing actions which, at each time $t \in \mathbb{IN}$, may depend on the current state as well as on the record of previous states and actions; see, for instance, Puterman (1994), or Bäuerle and Reider (2011) for details. The class of all policies is denoted by \mathcal{P} and, given the initial state $x \in S$ and the policy π being used for choosing actions, the distribution of the state-action process $\{(X_t, A_t)\}$ is uniquely determined; such a distribution and the corresponding expectation operator are denoted by P_x^π and E_x^π , respectively. Next, define $IF := \bigcap_{x \in S} A(x)$ and notice that IF is a compact metric space, which consists of all functions $f: S \rightarrow A$ such that $f(x) \in A(x)$ for each $x \in S$. A policy π is stationary if there exists $f \in IF$ such that the equality $A_t = f(X_t)$ is always valid under π ; the class of stationary policies is naturally identified with IF . Observe that, when the system is driven by $f \in IF$, the state process $\{X_t\}$ is a Markov chain with time-invariant transition matrix $[p_{xy}(f(x))]_{x, y \in S}$.

Utility Functions. A basic assumption in this work is that the attitude of the decision-maker before a random cost Y is determined by a utility function U . This means that Y is assessed via $E[U(Y)]$, where it is supposed that the expectation is well-defined. Thus, given two random costs Y and Y_1 , the decision maker will prefer to pay Y_1 when $E[U(Y_1)] < E[U(Y)]$, and will be indifferent between both costs if $E[U(Y)] = E[U(Y_1)]$; observe that the preferen-

ces of the controller do not change when an affine transformation with positive slope is applied to U . In the sequel, all the utilities in the discussion are supposed to be continuous and strictly increasing functions on $[0, \infty)$.

Now, suppose that a decision maker with utility function U receives the offer to avoid the random cost Y by paying a fixed amount c . In this case, the offer will be definitively accepted if $U(c) < E[U(Y)]$ and will be refused when $U(c) > E[U(Y)]$. The threshold value c^* satisfying $U(c^*) = E[U(Y)]$ —so that the decision maker is indifferent between paying the fixed amount c^* or the random cost Y —is the *certainty equivalent of Y with respect to U* .

DEFINITION 2.1. [Certainty Equivalent.] *Let U be a utility function defined on $[0, \infty)$. If Y is a random cost, the certainty equivalent of Y is the number $E_U(Y)$ such that*

$$U(E_U(Y)) = E[U(Y)].$$

According to this definition, when the controller faces a random cost Y , he/she will (gladly) pay $E_U(Y)$ in order to avoid the random cost Y ; note that the certainty equivalent is explicitly given by

$$E_U(Y) = U^{-1}[E[U(Y)]] \quad (2.2)$$

Since U is strictly increasing, the inverse function U^{-1} exists and then $E_U(Y)$ is well-defined if $U(Y)$ has finite expectation, as it is the case when Y takes values on a compact interval contained in $[0, \infty)$, a condition that is supposed to hold for all of the random costs Y under consideration. The certainty equivalent $E_U(Y)$, represents the controller's assessment of Y in terms of a single number and may be thought of as a *kind of average* of Y in terms of the preferences of the decision maker.

EXAMPLE 2.1. Let Y be a random variable taking values in a compact interval contained in $[0, \infty)$.

(i) For each $x \geq 0$, let the power utility U_γ be given by

$$U_\gamma(x) = x^\gamma,$$

where $\gamma > 0$. In this case $U_\gamma^{-1}(y) = x^{1/\gamma}$ and then

$$E_{U_\gamma}(Y) = U_\gamma^{-1}(E[U_\gamma(Y)]) = (E[Y^\gamma])^{1/\gamma} = \|Y\|_\gamma$$

so that $E_{U_\gamma}(Y)$ is the usual γ -mean of Y . Note that

$$U_1(x) = x \text{ is the identity function and } E_{U_1}(Y) = E[Y] \text{ is the usual expectation of } Y;$$

$U_2(x) = x^2$, and $E_{U_2}(Y) = E[Y^2]^{1/2}$ is the quadratic mean of Y .

(ii) The logarithmic utility is given by

$$U_L(x) = \log(x), \quad x \geq 0.$$

In this case, $U_L^{-1}(y) = e^y$ and

$EUL(Y) = UL^{-1}(E[UL(Y)]) = eE[\log(Y)]$ is the logarithmic mean of Y .

(iii) Consider now the utility U given by

$$U(x) = (x - a)^3,$$

where a is a positive number. In this case $U^{-1}(y) = a + y^{1/3}$ and then the corresponding certainty equivalent is given by.

$$E_u(Y) = U^{-1}(E[U(Y)]) = a + (E[(Y - a)^3])^{1/3}$$

The above utilities above are widely used in economics (Stokey and Lucas, 1989).

3. Risk-Aversion and Attraction

The attitude of a controller before a random cost Y is determined by its certainty equivalent, which as already mentioned, is a kind of average. A decision-maker with utility function U is *risk-neutral* if

$$E_U(Y) = E[Y]$$

for every random cost Y . In this case, the certainty equivalent has a physical interpretation which does not depend on the observer, namely, $E[Y]$ is the average of the observed values of Y in a long-series of identical random experiments generating the random cost. By comparing the certain equivalents of a controller with $E[Y]$, a classification of the attitude before a random cost is obtained.

DEFINITION 3.1. [Risk Aversion and Attraction.] *Consider a decision-maker with utility function $U: [0, \infty) \rightarrow \mathbb{R}$ and let $I \subset [0, \infty)$.*

(i) The controller is *risk-averse* on I if

$$E_U(Y) \geq E[Y]$$

for every random variable Y taking values on I with probability 1.

(ii) The controller is *risk-seeking* I if

$$E_U(Y) \leq E[Y] \quad \text{when } P\{Y \in I\} = 1.$$

(iii) The risk-premium associated to Y is given by

$$\Delta_U(Y) = E_U(Y) - E[Y].$$

In words, the controller is risk-averse (resp. risk-seeking) on an interval I if his/her assessment of a random cost Y taking values on I is higher (resp. lower) than $E[Y]$. Of course, the controller knows that $E[Y]$ is the average of Y in a long series of identical trials, but also realizes that in a specific instance the value attained by Y does not generally coincide with $E[Y]$. When a controller is risk-averse, he/she is 'afraid' of the occurrence of costs exceeding the expected value, whereas if the controller is risk-

seeking then the possible occurrence of a value less than $E[Y]$ is more relevant for his/her perceptions. For instance, consider the owner of an expensive brand new car paying \$500 for an insurance policy guaranteeing that, in case of a crash in the next year, he/she will receive an identical vehicle. The cost of the car is \$300,000 and the owner feels that there is a small probability equal to 0.001 of participating in a crash. What the owner foresees for the next year, is a random cost Y that can take the values \$0 and \$300,000 with probabilities 0 and 0.001, respectively, so that $E[Y] = \$300$; however, \$500 were gladly paid to avoid facing the random cost Y , so that Y is assessed higher than its expectation $E[Y]$, that is, $E_U(Y) \geq \$500 > E[Y]$, indicating that the owner is risk-averse. On the other hand, if a \$200 insurance policy is rejected by the owner of the car then $E_U(Y) < \$200 < E[Y]$, indicating that the owner is risk-seeking.

Recalling that all of the utility functions considered in the paper are increasing, Definitions 2.1 and 3.1 together yield that a controller with utility function U is risk-averse on I if

$$E[U(Y)] \geq U(E[Y]) \text{ when } P[Y \in I] = 1,$$

a requirement that, by Jensen's inequality, is equivalent to the *convexity* of U on the interval I . Similarly, the controller is risk-seeking on I whenever

$$E[U(Y)] \leq U(E[Y]) \text{ if } P[Y \in I] = 1,$$

a relation that is valid exactly when U is *concave* on I . On the other hand, the equality $E_U(Y) = E[Y]$ holds for every random cost taking values in I if, and only if, the controller is both risk-averse and risk-seeking, that is, when U is a linear function, and, without loss of generality, in this case it can be assumed that U is the identity function.

EXAMPLE 3.1. *The risk-aversion and attraction will be analyzed for each one of the utilities in Example 2.1.*

(i) For each $\gamma > 0$, the power utility $U_\gamma(x) = x^\gamma$ satisfies that

$$U'_\gamma(x) = \gamma x^{\gamma-1}, \text{ and } U''_\gamma(x) = \gamma(\gamma-1)x^{\gamma-2}, x > 0.$$

Therefore,

- If $\gamma < 1$, then $U''_\gamma(x)$ is always negative, and U_γ is concave on $[0, \infty)$, so that a controller with this utility function is risk-seeking;
- If $\gamma > 1$, then $U''_\gamma(x) > 0$ for every $x > 0$. It follows that U_γ is convex on $[0, \infty)$, indicating that U_γ pertains to a risk-averse controller.

Of course, when $\gamma = 1$, so that $U_\gamma(x) = x$, the utility function is both convex and concave, and the controller is risk-neutral.

(ii) The logarithmic utility $U_L(x) = \log(x)$ satisfies that $U'_L(x) = 1/x$, and $U''_L(x) = -1/x^2, x > 0$.

Thus, U_L is concave on $[0, \infty)$ and pertains to a risk-seeking controller.

(iii) For a positive number a , the utility $U(x) = (x - a)^3$ satisfies

$$U'(x) = 3(x - a)^2, \text{ and } U''(x) = 6(x - a), x \geq 0,$$

and then U is concave on $[0, a]$ and convex on $[a, \infty)$. Thus, a controller with utility function U is risk-seeking in the interval $[0, a]$ and risk-averse on $[a, \infty)$.

4. Average Criteria

In this section, the (long-run) average cost criterion associated to a given utility is introduced, and a characterization of the risk-neutral average index is presented in terms of the optimality equation. Let M be the MDP introduced in Section 2, and suppose that a controller with utility function $U \in \mathcal{U}$ drives the system using a policy $\pi \in \mathcal{P}$ starting at $X_0 = x$. In this context $J_{U,n}(\pi, x)$ stands for the certainty equivalent of the total cost $\sum_{t=0}^{n-1} C(X_t, A_t)$ incurred before time $n > 0$, that is, #!

$$J_{U,n}(\pi, x) = U^{-1} \left(E_x^\pi \left[U \left(\sum_{t=0}^{n-1} C(X_t, A_t) \right) \right] \right); \quad (4.1)$$

see (2.2). With this notation, the (long-run superior limit) U -average cost at state x under policy π is given by

$$J_U(\pi, x) := \limsup_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} J_{U,n}(\pi, x), \quad (4.2)$$

and the corresponding optimal value function is specified as

$$J_{U^*}(x) := \inf_{\pi \in \mathcal{P}} J_U(\pi, x), x \in S, \quad (4.3)$$

whereas a policy $\pi^* \in \mathcal{P}$ is U -average optimal if $J_U(\pi^*, x) = J_{U^*}(x)$ for each $x \in S$. In certain sense, the criterion (4.2) represents a pessimistic point of view, since it measures the performance of the policy π in terms of the largest (worst) limit point of the averages $J_{U,n}(\pi, x)/n$. The optimistic perspective to the average index is given by the inferior limit U -average criterion specified by

$$J_U^-(\pi, x) := \liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} J_{U,n}(\pi, x), \quad (4.4)$$

with corresponding optimal value function

$$J_{U^*}^-(x) := \inf_{\pi \in \mathcal{P}} J_U^-(\pi, x), x \in S \quad (4.5)$$

note that (4.2)—(4.5) immediately yield that

$$J_{U^*}(\cdot) \leq J_{U^*}(\cdot). \quad (4.6)$$

As it will be shown below, for the utilities analyzed in Examples 2.1 and 3.1, the equality holds in the above display under the following communication condition.

ASSUMPTION 4.1. For each stationary policy f the state space is communicating, that is, given $x, y \in S$, there exists a positive integer $n \equiv n(x, y)$ such that $P_x^f[X_n = y] > 0$.

Under this condition the Markov chain induced by a stationary policy f has an invariant distribution $\rho_f: S \rightarrow (0, 1]$, that is, $\sum_{x \in S} \rho_f(x) = 1$ and $\sum_{x \in S} \rho_f(x) p_{xy}(f(x)) = \rho_f(y)$ for each $y \in S$. In this case, the classical ergodic theorem yields that for every initial state $X_0 = x$,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{t=0}^{n-1} C(X_t, A_t) = \sum_{y \in S} P f(y) C(y, f(y)) =: \alpha_f, P_x^f \text{-a.s.} \quad (4.7)$$

The average criteria in (4.2) and (4.4) have been widely studied in two cases: When the utility function is exponential, that is, $U(x) = e^{\lambda x}$ for some $\lambda \neq 0$, or when $U(x) = x$, which corresponds to a risk-neutral controller. In this latter case the subindex U will not be explicitly indicated in (4.1)–(4.6), and the analysis of the corresponding risk-neutral average criteria is based on the following result (Pueterman, 1994).

