



UNIVERSIDAD NACIONAL DE COLOMBIA

Comportamiento de macronutrientes en un sistema de cultivo sin suelo para clavel estándar cv. Delphi con recirculación de drenajes en la Sabana de Bogotá

Nohora Astrid Vélez Carvajal

**Universidad Nacional de Colombia
Facultad de Agronomía
Maestría en Ciencias Agrarias
con énfasis en Fisiología de Cultivos
Bogotá, D.C.
2012**

Comportamiento de macronutrientes en un sistema de cultivo sin suelo para clavel estándar cv. Delphi con recirculación de drenajes en la Sabana de Bogotá

Nohora Astrid Vélez Carvajal

Código: 790806

Trabajo de grado para optar al título de Magíster en Ciencias Agrarias con énfasis en Fisiología de Cultivos

Director

Víctor J. Flórez R.

Ingeniero Agrónomo, Magister en Producción Vegetal y Doctor en Ciencias

**Universidad Nacional de Colombia
Facultad de Agronomía
Maestría en Ciencias Agrarias
con énfasis en Fisiología de Cultivos
Bogotá, D.C.**

2012

“Este trabajo de grado hace parte de las investigaciones realizadas por la Facultad de Agronomía de la Universidad Nacional de Colombia. Sin embargo, las ideas emitidas por los autores son de su exclusiva responsabilidad y no expresan necesariamente las opiniones de la Universidad” Artículo 14 de la Resolución No. 00047 de noviembre de 2001.

A Dios por iluminarme y brindarme cada día una nueva oportunidad de crecimiento.

A mi madre y a mis hermanos por ser el motor de mi vida.

A Víctor por impulsarme firmemente a seguir con mi formación y por apoyarme durante estos años en aspectos tanto profesionales como personales.

A mis amigos y compañeros por su apoyo.

Agradecimientos

Agradezco a Colciencias, al MADR y a Ceniflores por la financiación con dinero en efectivo. A Suata Plants S.A. por donar el material vegetal, a Productos Químicos Andinos S.A. por la cesión de los materiales plásticos de cubierta y de contenedores de las camas de cultivo y a Brenntag Colombia S.A. por suministrar las soluciones nutritivas para fertirriego. Con los aportes de estas importantes entidades se hizo viable el proyecto “Producción más limpia en el cultivo de clavel en sustrato en la sabana de Bogotá”, en el cual desarrollé de forma exitosa el presente trabajo de investigación.

A la Facultad de Agronomía de la Universidad Nacional de Colombia, sede Bogotá, que con su infraestructura de laboratorios y de personal docente y administrativo contribuyeron al desarrollo exitoso de este trabajo de grado.

Al profesor Víctor Julio Flórez R. por la dirección del trabajo, por su acertada asesoría y consejería en la realización del mismo, sin las cuales no habría sido posible culminar con éxito este trabajo. Así como a su equipo de trabajo, que de una u otra forma contribuyeron con la presente investigación.

Agradezco infinitamente a Dios por bendecirme cada día y por poner en mi camino todas aquellas personas y elementos requeridos para el desarrollo y culminación con éxito esta nueva etapa de mi vida.

A mi hermana Nana, quien me apoyó y colaboró en momentos cruciales de este trabajo, quien compartió conmigo días y noches enteras de arduo trabajo.

Y a todas aquellas instituciones y personas que de alguna manera hicieron parte de mi formación.

Resumen

En la floricultura colombiana, el cultivo de clavel en sustrato es el más representativo. El objetivo del presente estudio fue determinar el contenido de N, P, K, Ca, Mg y S en los sustratos, en los drenajes y en el tejido de la planta entera de clavel estándar cv. Delphi, con tres porcentajes de recirculación de drenajes y en diferentes estadios fenológicos de desarrollo, así como el comportamiento de la CE, el pH, la CIC y C/N. Se utilizó un diseño experimental de bloques completos al azar con nueve tratamientos y tres repeticiones, en parcelas divididas. Con base en los resultados del presente estudio es posible que manteniendo un porcentaje de fibra de coco en el sustrato se pueda disminuir la pérdida por lixiviación de N, P y K en los sistemas de cultivo sin suelo abiertos. En sistemas de cultivo sin suelo con recirculación de drenajes es necesario ajustar las fórmulas de fertirriego de tal forma que se consideren los contenidos recirculados de N, P, Mg y S; así mismo, cuando en el sustrato se mantengan porcentajes de fibra de coco es necesario considerar la retención de Ca y Mg. También tener en cuenta en el ajuste de las fórmulas el aumento de la CE con la recirculación de los drenajes, así como, las variaciones de pH y CIC en el sustrato.

Palabras clave: Sistemas de cultivo sin suelo, sustratos orgánicos, comportamiento de nutrientes, sistemas de recirculación, floricultura.

Abstract

In the Colombian soilless floriculture, carnations crop grown on substrate is the most representative. The aim of this study was to determine the content of N, P, Ca, Mg and S in the substrates, in drainages, and in the tissue of whole standard carnation plant cv. Delphi, with three recycling percentages and in different phenological developmental stages, as well as behavior of CE, pH, CEC and C/N. The trial was carried out with three different substrates base on burned rice husk (BRH) and coconut fiber (CF). A

randomized complete block experimental design in a split plot with nine treatments and three replications was used. Based on the results of this study, possibly keeping a percentage of CF in the substrate can reduce the loss by leaching of N, P and K in open soilless systems. In soilless systems with recirculation of drainage is necessary to adjust the fertigation formulas so that the N, P, Mg and S recirculated contents are considered; likewise, when the substrate maintained CF percentages is necessary to consider the retention of Ca and Mg. Also taken into account in adjusting the formulas EC increased with the recirculation of the drainages as well as the pH changes in the substrate and CEC.

Keywords: Soilless crop system, organic substrates, nutrient behavior, recycling system, floriculture.

Contenido

	Pág.
Resumen y Abstract	IX
Introducción	1
1. Objetivo	3
1.1 Objetivo general	3
1.2 Objetivos específicos	3
2. Materiales y métodos	5
2.1 Ubicación	5
2.2 Camas de clavel	5
2.3 Variables a medir	6
2.4 Análisis de laboratorio	7
2.5 Diseño experimental y muestreo	9
3. Marco teórico	13
3.1 Cultivo sin suelo	13
3.2 Sustratos	13
3.2.1 Cascarilla de arroz	14
3.2.2 Fibra de coco	14
3.4 Sistemas de recirculación	15
3.5 El cultivo del clavel	18
3.6 Bibliografía	20
4. Artículo 1. Comportamiento de NPK en un sistema de cultivo sin suelo para clavel estándar cv. Delphi con recirculación de drenajes en la Sabana de Bogotá	23
4.1 Objetivo	25
4.2 Características de los macronutrientes	25
4.2.1 Nitrógeno	25
4.2.2 Fósforo	28
4.2.3 Potasio	31
4.3 Resultados y discusión	34
4.3.1 Nitrógeno en el lixiviado	34
4.3.2 Nitrógeno en el tejido	36
4.3.3 Nitrógeno en el sustrato	37
4.3.4 Fósforo en el lixiviado	43
4.3.5 Fósforo en el tejido	43
4.3.6 Fósforo en el sustrato	44
4.3.7 Potasio en el lixiviado	49

XII Comportamiento de macronutrientes en un sistema de cultivo sin suelo para clavel estándar cv. Delphi con recirculación de drenajes en la Sabana de Bogotá

4.3.8 Potasio en el tejido	49
4.3.9 Potasio en el sustrato	50
4.4 Conclusiones	54
4.5 Agradecimientos	55
4.6 Bibliografía	
5. Artículo 2. Comportamiento de Ca, Mg y S en un sistema de cultivo sin suelo para clavel estándar cv. Delphi con recirculación de drenajes en la Sabana de Bogotá	61
5.1 Objetivo	62
5.2 Características de los macroelementos secundarios	63
5.2.1 Calcio	63
5.2.2 Magnesio	67
5.2.3 Azufre	69
5.3 Resultados y discusión	71
5.3.1 Calcio en el lixiviado	71
5.3.2 Calcio en el tejido	72
5.3.3 Calcio en el sustrato	72
5.3.4 Magnesio en el lixiviado	77
5.3.5 Magnesio en el tejido	77
5.3.6 Magnesio en el sustrato	77
5.3.7 Azufre en el lixiviado	82
5.3.8 Azufre en el tejido	83
5.3.9 Azufre en el sustrato	83
5.4 Conclusiones	88
5.5 Agradecimientos	89
5.6 Bibliografía	89
6. Artículo 3. Comportamiento de pH, CE, CIC y de C/N en un sistema de cultivo sin suelo para clavel estándar cv. Delphi con recirculación de drenajes en la sabana de Bogotá.	95
6.1 Objetivos	96
6.2 Características de pH, CE, CIC y C/N	97
6.2.1 pH	97
6.2.2 Conductividad eléctrica CE	100
6.2.3 Capacidad de intercambio catiónico CIC	102
6.2.4 Relación carbono – nitrógeno C/N	103
6.3 Resultados y discusión	104
6.3.1 pH en el lixiviado	104
6.3.2 pH en el sustrato	105
6.3.3 CE en el lixiviado	109
6.3.4 CE en el sustrato	109
6.3.5 Capacidad de intercambio catiónico CIC	112
6.3.6 Relación carbono – nitrógeno C/N	112
6.4 Conclusiones	116
6.5 Agradecimientos	117
6.6 Bibliografía	117

Apéndice 1. Salidas de SAS para todas las variables	121
Apéndice 2. Productividad y calidad en un sistema de cultivo sin suelo para clavel estándar cv. Delphi con recirculación de drenajes en la Sabana de Bogotá	315
1. Resultados y discusión	315
1.1 Productividad	317
1.2 Calidad	319
1.2.1. Longevidad floral	322
1.2.2 Apertura floral	322
1.2.3. Causas de descarte	325
2. Conclusiones	354
Apéndice 3. Salidas SAS productividad y calidad	356

Lista de figuras

Figura 1. Escala utilizada para evaluar la apertura floral de clavel variedad Delphi, cultivada en sustratos con recirculación de lixiviados	7
Figura 2. Distribución de los tratamientos en el cultivo de clavel	11
Capítulo 4. Artículo 1	
Figura 1. Comportamiento de la concentración de nitrato en el lixiviado: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.	39
Figura 2. Comportamiento de la concentración de amonio en el lixiviado: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.	40
Figura 3. Comportamiento del contenido de nitrógeno en el tejido: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ) de forma independiente de la recirculación, en clavel estándar cv. Delphi.	41
Figura 4. Comportamiento del contenido de nitrógeno en el sustrato: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.	42
Figura 5. Comportamiento de la concentración de fosfato en el lixiviado: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.	46
Figura 6. Comportamiento del contenido de fósforo en el tejido: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.	47
Figura 7. Comportamiento del contenido de fósforo en el sustrato: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi	48
Figura 8. Comportamiento de la concentración de potasio en el lixiviado: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.	51

Figura 9. Comportamiento del contenido de potasio en el tejido: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.	52
Figura 10. Comportamiento del contenido de potasio en el sustrato: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.	53
Capítulo 5. Artículo 2	
Figura 1. Comportamiento de la concentración de calcio en el lixiviado: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.	74
Figura 2. Comportamiento del contenido de calcio en el tejido: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.	75
Figura 3. Comportamiento del contenido de calcio en el sustrato: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.	76
Figura 4. Comportamiento de la concentración de magnesio en el lixiviado: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.	79
Figura 5. Comportamiento de la concentración de magnesio en el tejido: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.	80
Figura 6. Comportamiento de la concentración de magnesio en el sustrato: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.	81
Figura 7. Comportamiento de la concentración de sulfato en el lixiviado: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.	85
Figura 8. Comportamiento de la concentración de azufre en el tejido: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.	86
Figura 9. Comportamiento de la concentración de azufre en el sustrato: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.	87

Capítulo 6. Artículo 3.

- Figura 1.** Comportamiento del pH en el lixiviado: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, Contenido 107
- Figura 2.** Comportamiento del pH en el sustrato: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi. 108
- Figura 3.** Comportamiento de la CE en el lixiviado: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi. 110
- Figura 4.** Comportamiento de la CE en el sustrato: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi. 111
- Figura 5.** Comportamiento de la CIC en el sustrato: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi. 114
- Figura 6.** Comportamiento de la C/N en el sustrato: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi. 115

Lista de tablas

	Pág.
Tabla 1. Características cuantitativas de los grados de calidad de tallos de clavel tipo exportación y no exportable.	7
Tabla 2. Análisis del agua de reservorio en cada estadio fenológico en el cultivo de clavel estándar cv. Delphi.	8
Tabla 3. Métodos empleados para la determinación de las variables en sustratos en el cultivo de clavel estándar cv. Delphi	9
Tabla 4. Métodos empleados para la determinación de las variables en tejido en el cultivo de clavel estándar cv. Delphi.	10
Tabla 5. Métodos empleados para la determinación de las variables en lixiviados en el cultivo de clavel estándar cv. Delphi.	10
Tabla 6. Tratamientos a evaluar en clavel estándar var. Delphi cultivado en sustratos con recirculación automática de drenajes.	11

Introducción

El cultivo de clavel en sistemas sin suelo empezó a desarrollarse a partir de 1975 en diversas regiones del mundo, debido a la incidencia de la marchitez vascular, ocasionada por *Fusarium oxysporum* (EcuRed, 2001). Sin embargo, en cultivos de flores, el empleo de esta técnica en Colombia solo se dio hacia 1992; hasta entonces, su uso era casi que exclusivo de la producción de hortalizas (Calderón, 2001).

Los floricultores colombianos implementaron el sistema de cultivo en sustrato con el uso de fertirriego sin reciclar los lixiviados producidos. Este sistema de cultivo en sustrato genera impactos ambientales negativos derivados del consumo de agua y del vertimiento de sales fertilizantes al medio ambiente. Por ende, surge la necesidad de formular técnicas de recirculación aislando las soluciones drenadas para su recomposición, reutilización y consecuente economía de agua y fertilizantes.

Arreaza (2000) y Meneses (2004) resaltan que en un cultivo de clavel en sustratos es adecuado obtener lixiviados en un rango entre el 5% y el 20% de volumen aplicado; valores inferiores o superiores, indican defecto o exceso del régimen de fertirriego. Sin embargo, para las condiciones mediterráneas descritas por Lorenzo *et al.* (1993) donde, en la mayoría de los casos, las aguas para riego contienen concentraciones excesivas de cloro, sodio, sulfatos y calcio, entre otros, es necesario utilizar una fracción de lavado entre 20 y 50%, para mantener un nivel aceptable de CE en la solución del sustrato.

En países del Mediterráneo la legislación establece que los lixiviados procedentes de sistemas de cultivo sin suelo deben tratarse como vertidos industriales. Además, en los cultivos establecidos en zonas vulnerables a nitratos, se deberá aplicar algún método de programación de riego que permita utilizar el agua con máxima eficiencia (Marfà *et al.*, 2006). En Colombia, la legislación vigente está encaminada a no permitir el vertimiento de lixiviados al ambiente. En el artículo 24 del capítulo 6 del decreto 3930 de 2010, que trata “de los vertimientos” se cita que no se admiten vertimientos que alteren las características existentes en un cuerpo de agua que lo hacen apto para todos los usos determinados en el artículo 9° del mismo decreto, es decir, entre otros usos, para:

consumo humano y doméstico; preservación de flora y fauna; agrícola; pecuario; y que ocasionen altos riesgos para la salud o para los recursos hidrobiológicos (www.alcaldiabogota.gov.co, 2010).

Por lo anterior se hace imprescindible proponer a los productores de flores de corte ubicados en la Sabana de Bogotá alternativas viables para el manejo adecuado de vertimientos provenientes de los cultivos en sustrato; sin que esto interfiera en la calidad y en la productividad del producto final. En este contexto, el Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural – MADR financió el proyecto **Producción más limpia en el cultivo de clavel en sustrato en la sabana de Bogotá**, en el programa **Optimización del manejo de cultivos en sustratos en la floricultura** de la cadena **Flores y follajes de exportación**.

1. Objetivos

1.1 Objetivo general

Evaluar el comportamiento de macronutrientes en el continuo sustrato-planta-lixiviado en un sistema de cultivo en sustratos a base de cascarilla de arroz quemada y fibra de coco, para clavel estándar cv. Delphi con recirculación de drenajes.

1.2 Objetivos específicos

- Determinar el contenido de N, P, K, Ca, Mg y S en tres sustratos a base de cascarilla de arroz y fibra de coco en el cultivo de clavel estándar cv. Delphi, con tres porcentajes de recirculación de drenajes y en diferentes estadios de desarrollo de las plantas.
- Determinar el contenido de N, P, K, Ca, Mg y S en el tejido vegetal de clavel estándar cv. Delphi cultivado en tres sustratos a base de cascarilla de arroz y fibra de coco sometido a tres porcentajes de recirculación de drenajes y en diferentes estadios de desarrollo de las plantas.
- Determinar el contenido de N, P, K, Ca, Mg y S en los drenajes del cultivo de clavel estándar cv. Delphi en tres sustratos a base de cascarilla de arroz y fibra de coco sometido a tres porcentajes de recirculación de drenajes y en diferentes estadios de desarrollo de las plantas.
- Evaluar la productividad y la calidad del clavel estándar cv. Delphi cultivado en tres sustratos a base de cascarilla de arroz y fibra de coco y sometido a tres porcentajes de recirculación de drenajes.
- Determinar el pH, la CE, la CIC y la relación C/N en tres sustratos a base de cascarilla de arroz y fibra de coco y en los drenajes de un sistema de cultivo con tres porcentajes de recirculación y en diferentes estadios de desarrollo de plantas de clavel estándar cv. Delphi.

4 Comportamiento de macronutrientes en un sistema de cultivo sin suelo para clavel estándar cv. Delphi con recirculación de drenajes en la Sabana de Bogotá

- Determinar pH y CE en los drenajes de un sistema de cultivo con tres porcentajes de recirculación y en diferentes estadios de desarrollo de plantas de clavel estándar cv. Delphi.
- Transferir los resultados relevantes del presente estudio a los sectores productivo y académico a través de la participación en eventos de carácter nacional e internacional y de la publicación de artículos en revistas técnico científicas.

2. Materiales y métodos

2.1 Ubicación

El proyecto se llevó cabo en el Centro de Biotecnología Aplicada de SENA, ubicado en el municipio de Mosquera, Cundinamarca, a 2516 msnm, 74,2° W y 4,7° N. Esta zona corresponde a la cuenca media - alta del río Bogotá, con promedios de 13,1°C de temperatura, 80,75 % de humedad relativa, 1100 mm de precipitación anual, 4,6 h de brillo solar diario y 1,7 m.s⁻¹ de velocidad del viento (Estación meteorológica de Tibaitata, en www.ideam.gov.co).

2.2 Camas de clavel

Para este ensayo se acondicionó un invernadero tradicional en madera con cuatro naves de 6,8 x 65 m cada una, con ventilación lateral y cenital pasiva. Se utilizó clavel estándar variedad Delphi sembrado en sustrato a una densidad de 24,3 plantas/m² de invernadero, en camas suspendidas de 15 x 0,8 m, con riego por goteo con goteros de 1,2 Lph cada 20 cm.

Se fertirrigó a través de un sistema computarizado y de un sistema automático de recirculación de drenajes (SARD). Este sistema está compuesto de: tarjeta de adquisición de señales de National Instruments; computador; sensores de CE, pH, NO₃⁻, NH₄⁺, Na⁺, Cl⁻, Ca⁺² y Mg⁺²; tanques de recolección y almacenamiento de soluciones; sensores de medición de volumen; válvulas solenoides y electrobombas; sensores de radiación global, radiación fotosintéticamente activa, humedad relativa y temperatura. El funcionamiento del SARD está descrito en Cuervo *et al.* (2011).

Para todos los tratamientos, la fórmula de fertilización en la fase vegetativa fue (mg.L⁻¹): N, 200; P, 30; K, 150; Ca, 150; Mg, 60; S, 72; Zn, 0,5; Cu, 1; Fe, 4; B,1; y Mo, 0,1. Y en la fase productiva: N, 150; P, 30; K, 150; Ca, 150; Mg, 60; S, 120; Zn, 0,5; Cu, 1; Fe, 4; B,1; y Mo, 0,1.

2.3 Variables a medir

Las muestras de tejido, de los sustratos, de los drenajes y del agua del reservorio se sometieron a caracterización química de nitrógeno, fósforo, potasio, calcio, magnesio y azufre, conforme el protocolo del laboratorio de aguas y suelos de la facultad de Agronomía de la Universidad Nacional de Colombia. Así mismo, se midió productividad, calidad y longevidad floral de clavel sometidos a la recirculación de los drenajes.

Para cada tratamiento la productividad se expresa en tallos florales producidos por m² de cama y la calidad, según los parámetros de los grados de calidad: *select*, *fancy*, estándar y nacional, determinados entre otras características por la longitud del tallo. Los grados de calidad para el cultivo de clavel según Escandón (2009) se observan en la Tabla 1. La longevidad floral como parámetro de calidad de los tallos florales se expresa en días con valor de ornato, la cual fue evaluada en el laboratorio de poscosecha de la facultad de agronomía, de la Universidad Nacional de Colombia, sede Bogotá. El día del montaje del ensayo, entre las 7:00 y 8:00 h se cortaron al azar 12 tallos florales por cada cama, en el punto de apertura denominado “corte ajustado”, correspondiente al grado cero de la Figura 1. Las flores se empacaron en cajas de *cartonplast* protegidas con papel seda y se transportaron al laboratorio de Fisiología Vegetal de la Facultad de Agronomía de la Universidad Nacional de Colombia, donde se uniformizó la longitud de los tallos florales a 50 cm de longitud, manteniendo las hojas del tercio superior.

Como floreros se utilizaron frascos de vidrio de 5L de capacidad, con 1L de agua destilada. Como unidad experimental o repetición se acondicionaron cinco tallos florales por tratamiento. A diario se registraron temperatura y humedad relativa y se mantuvo un fotoperiodo de 12h.

Las variables evaluadas fueron días de duración en florero y comportamiento de apertura floral, estimada con base en la escala que se presenta en la Figura 1. Se registraron síntomas de deshidratación en la flor, botrytis en pétalos y boteamiento, considerando las dos primeras como variables de descarte. Para la evaluación de longevidad floral se usaron tallos diferentes a los empleados para la evaluación de grados de apertura, debido a la pérdida de los tallos por condiciones no controladas en el laboratorio.

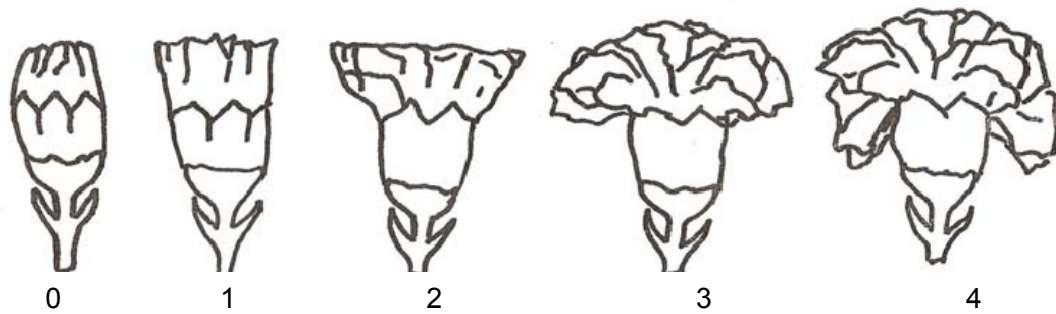


Figura 1. Escala utilizada para evaluar la apertura florar de clavel variedad Delphi, cultivada en sustratos con recirculación de lixiviados.

Tabla 1. Características cuantitativas de los grados de calidad de tallos de clavel tipo exportación y no exportable.

Aspectos cualitativos	<i>Select</i>	<i>Fancy</i>	Estándar	Nacional
Longitud de tallo (cm)	65-75	55-65	45-55	35-45
Firmeza del tallo (grado)	0	10	10	10
Torcedura del tallo (cm)	3	3	4	4
Peso del ramo (g)	750-800	700-750	650-700	600-650

Fuente: Escandón (2009)

Una vez construida la base de datos con las medidas de las variables se sometieron a análisis de varianza mediante el paquete estadístico SAS, para su posterior análisis.

2.4 Análisis de laboratorio

Los muestreos de sustratos de los tratamientos se realizaron tomando varias submuestras a través de toda la cama, con el fin de obtener muestras homogéneas y representativas de 1 kg aproximadamente para los respectivos análisis. Para el análisis de tejido se utilizaron todas las hojas sanas de cada planta en cada uno de los estadios evaluados. Una vez secadas en horno durante 48 h a 105°C se molieron y se tomó una muestra de 5 g. Las muestras para el análisis de lixiviados fueron recogidas en los canales de las camas de cada uno de los tratamientos; en recipientes plásticos se tomó 1

L de cada tratamiento. Las muestras para los respectivos análisis de sustratos, tejido y lixiviados se hicieron en cada uno de los estadios fenológicos, considerando tres repeticiones.

En la Tabla 2 se presentan los análisis del agua del reservorio muestreada en cada estadio fenológico en el cultivo de clavel estándar cv. Delphi. Esta fue la composición del agua con la que se prepararon las soluciones fertilizantes utilizadas durante el periodo de desarrollo del cultivo estudiado.

Los métodos utilizados en la caracterización química de sustratos, lixiviado y tejido se describen en las Tablas 3, 4 y 5, respectivamente.

Tabla 2. Análisis del agua de reservorio en cada estadio fenológico en el cultivo de clavel estándar cv. Delphi.

Variable	Unidades	Estadio				
		1er. pico	Valle	Transición	Desbotone	2do. pico
pH		6,4	6,7	6,6	6,6	6,4
OH	(mg.L ⁻¹) como CaCO ₃	0	0,00	0,00	0,00	0,00
CO ₃		0	0,00	0,00	0,00	0,00
HCO ₃		93,7	109	79,2	83,3	60,0
Cl		60,6	57,4	264,7	3,9	24,8
SO ₄		74,6	107,1	92,0	9,4	7,5
PO ₄		12,7	0,0	3,3	0,3	0,1
NO ₃		203	0,3	0,6	0,5	0,8
Ca	(mg.L ⁻¹)	60,7	24,2	18,9	18,3	13,7
K		42,2	0,2	0,2	1,7	0,1
Mg		23,9	9,1	12,9	4,5	4,3
Na		52,1	62,7	44,1	49,2	42,3
NH ₄		0,34	1,37	0,22	0,50	0,07
CE	(dS/m)	0,9	0,49	0,36	0,34	0,24
RAS	(meq.L ⁻¹)-1/2	1,43	2,76	1,91	2,68	2,55

Los estadios de desarrollo fenológico definidos fueron previamente seleccionados al azar, expresados en semanas después de siembra (SDS), para los muestreos respectivos: primer pico (27 SDS), valle 1(34 SDS), transición vegetativo - reproductivo (44 SDS), desbotone (48 SDS) y segundo pico (54 SDS).

2.5 Diseño experimental y muestreo

Se utilizó un diseño experimental de bloques completos al azar con nueve tratamientos y tres repeticiones, en parcelas subdivididas, donde las parcelas principales fueron los porcentajes de recirculación (0, 50 y 100%) y las subparcelas los sustratos (100CAQ, 65CAQ y 35CAQ), conforme se muestra en la Tabla 6. La unidad experimental fue la cama de 15 m, para un total de 27 camas.

Para el análisis de la longevidad floral se hicieron observaciones diarias y los datos se procesaron conforme al diseño experimental descrito; se analizaron de manera independiente los factores sustratos y porcentajes de recirculación y la interacción de sustratos por porcentajes de recirculación (tratamientos).

Tabla 3. Métodos empleados para la determinación de las variables en sustratos en el cultivo de clavel estándar cv. Delphi.

Variable	Método de análisis
N: Nitrógeno total	Micro-kjeldahl, valoración volumétrica
F: Fósforo total	Calcinación de la muestra a 475°C, valoración colorimétrica con vanadato y molibdato de amonio
Ca, K, Mg, Cu, Fe, Mn y Zn totales	Calcinación de la muestra a 475°C, espectrofotometría de absorción atómica
B: total	Calcinación de la muestra, valoración colorimétrica con Azometina-H
pH	Potenciómetro, determinación en el extracto de saturación (relación peso:volumen 1:5)
CE	Lectura en conductímetro a 25°C en el extracto de saturación.
Humedad a saturación	Secado de la muestra a 105°C durante 24 horas
Contenido de humedad a 70%	Secado de la muestra con la humedad de campo a 70°C durante 24 horas
CO: Carbono orgánico	Walkley-Black, valoración volumétrica.
Cenizas	Calcinación de la muestra a 475°C
CIC	Desplazamiento del NH ₄ intercambiado con NaCl 1M, valoración volumétrica.
C /N	Estimación a partir del carbono orgánico oxidable total y el nitrógeno total

Tabla 4. Métodos empleados para la determinación de las variables en tejido en el cultivo de clavel estándar cv. Delphi.

Variable	Método de análisis
N: Nitrógeno total	Micro-kjeldahl, valoración volumétrica
F: Fósforo total	Calcinación de la muestra a 475°C, valoración colorimétrica con vanadato y molibdato de amonio
Ca, K, Mg, Cu, Fe, Mn y Zn totales	Calcinación de la muestra a 475°C, espectrofotometría de absorción atómica
B: total	Calcinación de la muestra, valoración colorimétrica con Azometina-H

Tabla 5. Métodos empleados para la determinación de las variables en lixiviados en el cultivo de clavel estándar cv. Delphi.

Variable	Método de análisis
pH	Potenciométrico
OH, CaCO ₂ , y HCO ₃	Titulación con H ₂ SO ₄ 0,02N
Cl ⁻	Titulación con AgNO ₃ 0,0141N
SO ₄ ²⁻	Turbidimetría (precipitación con BaCl ₂)
PO ₄ ³⁻	Cloruro de estannoso, valoración colorimétrica
NO ₃ ⁻	Ácido fenoldisulfónico, valoración colorimétrica
Ca, K, Mg, Na, Cu, Fe, Mn, y Zn	Espectrofotometría de absorción atómica
NH ₄ ⁺	Nessler, valoración colorimétrica
B	Manitol, titulación potenciométrica
Conductividad eléctrica	Lectura en conductímetro a 25°C
RAS	Relación entre Na y Ca más Mg (Meq.L-1)
Clasificación	Clasificación de agua para fines de riego

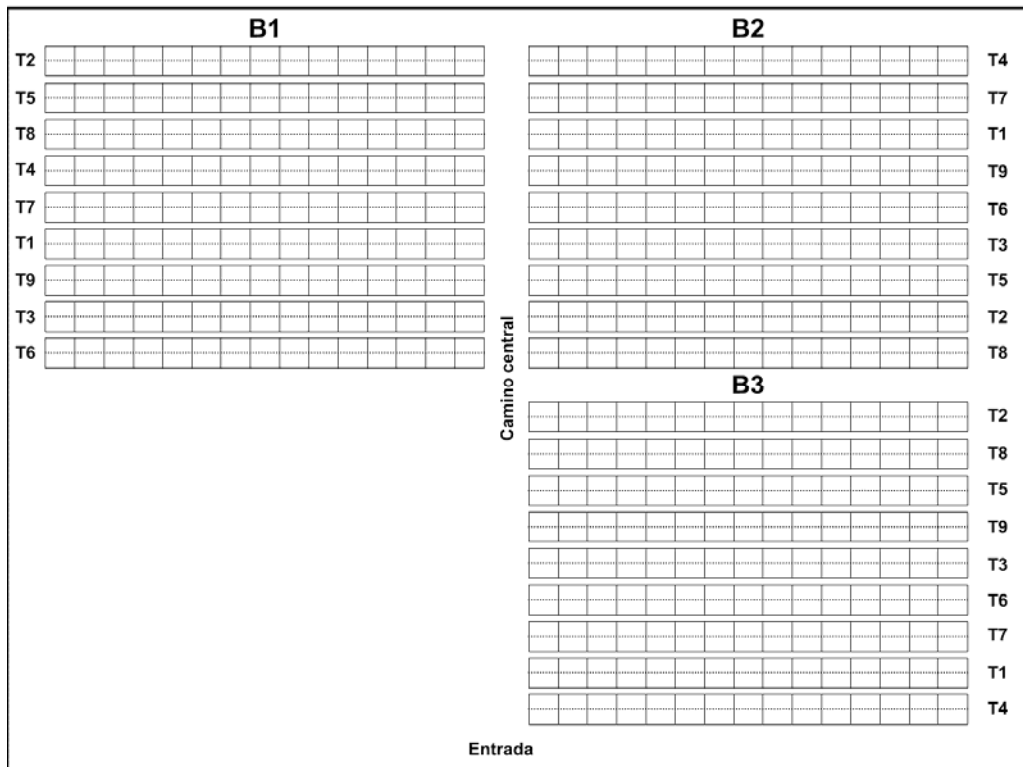
Tabla 6. Tratamientos a evaluar en clavel estándar var. Delphi cultivado en sustratos con recirculación automática de drenajes.

Tratamientos	Sustratos	Recirculación (%)
1	100CAQ	
7	65CAQ	0
4	35CAQ	
2	100CAQ	
8	65CAQ	50
5	35CAQ	
3	100CAQ	
9	65CAQ	100
6	35CAQ	

100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada - 35% fibra de coco; 35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada - 65% fibra de coco.

En la Figura 2 se observa la distribución de los tratamientos

Figura 2. Distribución de los tratamientos en el cultivo de clavel



3. Marco teórico

3.1 Cultivo sin suelo

De acuerdo con Abad *et al.* (2005), se entiende por cultivo sin suelo (CSS) aquel sistema de cultivo en el que la planta desarrolla su sistema radicular en un medio (sólido o líquido) confinado en un espacio limitado y aislado, fuera del suelo. Desde un punto de vista práctico, los cultivos sin suelo pueden clasificarse en cultivos hidropónicos (cultivo en agua más nutrientes o sobre materiales inertes) y cultivos en sustrato (cultivo sobre materiales químicamente activos, con capacidad de intercambio catiónico).

El CSS puede ser un sistema abierto a solución perdida (no recirculante), como el que comúnmente se usa en la sabana de Bogotá para el cultivo de clavel; o un sistema cerrado, con recirculación de la solución nutritiva, como lo describe Marfà (2000).

En Colombia la técnica de CSS se empezó a usar en clavel por lo que esta especie se convirtió en la pionera para el desarrollo de las técnicas hidropónicas para cultivo de flores en Colombia. La masificación de este medio de cultivo fue tardía principalmente por el alto costo de instalación comparado con el cultivo tradicional en suelo.

3.2 Sustratos

Un sustrato es todo material sólido distinto del suelo *in situ*, natural, de síntesis o residual, mineral u orgánico, que colocado en un contenedor, en forma pura o en mezcla, permite el anclaje del sistema radical y desempeña por tanto un papel de soporte para la planta, y no debería provocar un impacto medioambiental de importancia (Abad *et al.*, 2005).

La selección del tipo de sustrato depende de las características del cultivo a implantar, de la infraestructura a construir y de las variables ambientales. Además, se deben tener en cuenta las prácticas para manejo del sustrato de tal forma que se logre un buen desempeño de éste (Alarcón, 2000b). Existe un gran número de materiales usados como

sustratos, dentro de los cuales, entre otros, se destacan: turba, escoria, arena, vermiculita, perlita, lana de roca, fibra de coco y cascarilla de arroz.

3.2.1 Cascarilla de arroz

En el procesamiento del arroz paddy, se obtiene como subproducto la cascarilla de arroz, la cual puede ser utilizada directamente como sustrato o luego de someterla a un proceso de quemado o tostado. Es el sustrato más utilizado en Colombia, debido a que es económico comparado con sustratos tales como turba, vermiculita, fibra de coco y arcillas expandidas, entre otros. Su principal costo es el transporte.

Entre sus principales propiedades físico-químicas se encuentran: baja tasa de descomposición (a pesar de ser un sustrato orgánico) debido a su alto contenido de sílice (12 a 16 %); baja densidad aparente (0,090 a 0,22 g.m⁻³ de masa seca); buen drenaje y, en consecuencia, buena aireación y permeabilidad elevada; pH neutro, conductividad eléctrica (CE) y capacidad de intercambio catiónico (CIC) bajas; es un material rico en potasio y fósforo y pobre en nitrógeno. Sus principales limitantes son la baja retención de humedad inicial y la dificultad de conservar la humedad homogéneamente (humectabilidad) (Calderón, 2002 y Burés, 1997). Dentro de las alternativas usadas para mejorar las propiedades físicas y químicas, especialmente para aumentar la retención de agua fácilmente disponible, se realiza su quema parcial (Calderón, 2001); aunque esta práctica mejora notablemente la humectabilidad, aumenta poco la capilaridad ascensional y la retención de humedad; es por esto que Calderón (2002) propone la utilización de este sustrato mezclado con arcilla fina "cascarilla caolinizada", como una alternativa para mejorar la retención de humedad y la CIC.

3.2.2 Fibra de coco

La fibra de coco es un material orgánico de lenta descomposición que se obtiene de las plantaciones de coco de los países tropicales como son Sri Lanka, India, Filipinas, Costa de Marfil y México, entre otros (Burés, 1997 y Calderon y Cevallos, 2003). En el año 2007 la producción de coco en Colombia fue de alrededor de 137.500 t, con un rendimiento para el 2004 de 8,62 t.ha⁻¹, siendo en 2008 los departamentos de Nariño (50,1%) y Cauca (22%) los principales productores (Cadena Hortofrutícola, 2012). En diferentes países se utiliza la fibra de coco como sustrato en el cultivo de plantas hortícolas y

ornamentales y actualmente ocupa un espacio importante entre los sustratos comerciales en Colombia.

La fibra de coco está compuesta de partículas de lignina y celulosa, con una relación C/N de 80. Algunos tipos de fibra presentan toxicidad cuando se utiliza el material fresco, por lo cual es recomendable compostarlo, añadiendo nitrógeno, antes de su uso como sustrato. El pH de la fibra de coco varía entre 4 y 7, con variaciones de CE entre 1 y 6 dS.m⁻¹. La CE alta se puede presentar por su contacto con el agua del mar en las zonas de origen, aspecto que determina la necesidad de analizar previamente el material para verificar su salinidad; y una vez establecido el cultivo es recomendable hacer lavados con agua baja en sales. El contenido de materia orgánica es de 92%, la CIC está entre 50 y 90 meq/100g, la porosidad total es 92%, su densidad aparente es de 0,06 g.cm⁻³ (Alarcón y Urrestarazu, 2006) y la conductividad hidráulica es elevada (Burés, 1997).

3.3 Sistemas de recirculación

La recirculación en los CSS consiste en restituir al circuito de fertirrigación los lixiviados originados como consecuencia de aplicaciones de riego excedentarias, de forma que se establezca un circuito cerrado (Marfà, 2000). La adopción de técnicas de CSS con recirculación admite la supresión total o parcial del vertimiento de lixiviados al medio; por lo tanto estas técnicas permiten un ahorro de fertilizantes y de agua respecto a las técnicas de CSS sin recirculación o circuito abierto (Marfà *et al.*, 2006). Raviv *et al.* (1998) encontraron que en un CSS de rosas para flor cortada con recirculación se obtuvo una reducción en el aporte de nitratos del 43%, de potasio 37% y de fósforo 47%, en comparación con CSS sin recirculación. De acuerdo con Zekki *et al.* (1996), las técnicas de recirculación contribuyen a mitigar el problema medioambiental derivado de la lixiviación de fertilizantes en la horticultura extensiva. La FAO (2003) considera el uso de sistemas cerrados una BPA, debido a que la solución de nutrientes es almacenada, tratada y reutilizada; reduciendo la contaminación del suelo y de fuentes de agua.

La operatividad de un sistema de CSS con recirculación en buena parte está condicionada por la calidad del agua de riego (salinidad y composición iónica) (Bar-Yosef, 2008); así, cuando la CE es menor de 0,6 dS.m⁻¹ la recirculación total no suele presentar ningún problema, empieza a ser limitante cuando la CE es superior a 1 dS.m⁻¹. Desde el

punto de vista de la composición iónica las concentraciones de cloruro y de sodio determinan restricciones para el uso del agua en un sistema recirculante (Marfà *et al.*, 2006). Sin embargo, Bar-Yosef *et al.* (2001) establecieron que aun utilizando aguas con un contenido de sales (incluyendo sodio y cloruro) relativamente elevado, un CSS con recirculación permite disminuir significativamente el consumo de fertilizantes y la contaminación ambiental.

Si las concentraciones de nutrientes en la solución recirculada fluctúan drásticamente, esto afectará la CE independiente de la acumulación de solutos indeseables. Por ejemplo, si la concentración de nitrógeno cae de 140 a 14 mg.L⁻¹ (debido a la inadecuada reposición de N), la CE se reduce a ~ 1 dS.m⁻¹ (aproximadamente 10 mM (c) por 1 dS.m⁻¹). Bajo tales condiciones, la supervisión de la CE es insuficiente y los iones se acumulan, por ejemplo cloro y sodio, por lo que se deben medir específicamente (Bar-Yosef, 2008).

Parte de los problemas agronómicos en los CSS cerrados se derivan de la progresiva alteración de la composición originaria de la solución nutritiva, principalmente por la acumulación de ciertos iones como cloruro, sodio y sulfatos (Marfà *et al.*, 2006). Confirmando lo anterior, Ehret *et al.* (2005) afirman que entre otras razones para que se reduzca el crecimiento de las plantas en sistemas cerrados, está el cambio en el balance mineral o en la concentración de nutrientes, y alteraciones en el pH que afectan la disponibilidad y absorción de nutrientes esenciales. Por ejemplo, de acuerdo con Bar-Yosef (2008), un pH elevado induce la precipitación de carbonato y ortofosfato de calcio, que puede causar obstrucción de los emisores, desuniformidad en la aplicación de agua y de nutrientes en comparación con los sistemas de riego abiertos, donde las variaciones de pH son más pequeñas.

De acuerdo con Holley y Baker (1991) en plantas de clavel el sodio y el potasio son competitivos, independiente de otros iones presentes. Probablemente hay un cierto nivel de sodio en el cual se mejora considerablemente la absorción de otros cationes, sin embargo, el sodio puede ser un problema cuando el potasio en la solución nutritiva es extremadamente bajo. El clavel también tiene la capacidad absorber calcio tan fácilmente como potasio, lo cual es diferente de muchas otras plantas reportadas en la literatura. Los autores también sugieren que probablemente hay tres sistemas que operan en la absorción de cationes por la planta de clavel: cuando hay un buen suministro de potasio,

la presencia de potasio suprime la absorción de sodio; cuando hay un suministro deficiente de potasio los cuatro iones K, Na, Ca y Mg compiten por absorción; magnesio y calcio pueden ser absorbidos por un sistema separado en el que compiten por igual para la absorción.

Cuando no se dispone de agua de suficiente calidad la solución es la recirculación parcial, desechándose el lixiviado almacenado una vez se supera una determinada concentración de iones no deseables como cloruro o sodio (CIW y CUWVO, 1996) o cuando se supera un determinado nivel de sales disueltas; para Molitor y Fischer (1988), citados por Marfà (2000), esto es cuando la CE es mayor de 5 dS.m⁻¹. Sin embargo, el límite para descartar el lixiviado también depende del cultivo y del clima.

De acuerdo con Marfà *et al.* (2006), en CSS donde se utilizan sustratos de naturaleza orgánica, química y biológicamente activos, la solución nutritiva interacciona fuertemente con el sustrato y no es tan sencilla la incorporación de la recirculación al sistema de cultivo. Por lo anterior, las técnicas de recirculación se han difundido y son técnicamente operativas en algunos cultivos de hortalizas y de flor de corte en los que se emplean la técnica NFT (Lámina recirculante de nutrientes) o bien sustratos minerales relativamente inertes y estables.

Debido a que en los CSS en sistemas cerrados se trata de retornar el volumen de solución lixiviada al circuito de fertirrigación, es necesario instalar colectores que permitan recuperar los lixiviados al final de cada línea, bancada o franja de cultivo. Los lixiviados presentan dos características básicas: su composición iónica no es igual a la de la solución nutritiva originaria, aunque normalmente presenta alguna semejanza e incorporan sólidos en suspensión, solutos exudados por las propias raíces y microorganismos que pueden ser patógenos; por lo anterior los lixiviados deben filtrarse, desinfectarse y restituirse al circuito cerrado, corrigiendo su composición, en la medida que sea técnicamente posible, y de forma automatizada (Marfà *et al.*, 2006).

La filtración es necesaria para garantizar la uniformidad del sistema de riego. En el caso de utilizar algún sistema de desinfección, su eficacia depende de la mayor o menor turbidez del agua (rayos ultravioletas) o del mayor o menor contenido de sólidos disueltos (microfiltración). Para filtrar los lixiviados se emplean los filtros habituales de malla, de discos o de arena (Marfà, 2000).

3.4 El cultivo del clavel

El clavel es una planta semileñosa que ramifica desde la base y desarrolla sus flores en el ápice del tallo. Por su origen mediterráneo, es una planta fotoperiódica de día largo y termoperiódica; por lo tanto, el factor más determinante sobre el ritmo de crecimiento y de floración a lo largo del año es la luz, de tal modo que el fotoperiodo y la intensidad luminosa van a influir tanto en la longitud de tallo, como sobre la ramificación y sobre el ritmo de crecimiento (Arreaza, 2000; FAO, 2002). El crecimiento vegetativo inicial está altamente correlacionado con la intensidad de la luz: a una alta intensidad se presenta un elevado nivel de crecimiento. Por lo tanto, el tiempo empleado en producir yemas florales depende tanto de la intensidad de la luz como de la longitud del día; produciéndose más flores en días largos con altos niveles de luz. De otro lado, la tasa de desarrollo del botón floral está altamente correlacionada con la temperatura: cuanto más alta la temperatura más rápidamente el botón va a florecer. Sin embargo, a temperaturas elevadas la flor es más pequeña ya que hay menos pétalos y los tallos pueden ser más débiles, mientras que flores que se desarrollan a temperaturas más frías tendrán más pétalos y mayor tendencia al rajado del cáliz (Salinger, 1991). Para FAO (2002) el rajado del cáliz es atribuido a las grandes diferencias de temperatura entre el día y la noche, ya que estas diferencias hacen proliferar el número de pétalos. La temperatura adecuada para el crecimiento vegetativo y la floración debe ser mínimo 8°C y máximo 25°C; y aunque las plantas de clavel resisten temperaturas bajas hasta los -4°C, las heladas pueden perjudicarle en distintos aspectos por ejemplo produciendo caída de las flores y modificando el color.

El clavel utilizado para flor de corte pertenece a la especie *Dianthus caryophyllus*, existiendo otras especies de *Dianthus* que se utilizan para planta de maceta o jardín. Los cultivares se clasifican en grupos atendiendo al número de flores por tallo: el estándar que posee una flor de gran tamaño en cada tallo y el miniatura, que posee una abundante floración, aunque sus flores son pequeñas, nacen en los nudos superiores, y la flor superior siempre es retirada (FAO, 2002).

La flor normalmente se inicia en promedio por encima de entre quince y dieciocho nudos (FAO, 2002). Lopez *et al.* (2010) determinaron que la aparición de nudos en tallos florales de clavel cv. Delphi presenta un comportamiento de tipo exponencial en función del tiempo térmico, y que la tasa de aparición de nudos en el tallo floral fue igual en la

evaluación de tres sustratos a base de cascarilla de arroz y fibra de coco. Determinaron la temperatura base de $0,12^{\circ}\text{C}$ para la aparición de nudos en el tallo floral, con un estimado máximo de 16,89 nudos. Los autores también afirman que la aparición de nudos en clavel es un proceso acelerado en los primeros estadios de desarrollo; por lo que para la aparición de los primeros nudos se necesita una menor acumulación de grados días con respecto a la aparición de los últimos nudos. Para el surgimiento del botón floral fueron necesarios 1363,2 grados día y a pico de cosecha 2226,5 grados día, a partir del despunte.

Se han estudiado numerosas densidades de siembra, comparando la producción total de flores y la calidad con rangos de 25 a 180 plantas. m^{-2} . Ocasionalmente se han utilizado siembras a densidades altas, de 60 a 80 plantas. m^{-2} , a una cosecha o para cultivos de alto rendimiento inicial; pero en estas densidades raramente se producen más flores en comparación con una plantación menos densa en un período de dos años. Alrededor de 200 tallos florales. m^{-2} se considera como máxima productividad en cualquier época. Como cada planta producirá 4 a 6 tallos florales a partir de un *pinch* sencillo, la densidad de siembra lógica es de 35 a 45 plantas. m^{-2} para un cultivo a dos años (Besemer, 1980).

Durante su desarrollo inicial las plantas de clavel presentan dominancia apical, lo que lleva a la necesidad de un despunte (Arreaza, 2000) denominado *pinch*, que se realiza cuando la planta tiene 4 a 6 semanas de establecida y los brotes laterales de las hojas inferiores son de unos 5 cm de largo. Para lo cual, la parte superior del tallo se retira de forma manual, generalmente por encima del sexto nudo. Usualmente se reportan tres tipos de *pinch* (*pinch* sencillo, *pinch* y medio, y doble *pinch*), cada uno con influencia en el momento de la floración, y en la producción y calidad de las flores producidas (Besemer, 1980).

Luego del *pinch* las plantas desarrollan brotes laterales y pasan a un periodo de desarrollo vegetativo, seguido de un periodo de reproductividad con elongación de tallos y desarrollo de un botón floral, este periodo termina con la floración casi simultánea de los brotes, lo que constituye la primera cosecha. Una vez cortadas las flores, las plantas entran de nuevo a una etapa vegetativa, en la cual se desarrollan brotes laterales por debajo de los puntos de corte; esta etapa es menos uniforme que la primera, se da nuevamente un periodo de crecimiento vegetativo, elongación y desarrollo de botones florales, hasta culminar una segunda floración, lo que se denomina segunda cosecha, la cual tiene mayor duración y se da de forma escalonada (Arreaza, 2000).

3.5 Bibliografía

- Abad, M., Noguera, P y Carrion C,P. 2005. Sustratos para el cultivo sin suelo y fertirrigación. En: Cadahia, C. (Ed.). *Fertirrigación. Cultivos hortícolas y ornamentales*, Madrid. Ediciones Mundi-Prensa. pp. 299-354.
- Alarcón V., A.L. 2000b. Introducción a los cultivos sin suelo. Sistemas y sustratos. En: Alarcón V., A.L. (Coord.). *Tecnología para cultivos de alto rendimiento*. Cartagena: Universidad Politécnica de Cartagena. pp. 191-204.
- Alarcón V., A.L. y Urrestarazu, M. 2006. Cultivo en coco. En: Alarcón V., A.L. (Coord.). *Cultivos sin suelo. Compendios de Horticultura*, 17. Reus: Ediciones de Horticultura, S.L. pp. 117-130.
- Arreaza, P. 2000. Técnicas básicas del cultivo del clavel. En: Pizano, De Márquez, M. *Clavel (Dianthus Caryophyllus)*. Bogotá. Ediciones Hortitecna Ltda. pp. 15-40.
- Bar-Yosef, B., Markovich, T. and Levkovich, I. 2001. Pepper response to leachate recycling in a greenhouse in Israel. *Acta Horticulturae*, 548:357-364.
- Bar-Yosef, B. 2008. Fertigation management and crops response to solution recycling in semi-closed greenhouses. En: Raviv, M. and Lieth, J. H. *Soilless culture: Theory and practice*. Amsterdam. Elsevier. pp 341-424.
- Besemer, S.T. 1980. Carnations. En: Larson, R.A (Ed.). *Introduction to Floriculture*. Orlando. Academic Press, Inc. pp 49-79.
- Burés, S. 1997. Sustratos. Madrid. Ediciones Agrotecnicas S.L. 342p.
- Cadena Hortofruticola, 2012. Disponible en http://www.cadenahortofruticola.org/admin/bibli/865acuerdo_competitividad_cadena_co_co.pdf. Consultado: julio 2012.
- Calderón S., F. 2001. El cultivo hidropónico de flores en Colombia. En: http://www.drcalderonlabs.com/Hidroponicos/Hidroponia_Colombia.htm. Consultado: mayo 2010.
- Calderón S., F. 2002. La cascarilla de arroz "caolinizada"; una alternativa para mejorar la retención de humedad como sustrato para cultivos hidropónicos. En: http://www.drcalderonlabs.com/Investigaciones/Cascarilla_Caolinizada/La_Cascarilla_Caolinizada.htm. Consultado: mayo 2010.

- Calderón S., F. y Cevallos, F. 2003. Los Sustratos. En: http://www.drcalderonlabs.com/Publicaciones/Los_Sustratos.htm. Consultado: mayo 2010.
- CIW (Comissie Integraal Waterbeheer) and CUWVO (Dutch Comission for the Implementation of the Act on Pollution of Surface Waters). 1996. Recirculatie drainagewater van grondgebonden glastuinbouw bedrijven. 76 p.
- Cuervo B., W.J., Flórez R., V.J. y González M., C.A. 2011. Generalidades de la automatización y control para el reciclaje de drenajes en cultivos bajo cubierta. En: Flórez R, V.J. (Ed.). *Sustratos, manejo del clima, automatización y control en sistemas de cultivo sin suelo*. Bogotá. Editorial Universidad Nacional de Colombia. pp. 247-275.
- Ehret, D.L., Menzies, J.G. and Helmer, T. 2005. Production and quality of greenhouse roses in recirculating nutrient systems. *Scientia Horticulturae*, 106:103-113.
- Estación meteorológica de Tibaitata, en www.ideam.gov.co
- Escandón L., J.D. 2009. Propuesta logística para el desarrollo de la exportación de rosas y claveles a estados unidos para la comercializadora Export Flexy Ltda. Trabajo de grado para optar al título de Ingeniero Industrial, Universidad Javeriana. 143p.
- FAO, 2002. El cultivo protegido en clima mediterráneo. Manual preparado por el grupo de cultivos hortícolas. Dirección de Protección y Producción Vegetal. Roma. 318p.
- FAO, 2003. Development of a framework for good agricultural practices. En: <http://www.fao.org/docrep/meeting/006/y8704e.htm>. Consultado: enero de 2012.
- EcuRed, 2001. Disponible en <http://www.ecured.cu/index.php/Clavel>. Consultado: mayo 2010.
- Holly, W.D. and Baker, R. 1991. Carnation production II. Iowa: Kendall/ Hunt Publishing Company. pp. 39-49.
- López M., M.A., Chaves C., B., Flórez R., V.J. y Salazar, M.R. 2010. Modelo de aparición de nudos en clavel (*Dianthus caryophyllus* L.) cv. Delphi cultivado en sustratos. *Agronomía Colombiana*, 28(1):47-54.
- Lorenzo, P., Medrano, E. and García, M. 1993. Irrigation management in perlite. *Acta Horticulturae*, 335:429-434.

- Marfà, O. 2000. La recirculación en cultivos sin suelo. Elementos básicos. En: Marfà, O. (Coord.). *Recirculación en cultivos sin suelo. Compendios de Horticultura*, 14. Reus: Ediciones de Horticultura, S.L. pp. 21 – 27.
- Marfà, O., Casdesús, J. y Cáceres, R. 2006. Recirculación en cultivos sin suelo. En: Alarcón V., A.L. (Coord.). *Cultivos sin suelo. Compendios de Horticultura*, 17. Reus: Ediciones de Horticultura, S.L. pp. 175 - 190.
- Meneses, V. 2004. Caracterización física, en función del tiempo de uso, del sustrato empleado en cultivos de clavel del grupo América flor Ltda, Universidad Nacional de Colombia, Bogotá.
- Raviv, M., Krasnovsky, A., Medina, A. and Reuveni, R. 1998. Assessment of various control strategies for recirculation of greenhouse effluents under semi-arid conditions. *Journal of Horticultural Science and Biotechnology*, 73(4): 485-491
- Salinger, J.P. 1991. Producción comercial de flores. Zaragoza. Editorial Acribia S. A. 371p.
- Zekki, H., Gauthier, L. and Gosselin, A. 1996. Growth, Productivity, and Mineral Composition of Hydroponically Cultivated Greenhouse Tomatoes, with or without Nutrient Solution Recycling. *Journal of the American Society for Horticultural Science*. 121(6):1082-1088.
- www.alcaldiabogota.gov.co, 2010. Decreto 3930 de 2010. Diario Oficial 47837 de octubre 25 de 2010. Disponible en:
www.alcaldiabogota.gov.co/sisjur/normas/Norma1.jsp?i=40620#79.

4. Artículo 1

Comportamiento de NPK en un sistema de cultivo sin suelo para clavel estándar cv. Delphi con recirculación de drenajes en la Sabana de Bogotá

Resumen

En la floricultura colombiana, el cultivo de clavel en sustrato es el más representativo. El objetivo del presente estudio fue determinar el contenido de N, P y K en los sustratos, en los drenajes y en el tejido de la planta entera de clavel estándar cv. Delphi, con tres porcentajes de recirculación de drenajes y en diferentes estadios fenológicos de desarrollo. Los estadios considerados fueron: “primer pico”, “valle”, “transición vegetativo - reproductivo”, “desbotone” y “segundo pico”. Se utilizó un diseño experimental de bloques completos al azar con nueve tratamientos y tres repeticiones, en parcelas divididas. Se pudo inferir que la concentración de nitrato en los lixiviados fue influenciada por los niveles de recirculación y a partir del estadio “transición” se observó una tendencia creciente; la concentración de N en los sustratos disminuyó a medida que aumenta el contenido de cascarilla de arroz. Para fósforo, la concentración en los lixiviados fue influenciada por ambos factores, en particular por el porcentaje de cascarilla de arroz, con promedios significativamente mayores en los tratamientos con menores porcentajes; el contenido de fósforo en los sustratos fue significativamente mayor en los últimos tres estadios, donde la concentración más baja se obtuvo en los tratamientos con mayor porcentaje de cascarilla de arroz. Para potasio, de forma independiente de los factores su concentración en los lixiviados tendió a aumentar con la edad de la planta a

partir del estadio "transición"; más influenciada por los sustratos, con concentraciones significativamente más altas en los tratamientos con mayor contenido de cascarilla. Se recomienda mantener un porcentaje de fibra de coco en el sustrato para así disminuir la pérdida por lixiviación de los iones N, P y K en los sistemas de cultivo sin suelo abiertos. En sistemas de cultivo sin suelo con recirculación de drenajes se hace necesario ajustar las fórmulas de fertirriego de tal forma que se consideren los contenidos recirculados de N y P.

Summary

In the Colombian soilless floriculture, carnations grown on substrate is the most representative. The aim of this study was to determine the content of N, P, and K in the substrates, in drainages, and in the tissue of whole plant standard carnation cv. Delphi, with three recycling percentages and in different phenological developmental stages. The trial was carried out with three different substrates base on burned rice husk (BRH) and coconut fiber (CF). The stages "first peak", "valley", "transition vegetative - reproductive", "disbudding" and "second peak" were considered. A randomized complete block experimental design in a split plot with nine treatments and three replications was used. The results indicated that the nitrate concentration in the leachate could be influenced by recirculation levels, and from "transition" stage going a growing trend; the concentration of N in the substrates decreased with increasing content of BRH in the substrate. For phosphate, the concentration in the leachate was influenced by two factors, in particular by the percentage of BRH, with averages significantly higher in treatments with lower percentages; the phosphorus content in the substrates was significantly higher in the latest three stages, where lowest concentration obtained in treatments with highest BRH percentage. Independently of the factors, with age of plant the potassium concentration in leachate tended to increase from the stage "transition", more influenced by substrates, with significant higher concentrations in treatments with greater amount of BRH. It is recommended to keep a percentage of coir in the substrate in order to reduce the loss by leaching of N, P, and K in open soilless systems. In soilless systems with recycling drainage is necessary to adjust fertigation formulas so that the recirculated N and P contents are considered.

4.1 Objetivo

Determinar el contenido de N, P, K en tres sustratos a base de cascarilla de arroz y fibra de coco, en los drenajes y en el tejido vegetal de clavel estándar cv. Delphi, con tres porcentajes de recirculación de drenajes y en diferentes estadios de desarrollo de las plantas.

4.2 Características de los macroelementos esenciales

4.2.1 Nitrógeno

Dependiendo de la especie vegetal, etapa de desarrollo y del órgano, el contenido de nitrógeno necesario para el crecimiento óptimo varía entre 2 y 5% de la masa seca de las plantas (Marschner, 1995); los mayores contenidos de nitrógeno en las plantas se encuentran en los tejidos jóvenes, en los cuales el porcentaje oscila entre 5,5 y 6,5% de la masa seca. A medida que la planta avanza en edad, la proporción de celulosa aumenta, el porcentaje de nitrógeno disminuye y se eleva la relación C/N. Las hojas suelen ser más ricas en nitrógeno pero su valor disminuye durante la floración (Navarro y Navarro, 2003).

El nitrógeno es uno de los nutrientes minerales más importante en el desarrollo de la planta debido a que se encuentra en muchos compuestos orgánicos incluyendo todos los aminoácidos y los ácidos nucleicos (Epstein y Bloom, 2005); del nitrógeno total en las plantas, las proteínas contienen cerca del 85%, los ácidos nucleicos alrededor del 5%, y entre 5 y 10% en varios tipos de compuestos orgánicos de bajo peso molecular solubles en agua (Barker y Bryson, 2007). El nitrógeno también es constituyente de las clorofilas y enzimas del grupo de los citocromos (nucleo porfirínico), indispensables para la fotosíntesis y la respiración; está presente en varias coenzimas como fosfato de piridoxal (transaminación aminoacídica) y de los nicotinamida-adenin-dinucleótidos (NAD y NADP) (Navarro y Navarro, 2003).

Las formas iónicas preferentes de absorción de este elemento por la raíz son el nitrato (NO_3^-) y el amonio (NH_4^+), prefiriendo la forma nítrica debido a la reacción y a la capacidad que tienen los coloides del suelo para fijar los iones de amonio, mientras que los nitratos conservan una completa movilidad; por lo que se presenta una menor utilización del nitrógeno amoniacal y mayor posibilidad de absorción en su forma nítrica,

excepto en los suelos donde se presente pérdida de nitrato por lixiviación. También se debe considerar que en los suelos de cultivo, los iones amonio añadidos se oxidan rápidamente a nitratos y por lo tanto esta forma siempre se presentará en mayor proporción en la disolución del suelo (Navarro y Navarro, 2003).

El nitrato es fácilmente móvil en el xilema y puede ser almacenado en las vacuolas de las células de la raíz y de la parte aérea, así como en los órganos de almacenamiento. La mayoría del amonio debe ser incorporado en las raíces en compuestos orgánicos, debido a que incluso en concentraciones bajas es tóxico (Marschner, 1995).

Con un costo energético importante, el nitrato debe ser reducido a amonio para ser asimilado por la planta; usando el equivalente de 8 a 12 moles de ATP para cada mol de nitrato reducido. La asimilación de amonio requiere un adicional de cinco ATP por cada mol (Bloom *et al.*, 1992). Para esta reacción, los glúcidos de reserva de la planta y las sustancias fotosintéticas, además de proporcionar los esqueletos carbonados necesarios para la incorporación del grupo amonio proporcionan la energía y el hidrógeno requeridos para la reducción (Navarro y Navarro, 2003); esta reducción se puede llevar a cabo en la raíz y en las hojas en presencia de luz (Lambers *et al.*, 2008). La raíz puede reducir entre 5 y 95% de los nitratos absorbidos. El porcentaje de reducción llevado a cabo en las raíces y en la parte aérea depende de diversos factores, incluido el nivel de suministro de nitrato, la especie, la edad de la planta, y tiene consecuencias importantes para la nutrición mineral y la economía del carbono en la planta (Marschner, 1995). En las primeras etapas de crecimiento, la contribución de la raíz es significativa; sin embargo, a medida que la planta se desarrolla, la reducción de nitrato desciende en la raíz y aumenta en las hojas (Maldonado *et al.*, 2000). De acuerdo con Armstrong y Kirkby (1979), a partir de análisis de savia xilemática en plantas de tomate se mostró que el anión predominante era NO_3^- y los dos principales cationes fueron K^+ y Ca^{2+} ; esto proporciona evidencia adicional de que las partes superiores de la planta proporcionan el principal sitio de reducción de NO_3^- .

Todas las células de las plantas tienen la capacidad de reducir el nitrato a nitrito, utilizando la energía y el poder reductor (NADH, NADPH) de la fotosíntesis y la respiración en los tejidos verdes y de la respiración en las raíces y tejidos no verdes. En las raíces hasta el 23% de la energía respiratoria puede ser utilizada en la asimilación de nitrato en comparación con el 14% requerido para la asimilación de amonio como descrito por Bloom *et al.* (1992) para cebada cultivada en solución nutritiva. De acuerdo

con Maldonado *et al.* (2000), la absorción del nitrato es un proceso que requiere energía metabólica y se caracteriza porque muestra una típica cinética de saturación, lo que indica que su transporte a través del plasmalema de las células de la raíz es facilitado por una permeasa o proteína transportadora, la cual se induce por la presencia de nitrato. Muchas especies vegetales muestran dos sistemas de absorción; el primero, inducible por nitrato, tiene una alta afinidad por dicho anión ($K_m < 100 \mu\text{M}$) y se satura a concentraciones externas inferiores a $1 \mu\text{M}$. El segundo es especialmente operativo a concentraciones externas de nitrato superiores a $1 \mu\text{M}$, no muestra cinética de saturación. Lo anterior sugiere que el primer sistema está constituido por permeasas y el segundo por canales iónicos. Las medidas de los cambios que experimenta el potencial de membrana de las células de la raíz durante la absorción de nitrato y su dependencia del pH externo, han permitido proponer que el nitrato es transportado al interior celular mediante un mecanismo simporte $2\text{H}^+/\text{NO}_3^-$.

En la reducción de nitrato a amonio intervienen dos enzimas, la nitrato reductasa (NR) que reduce el nitrato a nitrito y seguidamente la nitrito reductasa (NiR) que reduce el nitrito a amonio. En la asimilación del nitrato, el nitrógeno en forma de NO_3^- se convierte en nitrito (NO_2^-), una forma de mayor energía; luego a amonio (NH_4^+), una forma aún de mayor energía y, finalmente, en el nitrógeno de la amida de la glutamina (Bloom *et al.*, 1992). Algunas plantas como las leguminosas forman relaciones simbióticas con bacterias fijadoras de nitrógeno para convertir el nitrógeno molecular (N_2) en amoniaco (NH_3), el cual es el primer producto estable de la fijación natural, a un pH fisiológico, sin embargo, el amoniaco es protonado para formar el ion amonio (NH_4^+). El proceso de fijación biológica de nitrógeno, junto con la asimilación posterior de NH_3 en un aminoácido, consume alrededor de 16 ATP por nitrógeno (Pate y Layzell, 1990; Vande Broek y Vanderleyden, 1995, citados por Taiz y Zeiger, 2002).

La mayoría del nitrógeno del suelo se encuentra en la fracción orgánica, no asimilable por las plantas. Por lo tanto, son importantes los procesos de mineralización de nitrógeno en el suelo habitualmente controlados por microorganismos, por lo que es difícil establecer el potencial nutritivo de nitrógeno en el suelo, aún más si se consideran los procesos de desnitrificación y lixiviación. Esta última determina el impacto ambiental que los nitratos de origen agrícola ejercen en la contaminación de los acuíferos subterráneos (Bonilla, 2000). La deficiencia de nitrógeno limita el crecimiento de todos los órganos de la planta: tallos, raíz y frutos (incluyendo semilla). Las hojas permanecen pequeñas y se

tornan rígidas adquiriendo un color verde amarillento; el peciolo se acorta y las nervaduras aparecen más pronunciadas, y cuando la deficiencia es severa la floración es escasa (Navarro y Navarro, 2003). Cuando la deficiencia de nitrógeno se desarrolla lentamente, las plantas pueden tener tallos marcadamente delgados y a menudo leñosos; esto puede ser debido a un exceso en la acumulación de los carbohidratos que no se puedan utilizar en la síntesis de aminoácidos o de otros compuestos de nitrógeno. Los carbohidratos que no se utilizan en el metabolismo del nitrógeno también pueden ser utilizados en la síntesis de antocianinas, lo que lleva a la acumulación de ese pigmento y esta condición se revela como una coloración púrpura en las hojas, pecíolos y tallos de algunas plantas deficientes de nitrógeno, como en tomate y en ciertas variedades de maíz (Taiz y Zeiger, 2002).

