Scientific article https://doi.org/10.5154/r.rchsh.2023.07.005

Mixture design to optimize the proportions of K^+, Ca^{2+} and Mg^{2+} in nutrient solution for hydroponically-grown tomato

Diseño de mezclas para optimizar las proporciones de K^+, Ca^{2+} y Mg^{2+} en solución nutritiva para tomate hidropónico

Saúl Parra-Terraza*

[1]Universidad Autónoma de Sinaloa. Blvd. Miguel Tamayo Espinosa de los Monteros s/n, Torre de Rectoría, Col. Desarrollo Urbano Tres Ríos, Culiacán, Sinaloa, C. P. 80020, MÉXICO.
*Corresponding author: saul.parra@uas.edu.mx

Abstract

The methodology for mixture design can be used to optimize the proportions of ions in nutrient solution, thereby maximizing crop yield; however, it is rarely used. The aim of this work was to apply a mixture design to evaluate nutrient solutions with different proportions of K^+, Ca^{2+} and Mg^{2+} on the average weight, number and yield of fruits, and to determine the optimal combination that maximizes the fruit yield of tomato (*Solanum lycopersicum* cv. Legionario) grown in a closed hydroponic system. The simplex-lattice experimental design {3,2} was used, with 10 nutrient solutions and a total concentration of 40 meq·L^{-1} of ions in each solution. The maximum values of fruit number and yield (27 and 135.8 t·ha^{-1}, respectively) were obtained with proportions of 0.375 K^+, 0.400 Ca^{2+} and 0.225 Mg^{2+} in the nutrient solution, equivalent to 7.5, 8 and 4.5 meq·L^{-1}, respectively. The polynomial regression model estimated to predict yield as a function of K^+, Ca^{2+} and Mg^{2+} mixtures is of the fourth degree (special quartic), with a coefficient of determination (R^2) equal to 0.81, which explains 81 % of the variability of the yield data. The maximum estimated yield was 142 t·ha^{-1}, with partial desirability of 0.964, which would be obtained with 0.358 K^+, 0.421 Ca^{2+} and 0.220 Mg^{2+}, equivalent to 7.28, 8.26 and 4.46 meq·L^{-1}, respectively, in the nutrient solution.

Keywords: cations, simplex lattice, nutrient solution, pseudocomponents, linear regression.

Resumen

La metodología para el diseño de mezclas se puede emplear para optimizar las proporciones de los iones en solución nutritiva, y con ello maximizar el rendimiento de los cultivos; sin embargo, su uso es escaso. El objetivo del presente trabajo fue aplicar un diseño de mezclas para evaluar soluciones nutritivas con diferentes proporciones de K^+, Ca^{2+} y Mg^{2+} sobre el peso medio, número y rendimiento de frutos, y determinar la combinación óptima que maximice el rendimiento de fruto de tomate (*Solanum lycopersicum* cv. Legionario) cultivado en sistema hidropónico cerrado. Se utilizó el diseño experimental látice simplex {3,2}, con 10 soluciones nutritivas y una concentración total de 40 meq·L^{-1} de iones en cada solución. Los valores máximos de número y rendimiento de frutos (27 y 135.8 t·ha^{-1}, respectivamente) se obtuvieron con proporciones de 0.375 K^+, 0.400 Ca^{2+} y 0.225 Mg^{2+} en la solución nutritiva, equivalentes a 7.5, 8 y 4.5 meq·L^{-1}, respectivamente. El modelo de regresión polinomial estimado para predecir el rendimiento en función de las mezclas de K^+, Ca^{2+} y Mg^{2+} es de grado cuatro (cuártico especial), con coeficiente de determinación (R^2) igual a 0.81, el cual explica en 81 % la variabilidad de los datos de rendimiento. El máximo rendimiento estimado fue de 142 t·ha^{-1}, con deseabilidad parcial de 0.964, que se obtendría con 0.358 K^+, 0.421 Ca^{2+} y 0.220 Mg^{2+}, equivalentes a 7.28, 8.26 y 4.46 meq·L^{-1}, respectivamente, en la solución nutritiva.

Palabras clave: cationes, látice simplex, solución nutritiva, pseudocomponentes, regresión lineal.

Please cite this article as follows (APA 7): Parra-Terraza, S. (2024). Mixture design to optimize the proportions of K^+, Ca^{2+} and Mg^{2+} in nutrient solution for hydroponically-grown tomato. *Revista Chapingo Serie Horticultura, 30*(2) 43-53. https://doi.org/10.5154/r.rchsh.2023.07.005

Revista Chapingo Serie Horticultura

Received: July 17, 2023 / Accepted: April 8, 2024

https://revistas.chapingo.mx/horticultura/

Introduction

Red tomato (*Solanum lycopersicum* L.) is one of the main vegetables grown in protected agriculture (PA) in Mexico. In 2021, Sinaloa contributed 16.8 % of the total national production under PA (Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera [SIAP], 2021). In PA, intensive vegetable production requires nutrient solutions (NSs) to provide essential nutrients to plants. NSs are generally formed by the mixture of two types of macronutrients, classified as anions (NO_3^-, $H_2PO_4^-$ and SO_4^{2-}) and cations (K^+, Ca^{2+} and Mg^{2+}), and micronutrients (Fe, Mn, Zn, Mo, B, Cu, Cl and Ni), although producers usually do not apply Cl and Ni (Parra-Terraza, 2020).