THEOREM 4.1. Under Assumptions 2.1 and 4.1 the following assertions (i)–(iv) are valid:

(i) There exist $g \in \mathbb{R}$ as well as a function $h: S \rightarrow \mathbb{R}$ such that the following (risk-neutral average cost) optimality equation holds:

$$g + h(x) = \min_{a \in A(x)} \left[C(x, a) + \sum_{y \in S} P_{xy}(a) h(y) \right], \quad x \in S, \quad (4.8)$$

(ii) The risk-neutral superior and inferior average criteria render the same optimal value function, and the optimal average cost is equal to g :

$$J_-(x) = J^*(x) = g, \quad x \in S,$$

where $J_-(x)$ and $J^*(x)$ are given in (4.3) and (4.5) with the identity function instead of U .

(iii) There exists a stationary policy $f \in \text{IF}$ satisfying

$$g + h(x) = C(x, f(x)) + \sum_{y \in S} P_{xy}(f(x)) h(y), \quad x \in S, \quad (4.9)$$

and such a policy is optimal with respect to the superior and inferior average cost criteria, that is,

$$J^*(x) = J(x; f) = g = J_-(x; f) = J_-(x), \quad x \in S. \quad (4.10)$$

Note that (4.10) is equivalent to the following relations:

$$g \leq \liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} E_x^n \left[\sum_{k=0}^{n-1} C(X_k, A_k) \right], \quad x \in S, \quad \pi \in P$$

$$g = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} E_x^n \left[\sum_{k=0}^{n-1} C(X_k, A_k) \right], \quad x \in S. \quad (4.11)$$

According to Theorem 4.1, a risk-neutral average optimal policy can be always found in the class IF of stationary policies. For some models, for instance in inventory theory (Bertsekas, 2004), it can be frequently determined *a priori* that the optimal stationary policy has a special structure, and the quest of an optimal policy can be restricted to a ‘small’ subset IF^0 of IF . In this case, instead of finding a solution $(g, h(\cdot))$ of the *nonlinear* optimality equation (4.8) to determine the optimal policy $f \in \text{IF}$ in (4.10), it may be interesting (and more efficient) to compute the risk-neutral average cost associated to each policy $\varphi \in \text{IF}^0$, and then pick the one with smallest average cost. Note that for $\varphi \in \text{IF}$, (4.7) and the bounded convergence theorem together imply that

$$J^*(x, \varphi) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} E_x^n \left[\sum_{k=0}^{n-1} C(X_k, A_k) \right] = \sum_{x \in S} \rho_\varphi(x) C(x, \varphi(x)),$$

so that $J(\cdot, \varphi)$ is determined in terms of ρ_φ , the invariant distribution of the Markov chain associated to φ . The following result shows that ρ_φ can be found using any computing program that solves a linear system of equations with *nonsingular coefficient matrix*.

THEOREM 4.2. Given $\varphi \in \text{IF}$, let P be the transition matrix of the Markov chain associated to φ , that is, $P = [p_{xy}(\varphi(x))]_{x, y \in S}$ and let the row vector $\rho = (\rho_x, x \in S)$ be the unique invariant distribution of the matrix P , so that $\rho P = \rho$.

(i) The matrix $I - P + J$ is invertible, where J is the square matrix on S with all of its components are equal to 1.

(ii) The invariant distribution ρ is the unique solution to the linear system

$$x[I - P + J] = 11$$

where $\mathbf{1}$ is the row vector with all of its components equal to 1.

Proof. By Assumption 4.1 the matrix P is communicating, so that the Perron-Frobenius theorem ensures that the (left) Kernel of the $I - P$ is generated by ρ , that is,

$$x[I - P] = 0 \text{ if and only if } x = t\rho \text{ for some } t \in \mathbb{R}. \quad (4.12)$$

Also, note that the definitions of J and $\mathbf{1}$ yield that $xJ = s(x)\mathbf{1}$, where $s(x) = \sum_i x_i$.

(i) Observe that

$$x[I - P + J] = x[I - P] + xJ = x[I - P] + s(x)\mathbf{1}. \quad (4.13)$$

Now, combine this relation with the equality $[I - P]\mathbf{1}^0 = 0$ (which occurs because P is a stochastic matrix), to obtain

$$x[I - P + J]\mathbf{1}^0 = s(x)\mathbf{1}\mathbf{1}^0.$$

Next, suppose that $x[I - P + J] = 0$. In this case the above display yields that $s(x) = 0$, so that (4.13) implies that $x[I - P] = 0$, a relation that via (4.12) leads to $x = t\rho$ for some $t \in \mathbb{R}$; since $0 = s(x) = s(t\rho) = t$, it follows that $x = t\rho = 0$. In short,

$$x[I - P + J]\mathbf{1}^0 = 0 \Rightarrow x = 0,$$

and then the matrix $[I - P + J]$ is invertible.

(ii) Since $\rho = \rho P$ and $s(\rho) = 1$, (4.13) shows that $\rho[I - P + J] = \mathbf{1}$; since $I - P + J$ is invertible, by part (i), it follows that ρ is the unique solution of the equation $x[I - P + J] = \mathbf{1}$.

In the following section, the average cost criteria corresponding to the utilities in Example 2.1 and 3.1 will be studied, and the analysis will be based on the following result which, together with (4.7), shows that the relations (4.11) remain valid if the expected averages are replaced by observed averages along the sample trajectories of the state-action process.

THEOREM 4.3. Under Assumptions 2.1 and 4.1 the following assertions (i) and (ii) holds:

(i) For each $x \in S$,

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{k=0}^{n-1} C(X_t, A_t) = g, \quad P_x^f \text{ -a.s.}$$

where f is the stationary policy in (4.9).

(ii) For every $\pi \in \mathcal{P}$ and $x \in S$,

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} \sum_{k=0}^{n-1} C(X_t, A_t) \geq g, \quad P_x^\pi \text{ -a.s.}$$

Via the bounded convergence theorem, the first part follows combining the ergodic property (4.7) with the risk-neutral average optimality of the policy f . As for the second assertion, a proof can be found in Arapostatis *et al.* (1996).

5. Equality of Optimal Average Cost Functions

In this section the optimal average cost functions J_{U^*} and J_{U^*} will be determined for each one of the utilities in Example 2.1. As already noted, such utilities represent different assessments of a random costs. However, the rather surprising conclusion stated below establishes that both the superior and inferior average optimal value functions J_{U^*} and J_{U^*} coincide with the optimal risk-neutral average cost. This conclusion is stated in the corollary at the end of the section, and relies on the following result.

THEOREM 5.1. Let U be any one of the utilities in Example 2.1, and let $(g, h(\cdot))$ be a solution of the risk-neutral average cost optimality equation (4.8).

Let $x \in S$ be arbitrary. Under Assumptions 2.1 and 4.1,

$$J_{U^-}(\pi, x) \geq g, \quad \pi \in \mathcal{P}, \quad (5.1)$$

and

$$J_U(f, x) = g, \quad (5.2)$$

where f is the stationary policy in (4.9).

Proof. Keeping in mind that every utility U in Example 2.1 is continuous and strictly increasing on the nonnegative ray, it follows that for every bounded sequence $(a_n) \subset [0, \infty)$

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} U(a_n) = U(\liminf_{n \rightarrow \infty} a_n), \quad (5.3)$$

whereas if (a_n) is convergent, then

$$\lim_{n \rightarrow \infty} U(a_n) = U(\lim_{n \rightarrow \infty} a_n), \quad (5.4)$$

Recall now that, when the system is driven by the policy π and $X_0 = x$ is the initial state,

$J_{U,n}(\pi, x)$ is the certainty equivalent of $\sum_{k=0}^{n-1} C(X_t, A_t)$ with respect to the utility U , so that

$$U(J_{U,n}(\pi, x)) = E_x^\pi \left[U \left(\sum_{t=0}^{n-1} C(X_t, A_t) \right) \right]; \quad (5.5)$$

see (4.1). Now, to establish the desired conclusions, a separate argument for each one of the utilities in Example 2.1 will be presented.

(a) Let $U = U_\gamma$, the power utility with parameter γ . In this case (5.5) is explicitly given by

$$(J_{U,n}(\pi, x))^\gamma = E_x^\pi \left[\left(\sum_{t=0}^{n-1} C(X_t, A_t) \right)^\gamma \right].$$

Dividing both sides of this equality by n^γ it follows that

$$\left(\frac{J_{U,n}(\pi, x)}{n} \right)^\gamma = E_x^\pi \left[\left(\frac{\sum_{t=0}^{n-1} C(X_t, A_t)}{n} \right)^\gamma \right] \quad (5.6)$$

an equality that, after taking the inferior limit as n goes to ∞ , leads to

$$\begin{aligned} \liminf_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{J_{U,n}(\pi, x)}{n} \right)^\gamma &= \liminf_{n \rightarrow \infty} E_x^\pi \left[\left(\frac{\sum_{t=0}^{n-1} C(X_t, A_t)}{n} \right)^\gamma \right] \\ &\geq E_x^\pi \left[\liminf_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{\sum_{t=0}^{n-1} C(X_t, A_t)}{n} \right)^\gamma \right] \end{aligned}$$

where the second inequality is due to Fatou's lemma. From this point, (4.13) and Theorem 4.3(ii) together yield that

$$\left(\liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{J_{U,n}(\pi, x)}{n} \right)^\gamma \geq E_x^\pi \left[\left(\liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{t=0}^{n-1} C(X_t, A_t)}{n} \right)^\gamma \right] \geq E_x^\pi [(g)^\gamma] = g^\gamma$$

and then

$$J_U(\pi, x) = \liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{J_{U,n}(\pi, x)}{n} \geq g,$$

establishing (5.1). Now, set $\pi = f$ in (5.6) to obtain

$$\left(\frac{J_{U,n}(f, x)}{n} \right)^\gamma = E_x^f \left[\left(\frac{\sum_{t=0}^{n-1} C(X_t, A_t)}{n} \right)^\gamma \right];$$

taking the limit as $n \rightarrow \infty$ in both sides of this equality, Theorem 4.3(i) and the bounded convergence theorem together imply that $\lim_{n \rightarrow \infty} (J_{U,n}(f, x)/n)^\gamma = g^\gamma$. It follows that $(J_{U,n}(f, x)/n)$ is a convergent sequence, and that $g = \lim_{n \rightarrow \infty} J_{U,n}(f, x) = J(f, x)$; see (4.2). This completes the proof for a power utility.

(b) Let $U = \log(x)$, the logarithmic utility. In this case (5.5) becomes

$$\log(J_{U,n}(\pi, x)) = E_x^\pi \left[\log \left(\sum_{t=0}^{n-1} C(X_t, A_t) \right) \right],$$

and adding $-\log(n)$ to both sides of this equality it follows that

$$\log(J_{U,n}(\pi, x)/n) = E_x^\pi \left[\log \left(\sum_{t=0}^{n-1} C(X_t, A_t) / n \right) \right]; \quad (5.7)$$

from this point, taking the inferior limit as n goes to ∞ , Fatou's lemma yields to

$$\begin{aligned} \liminf_{n \rightarrow \infty} \log(J_{U,n}(\pi, x)/n) &= \liminf_{n \rightarrow \infty} E_x^\pi \left[\log \left(\sum_{t=0}^{n-1} C(X_t, A_t) / n \right) \right] \\ &\geq E_x^\pi \left[\liminf_{n \rightarrow \infty} \log \left(\frac{\sum_{t=0}^{n-1} C(X_t, A_t)}{n} \right) \right]. \end{aligned}$$

Combining (4.13) with Theorem 4.3(ii) it follows that

$$\log \left(\liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{J_{U,n}(\pi, x)}{n} \right) \geq E_x^\pi \left[\log \left(\liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{t=0}^{n-1} C(X_t, A_t)}{n} \right) \right] \geq E_x^\pi [\log(g)] = \log(g)$$

and then

$$J_{U-}(\pi, x) = \liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{J_{U,n}(\pi, x)}{n} \geq g,$$

completing the proof of (5.1). Next, take $\pi = f$ in (5.7) to obtain

$$\log \left(\frac{J_{U,n}(f, x)}{n} \right) = E_x^f \left[\log \left(\frac{\sum_{t=0}^{n-1} C(X_t, A_t)}{n} \right) \right];$$

after taking the limit as $n \rightarrow \infty$ in both sides of this equality, via Theorem 4.3(i) and the bounded convergence theorem it follows that $\lim_{n \rightarrow \infty} \log(J_{U,n}(f, x)/n) = \log(g)$, which is equivalent to $g = \lim_{n \rightarrow \infty} J_{U,n}(f, x) = J(f, x)$, concluding the argument for the logarithmic utility.