Debido a que es un elemento muy móvil en la planta, las primeras evidencias de deficiencia se observan en las hojas más viejas, debido a que ocurre desplazamiento hacia los órganos de mayor demanda, es decir, hacia las hojas jóvenes. La maduración de frutos se acelera, con disminución del rendimiento. Bajo deficiencia de nitrógeno el fósforo tiende a acumularse y presentar contenidos elevados. En contraste, las plantas con excesos de nitrógeno son suculentas, con tejidos poco leñosos, desarrollo radicular pobre y amplio desarrollo vegetativo; las hojas son de color verde oscuro, la maduración se atrasa y se disminuye la calidad del fruto. Adicionalmente la planta se hace más susceptible a enfermedades, al ataque de plagas y a condiciones climatológicas adversas (Alarcón, 2000a). De acuerdo con Navarro y Navarro (2003), el crecimiento vigoroso que resulta de aplicar nitrógeno en exceso provoca también la rápida utilización de otros elementos, que si no se encuentran en cantidades suficientes en forma asimilable, pueden ocasionar deficiencias, como la del cobre.

4.2.2 Fósforo

El fósforo está presente en todas las células, con tendencia a concentrarse en las semillas y en las zonas de crecimiento de las plantas (Thompson y Troeh, 1988). Se encuentra en los tejidos de la planta en concentración variable, los requerimientos de fósforo para un crecimiento óptimo están entre 0,3 y 0,5% de la masa seca durante la etapa vegetativa de crecimiento; y la probabilidad de toxicidad aumenta con contenidos superiores al 1% de la masa seca (Marschner, 1995).

El fósforo está disponible para la planta como ion fosfato y se absorbe preferentemente en la forma de H_2PO_4^- en suelos con pH menor a 7 y, en menor proporción, como HPO_4^{2-} en suelos básicos, con pH por encima de 7 (Bonilla, 2000); en una proporción diez veces más rápida de la primera forma con respecto a la segunda. Otras formas en que el fósforo puede ser absorbido por las plantas son $\text{P}_2\text{O}_7^{4-}$, PO_3^- y ciertos fosfatos orgánicos solubles, incluyendo ácidos nucleicos. Una porción de fósforo inorgánico absorbido se combina rápidamente entre las moléculas orgánicas una vez entra a las raíces o después de que se transporta a la parte aérea (Sanchez, 2007). Se encuentra en pequeña proporción en la forma de fosfatos, principalmente de potasio y magnesio; mayoritariamente forma parte de una gran variedad de combinaciones orgánicas integradas en los grupos fosfolípidos (parte integral de la estructura del protoplasma, la más común es la lecitina), fosfoprotidos (constituyentes de los núcleos celulares) y fosfoglicidos (como la fitina, que en algunos granos, tubérculos y rizomas llega a constituir hasta el 22% de las reservas de fósforo) (Navarro y Navarro, 2003). Los fosfatos inorgánicos y orgánicos en las plantas también sirven como amortiguadores en el mantenimiento del pH celular (Sanchez, 2007).

Contrario al nitrógeno, el fósforo no se encuentra en forma reducida en las plantas, sino que permanece como fosfato en forma libre o como un compuesto orgánico, principalmente como éster fosfórico con grupos hidroxilos, o formando enlaces anhídridos ricos en energía como ATP o ADP. Por lo que desempeña un papel clave en la fotosíntesis, la respiración y en todo el metabolismo energético (Bonilla, 2000). La función del fósforo como componente de estructuras macromoleculares es más prominente en los ácidos nucleicos, como unidades de las moléculas de ADN y ARN. La proporción de fósforo en los ácidos nucleicos al fósforo total enlazado orgánicamente difiere entre los tejidos y células; es alta en meristemos y baja en tejidos de almacenamiento. En ambas, forma puentes entre unidades de ribonucleosidos para formar las macromoléculas (Marschner, 1995). El fósforo también es constituyente esencial de numerosas coenzimas como NAD (nicotinamida-adenin-dinucleótido), NADP (nicotinamida-dinucleótidofosfato), FAD (flavin-adenin-dinucleótido), CoASH (coenzima A), LIPS₂ (ácido lipóico o tióctico), UDP (uridin-difosfato), TPP (pirofosfato de tiamina) y PAL (fosfato de piridoxal) (Navarro y Navarro, 2003).

El ciclo del fósforo es más sencillo que el del nitrógeno; existe una sola fase, que no ocurre en el ciclo del nitrógeno: los iones inorgánicos de fósforo pueden ser adsorbidos

por sitios cargados positivamente que existen en las arcillas y en la materia orgánica del suelo, a partir de ahí, esos iones se equilibran con las formas de fósforo sólidas y disueltas (Thompson y Troeh, 1988). Las características principales del ciclo del fósforo implican su adición en el sistema suelo-planta, la transformación, las pérdidas y la absorción por las plantas. La solubilidad y la inmovilización son los principales procesos de transformación del fósforo en el sistema suelo-planta que controlan la disponibilidad para las plantas y las pérdidas potenciales. La inmovilización o la fijación se definen como la adsorción o la precipitación fuerte de los iones de fósforo en los hidróxidos de aluminio y de hierro. La erosión del suelo, la escorrentía superficial y subterránea, la lixiviación y la absorción por las plantas son las principales vías de la pérdida de fósforo en el sistema suelo-planta (Fageria, 2009).

Las plantas con deficiencia de fósforo presentan un desarrollo débil en la parte aérea y en la raíz, siendo más llamativa la reducción del área foliar (Fredeen *et al.*, 1989) así como del número de hojas (Lynch *et al.*, 1991, citado por Marschner, 1995); esto como consecuencia de que este elemento es un participante básico en casi todos los procesos de crecimiento y síntesis de sus componentes constituyentes. Aunque las plantas deficientes en fósforo son generalmente poco desarrolladas en apariencia, rara vez muestran los síntomas foliares visibles característicos de algunas de las deficiencias de otros nutrientes (Sanchez, 2007).

El fósforo es necesario en cantidades especialmente grandes en los tejidos meristemáticos, donde las células rápidamente se dividen y se agrandan. El fósforo es un componente clave de la fitina, compuesto que en semillas es esencial para la inducción de la germinación; la deficiencia de fósforo puede reducir el tamaño de las semillas, el número de semillas, y su viabilidad. De otro lado, la nutrición con fósforo se relaciona con todas las fases de la fijación de N_2 en las leguminosas, probablemente debido a la relación entre fósforo y los mecanismos de transferencia de energía (Fageria, 2009).

Generalmente los síntomas de deficiencia de fósforo aparecen en las hojas viejas, que a menudo son de color verde oscuro, debido a que es un elemento bastante móvil en la planta. Las plantas deficientes en fósforo son pequeñas, poco desarrolladas y tienen una apariencia rígida; las plantas jóvenes con deficiencia de este elemento presentan un color verde azulado en las primeras etapas de crecimiento. Los tallos de muchas especies de plantas anuales que sufren deficiencia de este elemento se caracterizan por una coloración rojiza procedente de una mayor formación de antocianinas (Mengel *et al.*,

2001 y Epstein y Bloom, 2005). Adicionalmente las hojas se hacen más delgadas, de menor tamaño que las normales y con las nervaduras poco pronunciadas (Navarro y Navarro, 2003), especialmente se reduce la formación de frutos y de semillas, por lo tanto se obtienen bajos rendimientos y frutas y semillas de mala calidad (Mengel *et al.*, 2001).

Uno de los primeros síntomas de deficiencia de fósforo es una inhibición de la expansión y del área foliar (Fredeen *et al.*, 1989); esto es atribuido a la restricción en el suministro de agua a las hojas que están creciendo, como resultado de la reducción en la conductancia hídrica en las raíces (Radin *et al.*, 1989). En el sistema radicular la inhibición es menor, sin embargo se forman raíces más largas y más delgadas (Anghinoni y Barber, 1980, citados por Mengel *et al.*, 2001), también se presenta un incremento en el número y longitud de los pelos radiculares (Foehse y Jungk, 1983). El fósforo no es un constituyente de la clorofila, por lo que en plantas deficientes en fósforo, la concentración de clorofila en la hoja se vuelve comparativamente alta y el color de las hojas, especialmente las más jóvenes, cambian a verde oscuro (Fageria y Gheyi, 1999, citado por Fageria, 2009).

4.2.3 Potasio

Este nutriente es absorbido como catión univalente (K^+). Su contenido fluctúa dependiendo de la especie y el órgano considerado; en especies hortícolas se pueden alcanzar niveles foliares del 5% con base en la masa seca (Alarcón, 2000a). Aunque las concentraciones de potasio en la solución del suelo no son muy altas, las plantas son capaces de acumular grandes cantidades requeridas, usualmente entre 2 y 10% de la masa seca de la planta (Leigh y Wyn Jones, 1984). En la planta, el potasio juega un papel crucial en la elongación celular, movimiento de hojas, tropismos, homeostasis metabólica, germinación, osmoregulación, función estomática y numerosos procesos bioquímicos (Cuin *et al.*, 2008).

La absorción del potasio es altamente selectiva y está estrechamente asociada con la actividad metabólica. Es el catión más abundante en el citoplasma y junto con sus aniones acompañantes contribuyen al potencial osmótico de las células y tejidos de especies de plantas glicofitas. Este elemento no se metaboliza y sólo forma complejos débiles fácilmente intercambiables, por lo tanto no es competitivo por los sitios de enlace que requieren cationes divalentes, como por ejemplo el ion Mn^{2+} . Por otra parte, debido a

su alta concentración en el citosol y en los cloroplastos neutraliza los aniones macromoleculares solubles (por ejemplo aniones de ácidos orgánicos e inorgánicos) e insolubles y estabiliza el pH entre 7 y 8 en estos compartimentos, óptimo para la mayoría de las reacciones enzimáticas (Marschner, 1995). Por ejemplo, una disminución en el pH de 7,7 a 6,5 inhibe casi completamente la actividad de la nitrato reductasa (Pflüger y Wiedemann, 1977, citado por Marschner, 1995).

De acuerdo con Navarro y Navarro (2003), el papel del potasio en la planta es variado, no desempeña una función específica y a diferencia de otros elementos como nitrógeno, fósforo o azufre, no entra en la constitución de los principios esenciales (prótidos, lípidos y glúcidos).

Para potasio se pueden distinguir dos grupos principales de sistemas de transporte en la membrana plasmática de la raíz: transportadores de alta y de baja afinidad (Mengel *et al.*, 2001). Para el transporte de alta afinidad, la absorción de K^+ e H^+ se produce vía simporte por lo cual el H^+ es transportado junto con K^+ a través del plasmalema en el citosol (Schachtman *et al.*, 1991). La síntesis de estos transportadores de potasio de alta afinidad es inducida cuando la fuente del potasio es escasa y es una adaptación a la baja disponibilidad del potasio (Schachtman y Schroeder, 1994). Según Maathuis y Sanders (1997), los transportadores de baja afinidad entran en acción en concentraciones de potasio en la solución nutritiva $>1,0 \text{ mol.m}^{-3}$ y desempeñan un papel cada vez mayor en la absorción total del potasio mientras que la concentración de potasio de la solución externa aumenta. La apertura y cierre de los canales de potasio es controlada por la diferencia del electropotencial entre el citosol y el apoplasto; si ésta diferencia está por debajo del equilibrio electroquímico la carga negativa del citosol será relativamente baja y los canales dirigidos hacia afuera se abrirán y viceversa (Mengel, 2007). La apertura y cierre de estos canales son de particular relevancia para las células guarda, cuyo mecanismo está controlado por la recepción de luz roja de los citocromos, la cual induce a la apertura estomática (Roth-Bejerano y Nejidat, 1987). En plantas de tomate los ritmos diarios de la absorción de potasio muestran las más altas tasas de consumo a mediodía y las más bajas a media noche (Le Bot y. Kirkby, 1992).

El potasio se caracteriza por su alta movilidad en las células individuales, en los tejidos y en el transporte a larga distancia vía xilema y floema (Marschner, 1995). En función de su alta movilidad actúa en la planta neutralizando los ácidos orgánicos resultantes del metabolismo y manteniendo así la concentración de H^+ de los jugos celulares. También

desempeña una función importante en la fotosíntesis, en la economía hídrica de la planta y como activador enzimático (Navarro y Navarro, 2003). Aumenta la síntesis y translocación de carbohidratos y, por esta razón, estimula el engrosamiento de la pared celular y la fortaleza del tallo. En algunas plantas puede ser sustituido por el sodio en algunas de sus funciones fisiológicas (Foth, 1990).

Según Le Bot y Wyn Jones (1984), una función probable del potasio es en la síntesis de polipéptidos en los ribosomas y la síntesis de proteínas requeriría de alta concentración de potasio. Sin embargo, no está claro que enzima en particular o que sitio ribosomal es activado por el potasio.

En el suelo se encuentra en minerales que se erosionan y lo liberan en forma de ion que es absorbido en los sitios de intercambio de cationes. El potasio intercambiable tiende a mantener una concentración de equilibrio con la solución del suelo a partir de la cual las raíces lo absorben (Foth, 1990).

La deficiencia del potasio no da lugar inmediatamente a síntomas visibles; inicialmente solo hay una reducción en la tasa de crecimiento (hambre oculta), y sólo más tarde se produce clorosis y necrosis (Mengel *et al.*, 2001). Puesto que es un elemento muy móvil, los primeros signos visibles de la deficiencia se presenta en las hojas maduras, donde se presentan marchitamiento o quemado de los márgenes (Navarro y Navarro, 2003). Inicialmente, la falta de potasio origina un retraso general en el crecimiento, que se manifiesta especialmente en los órganos de reserva: semillas, frutos y tubérculos, órganos que deben formarse con el concurso de glúcidos. Estos signos de deficiencia se observan marcadamente cuando su contenido de potasio es tres a cinco veces inferior al normal (Navarro y Navarro, 2003). Además del crecimiento lento, las plantas tienen baja resistencia a enfermedades, sistema radicular mal desarrollado, tallos débiles y es común el acame; las semillas y los frutos son pequeños y deformes (Salgado, 2004). También presentan un bajo estatus de energía, debido a su esencialidad en la transferencia eficiente de energía en cloroplastos y mitocondrias; en una etapa avanzada de deficiencia estos colapsan. Esta deficiencia tiene un impacto en numerosos procesos sintéticos, como síntesis de azúcares y almidón, lípidos y ascorbato y también en la formación de la cutícula de las hojas (Mengel, 2007).

Es esencial mantener niveles de potasio adecuados en el suelo debido a que este nutriente no es muy móvil, excepto en suelos arenosos o en suelos orgánicos. A

diferencia del nitrógeno, el potasio tiende a mantenerse en el sitio donde se coloca cuando se fertiliza. Cuando el potasio se mueve, lo hace por difusión, en desplazamientos lentos y de corto recorrido por las películas de agua que rodean las partículas del suelo; las condiciones secas hacen que este movimiento sea más lento, pero niveles altos de potasio en el suelo lo aceleran (Salgado, 2004). Esta característica puede ser benéfica porque el potasio está protegido de lixiviarse (Foth, 1990).

El exceso de potasio en las plantas es raro, pues la absorción de este ion es estrictamente regulada (Glass y Siddiqui, 1984, citados por Mengel (2007). El exceso de oferta de potasio no se caracteriza por síntomas específicos, pero puede reducir el crecimiento de la planta y el rendimiento (Nielsen y Sørensen, 1984, citados por Mengel, 2007); tiene un impacto en la absorción de otras especies catiónicas y por lo tanto puede afectar el rendimiento del cultivo y la calidad de la cosecha (Mengel, 2007). De acuerdo con Foth (1990) la absorción de lujo de potasio reduce especialmente la absorción de magnesio, y en menor medida de calcio.

4.3 Resultados y discusión

4.3.1 Nitrógeno en el lixiviado

A partir del estadio “valle” se observa una tendencia creciente en la concentración de nitrato en el lixiviado. Es posible que la concentración del ion aumente en función de la recirculación, como se verifica en el estadio “desbotone”, donde la concentración de nitrato en la recirculación al 100% es significativamente mayor al tratamiento sin recirculación (Figura 1A). De manera similar, la concentración de nitrato en función del sustrato presenta una tendencia de aumento a partir del estadio “valle”, pero sin diferencias significativas entre los tratamientos en los estadios fenológicos estudiados (Figura 1B). Por lo anterior, se puede inferir que la concentración de nitrato no es influenciada por los sustratos, mientras que si lo es por los niveles de recirculación.

La dinámica de absorción de nutrientes es afectada significativamente por factores ambientales, edáficos y de la planta. Algunos de los factores ambientales involucrados en la absorción y utilización de nutrientes por la planta son temperatura, luz, humedad relativa, agua del suelo y la disponibilidad y abastecimiento de nutrientes (Cabrera, 2006). Brun y Chazelle (1996) encontraron que la mayor tasa de absorción de nitrato en

un sistema hidropónico para rosa se produjo durante el día, donde la transpiración también tuvo las máximas tasas; mientras que en la noche, la tasa de absorción de agua disminuyó desproporcionalmente más que la tasa de absorción de nitrato, lo que resultó en una disminución en la concentración de nitrato de la solución nutritiva. Este comportamiento ya había sido reportado por Cabrera *et al.* (1995) en plantas de rosa, donde la tasa de absorción de nitrógeno sigue un patrón cíclico que se relaciona con el desarrollo y la cosecha del tallo, pero es independiente de la tasa de transpiración.

Respecto a la concentración de amonio en función de la recirculación y de los sustratos se observa un comportamiento similar, con mayores concentraciones en el estadio “desbotone” y las menores en el estadio “segundo pico” (Figura 2). Solamente en el estadio “desbotone”, en el sustrato con mayor contenido de cascarilla, se observa una concentración de amonio significativamente mayor en los lixiviados en función del sustrato (Figura 2B).

De acuerdo con Feigin *et al.* (1986), los niveles óptimos de amonio para rosa deben estar entre 10 y 25% del nitrógeno total suministrado a plantas bajo niveles convencionales de fertirrigación. En rosas cultivadas en medio TUFF (sustrato de fragmentos volcánicos porosos) el mayor rendimiento se obtuvo cuando se suministró 25% del nitrógeno en forma amoniacal (10 a 12 mmol.L^{-1}) y la calidad de las flores disminuyó linealmente con el aumento en el porcentaje de amonio. A su vez, Bruno Quebedeaux y Ozbun (1973) encontraron que en plantas de tomate el amonio altera los mecanismos fisiológicos implicados en la absorción y el movimiento del agua; y puede ser un factor determinante que conduce a trastornos fisiológicos y morfológicos que restringen su utilización como fuente principal de nitrógeno en la solución nutritiva. El efecto inhibitorio del amonio en la absorción de agua involucraría dos mecanismos: el primero interfiere directamente con la absorción de agua, el cual es un proceso fácilmente reversible con la adición de nitrato; y el segundo podría causar un cambio anatómico y fisiológico que requiere un período considerablemente más largo para la recuperación. Slatyer (1962), citado por Bruno Quebedeaux y Ozbun (1973), sugiere que el mecanismo reversible en el corto plazo resulta de un deterioro de la membrana, mientras que la inhibición de absorción de agua a largo plazo resulta de un cambio en la estructura de la membrana.

Sin embargo, Bernstein *et al.* (2006) utilizaron una solución de fertirriego preparada con agua potable con 10% de nitrógeno en forma amoniacal, en comparación con la solución en la que se utilizó agua residual tratada, con 39% de nitrógeno como amonio. Con estos

altos porcentajes de amonio no se redujo la calidad o la cantidad de la producción en plantas cultivadas en perlita, ni en las plantas cultivadas en fibra de coco. Por lo que los autores sugieren que las plantas de rosa son más tolerantes a altos contenidos de amonio de lo reconocido previamente.

Cabrera (2003) determinó a través de dos especies de plantas ornamentales leñosas, que las pérdidas de nitrógeno por lixiviación (como una fracción del nitrógeno total aplicado: $[N]_A$) se incrementaron de 17,4% en las plantas que recibieron 15 mg.L⁻¹ de nitrógeno a 52,0% para las fertirrigadas con 210 y 300 mg.L⁻¹. La fracción de nitrógeno aplicado que fue absorbido por las plantas en ambas especies disminuyó significativamente con el aumento de $[N]_A$, un promedio de 46,8 y 7,2% para tratamientos de 15 y 300 mg.L⁻¹, respectivamente.

De acuerdo con Cabrera *et al.* (1993), en un estudio en rosa, las pérdidas máximas de nitrógeno por lixiviación fueron entre 50 y 60% del fertilizante aplicado, equivalentes a pérdidas anuales de 2.000 a 3.000 kg.ha⁻¹; tales pérdidas excesivas de nutrientes por lixiviación han sido señaladas como fuentes de contaminación de aguas superficiales y subterráneas. En este ensayo las concentraciones de nitrato obtenidas para todos los tratamientos superaron el nivel máximo permitido por la OMS de 50 mg.L⁻¹ (Laegreid *et al.*, 1999). Mientras que la Agencia para la Protección del Medio Ambiente Norteamérica (EPA) sitúa este límite en 10 mg.L⁻¹.

4.3.2 Nitrógeno en el tejido

Cuando los datos se analizaron en función de la recirculación y de los sustratos (Figura 3), se observa que el porcentaje de nitrógeno en el tejido de la planta tiende a disminuir durante el desarrollo del cultivo, con valores entre 1,89 y 2,67%. Hay que tener en cuenta que los valores presentados corresponden al porcentaje del elemento en la planta entera, los cuales estarían diluidos debido a que los contenidos de nitrógeno en el tallo y la raíz son menores que el contenido presente en las hojas. En general no se constatan diferencias significativas que muestren tendencias relevantes entre los tratamientos en los diferentes estadios fenológicos estudiados. No obstante, si se comparan estos porcentajes con lo expuesto para tejido foliar por Ortega (1997), los valores obtenidos estarían en un nivel de deficiencia, concordando con lo obtenido también para tejido foliar por Pérez (2011), quien muestra valores entre 2,7 y 3,2%, ligeramente mayores a los

obtenidos en el presente estudio, en el cual las plantas no evidenciaron síntomas de deficiencia.

De acuerdo con información recopilada por Price (1986), los contenidos foliares de nitrógeno antes de que los botones florales sean visibles y de la sexta a la octava semana después del trasplante, y luego cada dos meses, deben estar entre 3 y 5% para ser considerados adecuados; y deficientes cuando por debajo de 3%. Estos valores fueron establecidos a partir de datos de estudios de cultivos comerciales y registros de diagnóstico. Sin embargo, si se considera un cultivo en suelo y en invernadero, el contenido sería deficiente si es menor a 2 - 2,3%. El mismo autor referencia que una vez establecido el cultivo (17 meses después de trasplante), el nivel de nitrógeno adecuado a mantener debe estar entre 3 y 3,5%. Según Adams (2003), quien adaptó información de Winsor y Adams (1987), los contenidos normales de nitrógeno en la hoja de clavel están en el rango de 2,5 a 3,8%, y sólo se presentarían deficiencias por debajo de 2%.

El contenido de nitrógeno obtenido en el presente ensayo mantuvo una tendencia opuesta a lo encontrado por Fernández *et al.* (2006) para tejido foliar de clavel cv. Nelson, sin recirculación de los drenajes, donde el contenido del nutriente fue creciente con el avance en la edad del cultivo, oscilando entre 2,9 y 3,7%.

De acuerdo con Kleiber y Komosa (2008), en plantas de Anturio durante tres años de estudios se presentó una tendencia descendente en el contenido de nitrógeno, lo que puede indicar que los requerimientos nutricionales de este elemento disminuyen con la edad de la planta.

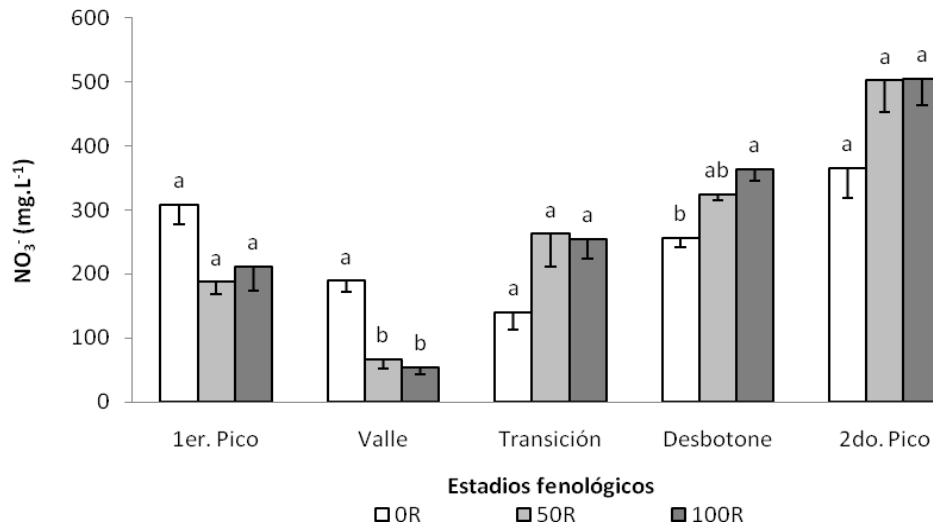
4.3.3 Nitrógeno en el sustrato

En el contenido de nitrógeno en función de los porcentajes de recirculación no se evidencian diferencias significativas (Figura 4A), contrario a lo obtenido cuando fue analizado en función de los sustratos; donde se encontró que en todos los estadios el porcentaje de nitrógeno disminuye a medida que aumenta el contenido de cascarilla de arroz quemada (Figura 4B). Al respecto, en plantas de tomate Dasgan y Ekici (2005) también encontraron que no se presenta acumulación de nitrato en los sustratos y resaltan que durante las 26 semanas del estudio el sistema cerrado tuvo sólo 17% más nitrato que el sistema abierto.

Cabrera (2003) determinó para dos especies de plantas ornamentales leñosas, que la fracción de nitrógeno retenido por el medio de cultivo al final del experimento no se vio afectada significativamente por el nitrógeno total aplicado, que en promedio fue de 6,4 y 3,7% del nitrógeno aplicado en Ilex y Lagerstroemia, respectivamente.

Bar-Yosef *et al.* (2009) indican que para maximizar la productividad de los cultivos se requiere precisión en el suministro de nitrógeno a las plantas; no solamente implica una tasa óptima de aplicación de nitrógeno, sino también una óptima relación entre el amonio, el nitrato y la urea agregados a las plantas en el agua de riego. En la producción de flores en invernadero, donde el riego resulta en un flujo rápido a través de la zona radical, sólo NH_4^+ y NO_3^- son típicamente aplicados y su relación se usa para balancear el pH de la rizosfera a lo largo del tiempo.

A



B

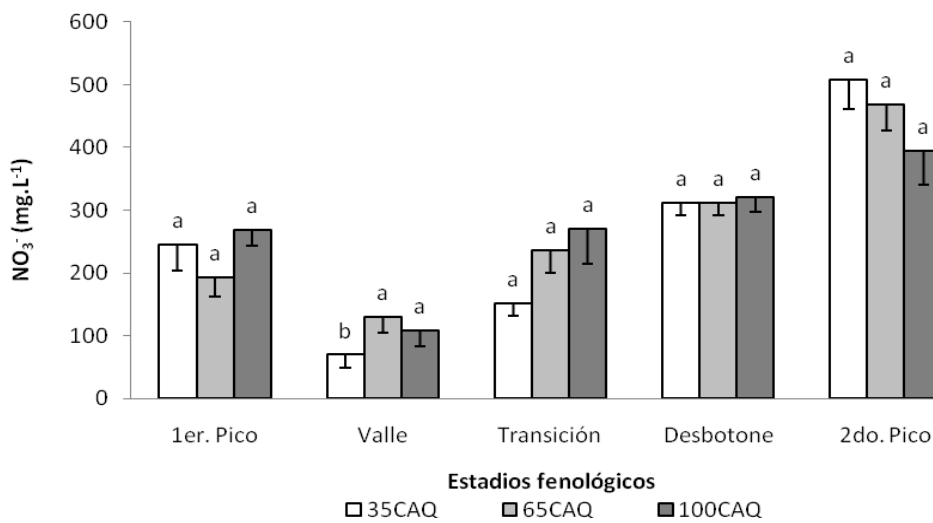
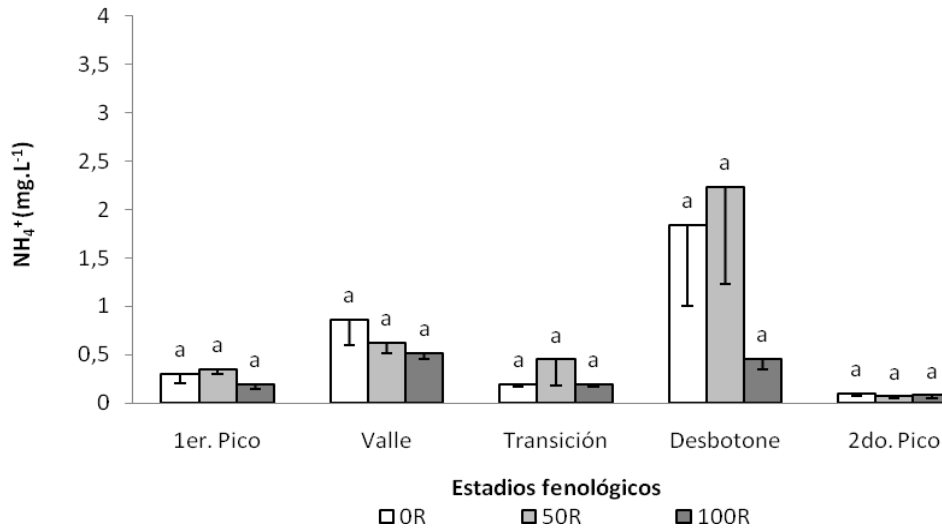


Figura 1. Comportamiento de la concentración de nitrato en el lixiviado: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

A



B

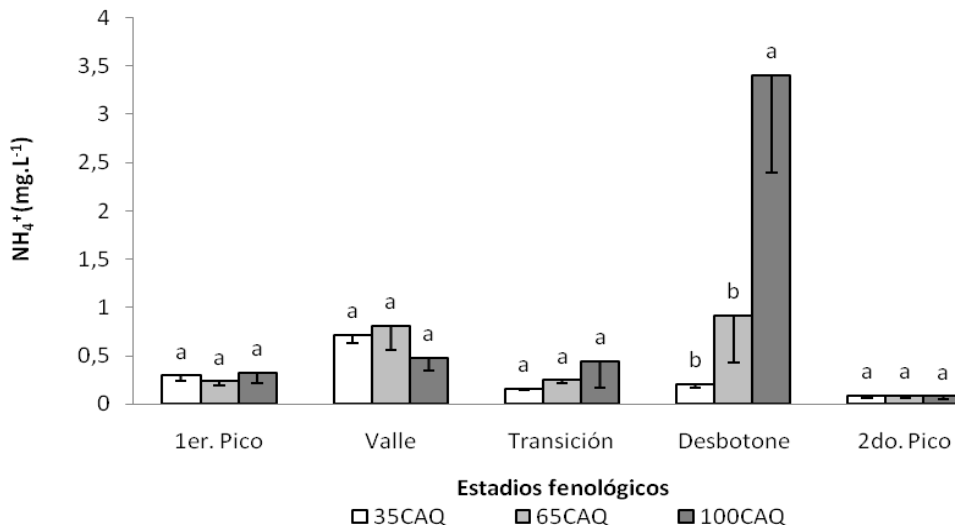
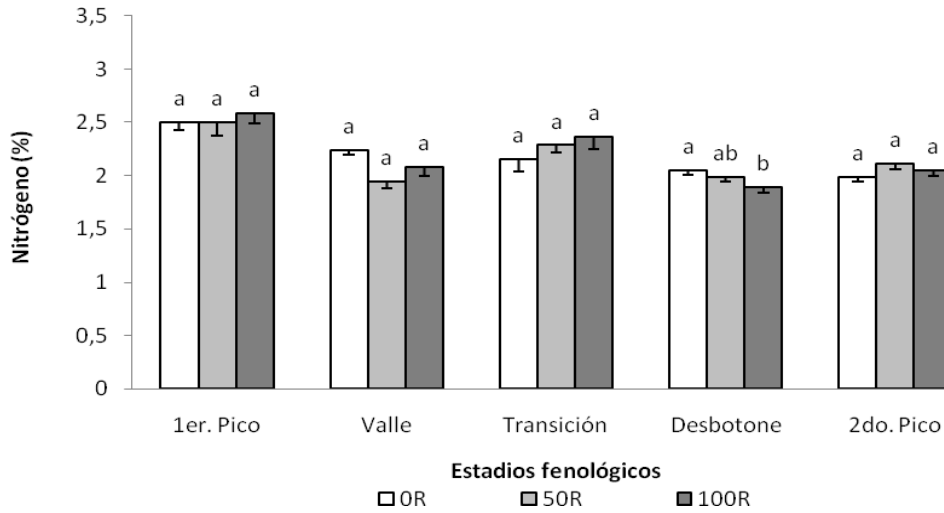


Figura 2. Comportamiento de la concentración de amonio en el lixiviado: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

A



B

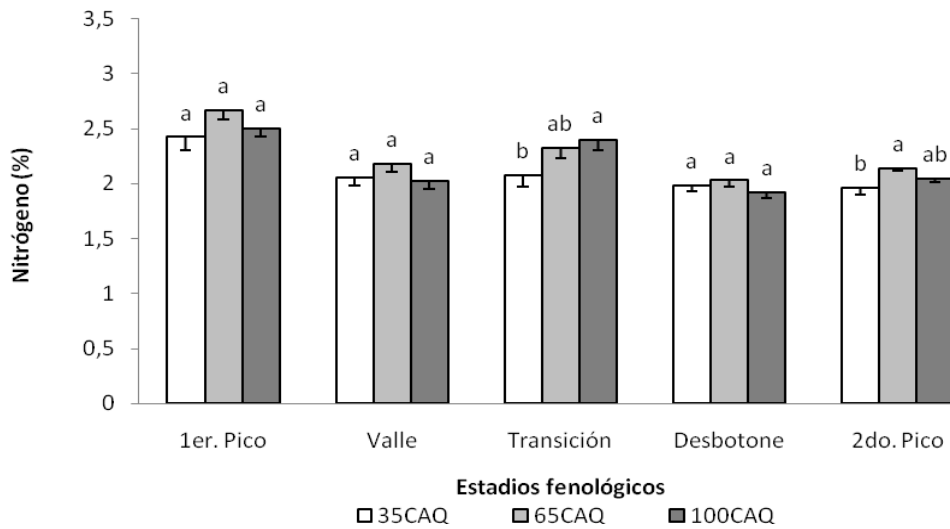
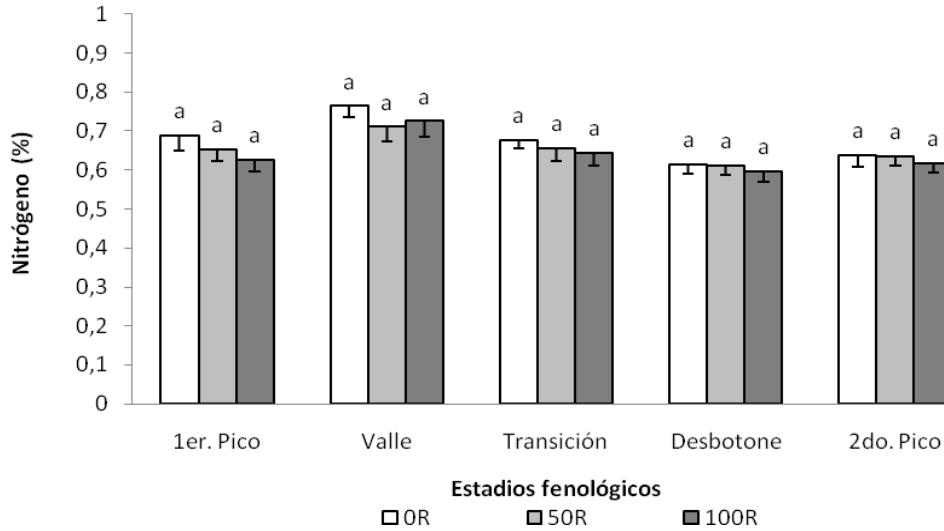


Figura 3. Comportamiento del contenido de nitrógeno en el tejido: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ) de forma independiente de la recirculación, en clavel estándar cv. Delphi.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

A



B

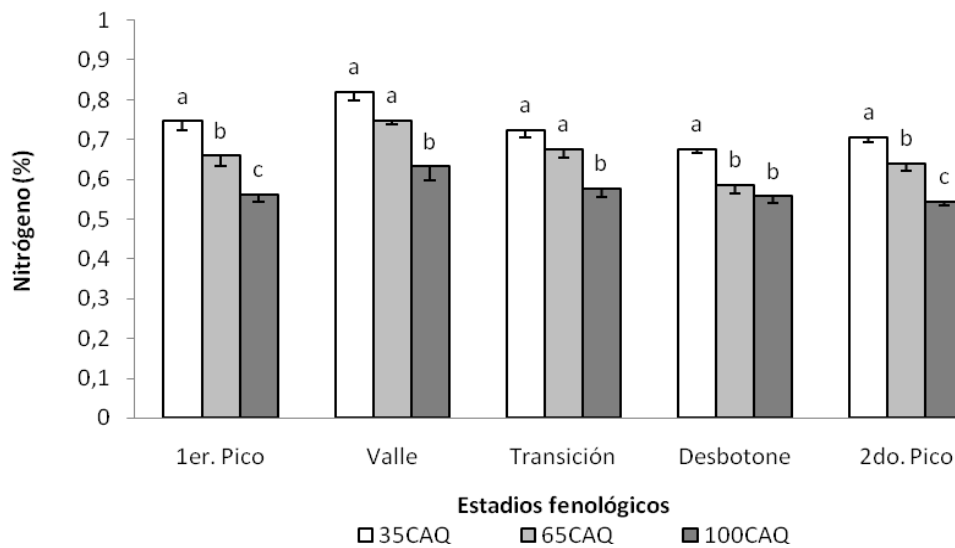


Figura 4. Comportamiento del contenido de nitrógeno en el sustrato: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

4.3.4 Fósforo en el lixiviado

La concentración de fosfato en el lixiviado en función de los porcentajes de recirculación presentó diferencias significativas en los estadios “primer pico”, “transición” y “segundo pico”, y a pesar que en los demás estadios no se presenta diferencias, se mantiene como tendencia las mayores concentraciones en el tratamiento 100% de recirculación, excepto en el estadio “primer pico” (Figura 5A). Estos resultados concuerdan con los obtenidos por Dasgan y Ekici (2005) en tomate cultivado en perlita, donde el reciclado de la solución nutritiva presentó 27 a 72% más $H_2PO_4\text{-P}$, para un promedio de 56% más $H_2PO_4\text{-P}$ durante las 26 semanas del cultivo en el sistema cerrado en comparación con el sistema abierto.

La concentración de este ion en función de los sustratos, en general para los estadios estudiados, a excepción del “segundo pico”, presenta promedios significativamente mayores en los tratamientos con menores porcentajes de cascarilla de arroz quemada (Figura 5B).

Así, la concentración del ion fosfato en los lixiviados está influenciada tanto por el nivel de recirculación como por el tipo de sustrato, en particular por el porcentaje de cascarilla de arroz quemada.

4.3.5 Fósforo en el tejido

El contenido del ion fósforo en el tejido de la planta cuando se analizó en función de los porcentajes de recirculación no presentó diferencias significativas (Figura 6A); y un comportamiento similar se observa cuando el ion es analizado en función de los sustratos (Figura 6B). Sin embargo, Savvas y Gizas (2002) determinaron que las concentraciones foliares de fósforo en plantas de gerbera son menores cuando los lixiviados de la solución nutritiva se reciclan, en comparación con los valores encontrados en el tratamiento a solución perdida. Según los autores, prevalecerían concentraciones de fósforo inferiores en el entorno de las raíces cuando el drenaje se recicla.

Independiente de los porcentajes de recirculación y de los sustratos evaluados, el contenido de este ión en la planta tiende a disminuir durante el periodo estudiado. Coincidiendo con lo encontrado por Medina *et al.* (1999), en plantas de *Gypshopila*, donde la concentración en el tejido descendió en las semanas de aparición de los brotes primarios, elongación del tallo y durante la fase reproductiva, en especial cuando se

hicieron visibles las flores, y estuvo relacionada con fenómenos de dilución y traslocación. El valor mínimo en la concentración de fósforo, en todos los órganos de la planta, se alcanzó en el pico de cosecha.

Este comportamiento es opuesto al reportado por Kleiber y Komosa (2008) para diferentes cultivares de Anturio cultivados en arcilla expandida, donde el contenido de fósforo en las hojas mostró un marcado aumento en todas las variedades analizadas en el primer periodo del ensayo, tras lo cual disminuyó; sin embargo hasta el final del estudio se presentó una tendencia ascendente. De la misma manera, Kleiber *et al.* (2009) encontraron que el período vegetativo ejerce una influencia significativa en el estado nutricional de las plantas con respecto a este elemento. El contenido de fósforo aumentó significativamente con la edad de las plantas, destacándose que el menor contenido fue encontrado en plantas de dos años de edad y el mayor en las plantas mayores.

De acuerdo con información recopilada por Price (1986), los contenidos foliares de fósforo antes que los botones florales sean visibles deben estar entre 0,25 y 0,45% para ser consideradas adecuadas; y deficientes cuando por debajo de 0,05%. Estos valores fueron establecidos a partir de datos de estudios de cultivos comerciales. Mientras que si se consideran plantas de cinco meses de trasplantadas, en cultivo en suelo y en invernadero, la concentración sería deficiente si es menor a 0,10 - 0,15%. El mismo autor referencia que una vez establecido el cultivo (17 meses después de trasplante), el nivel de fósforo adecuado a mantener debe estar entre 0,25 y 0,3%. Los porcentajes obtenidos en el presente ensayo estuvieron entre 0,25 y 0,83%, con las cuales no se presentarían problemas de deficiencia o toxicidad.

El comportamiento de este elemento concuerda con las demandas en cada etapa fisiológica de la planta, pues como se sabe este ion es esencial en grandes cantidades en las primeras etapas desarrollo debido a que es esencial para el metabolismo energético de la planta (Linares, 2004 y Marschner, 1995), puesto que es requerido para formar masa radical (Hernández, 1983) y foliar, así como para la formación de botones florales (San Martino, 2008).

4.3.6 Fósforo en el sustrato

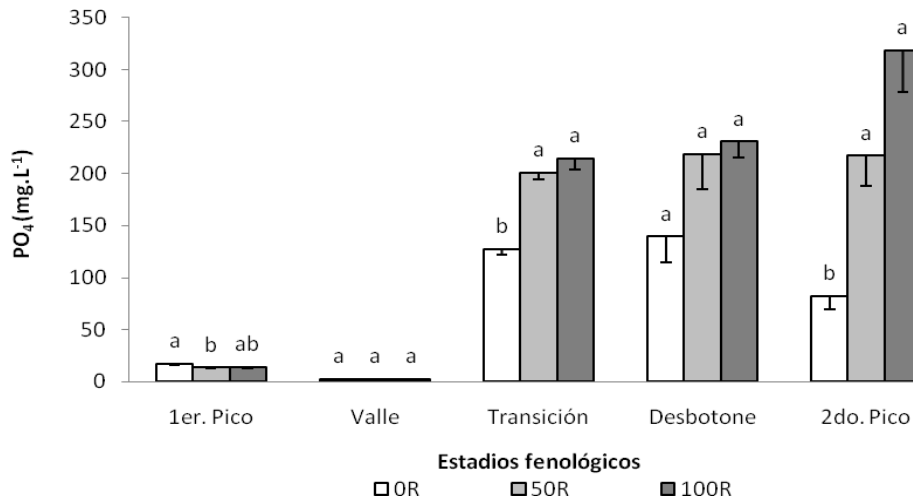
Los contenidos de fósforo en función de la recirculación no presentan diferencias significativas (Figura 7A); de lo que se infiere que este factor no tiene efecto sobre el contenido del ion en los sustratos. Contrario a lo encontrado en tomate por Dasgan y

Ekici (2005), donde se presentó una moderada acumulación de $\text{H}_2\text{PO}_4\text{-P}$ en el sustrato (perlita), aumentando su concentración de 1,8 a 11 mmol en el sistema cerrado y de 1 a 8,7 mmol en el sistema abierto.

En función de los sustratos se presentan diferencias significativas en los tres últimos estadios. También se observa que excepto en el estadio “valle”, la tendencia es a presentar los porcentajes más bajos del elemento en los tratamientos con mayor porcentaje de cascarilla de arroz quemada, un comportamiento medio para 65CAQ y los mayores contenidos en los tratamientos con mayor porcentaje de fibra de coco (Figura 7B). Contrario a lo encontrado por Botero y Flórez (2006) para clavel estándar cv. Nelson cultivado en sustratos a base de cascarilla de arroz quemada y fibra de coco, donde este elemento presentó mayores contenidos en el sustrato cascarilla de arroz quemada.

La concentración de este ion en el sustrato en el último estadio fenológico es mayor posiblemente porque en este estadio la planta no lo requiere en grandes cantidades; pues ya ha pasado el momento de gran demanda donde las células rápidamente se dividen y se agrandan, específicamente en la apertura floral.

A



B

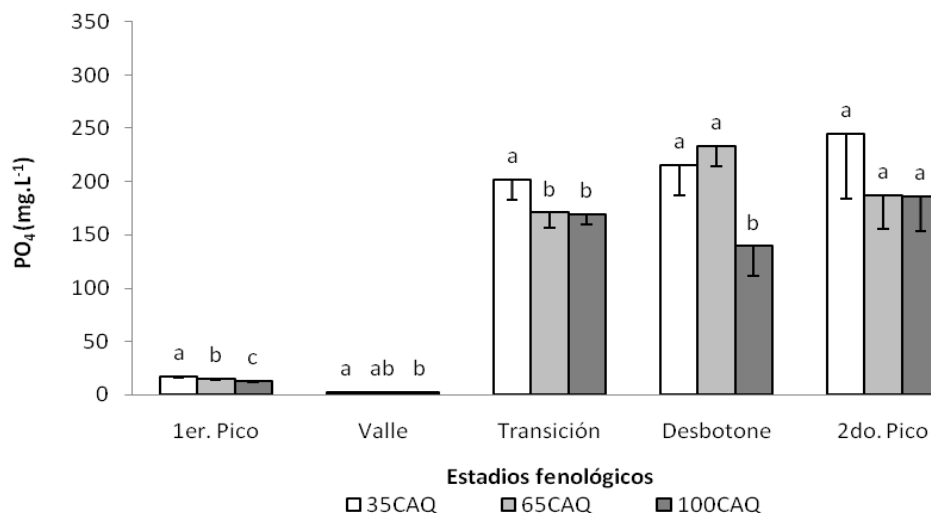
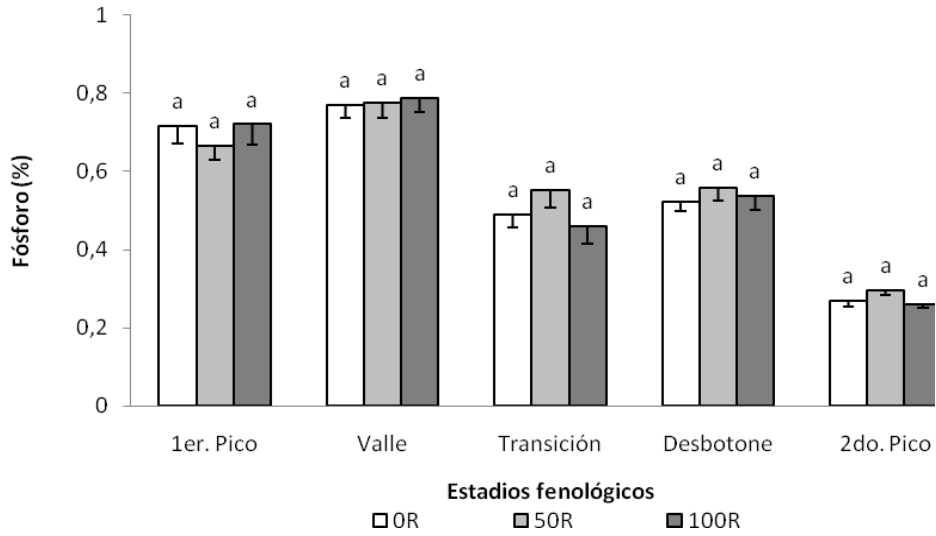


Figura 5. Comportamiento de la concentración de fosfato en el lixiviado: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

A



B

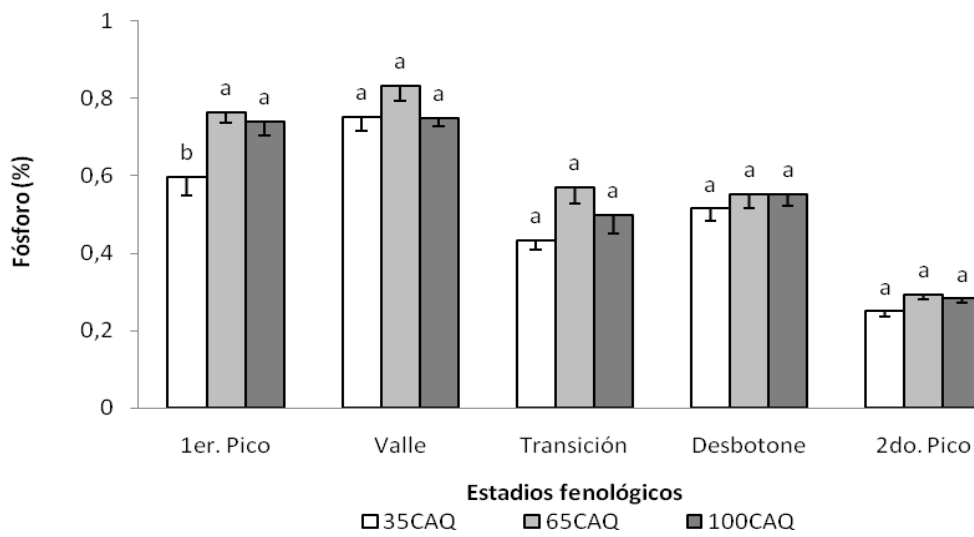
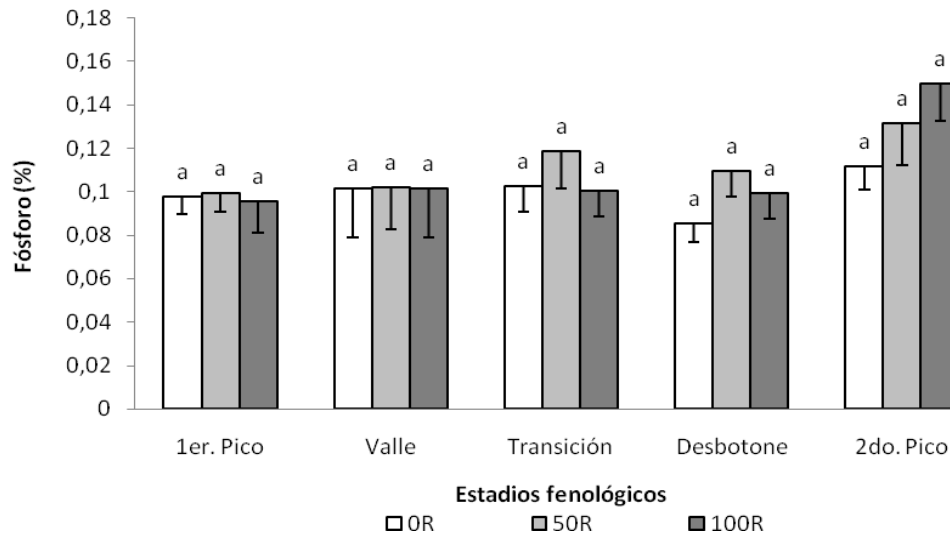


Figura 6. Comportamiento del contenido de fósforo en el tejido: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

A



B

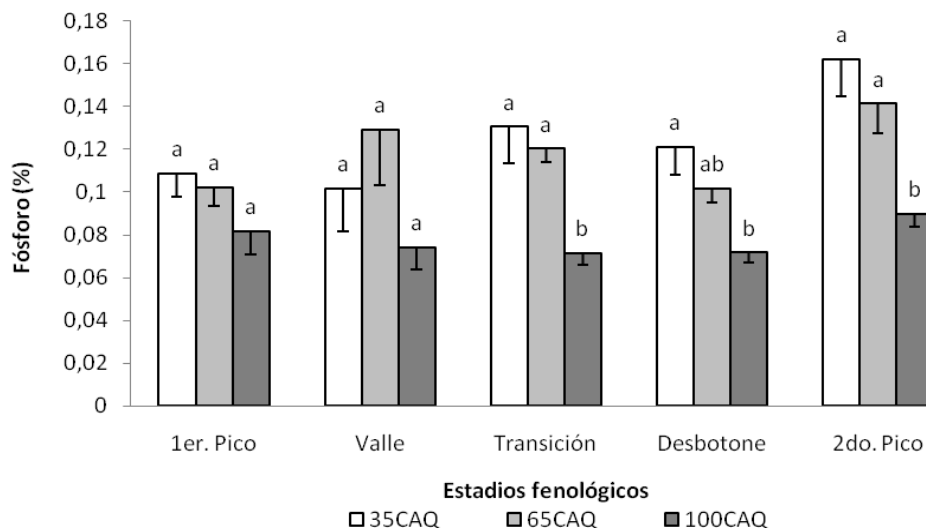


Figura 7. Comportamiento del contenido de fósforo en el sustrato: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

4.3.7 Potasio en el lixiviado

Cuando se analizó la concentración de este ion en función de la recirculación se encontró que a pesar de no existir diferencias significativas en todos los estadios se observa una tendencia a menor concentración de potasio en los tratamientos donde se recircula el 100% de los lixiviados (Figura 8A). De otro lado, la concentración de potasio en función de los sustratos es mayor en los tratamientos con más cascarilla de arroz quemada; presentándose diferencias significativas entre los tratamientos, para la mayoría de los estadios fenológicos (Figura 8B). Se observa que de forma independiente de la recirculación y de los sustratos, la concentración de potasio en el lixiviado muestra una tendencia similar, a aumentar con la edad de la planta a partir del estadio “valle”.

Para todos los porcentajes de recirculación empleados en este ensayo, se observa que la concentración de potasio en el lixiviado es menor que la concentración de un estudio de caso en clavel reportada por Florverde (2010), donde la concentración de potasio fue de 250 mg.L⁻¹. Las pérdidas de potasio no son un problema ambiental, pero si representan un costo para el sistema agrícola así como una pérdida de este recurso limitado (Granstedt, 2000).

Cuando la solución de drenaje fue reciclada, el mayor rendimiento se obtuvo con la mayor inyección de potasio; sin embargo, el número de flores por planta y la longitud del tallo en Gerbera fueron significativamente inferiores en todos los tratamientos de recirculación en comparación con el tratamiento a solución perdida (Savvas y Gizas, 2002).

De acuerdo con Cánovas (1998), citado por Magán (2005), para tomate la concentración de potasio presente en el lixiviado puede ser entre 50 y 75% del aportado en la solución nutritiva.

4.3.8 Potasio en el tejido

Aunque los porcentajes de potasio en función de la recirculación no presentan diferencias significativas en cuatro de los cinco estadios fenológicos, se observa una tendencia a menor concentración del ion en los tratamientos con 100% de recirculación (Figura 9A). En función de los sustratos los porcentajes de potasio se mantienen constantes a partir del estadio “transición” (Figura 9B).

De manera independiente a la recirculación y a los sustratos, el contenido de potasio se mantiene constante a medida que avanza el cultivo; contrario a lo expuesto por Lara (1999), quien muestra que a lo largo del desarrollo del ciclo vegetativo en plantas de tomate, los niveles de potasio, nitrógeno y fósforo tienden a disminuir. Sin embargo, Kleiber *et al.* (2009) reportaron que el valor medio de los cultivares de Anturio estudiados mostraron un aumento significativo en el contenido de potasio en las plantas más viejas.

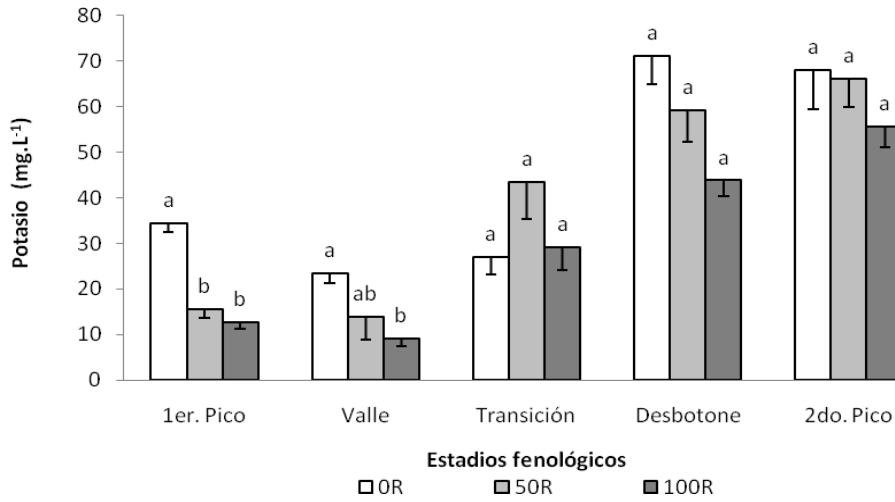
Mientras tanto Dufour y Guérin (2005) encontraron que para plantas de Anturio cultivadas en un medio compuesto de escoria volcánica y viruta de madera (2:1 v/v), se observa un aumento en el requerimiento de potasio en la fase de crecimiento reproductivo; cuando hay exportación intensiva de las hojas maduras a las flores y a las hojas jóvenes, debido al follaje abundante y a la producción de flores; lo cual es un fenómeno típico observado en muchas otras especies de plantas.

Los contenidos de este ion se mantuvieron entre 2,2 y 2,9%, dentro del rango óptimo de acuerdo con información recopilada por Price (1986), donde los contenidos foliares adecuados de este elemento antes de que los botones florales sean visibles deben estar entre 2,5 y 4,0%; y se considera deficiente cuando está por debajo de 2,0%; valores establecidos a partir de datos de estudios de cultivos comerciales. El autor referencia que a los cinco meses después de trasplante la concentración de este elemento para clavel cultivado en suelo se considera deficiente cuando está por debajo de 1,5%.

4.3.9 Potasio en el sustrato

El contenido de potasio en función de la recirculación aumentó durante el periodo estudiado hasta el estadio “desbotone”, sin efecto de los porcentajes de recirculación sobre su contenido en cada uno de los estadios (Figura 10A). El contenido de este ion en función de los sustratos presenta un comportamiento similar al observado en función de la recirculación, sin embargo, en el estadio “transición” se destaca un mayor contenido de potasio en el sustrato con menor contenido de cascarilla (Figura 10B). Para Dasgan y Ekici (2005), las concentraciones de potasio en los sustratos así como en las hojas, indican que no hay acumulación de este elemento en las plantas en el sistema cerrado ni en el sistema abierto; con concentraciones promedio de 5,2 y 6,2 mmol, alcanzando las más altas en las últimas dos semanas con valores de 13,2 y 15,3 mmol, en sistema abierto y cerrado respectivamente.

A



B

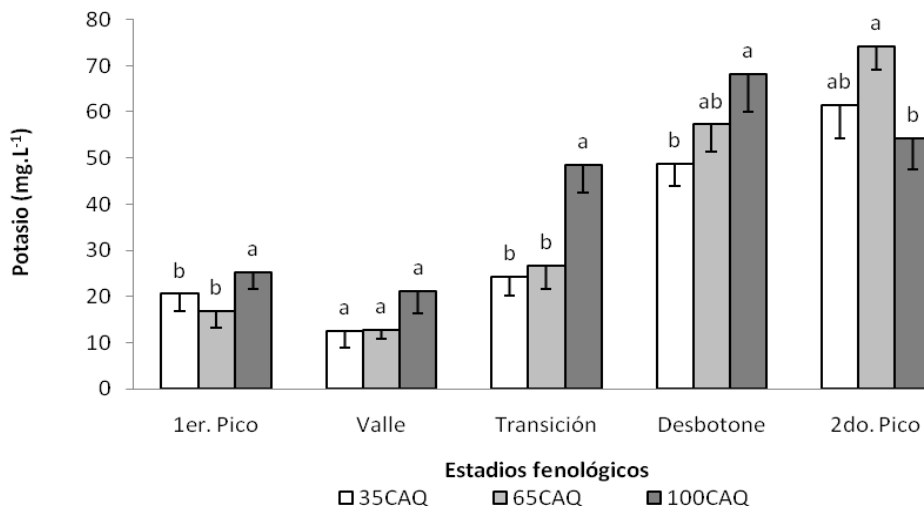
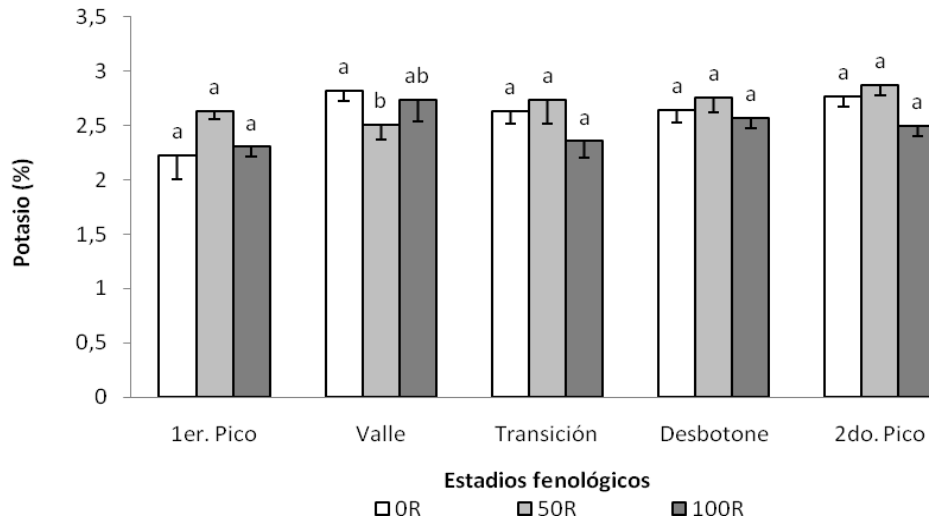


Figura 8. Comportamiento de la concentración de potasio en el lixiviado: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

A



B

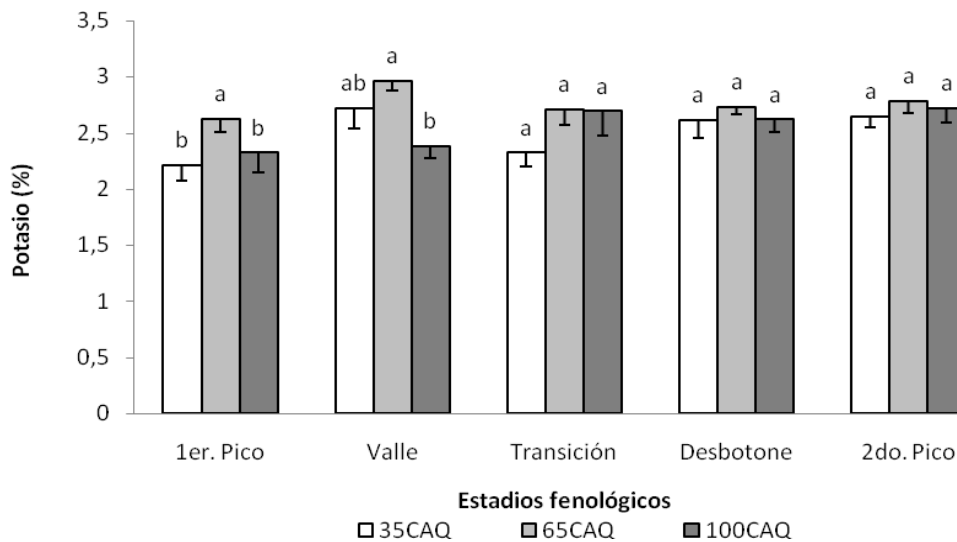
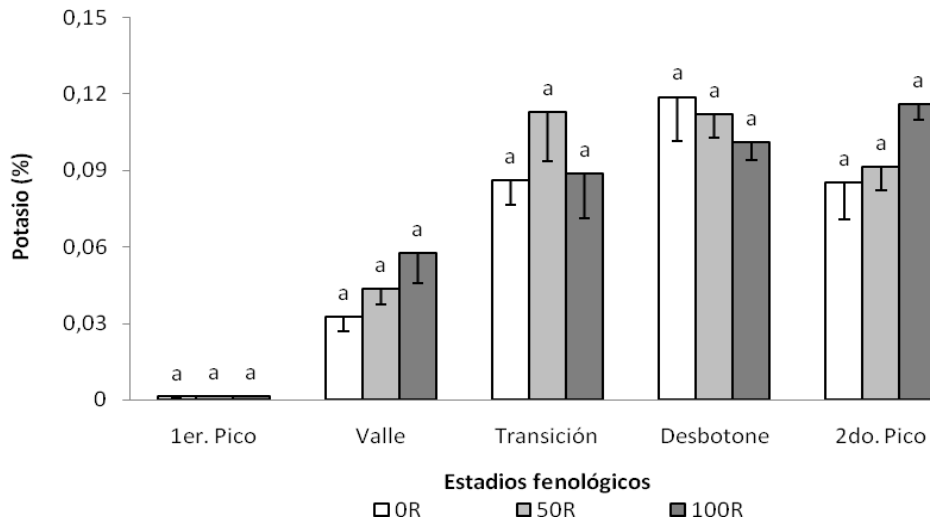


Figura 9. Comportamiento del contenido de potasio en el tejido: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clave estándar cv. Delphi.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).



B

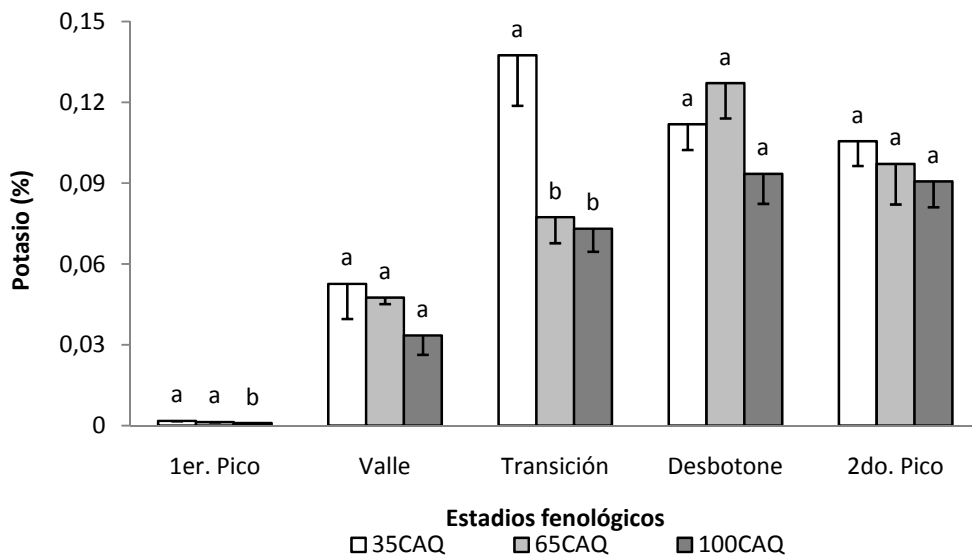


Figura 10. Comportamiento del contenido de potasio en el sustrato: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

4.4 Conclusiones

De los resultados obtenidos para el comportamiento del nitrógeno, del fósforo y del potasio se concluye:

1. En el lixiviado la concentración de nitrato no fue influenciada por los sustratos pero si por los niveles de recirculación. Mientras que el ion amonio sería afectado por el sustrato con mayor contenido de cascarilla de arroz quemada. Las concentraciones de nitrato obtenidas en todos los tratamientos superaron el nivel máximo permitido por la OMS y por la Agencia Norteamérica para la Protección del Medio Ambiente (EPA).
2. El porcentaje de nitrógeno en el tejido de la planta entera en función de la recirculación y de los sustratos tiende a disminuir sin diferencias significativas durante el desarrollo del cultivo, con valores entre 1,89 y 2,67%.
3. Se encontró que el contenido de nitrógeno disminuyó significativamente en la medida en que aumenta el contenido de cascarilla de arroz quemada en el sustrato.
4. En el lixiviado la concentración de fosfato fue influenciada tanto por la recirculación como por los sustratos; siendo significativamente mayor cuando se recircula el 100% de los lixiviados y aumentando significativamente a medida que aumenta el porcentaje de fibra de coco.
5. El porcentaje de fósforo en el tejido de la planta entera no fue influenciado por la recirculación ni por los sustratos, sin embargo se observa que en función de los dos factores tiende a disminuir durante el desarrollo del cultivo, pero sin diferencias significativas.
6. El contenido de fósforo en el sustrato disminuyó significativamente en la medida en que aumentó el contenido de cascarilla de arroz quemada.
7. En el lixiviado se encontró que independiente de los factores la concentración de potasio tiende a aumentar con la edad de la planta a partir del estadio "transición". La concentración del ion fue más influenciada por los sustratos, con concentraciones significativamente más altas en los tratamientos con mayor porcentaje de cascarilla de arroz quemada, es decir que estos sustratos son los que retienen menos potasio.
8. El contenido de potasio en el tejido de la planta entera se mantuvo constante con el progreso del cultivo, con tendencia a disminuir en el tratamiento con el 100% de la recirculación de los lixiviados.