The supply of ions to the NS is done through chemical fertilizers (which are electrically neutral compounds), and when dissolved in water they condition the ionic or charge balance (Skoog et al., 2001), which is characterized by having the same number of anion and cation equivalents. This can be represented as: $[K^+] + [Ca^{2+}] + [Mg^{2+}] = [NO_3^-] + [H_2PO_4^-] + [SO_4^{2-}]$. In other words, a given ion should not be supplied without adding another one with the opposite electrical charge, so the change in the concentration of a cation is carried out with the equivalent change in the accompanying anion. The sum of ions in the NS determines the total concentration in equivalents.

Schrevens and Cornell (1993) and de Rijck and Schrevens (1998) indicate that the ionic balance defines NSs as systems of ion mixtures, which allows experiments to be designed and analyzed with the mixture methodology and multivariate analysis. In this methodology, the total ionic concentration is constant and only the proportions of the components vary (Cornell, 2002), so the effect of the mixtures on any plant growth or yield variable depends on the proportions of the ions. Multivariate analysis, on the other hand, allows evaluating the effect of one component of the mixture in combination with the effects of the other components. Cornell (2002) notes that, in experiments with mixtures, the "x_i" proportions of each of the "q" components meet the following restrictions: $x_i \geq 0$ (i = 1, 2, 3..., q) and $\sum_{i=1}^{q} x_i = x_1 + x_2 + \cdots x_q = 1$. These constraints determine the geometry of the experimental region as a dimensional simplex (q - 1); thus, in a three-component system, the geometric space of the mixtures is distributed in an equilateral triangle.

Mixture design has many applications in the areas of food, beverages and health (Galvan et al., 2021). The mixture experiment methodology was proposed by Scheffé (1958) and implemented in plant nutrition under hydroponics by Schrevens and Cornel (1993) and de Rijck and Schrevens (1995) to optimize the chemical

Introducción

El tomate rojo (*Solanum lycopersicum* L.) es una de las principales hortalizas cultivadas en agricultura protegida (AP) en México. En 2021, Sinaloa aportó el 16.8 % del total de la producción nacional bajo AP (Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera [SIAP], 2021). En AP, la producción intensiva de hortalizas requiere de soluciones nutritivas (SN) para aportar los nutrimentos esenciales a las plantas. Las SN generalmente están formadas por la mezcla de dos tipos de macronutrientes, clasificados como aniones (NO_3^-, $H_2PO_4^-$ y SO_4^{2-}) y cationes (K^+, Ca^{2+} y Mg^{2+}), y micronutrientes (Fe, Mn, Zn, Mo, B, Cu, Cl y Ni), aunque los productores usualmente no aplican Cl y Ni (Parra-Terraza, 2020).

El aporte de iones a la SN se hace mediante fertilizantes químicos (que son compuestos eléctricamente neutros), y al disolverse en agua condicionan el balance iónico o de carga (Skoog et al., 2001), el cual se caracteriza por tener el mismo número de equivalentes de aniones y cationes. Lo anterior se puede representarse como: $[K^+] + [Ca^{2+}] + [Mg^{2+}] = [NO_3^-] + [H_2PO_4^-] + [SO_4^{2-}]$. En otras palabras, no se debe suministrar un determinado ión sin agregar otro con carga eléctrica contraria, por lo que el cambio en la concentración de un catión se realiza con el cambio equivalente del anión acompañante. La suma de iones en la SN determina la concentración total en equivalentes.

Schrevens y Cornell (1993) y de Rijck y Schrevens (1998) indican que el balance iónico define a las SN como sistemas de mezclas de iones, lo cual permite diseñar y analizar los experimentos con la metodología de mezclas y el análisis multivariado. En dicha metodología, la concentración total iónica es constante y sólo varían las proporciones de los componentes (Cornell, 2002), por lo que el efecto de las mezclas sobre cualquier variable de crecimiento o rendimiento de las plantas depende de las proporciones de los iones. Por su parte, el análisis multivariado permite evaluar el efecto de un componente de la mezcla en combinación con los efectos de los otros componentes. Cornell (2002) menciona que, en experimentos con mezclas, las proporciones "x_i" de cada uno de los "q" componentes cumplen las siguientes restricciones: $x_i \geq 0$ (i = 1, 2, 3..., q) y $\sum_{i=1}^{q} x_i = x_1 + x_2 + \cdots x_q = 1$. Estas restricciones determinan la geometría de la región experimental como un simplex de dimensión (q - 1); por ello, en un sistema de tres componentes, el espacio geométrico de las mezclas se distribuye en un triángulo equilátero.

El diseño de mezclas tiene muchas aplicaciones en las áreas de alimentos, bebidas y salud (Galvan et al., 2021). La metodología del experimento de mezclas fue propuesta por Scheffé (1958) e implementada

composition of the NS. Likewise, with this methodology, a statistical model can be generated that describes the relationship between the proportions of the mixture and the response variable considered, and that allows predicting, within the explored region, the value of the response variable as a function of the regressors.

In the agricultural area, experiments related to mixture design at a global level are scarce, and no reports on this subject were found in scientific journals published in Mexico. De Rijck and Schrevens (1998) reported the effect of NO_3^-, $H_2PO_4^-$, SO_4^{2-} and Cl^- anions in the NS on chicory plants (*Cichorium intybus* L.). Colla et al. (2008) optimized the composition of K, Ca and Mg in the NS to improve tomato yield. Valdez-Aguilar and Reed (2010) evaluated the growth of bean (*Phaseolus vulgaris* L.) plants in response to NH_4^+, K^+ and Na^+ mixtures. Marín et al. (2010) modeled lily (*Lilium cv. Navona*) growth with N, K and Ca mixtures. De Rijck and Schrevens (1999) used the mixture design methodology to optimize the ion composition in the NS and the Ca content in English ryegrass (*Lollium perenne*).