(c) Let $U = (x - a)^3$. In this framework, the equality (5.5) establishes that

$$(J_{U,n}(\pi, x) - a)^3 = E_x^\pi \left[\left(\sum_{t=0}^{n-1} C(X_t, A_t) - a \right)^3 \right];$$

dividing by n^3 in both sides of this relation it follows that

$$\left(\frac{J_{U,n}(\pi, x)}{n} - \frac{a}{n} \right)^3 = E_x^\pi \left[\left(\frac{1}{n} \sum_{t=0}^{n-1} C(X_t, A_t) - \frac{a}{n} \right)^3 \right], \quad (5.8)$$

a relation that, via Fatou's lemma, leads to

$$\begin{aligned} \liminf_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{J_{U,n}(\pi, x) - a}{n} \right)^3 &= \liminf_{n \rightarrow \infty} E_x^\pi \left[\left(\frac{1}{n} \sum_{t=0}^{n-1} C(X_t, A_t) - \frac{a}{n} \right)^3 \right] \\ &\geq E_x^\pi \left[\liminf_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{1}{n} \sum_{t=0}^{n-1} C(X_t, A_t) - \frac{a}{n} \right)^3 \right]. \end{aligned}$$

Using that $x \mapsto (x - a)^3$ is increasing, Theorem 4.3(ii) implies that

$$\left(\liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{J_{U,n}(\pi, x)}{n} \right)^3 \geq E_x^\pi \left[\left(\liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{\sum_{t=0}^{n-1} C(X_t, A_t)}{n} \right)^3 \right] \geq E_x^\pi [g^3] = g^3,$$

so that

$$J_{U^-}(\pi, x) = \liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{J_{U,n}(\pi, x)}{n} \geq g.$$

To conclude, select $\pi = f$ in (5.8) to obtain

$$\left(\frac{J_{U,n}(f, x) - a}{n} \right)^3 = E_x^f \left[\left(\frac{\sum_{t=0}^{n-1} C(X_t, A_t)}{n} - \frac{a}{n} \right)^3 \right];$$

letting n increase to ∞ , Theorem 4.3(i) and the bounded convergence theorem together imply that $\lim_{n \rightarrow \infty} (J_{U,n}(f, x)/n)^3 = g^3$, which is equivalent to $g = \lim_{n \rightarrow \infty} J_{U,n}(f, x)/n = J(f, x)$.

COROLLARY 5.1. *For each one of the utility functions U in Example 2.1, the following assertions (i) and (ii) hold:*

- (i) *For every $x \in S$, $J_{U^*}(x) = J_{U^-}(x) = g$, where g is the optimal risk-neutral average cost.*
- (iii) *A stationary policy f is U -average optimal if, and only if, f is risk-neutral average optimal.*

Proof. (i) Combining (4.5) and (5.1), it follows that

$$J_{U^*}(x) = \inf_{\pi \in \mathcal{P}} J_{U^-}(\pi, x) \geq g, x \in S$$

On the other hand, if f is as in (4.9), the relations (4.3) and (5.2) together yield that

$$J_{U^*}(x) \leq J_U(f, x) = g, x \in S.$$

These two last displays yield that $J_{U^*}(\cdot) \leq J_U(\cdot) = g$, and the first assertion follows via (4.6).

Next, part (ii) follows from part (i).

6. The Cone Property

The result presented in this section can be briefly described as follows: If different utilities render the same average optimal value function, say $J(\cdot)$, and share an optimal stationary policy, then the optimal average index of any combination of those utilities also coincides with J . To state this result in a precise manner, let U_0 be a fixed (continuous and strictly increasing) utility function defined on $[0, \infty)$ and assume that the following properties hold for U_0 :

$$J_{U_0^-}(x) = J_{U_0^0}(x) \equiv J(x), x \in S, \quad (6.1)$$

and, for some policy $f \in \text{IF}$,

$$J_{U_0}(f, x) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} J_{U_0,n}(f, x) = J(x), x \in S \quad (6.2)$$

Note that, by Theorem 4.1, under Assumptions 2.1 and 4.1 these conditions are satisfied if U_0 is the identity function.

DEFINITION 6.1. *The family \mathcal{U} consists of all continuous and strictly increasing utility functions U on $[0, \infty)$ satisfying the following requirement:*

$$J_{U^-}(x) = J_U(x) = J(x), x \in S$$

and

$$J_U(f, x) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} J_{U,n}(f, x) = J(x), x \in S, \quad (6.3)$$

f is as in (6.2).

where

THEOREM 6.1. *The family \mathcal{U} is a cone, that is,*

$$U \in \mathcal{U} \Rightarrow cU \in \mathcal{U} \text{ for every } c > 0, \quad (6.4)$$

and

$$U_1 U_2 \in \mathcal{U} \Rightarrow U_1 + U_2 \in \mathcal{U}. \quad (6.5)$$

Proof. As already noted in Section 3, the certainty equivalent of a random cost is not altered if the underlying utility function is multiplied by a positive constant. Therefore, from (4.1) it follows that if $c > 0$ then $J_{cU,n}(x) = J_{U,n}(x)$ for every state x . Hence, (4.2)–(4.5) yield that $J_{cU^*}(\cdot) = J_{U^*}(\cdot)$ and $J_{cU^-}(\cdot) = J_{U^-}(\cdot)$, and (6.4) follows from Definition 6.1. To establish (6.5), let $U_1, U_2 \in \mathcal{U}$ be arbitrary, and note the following facts (a)–(c):

(a) Let $\pi \in \mathcal{P}$ and $x \in S$ be arbitrary. With respect to $U_1 + U_2$ the inferior average cost under policy π at state x satisfies

$$J_{(U_1+U_2)-}(\pi, x) \geq J(x). \quad (6.6)$$

To establish this assertion, note that Definition 6.1 and the inclusions $U_1, U_2 \in \mathcal{U}$ yield that, for $i = 1, 2$,

$$\liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} J_{U_i, n}(\pi, x) \geq J_{U_i-}^*(x) = J(x).$$

Therefore, given $\varepsilon \in (0, kCk)$, there exists a positive integer N such that

$$\frac{1}{n} J_{U_i, n}(\pi, x) > J(x) - \varepsilon, \quad n \geq N, \quad i = 1, 2. \quad (6.7)$$

Now, consider the certainty equivalent $J_{U_1+U_2, n}(\pi, x)$, which satisfies

$$\begin{aligned} [U_1 + U_2] J_{U_1+U_2, n}(\pi, x) &= E_x^\pi \left[[U_1 + U_2] \left(\sum_{k=0}^{n-1} C(X_t, A_t) \right) \right] \\ &= E_x^\pi \left[U_1 \left(\sum_{k=0}^{n-1} C(X_t, A_t) \right) \right] + E_x^\pi \left[U_2 \left(\sum_{k=0}^{n-1} C(X_t, A_t) \right) \right] \\ &= U_1 J_{U_1, n}(\pi, x) + U_2 J_{U_2, n}(\pi, x). \end{aligned} \quad (6.8)$$

Next, observe that (6.7) yields that

$$J_{U_1, n}(x) \geq n[J(x) - \varepsilon] \quad \text{and} \quad J_{U_2, n}(x) \geq n[J(x) - \varepsilon], \quad n \geq N.$$

These two last displays yield that, for $n \geq N$,

$$\begin{aligned} [U_1 + U_2] J_{U_1+U_2, n}(\pi, x) &\geq U_1 (n[J(x) - \varepsilon]) + U_2 (n[J(x) - \varepsilon]) \\ &= [U_1 + U_2] (n[J(x) - \varepsilon]), \end{aligned}$$

that is,

$$J_{U_1+U_2, n}(\pi, x) \geq n[J(x) - \varepsilon],$$

and then

$$k=0 \quad \frac{1}{n} J_{U_1+U_2, n}(\pi, x) \geq J(x) - \varepsilon, \quad n \geq N,$$

so that

$$J_{(U_1+U_2)-}(\pi, x) = \liminf_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} J_{U_1+U_2, n}(\pi, x) \geq J(x) - \varepsilon,$$

and (6.6) follows, since ε is an arbitrary number in $(0, kCk)$.

(b) It will be shown that

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{1}{n} J_{(U_1+U_2), n}(f, x) = J(x). \quad (6.9)$$

To establish this assertion, set $\pi = f$ in (6.8) to obtain

$$[U_1 + U_2] (JU_1 + U_2, n(f, x)) = U_1 (JU_1, n(f, x)) + U_2 (JU_2, n(f, x)).$$

On the other hand, since $U_1, U_2 \in \mathcal{U}$ the requirement (6.3) yields that, for each $\varepsilon \in (0, kCk)$, there

exists a positive integer N such that

$$J(x) - \varepsilon \leq \frac{1}{n} J_{U_i, n}(f, x) \leq J(x) + \varepsilon, \quad i = 1, 2, \quad n \geq N.$$

Recalling the functions U_1 and U_2 are increasing, this last property and the previous display together yield that, for $n \geq N$

$$\begin{aligned} [U_1 + U_2] J_{U_1+U_2, n}(f, x) &\geq U_1 (n[J(x) - \varepsilon]) + U_2 (n[J(x) - \varepsilon]) \\ &= [U_1 + U_2] (n[J(x) - \varepsilon]) \end{aligned}$$

as well as

$$\begin{aligned} [U_1 + U_2] J_{U_1+U_2, n}(f, x) &\leq U_1 (n[J(x) + \varepsilon]) + U_2 (n[J(x) + \varepsilon]) \\ &= [U_1 + U_2] (n[J(x) + \varepsilon]). \end{aligned}$$

Therefore, since $U_1 + U_2$ is strictly increasing, for each $n \geq N$,

$$n[J(x) - \varepsilon] \leq J_{U_1+U_2, n}(f, x) \leq n[J(x) + \varepsilon],$$

and then

$$J(x) - \varepsilon \leq \frac{1}{n} J_{U_1+U_2, n}(f, x) \leq J(x) + \varepsilon, \quad n \geq N.$$

Since $\varepsilon \in (0, kCk)$ is arbitrary, this relation yields that (6.9) holds. To conclude, observe that (6.6) implies that, for every $x \in S$,

$$J_{(U_1+U_2)-}^*(x) = \inf_{\pi \in \mathcal{P}} J_{(U_1+U_2)-}(\pi, x) \geq J(x),$$

whereas (6.9) yields that

$$J(x) = JU_1 + U_2(f, x) \geq JU_1^* + U_2(x);$$

see (4.2) and (4.3). These two last display together imply that

$$J_{(U_1+U_2)-}^*(x) \geq J(x) \geq J_{U_1+U_2}^*(x);$$

since, $J_{(U_1+U_2)-}^*(x) \leq J_{U_1+U_2}^*(x)$ it follows that

$$J_{(U_1+U_2)-}^*(x) = J_{U_1+U_2}^*(x) = J(x), \quad x \in S.$$

By Definition 6.1, this relation and (6.9) together imply that $U_1 + U_2 \in \mathcal{U}$.

REFERENCES

ARAPOSTATHIS, A.; V. K. Borkar, E. Fernández-Gaucherand, M. K. Ghosh, and S. I. Marcus (1993). Discrete-time controlled Markov processes with average cost

- criterion: A survey, *SIAM Journal on Control and Optimization*, **31**, 282–344.
- BÄUERLE, N. and Reider, U. (2011), *Markov Decision Processes with Applications to Finance*, Springer, New York.
- BÄUERLE, N. and Reider, U. (2013), More Risk-Sensitive Markov Decision Processes, *Mathematics of Operations Research*, To appear (Available on line from INFORMS web page).
- BERTESEKAS, D. P. (2004). *Dynamic Programming and Optimal Control*, Athena Scientific, Boston.
- HERNÁNDEZ-LERMA, O. (1989), *Adaptive Markov Control Processes*, Springer, New York.
- HOWARD, A. R. AND MATHESON, J. E. (1972), Risk-sensitive Markov decision processes, *Management Sciences*, **18**, 356-369.
- SENNOTT, L. I. (1998), *Stochastic Dynamic Programming and the Control of Queueing Systems*, Wiley, New York.

La administración de progesterona reduce los ciclos estrales cortos sin disminuir la respuesta estral y ovulatoria en cabras anéstricas del subtrópico mexicano expuestas a machos cabríos foto-estimulados

Progesterone administration reduces the incidence of short cycles without decreasing estrus and ovulatory responses in anestrus goats from mexican subtropic exposed to photo-stimulated bucks

Dora María Cortinas-Reyes¹, Gerardo Duarte-Moreno^{1*}

¹Centro de Investigación en Reproducción Caprina, Departamento de Ciencias Médico Veterinarias. Universidad Autónoma Agraria Antonio Narro, Periférico Raúl López Sánchez y Carretera a Santa Fe. Torreón, Coahuila. CP 27054. Tel: 871 729 76 42. Email: damor_g@hotmail.com (*Autor responsable).