9. El porcentaje del ion potasio en los sustratos no fue influenciado por los factores; sin embargo, independiente de estos el porcentaje de potasio tendió a aumentar con la edad de la planta hasta el estadio "desbotone".

Con la finalidad de mitigar el impacto ambiental de las soluciones fertilizantes, sobre todo aquellas con altas concentraciones de nitrato, se recomienda mantener un porcentaje de fibra de coco en el sustrato para así disminuir la pérdida por lixiviación de los iones N, P y K en los sistemas de cultivo sin suelo abiertos. En sistemas de cultivo sin suelo con recirculación de drenajes se hace necesario ajustar las fórmulas de fertirriego de tal forma que se incluyan los contenidos recirculados de N y P.

4.5 Agradecimientos

Los autores agradecen al Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural, a Colciencias y a Ceniflores, por su financiación en dinero en efectivo; así como a las empresas Suata Plants S.A. por la donación del material vegetal, a Productos Químicos Andinos S.A. por la cesión de los materiales plásticos de cubierta y de contenedores de las camas de cultivo y a Brenntag Colombia S.A. por suministrar las soluciones nutritivas para fertirriego. Estos aportes hicieron posible la realización del proyecto "Producción más limpia en el cultivo de clavel en sustrato en la sabana de Bogotá", en cuyo marco se desarrolló el presente trabajo de investigación.

4.6 Bibliografía

- Adams, P. 2003. Aspectos de la nutrición mineral en cultivos sin suelo en relación al suelo. En: Urrestarazu G., Miguel (Director coordinador). Tratado de cultivo sin suelo. 3ra edición. Universidad de Almería. Consejo de Agricultura y Pesca. Madrid: Grupo Mundi-Prensa. pp 81-112.
- Alarcón V., A.L. 2000a. Nutrición mineral: elementos esenciales y dinámica en el sistema suelo - planta. En: Alarcón V., A.L. (Coord.). *Tecnología para cultivos de alto rendimiento*. Cartagena: Universidad Politécnica de Cartagena. pp. 109-129.

- Armstrong, M.J. and Kirkby, E.A. 1979. The influence of humidity on the mineral composition of tomato plants with special reference to calcium distribution. *Plant and Soil*, 52(3):427-435.
- Barker, A.V. and Bryson, G. M. 2007. Nitrogen. En: Barker, A and Pilbeam, D. *Handbook of Plant Nutrition*. Boca Raton: Taylor & Francis Group. pp. 22-43.
- Bar-Yosef, B., Mattson, N.S. and Lieth, H.J. 2009. Effects of NH₄:NO₃:urea ratio on cutroses yield, leaf nutrients content and proton efflux by roots in closed hydroponic system. *Scientia Horticulturae*, 122:610-619.
- Bernstein, N., Bar Tal, A., Friedman, H., Snir, P., Rot, I., Chazan A. and Ioffe, M. 2006. Application of treated wastewater for cultivation of roses (*Rosa hybrida*) in soil-less culture. *Scientia Horticulturae*, 108:185-193.
- Bloom, A., Sukrapanna, S.S. and Warner, R.L. 1992. Root respiration associated with ammonium and nitrate absorption and assimilation by barley. *Plant Physiology*, 99:1294-1301.
- Bonilla, I. 2000. Introducción a la nutrición mineral de las plantas. Los elementos minerales. En: Azcón-Bieto, J. y Tálon, M. 2000. *Fundamentos de Fisiología Vegetal*. Madrid: McGraw Hill Interamericana – Ediciones Universitat de Barcelona. pp. 83-97.
- Botero C., A.M. y Flórez R., V.J. 2006. Cambios en la composición química de los sustratos en el cultivo del clavel. En: Flórez R., V.J., Fernández M., A. de la C., Miranda L., D., Chaves C., B. y Guzmán P., J.M. (eds). *Avances sobre fertirriego en la floricultura colombiana*. Unibiblos: Bogotá. pp. 217-235.
- Brun, R. and Chazelle, L. 1996. Water and nitrate absorption kinetics in the nycthemeral cycle of rose grown in the greenhouse using a recirculating solution. *Journal of Plant Nutrition*, 19(6):839-866.
- Bruno Quebedeaux, Jr. and Ozbun, J.L. 1973. Effects of ammonium nutrition on water stress, water uptake, and root pressure in *Lycopersicon esculentum* mill. *Plant Physiology*, 52:677-679.
- Cabrera, R.I., Evans, R.Y. and Paul, J.L. 1993. Leaching losses of N from container-grown roses. *Scientia Horticulturae*, 53:333-345.

- Cabrera, R.I., Evans, R.Y. and Paul, J.L. 1995. Cyclic nitrogen uptake by greenhouse roses. *Scientia Horticulturae*, 63:57-66.
- Cabrera, R. I. 2003. Nitrogen balance for two container-grown woody ornamental plants. *Scientia Horticulturae*, 97:297-308.
- Cabrera, R.I. 2006. Consideraciones sobre nutrición mineral y fertilización en rosas. En: Flórez R., V.J., Fernández M., A. de la C., Miranda L., D., Chaves C., B. y Guzmán P., J.M. (eds). Avances sobre fertirriego en la floricultura colombiana. Unibiblos: Bogotá. pp.145-161.
- Calderón, S.F. 2001. El cultivo semi-organico de plantas madres de clavel -resultados analíticos Finca el porvenir. Dr. Calderón Laboratorios Ltda. Bogotá D.C., Colombia. http://www.drcalderonlabs.com/Publicaciones/Cultivo_Organico_de_Clavel/Cultivo_Organico_de_Clavel_Resultados_Analiticos.htm. Consultado: 29 de abril 2012.
- Cuin, T.A., Pottosin, I.I. and Shabala, S.N. 2008. Mechanisms of potassium uptake and transport in higher plants. En: Jaiwal, P., Singh, R. and Dhankher, O.P. *Plant membrane and vacuolar transporters*. CABI; First edition. 400p.
- Dasgan, H.Y. and Ekici, B. 2005. Comparison of open and recycling systems for ion accumulation of substrate, nutrient uptake and water and water use of tomato plants. *Acta Horticulturae*, 697:399-408.
- Dufour, L. y Guérin, V. 2005. Nutrient solution effects on the development and yield of *Anthurium andreaeanum* Lind. in tropical soilless conditions. *Scientia Horticulturae*, 105:269-282.
- Epstein, E. and Bloom, A. 2005. Mineral nutrition of plants: Principles and perspectives. 2da edición. Sunderland: Sinauer Associates, Inc. 400p.
- Fageria, N.K. 2009. The use of nutrients in crop plants. Boca Raton: Taylor & Francis Group. pp. 91-130.
- Feigin, A., Ginzburg, C., Gilead, S., Ackerman, A. 1986. Effect of NH₄/NO₃ ratio in nutrient solution on growth and yield of greenhouse roses. *Acta Horticulturae*, 189:127-135.
- Fernández M., A. de la C., Flórez R., V.J. Chaves C., B. 2006. Niveles foliares de nutrientes en clavel variedad 'Nelson' y su relación con la producción. En: Flórez R.,

- V.J., Fernández M., A. de la C., Miranda L., D., Chaves C., B. y Guzmán P., J.M. (eds). Avances sobre fertirriego en la floricultura colombiana. Unibiblos: Bogotá. pp. 236-247.
- Florverde. 2010. Estudio de caso: Reutilización de lixiviados de hidroponía en el cultivo de claveles. <http://www.florverde.org/docs/publicaciones/EstudioCasoFlorverde.pdf>. Consulta: 24 de marzo de 2012.
- Foehse, D. and Jungk, A. 1983. Influence of phosphate and nitrate supply on root hair formation of rape, spinach and tomato plants. *Plant and Soil*. 74(3):359-368.
- Foth, H.D. 1990. Fundamentals of soil science. Eighth edition. New York: John Wiley & Sons Inc. 360p.
- Fredeen, A.L., Rao, I. M. and Terry, N. 1989. Influence of phosphorus nutrition on growth and carbon partitioning in *Glycine max*. *Plant Physiology*, 89: 225-230.
- Granstedt, A. 2000. Increasing the efficiency of plant nutrient recycling within the agricultural system as a way of reducing the load to the environment - experience from Sweden and Finland. *Agriculture, Ecosystems & Environment*, 80:169-185.
- Hernandez, J.R. 1983. El clavel para flor cortada. Hojas divulgativas 4. Publicaciones de extensión agraria. Madrid. 24p.
- Ho L.C., Adams, P., Li, X.Z., Shen, H., Andrews, J. and Xu, Z.H. 1995. Responses of Ca-efficient and Ca-inefficient tomato cultivars to salinity in plant growth, calcium accumulation and blossom-end rot. *The Journal of Horticultural Science & Biotechnology*, 70(6):909-918.
- Kleiber, T. y Komosa, A. 2008. Comparison dynamics of N, P, K contents in different Anthurium cultivars (*Anthurium cultorum* Birdsey) grown in expanded clay. *Acta Scientiarum. Polonorum., Hortorum Cultus*, 7:77-88.
- Kleiber, T., Komosa, A., Krzyszkowska, J. and Moliński, K. 2009. Seasonal changes in the nutritional status and yielding of *Anthurium cultorum* Birdsey. Part I. Macroelements. *Folia Horticulturae Ann.*, 21(1):81-93.
- Laegreid, M.; Bockman, O.C.; Kaarstad, E.O. 1999. Agriculture fertilizers and environment. Wallingford: CAB. 294p.
- Lambers, H., Chapin, S. and Pons, T.L. 2008. Plant Physiological Ecology. 2da ed. New York: Springer Science. 604p.

- Lara H., A. 1999. Manejo de la solución nutritiva en la producción de tomate en hidroponía. *Terra Latinoamericana*, julio – septiembre, año/vol. 17, numero 003. Universidad Autónoma de Chapingo, México. pp 221 – 229. Consulta: 24 de marzo de 2012. Disponible en:
<http://redalyc.uaemex.mx/redalyc/src/inicio/ArtPdfRed.jsp?iCve=57317306>> ISSN 1870-9982.
- Le Bot, J. and Kirkby, E.A. 1992. Diurnal uptake of nitrate and potassium during the vegetative growth of tomato plants. *Journal of Plant Nutrition*, 15(2):247-264.
- Leigh, R.A. and Wyn Jones, R.G. 1984. A hypothesis relating critical potassium concentrations for growth to the distribution and functions of this ion in the plant cell. *New Phytologist*, 97(1):1-13.
- Linares O.H. 2004. Manejo de invernaderos. http://xa.yimg.com/kq/groups/20268255/947381806/name/Man_en___invernaderos.pdf. Consultado: febrero 2012
- Maathuis F., J.M. and Sanders, D. 1997. Regulation of K⁺ absorption in plant root cells by external K⁺: interplay of different plasma membrane K⁺ transporters. *Journal of Experimental Botany*, 48 (Special):451-458.
- Maldonado, J.M., Agüera, E. y Pérez, Vicente. R. 2000. Asimilación del nitrógeno y del azufre. En: Azcón-Bieto, J y Tálon, M. *Fundamentos de Fisiología Vegetal*. Madrid: McGraw Hill Interamericana – Edicions Universitat de Barcelona. pp. 235-246.
- Magán C., J.J. 2005. La agricultura sin suelo en la región mediterránea. <http://www.canagua.com/es/pdf/agricultura.pdf>. Consulta: 24 de marzo de 2012.
- Dpto. Horticultura de la Estación Experimental de Cajamar “Las Palmerillas”
- Marschner, H. 1995. Mineral nutrition of higher plants. London: Academic Press. 889p.
- Medina, G.A., Orozco de Amezquita, M., Bolivar, J.L. y Ramírez, P.J. 1999. Acumulación y concentración de nitrógeno, fósforo y potasio en *Gypsophila paniculata* L. cv. Perfecta. *Agronomía Colombiana*, 16(1-3):45-60.
- Mengel, K. 2007. Potassium. En: Barker, A. and Pilbeam, D. *Handbook of plant nutrition*. Boca Raton: Taylor & Francis Group. Pp. 91-116.
- Mengel, K., Kirkby, E., Kosegarten, H. and Appel, T. 2001. Principles of plant nutrition. 5th edition. Dordrech: Kluwer Academic Publishers. 851p.

- Navarro B., S. y G. Navarro G. 2003. Química agrícola. 2da ed. Madrid: Mundi-Prensa. 488p.
- Ortega R., D. Fertirrigación en cultivos de flores. 1997. En: Fertirrigación. Silva M., F. (ed.). Sociedad Colombiana de la Ciencia del Suelo. Bogotá. pp. 135-147.
- Price, G.H. 1986. Ornamentals. En: Reuter, D. and Robinson, J.B. Plant analysis: An interpretation manual. Melbourne: Editorial Committee. pp. 188-218.
- Pérez J., S de J. 2011. Análisis de crecimiento y comportamiento de los nutrientes en clavel (*Dianthus caryophyllus* L.) variedad Delphi en un sistema de cultivo en sustrato en la sabana de Bogotá. Universidad Nacional de Colombia. Facultad Agronomía, Escuela de Postgrados. Bogotá, Colombia.
- Radin J. W. and Matthews, M.A. 1989. Water transport properties of cortical cells in roots of nitrogen- and phosphorus-deficient cotton seedlings. *Plant Physiology* 89:264-268.
- Roth-Bejerano, N. and Nejidat, A. 1987. Phytochrome effects on K⁺ fluxes in guard cells of *Commelina communis*. *Physiologia Plantarum*, 71:345-351.
- Salgado, E. 2004. Curso agronomía conceptos básicos. Deposito de documentos de la FAO.
- Sanchez, C.A. 2007. Phosphorus. En: Barker, A. and Pilbeam, D. *Handbook of plant nutrition*. Boca Raton: Taylor & Francis Group. pp. 51-82.
- San Martino, L. 2008. Nutrición mineral en cerezos adultos: nitrógeno, fósforo, potasio y azufre. Agencia de Extensión Rural Los Antiguos. inta.gob.ar/documentos/nutricion-mineral...fosforo.../file?... Consultado: Marzo, 2012.
- Savvas, D. and Gizas, G. 2002. Response of hydroponically grown gerbera to nutrient solution recycling and different nutrient cation ratios. *Scientia Horticulturae*, 96:267-280.
- Schachtman, D.P., Tyerman, S.D. and Terry, B.R. 1991. The K⁺/Na⁺ selectivity of a cation channel in the plasma membrane of root cells does not differ in salt-tolerant and salt-sensitive wheat species. *Plant Physiology*, 97:598-605.
- Schachtman, D.P. and Schroeder, J.I. 1994. Structure and transport mechanism of a high-affinity potassium uptake transporter from higher plants. *Nature*, 370:655-658.
- Taiz, L., y Zeiger, E. 2002. Plant physiology. 3th edition. Sunderland: Sinauer Associates. 690p.
- Thompson, L. M. and Troeh F. R. 1988. Los suelos y su fertilidad. Barcelona: Revert S.A. pp. 331-360.

5. Artículo 2

Comportamiento de Ca, Mg y S en un sistema de cultivo sin suelo para clavel estándar cv. Delphi con recirculación de drenajes en la Sabana de Bogotá

Resumen

En los cultivos hidropónicos de la sabana de Bogotá es necesario ajustar las fórmulas de fertirriego en razón a las cantidades excedentarias de iones en los lixiviados y a la composición de los sustratos. El objetivo del presente estudio fue determinar el contenido de Ca, Mg y S en los sustratos, en los drenajes y en el tejido de la planta entera de clavel estándar cv. Delphi, con tres porcentajes de recirculación de drenajes y en diferentes estadios fenológicos de desarrollo. Los estadios considerados fueron: “primer pico”, “valle”, “transición vegetativo - reproductivo”, “desbotone” y “segundo pico”. Se utilizó un diseño experimental de bloques completos al azar con nueve tratamientos y tres repeticiones, en parcelas divididas. La concentración de calcio en el lixiviado en función de la recirculación fue significativamente mayor cuando no se recirculan los lixiviados; mientras que en función de los sustratos tendió a ser mayor en el sustrato con menor porcentaje de cascarilla de arroz quemada. Para magnesio, la concentración en el lixiviado aumentó con el avance del cultivo, de manera independiente de los factores, siendo significativamente mayor a medida que se incrementa el porcentaje de recirculación. Los contenidos de calcio y magnesio son significativamente menores en el sustrato con mayor contenido de cascarilla de arroz quemada. Para sulfato en los lixiviados se observa un aumento en su concentración en la medida en que aumenta el

porcentaje de recirculación y las mayores concentraciones se presentan bajo el efecto del sustrato con mayor contenido de fibra de coco. Con base en lo anterior, se recomienda en los sistemas cerrados ajustar las concentraciones de magnesio y azufre en las fórmulas de fertirriego; así mismo, cuando en el sustrato se mantengan porcentajes de fibra de coco es necesario considerar la retención de los iones calcio y magnesio.

Summary

Due to ions in excess in the leachates and to the composition of the substrates is necessary to adjust the fertigation formulas in the hydroponic growing systems of the Bogota plateau. The aim of this study was to determine the content of Ca, Mg, and S in the substrates, in drainages, and in the tissue of whole plant standard carnation cv. Delphi, with three recycling percentages and in different phenological developmental stages. The trial was carried out with three different substrates base on burned rice husk (BRH) and coconut fiber (CF). The stages "first peak", "valley", "transition vegetative - reproductive", "disbudding" and "second peak" were considered. A randomized complete block experimental design in a split plot with nine treatments and three replications was used. As a function of recirculation, the calcium concentration in the leachate was significantly higher without recirculation; while depending on the substrates tended to be higher in the substrate with a lower BRH percentage. The leachate concentration of magnesium increased according to the crop progress independently of factors, increases significantly with the percentage of recirculation. The contents of calcium and magnesium are significantly lower in the substrate with higher BRH content. Sulfate concentration in leachate increase along with percentage of recirculation, and the highest concentrations were showed under influence of substrate with a higher CF content. Based on the above, is highly recommended to adjust the concentrations of magnesium, and sulfur in fertigation formulas in close systems, likewise, when the substrate kept CF percentages is necessary to consider the retention of calcium and magnesium.

5.1 Objetivo

Determinar el contenido de Ca, Mg y S en tres sustratos a base de cascarilla de arroz y fibra de coco, en los drenajes y en el tejido vegetal de clavel estándar cv. Delphi, con tres porcentajes de recirculación de drenajes y en diferentes estadios de desarrollo fenológico de las plantas.

5.2 Características de los macroelementos secundarios

5.2.1 Calcio

El calcio se absorbe como ion divalente (Ca^{2+}), es abundante en la mayoría de los suelos y raramente se comporta como un factor limitante, excepto en suelos ácidos con presencia de lluvia abundante, donde se hace necesario el aporte de sales cálcicas para elevar el pH (Azcón-Bieto y Talón, 2000). El contenido de calcio en las plantas superiores está generalmente alrededor de 5 a 30 mg.g^{-1} de masa seca (Mengel *et al.*, 2001).

En el apoplasto parte del calcio se establece firmemente en las estructuras, otra parte es intercambiable en las paredes celulares y en la superficie exterior de la membrana plasmática. Una alta proporción de calcio puede ser almacenada en las vacuolas, mientras que su concentración en el citosol es extremadamente baja. Las altas concentraciones de calcio se encuentran en la lámina media de la pared celular, en la superficie exterior de la membrana plasmática, en el retículo endoplasmático y en la vacuola (Marschner, 1995).

El calcio es más móvil en el apoplasto que en el simplasto, por lo tanto aquellos órganos que reciben el agua por la segunda vía pueden presentar problemas en el suministro de este elemento (Azcón-Bieto y Talón, 2000). Cuantitativamente es más prominente en el apoplasto, donde tiene al menos dos funciones distintas: hacer ligazones cruzadas entre cadenas pécticas, de forma similar a la función del boro; lo cual contribuye a su estabilidad y afecta las propiedades mecánicas del gel péctico (Epstein y Bloom, 2005).

Bangerth (1979) sugiere que las funciones del ión se pueden dividir en cuatro áreas principales, en función de sus efectos sobre las membranas, las enzimas, las paredes celulares y en las interacciones de calcio con fitohormonas, aunque los efectos sobre las enzimas y las interacciones con fitohormonas puede ser la misma función.

La mayoría de las funciones del calcio como un componente estructural de macromoléculas están relacionadas con su capacidad de coordinación, en la que se establecen vínculos intermoleculares estables pero reversibles, sobre todo en las paredes celulares y en la membrana plasmática (Marschner, 1995). El calcio es utilizado en la síntesis de las nuevas paredes celulares, particularmente la lámina media que separa las células recién divididas; también se utiliza en el huso mitótico durante la división celular. Es fundamental en la estabilidad de la membrana y en la integridad

celular, ya que elevadas concentraciones de calcio inhiben la actividad de las poligalacturonasas, responsables de la degradación de los pectatos (Valagro, 2004). Se ha implicado como mensajero secundario para las diferentes respuestas de la planta a las señales ambientales y hormonales (Sanders *et al.*, 1999). Se ha demostrado que un amplio rango de señales, como la luz, las hormonas, la gravedad, el tacto, el viento, el frío, la sequía, la oxidación y elicitores de hongos causan una elevación transitoria del $[Ca^{2+}]_{\text{cyt}}$. Debido a la participación del calcio en las respuestas de señalización a muchos estreses, es posible generar plantas que son más tolerantes al estrés biótico y abiótico mediante la manipulación de uno o más componentes de Ca^{2+} vía de señalización (Reddy, 2001).

Como mensajero secundario, el calcio está implicado en la fosforilación de algunas proteínas, de manera que puede desempeñar un importante papel en la actividad y regulación de algunas enzimas (Azcón-Bieto y Talón, 2000). El complejo calcio-calmodulina regula muchos procesos metabólicos (Taiz y Zeiger, 2002); así como la conducción de la señal entre los factores ambientales y respuestas de las plantas en términos de crecimiento y desarrollo. Estas respuestas permiten a la planta responder a la sequía, la salinidad, choque frío, la tensión mecánica, el ozono y la luz azul, la radiación ultravioleta, y otros tipos de estrés (Rudd y Franklin-Tong, 2001). Esta función del calcio está causalmente relacionada con su compartimentación estricta en el nivel celular (Marschner, 1995). Lo anterior se refiere a que otros sensores de la concentración de calcio están en el citoplasma, por ejemplo, proteínas quinasas dependientes de calcio (Snedden y Fromm, 2001). El rápido incremento en la concentración de calcio citoplasmático que se produce cuando los canales se abren y dejan salir el calcio almacenado en la vacuola y la magnitud, duración y ubicación precisa de estos incrementos dan una serie de señales de calcio que hacen parte de las respuestas de una planta a un rango de señales ambientales (Pilbeam y Morley, 2007).

Epstein y Bloom (2005) establecieron que bajo deficiencia de calcio las membranas se agujerean y la selectividad de iones se pierde. Los iones de calcio ligan fosfatos y grupos carboxilato de fosfolípidos y proteínas en la superficie de la membrana, ayudando a mantener su estructura. Este elemento es clave en la estructura de la pared celular primaria, en la cual las microfibrillas de celulosa están unidas entre sí por el entrecruzamiento de glucanos, por lo general polímeros de xiloglucano o hemicelulosa, pero también glucoarabinoxilanos en Poaceae (gramíneas) y otras monocotiledóneas

(Willats *et al.*, 2001). Estas microfibrillas entrelazadas están embebidas en una matriz, en la que la pectina es la clase más abundante de la macromolécula. La pectina también es abundante en la lamela media entre las células (Pilbeam y Morley, 1997).

La pectina es un gel altamente hidratado que contiene poros, cuanto menor sea el tamaño de estos poros, mayor será la concentración de calcio en la matriz y se produce más entrecruzamiento de las cadenas (Blamey, 2003). Este gel contiene moléculas de hemicelulosa en posición relativa entre sí, y estas moléculas, a su vez mantienen las microfibrillas de celulosa en conjunto (Pilbeam y Morley, 2007). La pectina está constituida de dominios de ramnogalacturonano (RG) y homogalacturonano (HG). Blamey (2003) sugiere que cuando una pared celular primaria está en expansión, la acumulación localizada de los iones H^+ puede desplazar Ca^{2+} de los dominios de HG, lo que reduce el grado en que la pectina tiene los hilos de hemicelulosa juntos. En una célula de la punta de la raíz, donde las microfibrillas de celulosa están orientadas transversalmente, el deslizamiento de las cadenas de hemicelulosa permite a las microfibrillas de celulosa que se siga el uno del otro, dando la expansión celular en una dirección longitudinal (Pilbeam y Morley, 2007).

El principal transportador de calcio en la membrana plasmática y también probablemente en el retículo endoplasmático (Jones *et al.*, 1993) es una ATPasa de bombeo de calcio (Ca^{2+}/H^+ *antiporter*) (Kasai y Muto, 1990, citados por Marschner, 1995). El transporte de Ca^{2+} en el tonoplasto también se logra por un *antiporter* Ca^{2+}/H^+ energizado por la fuerza protón-motriz de bombeo de protones ATPasa y PP_iasa (Marschner, 1995). En promedio, estos *antiporters* mantienen una diferencia de concentración de un factor de hasta 10^5 entre Ca^{2+} libre en la vacuola y en el citosol (Schumaker y Sze, 1990). Esta homeostasis evita que este ion compita con el magnesio, lo que reduce la actividad de algunas enzimas. Esta acción previene que el calcio inhiba enzimas citoplasmáticas o cloroplásticas como fosfoenolpiruvato carboxilas (PEP) (Gavalas y Manetas, 1980) e impide la precipitación de calcio con fosfato inorgánico (Pilbeam y Morley, 2007). Si bien el calcio citoplasmático activa algunas enzimas, muchas otras son inhibidas frente a concentraciones de calcio por encima de $1 \mu M$ (Azcón-Bieto y Talón, 2000).

Este elemento parece estar involucrado en la división y elongación celular y está vinculado a la acción de las auxinas, estas activan los canales de calcio en la membrana plasmática, por lo que se da un aumento transitorio de las concentraciones de Ca^{2+} citosólico libre (Felle, 1988) que, a su vez, estimula la síntesis de los precursores de la

pared celular en el citosol y su secreción en el apoplasto (Brummell y Hall, 1987). De acuerdo con lo anterior, el crecimiento del tubo polínico depende también de la presencia de calcio en el sustrato y la dirección de su crecimiento es quimiotrópicamente controlada por el gradiente extracelular de calcio (Mascarenhas y Machlis, 1964). Además, el calcio juega un papel importante en mantener el equilibrio de nutrientes en los tejidos de las plantas y también aminora la toxicidad de metales pesados (Fageria, 2009), protege la membrana plasmática de los efectos nocivos de los iones H^+ a pH más bajo y también reduce los efectos nocivos de Na^+ en los suelos afectados por la salinidad (Epstein y Bloom, 2005).

Los síntomas de deficiencia de este elemento son siempre más evidentes en tejidos jóvenes y zonas meristemáticas de raíces, tallos y hojas, donde la división celular y la formación de la pared son más rápidos (Taiz y Zeiger, 2002). Tales evidencias son clorosis, necrosis, puntas quemadas en hojas, bajo llenado de fruto y pudrición apical de los mismos (Azcón-Bieto y Talón, 2000). En las plantas de crecimiento lento la necrosis está precedida por una clorosis general y formación de gancho hacia abajo en las hojas jóvenes así como su deformación. El sistema radicular que se puede tornar pardusco, corto, y muy ramificado (Taiz y Zeiger, 2002).

La pudrición apical o “blossom end root” (BER) es reconocido como un trastorno fisiológico causado por reducción en la absorción y translocación de calcio, debido entre otras razones a excesiva salinidad en la solución del suelo (El-Gizawy y Adams, 1986 y Chiu y Bould, 1976), ya que se limita la capacidad de las plantas para regular la distribución interna de calcio, fundamentalmente hacia los órganos de baja transpiración y rápido crecimiento, como los frutos (Franco *et al.*, 1998). Cuando la CE se eleva, aumenta la incidencia de BER y se reduce el número y el tamaño del fruto (Lin y Glass, 1999). El BER se manifiesta en condiciones de elevada salinidad incluso cuando se aportan las necesidades totales de calcio (Ho *et al.*, 1995).

La insuficiencia de calcio en los tejidos provoca un colapso general de la membrana y la estructura de la pared celular, permitiendo la fuga de precursores fenólicos en el citoplasma. La oxidación de los polifenoles en los tejidos afectados da origen a compuestos de melanina y necrosis (Faust y Shear, 1968). Con el deterioro general de las paredes celulares y membranas, ocurre con frecuencia infección microbiana como efecto secundario (Marschner, 1995).

A menudo se argumenta que el calcio se mueve con el flujo de transpiración por movimiento de masas, pero también por reacciones de intercambio en los tejidos conductores (aumento de masa seca) (Del Amor y Marcelis, 2003). La extracción metabólica de calcio de columnas de intercambio podría ser un factor importante para la translocación ascendente de calcio, y mayores tasas de flujo de agua disminuyen la retención de calcio en el xilema. Por lo tanto, en cuanto más rápido se mueva el agua el calcio se mueve a mayores distancias, antes de la re-adsorción en otros sitios de intercambio. Por lo tanto, la importancia del calcio en la explicación de la reducción del crecimiento debido a la baja transpiración podría ser descartada ya que una concentración muy baja de calcio es necesaria para el crecimiento de la planta (Del Amor y Marcelis, 2006).

Sin embargo, Armstrong y Kirkby (1979) encontraron una reducción del 25% en el contenido de calcio en hojas jóvenes y su acumulación en los tallos de plantas de tomate cultivadas hidropónicamente, con 95% de humedad relativa. Estos resultados además indican la posible importancia del movimiento del calcio intercambiado, particularmente bajo condiciones de baja transpiración cuando el transporte de calcio por flujo de masa es restringido. Para Adams y Holder, (1992), con baja humedad, la transpiración y la consecuente entrada de calcio a las hojas son más altos que en condiciones de humedad alta.

5.2.2 Magnesio

El magnesio se absorbe como ion divalente Mg^{2+} , y se comporta como un elemento móvil tanto en la planta como en la célula (Azcon-Bito y Talón, 2000). Su tasa de absorción puede ser fuertemente presionada por otros cationes, como K^+ , NH_4^+ , Ca^{2+} y Mn^{2+} , y por H^+ , a pH bajo. La deficiencia de magnesio inducida por la competencia de cationes es un fenómeno generalizado (Cangiani, 2004). El calcio es de los elementos más competitivos con el magnesio, y los sitios de unión en la membrana plasmática de la raíz parecen tener menos afinidad por el magnesio altamente hidratado que por el calcio (Marschner, 1995); por lo tanto, las altas concentraciones de calcio en el sustrato por lo general resultan en un aumento de este elemento en la hoja, junto con una reducción marcada de las concentraciones de magnesio (Bernstein y Hayward, 1958).

El magnesio tiene importantes funciones fisiológicas y moleculares en las plantas, tienen un papel específico en la activación de enzimas que intervienen en la respiración, la

fotosíntesis y la síntesis de ADN y ARN. Hace parte de la estructura del anillo de la molécula de la clorofila (Taiz y Zeiger, 2002). Aproximadamente el 20% del magnesio total de las hojas se encuentra en los cloroplastos, pero sólo entre el 10 y el 20% se presenta en la moléculas de clorofila, para Marschner (1995) este porcentaje varía de acuerdo al estado nutricional, entre el 6% y el 25%. También es cofactor en muchos procesos enzimáticos relacionados con la fosforilación, defosforilación, y la hidrólisis de diferentes compuestos, y como un estabilizador estructural de diferentes nucleótidos (Merhaut, 2007).

El magnesio también puede influir en diversos aspectos fisiológicos relacionados con las relaciones hídricas de la hoja. Carvajal *et al.* (1999) encontraron en tomate cultivado hidropónicamente que con el aumento de la fertilización de magnesio de 0,5 a 10 mM aumentó la conductancia estomática (G_s) y la turgencia potencial (Ψ_p) y se dio una disminución en el potencial osmótico (Ψ_{π}), pero no tuvo ningún efecto sobre el potencial hídrico foliar (Ψ_w). En el estudio realizado por Rao *et al.* (1987), cuando se indujo bajar el potencial hídrico en hojas de girasol, aumentaron las concentraciones de magnesio en el estroma, causados por la disminución del volumen del estroma debido a la deshidratación, permitiendo que el magnesio se ligara con el factor de acoplamiento del cloroplasto, inhibiendo así la actividad de la enzima ATPasa e inhibiendo la fotofosforilación (Merhaut, 2007).

La deficiencia de magnesio puede suprimir el aumento general de la masa vegetal o específicamente de la raíz o el crecimiento del brote. Sin embargo, el grado de inhibición del crecimiento de las raíces y los brotes se verá influenciado por la severidad de la deficiencia de magnesio, el tipo de planta, la fase del desarrollo, las condiciones ambientales, y el estado nutricional general del cultivo (Carvajal *et al.*, 1999).

Fisiológicamente, los síntomas de deficiencia de magnesio se expresan primero como una acumulación de almidón en las hojas (Mehne-Jakobs, 1995), que puede estar asociada con una temprana reducción del crecimiento de la planta y disminución de la asignación de carbohidratos de las hojas para el desarrollo de sumideros (Fischer y Bremer, 1993). Seguido a esto se presenta el síntoma más característico, la clorosis intervenal, que se observa primero en las hojas maduras debido a su movilidad. Este patrón de clorosis resulta porque las células del mesófilo próximas a los vasos retienen la clorofila por más tiempo (Azcón-Bieto y Talón, 2000); si la deficiencia es prolongada las hojas pueden ser de color amarillo o blanco y un síntoma adicional puede ser abscisión

prematura de las hojas (Taiz y Zeiger, 2002). En las últimas etapas del desarrollo, los síntomas de deficiencia pueden ser difíciles de distinguir de los de la deficiencia de potasio (Merhaut, 2007).

Actualmente no se han reportado síntomas específicos relacionados directamente con la toxicidad de magnesio en las plantas; sin embargo, de acuerdo con Gunes *et al.* (1998), las concentraciones de magnesio relativamente altas puede provocar síntomas de deficiencia de otros cationes esenciales. Los nutrientes en que la absorción es inhibida por concentraciones relativamente altas de magnesio incluyen el calcio, el potasio y de vez en cuando el hierro. Por lo tanto, los síntomas de intoxicación por magnesio pueden estar más estrechamente asociados con los síntomas de deficiencia de calcio o potasio (Merhaut, 2007).

5.2.3 Azufre

El azufre es absorbido por la planta casi exclusivamente como sulfato (SO_4^{-2}). En pequeñas cantidades también puede ser absorbido del suelo como sulfito (SO_3^{-2}) y de la atmósfera como dióxido de azufre (SO_2) por las hojas, a través de los estomas (Navarro y Navarro, 2003). Las plantas superiores presentan algunos aspectos comunes entre la asimilación de sulfato y la de nitrato: (i) la necesidad de reducción, la mayor parte del sulfato absorbido se reduce en la planta a compuestos sulfídricos (-SH) y en este estado es integrado a los compuestos orgánicos (aminoácidos, proteínas y coenzimas); (ii) y el mismo poder reductor que es la ferredoxina en las hojas verdes (Cangiani, 2004). Tan sólo una pequeña parte es integrada sin cambios, como ion sulfato, contribuyendo a la regulación osmótica de las células. A diferencia del nitrógeno que una vez reducido en la planta no vuelve a ser oxidado a NO_3^- , el azufre reducido puede ser reoxidado a SO_4^{-2} y permanecer en la planta como reserva (Alarcón, 2000a).

El contenido total de azufre en las partes vegetativas de los cultivos varía entre 0,1 y 2% de la masa seca (0,03 a 0,6 $\text{mmol}\cdot\text{g}^{-1}$ de masa seca). La absorción y asimilación de azufre y de nitrógeno por las plantas están estrechamente relacionados entre sí y dependen unas de otras, y en los niveles adecuados de suministro de azufre la relación orgánica N/S es de alrededor de 20:1 en base molar (Haneklaus, 2007).

El azufre es un constituyente de un gran número de compuestos orgánicos de la planta. Las proteínas vegetales contienen de 0,03 a 7,2 % de azufre en la forma de aminoácidos: cisteína, cistina y metionina (Navarro y Navarro, 2003), así mismo se encuentra como

componente de ciertas coenzimas, como tiamina, biotina y la coenzima A, compuesto clave en la activación de ácidos orgánicos (Azcon-Bieto y Talón, 2000); también es un constituyente del ácido lipoico que junto con la coenzima A, son cofactores esenciales en la síntesis del acetilcoenzima A, necesario para la iniciación del ciclo de los ácidos tricarboxílicos y formación de terpenos. La tiamina actúa como coenzima en el proceso de descarboxilación de los α -cetoácidos, la biotina como activadora en el metabolismo del ácido aspártico, reacciones de descarboxilación de sustancias intermedias del ciclo de los ácidos tricarboxílicos y en la síntesis del ácido oléico (Navarro y Navarro, 2003).

El azufre juega muchos papeles importantes en el crecimiento y desarrollo de las plantas. Fageria y Gheyi (1999), citados por Fageria (2009), resumen las funciones más importantes del azufre en la planta, entre ellas: promueve la formación de nódulos en las leguminosas, es necesario en la formación de clorofila, aunque no es un componente, la madurez de las semillas y los frutos se retrasa en la ausencia de azufre, es requerido por las plantas en la formación de la nitrogenasa, aumenta el contenido de proteína cruda de los forrajes, mejora la calidad de la cosecha de cereales para la molienda y el horneado, aumenta el contenido de aceite de semillas oleaginosas, la resistencia al invierno y la tolerancia a la sequía en las plantas, controla ciertas enfermedades del suelo, ayuda en la formación de glucósidos que dan olores y sabores característicos a la cebolla, el ajo y la mostaza, es necesario para la formación de vitaminas y la síntesis de algunas hormonas y el glutatión, está implicado en las reacciones de oxidación-reducción, y mejora la tolerancia a la toxicidad de metales pesados en las plantas.

Los síntomas de deficiencia de azufre se observan con frecuencia en las primeras etapas de desarrollo, ya que puede ser fácilmente lixiviado de la superficie del suelo (Hitsuda *et al.*, 2005). Muchos de los síntomas de la deficiencia de azufre son similares a los de deficiencia de nitrógeno, dado que el azufre y el nitrógeno son constituyentes de proteínas. Las deficiencias de azufre son poco frecuentes debido a que la presencia de sulfatos en el suelo resulta suficiente; cuando se produce aparece una clorosis generalizada en las hojas, que incluye los haces vasculares. En general la planta presenta retraso en el crecimiento, acumulación de antocianinas (Taiz y Zeiger, 2002), se hacen más rígidas y quebradizas, y a nivel celular los organelos más afectados son los cloroplastos (Azcon-Bieto y Talón, 2000). Generalmente el crecimiento de los brotes es más afectado que el crecimiento radicular (Mengel *et al.*, 2001). A diferencia de la deficiencia de nitrógeno, las plantas deficientes en azufre presentan clorosis inicialmente

en las hojas más jóvenes, porque este elemento no se trasloca fácilmente en la planta (Fageria, 2009). Sin embargo, en muchas especies de plantas la clorosis puede producirse simultáneamente en todas las hojas o incluso inicialmente en las hojas más viejas (Taiz y Zeiger, 2002); las hojas se arrugan a medida que la deficiencia progresa (Salgado, 2004). La deficiencia provoca asimismo, en la mayoría de los casos, una elevada acumulación de almidón, sacarosa y nitrógeno soluble; en cambio los azúcares reductores suelen encontrarse en cantidad inferior a la normal (Navarro y Navarro, 2003).

Las plantas son relativamente insensibles a concentraciones altas de sulfato en el medio nutritivo. Únicamente en los casos donde las concentraciones son del orden de 50 mM como por ejemplo en algunos suelos salinos, el crecimiento de las plantas se afecta negativamente. Los síntomas de reducción en la tasa de crecimiento y color verde oscuro en las hojas no son específicamente por exceso de azufre y son más típicos de plantas afectadas por salinidad (Mengel *et al.*, 2001). Este elemento como plaguicida, fertilizante o enmienda es empleado extensamente, pero solo puede comenzar a considerarse tóxico para determinadas plantas cuando sobrepasa 1.000 mg.L^{-1} de SO_4^{-2} en el interior de la planta o el 0,4% de la masa seca de azufre en la hoja (Alarcón, 2000a).

5.3 Resultados y discusión

5.3.1 Calcio en el lixiviado

La concentración de calcio en función de la recirculación y de los sustratos presenta una tendencia similar, mostrando las concentraciones más altas en el primero y en el último estadio fenológico. También se aprecia que la concentración del ion en función de la recirculación tiende a ser mayor en los tratamientos sin recirculación, con diferencias significativas entre los tratamientos en algunos estadios (Figura 1A). De otro lado, la concentración de calcio en función de los sustratos fue significativamente mayor en el tratamiento con menor contenido de cascarilla de arroz quemada, en los estadios “primer pico” y “desbotone” (Figura 1B).

Calderón (2001) reportó que para una cama de planta madre de clavel sin recirculación la concentración de calcio en el lixiviado fue de 184 mg.L^{-1} , mucho mayor a las obtenidas en el presente ensayo, con y sin recirculación.

Dasgan y Ekici (2005) encontraron en plantas de tomate que el reciclado de la solución nutritiva pasó de tener 13 a 36% más calcio durante el cultivo; la solución nutritiva original contenía 3,74 a 5,0 mmol (150 a 200 mg.L⁻¹).

5.3.2 Calcio en el tejido

A partir del estadio “transición” el contenido de calcio en función de la recirculación (Figura 2A) y de los sustratos (Figura 2B) presenta una leve tendencia a disminuir con la edad del cultivo, aun cuando no se verificaron diferencias estadísticas significativas entre los tratamientos para esos estadios fenológicos.

Esta tendencia es contraria a lo expuesto por Sánchez-Alonso y Lachica (1987), quienes afirman que con excepción de calcio y, en algunos casos, de hierro y boro, el contenido de nutrientes con base en la masa seca disminuye en la medida que avanza la edad de la planta o de sus órganos. La causa de esta disminución se debe principalmente a un incremento relativo del material estructural (paredes celulares y ligninas) y compuestos almacenados (almidones) en la masa seca (Marschner, 1995). Mientras que en el ensayo realizado por Kleiber *et al.* (2009), con el envejecimiento de las plantas de anturio se determinó una disminución significativa en el contenido de calcio en la mayoría de los cultivares estudiados.

Para este elemento no se presentaron deficiencias ya que las concentraciones en la planta se mantuvieron en el rango de 0,8 a 1,52%. De acuerdo con la información recopilada por Price (1986), los contenidos foliares adecuados para calcio antes de que los botones florales sean visibles deben estar entre 1,0 y 2,0%; y considerados deficientes cuando están por debajo de 0,6%, según valores establecidos a partir de datos de estudios en cultivos comerciales. En general estos son los rangos que se deben mantener durante todo el cultivo; rangos obtenidos a partir de registros de diagnóstico derivados de un banco de datos de análisis.

5.3.3 Calcio en el sustrato

Para el contenido de calcio en los sustratos en función de la recirculación no se constataron diferencias significativas, por lo que se podría inferir que la concentración de este ion en el sustrato se mantiene de forma independiente de la recirculación (Figura 3A). Al contrario, cuando esta variable se analizó en función de los sustratos, el

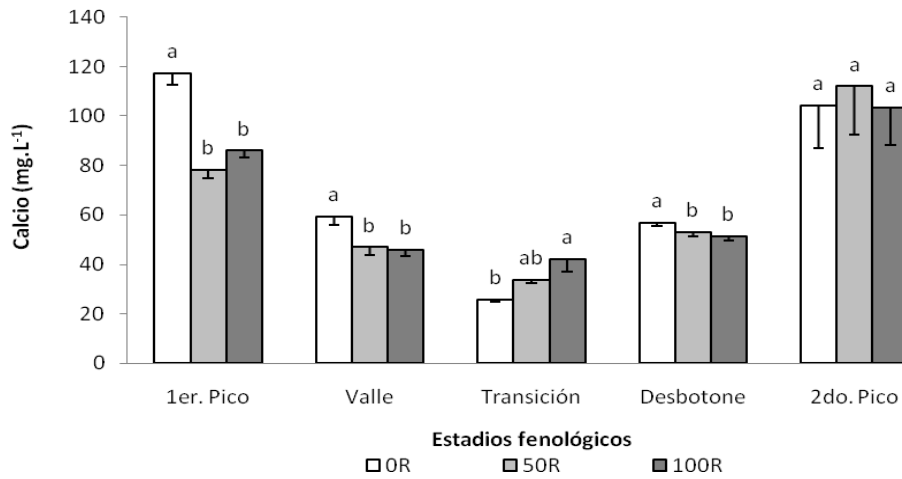
contenido de calcio fue significativamente menor en el sustrato con mayor contenido de cascarilla de arroz quemada en todos los estadios (Figura 3B).

Este comportamiento es contrario al reportado por Fernández *et al.* (2006), quienes encontraron en clavel estándar variedad Nelson que los contenidos de calcio en el sustrato eran excesivos para el sustrato 100CAQ.

En plantas de tomate crecidas en perlita en sistemas abierto y cerrado, Dasgan y Ekici (2005) observaron que las diferencias de concentración entre los dos sistemas no eran de consideración. Las concentraciones promedio de este ion en el sustrato fueron de 12 y 14 mmol y las más altas de 18 y 20 mmol, en los sistemas abierto y cerrado, respectivamente.

Al igual que para nitrógeno, potasio, magnesio y fósforo, de acuerdo con Cabrera *et al.* (1995), el calcio sigue el mismo patrón de absorción, donde la tasa de transpiración no controla los ciclos periódicos de absorción del elemento, pero sí el promedio diario de demanda de calcio por parte de la planta. Sin embargo, según Torre *et al.* (2001) el contenido de calcio es mucho más bajo en flores que en hojas. Y debido a la gran diferencia en la tasa de transpiración entre flores, frutas y hojas, el flujo del xilema es principalmente dirigido por las hojas altamente transpirantes; por lo que para incrementar el contenido de calcio en las hojas y flores es más efectivo estimular la tasa de transpiración que adicionar más calcio a la solución nutritiva.

A



B

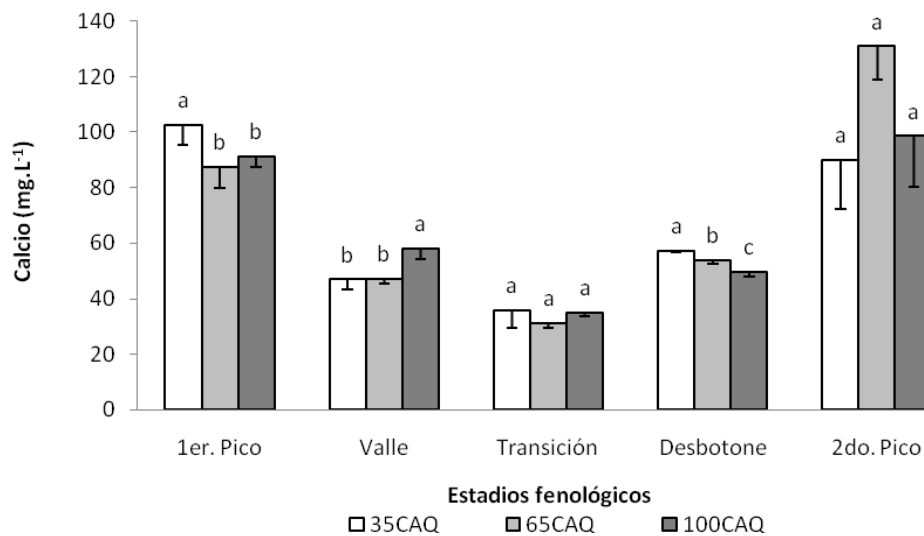
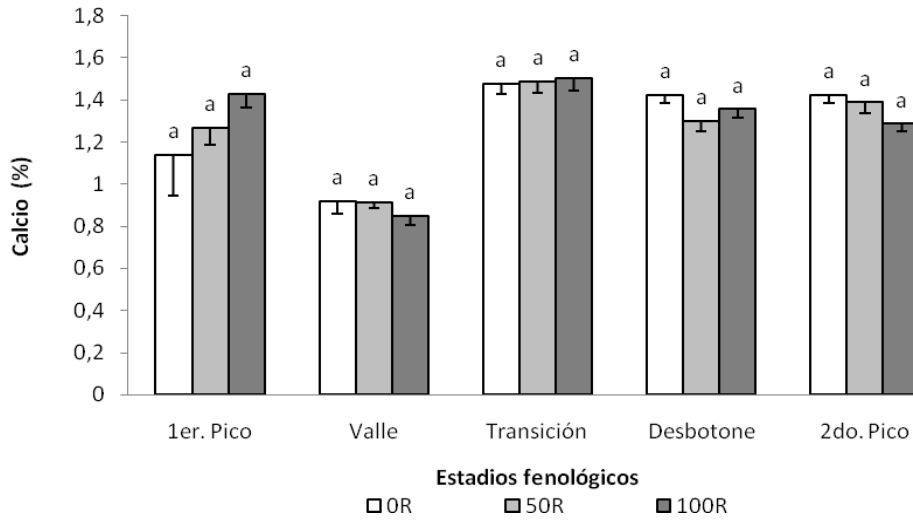


Figura 1. Comportamiento de la concentración de calcio en el lixiviado: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

A



B

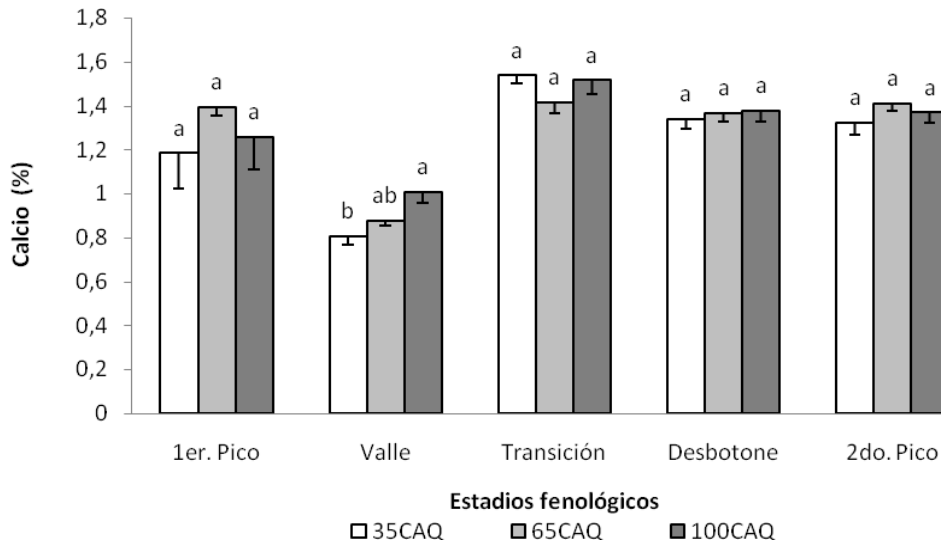
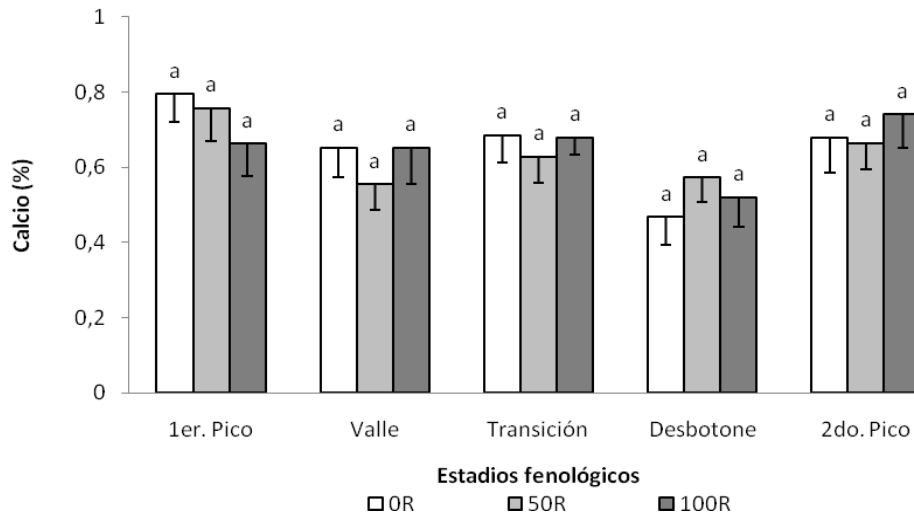


Figura 2. Comportamiento del contenido de calcio en el tejido: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

A



B

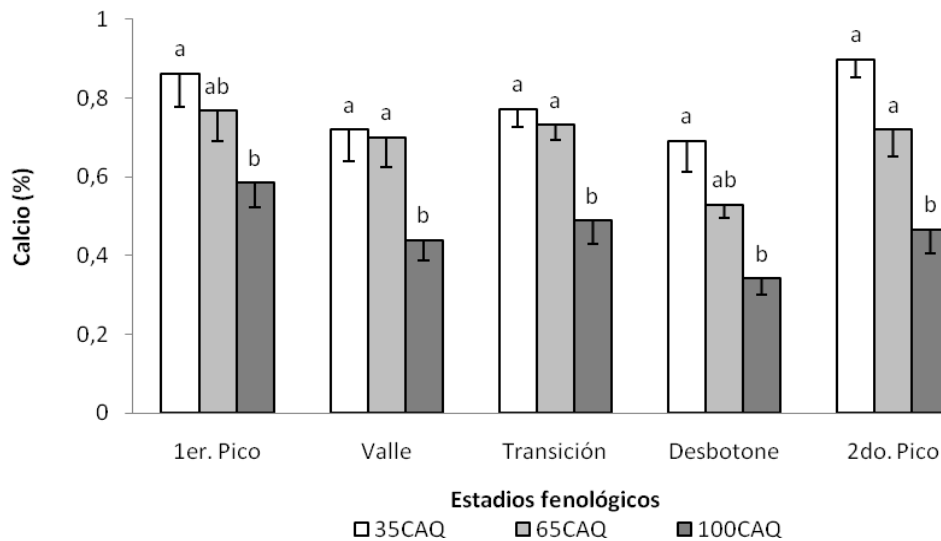


Figura 3. Comportamiento del contenido de calcio en el sustrato: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

5.3.4 Magnesio en el lixiviado

Cuando se analizó la concentración del ión magnesio en función de los porcentajes de recirculación, se encontró que aumentó durante el periodo estudiado. Además, la concentración del ion en el tratamiento 100% es significativamente mayor a 0% de recirculación, en los últimos tres estadios de desarrollo (Figura 4A). De forma similar, la concentración de magnesio en función de los sustratos se incrementó con el desarrollo de las plantas, aunque no se presentaron diferencias estadísticas significativas entre los tratamientos hacia el final del periodo de desarrollo del cultivo estudiado (Figura 4B).

Lo anterior concuerda con Prado (2003), quien afirma que el magnesio, el cloruro, el calcio, el sodio y el sulfato son los iones que habitualmente presentan problemas de acumulación en las soluciones nutritivas recirculadas. Aunque para este estudio el incremento de magnesio en función de la recirculación representaría más bien ahorro en fertilizante.

5.3.5 Magnesio en el tejido

El contenido de este ion en función de la recirculación y de los sustratos es constante; excepto en el estadio “valle”, donde en función de ambos factores es ligeramente menor y, en función de los sustratos, se constataron diferencias significativas entre los tratamientos (Figura 5).

Estos resultados concuerdan con Kleiber *et al.* (2009), quienes con respecto al magnesio reportan que no hubo efecto significativo en el período vegetativo en la nutrición de las plantas de anturio. Contrario a lo reportado por Fernández *et al.* (2006), quienes encontraron que para clavel estándar variedad Nelson el contenido de este ión decreció durante el ciclo del cultivo, presentando los valores más altos, incluso excesivos, en la etapa de *pinch*. En el presente ensayo, el contenido de magnesio se mantuvo entre 0,49 y 0,67%, dentro del rango óptimo de acuerdo con información recopilada por Price (1986), donde los contenidos foliares adecuados de este elemento deben estar entre 0,25 y 0,50%; y se considera deficiente cuando está por debajo de 0,15%.

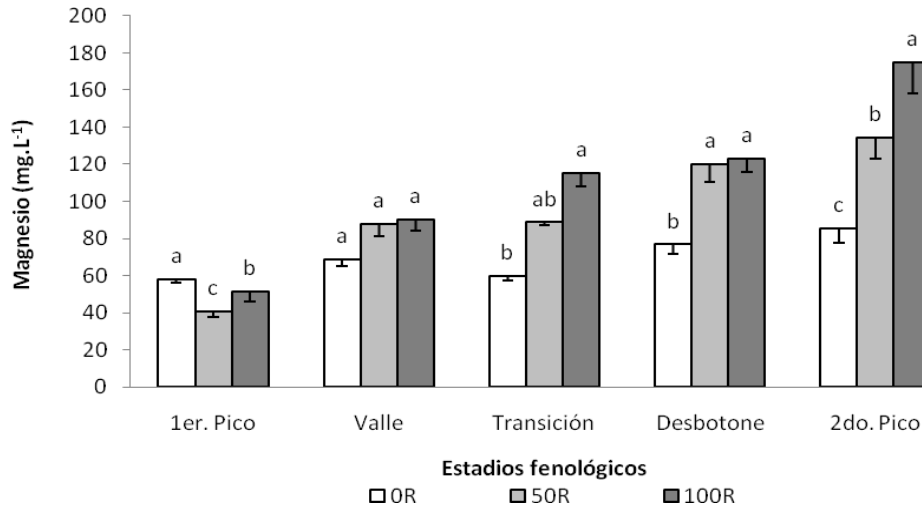
5.3.6 Magnesio en el sustrato

Aunque los porcentajes de magnesio en función de la recirculación no presentaron diferencias estadísticas entre los tratamientos para la mayoría de los estadios fenológicos

estudiados, se observa una tendencia de menor contenido para los tratamientos sin recirculación en todos los estadios evaluados (Figura 6A). Cuando el contenido de este ion es analizado en función de los sustratos se encuentra que para el sustrato con menor contenido de cascarilla (35CAQ) el contenido de magnesio es significativamente mayor que para el sustrato con 100% de cascarilla de arroz quemada, en todos los estadios estudiados (Figura 6B).

En función de la recirculación y de los sustratos se observa mayor contenido del ion magnesio en el último estadio de desarrollo evaluado, lo cual coincide con Dasgan y Ekici (2005), quienes en plantas de tomate reportaron las más altas concentraciones en las últimas dos semanas de cultivo, con valores de 10,76 y 10,72 mmol en los sistemas abierto y cerrado, respectivamente. En el sistema cerrado se pasó de un contenido de 4 a 24% más magnesio durante el cultivo. Los autores reportan una moderada acumulación de este ion en ambos sistemas, aunque resaltan que pudo ser debido a que la concentración de la solución original suministrada, que contenía 50 mg.L⁻¹, podría ser mayor debido a la concentración en el agua utilizada para la preparación de la solución nutritiva (0,73 mol o 17,8 mg.L⁻¹).

A



B

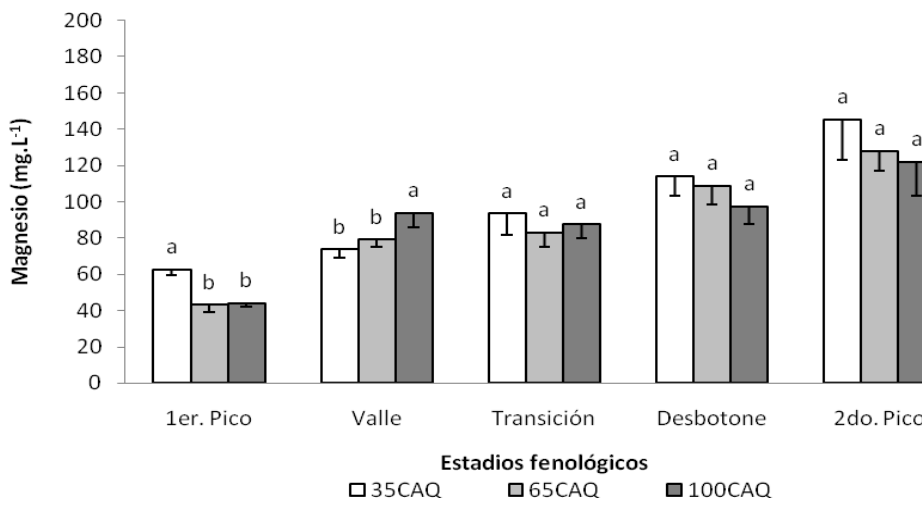
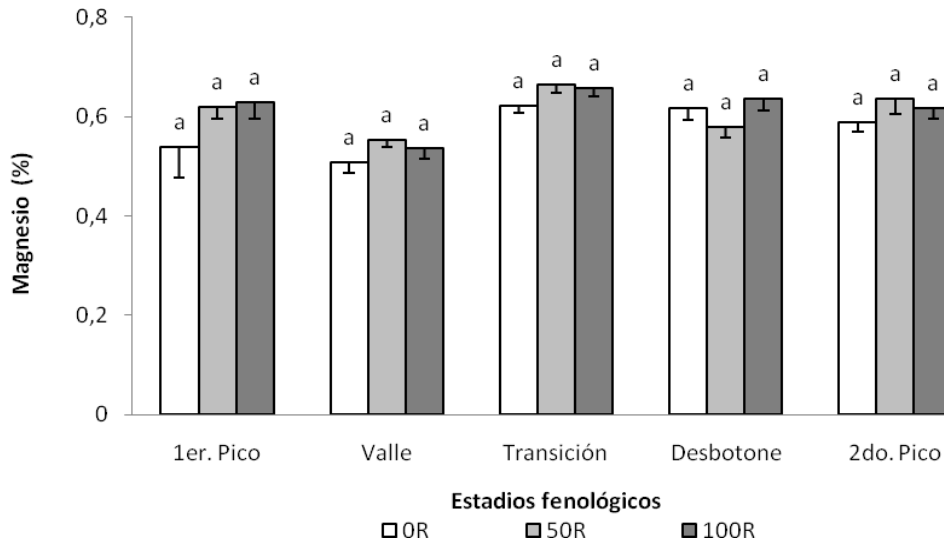


Figura 4. Comportamiento de la concentración de magnesio en el lixiviado: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

A



B

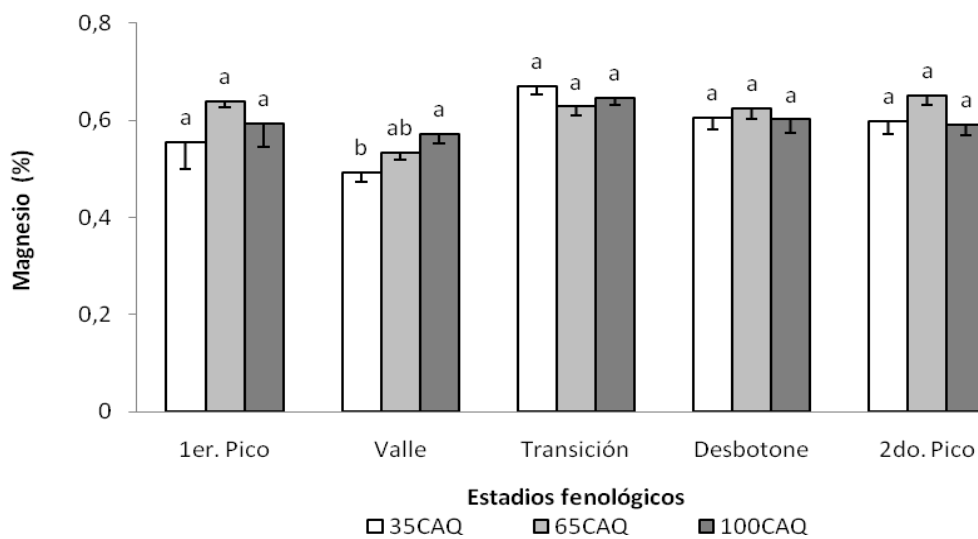
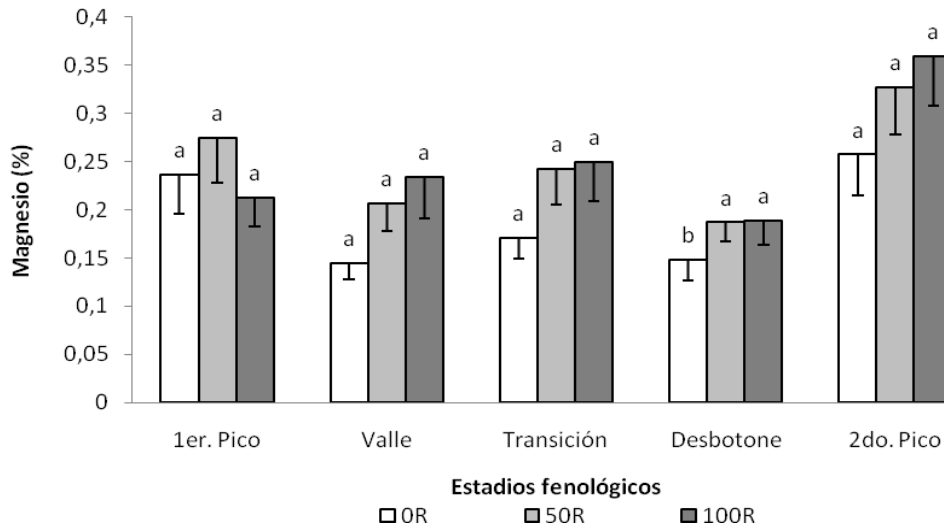


Figura 5. Comportamiento de la concentración de magnesio en el tejido: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

A



B

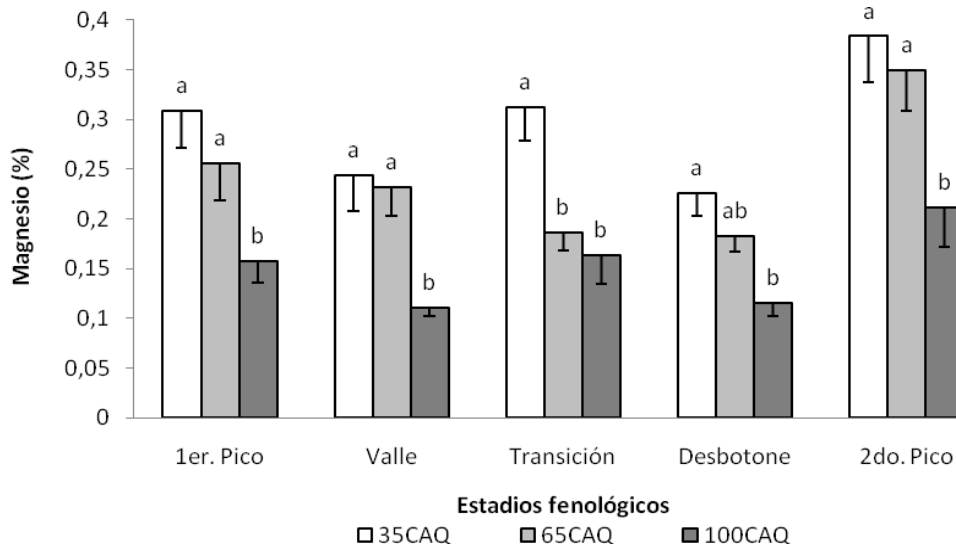


Figura 6. Comportamiento de la concentración de magnesio en el sustrato: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

5.3.7 Azufre en el lixiviado

Para el contenido de sulfato en función de los porcentajes de recirculación se presentaron diferencias significativas en los estadios “primer pico”, “transición” y “segundo pico”; de hecho, a lo largo del periodo estudiado, se observa una tendencia al aumento de la concentración de este ion en la medida en que aumenta el porcentaje de recirculación. Esta tendencia se hace significativa en los estadios “transición” y “segundo pico” (Figura 7A). Lo anterior, posiblemente se presenta por tratarse de un ion soluble poco retenido por los sustratos; concordando con Lopez *et al.* (1996), quienes afirman que en los sistemas de cultivo hidropónico, reciclar la solución de nutrientes provoca acumulación de iones sulfato, lo cual puede generar desequilibrios de nutrientes que afectan el rendimiento del cultivo. En plantas de tomate cultivadas en perlita, Dasgan y Ekici (2005) encontraron que las diferencias entre un sistema abierto y uno cerrado surgieron a las doce semanas después del trasplante; y la solución reciclada presentó 36, 34 y 34% más sulfatos respectivamente en las semanas 16, 20 y 24 después de trasplante. Tras 26 semanas, la diferencia en los niveles de sulfato entre los dos sistemas disminuyó a 17%.