Considering the above, the aim of this study was to apply the mixture design methodology and multifactorial analysis to optimize the proportions of K^+, Ca^{2+} and Mg^{2+} in the NS and to obtain the maximum yield of hydroponically-grown tomato using peat as substrate.

Materials and methods

The experiment was conducted from December 15, 2021 to May 6, 2022 in a multi-tunnel greenhouse, with fixed overhead ventilation and anti-aphid mesh on the side walls. The average temperature and relative humidity were 23 °C and 65 %, respectively. Ball-type tomato (*Solanum lycopersicum* cv. Legionario) plants of indeterminate growth were used. Seedlings were transplanted into a closed-loop hydroponic system consisting of 80 plastic containers with a capacity of 20 L each; 40 containers contained 15 L of brown *Sphagnum* peat (Kekkila Professional) as substrate plus the tomato plants, and the remaining 40 contained 10 L of NS from the corresponding treatments (Table 1). The substrate containers had a 12 mm diameter hole located 4 cm above the base. A rubber band, an initial irrigation connector, 50 cm of low-density polyethylene irrigation hose and a mini water passage valve were placed in each hole, whose function was to manually drain the excess NS after each irrigation. The drainage was recovered in the container with the corresponding NS. The containers with substrate were placed on six wooden benches 50 cm high and 4.7 m long. The spacing between benches was 1.25 m and the distance between plants on the benches was 0.35 m, giving a density of 2.3 plants·m^{-2}.

en la nutrición de las plantas bajo hidroponía por Schrevens y Cornel (1993) y de Rijck y Schrevens (1995) para optimizar la composición química de la SN. Asimismo, con esta metodología se puede generar un modelo estadístico que describa la relación entre las proporciones de la mezcla y la variable respuesta considerada, y que permita predecir, dentro de la región explorada, el valor de la variable respuesta en función de los regresores.

En el área agrícola, los experimentos relacionados con el diseño de mezclas a nivel global son escasos, y en publicaciones científicas de México no se encontraron reportes de este tema. De Rijck y Schrevens (1998) reportaron el efecto de los aniones NO_3^-, $H_2PO_4^-$, SO_4^{2-} y Cl^- en la SN sobre plantas de achicoria (*Cichorium intybus* L.). Colla et al. (2008) optimizaron la composición de K, Ca y Mg en la SN para mejorar el rendimiento de tomate. Valdez-Aguilar y Reed (2010) evaluaron el crecimiento de plantas de frijol (*Phaseolus vulgaris* L.) en respuesta a mezclas de NH_4^+, K^+ y Na^+. Marín et al. (2010) modelaron el crecimiento de lirio (*Lilium cv. Navona*) con mezclas de N, K y Ca. De Rijck y Schrevens (1999) utilizaron la metodología del diseño de mezclas para optimizar la composición de iones en SN y el contenido de Ca en pasto inglés (*Lollium perenne*).

Considerando lo anterior, el objetivo del presente trabajo fue aplicar la metodología del diseño de mezclas y el análisis multifactorial para optimizar las proporciones de K^+, Ca^{2+} y Mg^{2+} en la SN y obtener el máximo rendimiento de tomate hidropónico usando turba como sustrato.

Materiales y métodos

El experimento se estableció del 15 de diciembre de 2021 al 6 de mayo de 2022 en un invernadero tipo multitunel, con ventila cenital fija y malla antiáfidos en las paredes laterales. La temperatura y la humedad relativa promedio fueron 23 °C y 65 %, respectivamente. Se utilizaron plantas de tomate (*Solanum lycopersicum* cv. Legionario) tipo bola de crecimiento indeterminado. Las plántulas se trasplantaron a un sistema hidropónico en circuito cerrado, integrado por 80 recipientes de plástico con capacidad de 20 L cada uno; 40 recipientes contenían 15 L de turba *Sphagnum* parda (Kekkila Professional) como sustrato más las plantas de tomate, y los 40 restantes contenían 10 L de SN de los tratamientos correspondientes (Cuadro 1). Los recipientes con sustrato tenían un orificio de 12 mm de diámetro situado 4 cm arriba de la base. A cada orificio se le colocó una goma de hule, un conector inicial de riego, 50 cm de manguera de riego de polietileno de baja densidad y una mini válvula de paso de agua, cuya función era drenar manualmente el exceso de SN después de cada riego. El drenado se recuperaba en el

NSs were designed according to the mixture experiment methodology with Design Expert version 11 (Stat-Ease, 2018). Three components (K^+, Ca^{2+} and Mg^{2+}) were evaluated, where each was expressed as a fraction, and the fractions summed to unity, or 100 % if the components are expressed as a percentage (Table 1).

The cation mixtures in the NSs were established under an axial simplex-lattice design {3,2} (Figure 1), whose geometric space is an equilateral triangle, and

Las SN se diseñaron de acuerdo con la metodología de experimento de mezclas con Design Expert versión 11 (Stat-Ease, 2018). Se evaluaron tres componentes (K^+,

recipiente con la SN correspondiente. Los recipientes con sustrato se colocaron en seis bancas de madera con altura de 50 cm y largo de 4.7 m. La separación entre bancas fue de 1.25 m y la distancia entre plantas en las bancas fue de 0.35 m, lo cual dio una densidad de 2.3 plantas·m^{-2}.

Table 1. Proportions and concentrations of K^+, Ca^{2+} and Mg^{2+} used in the experiment.
Cuadro 1. Proporciones y concentraciones de K^+, Ca^{2+} y Mg^{2+} usadas en el experimento.