RESUMEN

El objetivo del presente estudio fue determinar si la administración de progesterona, previo al efecto macho, reduce la incidencia de ciclos cortos sin disminuir la respuesta estral y ovulatoria en cabras anéstricas del subtrópico mexicano [26°N]. Se utilizaron 53 cabras multíparas anovulatorias, originarias de la Comarca Lagunera [26° latitud N], las cuales se dividieron en tres grupos, de acuerdo con su condición corporal (1.5 ± 0.1 puntos; $P > 0.05$): a un grupo control (GC; $n = 17$) no se le aplicó el tratamiento hormonal de progesterona, a otro grupo (G48h; $n = 18$) se le aplicó 20 mg de progesterona IM 48 h antes de la introducción del macho, y a otro (G0h; $n = 18$) se le suministró la misma dosis de progesterona IM, pero al momento de la introducción del macho. Se utilizaron tres machos vasectomizados, sexualmente activos, sometidos a un tratamiento fotoperiódico. Se determinó el comportamiento estral por observación, cada 12 h con 30 min, durante 10 días. El porcentaje de cabras que ovuló se determinó por ultrasonografía transrectal, a los 18 días posteriores a la introducción de los machos. La mayoría de las cabras de los tres grupos presentó actividad estral durante los 10 días de detección de estro ($>80\%$; $P > 0.05$). El porcentaje de ciclos cortos fue menor en el G48h (17.6%) y el G0h (33.3%), que en el GC (90%; $P < 0.05$). Por el contrario, el porcentaje de cabras que ovularon no difirió entre grupos siguientes: G48h, 94%; G0h, 100%; GC, 88% ($P > 0.05$). En conclusión, la administración de progesterona reduce la incidencia de ciclos cortos, sin disminuir la manifestación de estros y ovulaciones en cabras anéstricas locales y expuestas a machos cabríos fotoestimulados.

Palabras clave: cabras, anoestro, efecto macho, progesterona exógena.

ABSTRACT

The aim of this study was to determine if the administration of progesterone reduces the incidence of short cycles without decreasing estrus and ovulatory responses in anestrus goats from mexican subtropic [26°N] exposed to photo-stimulated bucks. We used 53 multiparous anovulatory goats from Comarca Lagunera, which were divided in 3 groups; the control group did not receive any progesterone treatment before being subjected to the photo-stimulated buck [GC; $n = 17$]. Two others groups of females received 20 mg of progesterone IM 48 h before male introduction or at male introduction (G48h and G0h, respectively, $n = 18$). We used 3 vasectomized males rendered sexually active by a photoperiodic treatment (16 h of light from November 1st until January 15th). Estrous behavior was determined by observation every 12 h for 30 min during 10 days. The percentage of goats that ovulated was determined by transrectal ultrasonography 18 days after the introduction of males. In all groups of goats showed estral activity ($>80\%$) and it did not differ between groups. The percentage of short displayed by the goats was lower in the G48h, 17.6% and G0h, 33.3% than GC, 90%, ($P < 0.05$). In contrast, the percentage of goats that ovulated did not differ between groups: G48h, 94%; G0h, 100%; GC, 88% ($P > 0.05$). We concluded, the administration of progesterone reduces the incidence of short cycles without decreasing estrus and ovulatory responses in anestrus local goats exposed to photo-stimulated bucks.

Key words: goats, anoestrus, male effect, exogenous progesterone.

INTRODUCCIÓN

Existen razas caprinas en latitudes templadas y subtropicales que manifiestan estacionalidad reproductiva que favorece la sobrevivencia de las crías, porque permite que los partos concuerden con el incremento de disponibilidad de alimento y con variaciones de temperatura que no son extremas, como las que se registran durante los inviernos en latitudes subtropicales (Bronson, 1985). Para romper esta estacionalidad se ha utilizado el efecto macho, bioestimulación sexual que consiste en introducir machos sexualmente activos a un grupo de cabras anéstricas, para estimular la secreción de la hormona luteinizante (LH), y así conducir las a la manifestación del estro y la ovulación (Walkden-Brown *et al.*, 1993; Delgadillo *et al.*, 2002).

La respuesta de las cabras anéstricas y expuestas al efecto macho, se caracteriza porque un alto porcentaje (75%) de hembras manifiestan un ciclo estral corto de seis días, lo que provoca que no exista una sincronía en los estros (Chemineau, 1987; Walkden-Brown *et al.*, 1993; Flores *et al.*, 2000).

Por tal motivo, se han utilizado tratamientos hormonales como la aplicación de progesterona (P4), conjuntamente con el efecto macho. La aplicación de esta hormona antes del efecto macho, reduce los ciclos cortos y conduce a una mejor sincronización de los estros en las hembras caprinas (Chemineau, 1985; López-Sebastián *et al.*, 2007). En efecto, la aplicación de progesterona, a la vez que la introducción del macho, reduce la incidencia de los ciclos cortos (Chemineau, 1985; Díaz-Delfa *et al.*, 2002; Chemineau *et al.*, 2006).

En Túnez, al tratar las cabras con progesterona, la manifestación de ciclos cortos fue de 15% (Lassoued *et al.*, 1995). González-Bulnes *et al.* (2006) también demostraron que las cabras de la raza Murciano-Granadina que recibieron progesterona y se les introdujo el efecto macho, tuvieron una incidencia de ciclos cortos 6.9% y aumentó la sincronización de los estros. En las ovejas de la raza Merino con las que se utilizó este mismo método, ninguna manifestó ciclo corto (Pearce *et al.*, 1985).

El objetivo del presente estudio fue determinar si en las cabras anéstricas locales, la administración de progesterona, previo al efecto macho, reduce la incidencia de ciclos cortos sin disminuir la manifestación de estros y ovulaciones.

MATERIALES Y MÉTODOS

Descripción y localización del área de estudio

El presente estudio se realizó en el municipio de Matamoros, Coahuila (latitud 26° 23' N y longitud 104° 47' O; a una altitud de 1100 msnm), durante marzo y abril. En estos meses, las cabras locales presentan un periodo de anestro estacional o reposo sexual (Duarte *et al.*, 2010). La Comarca Lagunera se caracteriza por tener un clima seco, con un promedio de precipitación anual de 266 mm. La temperatura media anual es de 21° C. El fotoperiodo en esta región varía de 13 h 41 min de luz en el solsticio de verano, a 10 h 19 min en el solsticio de invierno.

Animales y su manejo

Las cabras y los machos cabríos se alimentaron con 1.5 kg de heno de alfalfa (14% PC), 200 g de avena y 300 g de concentrado comercial (14% de PC; 1.7 MCal) por animal. Además, se les proporcionó sales minerales en bloques y agua potable *ad libitum*. Previo al estudio se les realizó una ultrasonografía (US) transrectal utilizando un Scanner Model-B (Aloka SSD, Tokio, Japón), equipado con un transductor lineal de 7.5 MHz para identificar la ausencia de cuernos lúteos y determinar que estuvieran acíclicas.

Diseño experimental

Se utilizaron 52 cabras adultas y multíparas, que se dividieron en tres grupos de acuerdo con su condición corporal (1.5 ± 0.1 puntos); ésta se determinó mediante la técnica descrita por Walkden-Brown *et al.* (1997), que consiste en la palpación de la masa muscular y grasa entre las apófisis espinosas y laterales de la región lumbar, para la cual se utilizó una escala de 1 a 4 (1 = magra o delgada y 4 = gorda). Las cabras del GC (n = 17) no recibieron tratamiento hormonal al introducir el macho, a las cabras del grupo G48h (n = 18) se les aplicó 20 mg de progesterona IM 48 h antes de introducirlo, en tanto que a las del grupo G0h (n = 18) se les aplicó la misma dosis de progesterona IM al momento de la introducción del macho.

Tres machos vasectomizados se indujeron a la actividad sexual, al someterlos artificialmente a 16 h de luz por día durante 2.5 meses: del 1° de noviembre al 15 de enero. Durante el periodo de medición del estro por observación, los tres machos vasectomizados y fotoestimulados fueron cambiados cada 12 h entre los tres grupos de cabras.

Variables determinadas

Comportamiento estral. El comportamiento estral se determinó dos veces al día (8:00 y 18:00 horas) por 30 min, durante los 10 días de detección de estro. Antes de iniciar la detección del comportamiento estral, los machos fueron cambiados entre los grupos de hembras para que estuvieran estimulados por la novedad de estar en contacto con otras hembras. Con este cambio, los machos mostraron un mayor comportamiento sexual. Se consideró que una cabra estaba en estro, cuando permitía la monta del macho y permanecía inmóvil, y se estimó como un ciclo corto, cuando la duración del inicio de un estro a otro era menor a 17 días (Chemineau *et al.*, 1992).

Determinación de la ovulación. El porcentaje de cabras que ovularon se determinó por ultrasonografía transrectal a los 18 días posteriores a la introducción de los machos. La presencia de al menos un cuerpo lúteo, se consideró como ovulación.

Análisis estadístico. La proporción de cabras que manifestaron estro, ovulación y ciclos cortos, se analizaron mediante la prueba de Chi², que al indicar diferencia significativa entre grupos, se realizó la prueba exacta de Fisher (SYSTAT 13; Chicago, IL).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

El porcentaje de cabras que presentaron estro y ovulación fue similar entre el GC, G48h y el G0h ($P>0.05$), según se muestra en el Cuadro 1. Estos resultados concuerdan con otros autores que señalan que más del 80% de las cabras sometidas al efecto macho y tratadas con progesterona, manifiestan al menos un estro y ovulan (Chemineau, 1985; Las-

soued *et al.*, 1995; González-Bulnes *et al.*, 2006). Por otro lado, el porcentaje de cabras que manifestaron ciclos cortos fue menor en el G48h y G0h que en el GC ($P<0.05$), y no se registró diferencia entre el G48h y G0h ($P>0.05$), como se aprecia en el Cuadro 1. La duración de estos ciclos fue de 5.7, 5.8 y 6.2 días, para el GC, el G48h y el G0h, respectivamente ($P>0.05$). Los resultados del presente estudio demostraron que la aplicación de progesterona reduce de manera considerable la manifestación de los ciclos cortos de las cabras estimuladas mediante el efecto macho. El porcentaje de ciclos estrales cortos fue menor en los dos grupos de cabras a los que se les aplicó progesterona antes de la introducción de los machos, en comparación con aquellas que no se trataron con progesterona. Estos resultados concuerdan con otros estudios en cabras y ovejas, donde la administración de progesterona exógena en conjunto con el efecto macho, resultó eficiente para reducir o suprimir la frecuencia de ciclos cortos (Chemineau, 1985; Lassoued *et al.*, 1995; Díaz-Delfa *et al.*, 2002; González-Bulnes *et al.*, 2006).

Aunque aún no está muy claro el mecanismo de la supresión de los ciclos cortos con la aplicación de progesterona antes del efecto macho, diversos estudios proponen que la aplicación de progesterona sincroniza la respuesta de las hembras al efecto macho donde los folículos jóvenes crecen y permiten que ocurra la ovulación, como resultado del aumento de la frecuencia de secreción de LH inducida por el macho, mientras que los folículos viejos se atresian (Pearce *et al.*, 1985; Menchaca y Rubianes, 2001; González-Bulnes *et al.*, 2006).

La importancia de este estudio es que, además reducir la incidencia de los ciclos cortos en las cabras

Cuadro 1. Respuesta de la actividad estral, ovulatoria y duración de los ciclos cortos de las cabras sin tratamiento hormonal (GC) y las tratadas con progesterona (G48h y G0h).

Grupo	Estro (%)	Ovulación (%)	Ciclos cortos (%)	Duración de ciclos cortos (Días)
GC	94a	88a	90b	5.7a
G48h	94a	94a	17a	5.8a
G0h	83a	100a	33a	6.2a

Literales diferentes indican diferencia significativa ($P<0.05$).

expuestas a machos cabríos foto-estimulados y a las que se les aplicó progesterona, con la aplicación de esta hormona disminuye su manifestación estral y ovulatoria. La mayoría de las cabras de los tres grupos presentó al menos un estro en los primeros 10 días de haberlas expuesto a los machos cabríos foto-estimulados.

CONCLUSIÓN

Se concluyó que la administración de progesterona previa al efecto macho, reduce considerablemente la incidencia de ciclos cortos y aumenta la sincronización de los estros, sin disminuir las ovulaciones en cabras anéstricas del subtrópico mexicano (26°N).