Zekki *et al.* (1996) encontraron que mientras se mantuvieron la CE y el pH en los niveles óptimos en un sistema de cultivo de tomate en NFT, no se observó ninguno problema nutricional en las plantas cultivadas; sin embargo, las concentraciones minerales desequilibradas dieron lugar a la acumulación de SO_4^{-2} en el sistema, debido al reciclaje que se produce durante largos períodos de uso de la solución nutritiva.

Cuando la variable sulfato se analiza en función de los sustratos, de manera general se observa tendencia al incremento con el avance del cultivo, excepto en el estadio “desbotone”. Las mayores concentraciones de sulfato en los lixiviados estarían bajo el efecto del sustrato 35CAQ (Figura 7B); lo cual podría deberse a la capacidad de intercambio aniónico (CIA) de la fibra de coco, permitiendo mayores contracciones del anión sulfato en los lixiviados.

Dependiendo del estadio fenológico, tanto la recirculación como el sustrato ejercen efecto en el comportamiento del contenido de sulfato en los lixiviados.

5.3.8 Azufre en el tejido

El contenido de azufre en función de la recirculación no presenta diferencias estadísticas significativas (Figura 8A), mientras que, en función de los sustratos sólo se presenta diferencia significativa en el estadio “desbotone” (Figura 8B); pero, se observa que de manera independiente de la recirculación y de los sustratos, la concentración de azufre presenta la misma tendencia, los valores más bajos en el estadio “valle” y un ligero aumento a medida que avanza el cultivo (Figura 8). Este comportamiento podría atribuirse al incremento en biomasa consecuente con el desarrollo del cultivo en el tiempo. Los contenidos encontrados en este ensayo concuerdan con rangos adecuados de suficiencia (0,1 a 0,3%) reportados por Bennett (1993), para granos y legumbres.

El comportamiento de la concentración de azufre en el tejido es influenciado en el estadio desbotone por los sustratos, en los demás estadios no depende de los sustratos ni de la recirculación.

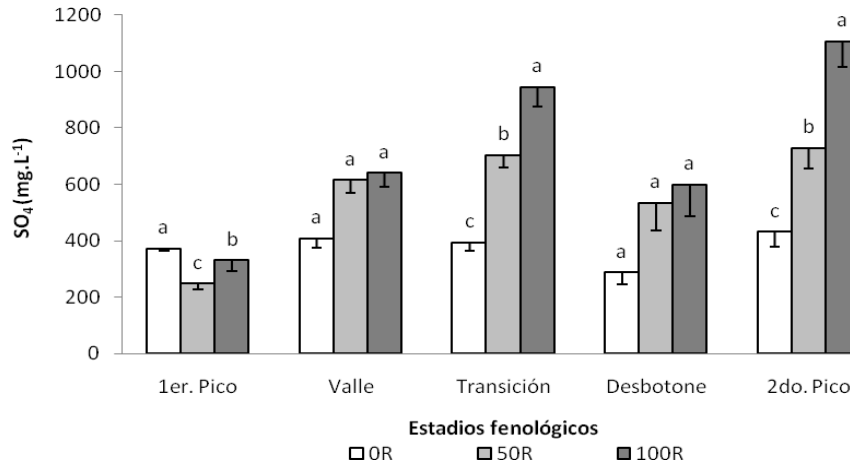
5.3.9 Azufre en el sustrato

El contenido de azufre en función de la recirculación y de los sustratos no presenta una tendencia clara ni diferencias significativas en ninguno de los estadios fenológicos evaluados (Figura 9). Es decir que el comportamiento del porcentaje de azufre en los sustratos no es afectado por el nivel de recirculación ni por el tipo de sustrato. Aun cuando no se presentaron diferencias significativas en función de los sustratos, se observó en casi todos los estadios, que los contenidos más bajos se obtuvieron en el sustrato con mayor contenido de cascarilla de arroz, es decir que los sustratos que más lo retienen serían 35CAQ y 65CAQ, con porcentajes de fibra de coco. Esto podría deberse a la capacidad de intercambio aniónico, que está inversamente relacionada con el pH del suelo; a pH bajo se pueden desarrollar cargas positivas que retienen SO_4^{2-} , esta retención es mínima cuando el pH es mayor a 6,0; adicionalmente, la materia orgánica en algunas ocasiones también desarrolla cargas positivas capaces de atraer este elemento (Salgado, 2004 y Foth, 1990).

Confrontando estos resultados con los obtenidos por Dasgan y Ekici (2005) en plantas de tomate cultivadas en perlita en sistemas abierto y cerrado, en el sustrato no se presentó acumulación de azufre en ninguno de los sistemas evaluados.

Es de resaltar que los mayores contenidos de calcio y magnesio se encontraron en el sustrato con mayor porcentaje de fibra de coco (35CAQ) (Figuras 3B y 9B, respectivamente), el cual presentó la mayor CIC (Figura 5B del capítulo 4). En los sustratos con mayor CIC los coloides electronegativos del sustrato, en este caso la materia orgánica, pueden retener estos cationes (Navarro y Navarro, 2003). La CIC se incrementa a medida que la materia orgánica aumenta (Salgado, 2004).

A



B

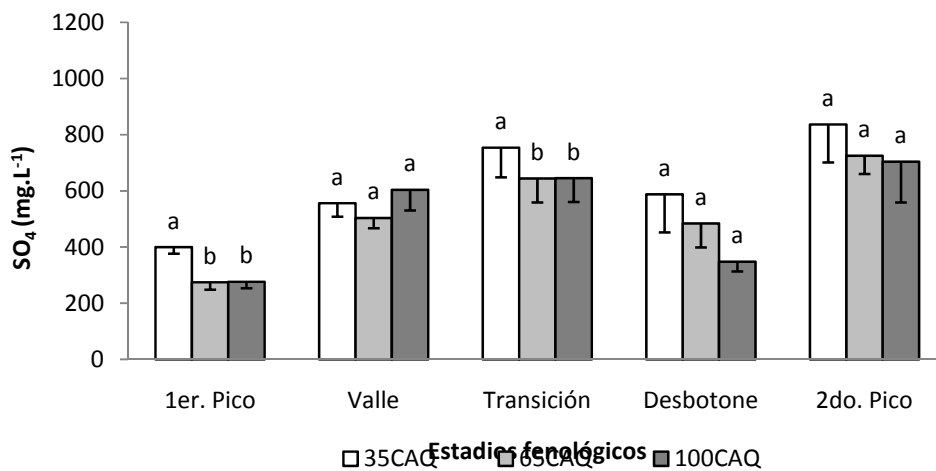
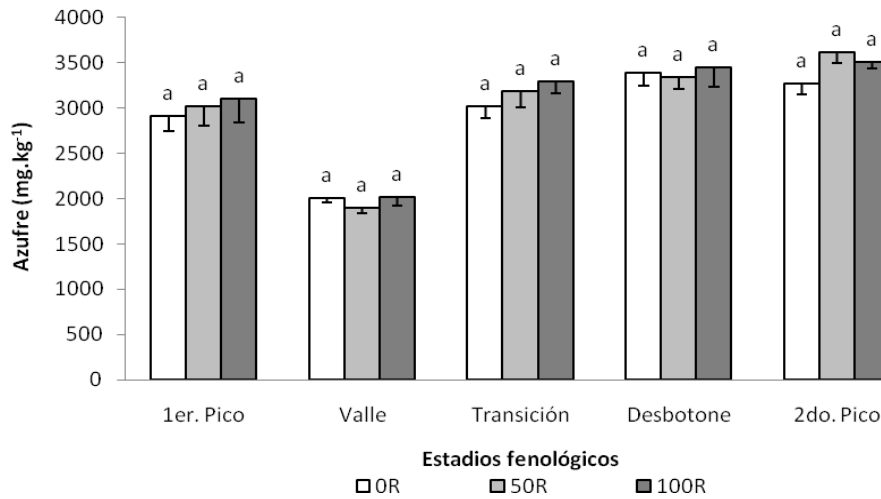


Figura 7. Comportamiento de la concentración de sulfato en el lixiviado: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

A



B

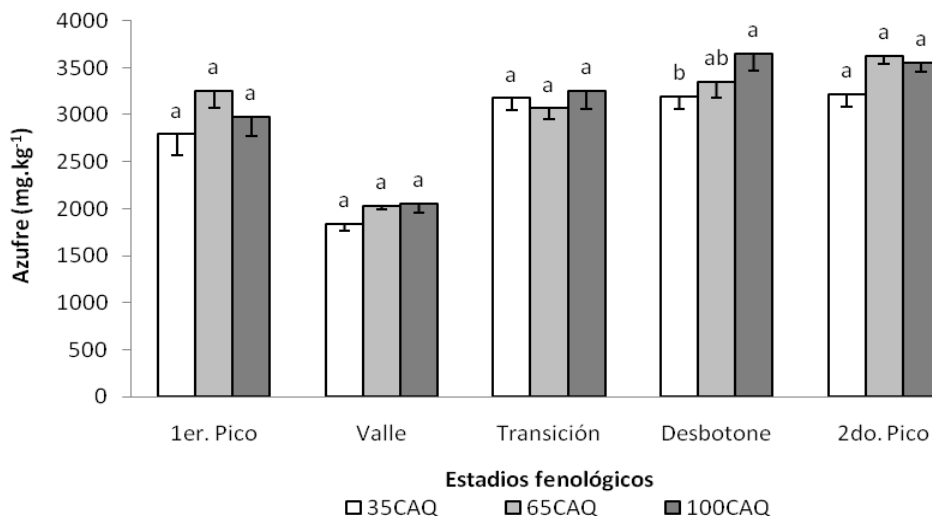
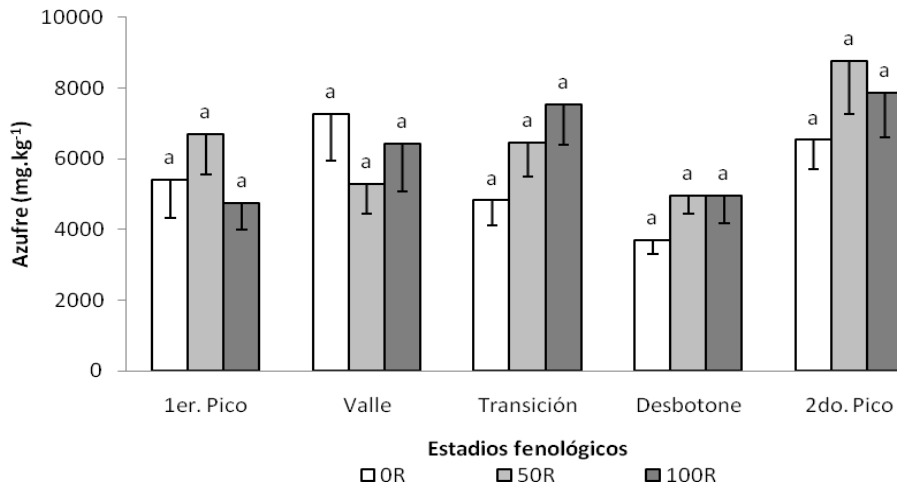


Figura 8. Comportamiento de la concentración de azufre en el tejido: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

A



B

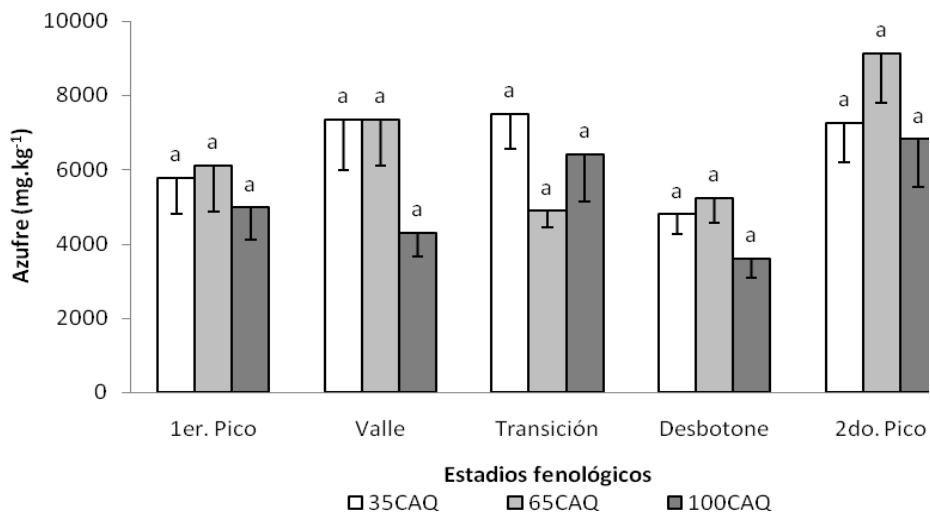


Figura 9. Comportamiento de la concentración de azufre en el sustrato: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

5.4 Conclusiones

De los resultados obtenidos para el comportamiento de calcio, magnesio y azufre se concluye:

1. En el lixiviado el ion calcio tendió a presentar concentraciones mayores en el primero y en el último estadio fenológico. En función de la recirculación la concentración es significativamente mayor cuando no se recirculan los lixiviados; mientras que en función de los sustratos tiende a ser mayor en el sustrato con menor porcentaje de cascarilla de arroz quemada.
2. La concentración de magnesio en el lixiviado aumentó con el avance del cultivo, de manera independiente de los factores. Esta concentración es significativamente mayor a medida que se incrementa el porcentaje de recirculación de los lixiviados.
3. Los porcentajes de calcio y de magnesio en el tejido de la planta entera no fueron influenciados por los factores. A partir del estadio “transición” e independiente de los factores el porcentaje de calcio presenta una leve tendencia a disminuir con la edad del cultivo, mientras que el porcentaje de magnesio es constante durante el desarrollo del cultivo.
4. Se encontró que los contenidos de calcio y de magnesio son significativamente menores en el sustrato con mayor contenido de cascarilla de arroz quemada.
5. Para el ion sulfato en los lixiviados se observa aumento de su concentración en la medida en que aumenta el porcentaje de recirculación. Mientras que las mayores concentraciones se presentan bajo el efecto del sustrato con mayor contenido de fibra de coco.
6. Las concentraciones de azufre en el tejido de la planta entera y en los sustratos no dependen de los factores; es decir, ni de la recirculación ni de los sustratos. En el tejido de la planta de manera independiente de los factores se encontró que la concentración tiende a valores más bajos en el estadio “valle” y a un ligero aumento a medida que avanza el cultivo.

Para sistemas cerrados, se recomienda ajustar en las fórmulas de fertirriego las concentraciones de magnesio y azufre, en razón a su aumento con la recirculación. Cuando en el sustrato se mantengan porcentajes de fibra de coco es necesario considerar la retención de los iones calcio y magnesio, pues sus concentraciones son significativamente mayores en el sustrato con mayor contenido de fibra de coco.

5.5 Agradecimientos

Los autores agradecen al Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural, a Colciencias y a Ceniflores, por su financiación en dinero en efectivo; así como a las empresas Suata Plants S.A. por la donación del material vegetal, a Productos Químicos Andinos S.A. por la cesión de los materiales plásticos de cubierta y de contenedores de las camas de cultivo y a Brenntag Colombia S.A. por suministrar las soluciones nutritivas para fertirriego. Estos aportes hicieron posible la realización del proyecto “Producción más limpia en el cultivo de clavel en sustrato en la sabana de Bogotá”, en cuyo marco se desarrolló el presente trabajo de investigación.

5.6 Bibliografía

- Adams, P. and Holder, R. 1992. Effects of humidity, Ca and salinity on the accumulation of dry matter and Ca by the leaves and fruit of tomato (*Lycopersicon esculentum*). *The Journal of Horticultural Science & Biotechnology*, 67:137–142.
- Alarcón V., A.L. 2000a. Nutrición mineral: elementos esenciales y dinámica en el sistema suelo - planta. En: Alarcón V., A.L. (Coord.). *Tecnología para cultivos de alto rendimiento*. Cartagena: Universidad Politécnica de Cartagena. pp. 109-129.
- Armstrong, M.J. and Kirkby, E.A. 1979. The influence of humidity on the mineral composition of tomato plants with special reference to calcium distribution. *Plant and Soil*, 52(3):427-435.
- Azcón-Bieto, J y Tálon, M. 2000. Fundamentos de fisiología vegetal. Madrid: McGraw Hill Interamericana - Edicions Universitat de Barcelona. 522p.
- Bangerth, F. 1979. Calcium related physiological disorders of plants. *Annual Review of Phytopathology*, 17:97-122.

- Bennett, W.F. (ed.). 1993. Nutrient deficiencies & toxicities in crop plants. Minnesota: APS Press, 202p.
- Blamey, F.P.C. 2003. A role for pectin in the control of cell expansion. *Soil Science & Plant Nutrition*, 49:775-783.
- Bernstein, L. and Hayward, H.E. 1958. Physiology of salt tolerance. *Annual Review of Plant Physiology*, 9:25-46.
- Brummell, D.A. and Hall, J.L. (1987). Rapid cellular responses to auxin and the regulation of growth. *Plant, Cell & Environment*, 10:523-543.
- Cabrera, R.I., Evans, R.Y. and Paul, J.L. 1995. Cyclic nitrogen uptake by greenhouse roses. *Scientia Horticulturae*, 63:57-66.
- Calderón S., F. 2001. El cultivo hidropónico de flores en Colombia. En: http://www.drcalderonlabs.com/Hidroponicos/Hidroponia_Colombia.htm. Consultado: mayo 2010.
- Cangiani F., A.M. 2004. Nutrição mineral. En: Barbante, K.G. *Fisiologia Vegetal*. Rio de Janeiro: Guanabara Koogan S.A. pp. 45-75.
- Carvajal, M., Martínez, V. and Cerdá, A. 1999. Influence of magnesium and salinity on tomato plants grown in hydroponic culture. *Journal of plant nutrition*, 22:177-190.
- Chiu, T. and Bould, C. 1976. Effects of shortage of calcium and other cations on ⁴⁵Ca mobility, growth and nutritional disorders of tomato plants (*Lycopersicon esculentum*). *Journal of the Science of Food and Agriculture*, 27(10):969-977.
- Prado, C. 2003. Recomposición de soluciones nutritivas. Compendio nº 14 'Recirculación en cultivos sin suelo'. <http://www.horticom.com/pd/imagenes/54/761/54761.html#4>. Consultado: 5 de mayo 2012.
- Dasgan, H.Y. and Ekici, B. 2005. Comparison of open and recycling systems for ion accumulation of substrate, nutrient uptake and water and water use of tomato plants. *Acta Horticulturae*, 697:399-408.
- Del Amor, F.M. and Marcelis, L.F.M. 2003. Regulation of nutrient uptake, water uptake and growth under calcium starvation and recovery. *The Journal of Horticultural Science & Biotechnology*, 78:343-349.

- Del Amor, F.M. and Marcelis, L.F.M. 2006. Differential effect of transpiration and Ca supply on growth and Ca concentration of tomato plants. *Scientia Horticulturae*, 11:17-23.
- El-Gizawy, A.M. and Adams, P. 1986. Effect of temporary calcium stress on the calcium status of tomato fruit and leaves. *Acta Horticulturae*, 178:37-43.
- Epstein, E. and Bloom, A. 2005. Mineral nutrition of plants: Principles and perspectives. 2da edición. Sunderland: Sinauer Associates, Inc. 400p.
- Faust, M. and Shear, B. 1968. Corking disorders of apples: a physiological and biochemical *The botanical review*, 34(4):441-469.
- Fageria, N.K. 2009. The use of nutrients in crop plants. Taylor & Francis Group. Boca Raton: United. pp. 165-192.
- Felle, H. 1988. Cytoplasmic free calcium in *Riccia fluitans* L. and *Zea mays* L.: Interaction of Ca²⁺ and pH?. *Planta*, 176:248-255.
- Fernández M., A. de la C., Flórez R., V.J. Chaves C., B. 2006. Niveles foliares de nutrientes en clavel variedad 'Nelson' y su relación con la producción. En: Flórez R., V.J., Fernández M., A. de la C., Miranda L., D., Chaves C., B. y Guzmán P., J.M. (eds). Avances sobre fertirriego en la floricultura colombiana. Bogotá: Unibiblos. pp. 236-247.
- Fischer, E.S. and Bremer, E. 1993. Influence of magnesium deficiency on rates of leaf expansion, starch and sucrose accumulation, and net assimilation in *Phaseolus vulgaris*. *Physiologia Plantarum*, 89:271-276.
- Foth, H.D. 1990. Fundamentals of soil science. Eighth edition. New York: John Wiley & Sons Inc. 360p.
- Franco, J.A., Pérez-Saura y Durán, A. 1998. Calcio para corregir la necrosis apical en tomate. www.magrama.gob.es/ministerio/pags/.../Hort_1998_126_90_92.pdf.
- Gavalas, N.A. and Manetas, Y. 1980. Calcium inhibition of phosphoenolpyruvate carboxylase: Possible physiological consequences for C₄-photosynthesis. *Zeitschrift für Pflanzenphysiologie*. 100 (2):179-184.
- Gunes, A., Alpaslan, M. and Inal, A. 1998. Critical nutrient concentrations and antagonistic and synergistic relationships among the nutrients of NFT-grown young tomato plants. *Journal of Plant Nutrition*, 21:2035-3047.

- Haneklaus, S., Bloem, E., Schnug, E., De Kok, L.J. and Stulen, I. 2007. Sulfur. En: Barker, A. and Pilbeam, D. *Handbook of Plant Nutrition*. Boca Raton: Taylor & Francis Group. pp. 183-238.
- Hitsuda, K., Yamada, M. and Klepker, D. 2005. Sulfur requirement of eight crops at early stages of growth. *Agronomy Journal*, 97:155–159.
- Ho L.C., Adams, P., Li, X.Z., Shen, H., Andrews, J. and Xu, Z.H. 1995. Responses of Ca-efficient and Ca-inefficient tomato cultivars to salinity in plant growth, calcium accumulation and blossom-end rot. *The Journal of Horticultural Science & Biotechnology*, 70(6):909-918.
- Kleiber, T., Komosa, A., Krzyszkowska, J. and Moliński, K. 2009. Seasonal changes in the nutritional status and yielding of *Anthurium cultorum* Birdsey. Part I. Macroelements. *Folia Horticulturae*, 21(1):81-93.
- Jones, R.L., Gilroy, S. and Hillmer, S. (1993). The role of calcium in the hormonal regulation of enzyme synthesis and secretion in barley aleurone. *Journal of Experimental Botany*, 44 (Supl.):207-212.
- Lin, W.C. and Glass, A.D.M. 1999. The effects of NaCl addition and macronutrient concentration on fruit quality and flavor volatiles of greenhouse tomatoes. *Acta Horticulturae*, 481:487-494.
- Lopez, J., Tremblay, N., Voogt, W., Dub, S. and Gosselin, A. 1996. Effects of varying sulphate concentrations on growth, physiology and yield of the greenhouse tomato. *Scientia Horticulturae*, 67:207-217.
- Marschner, H. 1995. Mineral nutrition of higher plants. London: Academic Press. 889p.
- Mascarenhas, J.P. and Machlis, L. (1964). Chemotropic response of the pollen of *Antirrhinum majus* to calcium. *Plant Physiology*, 39:10-11.
- Mengel, K., Kirkby, E., Kosegarten, H. and Appel, T. 2001. Principles of plant nutrition. 5th edition. Dordrech: Kluwer Academic Publishers. 851p.
- Mehne-Jakobs, B. 1995. The influence of magnesium deficiency on carbohydrate concentrations in Norway spruce (*Picea abies*) needles. *Tree Physiology*, 15:577-584.
- Merhaut, D.J. 2007. Magnesium. En: Barker, A. and Pilbeam, D. 2007. *Handbook of Plant Nutrition*. Boca Raton: Taylor & Francis Group. pp. 146-181.

- Navarro B., S. y Navarro G, G. 2003. Química agrícola. 2da ed. Madrid: Mundi-Prensa. 488p.
- Pilbeam, D. J. and Morley P. S. 2007. Calcium. En: Barker, A. and Pilbeam, D. *Handbook of plant nutrition*. Boca Raton: Taylor & Francis Group. pp. 121-144.
- Price, G.H. 1986. Ornamentals. En: Reuter, D. and Robinson, J.B. *Plant analysis: An interpretation manual*. Melbourne: Editorial Committee. pp. 188-218.
- Rao, I.M., Sharp, R.E and Boyer, J.S. 1987. Leaf magnesium alters photosynthetic response to low water potentials in sunflower. *Plant Physiology*, 84:1214–1219.
- Reddy, A.S.N. 2001. Calcium: silver bullet in signaling. Review. *Plant Science*, 160:381-404.
- Rudd, J.J. and Franklin-Tong, V.E. 2001. Unravelling response-specificity in Ca^{2+} signalling pathways in plant cells. *New Phytologist*, 151:7-34.
- Salgado, E. 2004. Curso agronomía conceptos básicos. Depósito de documentos de la FAO.
- Sánchez-Alonso, F. and Lachica, M. 1987. Seasonal trends in the elemental content of sweet cherry leaves. *Communications in Soil Science and Plant Analysis*, 18(1):17-29.
- Sanders, D., Brownlee, C. and Harper, J.F. 1999. Communicating with calcium. *The Plant Cell*, 11:691-706.
- Schumaker, K.S. and Sze, H. 1990. Solubilization and reconstitution of the oat root vacuolar H^{+}/Ca^{2+} exchanger. *Plant Physiology*, 92:340-345.
- Snedden, W.A. and Fromm, H. 2001. Calmodulin as a versatile calcium signal transducer in plants. *Phytologist*, 151:35-66.
- Taiz, L. and Zeiger, E. 2002. *Plant physiology*. 3th edition. Sunderland: Sinauer Associates. 690p.
- Torre, S., Fjeld, T. and Gislerød, H.R. 2001. Effects of air humidity and K/Ca ratio in the nutrient supply on growth and postharvest characteristic of cut roses. *Scientia Horticulturae*, 90:291-304.
- Valagro. 2004. Los microelementos en la nutrición vegetal. Italia. 71p.

Willats, W.G.T., McCartney, L., Mackie, L. and Knox, J.P. 2001. Pectin: cell biology and prospects for functional analysis. *Plant Molecular Biology*, 47:9-27.

Zekki, H., Gauthier, L. and Gosselin, A. 1996. Growth, productivity, and mineral composition of hydroponically cultivated greenhouse tomatoes, with or without nutrient solution recycling. *Journal of the American Society for Horticultural Science*, 121(6):1082–1088.

6. Artículo 3

Comportamiento de pH, CE, CIC y de C/N en un sistema de cultivo sin suelo para clavel estándar cv. Delphi con recirculación de drenajes en la Sabana de Bogotá

Resumen

Para optimizar el manejo del fertirriego en los cultivos en sustrato es indispensable conocer el comportamiento de las variables pH y CE de las soluciones así como la CIC y la C/N de los sustratos. El objetivo del presente estudio fue determinar el comportamiento de pH, CE, CIC y de C/N en un sistema de cultivo sin suelo para clavel estándar cv. Delphi, con tres porcentajes de recirculación de drenajes y en diferentes estadios fenológicos de desarrollo. Los estadios considerados fueron: “primer pico”, “valle”, “transición vegetativo - reproductivo”, “desbotone” y “segundo pico”. Se utilizó un diseño experimental de bloques completos al azar con nueve tratamientos y tres repeticiones, en parcelas divididas. El pH del lixiviado tiende a disminuir hacia el final y en los sustratos el valor de esta variable se mantuvo constante durante el periodo estudiado, aunque aumenta en la medida que se incrementa el porcentaje de cascarilla de arroz quemada. La CE fue significativamente mayor cuando se recircula el 100% de los lixiviados y en los tratamientos con menor contenido de cascarilla de arroz; mientras que en los sustratos, fue significativamente menor donde había mayor contenido de fibra de coco. Como esperado, la CIC fue significativamente mayor en los sustratos con mayores porcentajes de fibra de coco. Sin embargo, contrario a lo reportado en la literatura, la relación C/N tendió a presentar valores mayores en el sustrato con mayor contenido de cascarilla de

arroz quemada. Se recomienda en el manejo de los cultivos tener en cuenta el ajuste de las fórmulas de fertirriego en función del aumento de la CE con la recirculación de los drenajes. Así mismo, las variaciones de pH y CIC en función del sustrato, pues los que son a base de fibra de coco son más ácidos y tiene mayor CIC.

Summary

To optimize the management of fertigation in the soilless crops is essential to know the behavior of chemical variables of the solution, and of the substrates. The aim of this study was to determine the behavior of pH, EC, CEC and C/N in a soilless system to carnation crop cv. Delphi, with three recycling percentages and in different phenological developmental stages. The trial was carried out with three different substrates base on burned rice husk (BRH) and coconut fiber (CF). The stages "first peak", "valley", "transition vegetative - reproductive", "disbudding" and "second peak" were considered. A randomized complete block experimental design in a split plot with nine treatments and three replications was used. The pH leachate tends to decrease towards the end of the crop, and in substrates this variable was kept constant over the period, although increases along with BRH percentages. The EC was significantly higher with 100% of recirculated leachate and in treatments with lower BRH content; unexpected, EC in substrates was significantly lower in treatments with more CF. On the other hand, CEC was significantly higher in substrates with higher CF percentages. However, contrary to literature, the C/N tended to show higher values in the substrate with higher BRH content. Is necessary to consider the adjustment of fertigation formulas according to EC increase depending on recirculation drainages. Likewise, variations in pH, and CEC according to substrate, as they are based on CF are more acidic and has higher CEC.

6.1 Objetivos

1. Determinar el pH, la CE, la CIC y la relación C/N en tres sustratos a base de cascarilla de arroz y fibra de coco y en los drenajes de un sistema de cultivo con tres porcentajes de recirculación y en diferentes estadios de desarrollo de plantas de clavel estándar cv. Delphi.

2. Determinar pH y CE en los drenajes de un sistema de cultivo con tres porcentajes de recirculación y en diferentes estadios de desarrollo de plantas de clavel estándar cv. Delphi.

6.2 Características de PH, CE, CIC Y C/N

6.2.1 pH

El pH es una medida de la acidez o de la alcalinidad de una sustancia; el pH del suelo mide la actividad de los iones H^+ y se expresa en términos logarítmicos. El significado práctico de la expresión logarítmica del pH es que cada cambio de una unidad en pH representa un cambio de una magnitud diez veces mayor en la acidez o alcalinidad del suelo. Su escala cubre un rango de 0 a 14; considerándose neutro un pH de 7,0, ácidos valores por debajo de 7,0 y básicos aquellos que están sobre 7,0. En la mayoría de los suelos productivos el pH fluctúa entre 4,0 y 9,0. Mientras mayor es el H^+ retenido por el complejo de intercambio, mayor será la acidez del suelo. El aluminio también actúa como un agente acidificante y activa el H^+ (Salgado, 2004). Sin embargo, la relación entre el pH y el nivel de alcalinidad del agua es la que tendrá un efecto más significativo sobre el control del pH en la solución del suelo o sustrato. La alcalinidad es la medición de la capacidad del agua para neutralizar ácidos, la cual establece su capacidad tampón. Cuanto mayor sea la alcalinidad de un agua, más estable o "fijo" será su pH, y requerirá mayores aplicaciones de ácido para causar reducciones en el mismo. La alcalinidad se expresa típicamente en unidades de concentración de equivalentes de carbonato de calcio ($CaCO_3$) en $mg.L^{-1}$ o $meq.L^{-1}$ ($1 meq.L^{-1} = 50,04 mg.L^{-1}$). La alcalinidad también se puede reportar como la concentración (en $mg.L^{-1}$) del ion bicarbonato HCO_3^- , lo cual es aceptable para aguas de riego con pH menor a 8,5. El rango de concentraciones de 1 a $2,5 meq.L^{-1}$ sería el nivel de alcalinidad más adecuado para plantas ornamentales (Cabrera, 2011).

El pH del suelo es una de las mediciones más indicativa de las propiedades químicas de un suelo; tiene efectos significativos en las propiedades de los suelos como la capacidad de intercambio catiónico (CIC) y, por consiguiente, sobre la absorción de nutrientes por las plantas (Syed *et al.*, 1999 y Foth, 1990). Por ejemplo, la solubilidad de los compuestos de hierro decrece con el aumento del pH, lo que resulta en muchos casos, que con un alto pH del suelo se causa deficiencia de hierro (Foth, 1990). Si un suelo es ácido, neutro o básico tiene mucho que ver con la solubilidad de diversos compuestos, la

unión relativa de iones a sitios de intercambio y la actividad de diversos microorganismos en los sistemas de suelo (Syed *et al.*, 1999).

A pesar que las plantas pueden sobrevivir a un amplio intervalo de pH del sustrato sin sufrir desordenes fisiológicos aparentes, siempre y cuando todos los nutrientes se suministren en forma asimilable; el crecimiento y el desarrollo de las plantas se ven reducidos de modo marcado en condiciones de acidez o alcalinidad extremas. La mayoría de los nutrientes mantienen su máximo nivel de asimilabilidad con un pH de 5 a 6,5. Por debajo de un pH 5 pueden presentarse deficiencias de N, K, Ca, Mg y B, entre otros; mientras que por encima de un pH 6,5 puede disminuir la asimilabilidad de P, Fe, Mn, B, Zn y Cu (Abad *et al.*, 2005). La nitrificación y la fijación del nitrógeno atmosférico, sólo se produce cuando el pH es superior a 5; y la aminización y amonificación se reducen considerablemente a pH más bajos (Navarro y Navarro, 2003).

La solubilidad de las sales amónicas y nítricas es elevada en todo el intervalo de pH que puede presentar el suelo (Navarro y Navarro, 2003). Sin embargo, de acuerdo con información recopilada por Nommik (1957), citado por Fageira (2009), el pH aumenta la fijación de NH_4^+ . Este efecto se atribuye generalmente a que disminuye la competencia con hidronio cuando el pH se incrementa en un rango de pH más bajo (2,5 a 5,5) y a la disminución de carga de la capa intermedia de las polimerizaciones hidroxilo-Al en un intervalo de pH más alto (5,5 a 8,0) (Fageira, 2009).

Cuando la absorción de amonio excede la absorción de nitrato, disminuye el pH de la solución del suelo, y la absorción de la mayoría de los micronutrientes aumenta; y, cuando la absorción de nitrato excede la de amonio, el pH de la solución del suelo aumenta y disminuye la absorción de la mayoría de los micronutrientes (Fageira, 2009). La absorción de los iones nitrato y amonio pueden cambiar el pH de la rizosfera hasta en dos unidades de mayor o menor comparada con la de un suelo a granel (Mengel *et al.*, 2001); este cambio en el pH puede influir en la absorción de otros nutrientes esenciales para las plantas a partir de la solución del suelo. De acuerdo con Riley y Barber (1971), citados por Fageira (2009), como consecuencia de la disminución del pH de la rizosfera por amonio, aumenta la absorción de fosfato.

Con pH inferior a 6,5, la disponibilidad del fósforo disminuye debido a que el hierro y el aluminio se encuentran más solubilizados cuanto menor es el pH, provocando la precipitación del fósforo como fosfatos insolubles. Mientras que a pH 6,5, las cantidades

de hierro y aluminio solubles son muy pequeñas, por lo que la precipitación se reduce. Entre 6,5 y 7, la utilización de fósforo es máxima; entre tanto, a pH superior a 7,5 el calcio provoca su precipitación y por lo tanto su insolubilidad (Navarro y Navarro, 2003 y Fageira, 2009). Y con pH superior a 8,5 el exceso de sales sódicas contribuye a su solubilización (Navarro y Navarro, 2003).

En cuanto a la solubilidad del potasio y de los compuestos de azufre, es al igual que en el caso del nitrógeno, alta en todos los valores de pH considerados, aunque en condiciones muy ácidas la cantidad de azufre disminuye debido a las pérdidas por lixiviación. En el caso de calcio y de magnesio son más asimilables a valores de pH elevados; la acidez alta provoca su lixiviación, lo cual justifica su menor disponibilidad en estas condiciones (Navarro y Navarro, 2003). Con pH menor a 6, la mayoría del calcio adsorbido sigue siendo intercambiable, pero a medida que el pH aumenta, más cationes divalentes se adsorben específicamente y por lo tanto ya no son intercambiables (Chan *et al.*, 1979). La absorción de cationes a pH bajo es menor que a mayores valores de pH, y la absorción de calcio se deprime más que la absorción de otros cationes (Marschner, 1995).

En el pH del suelo tienen influencia varios factores, entre los que se incluyen: material de origen, los suelos que se desarrollaron de un material parental proveniente de rocas básicas generalmente tienen un pH más alto que aquellos formados de rocas ácidas (granito); profundidad del suelo, excepto en áreas de baja precipitación, la acidez generalmente aumenta con la profundidad; precipitación, los suelos formados bajo condiciones de alta precipitación son más ácidos que aquellos formados bajo condiciones áridas, ya que a medida que el agua de las lluvias se percola en el suelo se produce la lixiviación de calcio y magnesio y estos son reemplazados por elementos ácidos como aluminio, hidrogeno y manganeso; vegetación natural, los suelos que se forman bajo bosque tienden a ser más ácidos que aquellos que se desarrollan bajo praderas, las coníferas crean más acidez que los bosques de hoja caduca; cultivos sembrados, los suelos a menudo se vuelven más ácidos con la cosecha de los cultivos debido a que éstos remueven bases, el tipo de cultivo determina las cantidades relativas removidas; y la fertilización nitrogenada, acelera el desarrollo de la acidez; e inundación (Salgado, 2004).

El pH del suelo no sólo está relacionado con la naturaleza de los cationes adsorbidos si no también con las cantidades relativas de cada uno de ellos. A este respecto es

destacable la presencia de Na^+ el cual se puede considerar como el más activo en lo que se refiere a la alcalinidad; le sigue el Ca^{2+} , mientras que el Mg^{2+} y el K^+ presentan menor influencia. Así, los suelos saturados de Na^+ tienen pHs más altos que cuando lo están por Ca^{2+} y Mg^{2+} (Navarro y Navarro, 2003).

Los materiales orgánicos poseen mayor capacidad tampón (en un amplio intervalo de pH) que los sustratos minerales (Abad *et al.*, 2005). EL pH en un sistema de sustrato varía mucho durante el cultivo, estas variaciones están dadas por el pequeño volumen del sustrato, especialmente cuando se utiliza un sustrato con una capacidad amortiguadora baja. Por lo tanto, las variaciones más grandes se presentan en sustratos inertes, como lana de roca y perlita, mientras que los sustratos compuestos con materiales a base de turba y coco son más estables a los cambios de pH. La capacidad de amortiguación de las soluciones nutritivas utilizadas es muy pequeña y más o menos determinada únicamente por la concentración de fósforo (Sonneveld, 2002, citado por Sonneveld y Voogt, 2009).

6.2.2 Conductividad eléctrica (CE)

La CE de un medio se define como la capacidad que tienen el medio (que por lo general contiene las sales inorgánicas en solución o electrolitos) para conducir la corriente eléctrica. Los iones cargados positiva y negativamente son los que conducen la corriente, y la cantidad conducida dependerá del número de iones presentes y de su movilidad. La CE se relaciona con la salinidad (Calderón, 2005). La CE comúnmente se reporta en decisiemens por metro ($\text{dS}\cdot\text{m}^{-1}$), Siemens por centímetro ($\text{S}\cdot\text{cm}^{-1}$), con una magnitud de 10^{-6} , es decir microsiemens por centímetro ($\mu\text{S}\cdot\text{cm}^{-1}$), o en 10^{-3} , es decir, milisiemens por centímetro ($\text{mS}\cdot\text{cm}^{-1}$), también se usa milimhos por centímetro ($\text{mmhos}\cdot\text{cm}^{-1}$) o micromhos por centímetro ($\mu\text{mhos}\cdot\text{cm}^{-1}$), siendo todas estas unidades equivalentes entre sí (Cabrera, 2011 y Calderon, 2005). En el caso de medidas en soluciones acuosas, el valor de la conductividad es directamente proporcional a la concentración de sólidos disueltos, por lo tanto, cuanto mayor sea dicha concentración, mayor será la conductividad (Cabrera, 2011).

De acuerdo con Calderón (2005), cuando se trata de CE de un suelo, usualmente se hace referencia a la CE de su extracto de saturación, y es determinada en un medio líquido; se supone, aunque esto aún no ha sido demostrado, que dicha conductividad corresponde a la CE del líquido intersticial del suelo, pero esto está sujeto a una falla; para determinar la CE de un suelo es necesario agregarle más agua y esta última contribuye a diluir el contenido de sales de la solución intersticial, rebajando su conductividad original.

Las sales solubles en el suelo determinan la presencia en solución de una serie de combinaciones de los cationes: Ca^{2+} , Mg^{2+} , Na, K^+ y los aniones CO_3^{2-} , HCO_3^- , Cl^- , SO_4^{2-} entre otros. El valor de la CE está relacionado con la suma de los cationes o aniones y en general tiene correlación con los sólidos totales disueltos (Soriano y Pons, 2001).

De acuerdo con Foth (1990) los efectos que la salinidad tiene sobre las plantas, según lo determinado por la CE del extracto saturado, CEe, $\text{dS}\cdot\text{m}^{-1}$, son los siguientes: 0 a 1, efectos en su mayoría insignificantes; 2 a 4, los rendimientos de los cultivos muy sensibles a la salinidad pueden ser restringidos; 4 a 8, los rendimientos de muchos cultivos son restringidos; 8 a 16, sólo los cultivos tolerantes a la salinidad producen de forma satisfactoria y para CE mayor a 16, sólo unos pocos cultivos tolerantes a la salinidad producen de forma satisfactoria.

El efecto de las sales en las plantas es principalmente indirecto, es decir, el efecto de la sal es sobre el potencial osmótico del agua. La disminución de potencial de agua debido a la sal, reduce la tasa de absorción de agua por las raíces y las semillas en germinación; así, un aumento de la salinidad del suelo produce el mismo efecto neto sobre la absorción de agua como el producido por el secado del suelo (Foth, 1990). Según Cabrera (2011), la concentración de sales totales disueltas en agua o salinidad también afecta directamente el crecimiento y la calidad de las plantas debido a toxicidades específicas de iones o al causar desbalances nutricionales. Estos efectos están en función de la concentración y del tipo de sales, así como de la sensibilidad de los cultivos. En particular las

plantas ornamentales leñosas tienden a ser más severamente afectadas por la salinidad, aun a niveles considerados bajos o moderados para otras especies.

Se considera que valores de CE, medidas en el extracto de saturación, superiores a $3,5 \text{ dS}\cdot\text{m}^{-1}$ (a 25°C) son excesivos para la mayor parte de las especies cultivadas; también se resalta que la acumulación salina de un sustrato guarda relación con su CIC y con el manejo que se haga de la fertirrigación (Martínez y Roca, 2011).

La CE de las soluciones nutritivas que se usan en fertirriego de rosas típicamente aproximan a $2 \text{ dS}\cdot\text{m}^{-1}$ (Cabrera, 2006) y el proceso de absorción selectiva de nutrientes por la raíz contribuye aún más a la concentración de sales solubles en la zona radical (Cabrera *et al.*, 1993; Marschner, 1995). Esta condición se agrava cuando se usan aguas de mala calidad, prácticas de lixiviado mínimas y cuando se recirculan soluciones lixiviadas o drenadas (Raviv *et al.*, 1998).

6.2.3 Capacidad de Intercambio Catiónico (CIC)

Se define como la suma de los cationes que pueden ser adsorbidos por unidad de peso (o de volumen) del sustrato; dichos cationes quedan retenidos del efecto lixivante del agua y disponibles para la planta (Abad *et al.*, 2005). Mientras mayor sea la CIC más cationes puede retener el suelo. La CIC de un suelo se expresa en términos de miliequivalentes por 100 gramos de suelo ($\text{meq}/100 \text{ g}$) o centimoles de carga positiva por kilogramo ($\text{cmol}(+)/\text{kg}$) (Foth, 1990).

La CIC depende de la cantidad y tipo de arcillas y del contenido de materia orgánica presentes en el suelo; un suelo que tiene alto contenido de arcillas puede retener más cationes intercambiables que un suelo con bajo contenido de arcillas; y también se incrementa a medida que la materia orgánica aumenta. Los minerales arcillosos tienen una CIC que generalmente varía entre 10 y 150 $\text{meq}/100 \text{ g}$ y la materia orgánica tiene valores que van de 200 a 400 $\text{meq}/100 \text{ g}$ (Salgado, 2004). La CIC también depende del pH, los sustratos muy ácidos, o que tienen el complejo de cambio saturados de H^+ , liberan iones H^+ que se intercambian con los iones de la solución (Quintero *et al.*, 2011).

Diversos factores influyen marcadamente en la dinámica de cambio de cationes del suelo, como: poder de fijación de los cationes de cambio, capacidad de saturación del suelo y naturaleza de los cationes fijados, temperatura y constituyentes coloides del suelo (Navarro y Navarro, 2003). En cultivo hidropónico es deseable una CIC nula o muy reducida, dado que por la escasa retención de agua, el riego se aplica con mucha frecuencia y, por consiguiente, los nutrientes siempre se encuentran disponibles y no es necesario ni conveniente alterar los equilibrios iónicos de la solución nutriente; tampoco es necesario formar reservas de nutrientes en el sustrato, que dificultarían las posibilidades de control de la nutrición, e incluso podrían producir acumulaciones peligrosas de cationes no absorbidos por la planta pero presentes en el agua, por ejemplo el sodio (Martínez y Roca, 2011).

De acuerdo con Navarro y Navarro (2003), no todos los cationes son adsorbidos con la misma intensidad por los coloides del suelo, y se puede establecer una energía de fijación decreciente según el siguiente orden: $H^+ > Ca^{2+} > Mg^{2+} > K^+ > NH_4^+ > Na^+$; este orden se establece teniendo en cuenta la valencia y su estado de hidratación y está basada en datos experimentales. Cuanto mayor sea el número de cargas que tenga el catión, mayor será su poder de fijación, considerando que otros factores influyentes son los mismos; por ello, los cationes divalentes son más fuertemente adsorbidos que los monovalentes: Ca^{2+} y Mg^{2+} más que K^+ y Na^+ .

6.2.4 Relación Carbono Nitrógeno (C/N)

La relación C/N se usa tradicionalmente como un índice del origen de la materia orgánica, de su madurez y de su estabilidad; intervienen los microorganismos que, en el proceso de transformación del material, consumen principalmente nitrógeno y oxígeno (Abad *et al.*, 2005). Estos datos son importantes porque el cultivo en sustrato orgánico puede verse limitado en la disponibilidad de estos elementos necesarios debido a la competencia de las bacterias (Martínez y Roca, 2011); por ejemplo los daños que aparecen sobre las plantas cultivadas en materiales orgánicos inmaduros, son debidos tanto a una inmovilización del nitrógeno como a una baja disponibilidad del oxígeno en la

rizosfera (Abad *et al.*, 2005). Los materiales con relaciones C/N altas, son poco estables y han de sufrir una transformación a lo largo del tiempo, que hará variar no solo sus propiedades químicas sino también las físicas, reducción del volumen, reducción de porosidad y capacidad de aireación. La relación C/N permite apreciar el estado de degradación en el que se encuentra el material a emplear como sustrato y su estabilidad a lo largo del cultivo. Martínez y Roca, (2011) consideran para el cultivo en sustrato orgánico como óptima una relación C/N inferior a 20 que indica que el material es estable; mientras que para Foth (1990) la relación C/N óptima varía entre 20 y 30.

Salgado (2004) afirma que los materiales con una relación C/N amplia (mayor que 30:1) favorecen la inmovilización, mientras que los materiales con una relación C/N baja (menos de 20:1) tienden a una más rápida mineralización; por lo que las relaciones C/N entre 20 y 30:1 favorecen los dos procesos por igual. Cuando en un suelo la inmovilización excede la mineralización, prácticamente no existe nitrógeno disponible para el cultivo a no ser que se haya aplicado fertilizante nitrogenado en una banda cerca de las raíces. Esta fase se denomina período de depresión de nitrato y es una época crítica para los cultivos.

6.3 Resultados y discusión

6.3.1 pH del lixiviado

Cuando esta variable se analizó en función de los porcentajes de recirculación (0, 50 y 100%), no se encontraron diferencias significativas en ninguno de los porcentajes evaluados, en los estadios fenológicos denominados “transición” de la fase vegetativa a la reproductiva, “desbotone” y “segundo pico” de cosecha; mientras que en los estadios “primer pico” de cosecha y “valle” entre picos de cosecha se observa un valor de pH para 100R significativamente mayor a 0R, con un comportamiento intermedio para 50R (Figura 1A). Cuando la variable pH del lixiviado se analiza en función de los sustratos únicamente en el estadio “transición” no se presentan diferencias significativas. Mientras que en los estadios “primer pico” y “valle” el valor del pH es significativamente mayor en 100CAQ, en los estadios “desbotone” y “segundo pico” la variable es estadísticamente mayor en 35CAQ. Al observar el comportamiento de esta variable a lo largo del desarrollo del cultivo de manera independiente de la recirculación y de los sustratos se constata que hacia el final del periodo estudiado la variable tiende a disminuir. En

particular, el valor del pH del lixiviado tiende a disminuir en la medida que aumenta el porcentaje de cascarilla de arroz en el sustrato (Figura 1B). Según Arreaza (2000), para mantener el medio radicular dentro de un rango ligeramente ácido, situación que favorece la asimilación de los nutrientes, es recomendable que la solución fertilizante tenga un pH fuertemente ácido (4,0 - 5,5), para así obtener una solución de lixiviados con pH mayor (6,5 a 7,2) y un pH del sustrato de cascarilla entre 6,0 y 6,6. Los valores obtenidos en los lixiviados de este ensayo están alrededor de lo planteado por este autor, aunque se debe tener en cuenta que el grado hasta el cual se ha quemado la cascarilla puede influir sobre esta situación.

Si en la solución fertilizante se tiene un pH por encima de 6,5 se forman precipitados, por ejemplo con pH superior a 7 se precipitan calcio y magnesio en forma de carbonatos y también decrece la disponibilidad de fósforo y de calcio (Bar-Yosef, 2008); también la concentración de amonio disminuye mientras que la concentración de nitrato aumenta (De Rijck y Schrevens, 1999). Mientras que con pH por debajo de cinco se pueden deteriorar el sistema radical y presentarse deficiencias de nitrógeno, potasio, calcio y magnesio, entre otros (Abad *et al.*, 2005).

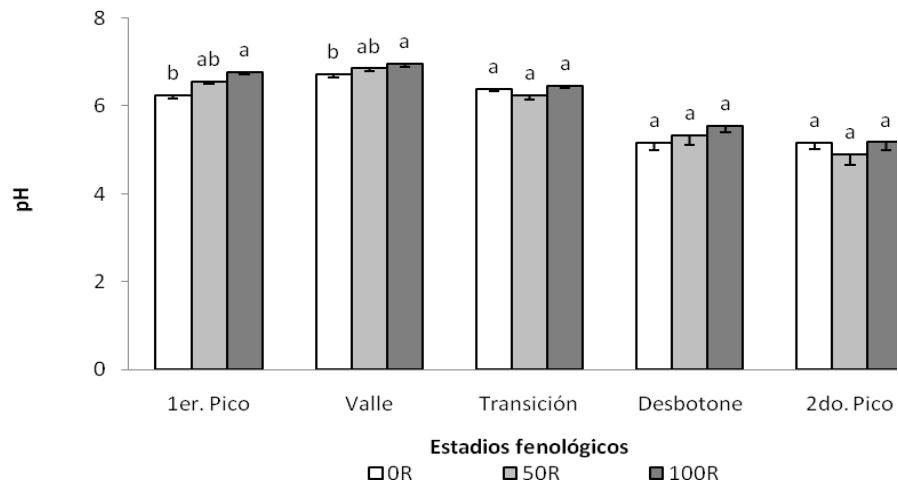
Los valores obtenidos en los lixiviados muestran un descenso en los últimos estadios fenológicos debido posiblemente a la relación de absorción de aniones y cationes; en razón a que un menor pH es debido a una mayor absorción de cationes que de aniones (Gregory, 1989).

6.3.2 pH del sustrato

El valor del pH en el sustrato en función de los porcentajes de recirculación sólo presenta diferencia significativa en el estadio "transición" (Figura 2A). Mientras tanto, cuando la variable se analiza en función de los sustratos se observa que a medida que aumenta el porcentaje de cascarilla el valor del pH es mayor (Figura 2B); concordando con Arreaza (2000), quien afirma que la cascarilla quemada posee una alta reactividad, con tendencia al rango básico, al menos durante el primer año de uso; con el tiempo y con correctivos a base de sulfato de calcio y formulaciones ácidas, esta tendencia disminuye y se estabiliza. Los rangos obtenidos de pH, son óptimos para la absorción de nutrientes, ya que bajo un pH adecuado (inferior a 7,5) se asegura una mejor asimilabilidad de los diferentes nutrientes, especialmente fósforo y micronutrientes.

De los resultados obtenidos se observa que para el pH en los lixiviados y en el sustrato es el factor sustrato el que ejerce mayor efecto en la variación de esta variable. Durante el periodo estudiado se observó que el valor del pH en los sustratos fue constante (Figura 2), lo cual se podría atribuir a que los materiales orgánicos presentan mayor capacidad tampón que los inorgánicos y, por lo tanto, mayor capacidad para mantener el pH constante (Baixauli y Aguilar, 2002).

A



B

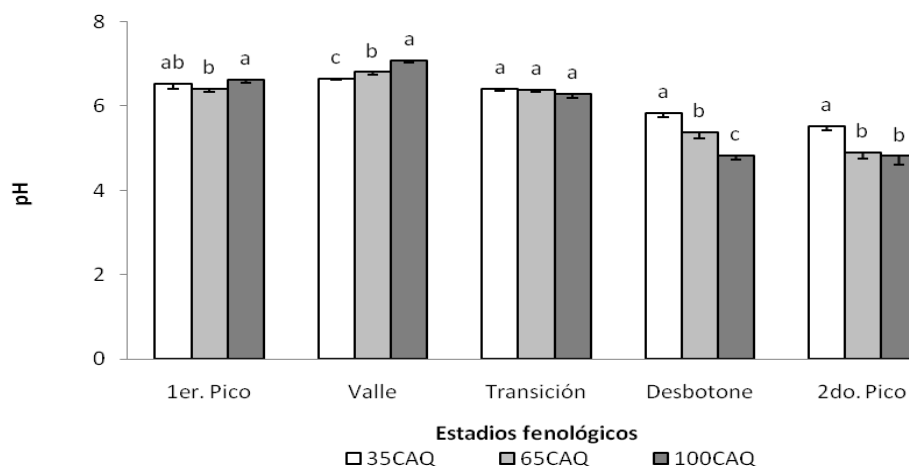
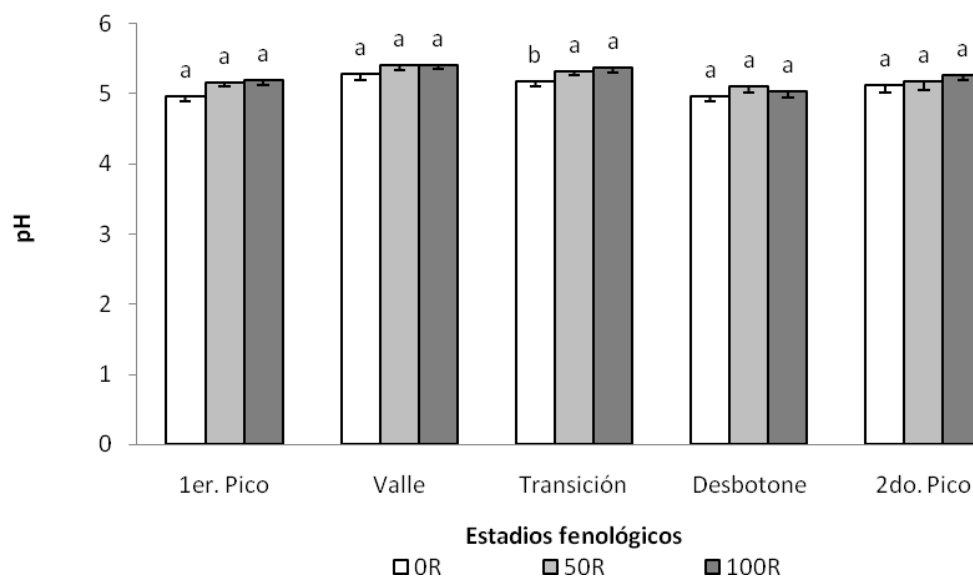


Figura 1. Comportamiento del pH en el lixiviado: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clave estándar cv. Delphi.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

A



B

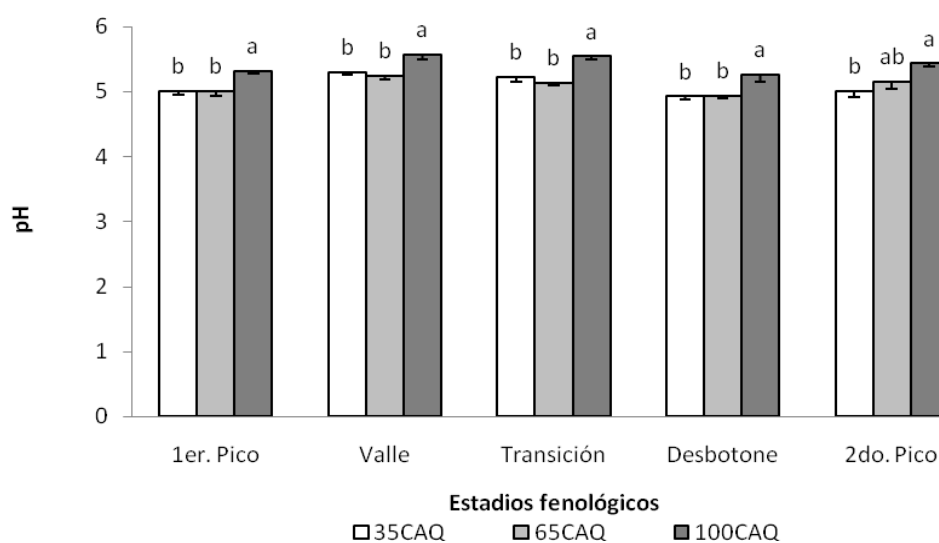


Figura 2. Comportamiento del pH en el sustrato: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada. Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

6.3.3 CE en el lixiviado

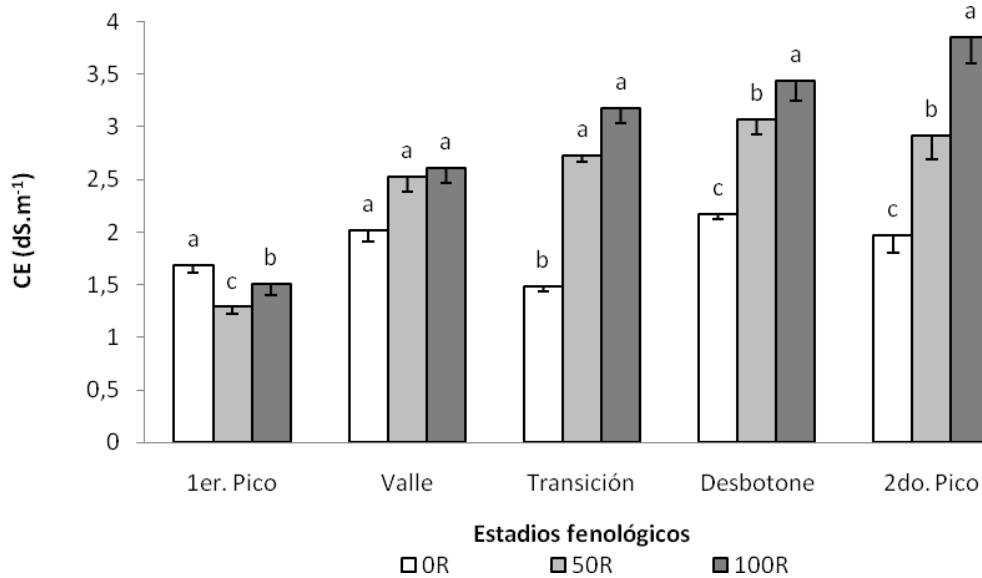
Cuando se analizó la variable CE en función de los porcentajes de recirculación se encontraron diferencias significativas para todos los estadios, excepto para “valle”; en los tres últimos estadios se observa que la CE es significativamente mayor en 100R en comparación con los tratamientos sin recirculación (Figura 3A). Estos resultados concuerdan con Ehret *et al.* (2005), quienes encontraron para plantas de rosa que en la solución recirculada la CE se incrementó en comparación con el control no recirculado, debido probablemente a una mayor demanda de agua que de los principales nutrientes; así mismo, la concentración de todos los macronutrientes aumentó con la recirculación, lo que explicaría una CE más alta, mientras que las concentraciones de la mayoría de los micronutrientes (B, Mn, Mo y Zn) disminuyeron.

Cuando esta variable se analizó en función de los sustratos se observa una tendencia al incremento de la CE en la medida que avanza el cultivo; también, en general se encuentra que la CE es significativamente mayor en los tratamientos con menor contenido de cascarilla de arroz que los tratamientos con 100% de cascarilla (Figura 3B).

6.3.4 CE en el sustrato

Aunque el valor de la CE en el sustrato en función de los porcentajes de recirculación no presenta diferencias significativas en ninguno de los estadios fenológicos estudiados, se observa una tendencia de menor CE en los tratamientos sin recirculación (Figura 4A). Cuando la CE se analizó en función de los sustratos se encontró que en 35CAQ era significativamente menor a 100CAQ, en todos los estadios en estudio (Figura 4B). Para Dasgan y Ekici (2005), durante 26 semanas de cultivo en plantas de tomate, los valores de CE cambiaron de 0,9 a 3 dS.cm⁻¹ y de 1,1 a 4,8 en sistema abierto y cerrado respectivamente; y el valor de CE objetivo de la solución nutritiva suministrada se mantuvo entre 2,2 y 3 dS.cm⁻¹.

A



B

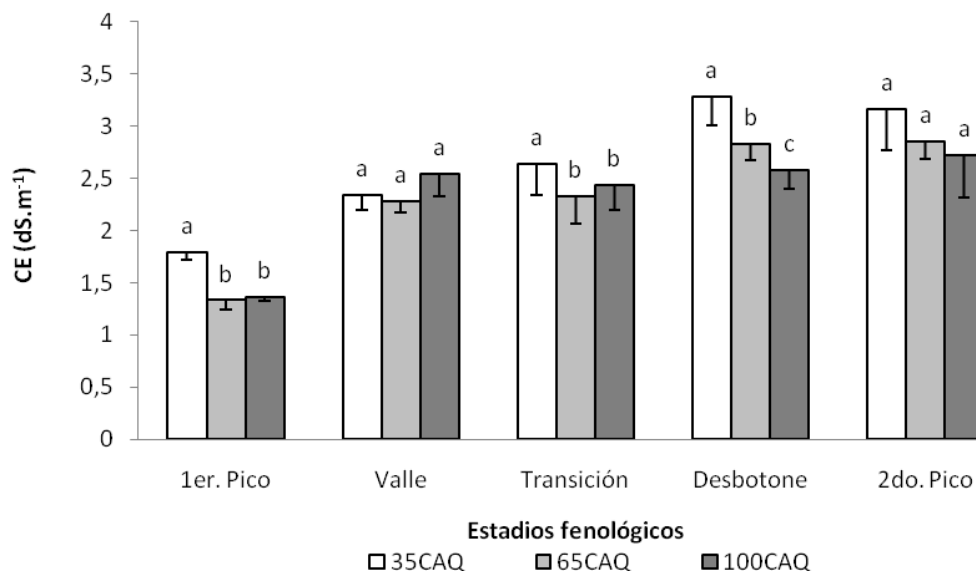
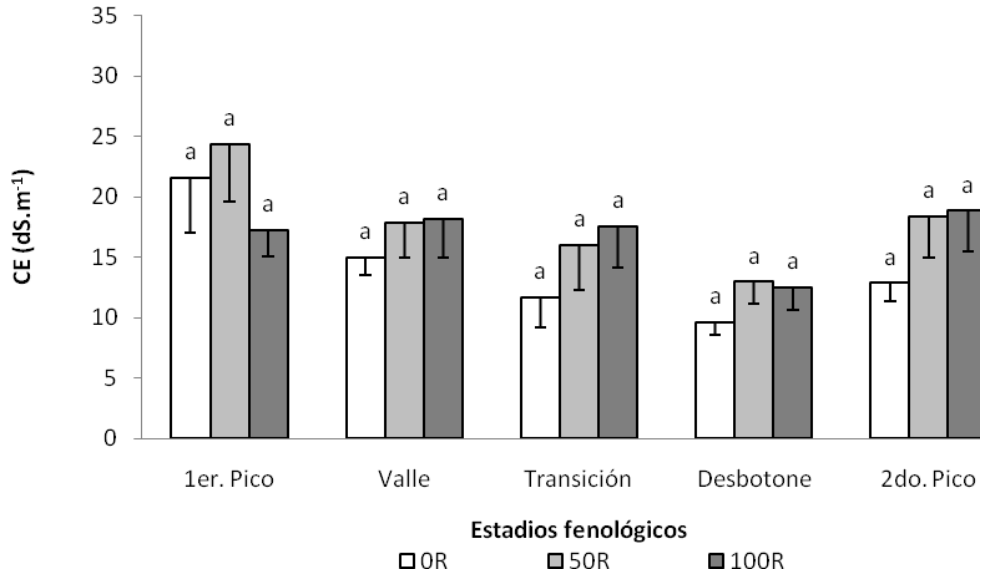


Figura 3. Comportamiento de la CE en el lixiviado: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada. Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

A



B

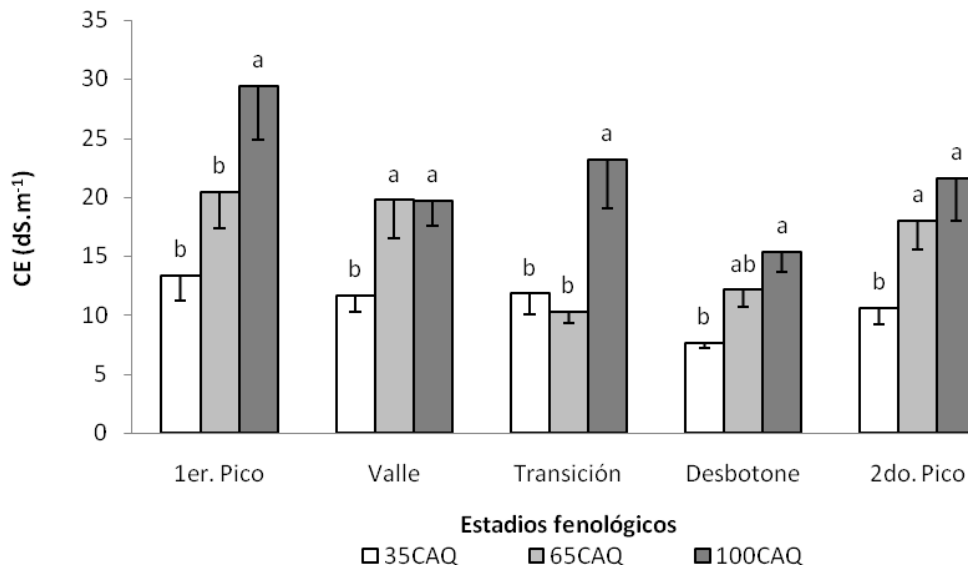


Figura 4. Comportamiento de la CE en el sustrato: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

6.3.5 Capacidad de intercambio catiónico (CIC)

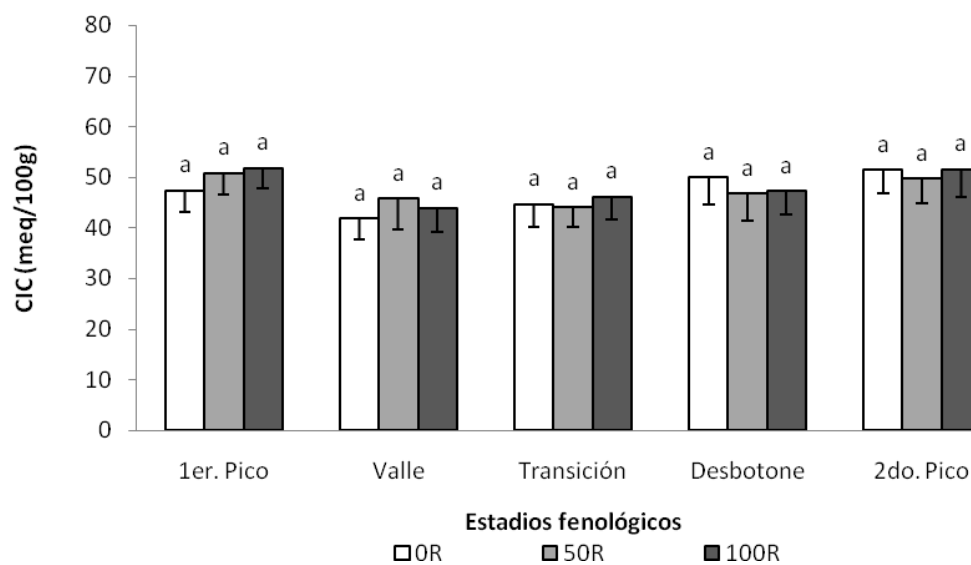
Cuando la variable CIC se analizó en función de los porcentajes de recirculación no se encontraron diferencias significativas (Figura 5A), mientras que cuando se analizaron en función de los sustratos se observa claramente mayor CIC en el tratamiento con mayor contenido fibra de coco, un comportamiento intermedio para 65CAQ, y valores estadísticamente menores en 100CAQ (Figura 5B); este comportamiento es homogéneo durante el periodo estudiado. La mayor CIC encontrada en el tratamiento con mayor contenido de fibra de coco coincide con lo reportado por Alvarado *et al.* (2010) para un cultivo de rosa bajo diferentes sustratos y porcentajes de recirculación de drenajes. De acuerdo con Kämpf (2005) este comportamiento se presenta debido a que el tamaño de las partículas afecta la CIC, cuanto menor la partícula, mayor será la superficie efectiva, con más puntos de intercambio. Los valores obtenidos se encuentran dentro del rango reportado por Alarcón y Urrestarazu (2006) y de acuerdo con Martínez y Roca (2011) se encuentran en un nivel bajo, ya que es menor a $75 \text{ meq.}100 \text{ g}^{-1}$, y cuanto mayor sea CIC, con menor frecuencia será necesario aportar fertilizantes en el riego. Para los tratamientos con mayor contenido de cascarilla de arroz quemada los valores de CIC reportados están de acuerdo a autores como Calderón (2002) y Burés (1997), quienes establecen que la CIC en este sustrato es baja, siendo pobre en nitrógeno. Por otro lado, Ansorena (1994) recomienda que cuando se aplique de manera continua solución nutritiva se utilice sustratos con baja CIC.