Proportion / Proporción			Concentration (meq·L^{-1}) / Concentración (meq·L^{-1})		
K^+	Ca^{2+}	Mg^{2+}	K^+	Ca^{2+}	Mg^{2+}
0.350	0.450	0.200	7	9	4
0.250	0.500	0.250	5	10	5
0.400	0.350	0.250	8	7	5
0.400	0.500	0.100	8	10	2
0.325	0.425	0.250	6.5	8.5	5
0.325	0.500	0.175	6.5	10	3.5
0.400	0.425	0.175	8	8.5	3.5
0.300	0.475	0.225	6	9.5	4.5
0.375	0.400	0.225	7.5	8	4.5
0.325	0.475	0.500	7.5	9.5	3

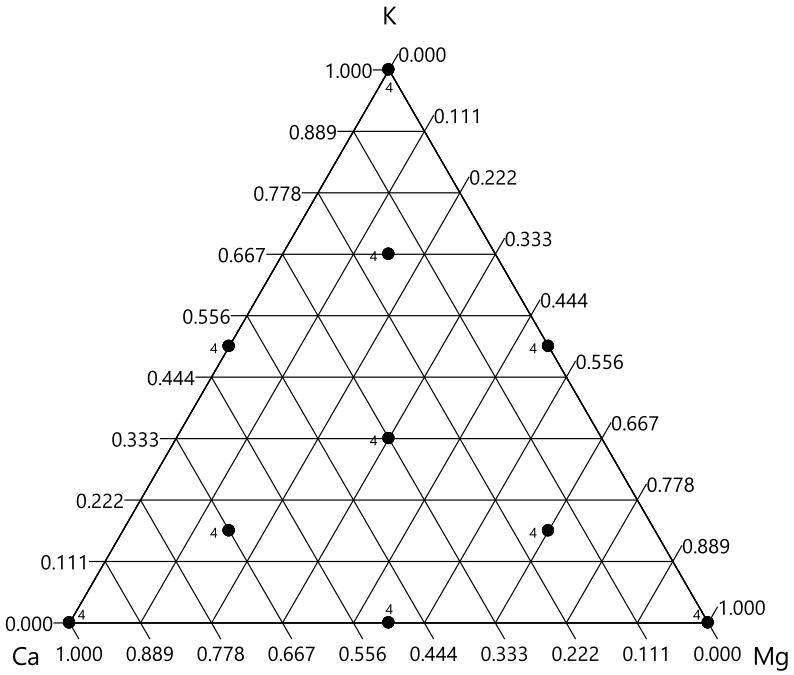


Figure 1. Geometric arrangement of the K^+:Ca^{2+}:Mg^{2+} mixtures in a nutrient solution in an axial simplex-lattice system {3,2} using the values of the U-pseudocomponents.
Figura 1. Arreglo geométrico de las mezclas de K^+:Ca^{2+}:Mg^{2+} en solución nutritiva en un sistema axial látice simplex {3,2} utilizando los valores de los pseudocomponentes-U.

each point in the simplex represents a certain mixture of K^+, Ca^{2+} and Mg^{2+}. The number four, placed on the left side of each point, is the number of replications. Due to the constraints $0.25 \leq K \leq 0.4$, $0.35 \leq Ca \leq 0.5$ and $0.10 \leq Mg \leq 0.25$, the evaluated points were represented in the interior region of the inverted simplex triangle. Such constraints limit the size and alter the shape of the experimental region; therefore, transformation of the original components to pseudocomponents based on lower (L-pseudocomponent), upper (U-pseudocomponent), or both lower and upper (U-pseudocomponent) bounds is required. U-pseudocomponents facilitate model fitting and analysis of experimental mixture designs (Gorman, 1970; Crosier, 1984; Cornell, 2002). These are calculated with the formula: $x_i' = \frac{U_i - x_i}{U-1}$, where $i = 1, 2..., q$, x_i are the actual values of K^+, Ca^{2+} and Mg^{2+} of the mixture to be transformed to a pseudocomponent, U_i is the upper value of the proportion of the original component to be transformed, U is the sum of the upper values of the proportions of the original components ($U = \sum_{i=1}^{q} U_i$) (Cornell, 2002) and x_i' is the value of the pseudocomponent, equivalent to the original value of the component.

The experimental design used was completely randomized with 10 treatments and four replications, giving a total of 40 experimental units. Each experimental unit consisted of a container with substrate plus a tomato plant and a container with NS. Irrigation was applied daily to the substrate with the plant, and the evapotranspirated water was replenished daily by filling with irrigation water, without adjusting the pH of the NSs, which were renewed every 14 days until the end of the work. The concentration of the NSs was 40 meq·L^{-1} of ions (20 and 20 meq·L^{-1} of cations and anions, respectively).

Cation concentrations (Table 1) were obtained by multiplying the proportion of each cation by the total cation concentration (20 meq·L^{-1}), while anion concentrations had the same proportion in all NSs: 0.65, 0.05 and 0.35, equivalent to 12, 1 and 7 meq·L^{-1} of NO_3^-, $H_2PO_4^-$ and SO_4^{2-}, respectively. Micronutrient concentrations (mg·L^{-1}), added to each NS, were: 2, 1.1, 1.2, 0.1, 1.6 and 0.04, of Fe, Mn, B, Cu, Zn and Mo, respectively. Harvesting began 91 days after transplanting (dat) and ended 142 dat. In each cut, fruit number and weight (equivalent to fruit yield [FY]) were recorded. Mean fruit weight (MFW) was obtained from the quotient between fruit weight and fruit number (FN).