LITERATURA CITADA

- BRONSON, F.H. 1985. Mammalian reproduction: an ecological perspective. *Biology of Reproduction*, 32: 1-26.
- CHEMINEAU, P. 1985. Effects of a progestagen on buck-induced short ovarian cycles in the creole meat goat. *Animal Reproduction Science*, 9: 87-94.
- CHEMINEAU, P. 1987. Possibilities for using bucks to stimulate ovarian and oestrous cycles in anovulatory goats (Review). *Livestock Production Science*, 17: 135-147.
- CHEMINEAU, P., Pellicer-Rubio, M.T., Lassoued, N., Khaldi, G., Monniaux, D. 2006. Male-induced short oestrous and ovarian cycles in sheep and goats: a working hypothesis. *Reproduction, Nutrition and Development*, 46: 417-429.
- DELGADILLO, J.A., Flores, J.A., Véliz, G., Hernández, H.F., Duarte, G., Vielma, J., Poindron P., Chemineau, P., Malpoux, B. 2002. Induction of sexual activity in lactating anovulatory female goats using male goats treated only with artificially long days. *Journal of Animal Science*, 80: 2780-2786.
- DÍAZ-DELFA, C., González-Bulnes, A., Haba Nuévalos, E., Guirao Moya, J., Lobera Lössel, J.B., Urrutia López, B., Carrizosa Durán, J., López-Sebastián, A. 2002. Inducción y sincronización de ovulaciones en cabras de raza Murciano-Granadina mediante la utilización del efecto macho y progesterona. XXVII Jornadas Científicas de la Sociedad Española de Ovinotecnia y Caprinotecnia, 1017-1021.
- DUARTE, G., Nava-Hernández, M.P., Malpoux, B., Delgadillo, J.A. 2010. Ovulatory activity of female goats adapted to the subtropics is responsive to photoperiod. *Animal Reproduction Science*, 120: 65-70.
- FLORES, J.A., Véliz, F.G., Pérez-Villanueva, J.A., Martínez de la Escalera, G., Chemineau, P., Poindron, P., Malpoux, B., Delgadillo, J.A. 2000. Male reproductive condition is the limiting factor of efficiency in the male effect during seasonal anestrus in female goats. *Biology of Reproduction*, 62: 1409-1414.
- GONZÁLEZ-BULNES, A., Carrizosa, J.A., Urrutia, B., López-Sebastián, A. 2006. Oestrous behaviour and development of preovulatory follicles in goats induced to ovulate using the male effect with and without progesterone priming. *Reproduction Fertility and Development*, 18: 745-750.
- LASSOUED, N., Khaldi, G., Cognié, Y., Chemineau, P., Thimonier, J. 1995. Effect of progesterone on ovulation length and duration of the ovarian cycle induced by the male effect in the Barbarine ewe and the local Tunisian goat. *Reproduction Nutrition and Development*, 35: 415-426.
- MENCHACA, A., Rubianes, E. 2001. Effect of high progesterone concentrations during the early luteal phase on the length of the ovulatory cycle of goats. *Animal Reproduction Science*, 68: 69-76.
- PEARCE, D.T., Robinson, T.J. 1985. Plasma progesterone concentrations, ovarian and endocrinological responses and sperm transport in ewes with synchronized oestrus. *Journal Reproduction and Fertility*, 75: 49-62.
- WALKDEN-BROWN, S.W., Restall, B.J., Henniawati. 1993. The male effect in the Australian cashmere goat. 1. Ovarian and behavioural response of seasonally anovulatory does following the introduction of bucks. *Animal Reproduction Science*, 32: 41-53.
- WALKDEN-BROWN, S.W., Restall, B.J., Scaramuzzi, R.J., Martin, G.B., Blackberry, M.A. 1997. Seasonality in male Australian Cashmere goats: long term effect of castration and testosterone or estradiol treatment on changes in LH, FSH and prolactin concentrations, and body growth. *Small Ruminant Research*, 26: 239-252.

Potencial genético en tomate para rendimiento y resistencia a *Fusarium oxysporum* f sp *lycopersici*

Genetic potential in tomato for yield and resistance to *fusarium oxysporum* f. Sp. *Lycopersici*

Odilón Gayosso-Barragán^{1*}, Alfonso López-Benítez²,
Fernando Borrego-Escalante², José Espinoza-Velázquez²

Maestría en Ciencias en Fitomejoramiento^{1*}, Departamento de Fitomejoramiento², Universidad Autónoma Agraria Antonio Narro, Calzada Antonio Narro 1923, Buenavista 25315, Saltillo, Coahuila, México. gayosso_0188@yahoo.com.mx.
[*Autor responsable]

RESUMEN

El objetivo de este estudio fue estimar la Aptitud Combinatoria (AC) en siete líneas de tomate (*Solanum lycopersicum* L.) y sus 21 híbridos F1 para características agronómicas importantes, e identificar niveles de resistencia a la raza 3 de *Fusarium oxysporum* f. sp. *lycopersici* (Fol). El trabajo se realizó en un invernadero de la Universidad Autónoma Agraria Antonio Narro (UAAAN), Buenavista, Saltillo, durante los ciclos agrícolas O-I 2013 y P-V 2014. Los efectos genéticos se analizaron con el método 2, modelo I, de Griffing (1956); se estimó un índice de enfermedad para determinar el avance y la respuesta de los progenitores y sus cruzas F1 a Fol, mediante el área bajo la curva de progreso de la enfermedad (ABCPE). Se observaron diferencias significativas ($p \leq 0.01$) para los efectos de aptitud combinatoria general (ACG) y aptitud combinatoria específica (ACE) para diámetro ecuatorial, diámetro polar, peso promedio de fruto, número de frutos por planta, peso de frutos por planta y rendimiento. Los valores más altos de ACG y ACE para rendimiento se observaron en las líneas D4, D3, K3 y en los híbridos K3 x D4, R1 x Y53, D3 x IR13 y F3 x Y53. Los efectos de tipo no aditivo (ACE) se observaron en mayor proporción que los efectos aditivo (ACG). La línea D3 presentó buena aptitud combinatoria para rendimiento y resistencia a Fol, por lo que puede utilizarse en un programa de mejoramiento genético para estas características.

Palabras clave: *Solanum lycopersicum*, resistencia genética, aptitud combinatoria

ABSTRACT

The objective of this study was to estimate the combining ability (AC) of seven lines of tomato (*Solanum lycopersicum* L.) and their 21 F₁ hybrids for important agronomic traits and to identify levels of resistance to race 3 of *Fusarium oxysporum* f. sp. *lycopersici* (Fol). The work was carried out in a greenhouse of the Universidad Autónoma Agraria Antonio Narro (UAAAN), at Buenavista, Saltillo, Coahuila, Mexico, in the agricultural cycles autumn-winter 2013 and spring-summer 2014. Genetic effects were analyzed using the method 2 model I of Griffing (1956). A disease index was estimated to determine the reaction of parents and F1 crosses to Fol by means of the area under the disease progress curve (AUDPC). Significant differences were observed ($p \leq 0.01$) in general combining ability (GCA) and specific combining ability (SCA) for equatorial diameter, polar diameter, fruit weight, number of fruit per plant, weight of fruit per plant and yield. The highest values of GCA and SCA for yield were observed in the lines D4, D3, K3 and in the hybrids K3 x D4, R1 x Y53, D3 x IR13 and F3 x Y53. The not additive effects (SCA) were observed in greater proportions than the additive effects (GCA). Line D3 showed good combining ability for yield and resistance to Fol and therefore may be used in a genetic improvement program to improve these traits.

Key words: *Solanum lycopersicum*, genetic resistance, combining ability

INTRODUCCIÓN

El tomate (*Solanum lycopersicum* L.) es la hortaliza más difundida en todo el mundo y la de mayor valor económico; su demanda aumenta continuamente y, por lo tanto, su cultivo, producción y comercio. En el rubro de la producción, México ocupó en 2013 el undécimo lugar con 2.7 millones de toneladas y una superficie sembrada de 48,234 ha. En el mismo año, el promedio general de rendimiento se calculó en 57.21 t ha¹, y los principales estados productores fueron: Sinaloa con 983,288 t, Baja California con 196,452 t, Zacatecas con 143,905 t, San Luis Potosí con 14,108 t, y Jalisco con 134,436 t (SAGARPA-SIAP, 2013).

Este cultivo tiene una trascendencia social muy importante, puesto que una parte considerable de la población económicamente activa se encuentra relacionada directa o indirectamente con este cultivo, además de ser fuente de empleo para un importante número de familias en México. El comercio internacional del tomate se concentra principalmente en Estados Unidos de América y en la Unión Europea. En el caso de EE.UU., sus importaciones provienen de México y de Canadá (Lucero *et al.*, 2012).

Al tomate, como a todos los cultivos, lo afectan diferentes factores que limitan su producción y, por ende, su rentabilidad. Entre los factores más importantes que perjudican el desarrollo normal de este cultivo se encuentran las enfermedades de tipo infeccioso provocadas por hongos, las cuales se presentan en la mayoría de las zonas tomateras de México.

Una de las enfermedades más importantes es la marchitez vascular que causa el *Fusarium oxysporum* f. sp. *lycopersici* (Sacc.) Snyder y Hansen, responsable de pérdidas en los rendimientos de hasta 60%, ya que afecta también la calidad del producto (Amaral *et al.*, 2008). Aun cuando el hongo tiene una gran capacidad genética para generar variantes en apariencia y coloración de las colonias, así como en la producción de microconidios y clamidosporas (Zunilde y Sanabria, 2001), a la fecha solamente se han generado tres razas fisiológicas, las cuales se distinguen por su virulencia en materiales diferenciales de tomate que contienen distintos genes de resistencia (Cai *et al.*, 2003).

El uso de cultivares resistentes es un método de control barato, seguro, no contaminante y confiable para controlar las enfermedades en la producción agrícola (Oyervides, 1999). En tomate, este método es el más satisfactorio para el control de la enferme-

dad (Blancard, 1997), por lo que encontrar variedades de tomate capaces de resistir los daños causados por esta enfermedad, es una de las soluciones más importantes. En mejoramiento de plantas, las cruzas dialélicas han sido muy empleadas para encontrar progenitores que muestren parámetros sobresalientes en cuanto a aptitud combinatoria, respecto de caracteres agronómicos importantes (Dorantes *et al.*, 2008).

Entre los diseños genéticos de apareamiento que más se utilizan para encontrar genotipos con características sobresalientes por su aptitud combinatoria general (ACG) y específica (ACE), están los propuestos por Haynman (1954), Griffing (1956), Gardner y Eberhart (1966). Mediante estos diseños el mejorador logra una mayor eficacia, pues le permite seleccionar líneas o genotipos de buen comportamiento promedio, provenientes de una serie de cruzamientos dialélicos (Gutiérrez *et al.*, 2004).

En un estudio sobre potencial genético en siete líneas de tomate (*S. lycopersicum* L.), Guerra (2010) determinó que los efectos de aptitud combinatoria general fueron superiores a los de aptitud combinatoria específica, con lo que logró identificar el método de mejoramiento más adecuado para las líneas progenitoras.

Con base en parámetros genéticos para rendimiento y resistencia a *Fusarium oxysporum* f. sp. *lycopersici* (Fol), Hernández (2013) seleccionó genotipos de tomate (*S. lycopersicum* L.), y encontró una gran variabilidad con características sobresalientes de aptitud combinatoria general y específica para la selección y avance en la siguiente generación.

La presente investigación se planteó con el objetivo de estimar la ACG y la ACE en siete líneas de tomate y sus cruzas en relación con características agronómicas importantes para el rendimiento, así como para resistencia a la raza 3 de *Fusarium oxysporum* f. sp. *lycopersici* (Fol).

MATERIALES Y MÉTODOS

El material genético que se utilizó en este trabajo se constituyó de líneas generadas en el área de Fisiotécnica de la UAAAN, además de las 21 cruzas F1 directas, de acuerdo con un diseño dialélico que involucró a los progenitores (Cuadro 1).

La siembra de los siete progenitores se realizó en un invernadero, en charolas de poliestireno de 200 cavidades rellenas de *peat-moss*, en septiembre de

2013. Se trasplantaron cinco plantas por cada progenitor 40 días después de la siembra, en macetas de cuatro litros de capacidad, las cuales se colocaron en el mismo invernadero. Para facilitar el proceso de cruzamientos, se establecieron dos fechas de siembra con un intervalo de tiempo de 15 días. La aplicación del agua de riego se realizó de forma manual: un litro por planta tres veces por semana en las primeras etapas, que se aumentó a cinco veces en la etapa de floración y amarre de fruto. Los 21 híbridos se obtuvieron mediante la metodología propuesta por Argerich y Gaviola (1995).

La siembra de los 28 materiales (cruzas y progenitores) se realizó en charolas de poliestireno en invernadero; el trasplante en campo se llevó a cabo en junio de 2014, cuando las plántulas tenían de tres a cuatro hojas verdaderas y una altura de 25 cm, en un lote experimental de la UAAAN, ubicado en Buenavista, a 25°21'18.74" N y 101° 1'48.45" O, altitud de 1780 m, con un clima de muy seco a semicálido, con precipitación de 417 mm promedio anual (INEGI, 2012).

Semanalmente se quitaron brotes axilares y se eliminaron hojas inferiores; se aplicó riego por goteo de cintilla, con goteros a una separación de 30 cm; para mantener el lote libre de malezas, el deshierbe fue manual; la aplicación de productos químicos para el control de plagas y enfermedades se realizó de manera periódica, de acuerdo con un monitoreo constante para su identificación.