6.3.6 Relación carbono / nitrógeno (C/N)

El valor de la relación C/N en el sustrato sólo presenta diferencias significativas en función de los sustratos en el primero y último de los cinco estadios fenológicos estudiados; la variable es significativamente mayor en el tratamiento con mayor contenido de cascarilla de arroz quemada; contradiciendo lo planteado por Burés (1997), quien afirma que materiales que tienen carbono formando parte de compuestos resistentes como la lignina, permiten relaciones C/N más elevadas; en este caso la cascarilla de arroz quemada tiene 22,8% de lignina y 39% de celulosa (Valverde *et al.*, 2007), mientras que la fibra de coco tiene entre 37,2 a 43,9% de lignina y 31,5 a 37% de celulosa (Corradini *et al.*, 2009). Los valores obtenidos en este ensayo son inferiores a los reportados por varios autores para fibra de coco; de acuerdo con Burés (1997) la relación C/N es de 80, mientras que Alarcón y Urrestarazu (2006) plantean 100, se debe

tener en cuenta que estos valores son para materiales sin usar. De acuerdo con Martínez y Roca (2011) los sustratos serían aún inestables, debido a que presentan valores de C/N mayores a 20; sin embargo Bunt (1976), citado por Lemaire (1997), indican que la relación C/N no es suficiente para considerar a un material orgánico como estabilizado y es necesario considerar formas bioquímicas de carbono en los materiales de materia orgánica con alto contenido de lignina que tienen una mayor bioestabilidad que aquellos con hemicelulosa y celulosa.

A



B

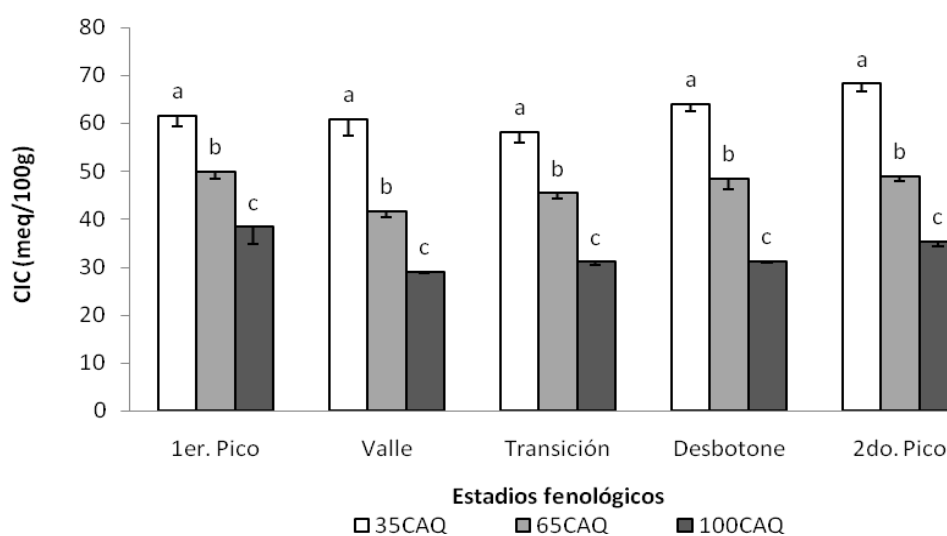
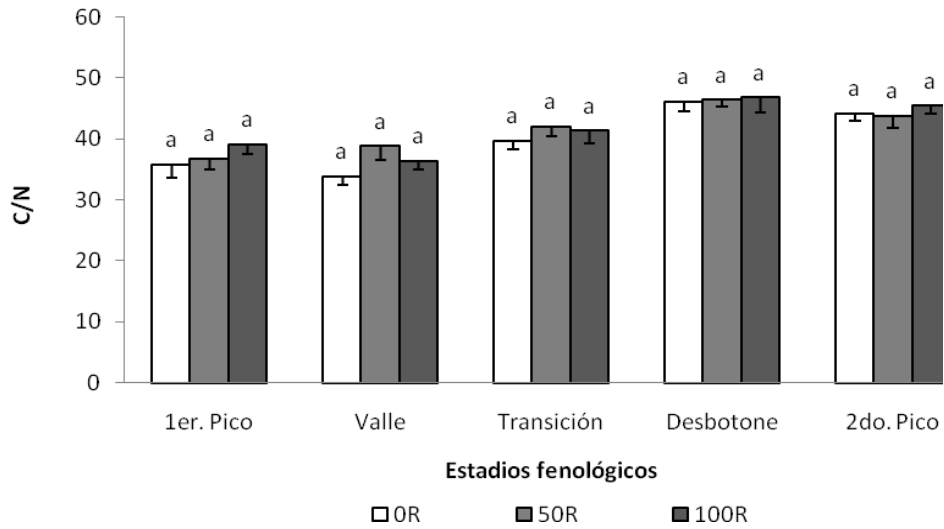


Figura 5. Comportamiento de la CIC en el sustrato: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

A



B

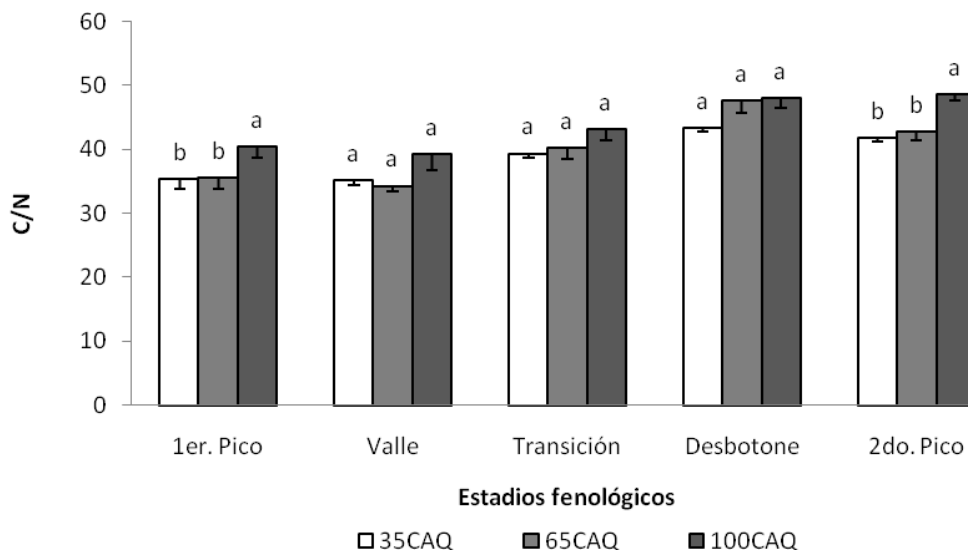


Figura 6. Comportamiento de la C/N en el sustrato: (A) en función del factor recirculación (0, 50 y 100%) de forma independiente del sustrato, y en (B) del factor sustrato (35CAQ, 65CAQ y 100CAQ), en clavel estándar cv. Delphi.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

6.4 Conclusiones

De los resultados obtenidos para el comportamiento de pH y CE; así como de CIC y la relación C/N, se concluye:

1. De manera independiente de la recirculación y de los sustratos se constata que el comportamiento del pH en el lixiviado a lo largo del desarrollo del cultivo tiende a disminuir hacia el final del periodo estudiado. De otro lado, a medida que aumenta el porcentaje de cascarilla de arroz quemada en los sustratos también aumenta el valor del pH, aunque el valor de esta variable se mantuvo constante durante el periodo estudiado.
2. La CE del lixiviado es influenciada tanto por la recirculación como por los sustratos, siendo significativamente mayor cuando se recircula el 100% de los lixiviados y en los tratamientos con menor contenido de cascarilla de arroz. También se observó una tendencia al incremento de la CE en la medida que avanza el cultivo. En los sustratos, la CE fue significativamente menor donde había mayor contenido de fibra de coco.
3. La CIC sólo es influenciada por los sustratos, obteniéndose valores significativamente mayores a medida que aumenta el porcentaje de fibra de coco.
4. La relación C/N también fue influenciada sólo por el sustrato, con tendencia a valores mayores en el sustrato con mayor contenido de cascarilla de arroz quemada.

Se recomienda tener en cuenta en el manejo de los cultivos el ajuste de las fórmulas de fertirriego en función del aumento de la CE con la recirculación de los drenajes. Así mismo, las variaciones de pH y CIC en función del sustrato, pues los que son a base de fibra de coco son más ácidos y tiene mayor CIC.

6.5 Agradecimientos

Los autores agradecen al Ministerio de Agricultura y Desarrollo Rural, a Colciencias y a Ceniflores, por su financiación en dinero en efectivo; así como a las empresas Suata Plants S.A. por la donación del material vegetal, a Productos Químicos Andinos S.A. por la cesión de los materiales plásticos de cubierta y de contenedores de las camas de cultivo y a Brenntag Colombia S.A. por suministrar las soluciones nutritivas para fertirriego. Estos aportes hicieron posible la realización del proyecto “Producción más limpia en el cultivo de clavel en sustrato en la sabana de Bogotá”, en cuyo marco se desarrolló el presente trabajo de investigación.

6.6 Bibliografía

- Alvarado M., F.A. 2010. Factibilidad económico-financiera del sistema de producción de rosa de exportación en diferentes sustratos y de recirculación de drenajes en la Sabana de Bogotá. Tesis de maestría. Facultad de Agronomía. Bogotá: Universidad Nacional de Colombia. 163p.
- Ansorena, M. 1994. Sustratos propiedades y caracterización. MundiPrensa. Madrid. 172p.
- Alarcón V., A.L. y Urrestarazu, M. 2006. Cultivo en coco. En: Alarcón V., A.L. (Coord.). *Cultivos sin suelo. Compendios de Horticultura*, 17. Reus: Ediciones de Horticultura, S.L. pp. 117-130.
- Abad, M., Noguera, P. y Carrion C.P. 2005. Sustratos para el cultivo sin suelo y fertirrigación. En: Cadahia, C. (Ed.). *Fertirrigación. Cultivos hortícolas y ornamentales*, Madrid. Ediciones Mundi-Prensa. pp. 299-354.
- Arreaza P. 2000. Técnicas básicas del cultivo del clavel. En: Pizano de Márquez, M. *Clavel (Dianthus Caryophyllus)*. Bogotá. Ediciones Hortitecnia Ltda. pp. 15-40.
- Bar-Yosef, B. 2008. Fertigation management and crops response to solution recycling in semi-closed greenhouses. En: Raviv, M. and Lieth, J.H. *Soiless culture: Theory and practice*. Amsterdam. Elsevier. pp. 341-424.
- Baixaui S., C. y Aguilar O., J.M. 2002. Cultivo sin suelo de hortalizas. Aspectos prácticos y experiencias. Valencia. Generalitat Valenciana: Consellería de Agricultura, Pesca y Alimentación. 110p.

- Burés, S. 1997. Sustratos. Madrid: Ediciones Agrotecnicas S.L. 342p.
- Cabrera, R.I., Evans, R.Y. and Paul, J.L. 1993. Leaching losses of N from container-grown roses. *Scientia Horticulturae*, 53:333-345.
- Cabrera, R.I. 2006. Consideraciones sobre nutrición mineral y fertilización en rosas. En: Flórez R., V.J., Fernández M., A. de la C., Miranda L., D., Chaves C., B. y Guzmán P., J.M. (eds). Avances sobre fertirriego en la floricultura colombiana. Unibiblos: Bogotá. pp.145-161.
- Cabrera, R.I. 2011. Importancia de la calidad química del agua en el fertirriego en cultivos ornamentales. En: Flórez R., V.J. (Ed.). Avances sobre fisiología de la producción de flores de corte Colombia. Bogotá: Editorial Universidad Nacional de Colombia, pp. 17-26.
- Calderón S., F. 2002. La cascarilla de arroz "caolinizada"; una alternativa para mejorar la retención de humedad como sustrato para cultivos hidropónicos. En: http://www.drcalderonlabs.com/Investigaciones/Cascarilla_Caolinizada/La_Cascarilla_Caolinizada.htm. Consultado: mayo 2010.
- Calderón S., F. 2005. La conductividad eléctrica -CE- y la conductividad eléctrica a granel -CEG- del suelo como base para la medición de la humedad del suelo. En: http://www.drcalderonlabs.com/Investigaciones/Conductividad/La_Conductividad_Electrica.htm. Consultado: agosto 2012.
- Chan, K.Y., Davey, B.G. and Geering, H.R. 1979. Adsorption of magnesium and calcium by a soil with variable charge. *Soil Science Society of America Journal*, 43:301-304.
- Corradini, E., Morsyleide de Freitas, R., Pereira de Macedo, B., Paladin, P.D. e Capparelli M, L.H. 2009. Composição química, propriedades mecânicas e térmicas da fibra de frutos de cultivares de coco verde. *Revista Brasileira de Fruticultura*, 31(3):837-846.
- De Rijck, G. and Schrevens, S. 1999. Chemical feasibility region for nutrient solutions in hydroponic plant nutrition. *Journal of Plant Nutrition*, 22(2):259-268
- Dasgan, H.Y. and Ekici, B. 2005. Comparison of open and recycling systems for ion accumulation of substrate, nutrient uptake and water and water use of tomato plants. *Acta Horticulturae*, 697:399-408.

- Ehret, D.L., Menzies, J.G. and Helmer, T. 2005. Production and quality of greenhouse roses in recirculating nutrient systems. *Scientia Horticulturae*, 106:103-113.
- Fageria, N.K. 2009. The use of nutrients in crop plants. Taylor & Francis Group. Boca Raton: United. 430p.
- Foth, H.D. 1990. Fundamentals of soil science. Eighth edition. New York: John Wiley & Sons Inc. 360p.
- Gregory, P.J. 1989. Crecimiento y funcionamiento de las raíces. En: Wild, A. Condiciones del suelo y desarrollo de las plantas según Russell. Editorial Mundi-Prensa. Madrid. pp. 121-175.
- Kämpf, A.N. 2005. Substrato. En: Kämpf, A.N. Produção commercial de plantas ornamentais. Guaíba: Agrolivros. pp. 45-72.
- Lemaire, F. 1997. The problem of bioestability in organic substrates. *Acta Horticulturae*,. 450: 63-69.
- Marfà, O., Casdesús, J. y Cáceres, R. 2006. Recirculación en cultivos sin suelo. En: Alarcón V., A.L. (Coord.). *Cultivos sin suelo. Compendios de Horticultura*, 17. Reus: Ediciones de Horticultura, S.L. pp. 175-190.
- Marschner, H. 1995. Mineral nutrition of higher plants. London: Academic Press. 889p.
- Martinez, P.F y Roca, D. 2011. Sustratos para el cultivo sin suelo. Materiales, propiedades y manejo. En: Flórez R., V.J. (Ed.). *Sustratos, manejo del clima, automatización y control y sistemas de cultivo sin suelo*. Bogotá: Editorial Universidad Nacional de Colombia. pp. 37-78.
- Mengel, K., Kirkby, E., Kosegarten, H. and Appel, T. 2001. Principles of plant nutrition. 5th edition. Dordrech: Kluwer Academic Publishers. 851p.
- Navarro B., S. y G. Navarro G. 2003. Química agrícola. 2da. ed. Madrid: Mundi-Prensa. Barcelona. 488p.
- Quintero C., M.F., Gonzalez M., C.A. y Guzmán P., J.M. 2011. Sustratos para cultivos hortícolas y flores de corte. En: Flórez R., V.J. (Ed.). *Sustratos, manejo del clima, automatización y control y sistemas de cultivo sin suelo*. Bogotá: Editorial Universidad Nacional de Colombia. pp. 79-108.

- Salgado, E. 2004. Curso agronomía conceptos básicos. Depósito de documentos de la FAO. 133p.
- Sonnevel, C. and Voogt, W. 2009. Plant nutrition of greenhouse crops. Dordrecht: Springer Science+Business. 431p.
- Soriano S., M.D. y Pons M., V. 2001. Prácticas de edafología y climatología. Valencia: Editorial Universidad Politécnica de Valencia. 147p.
- Syed, M.A., Syed, S.M.N. and Raziuddin, A. 1999. Impact of soil pH on nutrient uptake by crop plants. En: Mohammad Pessarakli (Ed.) *Handbook of plant and crop stress*. Second Edition. New York: Marcel Dekker, Inc. pp. 51-60.
- Valverde G., A., Sarria L., B. y Monteagudo Y, J.P. 2007. Análisis comparativo de las características fisicoquímicas de la cascarilla de arroz. *Scientia et Technica*. Año XIII, No. 37. Universidad Tecnológica de Pereira.

APENDICE 1. SALIDAS DE SAS PARA TODAS LAS VARIABLES

El modelo para el diseño experimental realizado corresponde a un diseño en parcelas divididas con dos factores. A continuación se especifica el modelo matemático con cada una de sus componentes

$$Y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \delta_k + \eta_{ik} + \beta_j + (\alpha\beta)_{ij} + \varepsilon_{ijk} \text{ con } i = 1,2,3; \quad j = 1,2,3; \quad k = 1,2,3$$

Donde:

μ es el efecto de la media general

α_i es el efecto del i -ésimo nivel del factor A (recirculación)

δ_k es el efecto del k -ésimo bloque (repeticiones)

η_{ik} es el efecto del error aleatorio en la parcela principal (recirculación)

β_j es el efecto del j ésimo nivel del factor B (sustratos)

$(\alpha\beta)_{ij}$ es el efecto de la ij ésima interacción entre los dos factores (recirculación por sustratos)

ε_{ijk} es el efecto del error aleatorio en la subparcela (sustratos)

Para la prueba de homogeneidad de varianzas los datos se agruparon por tratamientos. Siendo:

T1: 100CAQ y 0R	T2: 100CAQ y 50R	T3: 100CAQ y 100R
T4: 35CAQ y 0R	T5: 35CAQ y 50R	T6: 35CAQ y 100R
T7: 65CAQ y 0R	T8: 65CAQ y 50R	T9: 65CAQ y 100R

Para algunas variables en uno o más estadios fenológicos se debió agrupar por el factor SUS, en cada caso se indicara.

Variable Dependiente: NH₄_a

----- EST=01_1PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.58169630	0.04154974	0.98	0.5204
Error	12	0.50908889	0.04242407		
Total	26	1.09078519			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	NH ₄ _a Media
0.533282	73.36700	0.205971	0.280741

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.533$, es decir el modelo ajustado explica un 53% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.11920741	0.05960370	2.32	0.2144
SUS	2	0.03525185	0.01762593	0.42	0.6692
SUS*REC	4	0.27819259	0.06954815	1.64	0.2281

Ninguno de los dos factores considerados, ni su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta NH₄_a en el estadio primer pico.

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.958379	Pr < W 0.3393
Kolmogorov-Smirnov	D 0.165049	Pr > D 0.0579
Cramer-von Mises	W-Sq 0.112014	Pr > W-Sq 0.0771
Anderson-Darling	A-Sq 0.554935	Pr > A-Sq 0.1421

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	1361.6	170.2	2.26	0.0722
Error	18	1357.3	75.4071		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	8.5621	0.3806

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=02_VAL -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	5.10824293	0.36487449	2.86	0.0378
Error	12	1.53072828	0.12756069		
Total	26	6.63897121			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	NH4_a Media
0.769433	53.78746	0.357156	0.664014

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.769$, es decir el modelo ajustado explica un 76,9% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.57250258	0.28625129	0.89	0.4791
SUS	2	0.53991798	0.26995899	2.12	0.1632
SUS*REC	4	0.95523844	0.23880961	1.87	0.1802

A pesar que el modelo fue significativo, ninguno de los dos efectos considerados, ni su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta NH_4 en el estadio valle, para ninguna de las pruebas utilizadas, Tukey, Duncan y LSD.

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.964288	Pr < W 0.4602
Kolmogorov-Smirnov	D 0.147459	Pr > D 0.1342
Cramer-von Mises	W-Sq 0.099514	Pr > W-Sq 0.1102
Anderson-Darling	A-Sq 0.51538	Pr > A-Sq 0.1827

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	52520.1	6565.0	1.54	0.2131
Error	18	76882.4	4271.2		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	4.6627	0.7929

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=03_T_VEG_REP -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	3.00514772	0.21465341	0.88	0.5982

Error	12	2.94122670	0.24510222		
Total	26	5.94637441			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	NH4_a Media
0.505375	176.9731	0.495078	0.279748

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.505$, es decir el modelo ajustado explica un 50% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.38770646	0.19385323	0.86	0.4903
SUS	2	0.37057168	0.18528584	0.76	0.4907
SUS*REC	4	0.92160937	0.23040234	0.94	0.4738

Ninguno de los dos factores considerados, ni su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta NH4_a en el estadio transición.

Test	--Estadístico---	----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.8196	Pr < W 0.0003
Kolmogorov-Smirnov	D 0.247538	Pr > D <0.0100
Cramer-von Mises	W-Sq 0.351564	Pr > W-Sq <0.0050
Anderson-Darling	A-Sq 1.885985	Pr > A-Sq <0.0050

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. Debido a que no hay normalidad se realizó una transformación logarítmica, obteniendo los siguientes resultados:

Test	--Estadístico---	----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.8196	Pr < W 0.1234
Kolmogorov-Smirnov	D 0.247538	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.351564	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 1.885985	Pr > A-Sq 0.2488

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	13.5675	0.0938

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo la prueba estadística de Bartlett presentada en la tabla.

----- EST=04_DESB -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	124.4516224	8.8894016	6.46	0.0013
Error	12	16.5139930	1.3761661		
Total	26	140.9656153			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	NH4_a Media
0.882851	77.71798	1.173101	1.509433

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.882$, es decir el modelo ajustado explica un 88% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	15.79388720	7.89694360	2.02	0.2478
SUS	2	50.80571721	25.40285861	18.46	0.0002
SUS*REC	4	32.87506464	8.21876616	5.97	0.0070

El factor recirculación no tiene efecto significativo sobre la variable respuesta NH4_a en el estadio desbotone; mientras el factor sustrato y la interacción de los factores tienen efecto significativo.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	3.4056	9	100CAQ
B	0.9164	9	65CAQ
B	0.2063	9	35CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.959427	Pr < W 0.3586
Kolmogorov-Smirnov	D 0.091691	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.042604	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.329765	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	137283	17160.4	1.61	0.1903
Error	18	191667	10648.2		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	6.6159	0.5786

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=05_2PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.08557159	0.00611226	1.31	0.3206
Error	12	0.05577778	0.00464815		
Total	26	0.14134937			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raíz MSE	NH4_a Media
0.605391	82.16493	0.068177	0.082976

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.605$, es decir el modelo ajustado explica un 60% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.00478956	0.00239478	1.14	0.4055
SUS	2	0.00030469	0.00015235	0.03	0.9678
SUS*REC	4	0.02619632	0.00654908	1.41	0.2895

Ninguno de los dos factores considerados, ni su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta NH_4 en el estadio segundo pico.

Test	--Estadístico--	----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.966439	Pr < W 0.5110
Kolmogorov-Smirnov	D 0.104519	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.043604	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.301811	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	3909416	488677	1.95	0.1138
Error	18	4506859	250381		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	12.7267	0.1216

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

1. Variable Dependiente: NO3_a

----- EST=01_1PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	219029.6296	15644.9735	4.19	0.0087
Error	12	44835.5556	3736.2963		
Total	26	263865.1852			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	NO3_a Media
0.830082	25.92901	61.12525	235.7407

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.830$, es decir el modelo ajustado explica un 83% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	73153.40741	36576.70370	3.94	0.1134
SUS	2	27094.51852	13547.25926	3.63	0.0587
SUS*REC	4	81589.92593	20397.48148	5.46	0.0097

Los factores recirculación y sustrato no tienen efecto significativo sobre la variable respuesta NO3_a en el estadio primer pico; mientras que la interacción de los factores tiene efecto significativo.

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.953458	Pr < W 0.2598
Kolmogorov-Smirnov	D 0.118596	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.077888	Pr > W-Sq 0.2186
Anderson-Darling	A-Sq 0.501299	Pr > A-Sq 0.1986

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas

estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	58543163	7317895	1.98	0.1089
Error	18	66498008	3694334		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	5.1712	0.7391

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=02_VAL -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	136927.3403	9780.5243	12.69	<.0001
Error	12	9251.2422	770.9368		
Total	26	146178.5825			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	NO3_a Media
0.936713	26.99420	27.76575	102.8582

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.936$, es decir el modelo ajustado explica un 93% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	100977.6910	50488.8455	24.14	0.0059
SUS	2	16836.9259	8418.4629	10.92	0.0020

SUS*REC	4	7907.1446	1976.7861	2.56	0.0925
---------	---	-----------	-----------	------	--------

Los factores recirculación y sustrato tienen efecto significativo sobre la variable respuesta NO3_a en el estadio valle; mientras que la interacción no fue significativa.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	189.05	9	0
B	65.89	9	50
B	53.63	9	100

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	129.97	9	65CAQ
A	108.91	9	100CAQ
B	69.70	9	35CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.985863	Pr < W 0.9643
Kolmogorov-Smirnov	D 0.080194	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.029878	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.181034	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	2786546	348318	2.11	0.0904
Error	18	2978189	165455		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	10.0212	0.2635

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=03_T_VEG_REP -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	273309.0133	19522.0724	1.86	0.1429
Error	12	125638.0635	10469.8386		
Total	26	398947.0768			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	NO3_a Media
0.685076	46.72165	102.3222	219.0039

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.685$, es decir el modelo ajustado explica un 68% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	85438.96100	42719.48050	5.48	0.0714
SUS	2	66588.95325	33294.47662	3.18	0.0780
SUS*REC	4	31563.27011	7890.81753	0.75	0.5746

Ninguno de los factores, recirculación y sustrato, ni la interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta NO3_a en el estadio transición.

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.949794	Pr < W 0.2119
Kolmogorov-Smirnov	D 0.139213	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.076649	Pr > W-Sq 0.2261
Anderson-Darling	A-Sq 0.500289	Pr > A-Sq 0.1997

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas

estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

➤ FACTOR DE AGRUPACION SUSTRATO

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
SUS	2	1.5318E8	76590993	1.09	0.3536
Error	24	1.6925E9	70521742		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
SUS	2	2.8152	0.2447

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=04_DESB -----

-

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	74085.56075	5291.82577	2.74	0.0439
Error	12	23175.91496	1931.32625		
Total	26	97261.47571			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	NO3_a Media
0.761715	13.96560	43.94686	314.6794

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.761$, es decir el modelo ajustado explica un 76% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	53124.57322	26562.28661	8.85	0.0340
SUS	2	610.76463	305.38232	0.16	0.8555
SUS*REC	4	4458.62283	1114.65571	0.58	0.6848

El factor recirculación tiene efecto significativo sobre la variable respuesta NO₃_a en el estadio desbotone; mientras que el factor sustrato y la interacción de los factores no tiene efecto significativo.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	363.54	9	100
B A	324.32	9	50
B	256.18	9	0

Test	--Estadístico--	----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.976487	Pr < W 0.7759
Kolmogorov-Smirnov	D 0.107258	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.043446	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.252528	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	10269754	1283719	1.53	0.2147
Error	18	15081600	837867		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	6.7005	0.5693

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=05_2PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	338168.9219	24154.9230	1.25	0.3531
Error	12	231969.4714	19330.7893		
Total	26	570138.3934			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	NO3_a Media
0.593135	30.39551	139.0352	457.4203

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.593$, es decir el modelo ajustado explica un 59% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	115355.1099	57677.5549	2.91	0.1660
SUS	2	60376.5169	30188.2585	1.56	0.2496
SUS*REC	4	63983.8415	15995.9604	0.83	0.5326

Ningún factor, ni la interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta NO3_a en el estadio segundo pico.

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.956184	Pr < W 0.3015
Kolmogorov-Smirnov	D 0.107028	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.047479	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.331281	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas

estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	6.1088E8	76359522	1.06	0.4338
Error	18	1.3019E9	72328696		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	3.6313	0.8888

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

2. Variable dependiente: N_t

----- EST=01_1PICO -----
-

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.94246667	0.06731905	0.64	0.7853
Error	12	1.25340000	0.10445000		
Total	26	2.19586667			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	N _t Media
0.429200	12.76859	0.323187	2.531111

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.429$, es decir el modelo ajustado explica un 42.9% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.03526667	0.01763333	0.28	0.7689
SUS	2	0.27708889	0.13854444	1.33	0.3017
SUS*REC	4	0.11724444	0.02931111	0.28	0.8849

Ningún factor, ni la interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta N_t en el estadio primer pico.

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.980563	Pr < W 0.8748
Kolmogorov-Smirnov	D 0.122343	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.049679	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.273009	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.0407	0.00509	1.85	0.1323
Error	18	0.0494	0.00275		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	14.5592	0.0683

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.96400741	0.06885767	2.05	0.1101
Error	12	0.40340000	0.03361667		
Total	26	1.36740741			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	N_t Media
0.704989	8.780435	0.183348	2.088148

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.704$, es decir el modelo ajustado explica un 70% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.37960741	0.18980370	4.16	0.1055
SUS	2	0.12525185	0.06262593	1.86	0.1974
SUS*REC	4	0.07788148	0.01947037	0.58	0.6834

Ningún factor, ni la interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta NO_3_a en el estadio valle.

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.967987	Pr < W 0.5496
Kolmogorov-Smirnov	D 0.104735	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.041293	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.302635	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	15.4624	0.0508

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo la prueba estadísticas de Bartlett presentada en la tabla.

----- EST=03_T_VEG_REP -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	1.96568615	0.14040615	2.94	0.0344
Error	12	0.57380985	0.04781749		
Total	26	2.53949600			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	N_t Media
0.774046	9.636855	0.218672	2.269123

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.774$, es decir el modelo ajustado explica un 77% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.21297631	0.10648816	0.57	0.6074
SUS	2	0.50395410	0.25197705	5.27	0.0228
SUS*REC	4	0.21297059	0.05324265	1.11	0.3949

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta N_t en el estadio transición.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	2.4036	9	100CAQ
B A	2.3221	9	65CAQ
B	2.0817	9	35CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.923846	Pr < W 0.0489
Kolmogorov-Smirnov	D 0.149989	Pr > D 0.1189
Cramer-von Mises	W-Sq 0.102288	Pr > W-Sq 0.0996
Anderson-Darling	A-Sq 0.662199	Pr > A-Sq 0.0787

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

➤ FACTOR DE AGRUPACION SUSTRATO

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
SUS	2	0.00518	0.00259	1.33	0.2837
Error	24	0.0468	0.00195		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
SUS	2	5.2198	0.0735

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=04_DESB -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.39469285	0.02819235	1.44	0.2667
Error	12	0.23507551	0.01958963		
Total	26	0.62976836			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	N_t Media
0.626727	7.076563	0.139963	1.977838

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.626$, es decir el modelo ajustado explica un 62.6% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.11328181	0.05664090	6.75	0.0522
SUS	2	0.05267154	0.02633577	1.34	0.2973
SUS*REC	4	0.07108529	0.01777132	0.91	0.4904

El factor recirculación tiene efecto significativo sobre la variable respuesta N_t en el estadio desbotone; mientras que el factor sustrato y la interacción de los factores no tiene efecto significativo.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	2.04955	9	0
B A	1.99134	9	50
B	1.89262	9	100

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.956432	Pr < W 0.3056
Kolmogorov-Smirnov	D 0.140387	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.090548	Pr > W-Sq 0.1453
Anderson-Darling	A-Sq 0.488872	Pr > A-Sq 0.2127

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.00149	0.000186	1.90	0.1236
Error	18	0.00177	0.000098		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	7.0304	0.5334

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=05_2PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.36409282	0.02600663	1.46	0.2570
Error	12	0.21313510	0.01776126		
Total	26	0.57722792			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	N_t Media
0.630761	6.499492	0.133271	2.050489

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.63$, es decir el modelo ajustado explica un 63% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.06729783	0.03364891	1.54	0.3196
SUS	2	0.14266935	0.07133468	4.02	0.0462
SUS*REC	4	0.04274442	0.01068611	0.60	0.6687

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta NO₃_a en el estadio segundo pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	2.14254	9	65CAQ
B A	2.04411	9	100CAQ
B	1.96482	9	35CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.978025	Pr < W 0.8153
Kolmogorov-Smirnov	D 0.107219	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.044927	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.257394	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.000825	0.000103	1.48	0.2319
Error	18	0.00125	0.000070		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	3.6502	0.8872

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

3. Variable Dependiente: N_s

----- EST=01_1PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.23154684	0.01653906	6.69	0.0011
Error	12	0.02965945	0.00247162		
Total	26	0.26120629			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	N_s Media
0.886452	7.576868	0.049715	0.656147

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.886$, es decir el modelo ajustado explica un 88.6% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.01793595	0.00896797	4.91	0.0837
SUS	2	0.15319907	0.07659953	30.99	<.0001
SUS*REC	4	0.00658208	0.00164552	0.67	0.6278

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta N_s en el estadio primer pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	0.74669	9	35CAQ
B	0.65947	9	65CAQ
C	0.56227	9	100CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.985736	Pr < W 0.9629
Kolmogorov-Smirnov	D 0.083869	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.025764	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.162008	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
--------	----	-------------------	----------------------	---------	--------

Tratamientos	8	0.000029	3.583E-6	2.11	0.0903
Error	18	0.000031	1.701E-6		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	13.6821	0.0904

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=02_VAL -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	0.22286746	0.01591910	2.77	0.0424
Error	12	0.06904016	0.00575335		
Total	26	0.29190762			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	N_s Media
0.763486	10.34120	0.075851	0.733482

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.763$, es decir el modelo ajustado explica un 76% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.01368338	0.00684169	4.86	0.0850
SUS	2	0.16103151	0.08051575	13.99	0.0007
SUS*REC	4	0.04229301	0.01057325	1.84	0.1865

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta N_s en el estadio valle.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	0.82010	9	35CAQ

A	0.74779	9	65CAQ
B	0.63256	9	100CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.975045	Pr < W 0.7377
Kolmogorov-Smirnov	D 0.108467	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.060626	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.34989	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.000220	0.000027	2.49	0.0511
Error	18	0.000198	0.000011		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	11.8117	0.1598

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=03_T_VEG_REP -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.13160854	0.00940061	1.63	0.2015
Error	12	0.06926226	0.00577186		
Total	26	0.20087080			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	N_s Media
0.655190	11.52273	0.075973	0.659329

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.655$, es decir el modelo ajustado explica un 65% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.00497135	0.00248568	0.92	0.4690
SUS	2	0.10431016	0.05215508	9.04	0.0040
SUS*REC	4	0.00785272	0.00196318	0.34	0.8457

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta N_s en el estadio transición.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	0.72499	9	35CAQ
A	0.67711	9	65CAQ
B	0.57589	9	100CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.982461	Pr < W 0.9132
Kolmogorov-Smirnov	D 0.079621	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.024546	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.15971	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
--------	----	-------------------	----------------------	---------	--------

Tratamientos	8	0.000091	0.000011	1.52	0.2173
Error	18	0.000134	7.463E-6		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	6.5749	0.5831

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=04_DESB -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.09153568	0.00653826	1.69	0.1848
Error	12	0.04649507	0.00387459		
Total	26	0.13803075			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	N_s Media
0.663154	10.25527	0.062246	0.606968

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.663$, es decir el modelo ajustado explica un 63% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.00163891	0.00081946	2.13	0.2350
SUS	2	0.07012257	0.03506128	9.05	0.0040
SUS*REC	4	0.01724644	0.00431161	1.11	0.3952

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta N_s en el estadio desbotone.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.

Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	0.67705	9	35CAQ
B	0.58648	9	65CAQ
B	0.55737	9	100CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.95295	Pr < W 0.2526
Kolmogorov-Smirnov	D 0.149912	Pr > D 0.1193
Cramer-von Mises	W-Sq 0.115413	Pr > W-Sq 0.0692
Anderson-Darling	A-Sq 0.615972	Pr > A-Sq 0.0984

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

➤ FACTOR DE AGRUPACION SUSTRATO

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
SUS	2	0.000035	0.000017	1.68	0.2068
Error	24	0.000247	0.000010		

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo la prueba estadísticas de Levene presentada en la tabla.

----- EST=05_2PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.13900841	0.00992917	5.33	0.0031
Error	12	0.02234572	0.00186214		
Total	26	0.16135413			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	N_s Media
------------	------------	----------	-----------

0.8615	6.8496	0.0431	0.6300001
--------	--------	--------	-----------

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.861$, es decir el modelo ajustado explica un 86% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.00196374	0.00098187	1.22	0.3864
SUS	2	0.11928518	0.05964259	32.03	<.0001
SUS*REC	4	0.00429073	0.00107268	0.58	0.6855

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta N_s en el estadio segundo pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	0.70627	9	35CAQ
B	0.63946	9	65CAQ
C	0.54428	9	100CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.94881	Pr < W 0.2006
Kolmogorov-Smirnov	D 0.179033	Pr > D 0.0245
Cramer-von Mises	W-Sq 0.14625	Pr > W-Sq 0.0245
Anderson-Darling	A-Sq 0.732017	Pr > A-Sq 0.0495

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

➤ FACTOR DE AGRUPACION SUSTATO

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
--------	----	-------------------	----------------------	---------	--------

SUS	2	5.973E-6	2.987E-6	1.83	0.1827
Error	24	0.000039	1.635E-6		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
SUS	2	5.4380	0.0659

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

4. Variable Dependiente: PO4_a

----- EST=01_1PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	178.1860963	12.7275783	4.51	0.0064
Error	12	33.8986222	2.8248852		
Total	26	212.0847185			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	PO4_a Media
0.840165	11.43159	1.680739	14.70259

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.8401$, es decir el modelo ajustado explica un 84% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	63.58880741	31.79440370	8.90	0.0337
SUS	2	84.20214074	42.10107037	14.90	0.0006
SUS*REC	4	2.04250370	0.51062593	0.18	0.9440

El factor recirculación y sustrato tienen efecto significativo sobre la variable respuesta PO4_a en el estadio primer pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes
--

Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	16.8556	9	0
B A	13.8633	9	100
B	13.3889	9	50

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	16.8556	9	35CAQ
B	14.7222	9	65CAQ
C	12.5300	9	100CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.975624	Pr < W 0.7532
Kolmogorov-Smirnov	D 0.113113	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.049457	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.287369	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	23.0526	2.8816	1.58	0.1993
Error	18	32.8062	1.8226		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	4.5499	0.8044

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

-----EST=02_VAL-----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	2.98507723	0.21321980	4.36	0.0074
Error	12	0.58713123	0.04892760		
Total	26	3.57220847			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	PO4_a Media
0.835639	9.016448	0.221196	2.453248

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.835$, es decir el modelo ajustado explica un 83% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.44294665	0.22147333	2.70	0.1811
SUS	2	0.44025936	0.22012968	4.50	0.0348
SUS*REC	4	1.43249634	0.35812408	7.32	0.0032

El factor sustrato y la interacción de los factores recirculación tienen efecto significativo sobre la variable respuesta PO4_a en el estadio valle.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Agrupamiento Tukey	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	2.6042	9	35CAQ
B A	2.4637	9	65CAQ
B	2.2919	9	100CAQ

Test	--Estadístico--	----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.966606	Pr < W 0.5151
Kolmogorov-Smirnov	D 0.140645	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.082522	Pr > W-Sq 0.1909
Anderson-Darling	A-Sq 0.45804	Pr > A-Sq 0.2476

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.0121	0.00151	2.19	0.0796
Error	18	0.0124	0.000691		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	9.8578	0.2751

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=03_T_VEG_REP -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	51257.69931	3661.26424	19.00	<.0001
Error	12	2312.37520	192.69793		
Total	26	53570.07451			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	PO4_a Media
0.956835	7.673083	13.88157	180.9125

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.956$, es decir el modelo ajustado explica un 95% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	40133.65859	20066.82929	86.75	0.0005
SUS	2	6086.14244	3043.07122	15.79	0.0004
SUS*REC	4	2951.95962	737.98990	3.83	0.0313

El factor recirculación y sustrato y su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta PO4_a en el estadio transición.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	214.836	9	100
A	200.917	9	50
B	126.984	9	0

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	202.134	9	35CAQ
B	170.892	9	65CAQ
B	169.711	9	100CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.982502	Pr < W 0.9139
Kolmogorov-Smirnov	D 0.101682	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.031866	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.211529	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	179597	22449.6	2.14	0.0859

Error	18	188818	10489.9		
-------	----	--------	---------	--	--

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	10.1175	0.2569

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=04_DESB -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	151314.3306	10808.1665	3.83	0.0126
Error	12	33905.2624	2825.4385		
Total	26	185219.5930			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	PO4_a Media
0.816946	27.09277	53.15485	196.1957

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.816$, es decir el modelo ajustado explica un 81% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	44437.51828	22218.75914	3.20	0.1479
SUS	2	44945.27333	22472.63667	7.95	0.0063
SUS*REC	4	23354.85806	5838.71452	2.07	0.1486

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta PO4_a en el estadio desbotone.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	233.55	9	65CAQ

A	215.61	9	35CAQ
B	139.43	9	100CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.978494	Pr < W 0.8268
Kolmogorov-Smirnov	D 0.116632	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.036885	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.221694	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	28573515	3571689	1.81	0.1415
Error	18	35575032	1976391		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	5.5710	0.6952

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=05_2PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	353198.7588	25228.4828	3.63	0.0155
Error	12	83341.5277	6945.1273		
Total	26	436540.2865			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	PO4_a Media
------------	------------	----------	-------------

0.809086	40.47046	83.33743	205.9216
----------	----------	----------	----------

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.809$, es decir el modelo ajustado explica un 80% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	252551.5671	126275.7835	19.94	0.0083
SUS	2	20494.4965	10247.2483	1.48	0.2674
SUS*REC	4	53169.6881	13292.4220	1.91	0.1728

Solamente el factor recirculación tiene efecto significativo sobre la variable respuesta PO4_a en el estadio segundo pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	318.42	9	100
A	217.05	9	50
B	82.30	9	0

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.984285	Pr < W 0.9437
Kolmogorov-Smirnov	D 0.080823	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.027583	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.193848	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	2.2452E8	28065586	2.10	0.0915

Error	18	2.4089E8	13382692		
-------	----	----------	----------	--	--

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	7.5425	0.4794

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

5. Variable Dependiente: P_t

----- EST=01_1PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.30484444	0.02177460	1.67	0.1901
Error	12	0.15662222	0.01305185		
Total	26	0.46146667			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	P_t Media
0.660599	16.29481	0.114245	0.701111

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.660$, es decir el modelo ajustado explica un 66% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.01715556	0.00857778	0.61	0.5861
SUS	2	0.14995556	0.07497778	5.74	0.0178
SUS*REC	4	0.02555556	0.00638889	0.49	0.7436

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta P_t en el estadioprimer pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	0.76556	9	65CAQ

A	0.74111	9	100CAQ
B	0.59667	9	35CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.976604	Pr < W 0.7790
Kolmogorov-Smirnov	D 0.085008	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.022238	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.180101	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.000623	0.000078	1.83	0.1367
Error	18	0.000766	0.000043		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	10.4125	0.2373

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=02_VAL -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.14289630	0.01020688	0.85	0.6163
Error	12	0.14364444	0.01197037		
Total	26	0.28654074			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	P_t Media
0.498695	14.05351	0.109409	0.778519

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.498$, es decir el modelo ajustado explica un 49.8% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.00165185	0.00082593	0.50	0.6377
SUS	2	0.04058519	0.02029259	1.70	0.2247
SUS*REC	4	0.03837037	0.00959259	0.80	0.5472

Ningún factor, ni su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta P_t en el estadio valle.

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.958924	Pr < W 0.3492
Kolmogorov-Smirnov	D 0.11019	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.049224	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.32588	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.000241	0.000030	1.08	0.4200
Error	18	0.000503	0.000028		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq

Tratamientos	8	2.6320	0.9553
--------------	---	--------	--------

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=03_T_VEG_REP -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.22860316	0.01632880	1.04	0.4782
Error	12	0.18842350	0.01570196		
Total	26	0.41702666			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	P_t Media
0.548174	25.02827	0.125307	0.500664

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.548$, es decir el modelo ajustado explica un 54.8% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.04169292	0.02084646	4.13	0.1065
SUS	2	0.08302794	0.04151397	2.64	0.1119
SUS*REC	4	0.01684477	0.00421119	0.27	0.8928

Ningún factor, ni la interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta P_t en el estadiotransición.

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.964948	Pr < W 0.4754
Kolmogorov-Smirnov	D 0.08348	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.028597	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.235607	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas

estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.000649	0.000081	1.49	0.2295
Error	18	0.000982	0.000055		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	5.6080	0.6910

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=04_DESB -----
-

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.14132958	0.01009497	1.27	0.3402
Error	12	0.09501845	0.00791820		
Total	26	0.23634803			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	P_t Media
0.597972	16.48131	0.088984	0.539910

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.597$, es decir el modelo ajustado explica un 58.7% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.00522446	0.00261223	0.20	0.8278

SUS	2	0.00815821	0.00407911	0.52	0.6100
SUS*REC	4	0.04393015	0.01098254	1.39	0.2963

Ningún factor, ni su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta P_t en el estadio desbotone.

Test	--Estadístico--	----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.973258	Pr < W 0.6894
Kolmogorov-Smirnov	D 0.125026	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.044933	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.277117	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.000201	0.000025	1.69	0.1686
Error	18	0.000268	0.000015		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	4.8124	0.7774

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=05_2PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.02437312	0.00174094	1.25	0.3520

Error	12	0.01669063	0.00139089		
Total	26	0.04106375			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	P_t Media
0.593543	13.56393	0.037295	0.274954

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.498$, es decir el modelo ajustado explica un 49.8% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.00576874	0.00288437	4.79	0.0866
SUS	2	0.00892672	0.00446336	3.21	0.0765
SUS*REC	4	0.00047847	0.00011962	0.09	0.9851

Ningún factor, ni su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta P_t en el estadio segundo pico.

Test	--Estadístico--	----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.958446	Pr < W 0.3405
Kolmogorov-Smirnov	D 0.153345	Pr > D 0.0991
Cramer-von Mises	W-Sq 0.095162	Pr > W-Sq 0.1272
Anderson-Darling	A-Sq 0.517352	Pr > A-Sq 0.1804

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	4.2E-6	5.25E-7	1.30	0.3033
Error	18	7.259E-6	4.033E-7		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	3.6827	0.8846

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

6. Variable Dependiente: P_s

----- EST=01_1PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.01483790	0.00105985	1.12	0.4281
Error	12	0.01138071	0.00094839		
Total	26	0.02621861			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	P_s Media
0.565930	31.54040	0.030796	0.097640

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.565$, es decir el modelo ajustado explica un 56.5% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.00005709	0.00002855	0.03	0.9743
SUS	2	0.00357728	0.00178864	1.89	0.1940
SUS*REC	4	0.00140437	0.00035109	0.37	0.8254

Ningún factor, ni la interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta P_s en el estadioprimer pico.

Test	--Estadístico--	----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.946957	Pr < W 0.1807
Kolmogorov-Smirnov	D 0.141589	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.090313	Pr > W-Sq 0.1462
Anderson-Darling	A-Sq 0.56997	Pr > A-Sq 0.1310

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	10.0329	0.2627

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo la prueba estadística de Bartlett presentada en la tabla.

-----EST=02_VAL-----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.07461183	0.00532942	2.53	0.0577
Error	12	0.02531125	0.00210927		
Total	26	0.09992308			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	P_s Media
0.746693	45.13391	0.045927	0.101757

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.746$, es decir el modelo ajustado explica un 74.6% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.00000240	0.00000120	0.00	0.9997
SUS	2	0.01373884	0.00686942	3.26	0.0742
SUS*REC	4	0.02204508	0.00551127	2.61	0.0884

Ningún factor, ni la interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta P_s en el estadio valle.

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.978814	Pr < W 0.8346

Kolmogorov-Smirnov	D 0.096732	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.023766	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.188306	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.000015	1.906E-6	1.76	0.1518
Error	18	0.000019	1.083E-6		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	6.6910	0.5703

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=03_T_VEG_REP -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.03084571	0.00220326	2.04	0.1114
Error	12	0.01296209	0.00108017		
Total	26	0.04380780			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	P_s Media
0.704115	30.60873	0.032866	0.107375

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El

$R^2 = 0.704$, es decir el modelo ajustado explica un 70.4% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.00180372	0.00090186	0.89	0.4783
SUS	2	0.01813263	0.00906632	8.39	0.0052
SUS*REC	4	0.00284207	0.00071052	0.66	0.6328

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta P_s en el estadiotransición.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	0.13060	9	35CAQ
A	0.12032	9	65CAQ
B	0.07121	9	100CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.969185	Pr < W 0.5804
Kolmogorov-Smirnov	D 0.114977	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.062168	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.36937	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	2.842E-6	3.553E-7	1.41	0.2578
Error	18	4.532E-6	2.518E-7		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	3.6760	0.8851

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=04_DESB -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.01880079	0.00134291	1.83	0.1512
Error	12	0.00882667	0.00073556		
Total	26	0.02762745			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	P_s Media
0.680511	27.64244	0.027121	0.098114

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.680$, es decir el modelo ajustado explica un 68% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.00262725	0.00131363	2.29	0.2170
SUS	2	0.01113307	0.00556654	7.57	0.0075
SUS*REC	4	0.00212082	0.00053020	0.72	0.5940

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta P_s en el estadiodesbotone.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	0.12103	9	35CAQ
B A	0.10165	9	65CAQ
B	0.07167	9	100CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
------	-----------------	----------------

Shapiro-Wilk	W 0.974143	Pr < W 0.7134
Kolmogorov-Smirnov	D 0.098826	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.039397	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.280696	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	3.099E-6	3.874E-7	2.33	0.0649
Error	18	2.992E-6	1.662E-7		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	8.4134	0.3942

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=05_2PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.05018387	0.00358456	3.38	0.0204
Error	12	0.01271051	0.00105921		
Total	26	0.06289437			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	P_s Media
0.797907	24.81477	0.032545	0.131154

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística pararechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelofue estadísticamente significativo.

El $R^2 = 0.797$, es decir el modelo ajustado explica un 79.7% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.00649781	0.00324891	6.08	0.0613
SUS	2	0.02480528	0.01240264	11.71	0.0015
SUS*REC	4	0.00944779	0.00236195	2.23	0.1268

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta P_s en el estadio segundo pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	0.16210	9	35CAQ
A	0.14137	9	65CAQ
B	0.08999	9	100CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.973693	Pr < W 0.7012
Kolmogorov-Smirnov	D 0.102808	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.054097	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.329837	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	14.7631	0.0639

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo la prueba estadística de Bartlett presentada en la tabla.

7. Variable dependiente: K_a

----- EST=01_1PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	3117.146667	222.653333	23.20	<.0001
Error	12	115.153333	9.596111		
Total	26	3232.300000			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	K_a Media
0.964374	14.84549	3.097759	20.86667

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.964$, es decir el modelo ajustado explica un 96.4% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	2525.786667	1262.893333	24.60	0.0057
SUS	2	318.082222	159.041111	16.57	0.0004
SUS*REC	4	28.571111	7.142778	0.74	0.5800

Los factores recirculación y sustrato tienen efecto significativo sobre la variable respuesta K_a en el estadioprimer pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	34.444	9	0
B	15.511	9	50
B	12.644	9	100

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	25.222	9	100CAQ
B	20.544	9	35CAQ
B	16.833	9	65CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.981876	Pr < W 0.9020

Kolmogorov-Smirnov	D 0.076996	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.026994	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.202266	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	373.8	46.7258	1.94	0.1150
Error	18	432.5	24.0258		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	6.3227	0.6111

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=02_VAL -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	2710.572157	193.612297	3.86	0.0121
Error	12	601.560081	50.130007		
Total	26	3312.132237			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	K_a Media
0.818377	45.82936	7.080255	15.44917

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo.

El $R^2 = 0.818$, es decir el modelo ajustado explica un 81.8% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	970.3514231	485.1757115	14.30	0.0151
SUS	2	435.8849881	217.9424941	4.35	0.0380
SUS*REC	4	950.4448426	237.6112106	4.74	0.0159

Los factores recirculación y sustratos, y su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta K_a en el estadiovalle.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	23.466	9	0
B A	13.831	9	50
B	9.051	9	100

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	21.129	9	100CAQ
A			
A	12.741	9	65CAQ
A			
A	12.477	9	35CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.962085	Pr < W 0.4118
Kolmogorov-Smirnov	D 0.146684	Pr > D 0.1390
Cramer-von Mises	W-Sq 0.084942	Pr > W-Sq 0.1764
Anderson-Darling	A-Sq 0.470176	Pr > A-Sq 0.2339

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	14094.3	1761.8	2.31	0.0672
Error	18	13748.5	763.8		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	6.2017	0.6246

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=03_T_VEG_REP -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	6447.839520	460.559966	2.11	0.1005
Error	12	2614.820845	217.901737		
Total	26	9062.660365			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	K_a Media
0.711473	44.45479	14.76150	33.20564

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.711$, es decir el modelo ajustado explica un 71.1% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	1445.652538	722.826269	6.37	0.0571
SUS	2	3239.349307	1619.674654	7.43	0.0079
SUS*REC	4	1229.589335	307.397334	1.41	0.2890

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta K_a en el estadiotransición.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	48.624	9	100CAQ
B	26.786	9	65CAQ
B	24.206	9	35CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.982818	Pr < W 0.9197
Kolmogorov-Smirnov	D 0.069541	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.025262	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.17029	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	208898	26112.3	2.03	0.1006
Error	18	231065	12837.0		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	8.7063	0.3677

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=04_DESB -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	8734.42343	623.88739	4.13	0.0092
Error	12	1811.04861	150.92072		
Total	26	10545.47204			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	K_a Media
0.828263	21.14941	12.28498	58.08662

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.828$, es decir el modelo ajustado explica un 82.8% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	3361.329020	1680.664510	4.66	0.0901
SUS	2	1712.613875	856.306937	5.67	0.0184
SUS*REC	4	1772.302697	443.075674	2.94	0.0661

Solamente el factor sustrato tienen efecto significativo sobre la variable respuesta K_a en el estadiodesbotone.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	68.199	9	100CAQ
B A	57.326	9	65CAQ
B	48.735	9	35CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.949378	Pr < W 0.2071
Kolmogorov-Smirnov	D 0.123253	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.075949	Pr > W-Sq 0.2303
Anderson-Darling	A-Sq 0.487391	Pr > A-Sq 0.2144

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas

estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	41939.2	5242.4	1.15	0.3765
Error	18	81708.5	4539.4		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	6.5673	0.5840

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=05_2PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	7959.47430	568.53388	2.64	0.0500
Error	12	2586.49834	215.54153		
Total	26	10545.97264			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	K_a Media
0.754741	23.17182	14.68133	63.35856

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.754$, es decir el modelo ajustado explica un 75.4% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	803.402907	401.701454	1.49	0.3289

SUS	2	1827.593487	913.796743	4.24	0.0405
SUS*REC	4	3945.119985	986.279996	4.58	0.0178

El factor sustrato y la interacción de los factores tienen efecto significativo sobre la variable respuesta K_a en el estadiosegundo pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	74.262	9	65CAQ
B A	61.425	9	35CAQ
B	54.389	9	100CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.981961	Pr < W 0.9037
Kolmogorov-Smirnov	D 0.07452	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.02255	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.17062	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	298672	37334.0	2.46	0.0538
Error	18	273224	15179.1		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	8.9734	0.3445

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas

estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

8. Variable Dependiente: K_t

----- EST=01_1PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	4.73425185	0.33816085	7.22	0.0007
Error	12	0.56180000	0.04681667		
Total	26	5.29605185			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	K _t Media
0.893921	9.068664	0.216372	2.385926

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística pararechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.893$, es decir el modelo ajustado explica un 89.3% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.84198519	0.42099259	2.85	0.1700
SUS	2	0.81316296	0.40658148	8.68	0.0047
SUS*REC	4	1.53363704	0.38340926	8.19	0.0020

El factor sustrato y la interacción de los factores tienen efecto significativo sobre la variable respuesta K_t en el estadioprimer pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	2.6233	9	65CAQ
B	2.3211	9	100CAQ
B	2.2133	9	35CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.965264	Pr < W 0.4828
Kolmogorov-Smirnov	D 0.119812	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.070443	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.435901	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.00487	0.000609	1.32	0.2934
Error	18	0.00828	0.000460		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	3.5304	0.8968

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=02_VAL -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	3.03157778	0.21654127	1.23	0.3632
Error	12	2.11188889	0.17599074		
Total	26	5.14346667			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	K_t Media
0.589404	15.60815	0.419513	2.687778

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.598$, es decir el modelo ajustado explica un 58.9% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.48562222	0.24281111	6.94	0.0500
SUS	2	1.55015556	0.77507778	4.40	0.0368
SUS*REC	4	0.25422222	0.06355556	0.36	0.8316

Los factores recirculación y sustrato tienen efecto significativo sobre la variable respuesta K_t en el estadiovalle.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	2.82444	9	0
B A	2.73333	9	100
B	2.50556	9	50

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	2.9644	9	65CAQ
A			
B A	2.7189	9	35CAQ
B			
B	2.3800	9	100CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.946092	Pr < W 0.1721
Kolmogorov-Smirnov	D 0.180814	Pr > D 0.0227
Cramer-von Mises	W-Sq 0.11281	Pr > W-Sq 0.0752
Anderson-Darling	A-Sq 0.621914	Pr > A-Sq 0.0958

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
--------	----	-------------------	----------------------	---------	--------

Tratamientos	8	0.1863	0.0233	2.39	0.0599
Error	18	0.1757	0.00976		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	6.6152	0.5787

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=03_T_VEG_REP -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	2.61052990	0.18646642	0.53	0.8694
Error	12	4.19779939	0.34981662		
Total	26	6.80832929			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	K_t Media
0.383432	22.97032	0.591453	2.574857

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.383$, es decir el modelo ajustado explica un 38.3% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.68857879	0.34428940	5.76	0.0665
SUS	2	0.85495766	0.42747883	1.22	0.3288
SUS*REC	4	0.63626603	0.15906651	0.45	0.7674

Ningún factor, ni la interacción de los factores tienen efecto significativo sobre la variable respuesta K_t en el estadio transición.

Test	--Estadístico--	-----p Value--
------	-----------------	----------------

Shapiro-Wilk	W 0.977613	Pr < W 0.8049
Kolmogorov-Smirnov	D 0.079103	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.03098	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.233765	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.6057	0.0757	2.17	0.0826
Error	18	0.6292	0.0350		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	10.0159	0.2639

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=04_DESB -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	2.06435366	0.14745383	1.87	0.1419
Error	12	0.94634377	0.07886198		
Total	26	3.01069742			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	K_t Media
0.685673	10.57761	0.280824	2.654889

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.685$, es decir el modelo ajustado explica un 68.5% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.16356535	0.08178268	0.28	0.7663
SUS	2	0.08225843	0.04112921	0.52	0.6065
SUS*REC	4	0.26246242	0.06561561	0.83	0.5302

Ningún factor, ni la interacción de los factores tienen efecto significativo sobre la variable respuesta K_t en el estadiodesbotone.

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.991513	Pr < W 0.9978
Kolmogorov-Smirnov	D 0.067232	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.01839	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.131345	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.0265	0.00331	2.00	0.1061
Error	18	0.0298	0.00166		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	6.4946	0.5920

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=05_2PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	1.69416151	0.12101154	1.34	0.3100
Error	12	1.08558454	0.09046538		
Total	26	2.77974605			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	K_t Media
0.609466	11.07238	0.300775	2.716440

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.609$, es decir el modelo ajustado explica un 60.9% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.68208769	0.34104385	2.42	0.2052
SUS	2	0.08208759	0.04104379	0.45	0.6457
SUS*REC	4	0.21458233	0.05364558	0.59	0.6744

El factor sustrato y la interacción de los factores tienen efecto significativo sobre la variable respuesta K_t en el estadio segundo pico.

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.956462	Pr < W 0.3061
Kolmogorov-Smirnov	D 0.10049	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.050496	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.335017	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.0155	0.00194	1.18	0.3629
Error	18	0.0296	0.00164		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	3.4435	0.9035

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

9. Variable Dependiente: K_s

----- EST=01_1PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	5.2484758E-6	3.7489113E-7	3.33	0.0216
Error	12	1.3497978E-6	1.1248315E-7		
Total	26	6.5982736E-6			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	K _s Media
0.795432	25.37628	0.000335	0.001322

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.598$, es decir el modelo ajustado explica un 58.9% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	1.4958374E-7	7.4791872E-8	2.16	0.2310
SUS	2	3.0542508E-6	1.5271254E-6	13.58	0.0008
SUS*REC	4	3.9918227E-7	9.9795568E-8	0.89	0.5007

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta K_s en el estadioprimer pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	0.0017262	9	35CAQ
A	0.0013361	9	65CAQ
B	0.0009027	9	100CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.963886	Pr < W 0.4511
Kolmogorov-Smirnov	D 0.103976	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.057683	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.365291	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	3.72E-14	4.65E-15	1.60	0.1940
Error	18	5.23E-14	2.91E-15		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	3.6352	0.8885

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.01250531	0.00089324	1.96	0.1244
Error	12	0.00546370	0.00045531		
Total	26	0.01796900			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	K_s Media
0.695938	47.94688	0.021338	0.044503

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.695$, es decir el modelo ajustado explica un 69.5% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.00280341	0.00140171	4.13	0.1064
SUS	2	0.00176200	0.00088100	1.93	0.1869
SUS*REC	4	0.00453873	0.00113468	2.49	0.0989

Ningún factor, ni la interacción de los factores tienen efecto significativo sobre la variable respuesta K_s en el estadio valle.

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.993159	Pr < W 0.9995
Kolmogorov-Smirnov	D 0.062977	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.018567	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.12865	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
--------	----	-------------------	----------------------	---------	--------

Tratamientos	8	1.046E-6	1.307E-7	2.19	0.0801
Error	18	1.076E-6	5.976E-8		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	10.5570	0.2281

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=03_T_VEG_REP -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.04122173	0.00294441	1.83	0.1492
Error	12	0.01925799	0.00160483		
Total	26	0.06047971			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	K_s Media
0.681579	41.73978	0.040060	0.095976

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.681$, es decir el modelo ajustado explica un 68.1% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.00394115	0.00197057	1.99	0.2508
SUS	2	0.02331782	0.01165891	7.26	0.0086
SUS*REC	4	0.00877454	0.00219364	1.37	0.3025

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta K_s en el estadiotransición.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	0.13746	9	35CAQ
B	0.07738	9	65CAQ
B	0.07309	9	100CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.973027	Pr < W 0.6832
Kolmogorov-Smirnov	D 0.076146	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.027316	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.216284	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	6.929E-6	8.661E-7	1.51	0.2223
Error	18	0.000010	5.74E-7		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	6.5307	0.5880

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=04_DESB -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.01606153	0.00114725	0.83	0.6370
Error	12	0.01665307	0.00138776		
Total	26	0.03271460			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	K_s Media
0.490959	33.62347	0.037253	0.110793

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.490$, es decir el modelo ajustado explica un 49% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.00145321	0.00072660	1.05	0.4289
SUS	2	0.00512081	0.00256041	1.84	0.2001
SUS*REC	4	0.00603545	0.00150886	1.09	0.4059

Ningún factor, ni la interacción de los factores tienen efecto significativo sobre la variable respuesta K_s en el estadiodesbotone.

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.933634	Pr < W 0.0849
Kolmogorov-Smirnov	D 0.115186	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.081769	Pr > W-Sq 0.1954
Anderson-Darling	A-Sq 0.562074	Pr > A-Sq 0.1368

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.000012	1.489E-6	2.42	0.0572
Error	18	0.000011	6.162E-7		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	9.5838	0.2955

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=05_2PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.01514287	0.00108163	0.88	0.5951
Error	12	0.01475368	0.00122947		
Total	26	0.02989655			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	K_s Media
0.506509	35.85809	0.035064	0.097785

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.506$, es decir el modelo ajustado explica un 50.6% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.00478062	0.00239031	3.21	0.1476
SUS	2	0.00100802	0.00050401	0.41	0.6726
SUS*REC	4	0.00393839	0.00098460	0.80	0.5475

Ningún factor, ni la interacción de los factores tienen efecto significativo sobre la variable respuesta K_s en el segundo pico.