Data obtained were subjected to an analysis of variance and Tukey's range test using SAS version 9.4 software (SAS Institute, 2013). In both cases, 0.05 was used as the significance level. The estimated regression models and Piepel's trace plot to study fruit yield were obtained with Design Expert version 11.

Ca^{2+} y Mg^{2+}), donde cada uno se expresó como fracción, y las fracciones sumaban la unidad, o el 100 % si los componentes se expresan en porcentaje (Cuadro 1).

Las mezclas de cationes en las SN se establecieron bajo un diseño axial látice simplex {3,2} (Figura 1), cuyo espacio geométrico es un triángulo equilátero, y cada punto en el símplex representa una determinada mezcla de K^+, Ca^{2+} y Mg^{2+}. El número cuatro, colocado al lado izquierdo de cada punto, es el número de repeticiones. Debido a las restricciones $0.25 \leq K \leq 0.4$, $0.35 \leq Ca \leq 0.5$ y $0.10 \leq Mg \leq 0.25$, los puntos evaluados se representaron en la región interior del triángulo simplex invertido. Dichas restricciones limitan el tamaño y alteran la forma de la región experimental; por ello, se requiere la transformación de los componentes originales a pseudocomponentes basados en límites inferiores (pseudocomponente-L), superiores (pseudocomponente-U) o ambos. Los pseudocomponentes-U facilitan el ajuste de los modelos y el análisis de los diseños experimentales de mezclas (Gorman, 1970; Crosier, 1984; Cornell, 2002). Estos se calculan con la fórmula: $x_i' = \frac{U_i - x_i}{U-1}$, donde $i = 1, 2..., q$, x_i son los valores reales de K^+, Ca^{2+} y Mg^{2+} de la mezcla que se transformarán a pseudocomponente, U_i es el valor superior de la proporción del componente original a transformar, U es la suma de los valores superiores de las proporciones de los componentes originales ($U = \sum_{i=1}^{q} U_i$) (Cornell, 2002) y x_i' es el valor del pseudocomponente, equivalente al valor original del componente.

El diseño experimental empleado fue completamente al azar con 10 tratamientos y cuatro repeticiones, dando un total de 40 unidades experimentales. Cada unidad experimental constó de un recipiente con sustrato más una planta de tomate y un recipiente con SN. Se aplicó un riego diario al sustrato con la planta, y diariamente se repuso el agua evapotranspirada mediante aforo con agua de riego, sin ajustar el pH de las SN, las cuales se renovaron cada 14 días hasta terminar el trabajo. La concentración de las SN fue de 40 meq·L^{-1} de iones (20 y 20 meq·L^{-1} de cationes y aniones, respectivamente).

Las concentraciones de los cationes (Cuadro 1) se obtuvieron al multiplicar la proporción de cada catión por la concentración total de cationes (20 meq·L^{-1}), mientras que las concentraciones de aniones tuvieron la misma relación en todas las SN: 0.65, 0.05 y 0.35, equivalentes a 12, 1 y 7 meq·L^{-1} de NO_3^-, $H_2PO_4^-$ y SO_4^{2-}, respectivamente. Las concentraciones de micronutrientes (mg·L^{-1}), añadidas a cada SN, fueron: 2, 1.1, 1.2, 0.1, 1.6 y 0.04, de Fe, Mn, B, Cu, Zn y Mo, respectivamente. La cosecha inició 91 días después del trasplante (ddt) y finalizó 142 ddt. En cada corte, se registró el número y peso de los frutos (equivalente a rendimiento de frutos [RF]). El peso medio de fruto (PMF) se obtuvo a partir del cociente entre el peso de frutos y el número de frutos (NF).

Results and discussion

The analysis of variance in Table 2 shows a significant regression effect of the variables FY ($P < 0.0001$) and FN ($P < 0.0014$) on the regressors considering different mixtures of K^+, Ca^{2+} and Mg^{2+} cations in the NS. The variable mean fruit weight (MFW) had no such effect ($P < 0.0817$).

The highest values in FY and FN (135.8 t·ha^{-1} and 27, respectively) were obtained with the proportions 0.375 K^+, 0.400 Ca^{2+} and 0.225 Mg^{2+} in the NS, equivalent to the U-pseudocomponents $0.167x_1'$, $0.667x_2'$ and $0.167x_3'$ (Table 3). The lowest FY (84.5 t·ha^{-1}) was observed with 0.325 K^+, 0.475 Ca^{2+} and 0.500 Mg^{2+}, corresponding to pseudocomponents $0.167x_1'$, $0.167x_2'$ and $0.667x_3'$ (Table 3).

Fageria (2001) notes that K^+, Ca^{2+} and Mg^{2+} have similar chemical properties and compete for adsorption sites, absorption, transport and functions in roots and plant tissues; however, under conditions of imbalance of these ions, absorption and yield are affected. Therefore, the highest FY was obtained with the NS that had a better balance of K^+, Ca^{2+} and Mg^{2+} (0.375, 0.400 and 0.225, respectively), compared to the lowest FY, which was observed with proportions of 0.325 K^+, 0.475 Ca^{2+} and 0.500 Mg^{2+}.