Las variables evaluadas fueron: días a primer corte (DPC), que se contabilizó desde el trasplante hasta la madurez comercial de los frutos, cuando se hizo el primer corte; diámetro ecuatorial (DE), que se tomó de una muestra de cinco frutos del tercer

corte, a la que se le determinó, con un vernier manual, el diámetro ecuatorial y polar (DP); peso promedio de fruto (PPF), que se calculó a partir del peso de los frutos de las plantas centrales dividido entre el número total de frutos; peso de frutos por planta (PFP), que se obtuvo del número total de frutos por planta por el peso promedio de frutos y rendimiento (REND) en t ha⁻¹, además de la respuesta a la infección por *Fusarium oxysporum* f. sp. *lycopersici*.

La unidad experimental en campo fue de seis plantas, en surcos de 2 m de largo y una distancia entre surco de 90 cm, y de 30 cm entre plantas. Se evaluaron cuatro plantas centrales con competencia completa. El diseño experimental fue de bloques completos al azar con tres repeticiones.

El método 2, modelo I de Griffing (1956), que incluye progenitores y cruzas directas, se utilizó para estimar la aptitud combinatoria general y específica, con $[p(p+1)]/2$ combinaciones. El modelo para el análisis de aptitud combinatoria es:

$$X_{ijkl} = \mu + g_i + g_j + s_{ij} + b_k + (gb)_{ijk} + \frac{1}{bc} \sum \sum e_{ijkl}$$

Donde:

X_{ijk} = valor fenotípico observado,

μ = media general del experimento,

g_i y g_j = efecto de la a.c.g de los progenitores,

S_{ij} = efecto de la a.c.e. para el cruzamiento i x j ($S_{ij} = S_{ji}$),

b_k = efecto del bloque k,

$(gb)_{ijk}$ = efecto de la interacción entre el genotipo ij y el bloque k, y

$1/bc \sum \sum e_{ijkl}$ = efecto residual de la observación ijk.

Cuadro 1. Cruzamiento dialélico de siete genotipos de tomate y sus 21 cruzas F1 directas posibles.

Genotipo	K3	R1	F3	Y53	D4	D3	IR13
K3	K3xK3	K3xR1	K3xF3	K3xY53	K3xD4	K3xD3	K3xIR13
R1		R1xR1	R1xF3	Y53xY53	R1xD4	R1xD3	R1xIR13
F3			F3xF3	F3xY53	F3xD4	F3xD3	F3xIR13
Y53				Y53xY53	Y53xD4	Y53xD3	Y53xIR13
D4					D4xD4	D4xD3	D4xIR13
D3						D3xD3	D3xIR13
IR13							IR13xIR13

El análisis estadístico se realizó con el programa Statistical Analysis System (SAS) Versión 9.0, con el programa Diallel-SAS (Zhang y Kang, 2003), para los análisis de varianza y estimación de efectos; para la comparación de medias se utilizó la prueba de Tukey al 0.05 de probabilidad.

Inoculación de la raza 3 de Fol en progenitores e híbridos de tomate

Con el objetivo de encontrar posibles fuentes de resistencia a la raza 3 de *Fusarium oxysporum* f sp. *lycopersici*, previamente identificadas mediante pruebas de patogenicidad, se inocularon con materiales diferenciales los siete progenitores y la generación F1.

Las plántulas se sacaron de las celdas de las cajas germinadoras, y para mantener íntegras las raíces, se eliminó el exceso de sustrato con un suave chorro de agua, se les cortó con tijeras dos centímetros de la punta, aproximadamente, y se sumergieron tres minutos en una suspensión de 1×10^6 conidios por mL. Después de la inoculación, las plántulas se trasplantaron en charolas de polietileno de 5 L de capacidad, que contenían una mezcla de suelo estéril y *peat moss*, y se establecieron tres repeticiones de tres plantas por material, que se mantuvieron por 30 días en el invernadero, a una temperatura de $25 \pm ^\circ\text{C}$. La respuesta de las plantas se registró 20 días después de inocular Fol, con una escala de severidad de 0 a 5 según Marlatt *et al.* (1996), modificada para estimar la severidad de la enfermedad (Cuadro 2).

Con los valores de la escala asignados a las plántulas, se estimó un índice de enfermedad en porcentaje para cada uno de los progenitores y cruza mediante la siguiente fórmula:

$$IE = \left[\left(\frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n} \right) 0.2 \right] 100$$

Donde:

X_i = Severidad de la enfermedad en la i -ésima plántula

n = Número de plántulas evaluadas

0.2 = Factor de corrección para porcentajes de enfermedad

Los índices de enfermedad que se obtuvieron en las diferentes cruza y progenitores, se utilizaron para determinar el avance de la enfermedad y la respuesta de estos materiales a la inoculación del patógeno, mediante el cálculo del ABCPE, de acuerdo con la siguiente ecuación (Shaner y Finney, 1977):

$$ABCPE = \sum_{i=1}^{n-1} \left\{ \left(\frac{y_{i+1} + y_i}{2} \right) (t_{i+1} - t_i) \right\}$$

Donde:

y_i es la proporción de la enfermedad en la i -ésima observación;

$t_{i+1} - t_i$ es el tiempo entre dos lecturas;

i es el número de observaciones,

y n es el número de valuaciones.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Se observaron diferencias ($p \leq 0.01$) en genotipos (GEN) para todas las características evaluadas (Cuadro 3), excepto para días a primer corte (DPC), lo que se puede atribuir a la diversidad genética que

Cuadro 2. Escala para la evaluación de la severidad de los síntomas de la marchitez por *Fusarium oxysporum* f. sp. *lycopersici* (Fol) en el cultivo de tomate.

Escala	Intensidad de la enfermedad
0	Planta libre de síntomas
1	Planta ligera clorosis en hojas inferiores
2	Planta con ligera clorosis y ligera marchitez o achaparramiento
3	Clorosis moderada, marchitamiento o achaparramiento
4	Severa clorosis, marchitamiento y/o achaparramiento
5	Planta muerta

Fuente: Marlatt *et al.* (1996).

Cuadro 3. Cuadrados medios del análisis dialélico de siete progenitores de tomate y sus 21 cruzas, evaluados en Buenavista, Saltillo, Coahuila, México en 2014.

FV	GL	DPC	DE	DP	PPF	NFP	PFP	REND
REP	2	8.36	0.78*	0.90**	1425.95**	51.15*	0.12	131.83
GEN	27	7.85	1.87**	0.63**	707.65**	110.74**	1.85**	2024.44**
ACG	6	14.82	2.47**	1.29**	1131.57**	121.24**	2.73**	2984.59**
ACE	21	5.86	1.70**	0.45**	586.53**	107.73**	1.60**	1750.11**
ERROR	54	11.66	0.25	0.12	169.48	15.22	0.14	160.06
TOTAL	110	48.57	7.09	3.41	4021.19	406.11	6.46	7051.04
C.V.		4.17	8.85	6.71	14.85	15.82	17.58	17.60

*, ** Significativo y altamente significativo al nivel de probabilidad de 0.05 y 0.01, respectivamente. GEN, genotipos; ACG, aptitud combinatoria general; ACE, aptitud combinatoria específica; C.V., coeficiente de variación.

presentan los progenitores, los cuales hacen posible la identificación de cruzas con buenos rendimientos. Estos resultados coinciden con lo reportado por Ahmad *et al.* (2011) en siete líneas y 21 híbridos de tomate evaluados en Bangladesh. La significancia observada para genotipos permite que la subdivisión de los cuadrados medios en ACG y ACE sea válida (Marín y Lippert, 1975).

Se encontraron diferencias ($p \leq 0.01$) para los efectos de ACG y ACE para todas las características evaluadas, excepto para DPC, lo anterior indica la importancia de la acción de efectos aditivos y no aditivos de los genes en la herencia de estos caracteres para el cultivo de tomate. Estos resultados coinciden con Bhatt *et al.* (2001), Hannan *et al.* (2007) y Saleem *et al.* (2013).

La contribución a la varianza del rendimiento atribuible a los genotipos está constituida por 32.76% de efectos aditivos (ACG) y 67.76 % de efectos no aditivos (ACE). Esta superioridad de los efectos no aditivos sobre los aditivos puede ser debido a la varianza de desviaciones de dominancia, como antecedente genético de la manifestación de la heterosis resultante de las combinaciones híbridas entre los progenitores.

Para peso de frutos por planta (PFP), número de frutos por planta (NFP) y peso promedio de fruto (PPF), los efectos de tipo no aditivo fueron mayores que los aditivos, por lo que en un programa de mejoramiento para estas características se recomienda realizar mejoramiento por hibridación; sin embargo, se sugiere explotar primero la varianza genética aditiva por selección, y después la varianza no aditiva

por hibridación. La estrategia de mejorar por selección, hibridación, o por selección seguida por hibridación, depende de la proporción que representa la varianza aditiva y la de dominancia de la población estudiada, respecto a la variación genética total (Reyes *et al.*, 2004).

Estimación de los efectos de aptitud combinatoria general (ACG)

Los efectos de ACG son un reflejo de la aptitud de los progenitores para expresar un carácter en la progenie. Los genotipos D4, R1 y D3 presentaron los efectos negativos más altos sin diferencia significativa para la variable DPC (Cuadro 4), lo que indica que estos progenitores fueron los más precoces. Hernández (2013) encontró valores negativos para esta misma característica en las líneas de tomate de hábito indeterminado evaluadas en campo.

Los genotipos IR13 y R1 mostraron los efectos positivos más altos con diferencias altamente significativas ($p \leq 0.01$) y significativas ($p \leq 0.05$), respectivamente, para diámetro ecuatorial; lo anterior no coincide con Gabriel *et al.* (2013), quienes obtuvieron valores de 3.083 y 2.249 de ACG para esta característica en siete líneas de tomate evaluadas bajo condiciones de invernadero.

Para número de frutos por planta (NFP), la línea D4 y la K3 presentaron los valores positivos más altos, con diferencias significativas ($p \leq 0.05$). Ravindra *et al.* (2013) reportan resultados similares para esta característica en trece líneas de tomate evaluadas para componentes de rendimiento. Yadav *et al.* (2013) reportaron valores de aptitud combinatoria

Cuadro 4. Efectos de aptitud combinatoria general (ACG) de siete líneas de tomate, evaluadas en Buenavista, Saltillo, Coahuila, México, en 2014.

Genotipo	Variables evaluadas						
	DPC	DE	DP	PPF	NFP	PPF	REND
K3	0.02	-0.30**	-0.11	-4.07	1.59*	0.07	2.49
R1	-0.31	0.18*	-0.06	0.25	-1.03	-0.06	-2.31
F3	0.61	-0.06	0.02	-3.10	-0.66	-0.15*	-5.18*
Y53	0.61	-0.10	-0.09**	3.77	-0.55	0.02	0.87
D4	-0.75	-0.31**	0.47**	11.39**	3.03**	0.54**	17.89**
D3	-1.05	0.04	-0.16	0.74	1.11	0.10	3.34
IR13	0.87	0.55**	-0.06	-8.97**	-3.48**	-0.51**	-17.10**

*, ** Significativo y altamente significativo al nivel de probabilidad de 0.05 y 0.01, respectivamente.

general de 5.89 con diferencias altamente significativas de diez líneas, en un estudio genético de heterosis para componentes de rendimiento de tomate.

Los efectos positivos más altos y diferencias altamente significativas ($p \leq 0.01$) se observaron en la línea D4 para las siguientes variables: diámetro polar (DP), peso promedio de fruto (PPF), peso de frutos por planta (PFP) y rendimiento (REND), lo que indica que es una buena fuente de germoplasma para desarrollar programas futuros de mejoramiento y que contiene genes de efectos aditivos que se expresan favorablemente para estas características. Premalakshme *et al.* (2005) encontraron diferencias altamente significativas en los efectos de aptitud combinatoria general para las mismas características en seis líneas de tomate de origen diverso. Guerra (2010) reportó valores más altos y con diferencias muy significativas en la línea IR10 para las características rendimiento y longitud de fruto.

Estimación de los efectos de aptitud combinatoria específica (ACE)

Los efectos de ACE representan las desviaciones del comportamiento predicho con base en un modelo simple aditivo y reflejan los efectos genéticos no aditivos. La estimación de los efectos de ACE (sij) de las cruzas dialélicas (Cuadro 5) en días a primer corte: (DPC) K3xY53 y R1xD4, mostraron el más alto efecto negativo sin diferencias significativas, con valores de -2.027 y -1.99, respectivamente, lo que indica que estos híbridos son los más precoces con menos días a primer corte.

El híbrido F3 x IR13 mostró los valores positivos más altos, con diferencias altamente significativas ($p \leq 0.01$) para las variables diámetro ecuatorial (DE) y diámetro polar (DP); en tanto que en las cruzas Y53 x IR13, F3 x D3 para diámetro polar (DP), también se observaron valores positivos altos con diferencias significativas ($p \leq 0.01$). Para número de frutos por planta (NFP) y peso de frutos por planta (PFP), las cruzas K3 x D4 y R1 x Y53 tuvieron los valores positivos más altos, con diferencias de ($p \leq 0.01$); resultados similares fueron reportados por Premalakshme *et al.* (2005). Los valores positivos más altos con diferencias significativas para la variable de peso promedio de frutos se observaron en las cruzas K3 x D3 y R1 x Y53, que son superiores a los reportados por Ravindra *et al.* (2013).