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.97751	Pr < W 0.8023
Kolmogorov-Smirnov	D 0.095851	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.024959	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.195156	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	7.321E-6	9.151E-7	2.14	0.0857
Error	18	7.691E-6	4.273E-7		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	5.1891	0.7372

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

10. Variable dependiente: Ca_a

----- EST=01_1PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	9922.50000	708.75000	16.89	<.0001
Error	12	503.46667	41.95556		
Total	26	10425.96667			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	Ca_a Media
0.951710	6.898911	6.477311	93.88889

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.951$, es decir el modelo ajustado explica un 95.1% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	7614.500000	3807.250000	85.29	0.0005
SUS	2	1136.228889	568.114444	13.54	0.0008
SUS*REC	4	830.171111	207.542778	4.95	0.0137

Los factores recirculación y sustrato, y su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta Ca_a en el primer pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	117.222	9	0
B	86.056	9	100
B	78.389	9	50

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	102.789	9	35CAQ
B	91.367	9	100CAQ
B	87.511	9	65CAQ

Test	--Statistic---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.96937	Pr < W 0.5852
Kolmogorov-Smirnov	D 0.100134	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.033729	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.243345	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	4687.9	586.0	1.50	0.2258
Error	18	7038.0	391.0		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	9.3065	0.3171

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=02_VAL -----

Fuente	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	14	2380.284091	170.020292	3.26	0.0234
Error	12	625.158028	52.096502		
Total	26	3005.442119			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	Ca_a Media
0.791991	14.23485	7.217791	50.70506

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.791$, es decir el modelo ajustado explica un 79.1% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	983.4582420	491.7291210	33.54	0.0032
SUS	2	762.4998187	381.2499094	7.32	0.0084
SUS*REC	4	73.9574706	18.4893676	0.35	0.8358

Los factores recirculación y sustrato tienen efecto significativo sobre la variable respuesta Ca_a en el estadio valle, pero su interacción no lo tiene.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	59.224	9	0
B	46.897	9	50
B	45.993	9	100

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	58.220	9	100CAQ
B	46.991	9	65CAQ
B	46.904	9	35CAQ

Test	--Statistic--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.931175	Pr < W 0.0739
Kolmogorov-Smirnov	D 0.124042	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.095036	Pr > W-Sq 0.1277
Anderson-Darling	A-Sq 0.603386	Pr > A-Sq 0.1064

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	5038.7	629.8	1.16	0.3726
Error	18	9756.8	542.0		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	12.7366	0.1212

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la

hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=03_T_VEG_REP -----
 --

Para el estadio transición los datos no cumplen los supuestos de normalidad y homogeneidad de varianzas, por lo que se realizó análisis no paramétrico, aplicando la prueba de Kruskal Wallis.

Procedimiento NPAR1WAY
 Puntuaciones de Wilcoxon (Sumas de rango) for Variable Ca_a
 Classified by Variable REC

REC	N	Sum of Scores	Expected Under H0	Std Dev Under H0	Mean Score
0	9	55.0	126.0	19.442222	6.111111
50	9	144.0	126.0	19.442222	16.000000
100	9	179.0	126.0	19.442222	19.888889

Test de Kruskal-Wallis

Chi-cuadrado	14.4162
DF	2
Pr > Chi-cuadrado	0.0007

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula que los datos vienen de la misma distribución.

Procedimiento NPAR1WAY
 Puntuaciones de Wilcoxon (Sumas de rango) for Variable Ca_a
 Classified by Variable SUS

SUS	N	Sum of Scores	Expected Under H0	Std Dev Under H0	Mean Score
100CAQ	9	162.0	126.0	19.442222	18.0
35CAQ	9	99.0	126.0	19.442222	11.0

65CAQ	9	117.0	126.0	19.442222	13.0
-------	---	-------	-------	-----------	------

Test de Kruskal-Wallis

Chi-cuadrado	3.7143
DF	2
Pr > Chi-cuadrado	0.1561

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula que los datos vienen de la misma distribución.

Procedimiento NPAR1WAY

Puntuaciones de Wilcoxon (Sumas de rango) for Variable Ca_a
Classified by Variable tratamientos

Trataientos	N	Sum of Scores	Expected Under H0	Std Dev Under H0	Mean Score
1	3	34.0	42.0	12.961481	11.333333
2	3	70.0	42.0	12.961481	23.333333
3	3	58.0	42.0	12.961481	19.333333
4	3	7.0	42.0	12.961481	2.333333
5	3	31.0	42.0	12.961481	10.333333
6	3	61.0	42.0	12.961481	20.333333
7	3	14.0	42.0	12.961481	4.666667
8	3	43.0	42.0	12.961481	14.333333
9	3	60.0	42.0	12.961481	20.000000

Test de Kruskal-Wallis

Chi-cuadrado	20.7407
DF	8

Pr > Chi-cuadrado	0.0079
-------------------	--------

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula que los datos vienen de la misma distribución.

Como el interés es ver el efecto de los factores, se realizó el análisis para el factor SUS.

Procedimiento NPAR1WAY
Puntuaciones de Wilcoxon (Sumas de rango) for Variable Ca_a
Classified by Variable REC050

REC050	N	Sum of Scores	Expected Under H0	Std Dev Under H0	Mean Score
0	9	52.0	85.50	11.324752	5.777778
50	9	119.0	85.50	11.324752	13.222222

Test de dos muestras de Wilcoxon

Estadístico	52.0000
Aproximación normalZ	-2.9581
De un lado Pr < Z	0.0015
De dos lados Pr > Z	0.0031

Aproximación t	
De un lado Pr < Z	0.0044
De dos lados Pr > Z	0.0088

Test de Kruskal-Wallis

Chi-cuadrado	8.7505
DF	1
Pr > Chi-cuadrado	0.0031

Procedimiento NPAR1WAY

Puntuaciones de Wilcoxon (Sumas de rango) for Variable Ca_a1
Classified by Variable REC0100

REC0100	N	Sum of Scores	Expected Under H0	Std Dev Under H0	Mean Score
0	9	48.0	85.50	11.324752	5.333333
100	9	123.0	85.50	11.324752	13.666667

Test de dos muestras de Wilcoxon

Estadístico	48.0000
Aproximación normal Z	-3.3113
De un lado Pr < Z	0.0005
De dos lados Pr > Z	0.0009

Aproximación t	
De un lado Pr < Z	0.0021
De dos lados Pr > Z	0.0041

Test de Kruskal-Wallis

Chi-cuadrado	10.9649
DF	1
Pr > Chi-cuadrado	0.0009

Procedimiento NPAR1WAY

Puntuaciones de Wilcoxon (Sumas de rango) for Variable Ca_a2
Classified by Variable REC50100

REC50100	N	Sum of Scores	Expected Under H0	Std Dev Under H0	Mean Score
50	9	70.0	85.50	11.324752	7.777778

100	9	101.0	85.50	11.324752	11.222222
-----	---	-------	-------	-----------	-----------

Test de dos muestras de Wilcoxon

Estadístico	70.0000
Aproximación normal Z	-1.3687
De un lado Pr < Z	0.0855
De dos lados Pr > Z	0.1711

Aproximación t	
De un lado Pr < Z	0.0945
De dos lados Pr > Z	0.1889

Test de Kruskal-Wallis

Chi-cuadrado	1.8733
DF	1
Pr > Chi-cuadrado	0.1711

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.			
Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	42.135	9	100
A	33.760	9	50
B	25.855	9	0

----- EST=04_DESB -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	556.9467182	39.7819084	7.34	0.0007
Error	12	65.0288313	5.4190693		
Total	26	621.9755495			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	Ca_a Media
0.895448	4.338188	2.327889	53.66041

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.895$, es decir el modelo ajustado explica un 89.5% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	133.8962869	66.9481435	35.57	0.0028
SUS	2	271.6156271	135.8078135	25.06	<.0001
SUS*REC	4	65.4070452	16.3517613	3.02	0.0616

Los factores recirculación y sustrato tienen efecto significativo sobre la variable respuesta Ca_a en el estadígrafo, pero su interacción no lo tiene.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	56.6947	9	0
B	52.8738	9	50
B	51.4128	9	100

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	57.356	9	35CAQ
B	54.014	9	65CAQ
C	49.611	9	100CAQ

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test	--Estadístico--	----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.985522	Pr < W 0.9603
Kolmogorov-Smirnov	D 0.104409	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.044227	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.240626	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	127.8	15.9719	2.02	0.1024
Error	18	142.2	7.8999		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	6.8964	0.5479

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=05_2PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	48056.04764	3432.57483	2.28	0.0803
Error	12	18091.42499	1507.61875		
Total	26	66147.47263			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	Ca_a Media
0.726499	36.42856	38.82807	106.5869

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.791$, es decir el modelo ajustado explica un 79.1% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
--------	----	-------------	----------------------	---------	--------

REC	2	412.54060	206.27030	0.17	0.8518
SUS	2	8357.53440	4178.76720	2.77	0.1024
SUS*REC	4	12194.12900	3048.53225	2.02	0.1552

Ninguno de los factores recirculación y sustrato, ni su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta Ca_a en el estadio segundo pico.

Test	--Estadístico--	----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.956009	Pr < W 0.2987
Kolmogorov-Smirnov	D 0.127337	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.056637	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.368001	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	7082805	885351	1.66	0.1769
Error	18	9602507	533473		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	9.5177	0.3005

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

11. Variable Dependiente: Ca_t

----- EST=01_1PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	3.03740000	0.21695714	3.30	0.0225
Error	12	0.78906667	0.06575556		
Total	26	3.82646667			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	Ca_t Media
0.793787	20.06831	0.256428	1.277778

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.793$, es decir el modelo ajustado explica un 79.3% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.37980000	0.18990000	0.69	0.5518
SUS	2	0.20175556	0.10087778	1.53	0.2551
SUS*REC	4	0.64657778	0.16164444	2.46	0.1021

Ninguno de los factores recirculación y sustrato, ni su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta Ca_t en el estadioprimer pico.

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.960821	Pr < W 0.3858
Kolmogorov-Smirnov	D 0.093679	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.031179	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.276213	Pr > A-Sq >0.2500

En todos los test de normalidad hay un valor P mayor a 0.05, luego existe normalidad en los residuales. Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
--------	----	--------------	------------

Tratamientos	8	10.8712	0.2091
--------------	---	---------	--------

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo la prueba estadística de Bartlett presentada en la tabla.

----- EST=02_VAL -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.38051111	0.02717937	2.22	0.0872
Error	12	0.14715556	0.01226296		
Total	26	0.52766667			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	Ca_t Media
0.721120	12.36531	0.110738	0.895556

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.721$, es decir el modelo ajustado explica un 72.1% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.02815556	0.01407778	1.56	0.3156
SUS	2	0.18942222	0.09471111	7.72	0.0070
SUS*REC	4	0.04255556	0.01063889	0.87	0.5110

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta Ca_t en el estadio valle.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	1.00667	9	100CAQ
B A	0.87556	9	65CAQ
B	0.80444	9	35CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.966721	Pr < W 0.5179
Kolmogorov-Smirnov	D 0.102238	Pr > D >0.1500

Cramer-von Mises	W-Sq 0.042793	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.339348	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

➤ FACTOR DE AGRUPACION SUSTRATO

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
SUS	2	0.000091	0.000046	0.57	0.5743
Error	24	0.00193	0.000080		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
SUS	2	1.6671	0.4345

----- EST=03_T_VEG_REP -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.29792575	0.02128041	0.83	0.6308
Error	12	0.30603679	0.02550307		
Total	26	0.60396254			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	Ca_t Media
0.493285	10.72796	0.159697	1.488604

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.493$, es decir el modelo ajustado explica un 49.3% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.00349190	0.00174595	0.18	0.8419
SUS	2	0.07955560	0.03977780	1.56	0.2500
SUS*REC	4	0.09953186	0.02488296	0.98	0.4564

Ninguno de los factores recirculación y sustrato, ni su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta Ca_t en el estadio transición.

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.98357	Pr < W 0.9325
Kolmogorov-Smirnov	D 0.08505	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.025948	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.178059	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.00295	0.000369	2.07	0.0954
Error	18	0.00321	0.000178		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	11.8232	0.1593

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=04_DESB -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.26965076	0.01926077	1.15	0.4090
Error	12	0.20113420	0.01676118		
Total	26	0.47078496			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	Ca_t Media
0.572768	9.516540	0.129465	1.360421

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.791$, es decir el modelo ajustado explica un 79.1% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.06541324	0.03270662	1.05	0.4306
SUS	2	0.00641221	0.00320611	0.19	0.8284
SUS*REC	4	0.04473488	0.01118372	0.67	0.6269

Ninguno de los factores recirculación y sustrato, ni su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta Ca_t en el estadiodesbotone.

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.969667	Pr < W 0.5930
Kolmogorov-Smirnov	D 0.081567	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.0319	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.235942	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.000629	0.000079	1.33	0.2905
Error	18	0.00106	0.000059		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	4.9344	0.7646

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=05_2PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.24325428	0.01737531	0.83	0.6304
Error	12	0.24972909	0.02081076		
Total	26	0.49298337			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	Ca_t Media
0.493433	10.55293	0.144259	1.367008

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.493$, es decir el modelo ajustado explica un 49.3% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.09209192	0.04604596	5.36	0.0738
SUS	2	0.03292407	0.01646203	0.79	0.4757
SUS*REC	4	0.08052981	0.02013245	0.97	0.4604

Ninguno de los factores recirculación y sustrato, ni su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta Ca_t en el estadio segundo pico.

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.986129	Pr < W 0.9673
Kolmogorov-Smirnov	D 0.090839	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.033435	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.209935	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.00241	0.000301	2.30	0.0680
Error	18	0.00236	0.000131		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	9.7667	0.2818

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

12. Variable dependiente: Ca_s

----- EST=01_1PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	1.29647886	0.09260563	3.85	0.0122

Error	12	0.28830365	0.02402530		
Total	26	1.58478251			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	Ca_s Media
0.818080	21.00484	0.155001	0.737930

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.818$, es decir el modelo ajustado explica un 81.8% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.08357268	0.04178634	1.73	0.2873
SUS	2	0.36013021	0.18006510	7.49	0.0077
SUS*REC	4	0.13675797	0.03418949	1.42	0.2853

El factor recirculación y la interacción de los dos factores no tienen efecto significativo sobre la variable respuesta Ca_s en el estadio primer pico, mientras que el factor sustrato visto de forma independiente si lo tiene.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	0.86240	9	35CAQ
B A	0.76728	9	65CAQ
B	0.58411	9	100CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.979585	Pr < W 0.8529
Kolmogorov-Smirnov	D 0.083013	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.026655	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.197798	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.00260	0.000325	2.06	0.0966
Error	18	0.00284	0.000158		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	11.2417	0.1884

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=02_VAL -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	1.19237388	0.08516956	3.34	0.0216
Error	12	0.30641267	0.02553439		
Total	26	1.49878655			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	Ca_s Media
0.795560	25.81051	0.159795	0.619108

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.795$, es decir el modelo ajustado explica un 79.5% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.05686919	0.02843460	1.63	0.3041
SUS	2	0.44320375	0.22160188	8.68	0.0047
SUS*REC	4	0.40806572	0.10201643	4.00	0.0275

El factor recirculación no tiene efecto significativo sobre la variable respuesta Ca_s en el estadio valle, mientras que si lo tiene el factor sustrato y la interacción de los factores con un nivel de confianza del 95%.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	0.71927	9	35CAQ
A	0.69979	9	65CAQ
B	0.43827	9	100CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.973759	Pr < W 0.7030
Kolmogorov-Smirnov	D 0.114219	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.059089	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.318759	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.00266	0.000333	1.95	0.1138
Error	18	0.00307	0.000171		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	5.4372	0.7100

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.63470541	0.04533610	1.97	0.1224
Error	12	0.27568430	0.02297369		
Total	26	0.91038971			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	Ca_s Media
0.697180	22.82071	0.151571	0.664181

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.697$, es decir el modelo ajustado explica un 69,7% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.01788201	0.00894100	0.28	0.7675
SUS	2	0.42459838	0.21229919	9.24	0.0037
SUS*REC	4	0.02884012	0.00721003	0.31	0.8633

El factor recirculación y la interacción de los dos factores no tienen efecto significativo sobre la variable respuesta Ca_s en el estadio transición, mientras que el factor sustrato visto de forma independiente sí lo tiene.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	0.77282	9	35CAQ
A	0.73125	9	65CAQ
B	0.48847	9	100CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.925621	Pr < W 0.0540
Kolmogorov-Smirnov	D 0.163369	Pr > D 0.0638
Cramer-von Mises	W-Sq 0.139657	Pr > W-Sq 0.0315
Anderson-Darling	A-Sq 0.793393	Pr > A-Sq 0.0364

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.00116	0.000144	1.31	0.3000
Error	18	0.00199	0.000110		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	5.5567	0.6968

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=04_DESB -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.79869544	0.05704967	1.80	0.1577
Error	12	0.38111831	0.03175986		
Total	26	1.17981375			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	Ca_s Media
0.676967	34.26074	0.178213	0.520167

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.676$, es decir el modelo ajustado explica un 67% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.04959649	0.02479825	3.65	0.1253
SUS	2	0.55421620	0.27710810	8.73	0.0046
SUS*REC	4	0.04380661	0.01095165	0.34	0.8426

El factor recirculación y la interacción de los dos factores no tienen efecto significativo sobre la variable respuesta Ca_s en el estadio desbotone, mientras que el factor sustrato visto de forma independiente sí lo tiene.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	0.69177	9	35CAQ
B A	0.52767	9	65CAQ
B	0.34107	9	100CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.957705	Pr < W 0.3273
Kolmogorov-Smirnov	D 0.094585	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.050093	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.359906	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.00339	0.000424	1.74	0.1564
Error	18	0.00439	0.000244		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	9.1075	0.3333

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=05_2PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	1.32962525	0.09497323	4.44	0.0069
Error	12	0.25697261	0.02141438		
Total	26	1.58659786			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	Ca_s Media
0.838035	21.07582	0.146337	0.694334

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.838$, es decir el modelo ajustado explica un 83.8% de la variabilidad total del experimento

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.02986292	0.01493146	1.32	0.3628
SUS	2	0.85183125	0.42591562	19.89	0.0002
SUS*REC	4	0.22612711	0.05653178	2.64	0.0863

El factor recirculación y la interacción de los dos factores no tienen efecto significativo sobre la variable respuesta Ca_s en el estadio segundo pico, mientras que el factor sustrato visto de forma independiente si lo tiene.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	0.89832	9	35CAQ
A	0.71930	9	65CAQ
B	0.46539	9	100CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.954288	Pr < W 0.2719
Kolmogorov-Smirnov	D 0.153444	Pr > D 0.0988
Cramer-von Mises	W-Sq 0.082271	Pr > W-Sq 0.1924
Anderson-Darling	A-Sq 0.505688	Pr > A-Sq 0.1936

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas

estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.000966	0.000121	1.27	0.3163
Error	18	0.00171	0.000095		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	5.7822	0.6716

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

13. Variable Dependiente: Mg_a

----- EST=01_IPICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	4153.889630	296.706402	18.63	<.0001
Error	12	191.135556	15.927963		
Total	26	4345.025185			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	Mg_a Media
0.956010	7.991442	3.990985	49.94074

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.956$, es decir el modelo ajustado explica un 95.6% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
--------	----	-------------	----------------------	---------	--------

REC	2	1354.787407	677.393704	64.51	0.0009
SUS	2	2191.434074	1095.717037	68.79	<.0001
SUS*REC	4	525.223704	131.305926	8.24	0.0019

El factor recirculación y sustrato, y su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta Mg_a en el estadio primer pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	57.911	9	0
B	51.211	9	100
C	40.700	9	50

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	62.667	9	35CAQ
B	44.111	9	100CAQ
B	43.044	9	65CAQ

Test	--Estadístico--	----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.975267	Pr < W 0.7436
Kolmogorov-Smirnov	D 0.127102	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.049295	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.291596	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	1361.6	170.2	2.26	0.0722
Error	18	1357.3	75.4071		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	8.5621	0.3806

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

-----EST=02_VAL-----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	7903.054797	564.503914	4.10	0.0096
Error	12	1653.362473	137.780206		
Total	26	9556.417270			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	Mg_a Media
0.826989	14.27261	11.73798	82.24133

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.826$, es decir el modelo ajustado explica un 82.6% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	2559.353542	1279.676771	3.68	0.1242
SUS	2	1983.471200	991.735600	7.20	0.0088
SUS*REC	4	1159.219184	289.804796	2.10	0.1433

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta Mg_a en el estadio valle.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	93.956	9	100CAQ
B	79.078	9	65CAQ
B	73.689	9	35CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.978851	Pr < W 0.8355
Kolmogorov-Smirnov	D 0.099947	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.028205	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.191054	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	52520.1	6565.0	1.54	0.2131
Error	18	76882.4	4271.2		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	4.6627	0.7929

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=03_T_VEG_REP -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	17585.43495	1256.10250	12.75	<.0001
Error	12	1181.78285	98.48190		
Total	26	18767.21780			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	Mg_a Media
0.937029	11.28757	9.923805	87.91801

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.937$, es decir el modelo ajustado explica un 93.7% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	14033.80952	7016.90476	20.03	0.0082
SUS	2	508.34821	254.17410	2.58	0.1169
SUS*REC	4	576.68262	144.17065	1.46	0.2734

Solo el factor recirculación tiene efecto significativo sobre la variable respuesta Mg_a en el estadio transición.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	115.420	9	100
B A	88.740	9	50
B	59.594	9	0

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.959561	Pr < W 0.3612
Kolmogorov-Smirnov	D 0.138784	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.056221	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.362513	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	13.5675	0.0938

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo la prueba estadística de Bartlett presentada en las tabla.

----- EST=04_DESB -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	21301.88537	1521.56324	7.08	0.0008
Error	12	2577.47635	214.78970		
Total	26	23879.36173			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	Mg_a Media
0.892063	13.74281	14.65571	106.6427

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.892$, es decir el modelo ajustado explica un 89.2% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	12046.93528	6023.46764	16.67	0.0115
SUS	2	1321.13676	660.56838	3.08	0.0835
SUS*REC	4	4059.99779	1014.99945	4.73	0.0160

El factor recirculación y la interacción de los dos factores tienen efecto significativo sobre la variable respuesta Mg_a en el estadio desbotone.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	123.064	9	100
A	120.043	9	50
B	76.821	9	0

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.942174	Pr < W 0.1379
Kolmogorov-Smirnov	D 0.145594	Pr > D 0.1456
Cramer-von Mises	W-Sq 0.09213	Pr > W-Sq 0.1391
Anderson-Darling	A-Sq 0.566481	Pr > A-Sq 0.1336

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas

estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	137283	17160.4	1.61	0.1903
Error	18	191667	10648.2		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	6.6159	0.5786

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=05_2PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	57879.82955	4134.27354	4.23	0.0084
Error	12	11739.51267	978.29272		
Total	26	69619.34222			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	Mg_a Media
0.831376	23.75730	31.27767	131.6550

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.831$, es decir el modelo ajustado explica un 83.1% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	36149.51876	18074.75938	56.22	0.0012

SUS	2	2613.10963	1306.55481	1.34	0.2994
SUS*REC	4	16916.87168	4229.21792	4.32	0.0215

El factor recirculación y la interacción de los dos factores no tienen efecto significativo sobre la variable respuesta Mg_a en el estadio segundo pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	175.151	9	100
B	134.184	9	50
C	85.630	9	0

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.967031	Pr < W 0.5256
Kolmogorov-Smirnov	D 0.109038	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.039887	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.283481	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	3909416	488677	1.95	0.1138
Error	18	4506859	250381		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	12.7267	0.1216

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas

estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

14. Variable Dependiente: Mg_t

----- EST=01_1PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.27756296	0.01982593	1.42	0.2735
Error	12	0.16728889	0.01394074		
Total	26	0.44485185			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	Mg_t Media
0.623945	19.81302	0.118071	0.595926

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.623$, es decir el modelo ajustado explica un 62.3% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.04447407	0.02223704	0.55	0.6161
SUS	2	0.03134074	0.01567037	1.12	0.3569
SUS*REC	4	0.01603704	0.00400926	0.29	0.8804

Ninguno de los factores, ni su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta Mg_t en el estadio primer pico.

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.98083	Pr < W 0.8806
Kolmogorov-Smirnov	D 0.078619	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.024145	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.183436	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.00106	0.000132	2.27	0.0708
Error	18	0.00105	0.000058		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	7.8274	0.4505

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=02_VAL -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.05820741	0.00415767	1.23	0.3658
Error	12	0.04071111	0.00339259		
Total	26	0.09891852			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	Mg_t Media
0.588438	10.93631	0.058246	0.532593

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.588$, es decir el modelo ajustado explica un 58.8% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.00956296	0.00478148	4.33	0.0998
SUS	2	0.02880741	0.01440370	4.25	0.0403
SUS*REC	4	0.01008148	0.00252037	0.74	0.5809

Solo el factor sustratotiene efecto significativo sobre la variable respuesta Mg_t en el estadio valle.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	0.57222	9	100CAQ
B A	0.53333	9	65CAQ
B	0.49222	9	35CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.953605	Pr < W 0.2619
Kolmogorov-Smirnov	D 0.096509	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.046829	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.35802	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.000045	5.687E-6	1.92	0.1202
Error	18	0.000053	2.969E-6		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	5.8775	0.6610

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.02952215	0.00210872	0.78	0.6720
Error	12	0.03229783	0.00269149		
Total	26	0.06181998			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	Mg_t Media
0.477550	8.006668	0.051880	0.647954

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.477$, es decir el modelo ajustado explica un 47.7% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.00942408	0.00471204	3.76	0.1206
SUS	2	0.00760930	0.00380465	1.41	0.2810
SUS*REC	4	0.00510545	0.00127636	0.47	0.7541

Ningún factor ni su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta Mg_t en el estadio transición.

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.974119	Pr < W 0.7128
Kolmogorov-Smirnov	D 0.098998	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.030324	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.225366	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.000022	2.741E-6	1.63	0.1853

Error	18	0.000030	1.682E-6		
-------	----	----------	----------	--	--

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	4.5987	0.7995

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=04_DESB -----
-

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.08599045	0.00614217	1.43	0.2693
Error	12	0.05144977	0.00428748		
Total	26	0.13744022			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	Mg_t Media
0.625657	10.71663	0.065479	0.611002

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.625$, es decir el modelo ajustado explica un 62.5% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.01576878	0.00788439	0.58	0.6020
SUS	2	0.00274456	0.00137228	0.32	0.7321
SUS*REC	4	0.01276652	0.00319163	0.74	0.5800

Ningún factor ni su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta Mg_t en el estadio desbotone.

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.962472	Pr < W 0.4200
Kolmogorov-Smirnov	D 0.119824	Pr > D >0.1500

Cramer-von Mises	W-Sq 0.055409	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.369056	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.000054	6.753E-6	1.60	0.1940
Error	18	0.000076	4.224E-6		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	6.0060	0.6466

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=05_2PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.05024434	0.00358888	0.54	0.8670
Error	12	0.08028091	0.00669008		
Total	26	0.13052525			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	Mg_t Media
0.384940	13.32364	0.081793	0.613893

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.384$, es decir el modelo ajustado explica un 38.4% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.00961150	0.00480575	2.72	0.1799
SUS	2	0.02001675	0.01000837	1.50	0.2630
SUS*REC	4	0.01281331	0.00320333	0.48	0.7509

Ningún factor ni su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta Mg_t en el estadio segundo pico.

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.976316	Pr < W 0.7715
Kolmogorov-Smirnov	D 0.083903	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.022258	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.182321	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.000144	0.000018	1.69	0.1690
Error	18	0.000191	0.000011		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	6.8815	0.5495

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

15. Variable Dependiente: Mg_s

----- EST=01_1PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.31266351	0.02233311	8.12	0.0004
Error	12	0.03299999	0.00275000		
Total	26	0.34566350			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	Mg _s Media
0.904531	21.77031	0.052440	0.240881

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.904$, es decir el modelo ajustado explica un 90.4% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.01766278	0.00883139	1.47	0.3327
SUS	2	0.10570008	0.05285004	19.22	0.0002
SUS*REC	4	0.00430486	0.00107622	0.39	0.8109

Solo el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta Mg_s en el estadio primer pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	0.30885	9	35CAQ
A	0.25596	9	65CAQ
B	0.15783	9	100CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.973028	Pr < W 0.6832
Kolmogorov-Smirnov	D 0.120643	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.046758	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.288055	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas

estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.000048	5.961E-6	2.44	0.0555
Error	18	0.000044	2.445E-6		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	9.1294	0.3315

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=02_VAL -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.22579649	0.01612832	6.73	0.0010
Error	12	0.02877296	0.00239775		
Total	26	0.25456945			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	Mg_a Media
0.886974	25.08196	0.048967	0.195227

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ nohay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.886$, es decir el modelo ajustado explica un 88.6% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.03773663	0.01886832	2.97	0.1620
SUS	2	0.09731302	0.04865651	20.29	0.0001

SUS*REC	4	0.03866271	0.00966568	4.03	0.0268
---------	---	------------	------------	------	--------

El factor sustrato y la interacción de los factores tienen efecto significativo sobre la variable respuesta Mg_s en el estadio valle.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	0.24350	9	35CAQ
A	0.23158	9	65CAQ
B	0.11060	9	100CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.979209	Pr < W 0.8441
Kolmogorov-Smirnov	D 0.094278	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.029185	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.200438	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.000030	3.73E-6	2.22	0.0764
Error	18	0.000030	1.681E-6		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	7.0976	0.5261

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=03_T_VEG_REP -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.20598014	0.01471287	2.29	0.0793
Error	12	0.07721642	0.00643470		
Total	26	0.28319656			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	Mg_s Media
0.727340	36.31959	0.080217	0.220863

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.727$, es decir el modelo ajustado explica un 72.7% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.03381730	0.01690865	2.60	0.1889
SUS	2	0.11620442	0.05810221	9.03	0.0040
SUS*REC	4	0.01478350	0.00369588	0.57	0.6866

Solo el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta Mg_s en el estadio transición.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	0.31276	9	35CAQ
B	0.18598	9	65CAQ
B	0.16385	9	100CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.978175	Pr < W 0.8190
Kolmogorov-Smirnov	D 0.101278	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.03505	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.258742	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas

estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.000226	0.000028	2.28	0.0700
Error	18	0.000224	0.000012		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	9.1595	0.3290

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=04_DESB -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.08267791	0.00590556	1.83	0.1498
Error	12	0.03868203	0.00322350		
Total	26	0.12135994			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	Mg_s Media
0.681262	32.50355	0.056776	0.174676

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.681$, es decir el modelo ajustado explica un 68.1% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
--------	----	-------------	----------------------	---------	--------

REC	2	0.00969135	0.00484567	12.90	0.0180
SUS	2	0.05571113	0.02785557	8.64	0.0047
SUS*REC	4	0.00396034	0.00099008	0.31	0.8677

Los factores recirculación y sustrato tienen efecto significativo sobre la variable respuesta Mg_t en el estado desbotone.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	0.189073	9	100
A	0.187046	9	50
B	0.147908	9	0

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	0.22559	9	35CAQ
B A	0.18315	9	65CAQ
B	0.11529	9	100CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.968703	Pr < W 0.5679
Kolmogorov-Smirnov	D 0.080633	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.034137	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.243113	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.000036	4.447E-6	1.76	0.1521
Error	18	0.000045	2.528E-6		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	5.1170	0.7450

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=05_2PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	0.49895432	0.03563959	9.68	0.0002
Error	12	0.04417866	0.00368155		
Total	26	0.54313298			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	Mg_s Media
0.918660	19.26622	0.060676	0.314934

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.918$, es decir el modelo ajustado explica un 91.8% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.04930946	0.02465473	2.51	0.1970
SUS	2	0.15017497	0.07508749	20.40	0.0001
SUS*REC	4	0.07267694	0.01816923	4.94	0.0138

El factor sustrato y la interacción de los factores tienen efecto significativo sobre la variable respuesta Mg_t en el estadio segundo pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	0.38378	9	35CAQ
A	0.34970	9	65CAQ
B	0.21131	9	100CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.962333	Pr < W 0.4171
Kolmogorov-Smirnov	D 0.106572	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.066148	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.392054	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.000056	7.034E-6	1.97	0.1108
Error	18	0.000064	3.571E-6		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	10.3242	0.2430

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

16. Variable dependiente: SO4_a

----- EST=01_1PICO -----
-

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	2015089.630	143934.974	11.55	<.0001
Error	12	149522.222	124601.85		
Total	26	2164611.852			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	SO4_a Media
0.9309	11.144	35.2989	316.7407

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.930$, es decir el modelo ajustado explica un 93% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	72732.074	36366.037	59.76	0.0010
SUS	2	92848.074	46424.037	37.26	<.0001
SUS*REC	4	29817.703	7454.425	5.98	0.0069

Los factores sustrato, recirculación y su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta SO4_a en el estadio primer pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	372.78	9	0
B	329.78	9	100
C	247.67	9	50

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	399.67	9	35CAQ
B	276.11	9	100CAQ
B	274.44	9	65CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
------	-----------------	----------------

Shapiro-Wilk	W 0.967531	Pr < W 0.9267
Kolmogorov-Smirnov	D 0.108707	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.037571	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.26357	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	8464104	1058013	2.27	0.0704
Error	18	8372218	465123		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	9.4708	0.3041

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=02_VAL -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	578423.57	41315.9698	4.50	0.0065
Error	12	110241.09	9186.7581		
Total	26	688664.67			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	SO4_a Media
------------	------------	----------	-------------

0.839	17294	95.84	554.221
-------	-------	-------	---------

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.839$, es decir el modelo ajustado explica un 83.9% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	290967.215	145483.607	5.40	0.0731
SUS	2	45286.721	22643.360	2.46	0.1268
SUS*REC	4	88247.453	22061.863	2.40	0.1077

Ningun factor, ni la interacción de los factores tienen efecto significativo sobre la variable respuesta SO4_a en el estadio valle.

Test	--Estadístico--	----p Value-----
Shapiro-Wilk	W 0.97286	Pr < W 0.5546
Kolmogorov-Smirnov	D 0.077505	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.023155	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.197573	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	2.0112E8	25139456	1.39	0.2661
Error	18	3.2562E8	18089735		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	5.0095	0.7566

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=03_T_VEG_REP -----
 -

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	1862604.297	133043.164	37.45	<.0001
Error	12	42632.803	3552.734		
Total	26	1905237.099			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	SO4_a Media
0.9700	8.752203	59.60481	681.0264

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.970$, es decir el modelo ajustado explica un 97% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	1368258.142	684129.071	37.06	0.0026
SUS	2	71435.926	35717.963	10.05	0.0027
SUS*REC	4	120983.197	30245.799	8.51	0.0017

Los factores recirculación, sustrato y su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta SO4_a en el estadiotransición.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	944.34	9	100
B	704.33	9	50
C	394.41	9	0

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	753.77	9	35CAQ
B	645.34	9	100CAQ
B	643.97	9	65CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value-----
Shapiro-Wilk	W 0.975289	Pr < W 0.8295
Kolmogorov-Smirnov	D 0.095708	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.025068	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.199843	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

➤ FACTOR DE AGRUPACION SUSTRATO

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
SUS	2	13155787	6577894	0.85	0.4413
Error	24	1.865E8	7770679		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
SUS	2	3.3086	0.1912

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=04_DESB -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	1678835.60	119916.829	2.86	0.0379
Error	12	503572.23	41964.353		
Total	26	2182407.83			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	SO4_a Media
0.769	43.29	204.85	473.11

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.769$, es decir el modelo ajustado explica un 76.9% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	486137.252	243068.626	6.79	0.0518
SUS	2	260140.079	130070.039	3.10	0.0822
SUS*REC	4	184263.488	46065.872	1.10	0.4015

Los factores recirculación y sustrato y su interacción no tienen efecto significativo sobre la variable respuesta SO4_a en el estado desbotone.

Test	--Estadístico--	-----p Value-----
Shapiro-Wilk	W 0.975289	Pr < W 0.829
Kolmogorov-Smirnov	D 0.095708	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.025068	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.199843	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	6.6524E9	8.3155E8	1.87	0.1295
Error	18	8.0222E9	4.4568E8		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
--------	----	--------------	------------

Tratamientos	8	13.5989	0.0928
--------------	---	---------	--------

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=05_2PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	2908365.226	207740.373	8.25	0.0004
Error	12	302178.725	25181.560		
Total	26	3210543.951			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	SO4_a Media
0.9058	21.01	158.68	754.98

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.905$, es decir el modelo ajustado explica un 90.5% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	2059433.321	1029716.660	113.89	0.0003
SUS	2	91391.526	45695.763	1.81	0.2049
SUS*REC	4	589169.191	147292.298	5.85	0.0075

El factor recirculación y la interacción de los factores tienen efecto significativo sobre la variable respuesta SO4_a en el estadio segundo pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	1106.04	9	100
B	727.73	9	50
C	431.20	9	0

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.966127	Pr < W 0.3052
Kolmogorov-Smirnov	D 0.12	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.060	Pr > W-Sq >0.250

Anderson-Darling	A-Sq 0.348	Pr > A-Sq >0.250
------------------	------------	------------------

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	14.9826	0.0595

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo la prueba estadística de Bartlett presentada en la tabla.

17. Variable Dependiente: S_t

----- EST=01_IPICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	3576659.78	255475.70	0.47	0.9099
Error	12	6510986.89	542582.24		
Total	26	10087646.67			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	S_t Media
0.354558	24.47272	736.6018	3009.889

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.354$, es decir el modelo ajustado explica un 35.4% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	166531.556	83265.778	0.25	0.7923
SUS	2	990094.222	495047.111	0.91	0.4277
SUS*REC	4	921345.556	230336.389	0.42	0.7882

Ninguno de los factores, ni su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta S_t en el estadio primer pico.

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.976359	Pr < W 0.7726
Kolmogorov-Smirnov	D 0.107449	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.050415	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.3189	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	1.234E12	1.543E11	1.98	0.1090
Error	18	1.402E12	7.789E10		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	10.0752	0.2598

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=02_VAL -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	914658.741	65332.767	1.84	0.1475
Error	12	425486.444	35457.204		
Total	26	1340145.185			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	S_t Media
0.682507	9.537797	188.3008	1974.259

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.682$, es decir el modelo ajustado explica un 68.2% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	79530.2963	39765.1481	1.48	0.3294
SUS	2	261025.4074	130512.7037	3.68	0.0567
SUS*REC	4	440394.8148	110098.7037	3.11	0.0570

Ningun factor, ni la interacción de los factores tienen efecto significativo sobre la variable respuesta SO₄_t en el estadiovalle.

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.974074	Pr < W 0.7115
Kolmogorov-Smirnov	D 0.106043	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.050174	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.323806	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	8.1755E9	1.0219E9	2.47	0.0528
Error	18	7.4403E9	4.1335E8		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	14.2808	0.0747

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=03_T_VEG_REP -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	4371493.170	312249.512	4.24	0.0083
Error	12	884463.299	73705.275		
Total	26	5255956.469			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	S_t Media
0.831722	8.569614	271.4872	3168.021

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.831$, es decir el modelo ajustado explica un 83.1% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	350657.248	175328.624	2.83	0.1714
SUS	2	154721.111	77360.556	1.05	0.3801
SUS*REC	4	897602.025	224400.506	3.04	0.0601

Ninguno de los factores, ni su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta SO4_t en el estadiotransición.

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.97296	Pr < W 0.6813
Kolmogorov-Smirnov	D 0.099609	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.03162	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.243878	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	1.391E10	1.7393E9	1.46	0.2394
Error	18	2.144E10	1.1913E9		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	6.0807	0.6382

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=04_DESB -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	5092792.575	363770.898	3.14	0.0271
Error	12	1390985.840	115915.487		
Total	26	6483778.415			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	S_t Media
0.785467	10.01779	340.4636	3398.590

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.769$, es decir el modelo ajustado explica un 76.9% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	50419.123	25209.561	0.12	0.8867
SUS	2	970711.766	485355.883	4.19	0.0417
SUS*REC	4	800635.550	200158.887	1.73	0.2086

Solamente la interacción de los factores sustrato y recirculación tiene efecto significativo sobre la variable respuesta $SO_4\text{-t}$ en el estadio desbotone.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	3650.0	9	100CAQ
B A	3353.6	9	65CAQ
B	3192.2	9	35CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.951616	Pr < W 0.2346
Kolmogorov-Smirnov	D 0.12011	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.071435	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.463128	Pr > A-Sq 0.2418

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	2.259E10	2.8239E9	1.08	0.4200
Error	18	4.713E10	2.6181E9		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	3.9848	0.8585

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=05_2PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	2063863.042	147418.789	1.37	0.2951
Error	12	1290330.186	107527.516		
Total	26	3354193.229			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	S_t Media
0.615308	9.451827	327.9139	3469.317

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.615$, es decir el modelo ajustado explica un 61.5% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	562764.7787	281382.3893	4.52	0.0942
SUS	2	846141.0013	423070.5007	3.93	0.0485
SUS*REC	4	298307.3677	74576.8419	0.69	0.6106

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta SO4_a en el estadio segundo pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	3626.1	9	65CAQ
A	3559.9	9	100CAQ
A	3221.9	9	35CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.974235	Pr < W 0.7159
Kolmogorov-Smirnov	D 0.08171	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.030021	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.229201	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	7.273E10	9.0917E9	2.44	0.0557
Error	18	6.72E10	3.7333E9		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	8.8537	0.3548

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

18. Variable Dependiente: S_s

----- EST=01_1PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	151807437.8	10843388.4	1.53	0.2347
Error	12	85300000.1	7108333.3		
Total	26	237107437.9			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	S _s Media
0.640247	47.48523	2666.146	5614.684

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.640$, es decir el modelo ajustado explica un 64% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	17584338.7	8792169.3	1.93	0.2590

SUS	2	6101283.8	3050641.9	0.43	0.6607
SUS*REC	4	8383823.6	2095955.9	0.29	0.8757

Ninguno de los factores, ni su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta S_s en el estadio primer pico.

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.962878	Pr < W 0.4288
Kolmogorov-Smirnov	D 0.095941	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.029836	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.257728	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	1.066E14	1.333E13	1.28	0.3154
Error	18	1.88E14	1.045E13		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	5.1313	0.7435

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=02_VAL -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	232933483.0	16638105.9	2.06	0.1084
Error	12	96956445.2	8079703.8		

Total	26	329889928.2			
-------	----	-------------	--	--	--

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	S _s Media
0.706095	44.91921	2842.482	6327.988

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.706$, es decir el modelo ajustado explica un 70.6% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	17978606.2	8989303.1	1.19	0.3919
SUS	2	55854370.1	27927185.0	3.46	0.0652
SUS*REC	4	12740506.0	3185126.5	0.39	0.8090

Ningun factor, ni la interacción de los factores tienen efecto significativo sobre la variable respuesta S_s en el estadio valle.

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.950708	Pr < W 0.2230
Kolmogorov-Smirnov	D 0.116588	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.08684	Pr > W-Sq 0.1650
Anderson-Darling	A-Sq 0.543951	Pr > A-Sq 0.1503

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	13.0103	0.1115

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo la prueba estadística de Bartlett presentadas en la tabla.

----- EST=03_T_VEG_REP -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	114703894.1	8193135.3	0.87	0.6034
Error	12	113124048.8	9427004.1		
Total	26	227827942.9			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	S_s Media
0.503467	48.96172	3070.343	6270.904

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.503$, es decir el modelo ajustado explica un 50.3% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	33458336.86	16729168.43	2.16	0.2307
SUS	2	31181148.23	15590574.11	1.65	0.2321
SUS*REC	4	5682576.20	1420644.05	0.15	0.9591

Ninguno de los factores, ni su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta S_s en el estadio transición.

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.972048	Pr < W 0.6566
Kolmogorov-Smirnov	D 0.133236	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.065751	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.362414	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de	Cuadrado de	F-Valor	Pr > F
--------	----	---------	-------------	---------	--------

		cuadrados	la media		
Tratamientos	8	2.976E14	3.72E13	1.74	0.1577
Error	18	3.858E14	2.143E13		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	4.5061	0.8088

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=04_DESB -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	51644448.52	3688889.18	1.40	0.2835
Error	12	31665427.12	2638785.59		
Total	26	83309875.64			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	S_s Media
0.619908	35.78886	1624.434	4538.937

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.619$, es decir el modelo ajustado explica un 61.9% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	9454581.66	4727290.83	1.94	0.2573
SUS	2	12699047.88	6349523.94	2.41	0.1322
SUS*REC	4	5587091.05	1396772.76	0.53	0.7166

Ninguno de los factores, ni su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta S_s en el estadiodesbotone.

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.94865	Pr < W 0.1988
Kolmogorov-Smirnov	D 0.120924	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.081729	Pr > W-Sq 0.1956
Anderson-Darling	A-Sq 0.486165	Pr > A-Sq 0.2157

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	1.395E13	1.744E12	1.23	0.3380
Error	18	2.554E13	1.419E12		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	3.2067	0.9207

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=05_2PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	310529370.8	22180669.3	5.82	0.0021
Error	12	45743366.1	3811947.2		
Total	26	356272736.9			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	S_s Media
0.871606	25.25723	1952.421	7730.145

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo.

El $R^2 = 0.871$, es decir el modelo ajustado explica un 87.1% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	23024073.5	11512036.8	0.83	0.4985
SUS	2	27228539.1	13614269.5	3.57	0.0607
SUS*REC	4	23393884.7	5848471.2	1.53	0.2542

Ninguno de los factores, ni su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta S_s en el estadio segundo pico.

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.94556	Pr < W 0.1670
Kolmogorov-Smirnov	D 0.114779	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.07982	Pr > W-Sq 0.2071
Anderson-Darling	A-Sq 0.514178	Pr > A-Sq 0.1840

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	4.031E13	5.039E12	1.54	0.2122
Error	18	5.89E13	3.272E12		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	13.0757	0.1093

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas

estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

19. Variable dependiente: pH_a

----- EST=01_1PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	1.9612	0.14008	11.13	<.0001
Error	12	0.1510	0.01258		
Total	26	2.1122			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	pH_a Media
0.928	1.717	0.112	6.530

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.928$, es decir el modelo ajustado explica un 92.8% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	1.242	0.621	9.50	0.0302
SUS	2	0.211	0.105	8.39	0.0052
SUS*REC	4	0.113	0.028	2.25	0.1238

Los factores recirculación y sustrato tienen efecto significativo sobre la variable respuesta pH_a en el estadio primer pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	6.77	9	100
B A	6.55	9	50
B	6.25	9	0

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	6.63	9	100CAQ
B A	6.53	9	35CAQ
B	6.42	9	65CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.967531	Pr < W 0.5381
Kolmogorov-Smirnov	D 0.108707	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.037571	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.26357	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.000347	0.000043	1.31	0.2999
Error	18	0.000596	0.000033		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	7.4978	0.4840

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

-----EST=02_VAL-----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	1.27464	0.09104	9.67	0.0002
Error	12	0.11302	0.00941		
Total	26	1.38766			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	pH_a Media
0.918	1.415	0.097	6.857

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.918$, es decir el modelo ajustado explica un 91.8% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.27148	0.13574	10.94	0.0239
SUS	2	0.85148	0.42574	45.20	<.0001
SUS*REC	4	0.05955	0.01488	1.58	0.2423

Los factores recirculación y sustrato tienen efecto significativo sobre la variable respuesta pH_a en el estadio valle.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	6.97	9	100
B A	6.86	9	50
B	6.73	9	0

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	7.09	9	100CAQ
B	6.81	9	65CAQ
C	6.67	9	35CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value-----
Shapiro-Wilk	W 0.97286	Pr < W 0.6786
Kolmogorov-Smirnov	D 0.077505	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.023155	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.197573	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.000336	0.000042	1.87	0.1289
Error	18	0.000405	0.000022		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	8.1759	0.4165

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=03_T_VEG_REP -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	1.00	0.071	4.06	0.0099
Error	12	0.211	0.017		
Total	26	1.212			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	pH_a Media
0.825842	2.086787	0.132874	6.367407

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.825$, es decir el modelo ajustado explica un 82.5% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.24231852	0.12115926	3.00	0.1599
SUS	2	0.07978519	0.03989259	2.26	0.1470
SUS*REC	4	0.48941481	0.12235370	6.93	0.0039

Ninguno de los factores tiene efecto significativo sobre la variable respuesta pH_a en el estadiotransición., pero su interacción si tiene efecto.

Test	--Estadístico---	-----p Value-----
Shapiro-Wilk	W 0.975289	Pr < W 0.7442
Kolmogorov-Smirnov	D 0.095708	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.025068	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.199843	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.000472	0.000059	1.00	0.4721
Error	18	0.00107	0.000059		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	2.2571	0.9721

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la

hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=04_DESB -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	6.6965	0.478	7.29	0.0007
Error	12	0.7872	0.065		
Total	26	7.4837			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	pH_a Media
0.8948	4.7867	0.2561	5.3507

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.894$, es decir el modelo ajustado explica un 89.4% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.686	0.343	2.61	0.1880
SUS	2	4.581	2.290	34.92	<.0001
SUS*REC	4	0.470	0.117	1.79	0.1948

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta pH_a en el estadiodesbotone.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	5.84	9	35CAQ
B	5.38	9	65CAQ
C	4.83	9	100CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value-----
Shapiro-Wilk	W 0.975289	Pr < W 0.7442
Kolmogorov-Smirnov	D 0.095708	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.025068	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.199843	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.0103	0.00129	1.39	0.2649
Error	18	0.0166	0.000923		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	8.1871	0.4154

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=05_2PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	7.687	0.549	6.86	0.0010
Error	12	0.959	0.079		
Total	26	8.647			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	pH_a Media
0.8890	5.562	0.282	5.084

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.889$, es decir el modelo ajustado explica un 88.9% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
--------	----	-------------	----------------------	---------	--------

REC	2	0.407	0.203	1.31	0.3604
SUS	2	2.626	1.313	16.42	0.0004
SUS*REC	4	3.331	0.832	10.41	0.0007

El factor sustrato y la interacción de los factores tienen efecto significativo sobre la variable respuesta pH_a en el estadio segundo pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	5.522	9	35CAQ
B	4.912	9	65CAQ
B	4.818	9	100CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value-----
Shapiro-Wilk	W 0.966127	Pr < W 0.5034
Kolmogorov-Smirnov	D 0.12	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.060	Pr > W-Sq >0.250
Anderson-Darling	A-Sq 0.348	Pr > A-Sq >0.250

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.0138	0.00172	1.29	0.3065
Error	18	0.0240	0.00133		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	4.1590	0.8425

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la

hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

20. Variable Dependiente: pH_s

----- EST=01_1PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	1.11397778	0.07956984	6.06	0.0017
Error	12	0.15768889	0.01314074		
Total	26	1.27166667			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	pH_s Media
0.875998	2.244285	0.114633	5.107778

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.875$, es decir el modelo ajustado explica un 87.5% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.26062222	0.13031111	4.69	0.0893
SUS	2	0.58926667	0.29463333	22.42	<.0001
SUS*REC	4	0.03251111	0.00812778	0.62	0.6578

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta pH_s en el estadio primer pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	5.31667	9	100CAQ
B	5.00667	9	35CAQ
B	5.00000	9	65CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.963919	Pr < W 0.4518
Kolmogorov-Smirnov	D 0.132897	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.073288	Pr > W-Sq 0.2462

Anderson-Darling	A-Sq 0.413003	Pr > A-Sq >0.2500
------------------	---------------	-------------------

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.000266	0.000033	1.01	0.4641
Error	18	0.000593	0.000033		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	2.6855	0.9525

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=02_VAL -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	1.16211852	0.08300847	3.89	0.0118
Error	12	0.25622222	0.02135185		
Total	26	1.41834074			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	pH_s Media
0.819351	2.721845	0.146123	5.368519

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.819$, es decir el modelo ajustado explica un 81.9% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.10349630	0.05174815	1.42	0.3414
SUS	2	0.55469630	0.27734815	12.99	0.0010
SUS*REC	4	0.04288148	0.01072037	0.50	0.7351

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta pH_s en el estadio valle.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	5.56778	9	100CAQ
B	5.30111	9	35CAQ
B	5.23667	9	65CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.951896	Pr < W 0.2383
Kolmogorov-Smirnov	D 0.104408	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.073549	Pr > W-Sq 0.2446
Anderson-Darling	A-Sq 0.478868	Pr > A-Sq 0.2240

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.00262	0.000327	2.33	0.0647
Error	18	0.00252	0.000140		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
--------	----	--------------	------------

Tratamientos	8	12.7699	0.1200
--------------	---	---------	--------

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=03_T_VEG_REP -----

--

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	1.14105185	0.08150370	3.92	0.0114
Error	12	0.24946667	0.02078889		
Total	26	1.39051852			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	pH_s Media
0.820595	2.721775	0.144184	5.297407

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.820$, es decir el modelo ajustado explica un 82% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.17965185	0.08982593	20.22	0.0081
SUS	2	0.82574074	0.41287037	19.86	0.0002
SUS*REC	4	0.10605926	0.02651481	1.28	0.3330

Los factores recirculación y sustrato tienen efecto significativo sobre la variable respuesta pH_s en el estadio transición.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	5.37778	9	100
A	5.32889	9	50
B	5.18556	9	0

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato

A	5.54000	9	100CAQ
B	5.21778	9	35CAQ
B	5.13444	9	65CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.962168	Pr < W 0.4135
Kolmogorov-Smirnov	D 0.098766	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.068959	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.422285	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.00109	0.000136	1.44	0.2459
Error	18	0.00170	0.000094		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	4.2903	0.8300

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=04_DESB -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	1.20196296	0.08585450	1.91	0.1340
Error	12	0.53957778	0.04496481		

Total	26	1.74154074			
-------	----	------------	--	--	--

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	pH_s Media
0.690172	4.208560	0.212049	5.038519

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.894$, es decir el modelo ajustado explica un 89.4% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.07478519	0.03739259	0.48	0.6491
SUS	2	0.65605185	0.32802593	7.30	0.0084
SUS*REC	4	0.15370370	0.03842593	0.85	0.5179

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta pH_s en el estadiodesbotone.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	5.25889	9	100CAQ
B	4.93333	9	65CAQ
B	4.92333	9	35CAQ

Test	--Estadístico--	----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.935187	Pr < W 0.0927
Kolmogorov-Smirnov	D 0.15525	Pr > D 0.0924
Cramer-von Mises	W-Sq 0.12189	Pr > W-Sq 0.0542
Anderson-Darling	A-Sq 0.680322	Pr > A-Sq 0.0709

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

➤ FACTOR DE AGRUPACION SUSTRATO

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
SUS	2	0.00306	0.00153	1.01	0.3797
Error	24	0.0365	0.00152		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
SUS	2	3.6836	0.1585

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=05_2PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	1.86340000	0.13310000	2.35	0.0723
Error	12	0.67826667	0.05652222		
Total	26	2.54166667			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	pH_s Media
0.733141	4.576890	0.237744	5.194444

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.733$, es decir el modelo ajustado explica un 73.3% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.10166667	0.05083333	1.41	0.3447
SUS	2	0.85486667	0.42743333	7.56	0.0075
SUS*REC	4	0.14886667	0.03721667	0.66	0.6324

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta pH_s en el estadiosegundo pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes
--

Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	5.4300	9	100CAQ
B A	5.1533	9	65CAQ
B	5.0000	9	35CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.964383	Pr < W 0.4623
Kolmogorov-Smirnov	D 0.137245	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.065586	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.424178	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.0132	0.00165	1.96	0.1117
Error	18	0.0151	0.000840		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	14.3633	0.0728

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

21. Variable Dependiente: CE_a

----- EST=01_1PICO -----

Fuente	DF	Suma de	Cuadrado de	F-Valor	Pr > F
--------	----	---------	-------------	---------	--------

		cuadrados	la media		
Modelo	14	2.10171111	0.15012222	18.02	<.0001
Error	12	0.09995556	0.00832963		
Total	26	2.20166667			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	CE_a Media
0.954600	6.107072	0.091267	1.494444

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.954$, es decir el modelo ajustado explica un 95.4% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0.70388889	0.35194444	73.66	0.0007
SUS	2	1.17388889	0.58694444	70.46	<.0001
SUS*REC	4	0.19035556	0.04758889	5.71	0.0082

Los factores recirculación, sustrato y su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta CE_a en el estadio primer pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	1.68333	9	0
B	1.51111	9	100
C	1.28889	9	50

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	1.78889	9	35CAQ
B	1.36111	9	100CAQ
B	1.33333	9	65CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.975358	Pr < W 0.7461
Kolmogorov-Smirnov	D 0.11024	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.04548	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.300764	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.000461	0.000058	2.50	0.0511
Error	18	0.000415	0.000023		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	12.8613	0.1167

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=02_VAL -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	4.58991030	0.32785074	3.36	0.0210
Error	12	1.17089911	0.09757493		
Total	26	5.76080941			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	CE_a Media
0.796747	13.09259	0.312370	2.385852

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.796$, es decir el modelo ajustado explica un 79.6% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	1.86191652	0.93095826	3.90	0.1149
SUS	2	0.33674319	0.16837159	1.73	0.2194
SUS*REC	4	0.74245904	0.18561476	1.90	0.1748

Ninguno de los factores recirculación y sustrato, ni su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta CE_a en el estadio valle.

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.973269	Pr < W 0.6897
Kolmogorov-Smirnov	D 0.084539	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.036329	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.23406	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.0322	0.00403	1.75	0.1548
Error	18	0.0415	0.00231		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	10.2974	0.2448

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

--

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	15.76736978	1.12624070	54.96	<.0001
Error	12	0.24592489	0.02049374		
Total	26	16.01329467			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	CE_a Media
0.984642	5.796325	0.143156	2.469778

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.984$, es decir el modelo ajustado explica un 98.4% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	13.92686489	6.96343244	49.63	0.0015
SUS	2	0.43574689	0.21787344	10.63	0.0022
SUS*REC	4	0.10616489	0.02654122	1.30	0.3262

Los factores recirculación y sustrato tienen efecto significativo sobre la variable respuesta CE_a en el estadio transición.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	3.1867	9	100
A	2.7344	9	50
B	1.4882	9	0

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	2.63822	9	35CAQ
B	2.43967	9	100CAQ
B	2.33144	9	65CAQ

Test	--Estadístico--	----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.977445	Pr < W 0.8007
Kolmogorov-Smirnov	D 0.078466	Pr > D >0.1500

Cramer-von Mises	W-Sq 0.023438	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.188326	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.00156	0.000195	1.85	0.1334
Error	18	0.00190	0.000106		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	7.1370	0.5219

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=04_DESB -----
-

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	11.58288763	0.82734912	25.89	<.0001
Error	12	0.38341511	0.03195126		
Total	26	11.96630274			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	CE_a Media
0.967959	6.169043	0.178749	2.897519

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo.

El $R^2 = 0.96.7$, es decir el modelo ajustado explica un 96.7% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	7.66856585	3.83428293	94.93	0.0004
SUS	2	2.35332141	1.17666070	36.83	<.0001
SUS*REC	4	1.28517615	0.32129404	10.06	0.0008

Los factores recirculación, sustrato y su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta CE_a en el estadiodesbotone.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	3.44667	9	100
B	3.07000	9	50
C	2.17589	9	0

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	3.28889	9	35CAQ
B	2.82778	9	65CAQ
C	2.57589	9	100CAQ

Test	--Estadístico--	----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.969865	Pr < W 0.5983
Kolmogorov-Smirnov	D 0.106323	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.054546	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.349266	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.00556	0.000695	2.27	0.0705
Error	18	0.00550	0.000306		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	14.9439	0.0602

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=05_2PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Model	14	22.73566785	1.62397628	5.48	0.0027
Error	12	3.55356622	0.29613052		
Total	26	26.28923407			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	CE_a Media
0.864828	18.66704	0.544179	2.915185

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.864$, es decir el modelo ajustado explica un 86.4% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	16.08619763	8.04309881	47.91	0.0016
SUS	2	0.92372652	0.46186326	1.56	0.2500
SUS*REC	4	4.20444059	1.05111015	3.55	0.0393

El factor recirculación y la interacción de los factores tienen efecto significativo sobre la variable respuesta CE_a en el estadio segundo pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Recirculación
A	3.8578	9	100
B	2.9207	9	50
C	1.9671	9	0

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.930983	Pr < W 0.0731
Kolmogorov-Smirnov	D 0.148927	Pr > D 0.1253
Cramer-von Mises	W-Sq 0.107914	Pr > W-Sq 0.0866
Anderson-Darling	A-Sq 0.657104	Pr > A-Sq 0.0808

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	0.8348	0.1043	2.88	0.0295
Error	18	0.6512	0.0362		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	17.8390	0.0225

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.01$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

22. Variable Dependiente: CE_s

----- EST=01_1PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	3156.468178	225.462013	5.87	0.0020
Error	12	461.116622	38.426385		
Total	26	3617.584800			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	CE_sMedia
0.872535	29.46246	6.198902	21.04000

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.872$, es decir el modelo ajustado explica un 87.2% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	233.375556	116.687778	1.02	0.4400
SUS	2	1162.220000	581.110000	15.12	0.0005
SUS*REC	4	125.946311	31.486578	0.82	0.5371

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta CE_s en el estadio primer pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	29.373	9	100CAQ
B	20.407	9	65CAQ
B	13.340	9	35CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.952121	Pr < W 0.2413
Kolmogorov-Smirnov	D 0.128818	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.053384	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.39602	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual

ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	3390.6	423.8	1.35	0.2805
Error	18	5632.9	312.9		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	7.9856	0.4349

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=02_VAL -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	1187.627111	84.830508	2.58	0.0540
Error	12	395.001156	32.916763		
Total	26	1582.628267			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	CE_sMedia
0.750414	33.74008	5.737313	17.00444

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.796$, es decir el modelo ajustado explica un 79.6% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	56.5430222	28.2715111	0.67	0.5611
SUS	2	392.3758222	196.1879111	5.96	0.0159
SUS*REC	4	51.8008889	12.9502222	0.39	0.8095

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta CE_s en el estadio valle.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	19.724	9	65CAQ
A	19.676	9	100CAQ
B	11.613	9	35CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.980999	Pr < W 0.8842
Kolmogorov-Smirnov	D 0.093905	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.043344	Pr > W-Sq>0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.270694	Pr > A-Sq>0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

➤ FACTOR DE AGRUPACION SUSTRATO

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
SUS	2	1047.3	523.6	0.82	0.4512
Error	24	15274.3	636.4		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
SUS	8	2.7864	0.2483

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=03_T_VEG_REP -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	1607.272919	114.805208	1.65	0.1946
Error	12	833.759733	69.479978		
Total	26	2441.032652			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	CE_s Media
0.658440	55.29670	8.335465	15.07407

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.658$, es decir el modelo ajustado explica un 65.8% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	165.9683852	82.9841926	0.87	0.4869
SUS	2	895.7593185	447.8796593	6.45	0.0126
SUS*REC	4	28.7884148	7.1971037	0.10	0.9791

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta CE_s en el estadiotransición.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	23.171	9	100CAQ
B	11.796	9	35CAQ
B	10.256	9	65CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.976717	Pr < W 0.7819
Kolmogorov-Smirnov	D 0.097866	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.026879	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.191021	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas

estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	11453.3	1431.7	1.39	0.2678
Error	18	18599.9	1033.3		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	4.7127	0.7878

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=04_DESB -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	471.6935111	33.6923937	2.49	0.0606
Error	12	162.4379556	13.5364963		
Total	26	634.1314667			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	CE_sMedia
0.743842	31.43419	3.679198	11.70444

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.743$, es decir el modelo ajustado explica un 74.3% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	59.5099556	29.7549778	1.62	0.3052

SUS	2	271.5776000	135.7888000	10.03	0.0027
SUS*REC	4	14.1591111	3.5397778	0.26	0.8970

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta CE_s en el estadiodesbotone.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	15.358	9	100CAQ
B A	12.131	9	65CAQ
B	7.624	9	35CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.98837	Pr < W 0.9863
Kolmogorov-Smirnov	D 0.086601	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.026807	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.175324	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	889.9	111.2	2.14	0.0853
Error	18	933.6	51.8647		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	11.0348	0.1997

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas

estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=05_2PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	1754.267496	125.304821	4.92	0.0044
Error	12	305.346756	25.445563		
Total	26	2059.614252			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	CE_sMedia
0.851746	30.19503	5.044360	16.70593

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.851$, es decir el modelo ajustado explica un 85.1% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	200.2775407	100.1387704	2.03	0.2458
SUS	2	559.8013630	279.9006815	11.00	0.0019
SUS*REC	4	147.9281481	36.9820370	1.45	0.2764

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta CE_s en el estadiosegundo pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	21.553	9	100CAQ
A	17.953	9	65CAQ
B	10.611	9	35CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.965879	Pr < W 0.4975
Kolmogorov-Smirnov	D 0.088717	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.037172	Pr > W-Sq>0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.299983	Pr > A-Sq>0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas

estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	6270.7	783.8	2.90	0.0288
Error	18	4862.0	270.1		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	11.9763	0.1523

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.01$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

23. Variable Dependiente: CIC_s

----- EST=01_1PICO -----

Para el estadio primer pico los datos no cumplen los supuestos de normalidad y homogeneidad de varianzas, por lo que se realizó análisis no paramétrico, aplicando la prueba de Kruskal Wallis.

Procedimiento NPAR1WAY
Puntuaciones de Wilcoxon (Sumas de rango) for Variable CIC_s
Classified by Variable REC

REC	N	Sum of Scores	Expected Under H0	Std Dev Under H0	Mean Score
0	9	110.0	126.0	19.442222	12.222222
50	9	131.0	126.0	19.442222	14.555556
100	9	137.0	126.0	19.442222	15.222222

Test de Kruskal-Wallis

Chi-cuadrado	0.7090
DF	2
Pr > Chi-cuadrado	0.7015

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula que los datos vienen de la misma distribución.

Procedimiento NPAR1WAY
Puntuaciones de Wilcoxon (Sumas de rango) for Variable CIC_s
Classified by Variable SUS

SUS	N	Sum of Scores	Expected Under H0	Std Dev Under H0	Mean Score
100CAQ	9	62.0	126.0	19.442222	6.888889
35CAQ	9	192.0	126.0	19.442222	21.333333
65CAQ	9	124.0	126.0	19.442222	13.777778

Test de Kruskal-Wallis

Chi-cuadrado	14.9136
DF	2
Pr > Chi-cuadrado	0.0006

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula que los datos vienen de la misma distribución.

Procedimiento NPAR1WAY
Puntuaciones de Wilcoxon (Sumas de rango) for Variable CIC_s
Classified by Variable tratamientos

Trataientos	N	Sum of Scores	Expected Under H0	Std Dev Under H0	Mean Score
-------------	---	---------------	-------------------	------------------	------------

1	3	10.0	42.0	12.961481	3.333333
2	3	14.0	42.0	12.961481	4.666667
3	3	38.0	42.0	12.961481	12.666667
4	3	65.0	42.0	12.961481	21.666667
5	3	70.0	42.0	12.961481	23.333333
6	3	57.0	42.0	12.961481	19.000000
7	3	35.0	42.0	12.961481	11.666667
8	3	47.0	42.0	12.961481	15.666667
9	3	42.0	42.0	12.961481	14.000000

Test de Kruskal-Wallis

Chi-cuadrado	18.1799
DF	8
Pr > Chi-cuadrado	0.0199

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula que los datos vienen de la misma distribución.

Como el interés es ver el efecto de los factores, se realizó el análisis para el factor SUS.