Table 4 shows the multiple linear regression models estimated by Design Expert to predict FN, MFW and FY as a function of the proportions of K^+, Ca^{2+} and Mg^{2+} in the NSs. These models are of the fourth degree, of the special quartic polynomial type, and their estimated equation is of the form: $\hat{Y} = \beta_1 x_1\ \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_{12} x_1 x_2 + \beta_{13} x_1 x_3 + \beta_{23} x_2 x_3 + \beta_{1123} x_1^2 x_2 x_3 + \beta_{1223} x_1 x_2^2 x_3 + \beta_{1233} x_1 x_2 x_3^2$, where $\hat{Y}$ is the prediction of the response variable based on the multiple regression model estimated for FN, MFW and FY, and the coefficients β_i (β_1, β_2…, β_{1233}) are the estimated values based on the experimental data obtained with the mixtures (x_1 = K, x_2 = Ca and x_3 = Mg) in the NSs. The linear model for FY presented a coefficient of determination (R^2) equal to 0.81 (Table 4), which indicates that the model explains 81 % of the variability in the yield data.

The magnitude of the estimated regression effects associated with the linear components of the regressors is: $x_3' > x_2' > x_1'$; thus, Mg produced the highest FY, followed by K and Ca. The components $x_1'x_2'$ (KCa) and $x_2'x_3'$ (CaMg) had a synergistic nonlinear effect, since the yield of each of these mixtures was greater than the simple average yield of the two components: (104.3 + 93.8) / 2 = 99.05 t·ha^{-1} and (93.8 + 109.3) / 2 = 101.6 t·ha^{-1}, respectively (Table 3). On the other hand, $x_1'x_3'$ (KMg) presented a nonlinear effect of antagonism, because the yield of this mixture (94.3 t·ha^{-1}) was lower than the

Los datos obtenidos se sometieron a un análisis de varianza y prueba de comparación de medias de Tukey utilizando el programa estadístico SAS versión 9.4 (SAS Institute, 2013). En ambos casos, se usó 0.05 como nivel de significancia. Los modelos de regresión estimados y el gráfico de traza de Piepel para estudiar el rendimiento de frutos se obtuvieron con el programa Design Expert versión 11.

Resultados y discusión

El análisis de varianza del Cuadro 2 muestra un efecto de regresión significativo de las variables RF ($P < 0.0001$) y NF ($P < 0.0014$) sobre los regresores que consideran diferentes mezclas de cationes K^+, Ca^{2+} y Mg^{2+} en la SN. La variable peso medio del fruto (PMF) no tuvo tal efecto ($P < 0.0817$).

Los valores más altos en RF y NF (135.8 t·ha^{-1} y 27, respectivamente) se obtuvieron con las proporciones 0.375 K^+, 0.400 Ca^{2+} y 0.225 Mg^{2+} en la SN, equivalentes a los pseudocomponentes-U $0.167x_1'$, $0.667x_2'$ y $0.16x_3'$ (Cuadro 3). El menor RF (84.5 t·ha^{-1}) se observó con 0.325 K^+, 0.475 Ca^{2+} y 0.500 Mg^{2+}, correspondientes a los pseudocomponentes $0.167x_1'$, $0.167x_2'$ y $0.667x_3'$ (Cuadro 3).

Fageria (2001) menciona que el K^+, Ca^{2+} y Mg^{2+} tienen propiedades químicas similares y compiten por los sitios de adsorción, absorción, transporte y funciones en las raíces y en los tejidos vegetales; no obstante, en condiciones de desbalance de estos iones se afecta la absorción y el rendimiento. Por ello, el mayor RF se obtuvo con la SN que tenía un mejor balance de K^+, Ca^{2+} y Mg^{2+} (0.375, 0.400 y 0.225, respectivamente), comparado con el menor RF, el cual se observó con proporciones de 0.325 K^+, 0.475 Ca^{2+} y 0.500 Mg^{2+}.

En el Cuadro 4 se muestran los modelos de regresión lineal múltiple estimados mediante Design Expert para predecir el NF, PMF y RF en función de las proporciones de K^+, Ca^{2+} y Mg^{2+} en las SN. Dichos modelos son de cuarto grado, del tipo polinomio cuártico especial, y su ecuación estimada es de la forma: $\hat{Y} = \beta_1 x_1\ \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_{12} x_1 x_2 + \beta_{13} x_1 x_3 + \beta_{23} x_2 x_3 + \beta_{1123} x_1^2 x_2 x_3 + \beta_{1223} x_1 x_2^2 x_3 + \beta_{1233} x_1 x_2 x_3^2$, donde $\hat{Y}$ es la predicción de la variable respuesta con base en el modelo de regresión múltiple estimado para NF, PMF y RF, y los coeficientes β_i (β_1, β_2…, β_{1233}) son los valores estimados con base en los datos experimentales obtenidos con las mezclas (x_1 = K, x_2 = Ca y x_3 = Mg) en las SN. El modelo lineal para RF presentó un con coeficiente de determinación (R^2) igual a 0.81 (Cuadro 4), lo cual indica que el modelo explica 81 % la variabilidad de los datos de rendimiento.

La magnitud de los efectos de regresión estimados y asociados a los componentes lineales de los regresores

Table 2. Analysis of variance of the special quartic polynomial regression model for the variables fruit yield (FY), fruit number (FN) and mean fruit weight (MFW). The K^+, Ca^{2+} and Mg^{2+} components in the nutrient solution were used as regressors.

Cuadro 2. Análisis de varianza del modelo de regresión polinomial cuártico especial para las variables rendimiento de frutos (RF), número de frutos (NF) y peso medio del fruto (PMF). Como regresores se emplearon los componentes K^+, Ca^{2+} y Mg^{2+} en la solución nutritiva.