Nueve de los 21 híbridos evaluados mostraron efectos de ACE positivos para rendimiento, de los que se destacaron por sus valores elevados las cruzas: K3 x D4 (60.09) y R1 x Y53 (43.54). El alto rendimiento de una craza pudo deberse a la suma de efectos aditivos de los genes de ambos progenitores, o bien, a los efectos de interacción de los alelos dominantes de un progenitor con los alelos recesivos del otro progenitor (Falconer, 1981). Las cruzas con los valores negativos más altos con diferencias altamente significativas REND fueron: Y53 x D3 y Y53 x D4. García y Vallejo (1990) señalan que los efectos negativos de ACE son los responsables de que los progenitores superiores originen híbridos inferiores o viceversa, debido a los complejos sistemas de interacción, especialmente complementación, entre los genes responsables de la manifestación del carácter.

Cuadro 5. Efectos de aptitud combinatoria específica (ACE) de 21 híbridos F1 de tomate, evaluados en Buenavista, Saltillo, Coahuila, México en 2014.

Cruza	Variables evaluadas						
	DPC	DE	DP	PPF	NFP	PPF	REND
K3xR1	0.56	0.29	0.10	11.66	-0.88	0.12	4.31
K3xF3	-0.69	0.42	0.14	5.80	-3.92	-0.21	-6.97
K3xY53	-2.02	0.26	-0.10	-13.94	1.62	-0.24	-7.93
K3xD4	1.00	0.15	0.07	13.46	13.37**	1.82**	60.09**
K3xD3	1.30	0.50	0.09	15.91*	1.62	0.57**	18.97**
K3x1R13	-0.62	-0.44	0.27	4.38	-4.77*	-0.29	-9.84
R1xF3	-0.02	0.55*	0.16	7.24	2.03	0.35	11.56
R1xY53	-1.69	0.54*	0.31	15.77*	9.25**	1.32**	43.54**
R1xD4	-1.99	0.21	0.07	-5.95	1.00	-0.11	-3.76
R1xD3	1.63	0.08	-0.14	-11.86	-3.07	-0.54**	-18.07**
R1x1R13	-0.28	-0.75**	0.40*	5.39	-2.48	-0.09	-3.04
F3xY53	0.37	0.35	-0.14	0.20	6.22**	0.56**	18.62**
F3xD4	-1.25	-0.65**	-0.21	1.34	-1.37	-0.06	-2.09
F3xD3	-0.95	-0.26	0.54**	-25.94**	3.55	-0.47**	-15.75**
F3x1R13	1.78	0.62*	0.52**	-14.07	-1.18	-0.34	-11.49
Y53xD4	-0.25	0.58*	0.23	-0.40	-8.48**	-0.95**	-31.68**
Y53xD3	0.71	0.22	-0.10	-20.18**	-10.22**	-1.23**	-40.57**
Y53x1R13	-1.21	-1.28**	0.64**	10.93	-1.96	0.04	1.46
D4xD3	0.41	0.38	0.11	5.57	2.51	0.38*	12.77*
D4x1R13	-1.50	-1.37**	0.08	-16.12*	3.77	-0.15	-5.21
D3x1R13	-1.21	-0.48	-0.20	-3.09	10.03**	0.70**	23.11**

*, ** Significativo y altamente significativo al nivel de probabilidad de 0.05 y 0.01, respectivamente.

Estudios de cruzas dialélicas indican que las cruzas simples de alto rendimiento son aquéllas en las que cuando menos una de las líneas presenta alta ACG (gi) y entre las dos líneas ocurren altos efectos positivos de ACE (sij). Por el contrario, las cruzas simples con rendimiento bajo son aquéllas cuyas dos líneas son de baja ACG y entre ellas ocurren efectos negativos sij de alto valor absoluto Reyes *et al.* (2004). Estos estudios señalan la conveniencia de que los programas de hibridación cuenten con una base de líneas de alta ACG para que en un sistema de cruzas dialélicas se estimen los efectos gi y sij y se haga la predicción de los mejores híbridos.

Al realizar la comparación de medias mediante la prueba de Tukey, se encontró que para la variable rendimiento (REND), la línea Y53 presentó el valor más alto con 55 t ha⁻¹, seguido de D4 con 54 t ha⁻¹.

Respecto a la mejor cruza: Y53 x D4, con 93 t ha⁻¹, presentó el mayor rendimiento comparado al total de las cruzas evaluadas, lo cual se debió a que uno de sus progenitores fue el que mostró el mejor rendimiento y la mayor ACG, es decir, genes con efecto aditivo que influyeron para que se expresara mejor esta característica.

Respuesta de progenitores e híbridos a la infección de *Fusarium oxysporum* f. sp. *lycopersici*

Se observaron diferencias ($p \leq 0.01$) para genotipos, las cuales pueden atribuirse a la variabilidad presente en cada uno de los genotipos en estudio. Un parámetro epidemiológico muy utilizado en el estudio de la resistencia de las plantas a las enfermedades, es el área bajo la curva de progreso de una enfermedad (ABCPE) (Haynes y Weingartner, 2004). Este pará-

metro indica la dinámica de una epifitía mediante un solo valor. Los valores más bajos de ABCPE corresponden a los materiales con menor incidencia de enfermedad, es decir, con mayor nivel de resistencia (Escalante y Farrera, 2004).

En este estudio, los genotipos con menor incidencia de la enfermedad fueron: Y53 con 1000 y D3, con 1090 de porcentaje por día (Figura 1), lo que indica diferentes niveles de resistencia horizontal; ambos genotipos pueden elegirse para seguir un proceso de mejoramiento en el que se aprovechen los genes de resistencia a este patógeno. Hernández (2013) reporta resultados similares de resistencia en el genotipo D3.

De acuerdo con Van der Plank (1984), la resistencia horizontal no evita que las plantas sean infectadas, sino que reduce la tasa del incremento de la enfermedad de cada uno de los lugares de infección en la planta y, por lo tanto, retrasa la propagación de la enfermedad y el desarrollo de las epifitias en el campo.

Para la respuesta de la generación F1 a la inoculación de Fol, se observaron diferencias ($p \leq 0.01$) entre genotipos y repetición, las cuales pueden atribuirse a que son cruza generadas entre progenitores con un moderado nivel de resistencia, y otros con completa susceptibilidad. Resultados similares re-

portó Hernández (2013) al evaluar 27 híbridos de tomate para resistencia a *Fusarium oxysporum*.

Para la evaluación de los híbridos, los valores del área bajo la curva de desarrollo de la enfermedad, indican que la cruza con menor nivel de incidencia fue K3 x D3, con 740 de porcentaje por día, seguida de Y53 x IR13 y F3 x Y53 con valores de 940 y 1020, por lo que se consideran genotipos moderadamente resistentes al hongo. Las cruza más susceptibles al patógeno fueron: F3 x IR13, K3 x D4 y D4 x IR13, con porcentaje por días de 2300, 2170 y 2110, respectivamente (Figura 2).

CONCLUSIONES

La estimación de ACG y ACE generó información sobre el potencial de los siete progenitores estudiados y de sus cruza para el mejoramiento genético de tomate. Los valores más altos de ACG y ACE para REND se observaron en las líneas: D4, D3, K3, y en los híbridos K3 x D4, R1 x Y53, D3 x IR13 y F3 x Y53. En la línea D3 se puede explotar su buena aptitud combinatoria, además de la resistencia que mostró a Fol, y utilizarse en un programa de mejoramiento genético para estas características.

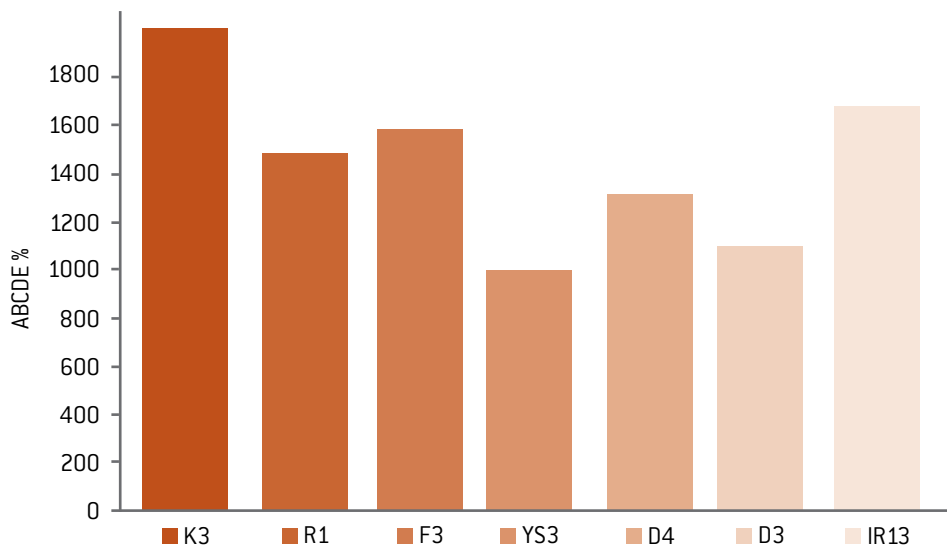


Figura 1. Área bajo la curva de progreso de la enfermedad (ABCPE) de *Fusarium oxysporum* f. sp. *lycopersici* en siete genotipos de tomate, evaluados en Buenavista, Saltillo, Coahuila, México en 2014.

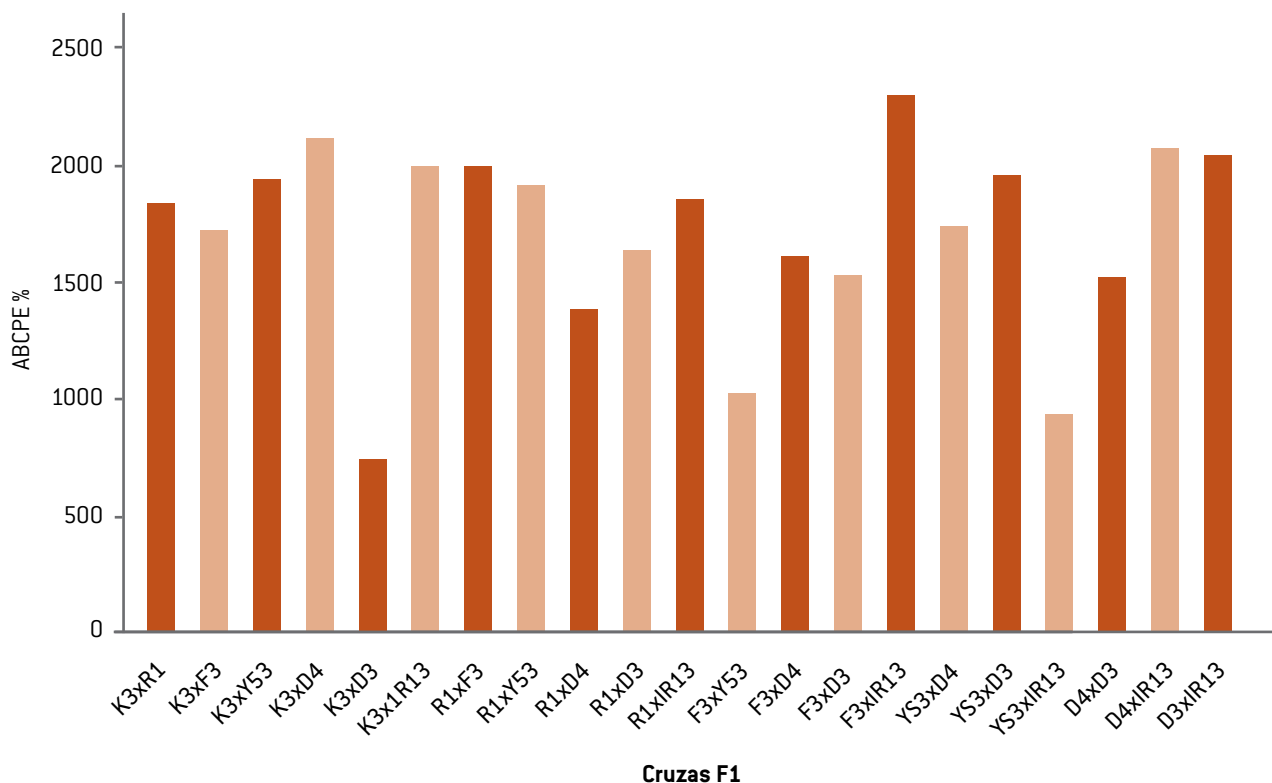


Figura 2. Área bajo la curva de progreso de la enfermedad (ABCPE) de *Fusarium oxysporum* f. sp. *lycopersici* en de 21 híbridos de tomate, evaluados en Buenavista, Saltillo, Coahuila, México en 2014.