Procedimiento NPAR1WAY

Puntuaciones de Wilcoxon (Sumas de rango) for Variable CIC_s
Classified by Variable SUS10065

SUS10065	N	Sum of Scores	Expected Under H0	Std Dev Under H0	Mean Score
100	9	54.0	85.50	11.324752	6.0
65	9	117.0	85.50	11.324752	13.0

Test de dos muestras de Wilcoxon

Estadístico	54.0000
Aproximación normalZ	-2.7815
De un lado Pr < Z	0.0027
De dos lados Pr > Z	0.0054

Aproximación t	
De un lado Pr < Z	0.0064
De dos lados Pr > Z	0.0128

Test de Kruskal-Wallis

Chi-cuadrado	7.7368
DF	1
Pr > Chi-cuadrado	0.0054

Procedimiento NPAR1WAY

Puntuaciones de Wilcoxon (Sumas de rango) for Variable CIC_s1
Classified by Variable SUS10035

SUS10035	N	Sum of Scores	Expected Under H0	Std Dev Under H0	Mean Score
100	9	53.0	85.50	11.324752	5.888889
35	9	118.0	85.50	11.324752	13.111111

Test de dos muestras de Wilcoxon

Estadístico	53.0000
Aproximación normalZ	-2.8698
De un lado Pr < Z	0.0021

De dos lados Pr > Z	0.0041
----------------------	--------

Aproximación t	
De un lado Pr < Z	0.0053
De dos lados Pr > Z	0.0106

Test de Kruskal-Wallis

Chi-cuadrado	8.2359
DF	1
Pr > Chi-cuadrado	0.0041

Procedimiento NPAR1WAY

Puntuaciones de Wilcoxon (Sumas de rango) for Variable CIC_s2
Classified by Variable SUS6535

SUS6535	N	Sum of Scores	Expected Under H0	Std Dev Under H0	Mean Score
65	9	52.0	85.50	11.324752	5.777778
35	9	119.0	85.50	11.324752	13.222222

Test de dos muestras de Wilcoxon

Estadístico	52.0000
Aproximación normal Z	-2.9581
De un lado Pr < Z	0.0015
De dos lados Pr > Z	0.0031

Aproximación t	
De un lado Pr < Z	0.0044

De dos lados $Pr > Z $	0.0088
-------------------------	--------

Test de Kruskal-Wallis

Chi-cuadrado	8.7505
DF	1
$Pr > Chi-cuadrado$	0.0031

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.			
Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	61.633	9	35CAQ
B	49.878	9	65CAQ
C	38.344	9	100CAQ

----- EST=02_VAL -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	5053.633505	360.973822	9.30	0.0002
Error	12	465.957615	38.829801		
Total	26	5519.591120			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	CIC_s Media
0.915581	14.22809	6.231356	43.79616

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.915$, es decir el modelo ajustado explica un 91.5% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	70.507244	35.253622	0.66	0.5674
SUS	2	4617.635221	2308.817610	59.46	<.0001
SUS*REC	4	127.683991	31.920998	0.82	0.5356

Solo el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta CIC_s en el estadio valle.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	60.763	9	35CAQ
B	41.686	9	65CAQ
C	28.939	9	100CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.948921	Pr < W 0.2018
Kolmogorov-Smirnov	D 0.092306	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.046391	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.394914	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	7184.9	898.1	2.12	0.0880
Error	18	7613.1	423.0		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	4.4496	0.8145

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=03_T_VEG_REP -----
--

Fuente	DF	Suma de	Cuadrado de	F-Valor	Pr > F
--------	----	---------	-------------	---------	--------

		cuadrados	la media		
Modelo	14	3587.801482	256.271534	19.19	<.0001
Error	12	160.246454	13.353871		
Total	26	3748.047936			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	CIC_s Media
0.957245	8.144425	3.654295	44.86867

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.957$, es decir el modelo ajustado explica un 95.7% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	21.200462	10.600231	0.35	0.7245
SUS	2	3302.826674	1651.413337	123.67	<.0001
SUS*REC	4	38.727734	9.681934	0.73	0.5915

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta CIC_s en el estadio transición.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	58.134	9	35CAQ
B	45.413	9	65CAQ
C	31.059	9	100CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.974665	Pr < W 0.7275
Kolmogorov-Smirnov	D 0.106764	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.043153	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.268677	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	448.4	56.0444	1.44	0.2460
Error	18	699.7	38.8730		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	4.3387	0.8254

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=04_DESB -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	5234.548434	373.896317	33.23	<.0001
Error	12	135.023386	11.251949		
Total	26	5369.571820			

R-Cuadrado	Coef deVar	Raiz MSE	CIC_s Media
0.974854	7.003322	3.354392	47.89716

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.974$, es decir el modelo ajustado explica un 97.4% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	53.573163	26.786582	1.20	0.3905
SUS	2	4839.285694	2419.642847	215.04	<.0001
SUS*REC	4	45.319632	11.329908	1.01	0.4417

Solamente el factor sustrato tienen efecto significativo sobre la variable respuesta CIC_s en el estadio desbotone.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	64.016	9	35CAQ
B	48.439	9	65CAQ
C	31.236	9	100CAQ

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.971962	Pr < W 0.6543
Kolmogorov-Smirnov	D 0.13684	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.063392	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.375718	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	809.6	101.2	2.45	0.0542
Error	18	742.4	41.2450		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	13.7326	0.0890

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=05_2PICO -----

Fuente	DF	Suma de	Cuadrado de	F-Valor	Pr > F
--------	----	---------	-------------	---------	--------

		cuadrados	la media		
Modelo	14	5085.289316	363.234951	32.57	<.0001
Error	12	133.849744	11.154145		
Total	26	5219.139059			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	CIC_s Media
0.974354	6.571736	3.339782	50.82040

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.974$, es decir el modelo ajustado explica un 97.4% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	19.976442	9.988221	3.35	0.1399
SUS	2	4914.390092	2457.195046	220.29	<.0001
SUS*REC	4	71.926477	17.981619	1.61	0.2346

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta CIC_s en el estadio segundo pico.

No se presentan diferencia en ningún nivel de la recirculación.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	68.242	9	35CAQ
B	48.846	9	65CAQ
C	35.373	9	100CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.988729	Pr < W 0.9884
Kolmogorov-Smirnov	D 0.084064	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.02502	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.159222	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	531.0	66.3735	2.00	0.1058
Error	18	597.3	33.1815		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	7.4683	0.4870

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

24. Variable Dependiente: C/N_s

----- EST=01_1PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	686.7743300	49.0553093	5.40	0.0029
Error	12	109.1063766	9.0921981		
Total	26	795.8807067			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	CN_s Media
0.862911	8.110279	3.015327	37.17908

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ no hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.862$, es decir el modelo ajustado explica un 86.2% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	49.1346286	24.5673143	1.33	0.3610
SUS	2	151.4917980	75.7458990	8.33	0.0054

SUS*REC	4	108.9478252	27.2369563	3.00	0.0627
---------	---	-------------	------------	------	--------

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta C/N_s en el estadio primer pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	40.525	9	100CAQ
B	35.644	9	65CAQ
B	35.368	9	35CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.976203	Pr < W 0.7685
Kolmogorov-Smirnov	D 0.095931	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.032282	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.237403	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	467.6	58.4493	2.32	0.0662
Error	18	454.2	25.2359		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	6.3254	0.6108

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=02_VAL -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	449.4523266	32.1037376	1.34	0.3084
Error	12	287.2242076	23.9353506		
Total	26	736.6765342			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	CN_s Media
0.610108	13.48486	4.892377	36.28051

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.610$, es decir el modelo ajustado explica un 61% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	111.2762697	55.6381348	2.17	0.2301
SUS	2	123.8487638	61.9243819	2.59	0.1164
SUS*REC	4	111.4076319	27.8519080	1.16	0.3746

Ninguno de los factores tiene efecto significativo sobre la variable respuesta C/N_s en el estadio valle.

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.953763	Pr < W 0.2642
Kolmogorov-Smirnov	D 0.107426	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.043773	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.325929	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de	Cuadrado de	F-Valor	Pr > F
--------	----	---------	-------------	---------	--------

		cuadrados	la media		
Tratamientos	8	4741.3	592.7	2.74	0.0363
Error	18	3898.4	216.6		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	9.6766	0.2885

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=03_T_VEG_REP -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	328.2159174	23.4439941	1.00	0.5089
Error	12	282.5783094	23.5481924		
Total	26	610.7942268			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	CN_s Media
0.537359	11.84310	4.852648	40.97447

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.537$, es decir el modelo ajustado explica un 53.7% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	27.6385823	13.8192912	0.58	0.6006
SUS	2	68.1487983	34.0743992	1.45	0.2735
SUS*REC	4	101.7633025	25.4408256	1.08	0.4089

Ninguno de los factores, ni su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta C/N_s en el estadiotransición.

Test	--Estadístico--	----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.967831	Pr < W 0.5456

Kolmogorov-Smirnov	D 0.126796	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.056659	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.340331	Pr > A-Sq >0.2500

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	2262.3	282.8	1.95	0.1140
Error	18	2609.9	145.0		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	6.2976	0.6139

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

----- EST=04_DESB -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	293.7539497	20.9824250	0.76	0.6947
Error	12	333.1797903	27.7649825		
Total	26	626.9337399			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	CN_s Media
0.468557	11.36426	5.269249	46.36686

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.468$, es decir el modelo ajustado explica un 46.8% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	2.1369339	1.0684670	0.12	0.8929
SUS	2	122.2223012	61.1111506	2.20	0.1534
SUS*REC	4	117.8808641	29.4702160	1.06	0.4171

Ninguno de los factores, ni su interacción tienen efecto significativo sobre la variable respuesta C/N_s en el estadio desbotone.

Test	--Estadístico---	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.953513	Pr < W 0.2606
Kolmogorov-Smirnov	D 0.141926	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.110073	Pr > W-Sq 0.0816
Anderson-Darling	A-Sq 0.593945	Pr > A-Sq 0.1134

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

➤ AGRUPACION POR SUSTRATO

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
SUS	2	1975.9	988.0	1.90	0.1718
Error	24	12497.6	520.7		

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo la prueba estadística de Levene presentada en la tabla.

----- EST=05_2PICO -----

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	366.5531852	26.1823704	2.63	0.0502
Error	12	119.2770456	9.9397538		
Total	26	485.8302308			

R-Cuadrado	Coef de Var	Raiz MSE	CN_s Media
0.754488	7.097866	3.152738	44.41810

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para rechazar la hipótesis nula, por lo tanto se puede decir que el modelo no fue estadísticamente significativo. El $R^2 = 0.754$, es decir el modelo ajustado explica un 75.4% de la variabilidad total del experimento.

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	13.7750424	6.8875212	0.52	0.6298
SUS	2	241.8231557	120.9115779	12.16	0.0013
SUS*REC	4	30.2519671	7.5629918	0.76	0.5704

Solamente el factor sustrato tiene efecto significativo sobre la variable respuesta pH_s en el estadiosegundo pico.

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes			
Tukey Agrupamiento	Media	Número de observaciones	Sustrato
A	48.619	9	100CAQ
B	42.766	9	65CAQ
B	41.869	9	35CAQ

Test	--Estadístico--	-----p Value--
Shapiro-Wilk	W 0.954762	Pr < W 0.2790
Kolmogorov-Smirnov	D 0.121462	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.077713	Pr > W-Sq 0.2197
Anderson-Darling	A-Sq 0.474376	Pr > A-Sq 0.2291

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuales del modelo bajo todas las pruebas

estadísticas presentadas en la tabla. En este caso por ser una muestra menor a 30 se usará la prueba de Shapiro- Wilk que es más potente en muestras pequeñas.

Test de Levene para homogeneidad de la varianza residual
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Tratamientos	8	247.2	30.8957	1.44	0.2479
Error	18	387.0	21.5026		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza residual

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
Tratamientos	8	4.5059	0.8088

Con un nivel de significancia $\alpha = 0.05$ hay evidencia estadística para no rechazar la hipótesis nula de homogeneidad de varianzas en los residuales del modelo bajo las pruebas estadísticas de Levene y Bartlett presentadas en las tablas.

APENDICE 2. PRODUCTIVIDAD Y CALIDAD

1. RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Los resultados presentados corresponden a los ensayos de florero realizados para clavel estándar cv. Delphi durante el primero y segundo pico de producción, donde se evaluó el número de días de duración en florero y el comportamiento de la apertura floral; los parámetros para el descarte de tallos florales fueron la presencia de deshidratación en la flor, botrytis en pétalos, thrips y beteamiento.

1.1. Productividad

En el primer pico la productividad no fue influenciada por ninguno de los factores; siendo en promedio de 217 tallos/m² de cama, con valores ligeramente mayores para el tratamiento con 65% de cascarilla de arroz quemada y 50% de recirculación y menores para el tratamiento con 100% de cascarilla de arroz quemada y 0% de recirculación. Mientras que para el segundo pico el factor sustrato tiene efecto sobre la productividad como se muestra en la Tabla 1, siendo significativamente mayor para los sustratos con 65% de cascarilla de arroz quemada, un comportamiento intermedio para los sustratos que contienen 35% de cascarilla y menor en los tratamientos con 100% de cascarilla; y siguiendo el mismo comportamiento del primer pico de producción, el tratamiento 65CAQ-50R presentó la mayor productividad con 197,4 tallos/m² de cama y el tratamiento 100CA-0R la menor productividad con 165,2 tallos/m² de cama (Figura 1). Otro aspecto a destacar es que en el segundo pico de producción la productividad de tallos/m² de cama disminuyó en promedio 15%.

Tabla 1. Productividad de clavel estándar variedad Delphi cultivada en sustratos a base de cascarilla de arroz y fibra de coco con recirculación de drenajes, para el segundo pico de producción.

SUSTRATO	Productividad (tallos/m ² de cama)
65CAQ	191,44 a
35CAQ	188,56 ab
100CAQ	172,35 b

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada + 65% fibra de coco y 100FC = fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada + 35% fibra de coco y 100CAQ = cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

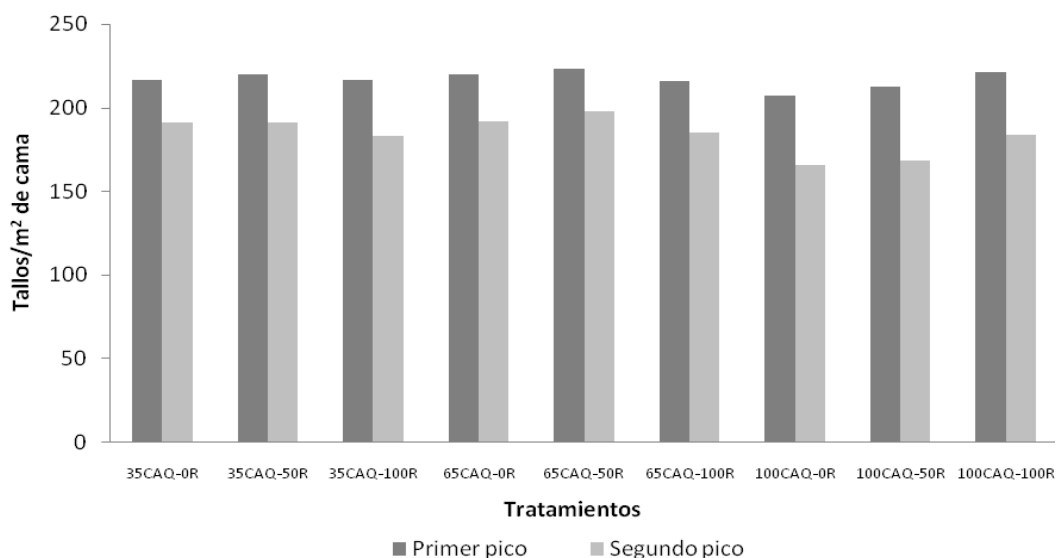


Figura 1. Productividad de clavel variedad Delphi cultivado en tres sustratos a base de cascarilla de arroz quemada y fibra de coco con 0, 50 y 100% de recirculación de drenajes, (A) en el primer pico y (B) en el segundo pico.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

1.2. Calidad

En todos los tratamientos se observa una mayor obtención de tallos de grado de calidad *select*, lo cual influye favorablemente en los ingresos por ser este grado de calidad el que alcanza mayores precios de venta. Para el primer pico los tratamientos que producen más tallos de calidad *select* son 65CAQ-50R con 135,22 y 35CAQ-50R con 132,11 tallos por m² de cama; mientras que en el segundo pico son los tratamientos 35CAQ-0R y 35CAQ-50R con 96,81 y 90,44 por m² de cama, respectivamente (Figura 2A y 2B). En el primer pico ninguno de los factores, recirculación y sustratos, tuvo efecto sobre la calidad de los tallos cosechados; mientras que en el segundo pico para el grado de calidad *select* el factor sustrato si lo tuvo, con mayores tallos en el sustrato con menor contenido de cascarilla de arroz quemada, un comportamiento intermedio en el sustrato con 65% de cascarilla y significativamente menor para el sustrato con mayor contenido de cascarilla de arroz quemada (Tabla 2). Los datos para el factor recirculación en el primer y segundo pico así como los dos factores en el primer pico no se muestran por no presentar diferencias significativas.

Se puede observar una disminución promedio de 12% en la producción de tallos calidad *select* para el segundo pico de producción con respecto a los valores obtenidos en el primer pico; esta reducción representa un aumento de tallos producidos en los grados de calidad *fancy*, estándar y nacional en un 3,92, 3,64 y 5,15%, respectivamente.

Tabla 2. Productividad por grado de calidad de clavel estándar variedad Delphi cultivada en sustratos a base de cascarilla de arroz y fibra de coco con recirculación de drenajes, para el segundo pico de producción.

SUS	Productividad por grado de calidad (tallos/m ² de cama)							
	<i>Select</i>		<i>Fancy</i>		Estándar		Nacional	
35CAQ	92,38	a	45,43	a	33,12	a	17,63	a
65CAQ	85,99	ab	46,85	a	37,40	a	21,20	a
100CAQ	79,56	b	43,17	a	31,73	a	17,90	a

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada + 65% fibra de coco y 100FC = fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada + 35% fibra de coco y 100CAQ = cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

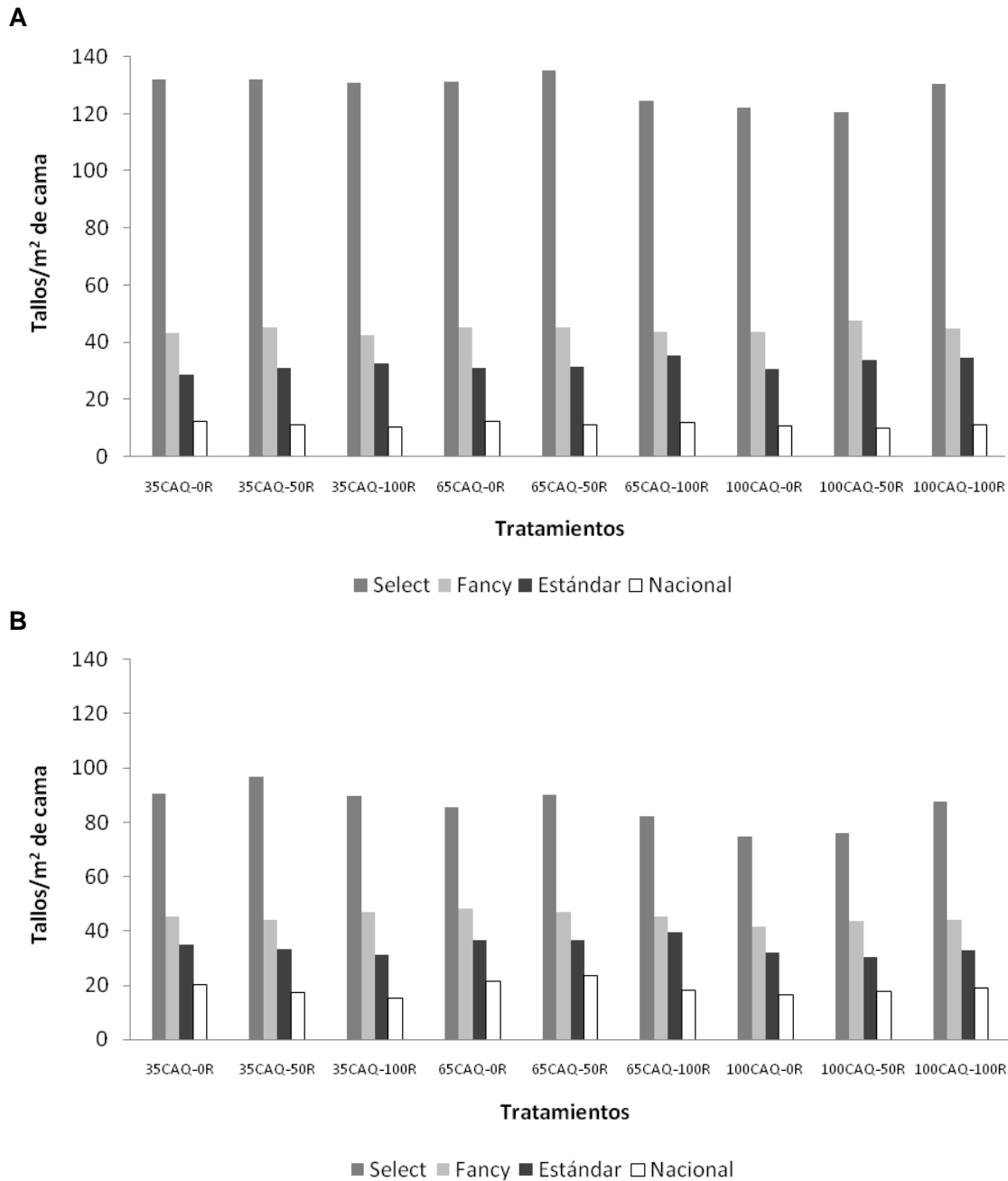


Figura 2. Calidad de los tallos cosechados de clavel variedad Delphi cultivado en tres sustratos a base de cascarilla de arroz quemada y fibra de coco con 0, 50 y 100% de recirculación de drenajes, (A) en el primer pico y (B) en el segundo pico. 35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada. Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

1.2.1. Longevidad floral

En el primer pico de producción los dos factores influyen sobre la longevidad floral; cuando se analizó en función del factor recirculación se encontró que es significativamente mayor cuando se recircula el 100% de los lixiviados, mientras que cuando analizado para el factor sustrato es significativamente mayor para el sustrato con 65% de cascarilla de arroz quemada (Tabla 3A). Corroborándose este comportamiento cuando la longevidad floral se analizó en la interacción de los factores, es decir en los tratamientos, donde se observa que el factor que más influye es el sustrato, ya que los tratamientos con 65% de cascarilla de arroz quemada con los tres porcentajes de recirculación presentaron los mayores valores promedio de longevidad floral. El tratamiento 100CAQ-50R presentó el menor valor de longevidad floral (Tabla 3B).

En cuanto a días con valor de ornato en el segundo pico de producción no se presentaron diferencias estadísticas significativas entre los tratamientos (Tabla 4); sin embargo, se observa que los tallos florales con los mayores valores promedio fueron para el tratamiento 100CAQ-50R, mientras que los tratamientos con menor valor se presentaron en 65CAQ-50R y 65CAQ-100R. Es de destacar que en el primer pico de producción los tallos florales alcanzaron una longevidad promedio de 7,3 días, tres días menos con respecto al segundo pico de producción; este comportamiento se debió posiblemente porque los tallos cosechados en el segundo pico tenían menor grado de apertura al momento de la cosecha.

Tabla 3. Longevidad floral de clavel estándar variedad Delphi cultivada en sustratos a base de cascarilla de arroz y fibra de coco con recirculación de drenajes, para el primer pico de producción.

A. Factores	
REC	Longevidad floral (días)
100	7,46 a
0	7,29 b
50	7,23 b
SUS	
65	7,92 a
35	7,14 b
100	6,93 c
B. Tratamientos	
65CAQ-100R	8,35 a
65CAQ-50R	7,77 b
65CAQ-0R	7,64 b
35CAQ-50R	7,33 c
100CAQ-0R	7,21 cd
35CAQ-100R	7,07 de
35CAQ-0R	7,04 e
100CAQ-100R	6,98 e
100CAQ-50R	6,61 f

Tabla 4. Longevidad floral de clavel estándar variedad Delphi cultivada en sustratos a base de cascarilla de arroz y fibra de coco con recirculación de drenajes, para el segundo pico de producción.

Tratamientos	Longevidad floral (días)
100CAQ-0R	10,7 a
100CAQ-50R	11,5 a
100CAQ-100R	10,8 a
65CAQ-0R	10,3 a
65CAQ-50R	10,6 a
65CAQ-100R	10,3 a
35CAQ-0R	11,1 a
35CAQ-50R	10,6 a
35CAQ-100R	9,9 a

100CAQ = cascarilla de arroz quemada; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada + 35% fibra de coco; 35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada + 65% fibra de coco y 100FC = fibra de coco. 0R, 50R y 100R son porcentajes de recirculación.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey

($P < 0,05$).

1.2.2. Apertura floral

La figuras 3A y 3B muestran el comportamiento de la apertura floral con respecto a la longevidad floral; donde el comportamiento de esta variable fue similar en los dos picos de producción, con máximo grado de apertura entre siete y ocho días después del corte, momento a partir del cual se mantuvo constante. Resaltándose que en el segundo pico de producción para los tratamientos 65CAQ-50R y 100CAQ-100R el grado de apertura disminuye debido al descarte de tallos en las repeticiones.

1.2.3. Causas de descarte

Ninguno de los factores tuvo efecto en la incidencia de las causas de descarte de los tallos florales en el primer y segundo pico. La mayor causa de descarte de tallos florales en todos los tratamientos fue la presencia de botrytis en los pétalos en ambos picos de producción, alcanzando valores entre 40 y 73% de incidencia en el primer pico y llegando al 100% en el segundo (Figuras 4A y 4B). En el primer pico de producción en los tratamientos con 65% de cascarilla de arroz quemada se observa una tendencia a disminuir la incidencia de botrytis en la medida en que aumentó el porcentaje de recirculación (Figura 4A). Para el segundo pico de producción, el menor porcentaje de incidencia de botrytis se evidencia en los tratamientos 35CAQ-0R y en 100CAQ-100R (Figuras 4B).

La segunda causa de descarte en el primer pico de producción fue la deshidratación, seguida de bleteamiento y thrips; mientras que en el segundo pico de producción la segunda causa de descarte fue el bleteamiento y la deshidratación, resaltándose que no se presentó descarte por trips en ninguno de los tratamientos y en los tratamientos 100CAQ-50R y 65CAQ-50R no se descartaron tallos por deshidratación (Figura 4B). En el segundo pico se resalta que sólo los tratamientos con 100% de cascarilla de arroz quemada en los tres porcentajes de recirculación fueron los únicos que se descartaron en el día 15.

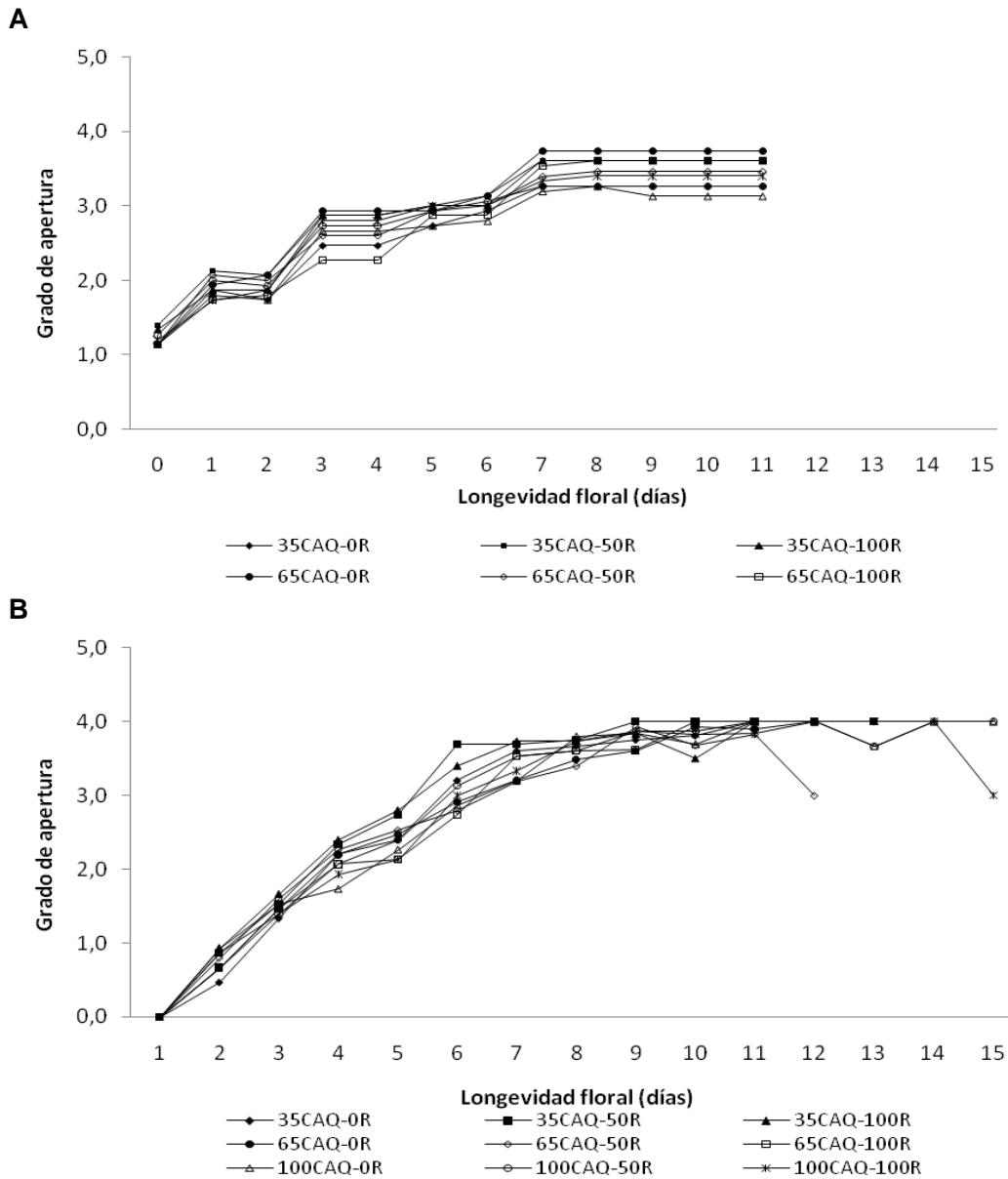


Figura 3. Grados de apertura de clavel variedad Delphi cultivado en tres sustratos a base de cascarilla de arroz quemada y fibra de coco con 0, 50 y 100% de recirculación de drenajes, (A) en el primer pico y (B) en el segundo pico.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

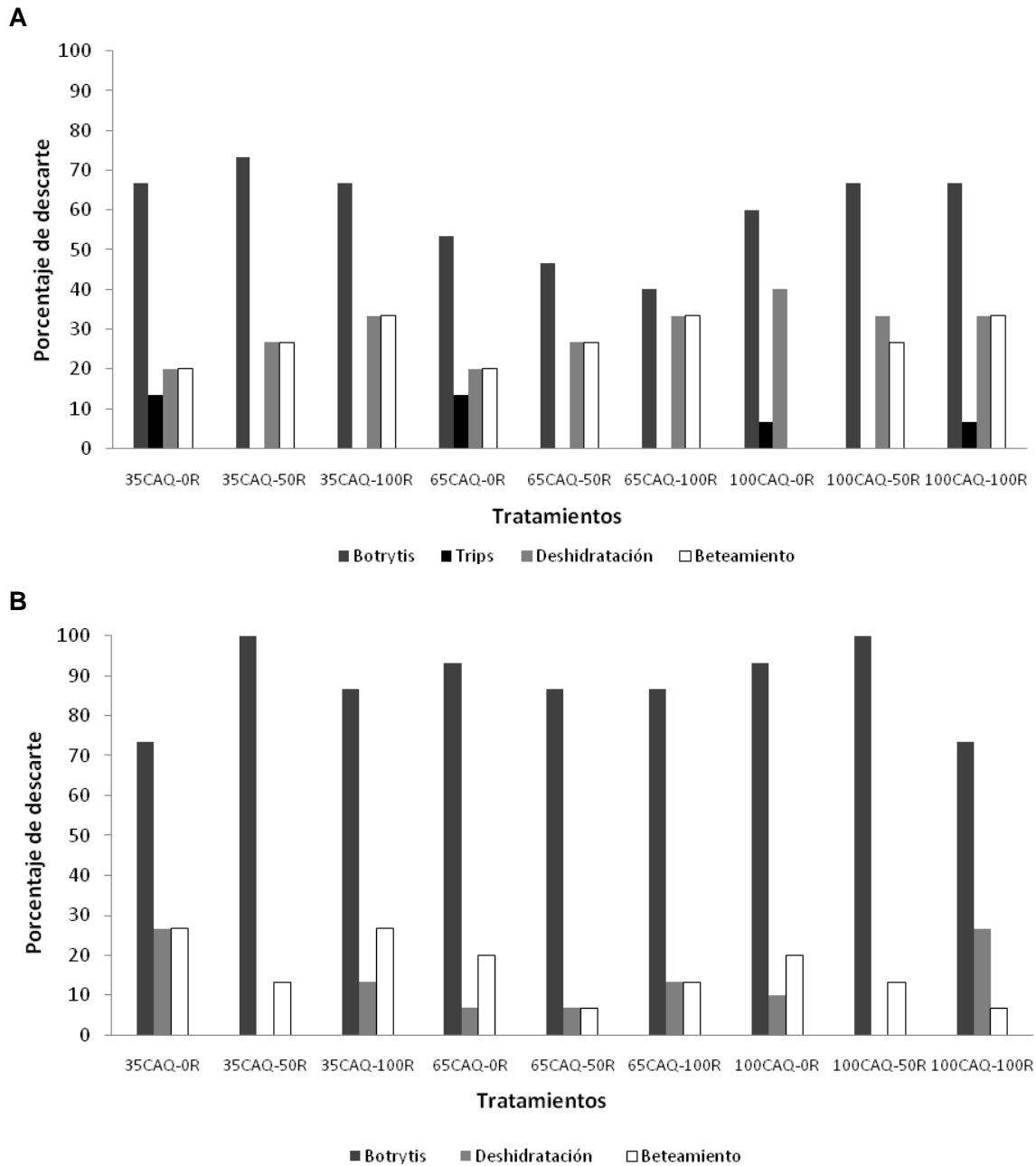


Figura 4. Porcentaje de incidencia de las causas de descarte de tallos florales de clavel variedad Delphi cultivado en tres sustratos a base de cascarilla de arroz quemada y fibra de coco con 0, 50 y 100% de recirculación de drenajes (A) en el primer pico y (B) segundo pico.

35CAQ = 35% cascarilla de arroz quemada más 65% de fibra de coco; 65CAQ = 65% cascarilla de arroz quemada más 35% de fibra de coco y 100CAQ = 100% cascarilla de arroz quemada.

Promedios seguidos con letras distintas indican diferencias significativas según la prueba de Tukey ($P < 0,05$).

2. CONCLUSIONES

1. La longevidad floral es influenciada por los factores sólo en el primer pico de producción, con mayor longevidad para los tallos cosechados en los tratamientos con 65% de cascarilla de arroz quemada y sometidos a 100% de recirculación de los lixiviados.
2. En el primer pico de producción los tallos florales alcanzaron tres días menos de longevidad con respecto al segundo pico de producción, posiblemente debido a que los tallos cosechados en el segundo pico tenían menor grado de apertura al momento de la cosecha.
3. En ambos picos de producción la presencia de botrytis en los pétalos fue la mayor causa de descarte de tallos florales. Sin embargo, en el primer pico de producción se observó una tendencia a la disminución de la incidencia de botrytis en los tratamientos con 65% de cascarilla de arroz quemada en la medida en que aumentó el porcentaje de recirculación.
4. El comportamiento de la apertura floral fue similar en los dos picos de producción, con máximo grado de apertura entre siete y ocho días después del corte, momento a partir del cual se mantuvo constante.
5. La productividad en el segundo pico de producción es influenciada por el factor sustrato, siendo significativamente mayor para los sustratos que contiene 65% de cascarilla de arroz quemada, un comportamiento intermedio para los sustratos que contienen 35% de cascarilla y menor en los tratamientos con 100% de cascarilla.
6. El comportamiento de los dos picos de producción en cuanto a productividad es similar: mayor productividad en el tratamiento 65CAQ-50R y menor en el tratamiento 100CA-0R. Aunque en el segundo pico de producción, la productividad de tallos/m² de cama disminuyó en promedio un 15%.
7. La productividad por grados de calidad en el segundo pico fue influenciada por el factor sustrato. Disminuyendo el número de tallos en el grado *select* a medida que aumenta el contenido de cascarilla de arroz quemada en los sustratos.

APÉNDICE 3. SALIDAS SAS PARA PRODUCTIVIDAD Y CALIDAD**PRODUCTIVIDAD POR GRADOS DE CALIDAD PARA EL PRIMER PICO POR FACTORES**

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 1

Procedimiento GLM

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
SUS	3	35 65 100
REC	3	0 50 100
REP	3	1 2 3

Número de observaciones 27

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 2

Procedimiento GLM

Variable dependiente: SELECT SELECT

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	1614.588477	115.327748	1.21	0.3736
Error	12	1142.655864	95.221322		
Total correcto	26	2757.244342			

R-cuadrado	Coef Var	Raiz MSE	SELECT Media
0.585580	7.572967	9.758141	128.8549

Fuente	DF	Cuadrado de Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REP	2	735.8863169	367.9431584	3.86	0.0506
REC	2	2.8863169	1.4431584	0.02	0.9850
REC*REP	4	273.7865226	68.4466307	0.72	0.5953
SUS	2	263.7042181	131.8521091	1.38	0.2877

Error de grados de libertad	12
Error de cuadrado medio	95.22132
Valor crítico del rango estudentizado	3.77278
Diferencia significativa mínima	12.272

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.

Tukey Agrupamiento	Media	N	SUS
A	131.685	9	35
A			
A	130.380	9	65
A			
A	124.500	9	100

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 5

Procedimiento GLM

Nivel de SUS	Nivel de REC	N	-----SELECT----- Media	Dev std
35	0	3	131.944444	12.9947461
35	50	3	132.111111	9.7643532
35	100	3	131.000000	13.7631250
65	0	3	131.361111	6.0932188
65	50	3	135.222222	9.2230589
65	100	3	124.555556	5.7797139
100	0	3	122.444444	11.6046965
100	50	3	120.611111	14.5750770
100	100	3	130.444444	10.9469470

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 6

Procedimiento GLM

Medias de cuadrados mínimos
Ajuste para comparaciones múltiples: Tukey

SUS	SELECT LSMEAN	Número LSMEAN
35	131.685185	1
65	130.379630	2
100	124.500000	3

Medias de cuadrados mínimos para el efecto SUS
Pr > |t| for H0: LSMean(i)=LSMean(j)

Variable dependiente: SELECT

i/j	1	2	3
1		0.9567	0.2987
2	0.9567		0.4332
3	0.2987	0.4332	

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 7

Procedimiento GLM
 Medias de cuadrados mínimos
 Ajuste para comparaciones múltiples: Tukey

SUS	REC	SELECT LSMEAN	Número LSMEAN
35	0	131.944444	1
35	50	132.111111	2
35	100	131.000000	3
65	0	131.361111	4
65	50	135.222222	5
65	100	124.555556	6
100	0	122.444444	7
100	50	120.611111	8
100	100	130.444444	9

Medias de cuadrados mínimos para el efecto SUS*REC
 Pr > |t| for H0: LSMean(i)=LSMean(j)

Variable dependiente: SELECT

i/j	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1		1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.9863	0.9436	0.8692	1.0000
2	1.0000		1.0000	1.0000	1.0000	0.9844	0.9383	0.8607	1.0000
3	1.0000	1.0000		1.0000	0.9997	0.9942	0.9679	0.9121	1.0000
4	1.0000	1.0000	1.0000		0.9998	0.9918	0.9597	0.8968	1.0000
5	1.0000	1.0000	0.9997	0.9998		0.9005	0.7870	0.6633	0.9992
6	0.9863	0.9844	0.9942	0.9918	0.9005		1.0000	0.9998	0.9968
7	0.9436	0.9383	0.9679	0.9597	0.7870	1.0000		1.0000	0.9781
8	0.8692	0.8607	0.9121	0.8968	0.6633	0.9998	1.0000		0.9328
9	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	0.9992	0.9968	0.9781	0.9328	

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 8

Procedimiento UNIVARIATE
 Variable: resi

Momentos

N	27	Pesos de la suma	27
Media	0	Observaciones de la suma	0
Desviación típica	6.62935159	Varianza	43.9483025
Asimetría	-0.3343085	Curtosis	-0.10276
Suma de cuadrados no corregidos	1142.65586	Suma de cuadrados corregidos	1142.65586
Coefficiente de variación	.	Media de error estándar	1.27581931

Medidas estadísticas básicas

Localización		Variabilidad	
Media	0.00000	Desviación típica	6.62935
Mediana	-0.36111	Varianza	43.94830
Moda	.	Rango	27.27778
		Rango intercuantil	10.77778

Tests para posición: $\mu_0=0$

Test	-Estadístico-	-----P-valor-----
T de Student	t 0	Pr > t 1.0000
Signo	M -0.5	Pr >= M 1.0000
Puntuación con signo	S 9.5	Pr >= S 0.8244

Tests para normalidad

Test	--Estadístico--	-----P-valor-----
Shapiro-Wilk	#11 X 0.949288	Pr < W 0.2060
Kolmogorov-Smirnov	D 0.142118	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.080168	Pr > W-Sq 0.2050
Anderson-Darling	A-Sq 0.50962	Pr > A-Sq 0.1892

Cuantiles (Definición 5)

Cuantil	Estimador
100% Máx	10.425926
99%	10.425926
95%	9.972222
90%	8.537037
75% Q3	5.611111
50% Mediana	-0.361111
25% Q1	-5.166667

Procedimiento UNIVARIATE
Variable: resi

Cuantiles (Definición 5)

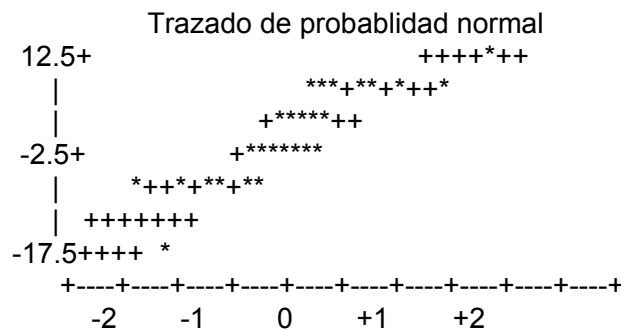
Cuantil	Estimador
10%	-6.268519
5%	-8.722222
1%	-16.851852
0% Mín	-16.851852

Observaciones extremas

-----Inferior-----		-----Superior-----	
Valor	Observación	Valor	Observación
-16.85185	2	6.42593	11
-8.72222	1	8.31481	5
-6.26852	26	8.53704	8
-5.86111	13	9.97222	18
-5.50000	27	10.42593	20

Stem Hoja	#	de caja
1 00	2	
0 5666689	7	+-----+
0 0234	4	+
-0 444210	6	*-----*
-0 9666555	7	+-----+
-1		
-1 7	1	
-----+-----+-----+		

Multiplicar Stem.Leaf por 10**+1



Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 10

Procedimiento ANOVA

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
REC	3	0 50 100

Número de observaciones 27

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 11

Procedimiento ANOVA

Variable dependiente: resi

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	2	0.000000	0.000000	0.00	1.0000
Error	24	1142.655864	47.610661		
Total correcto	26	1142.655864			

R-cuadrado	Coef Var	Raiz MSE	resi Media
0.000000	1.1918E17	6.900048	5.7896E-15

Fuente	DF	Cuadrado de Anova SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	9.094947E-13	4.547474E-13	0.00	1.0000

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 12

Procedimiento ANOVA

Test de Levene para homogeneidad de la varianza resi
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	12636.9	6318.4	2.18	0.1351

Error 24 69620.9 2900.9

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza resi

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
REC	2	2.7176	0.2570

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 13

Procedimiento ANOVA

Nivel de REC	N	Media	Dev std
0	9	4.736952E-15	5.25870090
50	9	-1.57898E-15	9.04850185
100	9	1.736882E-14	5.77084587

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 14

Procedimiento ANOVA

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
SUS	3	35 65 100

Número de observaciones 27
Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 15

Procedimiento ANOVA

Variable dependiente: resi

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	2	0.000000	0.000000	0.00	1.0000
Error	24	1142.655864	47.610661		
Total correcto	26	1142.655864			

R-cuadrado	Coef Var	Raiz MSE	resi Media
0.000000	1.1918E17	6.900048	5.7896E-15

Fuente	DF	Cuadrado de Anova SS	la media	F-Valor	Pr > F
SUS	2	9.094947E-13	4.547474E-13	0.00	1.0000

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 16

Procedimiento ANOVA

Test de Levene para homogeneidad de la varianza resi
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Cuadrado Suma de cuadrados	de la media	F-Valor	Pr > F
SUS	2	8861.3	4430.7	1.45	0.2547
Error	24	73396.5	3058.2		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza resi

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
SUS	2	1.9721	0.3730

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 17

Procedimiento ANOVA

Nivel de SUS	N	Media	Dev std
35	9	4.736952E-15	5.34064049
65	9	1.578984E-15	6.20097024
100	9	1.421085E-14	8.70962171

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 18

Procedimiento GLM

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
SUS	3	35 65 100
REC	3	0 50 100
REP	3	1 2 3

Número de observaciones 27
 Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 19

Procedimiento GLM

Variable dependiente: FANCY FANCY

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	565.7597737	40.4114124	2.56	0.0551
Error	12	189.2962963	15.7746914		
Total correcto	26	755.0560700			

R-cuadrado	Coef Var	Raiz MSE	FANCY Media
0.749295	8.872329	3.971737	44.76543

Fuente	DF	Cuadrado de Tipo III SS	la media	F-Valor	Pr > F
REP	2	116.3847737	58.1923868	3.69	0.0564
REC	2	32.1949588	16.0974794	1.02	0.3897
REC*REP	4	390.5596708	97.6399177	6.19	0.0061
SUS	2	11.6702675	5.8351337	0.37	0.6984
SUS*REC	4	14.9501029	3.7375257	0.24	0.9121

Tests de hipótesis usando el MS Tipo III para REC*REP como un término de error

Fuente	DF	Cuadrado de Tipo III SS	la media	F-Valor	Pr > F
REP	2	116.3847737	58.1923868	0.60	0.5935
REC	2	32.1949588	16.0974794	0.16	0.8535

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 20

Procedimiento GLM

Prueba del rango estudentizado de Tukey (HSD) para FANCY

NOTA: Este test controla el índice de error experimentwise de tipo I, pero normalmente tiene un

índice de error de tipo II más elevado que REGWQ.

Alfa	0.05
Error de grados de libertad	4
Error de cuadrado medio	97.63992
Valor crítico del rango estudentizado	5.04024
Diferencia significativa mínima	16.601

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.

Tukey Agrupamiento	Media	N	REC
A	46.296	9	50
A			
A	44.176	9	0
A			
A	43.824	9	100
Sistema SAS			14:00 Friday, October 15, 2012 21

Procedimiento GLM

Prueba del rango estudentizado de Tukey (HSD) para FANCY

NOTA: Este test controla el índice de error experimentwise de tipo I, pero normalmente tiene un

índice de error de tipo II más elevado que REGWQ.

Alfa	0.05
Error de grados de libertad	12
Error de cuadrado medio	15.77469
Valor crítico del rango estudentizado	3.77278
Diferencia significativa mínima	4.9948

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.

Tukey Agrupamiento	Media	N	SUS
A	45.519	9	100
A			
A	44.861	9	65
A			
A	43.917	9	35
Sistema SAS			14:00 Friday, October 15, 2012 22

Procedimiento GLM

Nivel de SUS	Nivel de REC	N	-----FANCY-----	
			Media	Dev std
35	0	3	43.4722222	3.2450104
35	50	3	45.5000000	11.2595638
35	100	3	42.7777778	4.7297326
65	0	3	45.4444444	3.0554293
65	50	3	45.5000000	8.0445806
65	100	3	43.6388889	4.8105305
100	0	3	43.6111111	2.7755547
100	50	3	47.8888889	7.0090880
100	100	3	45.0555556	5.8667693

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 23

Procedimiento GLM
 Medias de cuadrados mínimos
 Ajuste para comparaciones múltiples: Tukey

SUS	FANCY	Número	
		LSMEAN	LSMEAN
35	43.9166667	1	
65	44.8611111	2	
100	45.5185185	3	

Medias de cuadrados mínimos para el efecto SUS
 Pr > |t| for H0: LSMean(i)=LSMean(j)

Variable dependiente: FANCY

i/j	1	2	3
1		0.8706	0.6771
2	0.8706		0.9347
3	0.6771	0.9347	

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 24

Procedimiento GLM
 Medias de cuadrados mínimos
 Ajuste para comparaciones múltiples: Tukey

SUS	REC	FANCY	Número	
			LSMEAN	LSMEAN
35	0	43.4722222	1	
35	50	45.5000000	2	
35	100	42.7777778	3	
65	0	45.4444444	4	
65	50	45.5000000	5	

65	100	43.6388889	6
100	0	43.6111111	7
100	50	47.8888889	8
100	100	45.0555556	9

Medias de cuadrados mínimos para el efecto SUS*REC
Pr > |t| for H0: LSMean(i)=LSMean(j)

Variable dependiente: FANCY

i/j	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1		0.9990	1.0000	0.9992	0.9990	1.0000	1.0000	0.8923	0.9998
2	0.9990		0.9927	1.0000	1.0000	0.9994	0.9994	0.9969	1.0000
3	1.0000	0.9927		0.9936	0.9927	1.0000	1.0000	0.8007	0.9977
4	0.9992	1.0000	0.9936		1.0000	0.9996	0.9995	0.9964	1.0000
5	0.9990	1.0000	0.9927	1.0000		0.9994	0.9994	0.9969	1.0000
6	1.0000	0.9994	1.0000	0.9996	0.9994		1.0000	0.9099	0.9999
7	1.0000	0.9994	1.0000	0.9995	0.9994	1.0000		0.9071	0.9999
8	0.8923	0.9969	0.8007	0.9964	0.9969	0.9099	0.9071		0.9905
9	0.9998	1.0000	0.9977	1.0000	1.0000	0.9999	0.9999	0.9905	

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 25

Procedimiento UNIVARIATE

Variable: resi

Momentos

N	27	Pesos de la suma	27
Media	0	Observaciones de la suma	0
Desviación típica	2.69826366	Varianza	7.28062678
Asimetría	-0.7674064	Curtosis	0.51603616
Suma de cuadrados no corregidos	189.296296	Suma de cuadrados corregidos	189.296296
Coefficiente de variación	.	Media de error estándar	0.51928108

Medidas estadísticas básicas

	Localización	Variabilidad	
Media	0.00000	Desviación típica	2.69826
Mediana	1.01852	Varianza	7.28063
Moda	-2.62037	Rango	11.30556
		Rango intercuantil	2.90741

NOTA: La moda mostrada es la menor de 2 modas con una cuenta 2.

Tests para posición: Mu0=0

Test	-Estadístico-	-----P-valor-----
T de Student	t 0	Pr > t 1.0000
Signo	M 2.5	Pr >= M 0.4421
Puntuación con signo	S 21	Pr >= S 0.6230

Tests para normalidad

Test	--Estadístico--	-----P-valor-----
Shapiro-Wilk	#11 X 0.945758	Pr < W 0.1689
Kolmogorov-Smirnov	D 0.165607	Pr > D 0.0560
Cramer-von Mises	W-Sq 0.10935	Pr > W-Sq 0.0832
Anderson-Darling	A-Sq 0.606446	Pr > A-Sq 0.1042

Cuantiles (Definición 5)

Cuantil	Estimador
100% Máx	4.54630
99%	4.54630
95%	4.12963
90%	2.62963
75% Q3	1.59259

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 26

Procedimiento UNIVARIATE

Variable: resi

Cuantiles (Definición 5)

Cuantil	Estimador
50% Mediana	1.01852
25% Q1	-1.31481
10%	-3.64815
5%	-5.56481
1%	-6.75926
0% Mín	-6.75926

Observaciones extremas

-----Inferior----- -----Superior-----

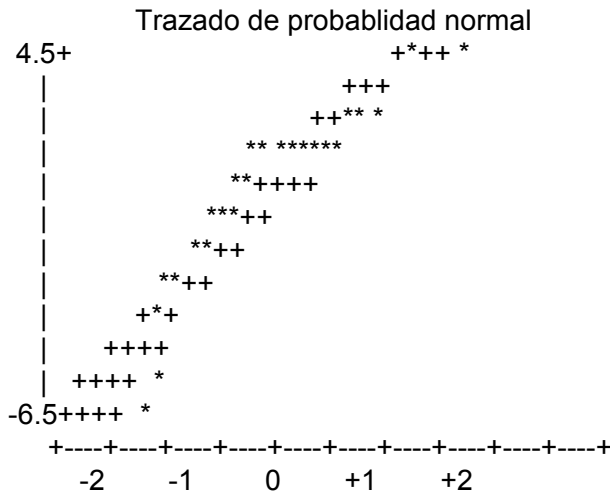
Valor Observación Valor Observación

-6.75926	24	2.21296	27
-5.56481	3	2.51852	14
-3.64815	18	2.62963	15
-2.93519	4	4.12963	6
-2.62037	11	4.54630	21

Stem Hoja	#	de caja
4 15	2	
3		
2 256	3	
1 022334467	9	+-----+
0 11	2	+
-0 954	3	
-1 32	2	+-----+
-2 966	3	
-3 6	1	
-4		
-5 6	1	
-6 8	1	0
-----+-----+-----+-----+		

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 27

Procedimiento UNIVARIATE
Variable: resi



Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 28

Procedimiento ANOVA

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
REC	3	0 50 100

Número de observaciones 27
 Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 29

Procedimiento ANOVA

Variable dependiente: resi

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	2	0.0000000	0.0000000	0.00	1.0000
Error	24	189.2962963	7.8873457		
Total correcto	26	189.2962963			

R-cuadrado	Coef Var	Raiz MSE	resi Media
0.000000	1.06718E17	2.808442	2.6316E-15

Fuente	DF	Cuadrado de Anova SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0	0	0.00	1.0000

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 30

Procedimiento ANOVA

Test de Levene para homogeneidad de la varianza resi
 ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	1055.9	527.9	6.74	0.0047
Error	24	1878.5	78.2707		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza resi

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
REC	2	9.0514	0.0108

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 31

Procedimiento ANOVA

Nivel de REC	N	Media	Dev std
0	9	2.368476E-15	1.57924668
50	9	3.157968E-15	1.82853961
100	9	2.368476E-15	4.22190240

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 32

Procedimiento ANOVA

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
SUS	3	35 65 100

Número de observaciones 27
Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 33

Procedimiento ANOVA

Variable dependiente: resi

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	2	0.0000000	0.0000000	0.00	1.0000
Error	24	189.2962963	7.8873457		
Total correcto	26	189.2962963			

R-cuadrado	Coef Var	Raiz MSE	resi Media
0.000000	1.06718E17	2.808442	2.6316E-15

Fuente	DF	Anova SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
SUS	2	0	0	0.00	1.0000

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 34

Procedimiento ANOVA

Test de Levene para homogeneidad de la varianza resi
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Cuadrado		F-Valor	Pr > F
		Suma de cuadrados	de la media		
SUS	2	274.3	137.1	1.24	0.3080
Error	24	2660.1	110.8		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza resi

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
SUS	2	3.0488	0.2177

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 35

Procedimiento ANOVA

Nivel de SUS	N	Media	Dev std
35	9	3.157968E-15	3.46103754
65	9	2.368476E-15	1.80207999
100	9	2.368476E-15	2.90443865

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 36

Procedimiento GLM

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
SUS	3	35 65 100
REC	3	0 50 100
REP	3	1 2 3

Número de observaciones 27
Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 37

Procedimiento GLM

Variable dependiente: ESTANDAR ESTANDAR

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	212.8276749	15.2019768	2.87	0.0371
Error	12	63.4598765	5.2883230		
Total correcto	26	276.2875514			

R-cuadrado	Coef Var	Raiz MSE	ESTANDAR Media
0.770312	7.127924	2.299635	32.26235

Fuente	DF	Cuadrado de Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REP	2	35.21193416	17.60596708	3.33	0.0708
REC	2	79.19187243	39.59593621	7.49	0.0078
REC*REP	4	64.86522634	16.21630658	3.07	0.0590
SUS	2	24.16255144	12.08127572	2.28	0.1443
SUS*REC	4	9.39609053	2.34902263	0.44	0.7747

Tests de hipótesis usando el MS Tipo III para REC*REP como un término de error

Fuente	DF	Cuadrado de Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REP	2	35.21193416	17.60596708	1.09	0.4201
REC	2	79.19187243	39.59593621	2.44	0.2027

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 38

Procedimiento GLM

Prueba del rango estudentizado de Tukey (HSD) para ESTANDAR

NOTA: Este test controla el índice de error experimentwise de tipo I, pero normalmente tiene un

índice de error de tipo II más elevado que REGWQ.

Alfa	0.05
Error de grados de libertad	4
Error de cuadrado medio	16.21631
Valor crítico del rango estudentizado	5.04024
Diferencia significativa mínima	6.7656

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.

Tukey Agrupamiento	Media	N	REC
A	34.380	9	100
A			
A	32.222	9	50
A			
A	30.185	9	0
Sistema SAS			14:00 Friday, October 15, 2012 39

Procedimiento GLM

Prueba del rango estudentizado de Tukey (HSD) para ESTANDAR

NOTA: Este test controla el índice de error experimentwise de tipo I, pero normalmente tiene un

índice de error de tipo II más elevado que REGWQ.

Alfa	0.05
Error de grados de libertad	12
Error de cuadrado medio	5.288323
Valor crítico del rango estudentizado	3.77278
Diferencia significativa mínima	2.892

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.

Tukey Agrupamiento	Media	N	SUS
A	33.157	9	100
A			
A	32.676	9	65
A			
A	30.954	9	35
Sistema SAS			14:00 Friday, October 15, 2012 40

Procedimiento GLM

Nivel de SUS	Nivel de REC	N	-----ESTANDAR----- Media	Dev std
35	0	3	28.8055556	2.55540458
35	50	3	31.2222222	2.57165821

35	100	3	32.8333333	3.19613482
65	0	3	31.0833333	2.37609624
65	50	3	31.5000000	4.50693909
65	100	3	35.4444444	2.79549903
100	0	3	30.6666667	4.34293807
100	50	3	33.9444444	1.64429429
100	100	3	34.8611111	1.75264351

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 41

Procedimiento GLM

Medias de cuadrados mínimos

Ajuste para comparaciones múltiples: Tukey

SUS	ESTANDAR LSMEAN	Número LSMEAN
35	30.9537037	1
65	32.6759259	2
100	33.1574074	3

Medias de cuadrados mínimos para el efecto SUS

Pr > |t| for H0: LSMean(i)=LSMean(j)

Variable dependiente: ESTANDAR

i/j	1	2	3
1		0.2877	0.1467
2	0.2877		0.8979
3	0.1467	0.8979	

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 42

Procedimiento GLM

Medias de cuadrados mínimos

Ajuste para comparaciones múltiples: Tukey

SUS	REC	ESTANDAR LSMEAN	Número LSMEAN
35	0	28.8055556	1
35	50	31.2222222	2
35	100	32.8333333	3
65	0	31.0833333	4
65	50	31.5000000	5
65	100	35.4444444	6
100	0	30.6666667	7
100	50	33.9444444	8
100	100	34.8611111	9

Medias de cuadrados mínimos para el efecto SUS*REC
 Pr > |t| for H0: LSMean(i)=LSMean(j)

Variable dependiente: ESTANDAR

i/j	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1		0.9174	0.4891	0.9384	0.8641	0.0676	0.9797	0.2298	0.1106
2	0.9174		0.9916	1.0000	1.0000	0.4349	1.0000	0.8580	0.6043
3	0.4891	0.9916		0.9859	0.9976	0.8816	0.9525	0.9993	0.9668
4	0.9384	1.0000	0.9859		1.0000	0.3981	1.0000	0.8255	0.5625
5	0.8641	1.0000	0.9976	1.0000		0.5132	0.9999	0.9127	0.6878
6	0.0676	0.4349	0.8816	0.3981	0.5132		0.2997	0.9947	1.0000
7	0.9797	1.0000	0.9525	1.0000	0.9999	0.2997		0.7124	0.4424
8	0.2298	0.8580	0.9993	0.8255	0.9127	0.9947	0.7124		0.9998
9	0.1106	0.6043	0.9668	0.5625	0.6878	1.0000	0.4424	0.9998	

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 43

Procedimiento UNIVARIATE
 Variable: resi

Momentos

N	27	Pesos de la suma	27
Media	0	Observaciones de la suma	0
Desviación típica	1.56229462	Varianza	2.44076448
Asimetría	0.36918123	Curtosis	-0.2481819
Suma de cuadrados no corregidos	63.4598765	Suma de cuadrados corregidos	63.4598765
Coefficiente de variación	.	Media de error estándar	0.30066374

Medidas estadísticas básicas

	Localización		Variabilidad
Media	0.00000	Desviación típica	1.56229
Mediana	-0.03704	Varianza	2.44076
Moda	.	Rango	6.15741
		Rango intercuantil	2.50000

Tests para posición: Mu0=0

Test	-Estadístico-	-----P-valor-----
T de Student	t 0	Pr > t 1.0000
Signo	M -1.5	Pr >= M 0.7011
Puntuación con signo	S -12	Pr >= S 0.7792

Tests para normalidad

Test	--Estadístico--	-----P-valor-----
Shapiro-Wilk	#11 X 0.958031	Pr < W 0.3330
Kolmogorov-Smirnov	D 0.131662	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.051373	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.406726	Pr > A-Sq >0.2500

Cuantiles (Definición 5)

Cuantil	Estimador
---------	-----------

100% Máx	3.101852
99%	3.101852
95%	3.083333
90%	2.750000
75% Q3	1.074074
50% Mediana	-0.037037
25% Q1	-1.425926

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 44

Procedimiento UNIVARIATE

Variable: resi

Cuantiles (Definición 5)

Cuantil	Estimador
---------	-----------

10%	-1.638889
5%	-1.759259
1%	-3.055556
0% Mín	-3.055556

Observaciones extremas

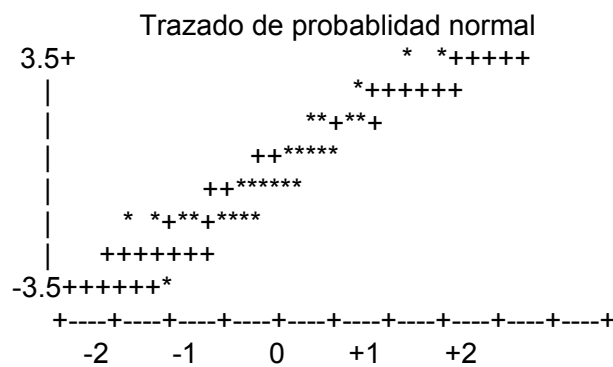
-----Inferior-----

-----Superior-----

Valor	Observación	Valor	Observación
-3.05556	14	1.37963	18
-1.75926	24	1.54630	21
-1.63889	8	2.75000	23
-1.59259	9	3.08333	17
-1.50926	3	3.10185	6

```

Stem Hoja      #      de caja
 3 11          2      |
 2 8           1      |
 1 1345        4      +-----+
 0 23477       5      | + |
-0 743100      6      *-----*
-1 86654433    8      +-----+
-2             |
-3 1           1      |
-----+-----+-----+
    
```



Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 45

Procedimiento ANOVA

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
REC	3	0 50 100

Número de observaciones 27

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 46

Procedimiento ANOVA

Variable dependiente: resi

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	2	0.00000000	0.00000000	0.00	1.0000
Error	24	63.45987654	2.64416152		

Total correcto 26 63.45987654

R-cuadrado Coef Var Raiz MSE resi Media
 0.000000 1.2358E17 1.626088 1.3158E-15

Fuente	DF	Cuadrado de Anova SS	la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0	0	0.00	1.0000

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 47

Procedimiento ANOVA

Test de Levene para homogeneidad de la varianza resi
 ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	50.1428	25.0714	3.24	0.0568
Error	24	185.7	7.7373		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza resi

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
REC	2	6.2685	0.0435

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 48

Procedimiento ANOVA

Nivel de REC	N	Media	Dev std
0	9	7.894919E-16	0.79300569
50	9	1.973730E-15	2.08430533
100	9	1.184238E-15	1.72026098

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 49

Procedimiento ANOVA

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
-------	---------	---------

SUS 3 35 65 100

Número de observaciones 27
 Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 50

Procedimiento ANOVA

Variable dependiente: resi

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	2	0.00000000	0.00000000	0.00	1.0000
Error	24	63.45987654	2.64416152		
Total correcto	26	63.45987654			

R-cuadrado 0.000000
 Coef Var 1.2358E17
 Raiz MSE 1.626088
 resi Media 1.3158E-15

Fuente	DF	Cuadrado de Anova SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
SUS	2	0	0	0.00	1.0000

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 51

Procedimiento ANOVA

Test de Levene para homogeneidad de la varianza resi
 ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
SUS	2	24.2549	12.1275	1.38	0.2719
Error	24	211.6	8.8159		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza resi

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
SUS	2	1.9641	0.3745

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 52

Procedimiento ANOVA

Nivel de SUS	N	Media	Dev std
35	9	3.947460E-16	2.00691641
65	9	7.894919E-16	1.57218705
100	9	2.763222E-15	1.19707935

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 53

Procedimiento GLM

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
SUS	3	35 65 100
REC	3	0 50 100
REP	3	1 2 3

Número de observaciones 27

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 54

Procedimiento GLM

Variable dependiente: NACIONAL NACIONAL

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	33.50308642	2.39307760	0.76	0.6883
Error	12	37.60802469	3.13400206		
Total correcto	26	71.11111111			

R-cuadrado	Coef Var	Raiz MSE	NACIONAL Media
0.471137	15.97273	1.770311	11.08333

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
--------	----	-------------	----------------------	---------	--------

REP	2	3.45061728	1.72530864	0.55	0.5905
REC	2	5.70524691	2.85262346	0.91	0.4285
REC*REP	4	11.76543210	2.94135802	0.94	0.4746
SUS	2	6.51388889	3.25694444	1.04	0.3835
SUS*REC	4	6.06790123	1.51697531	0.48	0.7474

Tests de hipótesis usando el MS Tipo III para REC*REP como un término de error

Fuente	DF	Cuadrado de Tipo III SS	la media	F-Valor	Pr > F
REP	2	3.45061728	1.72530864	0.59	0.5979
REC	2	5.70524691	2.85262346	0.97	0.4535

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 55

Procedimiento GLM

Prueba del rango estudentizado de Tukey (HSD) para NACIONAL

NOTA: Este test controla el índice de error experimentwise de tipo I, pero normalmente tiene un

índice de error de tipo II más elevado que REGWQ.

Alfa	0.05
Error de grados de libertad	4
Error de cuadrado medio	2.941358
Valor crítico del rango estudentizado	5.04024
Diferencia significativa mínima	2.8814

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.

Tukey Agrupamiento	Media	N	REC
A	11.6759	9	0
A			
A	11.0185	9	100
A			
A	10.5556	9	50

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 56

Procedimiento GLM

Prueba del rango estudentizado de Tukey (HSD) para NACIONAL

NOTA: Este test controla el índice de error experimentwise de tipo I, pero normalmente tiene un

índice de error de tipo II más elevado que REGWQ.

Alfa	0.05
Error de grados de libertad	12
Error de cuadrado medio	3.134002
Valor crítico del rango estudentizado	3.77278
Diferencia significativa mínima	2.2263

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.