Source/Fuente	SS/SC	DF/GL	MS/CM	F	*P*
Fruit yield/Rendimiento de frutos					
Model/Modelo	6,933.99	8	866.75	16.07	<0.0001
Linear mixture[1]/Mezcla lineal[1]	471.60	2	235.80	4.37	0.0212
AB	291.61	1	291.61	5.41	0.0268
AC	425.20	1	425.20	7.89	0.0085
BC	93.73	1	93.73	1.74	0.1970
A^2BC	98.94	1	98.94	1.83	0.1856
AB^2C	4,182.24	1	4,182.24	77.56	<0.0001
ABC^2	1,877.67	1	1,877.67	34.82	<0.0001
Residue/Residuo	1,671.57	31	53.92	-	-
Lack of fit/Falta de ajuste	9.16	1	9.16	0.1653	-
Corrected total/Total corregido	8,605.56	39	-	-	-
Fruit number/Número de frutos					
Model/Modelo	247.94	8	30.99	4.34	0.0014
Linear mixture[1]/Mezcla lineal[1]	3.00	2	1.50	0.210	0.8117
AB	3.02	1	3.02	0.422	0.520
AC	21.16	1	21.16	2.96	0.0952
BC	55.69	1	55.69	7.80	0.0089
A^2BC	1.51	1	1.51	0.2110	0.6492
AB^2C	54.26	1	54.26	7.60	0.0097
ABC^2	5.20	1	5.20	0.7278	0.4002
Residue/Residuo	221.44	31	7.14	-	-
Lack of fit/Falta de ajuste	3.19	1	3.19	0.4381	0.5131
Corrected total/Total corregido	469.38	39	-	-	-
Mean fruit weight/Peso medio de frutos					
Model/Modelo	14,440.76	8	1,805.09	1.99	0.0817
Linear mixture[1]/Mezcla lineal[1]	2,373.95	2	1,186.98	1.31	0.2852
AB	281.02	1	281.02	0.3094	0.5820
AC	58.50	1	58.50	0.0644	0.8013
BC	2,800.62	1	2,800.62	3.08	0.0890
A^2BC	737.37	1	737.37	0.8119	0.3745
AB^2C	2,581.79	1	2,581.79	2.84	0.1018
ABC^2	3,819.32	1	3,819.32	3.98	0.0548
Residue/Residuo	28,155.67	31	908.25	-	-
Lack of fit/Falta de ajuste	49.09	1	49.09	0.0524	0.8205
Corrected total/Total corregido	42,596.43	39	-	-	-

A = K; B = Ca; C = Mg; SS = sum of squares; DF = degrees of freedom; MS = mean square; F = test statistic; *P* = estimated significance level. [1]Inference for linear mixture using SS type 1.

A = K; B = Ca; C = Mg; SC = suma de cuadrados; GL = grados de libertad; CM = cuadrado medio; F = estadístico de prueba; P = nivel de significancia estimado. [1]Inferencia para mezcla lineal usando SC tipo 1.

Table 3. Effect of K^+, Ca^{2+} and Mg^{2+} mixtures in the nutrient solution on fruit number (FN), mean fruit weight (MFW) and fruit yield (FY) of hydroponically-grown tomato in the restricted region of the simplex-lattice experimental design {3,2} defined by U-pseudocomponents.

Cuadro 3. Efecto de las mezclas de K^+, Ca^{2+} y Mg^{2+} en la solución nutritiva sobre el número de frutos (NF), peso medio del fruto (PMF) y rendimiento de frutos (RF) de tomate hidropónico, en la región restringida del sistema látice simplex {3,2} definida por pseudocomponentes-U.

Proportion			U-pseudocomponents			FN / NF	MFW (g) / PMF (g)	FY (t·ha^{-1}) / RF (t·ha^{-1})
K^+	Ca^{2+}	Mg^{2+}	x_1'	x_2'	x_3'			
0.350	0.450	0.200	0.333	0.333	0.333	27 a	181 a	112.2 b
0.250	0.500	0.250	1.000	0.000	0.000	24 abc	192 a	104.3 bc
0.400	0.350	0.250	0.000	1.000	0.000	19 c	221 a	93.8 cd
0.400	0.500	0.100	0.000	0.000	1.000	22 abc	218 a	109.3 bc
0.325	0.425	0.250	0.500	0.500	0.000	22 abc	217 a	109.6 bc
0.325	0.500	0.175	0.500	0.000	0.500	20 bc	209 a	94.3 bcd
0.400	0.425	0.175	0.000	0.500	0.500	25 abc	187 a	107.6 bc
0.300	0.475	0.225	0.667	0.167	0.167	24 abc	183 a	99.4 bcd
0.375	0.400	0.225	0.167	0.667	0.167	27 a	223 a	135.8 a
0.325	0.475	0.500	0.167	0.167	0.667	22 abc	166 a	84.5 d

Means with the same letter within each column did not differ statistically (Tukey; $P \leq 0.05$).

Medias con la misma letra dentro de cada columna no difieren estadísticamente (Tukey; $P \leq 0.05$).

Table 4. Special quartic regression models with U-pseudocomponents to estimate the values of fruit number (FN), mean fruit weight (MFW) and fruit yield (FY) of hydroponically-grown tomato in response to K^+, Ca^{2+} and Mg^{2+} mixtures in the nutrient solution.

Cuadro 4. Modelos de regresión cuártico especial con pseudocomponentes-U para estimar los valores del número de frutos (NF), peso medio del fruto (PMF) y rendimiento de frutos (RF) de tomate hidropónico, en respuesta a mezclas de K^+, Ca^{2+} y Mg^{2+} en la solución nutritiva.