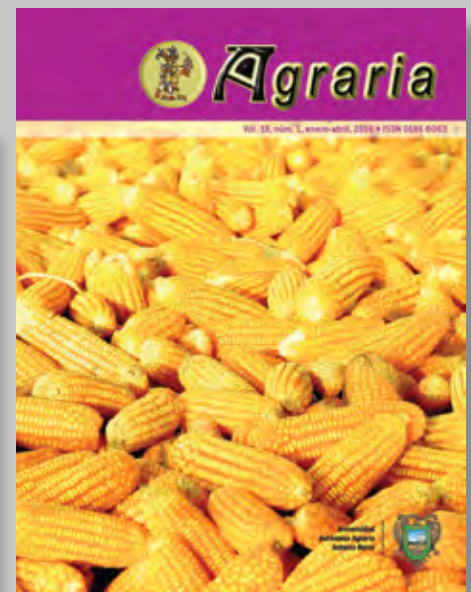
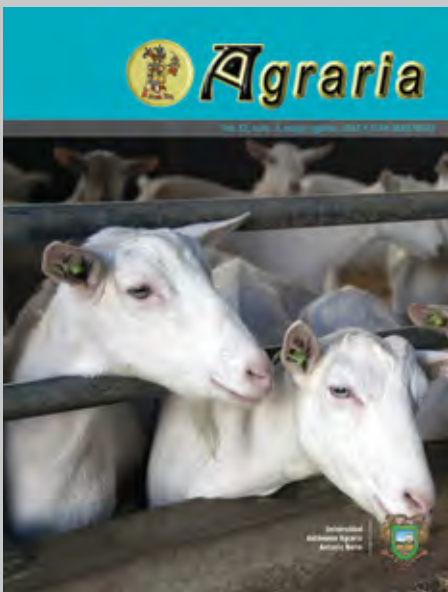
LITERATURA CITADA

- AHMAD, S., A. K. M. Quamruzzaman y M. R. Islam. 2011. Estimate of heterosis in tomato (*Solanum lycopersicum* L.). Bangladesh J. Agril. Res. 36(3): 521-527.
- AMARAL, D.O.J., M. Magalhaes, L. Vilela, y M. Vanusa. 2008. Differential gene expression induced by salicylic acid and *Fusarium oxysporum* f. sp. *Lycopersici* infection in tomato. Pesq Agrop Bras 43(8): 1017-1023.
- ARGERICH, C. A. y J. Gaviola C. 1995. Manual de producción de semillas hortícolas. Tomate. Instituto Nacional de Tecnología Agropecuaria. Pág. 29.
- BHATT, R. P., V. R. Biswasy N. Kumar. 2001. Heterosis, combining ability and genetics for vitamin C, total soluble solids and yield in tomato (*Lycopersicon esculentum* Mill.) at 1700 m altitude. Journal of Agricultural Science, Cambridge 137: 71-75.
- BLANCARD, D. 1997. A colour atlas of tomato diseases. Observation, Identification and Control. Manson Publishing, John Wiley & Sons New York, Toronto.
- CAI, G., Gale, I.R., Scheider, R.W., Kistler, H.C., Davis, R.M., Elias, K.S., and Miyao, E.M. 2003. Origin of race 3 of *Fusarium oxysporum* f. sp. *lycopersici* at a single site in California. Phytopathology 93:1014-1022.
- DORANTES G., J. R., F.P. Gámez V., M. A. Ávila P., A. J. Gámez V. y M. Ramírez M. 2008. Heterosis para características de fruto en chile jalapeño. 3a. Reunión Nacional de Innovación Agrícola y Forestal. Yucatán, México.
- ESCALANTE O., M., P. Farrera R. 2004. Epidemiología del Tizón Tardío (*Phytophthora infestans* Mont de Bray) de la papa en zonas productoras del estado de Táchira, Venezuela. Bioagro 16: 47-54.
- FALCONER, D. S. 1981. Introducción a la genética cuantitativa. 12ª impresión. Editorial CECSA. 430 pp.
- GABRIEL, J., E. López, J. Magne, A. Angulo, R. Luján, J. La Torre, M. Crespo. 2013. Bases genéticas de la herencia para características morfológicas, agronómicas y agroindustriales en tomate híbrido *Solanum lycopersicum* L. Journal of the Selva Andina Biosphere. Bolivia 4: 37-46.
- GARCÍA A., A. y F. A. Vallejo C. 1990. Habilidad combinatoria para el carácter producción por planta y sus componentes primarios en un cruzamiento dialélico de siete líneas de tomate Chonto (*Lycopersicon esculentum* Mill). Rev. Acta Agro. 40(1-2): 32-41.

- GARDNER, C. O. y S. A. Eberhart. 1966. Analysis and interpretation of the variety cross diallel and related populations. *Biometrics* 22: 439-452.
- GUERRA Z., L. 2010. Estimación de aptitud combinatoria general, aptitud combinatoria específica y heterosis en siete líneas de tomate (*Solanum lycopersicum* L.). Tesis de Maestría. Universidad Autónoma Agraria Antonio Narro.
- GUTIÉRREZ R., E., A. Espinosa, A. Palomo, J. Lozano y O. Antuna. 2004. Aptitud combinatoria de híbridos de maíz para la comarca lagunera. *Revista Fitotecnia Mexicana* 27(1): 7-11.
- GRIFFING, B., 1956. Concept of general and specific combining ability in relation to diallel crossing systems. *Aust. J. Biol. Sci.*, 9: 463-493.
- HANNAN, M. M., Ahmed, M.B., Razvy, M. A., Karim, R., Khatun, M., Haydar, A., Hossain, M. y Roy, U. K. 2007. Heterosis and correlations of yield and yield components in tomato (*Lycopersicon esculentum* Mill.), *American-Eurasian J. Sci. Res.* 2(2): 146-150.
- HAYMAN, B. I. 1954. The theory and analysis of diallel crosses. *Genetics* 39: 789-809.
- HAYNES, K. G. and D. Peter Weingartner. 2004. The Use of Area Under the disease progress curve to assess resistance to late blight in potato germplasm. *Amer J of Potato Res* 81: 137-141.
- HERNÁNDEZ M., R. 2013. Selección de genotipos de tomate (*Solanum lycopersicum* L.) con base en parámetros genéticos para rendimiento y resistencia a *Fusarium oxysporum* f. sp. *lycopersici* (Fol) (Sacc.) Snyder y Hansen. Tesis de maestría. Universidad Autónoma Agraria Antonio Narro.
- INEGI, 2012. Perspectiva estadística Coahuila de Zaragoza. Instituto Nacional de Estadística y Geografía, 99 pp.
- LUCERO F., J. M., C. Sánchez V. y M. A. Almendarez. 2012. Inteligencia de mercado de tomate saladette. Centro de Investigaciones Biológicas del Noroeste, S.C. La Paz, Baja California Sur, México. 74 pp.
- MARIN, V. y L. F. Lippert. 1975. Combining Ability Analysis of Anatomical Components of the Dry Fruit in Chili Pepper. *Crop Science* 15: 326-329.
- MARLATT, M., J. Correll and P. Kaufman. 1996. Two genetically distinct populations of *Fusarium oxysporum* f. sp. *lycopersici* race 3 in the United States. *Plant. Dis.* 80: 1336-1342.
- OYERVIDES C., M.S. 1999. Producción y Exportación de Tomate (*Lycopersicon esculentum* Mill) en el periodo de 1995 a 1998. Buenavista, Saltillo Coahuila, México. 83 pp.
- PREMALAKSHME, V., T. Thangaraj., D. Veeraragavathatham y T. Arumugam. 2005. Heterosis and combining ability in tomate (*Solanum lycopersicum* L.). *Veg. Sci.* 32(1): 47-50.
- RAVINDRA, K., K. Srivastava, N. Pal Singh, N. K. Vasistha, R. K. Singh y M. K. Singh. 2013. Combining Ability Analysis for Yield and Quality Traits in Tomato (*Solanum lycopersicum* L.). *Journal of Agricultural Science* 5(2): 213-218.
- REYES L., D., J. D. Molina G., M. A. Oropeza R. y E.C. Moreno P. 2004. Cruzas dialélicas entre líneas autofecundadas de maíz derivadas de la raza tuxpeño. *Rev. Fitotec. Mex.* 27(1): 49-56.
- SALHEEM, M. Y., M. Asghar, Q. Iqbal, A. Rahman y M Akram. 2013. Diallel analysis of yield and some yield components in tomato (*Solanum lycopersicum* L.). *Pak. J. Bot.* 45(4): 1247-1250.
- SAGARPA-SIAP. 2013. Cierre de la producción agrícola por cultivo. Secretaría de Agricultura, Ganadería Desarrollo Rural, Pesca y Alimentación-Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera. Documento en línea: <http://www.siap.gob.mx/cierre-de-la-produccion-agricola-por-cultivo/> Fecha de consulta: 10 de Marzo de 2015.
- SHANER, G. and Finney R. 1977. The effect of nitrogen fertilization on the expression of slow-mildewing resistance in Knox. *Phytopathology* 67:1051-1056.
- YADAV, S. K., B. Singh K., D. Baranwal K. y S. Solankey S. 2013. Genetic study of heterosis for yield and quality components in tomato (*Solanum lycopersicum* L.). *African Journal of Agricultural Research* vol. 8(44): 5585-5591.
- ZHANG Y. y M.S. Kang. 2003. Diallel-SAS: A program for Griffing's diallel methods: Handbook of formulas and software for plant geneticists and breeders. In: Kang, M. S. (ed). FPP. New York. London. Oxford. 347 pp.
- ZUNILDE, C. L. y Sanabria, N. H. 2001. Características culturales y patogénicas en aislamientos de *Fusarium oxysporum* f. sp. *lycopersici* procedentes de plantaciones comerciales de tomate. *Agronomía Tropical.* 51(4): 519-530.

PUBLICACIONES

2015-2016



Agraria está indizada, desde 2006, en Latindex (Sistema Regional de Información en Línea para Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal); en la base de datos PERIÓDICA (de la Universidad Nacional Autónoma de México, UNAM, México D. F.); y en 2007 fue incluida en la base de datos del Centro Internacional de Investigación Científica (CIRS).



**Universidad
Autónoma Agraria
Antonio Narro**

Universidad Autónoma Agraria Antonio Narro

Dirección de Investigación. Calzada Antonio Narro 1923, Col. Buenavista, C.P. 25315,

Saltillo, Coah., México

E-mail: agraria_ne@uaaan.mx

Tel. +52 (844) 411 02 12 y 411 02 80, ext. 2003. Fax +52 (844) 411 02 11



- 33** Formación y selección de genotipos (variedades, híbridos) sobresalientes de melón (*Cucumis melo* L) a partir de criterios agronómicos
Training and selection of genotypes (varieties, hybrids) outstanding melon (*Cucumis Melo* L) on basis agronomic criteria
José Alejandro Loyo-Melchor, Fernando Borrego-Escalante, Adalberto Benavides-Mendoza, Alfonso López-Benítez, María Margarita Murillo-Soto
- 41** Determinación de micotoxinas en grano de maíz en poscosecha de Tenampulco, Puebla
Mycotoxins determination postharvested maize grain from Tenampulco, Puebla
Kenia Citlali Ordoñez-Morales y Leila Minea Vázquez-Siller
- 49** Note on the Equivalence of Risk-Sensitive Average Criteria
Magaly Arisbe Aguilera-González, Rolando Cavazos-Cadena, Mario Cantú-Sifuentes
- 59** La administración de progesterona reduce los ciclos estrales cortos sin disminuir la respuesta estral y ovulatoria en cabras anéstricas del subtrópico mexicano expuestas a machos cabríos foto-estimulados
Progesterone administration reduces the incidence of short cycles without decreasing estrus and ovulatory responses in anestrous goats from mexican subtropic exposed to photo-stimulated bucks
Dora María Cortinas-Reyes, Gerardo Duarte-Moreno
- 63** Potencial genético en tomate para rendimiento y resistencia a *Fusarium oxysporum* f sp *lycopersicis*
Genetic potential in tomato for yield and resistance to *fusarium oxysporum* f. Sp. *Lycopersicie*
Odilón Gayosso-Barragán, Alfonso López-Benítez, Fernando Borrego-Escalante, José Espinoza-Velázquez

Agraria es una publicación cuatrimestral de la Universidad Autónoma Agraria Antonio Narro, creada para difundir resultados de investigación nacionales e internacionales, originales e inéditos, escritos en español e inglés, sobre temas relacionados con las ciencias agrícolas, pecuarias y forestales, incluyendo las áreas de ingeniería, agro industria, biotecnología y socioeconómicas. Estos materiales pueden ser artículos científicos, notas de investigación o ensayos científico. Los materiales que se envíen para su publicación deberán ceñirse a las normas editoriales y estarán sujetos a estricta revisión por pares, como requisito previo a su publicación.