Tukey Agrupamiento	Media	N	SUS
A	11.6389	9	65
A			
A	11.1667	9	35
A			
A	10.4444	9	100

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 57

Procedimiento GLM

Nivel de SUS	Nivel de REC	N	-----NACIONAL----- Media	Dev std
35	0	3	12.3888889	1.70239483
35	50	3	10.9166667	0.44095855
35	100	3	10.1944444	2.25513817
65	0	3	12.0555556	2.12350165
65	50	3	10.9722222	1.01835015
65	100	3	11.8888889	1.15570245
100	0	3	10.5833333	1.32287566
100	50	3	9.7777778	1.48214684
100	100	3	10.9722222	2.72122998

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 58

Procedimiento GLM

Medias de cuadrados mínimos
Ajuste para comparaciones múltiples: Tukey

SUS	NACIONAL LSMEAN	Número LSMEAN
35	11.1666667	1
65	11.6388889	2
100	10.4444444	3

Medias de cuadrados mínimos para el efecto SUS
 Pr > |t| for H0: LSMean(i)=LSMean(j)

Variable dependiente: NACIONAL

i/j	1	2	3
1		0.8404	0.6712
2	0.8404		0.3567
3	0.6712	0.3567	

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 59

Procedimiento GLM
 Medias de cuadrados mínimos
 Ajuste para comparaciones múltiples: Tukey

SUS	REC	NACIONAL LSMEAN	Número LSMEAN
35	0	12.3888889	1
35	50	10.9166667	2
35	100	10.1944444	3
65	0	12.0555556	4
65	50	10.9722222	5
65	100	11.8888889	6
100	0	10.5833333	7
100	50	9.7777778	8
100	100	10.9722222	9

Medias de cuadrados mínimos para el efecto SUS*REC
 Pr > |t| for H0: LSMean(i)=LSMean(j)

Variable dependiente: NACIONAL

i/j	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1		0.9762	0.8281	1.0000	0.9810	1.0000	0.9286	0.6787	0.9810
2	0.9762		0.9998	0.9951	1.0000	0.9983	1.0000	0.9951	1.0000
3	0.8281	0.9998		0.9172	0.9997	0.9484	1.0000	1.0000	0.9997
4	1.0000	0.9951	0.9172		0.9965	1.0000	0.9762	0.8008	0.9965
5	0.9810	1.0000	0.9997	0.9965		0.9989	1.0000	0.9934	1.0000
6	1.0000	0.9983	0.9484	1.0000	0.9989		0.9884	0.8535	0.9989
7	0.9286	1.0000	1.0000	0.9762	1.0000	0.9884		0.9996	1.0000
8	0.6787	0.9951	1.0000	0.8008	0.9934	0.8535	0.9996		0.9934
9	0.9810	1.0000	0.9997	0.9965	1.0000	0.9989	1.0000	0.9934	

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 60

Procedimiento UNIVARIATE

Variable: resi

Momentos

N	27	Pesos de la suma	27
Media	0	Observaciones de la suma	0
Desviación típica	1.20268969	Varianza	1.44646249
Asimetría	-0.0711198	Curtosis	-0.2170546
Suma de cuadrados no corregidos	37.6080247	Suma de cuadrados corregidos	37.6080247
Coefficiente de variación	.	Media de error estándar	0.23145774

Medidas estadísticas básicas

Localización

Variabilidad

Media	0.00000	Desviación típica	1.20269
Mediana	-0.01852	Varianza	1.44646
Moda	.	Rango	4.80556
		Rango intercuantil	1.62037

Tests para posición: $\mu_0=0$

Test	-Estadístico-	-----P-valor-----
T de Student	t 0	Pr > t 1.0000
Signo	M -0.5	Pr >= M 1.0000
Puntuación con signo	S 0.5	Pr >= S 0.9907

Tests para normalidad

Test	--Estadístico--	-----P-valor-----
Shapiro-Wilk	#11 X 0.97962	Pr < W 0.8537
Kolmogorov-Smirnov	D 0.088583	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.024657	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.188196	Pr > A-Sq >0.2500

Cuantiles (Definición 5)

Cuantil	Estimador
100% Máx	2.1296296
99%	2.1296296
95%	2.0740741
90%	2.0370370

75% Q3 0.7037037
 50% Mediana -0.0185185
 25% Q1 -0.9166667
 Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 61

Procedimiento UNIVARIATE
 Variable: resi

Cuantiles (Definición 5)

Cuantil	Estimador
10%	-1.4259259
5%	-1.8518519
1%	-2.6759259
0% Mín	-2.6759259

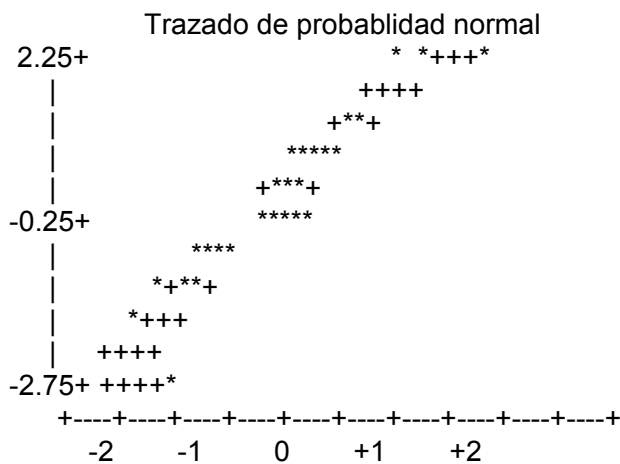
Observaciones extremas

-----Inferior-----		-----Superior-----	
Valor	Observación	Valor	Observación
-2.67593	15	1.14815	4
-1.85185	7	1.27778	2
-1.42593	21	2.03704	25
-1.37037	9	2.07407	6
-1.12963	22	2.12963	12

Stem Hoja	#	de caja
2 011	3	
1		
1 13	2	
0 555678	6	+-----+
0 24	2	+
-0 43210	5	*-----*
-0 9997	4	+-----+
-1 441	3	
-1 9	1	
-2		
-2 7	1	
-----+-----+-----+-----+		

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 62

Procedimiento UNIVARIATE
 Variable: resi



Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 63

Procedimiento ANOVA

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
REC	3	0 50 100

Número de observaciones 27

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 64

Procedimiento ANOVA

Variable dependiente: resi

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	2	0.00000000	0.00000000	0.00	1.0000
Error	24	37.60802469	1.56700103		
Total correcto	26	37.60802469			

R-cuadrado	Coef Var	Raiz MSE	resi Media
0.000000	3.80538E17	1.251799	3.2895E-16

Fuente	DF	Cuadrado de Anova	SS	la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0	0	0.00	1.0000	

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 65

Procedimiento ANOVA

Test de Levene para homogeneidad de la varianza resi
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	17.0682	8.5341	3.05	0.0659
Error	24	67.1033	2.7960		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza resi

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
REC	2	4.5511	0.1027

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 66

Procedimiento ANOVA

Nivel de REC	N	Media	Dev std
0	9	3.947460E-16	1.20249227
50	9	3.947460E-16	0.73282811
100	9	3.947460E-16	1.64862925

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 67

Procedimiento ANOVA

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
SUS	3	35 65 100

Número de observaciones 27
Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 68

Procedimiento ANOVA

Variable dependiente: resi

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	2	0.00000000	0.00000000	0.00	1.0000
Error	24	37.60802469	1.56700103		
Total correcto	26	37.60802469			

R-cuadrado Coef Var Raiz MSE resi Media
 0.000000 3.80538E17 1.251799 3.2895E-16

Fuente	DF	Cuadrado de Anova SS	la media	F-Valor	Pr > F
SUS	2	0	0	0.00	1.0000

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 69

Procedimiento ANOVA

Test de Levene para homogeneidad de la varianza resi
 ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
SUS	2	0.8935	0.4468	0.13	0.8798
Error	24	83.2780	3.4699		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza resi

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
SUS	2	0.1857	0.9113

Sistema SAS 14:00 Friday, October 15, 2012 70

Procedimiento ANOVA

Nivel de SUS	N	Media	Dev std
35	9	3.947460E-16	1.36101663
65	9	7.894919E-16	1.21085837
100	9	0.000000E+00	1.17578010

PRODUCTIVIDAD POR GRADOS DE CALIDAD PARA EL PRIMER PICO POR TRATAMIENTOS

Sistema SAS 14:31 Friday, October 15, 2012 1

Procedimiento GLM

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
SUS	3	35 65 100
REC	3	0 50 100
REP	3	1 2 3

Número de observaciones 27

Sistema SAS 14:31 Friday, October 15, 2012 2

Procedimiento GLM

Variable dependiente: PRODUCTIV PRODUCTIV

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	2178.917181	155.636942	1.59	0.2144
Error	12	1177.155864	98.096322		
Total correcto	26	3356.073045			

R-cuadrado	Coef Var	Raiz MSE	PRODUCTIV Media
0.649246	4.564935	9.904359	216.9660

Fuente	DF	Cuadrado de Tipo III SS	la media	F-Valor	Pr > F
REP	2	345.590021	172.795010	1.76	0.2134
REC	2	75.404835	37.702418	0.38	0.6890
REC*REP	4	1255.717078	313.929270	3.20	0.0526
SUS	2	166.238169	83.119084	0.85	0.4527
SUS*REC	4	335.967078	83.991770	0.86	0.5170

Tests de hipótesis usando el MS Tipo III para REC*REP como un término de error

Fuente	DF	Cuadrado de Tipo III SS	la media	F-Valor	Pr > F
REP	2	345.5900206	172.7950103	0.55	0.6149
REC	2	75.4048354	37.7024177	0.12	0.8899

Sistema SAS 14:31 Friday, October 15, 2012 3

Procedimiento GLM

Prueba del rango estudentizado de Tukey (HSD) para PRODUCTIV

NOTA: Este test controla el índice de error experimentwise de tipo I, pero normalmente tiene un

índice de error de tipo II más elevado que REGWQ.

Alfa	0.05
Error de grados de libertad	4
Error de cuadrado medio	313.9293
Valor crítico del rango estudentizado	5.04024
Diferencia significativa mínima	29.768

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.

Tukey Agrupamiento	Media	N	REC
A	218.389	9	50
A			
A	217.889	9	100
A			
A	214.620	9	0

Sistema SAS 14:31 Friday, October 15, 2012 4

Procedimiento GLM

Prueba del rango estudentizado de Tukey (HSD) para PRODUCTIV

NOTA: Este test controla el índice de error experimentwise de tipo I, pero normalmente tiene un

índice de error de tipo II más elevado que REGWQ.

Alfa	0.05
Error de grados de libertad	12
Error de cuadrado medio	98.09632
Valor crítico del rango estudentizado	3.77278
Diferencia significativa mínima	12.456

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.

Tukey Agrupamiento	Media	N	SUS
A	219.556	9	65
A			
A	217.722	9	35
A			
A	213.620	9	100

Sistema SAS 14:31 Friday, October 15, 2012 5

Procedimiento GLM

Nivel de SUS	Nivel de REC	N	-----PRODUCTIV----- Media	Dev std
35	0	3	216.611111	15.3996152
35	50	3	219.750000	3.9642500
35	100	3	216.805556	20.8656971
65	0	3	219.944444	10.4603528
65	50	3	223.194444	5.6496886
65	100	3	215.527778	3.9566517
100	0	3	207.305556	9.1257927
100	50	3	212.222222	19.7263102
100	100	3	221.333333	8.4611038

Sistema SAS 14:31 Friday, October 15, 2012 6

Procedimiento GLM

Medias de cuadrados mínimos

Ajuste para comparaciones múltiples: Tukey

SUS	PRODUCTIV LSMEAN	Número LSMEAN
35	217.722222	1
65	219.555556	2
100	213.620370	3

Medias de cuadrados mínimos para el efecto SUS

Pr > |t| for H0: LSMean(i)=LSMean(j)

Variable dependiente: PRODUCTIV

i/j	1	2	3
1		0.9191	0.6634

2 0.9191 0.4369
 3 0.6634 0.4369
 Sistema SAS 14:31 Friday, October 15, 2012 7

Procedimiento GLM
 Medias de cuadrados mínimos
 Ajuste para comparaciones múltiples: Tukey

		PRODUCTIV	Número
SUS	REC	LSMEAN	LSMEAN
35	0	216.611111	1
35	50	219.750000	2
35	100	216.805556	3
65	0	219.944444	4
65	50	223.194444	5
65	100	215.527778	6
100	0	207.305556	7
100	50	212.222222	8
100	100	221.333333	9

Medias de cuadrados mínimos para el efecto SUS*REC
 Pr > |t| for H0: LSMean(i)=LSMean(j)

Variable dependiente: PRODUCTIV

i/j	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1		1.0000	1.0000	1.0000	0.9940	1.0000	0.9532	0.9996	0.9994
2	1.0000		1.0000	1.0000	0.9999	0.9997	0.8185	0.9860	1.0000
3	1.0000	1.0000		1.0000	0.9950	1.0000	0.9478	0.9995	0.9995
4	1.0000	1.0000	1.0000		1.0000	0.9996	0.8071	0.9837	1.0000
5	0.9940	0.9999	0.9950	1.0000		0.9844	0.5892	0.8941	1.0000
6	1.0000	0.9997	1.0000	0.9996	0.9844		0.9764	1.0000	0.9974
7	0.9532	0.8185	0.9478	0.8071	0.5892	0.9764		0.9992	0.7184
8	0.9996	0.9860	0.9995	0.9837	0.8941	1.0000	0.9992		0.9582
9	0.9994	1.0000	0.9995	1.0000	1.0000	0.9974	0.7184	0.9582	

Sistema SAS 14:31 Friday, October 15, 2012 8

Procedimiento UNIVARIATE

Variable: resi

Momentos

N	27	Pesos de la suma	27
Media	0	Observaciones de la suma	0
Desviación típica	6.72868676	Varianza	45.2752255
Asimetría	0.22282469	Curtosis	-0.3846598

Suma de cuadrados no corregidos 1177.15586 Suma de cuadrados corregidos
 1177.15586
 Coeficiente de variación . Media de error estándar 1.29493637

Medidas estadísticas básicas

Localización	Variabilidad		
Media	0.000000	Desviación típica	6.72869
Mediana	0.925926	Varianza	45.27523
Moda	.	Rango	27.72222
		Rango intercuantil	9.16667

Tests para posición: Mu0=0

Test	-Estadístico-	-----P-valor-----	
T de Student	t	0	Pr > t 1.0000
Signo	M	0.5	Pr >= M 1.0000
Puntuación con signo	S	-4	Pr >= S 0.9256

Tests para normalidad

Test	--Estadístico--	-----P-valor-----	
Shapiro-Wilk	#11 X	0.985747	Pr < W 0.9630
Kolmogorov-Smirnov	D	0.096628	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq	0.025904	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq	0.16793	Pr > A-Sq >0.2500

Cuantiles (Definición 5)

Cuantil	Estimador
100% Máx	14.888889
99%	14.888889
95%	10.527778
90%	9.388889
75% Q3	3.898148
50% Mediana	0.925926
25% Q1	-5.268519

Sistema SAS 14:31 Friday, October 15, 2012 9

Procedimiento UNIVARIATE
 Variable: resi

Cuantiles (Definición 5)

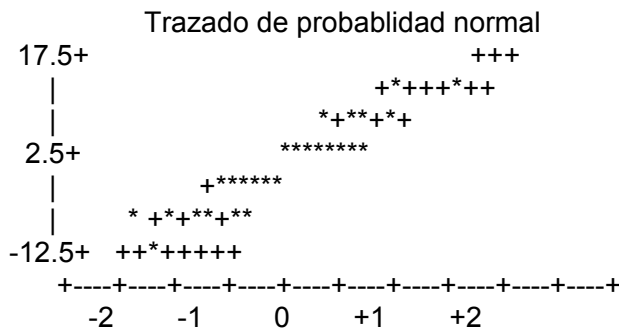
Cuantil	Estimador
10%	-8.583333
5%	-8.888889
1%	-12.833333
0% Mín	-12.833333

Observaciones extremas

-----Inferior-----		-----Superior-----	
Valor	Observación	Valor	Observación
-12.83333	2	7.19444	8
-8.88889	3	8.25000	18
-8.58333	26	9.38889	20
-8.27778	24	10.52778	21
-6.61111	15	14.88889	6

Stem Hoja	#	de caja
1 5	1	
1 1	1	
0 6789	4	
0 11112334	8	+--+--+
-0 3221	4	
-0 99876555	8	+-----+
-1 3	1	
-----+-----+-----+-----+		

Multiplicar Stem.Leaf por 10**+1



Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
REC	3	0 50 100

Número de observaciones 27
 Sistema SAS 14:31 Friday, October 15, 2012 11

Procedimiento ANOVA

Variable dependiente: resi

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	2	0.000000	0.000000	0.00	1.0000
Error	24	1177.155864	49.048161		
Total correcto	26	1177.155864			

R-cuadrado	Coef Var	Raiz MSE	resi Media
0.000000	5.54426E16	7.003439	1.2632E-14

Fuente	DF	Cuadrado de Anova SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	1.136868E-13	5.684342E-14	0.00	1.0000

Sistema SAS 14:31 Friday, October 15, 2012 12

Procedimiento ANOVA

Test de Levene para homogeneidad de la varianza resi
 ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	16824.7	8412.3	3.45	0.0483
Error	24	58551.4	2439.6		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza resi

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
REC	2	6.1956	0.0451

Sistema SAS 14:31 Friday, October 15, 2012 13

Procedimiento ANOVA

Nivel de REC	N	Media	Dev std
0	9	9.473903E-15	3.42256154
50	9	6.315935E-15	7.48230938
100	9	2.210577E-14	8.91322623

Sistema SAS 14:31 Friday, October 15, 2012 14

Procedimiento ANOVA

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
SUS	3	35 65 100

Número de observaciones 27
Sistema SAS 14:31 Friday, October 15, 2012 15

Procedimiento ANOVA

Variable dependiente: resi

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	2	0.000000	0.000000	0.00	1.0000
Error	24	1177.155864	49.048161		
Total correcto	26	1177.155864			

R-cuadrado	Coef Var	Raiz MSE	resi Media
0.000000	5.54426E16	7.003439	1.2632E-14

Fuente	DF	Cuadrado de Anova SS	la media	F-Valor	Pr > F
--------	----	----------------------	----------	---------	--------

SUS 2 0 0 0.00 1.0000
 Sistema SAS 14:31 Friday, October 15, 2012 16

Procedimiento ANOVA

Test de Levene para homogeneidad de la varianza resi
 ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de Cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
SUS	2	3770.9	1885.4	0.63	0.5402
Error	24	71605.2	2983.5		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza resi

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
SUS	2	0.9618	0.6182
Sistema SAS 14:31 Friday, October 15, 2012 17			

Procedimiento ANOVA

Nivel de SUS	N	Media	Dev std
35	9	1.263187E-14	7.30306428
65	9	6.315935E-15	5.57230692
100	9	1.894781E-14	7.92206606

PRODUCTIVIDAD POR GRADOS DE CALIDAD PARA EL SEGUNDO PICO

POR FACTORES

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 1

Procedimiento GLM

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
SUS	3	35 65 100
REC	3	0 50 100
REP	3	1 2 3

Número de observaciones 27

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 2

Procedimiento GLM

Variable dependiente: SELECT SELECT

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	5424.761317	387.482951	8.01	0.0005
Error	12	580.722222	48.393519		
Total correcto	26	6005.483539			

R-cuadrado	Coef Var	Raiz MSE	SELECT Media
0.903301	8.091329	6.956545	85.97531

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REP	2	2724.883230	1362.441615	28.15	<.0001
REC	2	80.502058	40.251029	0.83	0.4589
REC*REP	4	1471.783436	367.945859	7.60	0.0027
SUS	2	740.059156	370.029578	7.65	0.0072

SUS*REC 4 407.533436 101.883359 2.11 0.1430

Tests de hipótesis usando el MS Tipo III para REC*REP como un término de error

Fuente	DF	Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REP	2	2724.883230	1362.441615	3.70	0.1230
REC	2	80.502058	40.251029	0.11	0.8990

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 3

Procedimiento GLM

Prueba del rango estudentizado de Tukey (HSD) para SELECT

NOTA: Este test controla el índice de error experimentwise de tipo I, pero normalmente tiene un

índice de error de tipo II más elevado que REGWQ.

Alfa 0.05
 Error de grados de libertad 4
 Error de cuadrado medio 367.9459
 Valor crítico del rango estudentizado 5.04024
 Diferencia significativa mínima 32.227

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.

Tukey Agrupamiento	Media	N	REC
A	87.630	9	50
A			
A	86.704	9	100
A			
A	83.593	9	0

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 4

Procedimiento GLM

Prueba del rango estudentizado de Tukey (HSD) para SELECT

NOTA: Este test controla el índice de error experimentwise de tipo I, pero normalmente tiene un

índice de error de tipo II más elevado que REGWQ.

Alfa 0.05

Error de grados de libertad	12
Error de cuadrado medio	48.39352
Valor crítico del rango estudentizado	3.77278
Diferencia significativa mínima	8.7485

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.

Tukey Agrupamiento	Media	N	SUS
A	92.380	9	35
A			
B A	85.991	9	65
B			
B	79.556	9	100

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 5

Procedimiento GLM

Nivel de SUS	Nivel de REC	N	-----SELECT----- Media	Dev std
35	0	3	90.4444444	20.6579843
35	50	3	96.8055556	7.0535321
35	100	3	89.8888889	14.6188457
65	0	3	85.3888889	19.0157707
65	50	3	90.1666667	1.0833333
65	100	3	82.4166667	15.2895662
100	0	3	74.9444444	26.8048935
100	50	3	75.9166667	17.7364972
100	100	3	87.8055556	8.2975621

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 6

Procedimiento GLM

Medias de cuadrados mínimos
Ajuste para comparaciones múltiples: Tukey

SUS	SELECT LSMEAN	Número LSMEAN
35	92.3796296	1
65	85.9907407	2
100	79.5555556	3

Medias de cuadrados mínimos para el efecto SUS
Pr > |t| for H0: LSMean(i)=LSMean(j)

Variable dependiente: SELECT

i/j	1	2	3
1		0.1678	0.0054
2	0.1678		0.1641
3	0.0054	0.1641	

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 7

Procedimiento GLM
 Medias de cuadrados mínimos
 Ajuste para comparaciones múltiples: Tukey

		SELECT	Número
SUS	REC	LSMEAN	LSMEAN
35	0	90.4444444	1
35	50	96.8055556	2
35	100	89.8888889	3
65	0	85.3888889	4
65	50	90.1666667	5
65	100	82.4166667	6
100	0	74.9444444	7
100	50	75.9166667	8
100	100	87.8055556	9

Medias de cuadrados mínimos para el efecto SUS*REC
 Pr > |t| for H0: LSMean(i)=LSMean(j)

Variable dependiente: SELECT

i/j	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1		0.9595	1.0000	0.9894	1.0000	0.8728	0.2324	0.2944	0.9999
2	0.9595		0.9372	0.5637	0.9492	0.3042	0.0408	0.0538	0.7966
3	1.0000	0.9372		0.9949	1.0000	0.9083	0.2664	0.3350	1.0000
4	0.9894	0.5637	0.9949		0.9926	0.9997	0.6605	0.7543	0.9999
5	1.0000	0.9492	1.0000	0.9926		0.8914	0.2490	0.3143	0.9999
6	0.8728	0.3042	0.9083	0.9997	0.8914		0.9083	0.9545	0.9843
7	0.2324	0.0408	0.2664	0.6605	0.2490	0.9083		1.0000	0.4270
8	0.2944	0.0538	0.3350	0.7543	0.3143	0.9545	1.0000		0.5174
9	0.9999	0.7966	1.0000	0.9999	0.9999	0.9843	0.4270	0.5174	

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 8

Procedimiento UNIVARIATE
 Variable: resi

Momentos

N	27	Pesos de la suma	27
Media	0	Observaciones de la suma	0
Desviación típica	4.72604169	Varianza	22.3354701
Asimetría	-0.0509922	Curtosis	-0.0461483
Suma de cuadrados no corregidos	580.722222	Suma de cuadrados corregidos	580.722222
Coefficiente de variación	.	Media de error estándar	0.90952715

Medidas estadísticas básicas

Localización		Variabilidad	
Media	0.00000	Desviación típica	4.72604
Mediana	-0.65741	Varianza	22.33547
Moda	.	Rango	19.16667
		Rango intercuantil	6.25000

Tests para posición: $\mu_0=0$

Test	-Estadístico-	-----P-valor-----
T de Student	t 0	Pr > t 1.0000
Signo	M -2.5	Pr >= M 0.4421
Puntuación con signo	S -6	Pr >= S 0.8886

Tests para normalidad

Test	--Estadístico--	-----P-valor-----
Shapiro-Wilk	#11 X 0.97713	Pr < W 0.7926
Kolmogorov-Smirnov	D 0.098064	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.043167	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.26113	Pr > A-Sq >0.2500

Cuantiles (Definición 5)

Cuantil	Estimador
100% Máx	8.657407
99%	8.657407
95%	8.490741
90%	6.509259
75% Q3	3.509259
50% Mediana	-0.657407
25% Q1	-2.740741

Procedimiento UNIVARIATE
Variable: resi

Cuantiles (Definición 5)

Cuantil	Estimador
10%	-5.685185
5%	-8.425926
1%	-10.509259
0% Mín	-10.509259

Observaciones extremas

-----Inferior-----		-----Superior-----	
Valor	Observación	Valor	Observación
-10.50926	2	5.23148	7
-8.42593	26	5.59259	12
-5.68519	25	6.50926	19
-4.37963	3	8.49074	20
-4.15741	1	8.65741	8

Stem Hoja	#	de caja
8 57	2	
6 5	1	
4 026	3	
2 05	2	+-----+
0 599	3	+
-0 8218721	7	*-----*
-2 9743	4	+-----+
-4 742	3	
-6		
-8 4	1	
-10 5	1	
-----+-----+-----+-----+		

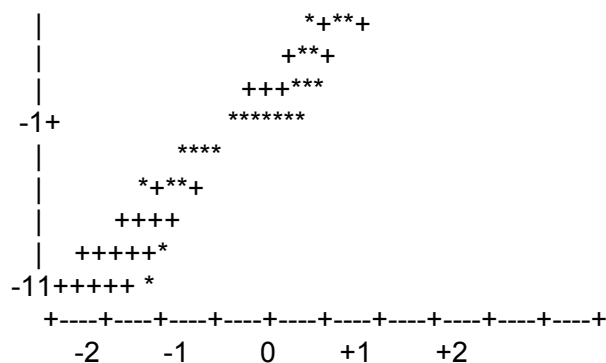
Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 10

Procedimiento UNIVARIATE
Variable: resi

Trazado de probabilidad normal

```

9+          *++++*+
|          *+++
    
```



Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 11

Procedimiento ANOVA

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
REC	3	0 50 100

Número de observaciones 27

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 12

Procedimiento ANOVA

Variable dependiente: resi

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	2	0.0000000	0.0000000	0.00	1.0000
Error	24	580.7222222	24.1967593		
Total correcto	26	580.7222222			

R-cuadrado	Coef Var	Raiz MSE	resi Media
0.000000	-3.1153E17	4.919020	-0.000000

Fuente	DF	Cuadrado de Anova SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	1.136868E-13	5.684342E-14	0.00	1.0000

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 13

Procedimiento ANOVA

Test de Levene para homogeneidad de la varianza resi
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	3557.6	1778.8	2.34	0.1183
Error	24	18271.4	761.3		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza resi

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
REC	2	2.9524	0.2285

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 14

Procedimiento ANOVA

Nivel de REC	N	Media	Dev std
0	9	-3.94746E-15	4.03913628
50	9	-4.73695E-15	6.51190446
100	9	4.736952E-15	3.72434641

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 15

Procedimiento ANOVA

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
SUS	3	35 65 100

Número de observaciones 27
Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 16

Procedimiento ANOVA

Variable dependiente: resi

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
--------	----	-------------------	----------------------	---------	--------

Modelo	2	0.0000000	0.0000000	0.00	1.0000
Error	24	580.7222222	24.1967593		
Total correcto	26	580.7222222			

R-cuadrado	Coef Var	Raiz MSE	resi Media
0.000000	-3.1153E17	4.919020	-0.000000

Fuente	DF	Cuadrado de Anova SS	la media	F-Valor	Pr > F
SUS	2	1.136868E-13	5.684342E-14	0.00	1.0000

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 17

Procedimiento ANOVA

Test de Levene para homogeneidad de la varianza resi
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
SUS	2	3754.1	1877.0	2.49	0.1039
Error	24	18075.0	753.1		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza resi

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
SUS	2	5.6122	0.0604

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 18

Procedimiento ANOVA

Nivel de SUS	N	-----resi----- Media	Dev std
35	9	-3.15797E-15	2.50547241
65	9	-4.73695E-15	5.32419283
100	9	3.947460E-15	6.16164398

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 19

Procedimiento GLM

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
SUS	3	35 65 100
REC	3	0 50 100
REP	3	1 2 3

Número de observaciones 27

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 20

Procedimiento GLM

Variable dependiente: FANCY FANCY

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	351.4521605	25.1037257	2.66	0.0485
Error	12	113.2191358	9.4349280		
Total correcto	26	464.6712963			

R-cuadrado	Coef Var	Raiz MSE	FANCY Media
0.756346	6.803452	3.071633	45.14815

Fuente	DF	Cuadrado de Tipo III SS	la media	F-Valor	Pr > F
REP	2	122.5972222	61.2986111	6.50	0.0122
REC	2	1.0941358	0.5470679	0.06	0.9439
REC*REP	4	125.9336420	31.4834105	3.34	0.0468
SUS	2	62.1543210	31.0771605	3.29	0.0724
SUS*REC	4	39.6728395	9.9182099	1.05	0.4216

Tests de hipótesis usando el MS Tipo III para REC*REP como un término de error

Fuente	DF	Cuadrado de Tipo III SS	la media	F-Valor	Pr > F
REP	2	122.5972222	61.2986111	1.95	0.2568

REC 2 1.0941358 0.5470679 0.02 0.9828
 Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 21

Procedimiento GLM

Prueba del rango estudentizado de Tukey (HSD) para FANCY

NOTA: Este test controla el índice de error experimentwise de tipo I, pero normalmente tiene un

índice de error de tipo II más elevado que REGWQ.

Alfa 0.05
 Error de grados de libertad 4
 Error de cuadrado medio 31.48341
 Valor crítico del rango estudentizado 5.04024
 Diferencia significativa mínima 9.4269

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.

Tukey Agrupamiento	Media	N	REC
A	45.380	9	100
A			
A	45.176	9	0
A			
A	44.889	9	50
Sistema SAS			14:16 Friday, October 15, 2012 22

Procedimiento GLM

Prueba del rango estudentizado de Tukey (HSD) para FANCY

NOTA: Este test controla el índice de error experimentwise de tipo I, pero normalmente tiene un

índice de error de tipo II más elevado que REGWQ.

Alfa 0.05
 Error de grados de libertad 12
 Error de cuadrado medio 9.434928
 Valor crítico del rango estudentizado 3.77278
 Diferencia significativa mínima 3.8629

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.

```

Tukey Agrupamiento      Media  N  SUS
      A    46.852   9  65
      A
      A    45.426   9  35
      A
      A    43.167   9  100
Sistema SAS              14:16 Friday, October 15, 2012 23
    
```

Procedimiento GLM

```

Nivel de  Nivel de  -----FANCY-----
SUS      REC      N      Media      Dev std
35       0       3      45.4722222  4.81053050
35       50      3      43.8333333  2.76259741
35       100     3      46.9722222  3.07129783
65       0       3      48.3611111  1.76842156
65       50      3      47.0833333  8.18704939
65       100     3      45.1111111  2.67749537
100      0       3      41.6944444  4.01069173
100      50      3      43.7500000  5.67890835
100      100     3      44.0555556  3.87417853
Sistema SAS              14:16 Friday, October 15, 2012 24
    
```

Procedimiento GLM

Medias de cuadrados mínimos

Ajuste para comparaciones múltiples: Tukey

SUS	Número FANCY	LSMEAN	LSMEAN
35	45.4259259	1	
65	46.8518519	2	
100	43.1666667	3	

Medias de cuadrados mínimos para el efecto SUS

Pr > |t| for H0: LSMean(i)=LSMean(j)

Variable dependiente: FANCY

i/j	1	2	3
1		0.5998	0.2994
2	0.5998		0.0620
3	0.2994	0.0620	

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 25

Procedimiento GLM
Medias de cuadrados mínimos
Ajuste para comparaciones múltiples: Tukey

		Número	
SUS	REC	FANCY	LSMEAN
35	0	45.4722222	1
35	50	43.8333333	2
35	100	46.9722222	3
65	0	48.3611111	4
65	50	47.0833333	5
65	100	45.1111111	6
100	0	41.6944444	7
100	50	43.7500000	8
100	100	44.0555556	9

Medias de cuadrados mínimos para el efecto SUS*REC
Pr > |t| for H0: LSMean(i)=LSMean(j)

Variable dependiente: FANCY

i/j	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1		0.9986	0.9993	0.9529	0.9988	1.0000	0.8334	0.9981	0.9995
2	0.9986		0.9279	0.6793	0.9146	0.9998	0.9919	1.0000	1.0000
3	0.9993	0.9279		0.9996	1.0000	0.9967	0.5112	0.9181	0.9505
4	0.9529	0.6793	0.9996		0.9998	0.9146	0.2566	0.6607	0.7281
5	0.9988	0.9146	1.0000	0.9998		0.9952	0.4872	0.9038	0.9399
6	1.0000	0.9998	0.9967	0.9146	0.9952		0.8921	0.9996	0.9999
7	0.8334	0.9919	0.5112	0.2566	0.4872	0.8921		0.9937	0.9850
8	0.9981	1.0000	0.9181	0.6607	0.9038	0.9996	0.9937		1.0000
9	0.9995	1.0000	0.9505	0.7281	0.9399	0.9999	0.9850	1.0000	

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 26

Procedimiento UNIVARIATE

Variable: resi

Momentos

N	27	Pesos de la suma	27
Media	0	Observaciones de la suma	0
Desviación típica	2.08676356	Varianza	4.35458215
Asimetría	-0.251458	Curtosis	1.3659019
Suma de cuadrados no corregidos	113.219136	Suma de cuadrados corregidos	113.219136
Coefficiente de variación	.	Media de error estándar	0.40159783

Medidas estadísticas básicas

Localización		Variabilidad	
Media	0.000000	Desviación típica	2.08676
Mediana	0.064815	Varianza	4.35458
Moda	.	Rango	10.33333
		Rango intercuantil	2.49074

Tests para posición: $\mu_0=0$

Test	-Estadístico-	-----P-valor-----
T de Student	t	0 Pr > t 1.0000
Signo	M	0.5 Pr >= M 1.0000
Puntuación con signo	S	8 Pr >= S 0.8518

Tests para normalidad

Test	--Estadístico--	-----P-valor-----
Shapiro-Wilk	#11 X	0.976802 Pr < W 0.7841
Kolmogorov-Smirnov	D	0.088227 Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq	0.039164 Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq	0.284592 Pr > A-Sq >0.2500

Cuantiles (Definición 5)

Cuantil	Estimador
100% Máx	4.9166667
99%	4.9166667
95%	3.2777778
90%	2.1388889
75% Q3	1.2685185
50% Mediana	0.0648148
25% Q1	-1.2222222

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 27

Procedimiento UNIVARIATE

Variable: resi

Cuantiles (Definición 5)

Cuantil	Estimador
10%	-2.0555556

5% -3.6944444
 1% -5.4166667
 0% Mín -5.4166667

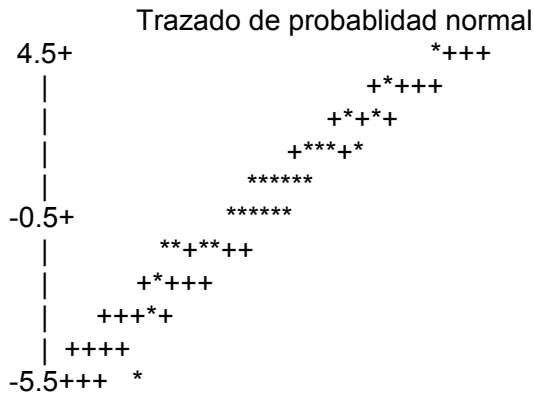
Observaciones extremas

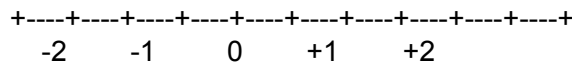
-----Inferior-----		-----Superior-----	
Valor	Observación	Valor	Observación
-5.41667	26	1.55556	5
-3.69444	2	2.12037	7
-2.05556	14	2.13889	8
-1.95370	27	3.27778	17
-1.93519	25	4.91667	20

Stem Hoja	#	de caja
4 9	1	
3 3	1	
2 11	2	
1 0346	4	+-----+
0 115679	6	*--+-*
-0 976320	6	
-1 952	3	+-----+
-2 10	2	
-3 7	1	
-4		
-5 4	1	0
-----+-----+-----+-----+		

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 28

Procedimiento UNIVARIATE
 Variable: resi





Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 29

Procedimiento ANOVA

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
REC	3	0 50 100

Número de observaciones 27

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 30

Procedimiento ANOVA

Variable dependiente: resi

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	2	0.0000000	0.0000000	0.00	1.0000
Error	24	113.2191358	4.7174640		
Total correcto	26	113.2191358			

R-cuadrado	Coef Var	Raiz MSE	resi Media
0.000000	-8.2533E16	2.171972	-0.000000

Fuente	DF	Cuadrado de Anova SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0	0	0.00	1.0000

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 31

Procedimiento ANOVA

Test de Levene para homogeneidad de la varianza resi
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Cuadrado Suma de	Cuadrado de la
------------------	----------------

Fuente	DF	cuadrados	media	F-Valor	Pr > F
REC	2	471.3	235.7	6.21	0.0067
Error	24	910.9	37.9558		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza resi

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
REC	2	12.0195	0.0025

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 32

Procedimiento ANOVA

Nivel de REC	N	Media	Dev std
0	9	-1.57898E-15	1.28011561
50	9	-1.57898E-15	3.37028134
100	9	-4.73695E-15	1.07466259

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 33

Procedimiento ANOVA

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
SUS	3	35 65 100

Número de observaciones 27
Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 34

Procedimiento ANOVA

Variable dependiente: resi

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	2	0.0000000	0.0000000	0.00	1.0000
Error	24	113.2191358	4.7174640		
Total correcto	26	113.2191358			

R-cuadrado Coef Var Raiz MSE resi Media

0.000000 -8.2533E16 2.171972 -0.000000

Fuente	DF	Cuadrado de Anova SS	la media	F-Valor	Pr > F
SUS	2	0	0	0.00	1.0000

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 35

Procedimiento ANOVA

Test de Levene para homogeneidad de la varianza resi
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	de la media	F-Valor	Pr > F
SUS	2	125.3	62.6346	1.20	0.3198
Error	24	1257.0	52.3742		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza resi

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
SUS	2	4.4597	0.1075

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 36

Procedimiento ANOVA

Nivel de SUS	N	-----resi----- Media	Dev std
35	9	-2.36848E-15	1.22148547
65	9	-2.36848E-15	2.70792969
100	9	-3.15797E-15	2.30813388

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 37

Procedimiento GLM

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
SUS	3	35 65 100
REC	3	0 50 100

REP 3 1 2 3

Número de observaciones 27

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 38

Procedimiento GLM

Variable dependiente: ESTANDAR ESTANDAR

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	552.1095679	39.4363977	1.82	0.1521
Error	12	259.8209877	21.6517490		
Total correcto	26	811.9305556			

R-cuadrado	Coef Var	Raiz MSE	ESTANDAR Media
0.679996	13.65226	4.653144	34.08333

Fuente	DF	Cuadrado de Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REP	2	274.1311728	137.0655864	6.33	0.0133
REC	2	6.7608025	3.3804012	0.16	0.8572
REC*REP	4	75.3580247	18.8395062	0.87	0.5096
SUS	2	157.0185185	78.5092593	3.63	0.0586
SUS*REC	4	38.8410494	9.7102623	0.45	0.7717

Tests de hipótesis usando el MS Tipo III para REC*REP como un término de error

Fuente	DF	Cuadrado de Tipo III SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REP	2	274.1311728	137.0655864	7.28	0.0465
REC	2	6.7608025	3.3804012	0.18	0.8421

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 39

Procedimiento GLM

Prueba del rango estudentizado de Tukey (HSD) para ESTANDAR

NOTA: Este test controla el índice de error experimentwise de tipo I, pero normalmente tiene un

índice de error de tipo II más elevado que REGWQ.

Alfa	0.05
Error de grados de libertad	4
Error de cuadrado medio	18.83951
Valor crítico del rango estudentizado	5.04024
Diferencia significativa mínima	7.2923

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.

Tukey Agrupamiento	Media	N	REC
A	34.500	9	100
A			
A	34.370	9	0
A			
A	33.380	9	50
Sistema SAS			14:16 Friday, October 15, 2012 40

Procedimiento GLM

Prueba del rango estudentizado de Tukey (HSD) para ESTANDAR

NOTA: Este test controla el índice de error experimentwise de tipo I, pero normalmente tiene un

índice de error de tipo II más elevado que REGWQ.

Alfa	0.05
Error de grados de libertad	12
Error de cuadrado medio	21.65175
Valor crítico del rango estudentizado	3.77278
Diferencia significativa mínima	5.8518

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.

Tukey Agrupamiento	Media	N	SUS
A	37.398	9	65
A			
A	33.120	9	35
A			
A	31.731	9	100
Sistema SAS			14:16 Friday, October 15, 2012 41

Procedimiento GLM

Nivel de SUS	Nivel de REC	N	-----ESTANDAR-----	
			Media	Dev std
35	0	3	34.8611111	6.63761029
35	50	3	33.2500000	7.68702008
35	100	3	31.2500000	5.37548447
65	0	3	36.4166667	0.80363756
65	50	3	36.5000000	4.78495907
65	100	3	39.2777778	7.41729086
100	0	3	31.8333333	3.72025238
100	50	3	30.3888889	8.51482911
100	100	3	32.9722222	2.77680539

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 42

Procedimiento GLM

Medias de cuadrados mínimos

Ajuste para comparaciones múltiples: Tukey

SUS	ESTANDAR LSMEAN	Número LSMEAN
35	33.1203704	1
65	37.3981481	2
100	31.7314815	3

Medias de cuadrados mínimos para el efecto SUS

Pr > |t| for H0: LSMean(i)=LSMean(j)

Variable dependiente: ESTANDAR

i/j	1	2	3
1		0.1673	0.8050
2	0.1673		0.0580
3	0.8050	0.0580	

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 43

Procedimiento GLM

Medias de cuadrados mínimos

Ajuste para comparaciones múltiples: Tukey

SUS	REC	ESTANDAR LSMEAN	Número LSMEAN
35	0	34.8611111	1
35	50	33.2500000	2

35	100	31.2500000	3
65	0	36.4166667	4
65	50	36.5000000	5
65	100	39.2777778	6
100	0	31.8333333	7
100	50	30.3888889	8
100	100	32.9722222	9

Medias de cuadrados mínimos para el efecto SUS*REC
 Pr > |t| for H0: LSMean(i)=LSMean(j)

Variable dependiente: ESTANDAR

i/j	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1		0.9999	0.9841	1.0000	0.9999	0.9506	0.9947	0.9472	0.9998
2	0.9999		0.9997	0.9930	0.9917	0.7956	1.0000	0.9964	1.0000
3	0.9841	0.9997		0.8930	0.8849	0.5065	1.0000	1.0000	0.9999
4	1.0000	0.9930	0.8930		1.0000	0.9964	0.9401	0.7956	0.9881
5	0.9999	0.9917	0.8849	1.0000		0.9970	0.9344	0.7847	0.9862
6	0.9506	0.7956	0.5065	0.9964	0.9970		0.5922	0.3899	0.7584
7	0.9947	1.0000	1.0000	0.9401	0.9344	0.5922		1.0000	1.0000
8	0.9472	0.9964	1.0000	0.7956	0.7847	0.3899	1.0000		0.9982
9	0.9998	1.0000	0.9999	0.9881	0.9862	0.7584	1.0000	0.9982	

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 44

Procedimiento UNIVARIATE

Variable: resi

Momentos

N	27	Pesos de la suma	27
Media	0	Observaciones de la suma	0
Desviación típica	3.16118884	Varianza	9.99311491
Asimetría	0.35130412	Curtosis	-0.216723
Suma de cuadrados no corregidos	259.820988	Suma de cuadrados corregidos	259.820988
Coefficiente de variación	.	Media de error estándar	0.60837108

Medidas estadísticas básicas

	Localización		Variabilidad
Media	0.00000	Desviación típica	3.16119
Mediana	-0.47222	Varianza	9.99311
Moda	.	Rango	13.33333
		Rango intercuantil	4.55556

Tests para posición: $\mu_0=0$

Test	-Estadístico-	-----P-valor-----
T de Student	t 0	Pr > t 1.0000
Signo	M -1.5	Pr >= M 0.7011
Puntuación con signo	S -5.5	Pr >= S 0.8978

Tests para normalidad

Test	--Estadístico--	-----P-valor-----
Shapiro-Wilk	#11 X 0.984409	Pr < W 0.9455
Kolmogorov-Smirnov	D 0.090584	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.033224	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.193627	Pr > A-Sq >0.2500

Cuantiles (Definición 5)

Cuantil	Estimador
100% Máx	7.351852
99%	7.351852
95%	5.240741
90%	4.092593
75% Q3	2.166667
50% Mediana	-0.472222
25% Q1	-2.388889

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 45

Procedimiento UNIVARIATE

Variable: resi

Cuantiles (Definición 5)

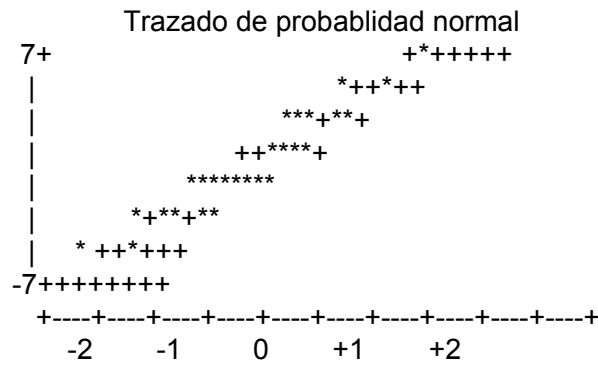
Cuantil	Estimador
10%	-3.842593
5%	-4.166667
1%	-5.981481
0% Mín	-5.981481

Observaciones extremas

-----Inferior----- -----Superior-----

Valor	Observación	Valor	Observación
-5.98148	2	3.10185	14
-4.16667	12	3.62037	22
-3.84259	23	4.09259	7
-3.50926	26	5.24074	8
-3.35185	4	7.35185	20

Stem Hoja	#	de caja
6 4	1	
4 12	2	
2 02916	5	+-----+
0 4739	4	+
-0 77742753	8	*-----*
-2 85444	5	+-----+
-4 2	1	
-6 0	1	
-----+-----+-----+		



Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 46

Procedimiento ANOVA

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
REC	3	0 50 100

Número de observaciones 27

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 47

Procedimiento ANOVA

Variable dependiente: resi

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	2	0.0000000	0.0000000	0.00	1.0000
Error	24	259.8209877	10.8258745		
Total correcto	26	259.8209877			

R-cuadrado	Coef Var	Raiz MSE	resi Media
0.000000	-2.5005E18	3.290270	-0.000000

Fuente	DF	Cuadrado de Anova SS	la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0	0	0.00	1.0000

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 48

Procedimiento ANOVA

Test de Levene para homogeneidad de la varianza resi
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	889.9	444.9	3.41	0.0496
Error	24	3128.3	130.3		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza resi

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
REC	2	3.7271	0.1551

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 49

Procedimiento ANOVA

Nivel de REC	N	Media	Dev std
0	9	-3.94746E-16	2.63398667
50	9	-7.89492E-16	4.46401939

100 9 7.894919E-16 2.36902269
 Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 50

Procedimiento ANOVA

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
SUS	3	35 65 100

Número de observaciones 27
 Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 51

Procedimiento ANOVA

Variable dependiente: resi

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	2	0.0000000	0.0000000	0.00	1.0000
Error	24	259.8209877	10.8258745		
Total correcto	26	259.8209877			

R-cuadrado	Coef Var	Raiz MSE	resi Media
0.000000	-2.5005E18	3.290270	-0.000000

Fuente	DF	Cuadrado de Anova SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
SUS	2	1.776357E-15	8.881784E-16	0.00	1.0000

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 52

Procedimiento ANOVA

Test de Levene para homogeneidad de la varianza resi
 ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
SUS	2	270.2	135.1	0.87	0.4337

Error 24 3747.9 156.2

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza resi

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
SUS	2	1.2694	0.5301

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 53

Procedimiento ANOVA

Nivel de SUS	N	Media	Dev std
35	9	-7.89492E-16	2.59991938
65	9	-7.89492E-16	3.20781221
100	9	1.184238E-15	3.92784719

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 54

Procedimiento GLM

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
SUS	3	35 65 100
REC	3	0 50 100
REP	3	1 2 3

Número de observaciones 27
Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 55

Procedimiento GLM

Variable dependiente: NACIONAL NACIONAL

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	460.4603909	32.8900279	2.16	0.0938
Error	12	182.3996914	15.1999743		
Total correcto	26	642.8600823			

R-cuadrado	Coef Var	Raiz MSE	NACIONAL	Media
0.716268	20.61667	3.898714		18.91049

Fuente	DF	Cuadrado de Tipo III SS	la media	F-Valor	Pr > F
REP	2	228.2813786	114.1406893	7.51	0.0077
REC	2	28.2968107	14.1484053	0.93	0.4209
REC*REP	4	65.6244856	16.4061214	1.08	0.4093
SUS	2	71.3184156	35.6592078	2.35	0.1380
SUS*REC	4	66.9393004	16.7348251	1.10	0.4001

Tests de hipótesis usando el MS Tipo III para REC*REP como un término de error

Fuente	DF	Cuadrado de Tipo III SS	la media	F-Valor	Pr > F
REP	2	228.2813786	114.1406893	6.96	0.0499
REC	2	28.2968107	14.1484053	0.86	0.4882

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 56

Procedimiento GLM

Prueba del rango estudentizado de Tukey (HSD) para NACIONAL

NOTA: Este test controla el índice de error experimentwise de tipo I, pero normalmente tiene un

índice de error de tipo II más elevado que REGWQ.

Alfa	0.05
Error de grados de libertad	4
Error de cuadrado medio	16.40612
Valor crítico del rango estudentizado	5.04024
Diferencia significativa mínima	6.8051

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.

Tukey Agrupamiento	Media	N	REC
A	19.657	9	50
A			
A	19.611	9	0
A			
A	17.463	9	100

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 57

Procedimiento GLM

Prueba del rango estudentizado de Tukey (HSD) para NACIONAL

NOTA: Este test controla el índice de error experimentwise de tipo I, pero normalmente tiene un

índice de error de tipo II más elevado que REGWQ.

Alfa	0.05
Error de grados de libertad	12
Error de cuadrado medio	15.19997
Valor crítico del rango estudentizado	3.77278
Diferencia significativa mínima	4.903

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.

Tukey Agrupamiento Media N SUS

A	21.204	9	65
A			
A	17.898	9	100
A			
A	17.630	9	35

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 58

Procedimiento GLM

Nivel de SUS	Nivel de REC	N	Media	Dev std
35	0	3	20.4166667	4.62180821
35	50	3	17.2777778	5.40211721
35	100	3	15.1944444	4.19103983
65	0	3	21.6666667	2.42097317
65	50	3	23.7222222	1.10972135
65	100	3	18.2222222	5.02931223
100	0	3	16.7500000	6.58755139
100	50	3	17.9722222	6.34720703
100	100	3	18.9722222	7.34673649

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 59

Procedimiento GLM

Medias de cuadrados mínimos
Ajuste para comparaciones múltiples: Tukey

SUS	NACIONAL LSMEAN	Número LSMEAN
35	17.6296296	1
65	21.2037037	2
100	17.8981481	3

Medias de cuadrados mínimos para el efecto SUS
 Pr > |t| for H0: LSMean(i)=LSMean(j)

Variable dependiente: NACIONAL

i/j	1	2	3
1		0.1688	0.9883
2	0.1688		0.2115
3	0.9883	0.2115	

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 60

Procedimiento GLM

Medias de cuadrados mínimos

Ajuste para comparaciones múltiples: Tukey

SUS	REC	NACIONAL LSMEAN	Número LSMEAN
35	0	20.4166667	1
35	50	17.2777778	2
35	100	15.1944444	3
65	0	21.6666667	4
65	50	23.7222222	5
65	100	18.2222222	6
100	0	16.7500000	7
100	50	17.9722222	8
100	100	18.9722222	9

Medias de cuadrados mínimos para el efecto SUS*REC
 Pr > |t| for H0: LSMean(i)=LSMean(j)

Variable dependiente: NACIONAL

i/j	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1		0.9803	0.7684	1.0000	0.9734	0.9980	0.9529	0.9959	0.9999
2	0.9803		0.9986	0.8861	0.5555	1.0000	1.0000	1.0000	0.9997
3	0.7684	0.9986		0.5506	0.2493	0.9841	0.9998	0.9906	0.9450
4	1.0000	0.8861	0.5506		0.9987	0.9665	0.8158	0.9510	0.9923

5	0.9734	0.5555	0.2493	0.9987	0.7221	0.4651	0.6788	0.8398
6	0.9980	1.0000	0.9841	0.9665	0.7221	0.9999	1.0000	1.0000
7	0.9529	1.0000	0.9998	0.8158	0.4651	0.9999	1.0000	0.9978
8	0.9959	1.0000	0.9906	0.9510	0.6788	1.0000	1.0000	1.0000
9	0.9999	0.9997	0.9450	0.9923	0.8398	1.0000	0.9978	1.0000

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 61

Procedimiento UNIVARIATE

Variable: resi

Momentos

N	27	Pesos de la suma	27
Media	0	Observaciones de la suma	0
Desviación típica	2.64865489	Varianza	7.01537274
Asimetría	0.35390082	Curtosis	-0.5431776
Suma de cuadrados no corregidos	182.399691	Suma de cuadrados corregidos	182.399691
Coefficiente de variación	.	Media de error estándar	0.50973387

Medidas estadísticas básicas

Localización		Variabilidad	
Media	0.00000	Desviación típica	2.64865
Mediana	-0.67593	Varianza	7.01537
Moda	-2.63889	Rango	9.64815
		Rango intercuantil	3.75926

NOTA: La moda mostrada es la menor de 2 modas con una cuenta 2.

Tests para posición: $\mu_0=0$

Test	-Estadístico-	-----P-valor-----
T de Student	t 0	Pr > t 1.0000
Signo	M -1.5	Pr >= M 0.7011
Puntuación con signo	S -11	Pr >= S 0.7971

Tests para normalidad

Test	--Estadístico--	-----P-valor-----
Shapiro-Wilk	#11 X 0.96684	Pr < W 0.5209
Kolmogorov-Smirnov	D 0.119233	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.045567	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.282653	Pr > A-Sq >0.2500

Cuantiles (Definición 5)

Cuantil	Estimador
100% Máx	5.277778
99%	5.277778
95%	5.268519
90%	3.500000
75% Q3	2.138889

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 62

Procedimiento UNIVARIATE

Variable: resi

Cuantiles (Definición 5)

Cuantil	Estimador
50% Mediana	-0.675926
25% Q1	-1.620370
10%	-3.648148
5%	-4.000000
1%	-4.370370
0% Mín	-4.370370

Observaciones extremas

-----Inferior-----		-----Superior-----	
Valor	Observación	Valor	Observación
-4.37037	23	2.51852	8
-4.00000	1	3.24074	14
-3.64815	2	3.50000	7
-2.63889	16	5.26852	20
-2.63889	13	5.27778	10

Stem Hoja	#	de caja
5 33	2	
4		
3 25	2	
2 0155	4	+-----+
1 1	1	
0 457	3	+
-0 9971	4	*-----*
-1 66332	5	+-----+

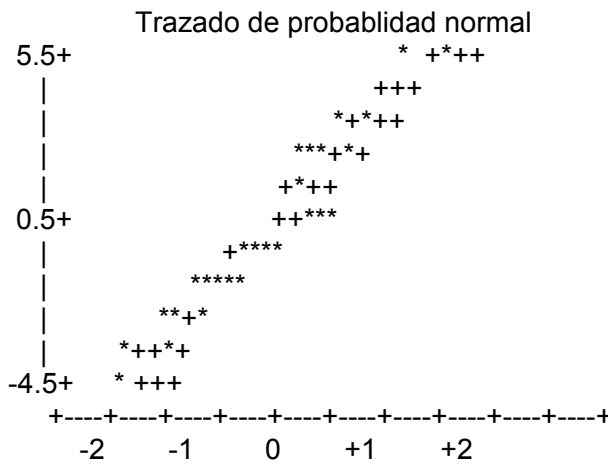
```

-2 665          3          |
-3 6           1          |
-4 40          2          |
-----+-----+-----+

```

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 63

Procedimiento UNIVARIATE
Variable: resi



Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 64

Procedimiento ANOVA

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
REC	3	0 50 100

Número de observaciones 27

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 65

Procedimiento ANOVA

Variable dependiente: resi

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	2	0.0000000	0.0000000	0.00	1.0000

Error	24	182.3996914	7.5999871
Total correcto	26	182.3996914	

R-cuadrado	Coef Var	Raiz MSE	resi Media
0.000000	3.22327E17	2.756807	8.5528E-16

Fuente	DF	Cuadrado de Anova	SS	la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	0	0	0.00	1.0000	

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 66

Procedimiento ANOVA

Test de Levene para homogeneidad de la varianza resi
ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
REC	2	269.2	134.6	2.34	0.1178
Error	24	1379.6	57.4820		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza resi

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
REC	2	3.8274	0.1475

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 67

Procedimiento ANOVA

Nivel de REC	N	Media	Dev std
0	9	5.921189E-16	3.10707824
50	9	1.184238E-15	3.24703093
100	9	-2.36848E-15	1.61332463

Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 68

Procedimiento ANOVA

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
SUS	3	35 65 100

Número de observaciones 27
 Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 69

Procedimiento ANOVA

Variable dependiente: resi

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	2	0.0000000	0.0000000	0.00	1.0000
Error	24	182.3996914	7.5999871		
Total correcto	26	182.3996914			

R-cuadrado	Coef Var	Raiz MSE	resi Media
0.000000	3.22327E17	2.756807	8.5528E-16

Fuente	DF	Cuadrado de Anova SS	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
SUS	2	0	0	0.00	1.0000

Procedimiento ANOVA

Test de Levene para homogeneidad de la varianza resi
 ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
SUS	2	266.9	133.5	2.32	0.1201
Error	24	1381.8	57.5765		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza resi

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
--------	----	--------------	------------

SUS 2 2.5439 0.2803
Sistema SAS 14:16 Friday, October 15, 2012 71

Procedimiento ANOVA

Nivel de SUS	N	Media	Dev std
35	9	7.894919E-16	2.57273313
65	9	1.184238E-15	1.96023679
100	9	-2.56585E-15	3.51261688

PRODUCTIVIDAD POR GRADOS DE CALIDAD PARA EL SEGUNDO PICO

POR TRATAMIENTOS

Sistema SAS 14:36 Friday, October 15, 2012 1

Procedimiento GLM

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
SUS	3	35 65 100
REC	3	0 50 100
REP	3	1 2 3

Número de observaciones 27

Sistema SAS 14:36 Friday, October 15, 2012 2

Procedimiento GLM

Variable dependiente: PRODUCTIV PRODUCTIV

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	14	10845.82459	774.70176	3.44	0.0191
Error	12	2700.27623	225.02302		
Total correcto	26	13546.10082			

R-cuadrado	Coef Var	Raiz MSE	PRODUCTIV Media
0.800660	8.147398	15.00077	184.1173

Fuente	DF	Cuadrado de Tipo III SS	la media	F-Valor	Pr > F
REP	2	4513.409465	2256.704733	10.03	0.0028
REC	2	35.488169	17.744084	0.08	0.9246
REC*REP	4	3466.957819	866.739455	3.85	0.0308
SUS	2	1906.298354	953.149177	4.24	0.0406

SUS*REC 4 923.670782 230.917695 1.03 0.4329

Tests de hipótesis usando el MS Tipo III para REC*REP como un término de error

Fuente	DF	Cuadrado de Tipo III SS	la media	F-Valor	Pr > F
REP	2	4513.409465	2256.704733	2.60	0.1887
REC	2	35.488169	17.744084	0.02	0.9798

Sistema SAS 14:36 Friday, October 15, 2012 3

Procedimiento GLM

Prueba del rango estudentizado de Tukey (HSD) para PRODUCTIV

NOTA: Este test controla el índice de error experimentwise de tipo I, pero normalmente tiene un

índice de error de tipo II más elevado que REGWQ.

Alfa 0.05
 Error de grados de libertad 4
 Error de cuadrado medio 866.7395
 Valor crítico del rango estudentizado 5.04024
 Diferencia significativa mínima 49.462

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.

Tukey Agrupamiento	Media	N	REC
A	185.56	9	50
A			
A	184.05	9	100
A			
A	182.75	9	0

Sistema SAS 14:36 Friday, October 15, 2012 4

Procedimiento GLM

Prueba del rango estudentizado de Tukey (HSD) para PRODUCTIV

NOTA: Este test controla el índice de error experimentwise de tipo I, pero normalmente tiene un

índice de error de tipo II más elevado que REGWQ.

Alfa 0.05

Error de grados de libertad 12
 Error de cuadrado medio 225.023
 Valor crítico del rango estudentizado 3.77278
 Diferencia significativa mínima 18.865

Medias con la misma letra no son significativamente diferentes.

Tukey Agrupamiento Media N SUS

 A 191.444 9 65
 A
 B A 188.556 9 35
 B
 B 172.352 9 100

Sistema SAS 14:36 Friday, October 15, 2012 5

Procedimiento GLM

Nivel de Nivel de -----PRODUCTIV-----
 SUS REC N Media Dev std

35 0 3 191.194444 33.8594248
 35 50 3 191.166667 15.8668505
 35 100 3 183.305556 9.9419612
 65 0 3 191.833333 23.7453212
 65 50 3 197.472222 14.7916862
 65 100 3 185.027778 15.5495028
 100 0 3 165.222222 32.3618145
 100 50 3 168.027778 37.6111624
 100 100 3 183.805556 18.8932185

Sistema SAS 14:36 Friday, October 15, 2012 6

Procedimiento GLM

Medias de cuadrados mínimos
 Ajuste para comparaciones múltiples: Tukey

SUS	PRODUCTIV LSMEAN	Número LSMEAN
35	188.555556	1
65	191.444444	2
100	172.351852	3

Medias de cuadrados mínimos para el efecto SUS
 Pr > |t| for H0: LSMean(i)=LSMean(j)

Variable dependiente: PRODUCTIV

i/j	1	2	3
1		0.9128	0.0957
2	0.9128		0.0473
3	0.0957	0.0473	

Sistema SAS 14:36 Friday, October 15, 2012 7

Procedimiento GLM
 Medias de cuadrados mínimos
 Ajuste para comparaciones múltiples: Tukey

		PRODUCTIV	Número
SUS	REC	LSMEAN	LSMEAN
35	0	191.194444	1
35	50	191.166667	2
35	100	183.305556	3
65	0	191.833333	4
65	50	197.472222	5
65	100	185.027778	6
100	0	165.222222	7
100	50	168.027778	8
100	100	183.805556	9

Medias de cuadrados mínimos para el efecto SUS*REC
 Pr > |t| for H0: LSMean(i)=LSMean(j)

Variable dependiente: PRODUCTIV

i/j	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1		1.0000	0.9988	1.0000	0.9998	0.9998	0.5024	0.6307	0.9992
2	1.0000		0.9988	1.0000	0.9997	0.9998	0.5037	0.6320	0.9992
3	0.9988	0.9988		0.9979	0.9519	1.0000	0.8467	0.9291	1.0000
4	1.0000	1.0000	0.9979		0.9999	0.9996	0.4744	0.6012	0.9986
5	0.9998	0.9997	0.9519	0.9999		0.9765	0.2657	0.3599	0.9603
6	0.9998	0.9998	1.0000	0.9996	0.9765		0.7804	0.8826	1.0000
7	0.5024	0.5037	0.8467	0.4744	0.2657	0.7804		1.0000	0.8285
8	0.6307	0.6320	0.9291	0.6012	0.3599	0.8826	1.0000		0.9170
9	0.9992	0.9992	1.0000	0.9986	0.9603	1.0000	0.8285	0.9170	

Sistema SAS 14:36 Friday, October 15, 2012 8

Procedimiento UNIVARIATE
 Variable: resi

Momentos

N	27	Pesos de la suma	27
Media	0	Observaciones de la suma	0
Desviación típica	10.1910146	Varianza	103.856778
Asimetría	0.21684213	Curtosis	1.53890044
Suma de cuadrados no corregidos	2700.27623	Suma de cuadrados corregidos	2700.27623
Coefficiente de variación	.	Media de error estándar	1.96126167

Medidas estadísticas básicas

Localización		Variabilidad	
Media	0.00000	Desviación típica	10.19101
Mediana	-0.25926	Varianza	103.85678
Moda	.	Rango	49.86111
		Rango intercuantil	10.33333

Tests para posición: $\mu_0=0$

Test	-Estadístico-	-----P-valor-----
T de Student	t 0	Pr > t 1.0000
Signo	M -1.5	Pr >= M 0.7011
Puntuación con signo	S -4	Pr >= S 0.9256

Tests para normalidad

Test	--Estadístico--	-----P-valor-----
Shapiro-Wilk	#11 X 0.955563	Pr < W 0.2915
Kolmogorov-Smirnov	D 0.156934	Pr > D 0.0865
Cramer-von Mises	W-Sq 0.09835	Pr > W-Sq 0.1147
Anderson-Darling	A-Sq 0.578548	Pr > A-Sq 0.1247

Cuantiles (Definición 5)

Cuantil	Estimador
100% Máx	26.027778
99%	26.027778
95%	18.555556
90%	14.944444
75% Q3	4.916667
50% Mediana	-0.259259
25% Q1	-5.416667

Procedimiento UNIVARIATE
Variable: resi

Cuantiles (Definición 5)

Cuantil	Estimador
10%	-10.916667
5%	-18.250000
1%	-23.833333
0% Mín	-23.833333

Observaciones extremas

-----Inferior-----		-----Superior-----	
Valor	Observación	Valor	Observación
-23.83333	2	5.85185	6
-18.25000	26	6.30556	22
-10.91667	25	14.94444	7
-9.52778	1	18.55556	8
-7.77778	23	26.02778	20

Stem Hoja	#	de caja
2 6	1	0
2		
1 59	2	
1		
0 555566	6	+-----+
0 012	3	+
-0 44211000	8	*-----*
-0 865	3	+-----+
-1 10	2	
-1 8	1	
-2 4	1	0

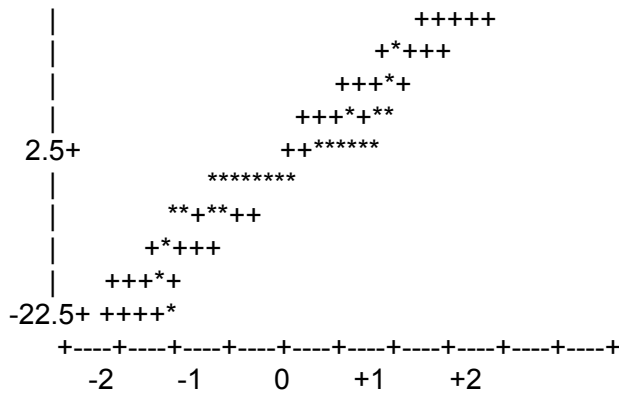
-----+-----+-----+-----+
Multiplicar Stem.Leaf por 10**+1

Sistema SAS 14:36 Friday, October 15, 2012 10

Procedimiento UNIVARIATE
Variable: resi

Trazado de probabilidad normal

27.5+ * +



Sistema SAS 14:36 Friday, October 15, 2012 11

Procedimiento ANOVA

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
REC	3	0 50 100

Número de observaciones 27

Sistema SAS 14:36 Friday, October 15, 2012 12

Procedimiento ANOVA

Variable dependiente: resi

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	2	0.000000	0.000000	0.00	1.0000
Error	24	2700.276235	112.511510		
Total correcto	26	2700.276235			

R-cuadrado	Coef Var	Raiz MSE	resi Media
0.000000	5.03828E17	10.60714	2.1053E-15

Fuente	DF	Cuadrado de Anova SS	la media	F-Valor	Pr > F
--------	----	----------------------	----------	---------	--------

REC 2 0 0 0.00 1.0000
 Sistema SAS 14:36 Friday, October 15, 2012 13

Procedimiento ANOVA

Test de Levene para homogeneidad de la varianza resi
 ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Cuadrado		F-Valor	Pr > F
		Suma de cuadrados	de la media		
REC	2	221249	110624	4.40	0.0236
Error	24	603510	25146.3		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza resi

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
REC	2	13.1175	0.0014
Sistema SAS 14:36 Friday, October 15, 2012 14			

Procedimiento ANOVA

Nivel de REC	N	Media	Dev std
0	9	-1.57898E-14	8.4026630
50	9	-3.15797E-15	15.8994963
100	9	1.894781E-14	3.7597610
Sistema SAS 14:36 Friday, October 15, 2012 15			

Procedimiento ANOVA

Información del nivel de clase

Clase	Niveles	Valores
SUS	3	35 65 100

Número de observaciones 27
 Sistema SAS 14:36 Friday, October 15, 2012 16

Procedimiento ANOVA

Variable dependiente: resi

Suma de Cuadrado de

414 Comportamiento de macronutrientes en un sistema de cultivo sin suelo para clavel estándar cv. Delphi con recirculación de drenajes en la Sabana de Bogotá

Fuente	DF	cuadrados	la media	F-Valor	Pr > F
Modelo	2	0.000000	0.000000	0.00	1.0000
Error	24	2700.276235	112.511510		
Total correcto	26	2700.276235			

R-cuadrado Coef Var Raiz MSE resi Media
 0.000000 5.03828E17 10.60714 2.1053E-15

Fuente	DF	Cuadrado de Anova SS	la media	F-Valor	Pr > F
SUS	2	0	0	0.00	1.0000

Sistema SAS 14:36 Friday, October 15, 2012 17

Procedimiento ANOVA

Test de Levene para homogeneidad de la varianza resi
 ANOVA de las desviaciones cuadradas de las medias de grupo

Fuente	DF	Suma de cuadrados	Cuadrado de la media	F-Valor	Pr > F
SUS	2	82856.3	41428.2	1.34	0.2807
Error	24	741903	30912.6		

Test de Bartlett para la homogeneidad de la varianza resi

Fuente	DF	Chi-cuadrado	Pr > ChiSq
SUS	2	5.6848	0.0583

Sistema SAS 14:36 Friday, October 15, 2012 18

Procedimiento ANOVA

Nivel de SUS	N	Media	Dev std
35	9	-9.47390E-15	5.3841319
65	9	-6.31594E-15	11.3975690
100	9	1.578984E-14	13.3656678