Variable / Variable	Model / Modelo	F	Prob.	R^2	R^2 adj.
FN / NF	$\hat{Y} = 23.9x_1' + 19.2x_2' + 21.9x_3' + 4.3x_1'x_2' - 11.3x_1'x_3' + 18.3x_2'x_3' + 63(x_1')^2x_2'x_3' + 378x_1'(x_2')^2x_3' - 117x_1'x_2'(x_3')^2$	4.3	0.001	0.53	0.41
MFW / PMF	$\hat{Y} = 191.2x_1' + 220.42x_2' + 217x_3' + 41x_1'x_2' + 18.7x_1'x_3' - 129x_2'x_3' - 1393.5(x_1')^2x_2'x_3' - 2607.4x_1'(x_2')^2x_3' - 3087.2x_1'x_2'(x_3')^2$	2.0	0.08	0.34	0.17
FY RF	$\hat{Y} = 104.2x_1' + 93.7x_2' + 109.2x_3' + 41.8x_1'x_2' - 50.4x_1'x_3' + 23.7x_2'x_3' - 510.2(x_1')^2x_2'x_3' + 3318.6x_1'(x_2')^2x_3' - 2223.3x_1'x_2'(x_3')^2$	16.1	0.0001	0.81	0.76

F = test statistic; Prob. = probability; R^2 = coefficient of determination; R^2 adj. = adjusted coefficient of determination.

F = estadístico de prueba; Prob. = probabilidad; R^2 = coeficiente de determinación; R^2 aj. = coeficiente de determinación ajustado.

simple average of these two components (104.3 + 109.3) / 2 = 106.8 t·ha^{-1}, respectively.

Xie et al. (2021) indicate that antagonism between K and Mg cations is common in agricultural production, although such antagonism depends on the plant species, leaf age, and sink- and source organs involved. Tränkner et al. (2018) note that high K concentrations in the NS inhibit Mg uptake and induce deficiency of this element in plants, which affects photosynthesis, photoassimilate translocation and photoprotection.

es: $x_3' > x_2' > x_1'$; por lo cual, el Mg produjo el mayor RF, seguido del K y el Ca. Los componentes $x_1'x_2'$ (KCa) y $x_2'x_3'$ (CaMg) tuvieron un efecto no lineal sinérgico, ya que el rendimiento de cada una de estas mezclas fue mayor que el rendimiento promedio simple de los dos componentes: (104.3 + 93.8) / 2 = 99.05 t·ha^{-1} y (93.8 + 109.3) / 2 = 101.6 t·ha^{-1}, respectivamente (Cuadro 3). En cambio, $x_1'x_3'$ (KMg) presentó un efecto no lineal de antagonismo, debido a que el rendimiento de esta mezcla (94.3 t·ha^{-1}) fue menor que el promedio simple de estos dos componentes (104.3 + 109.3) / 2 = 106.8 t·ha^{-1}, respectivamente.

With the ternary mixture $x_1'(x_2')^2x_3'$ (KCa^2Mg) equal to 1/6, 2/3, 1/6, equivalent to the proportion 0.375 K^+, 0.40 Ca^{2+} and 0.225 Mg^{2+} in the NS, the highest yield was obtained (Figure 2). In contrast, the mixtures $(x_1')^2x_2'x_3'$ (K^2CaMg) equal to 2/3, 1/6, 1/6 and $x_1'x_2'(x_3')^2$ ($KCaMg^2$) equal to 1/6, 1/6, 2/3 were antagonistic in reducing yield, which is reflected by the terms $-510.2(x_1')^2x_2'x_3'$ and $-2223.3x_1'x_2'(x_3')^2$. In this regard, Colla et al. (2008) obtained the highest yield of hydroponically-grown tomato with proportions of 0.42:0.42:16 of K^+:Ca^{2+}:Mg^{2+} in the NS and a total ion concentration of 42 meq·L^{-1}.

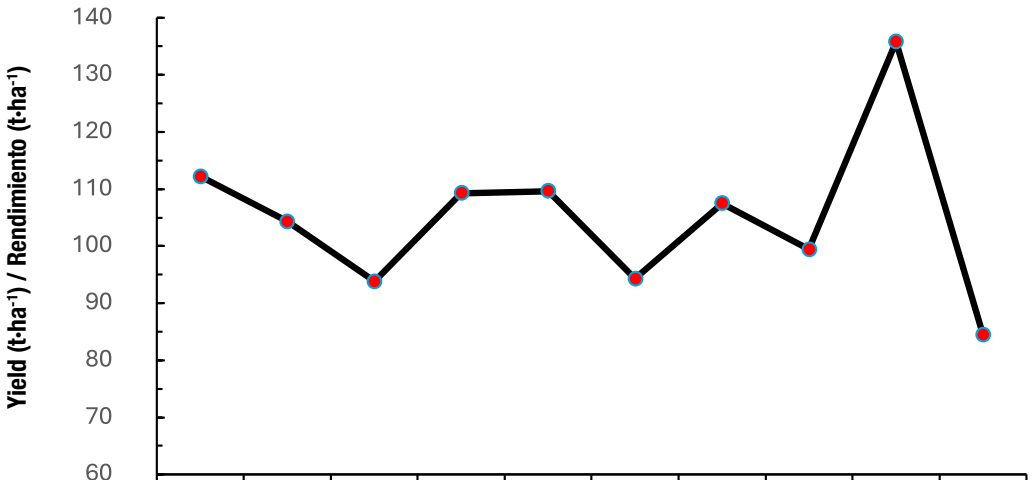
Based on the regression model for yield (Table 4), it was determined that the optimal proportions of K^+, Ca^{2+} and Mg^{2-}, which maximize this variable, were 0.364 K^+, 0.413 Ca^{2+} and 0.223 Mg^{2+}, to obtain an estimated yield of 140.22 t·ha^{-1} and a partial desirability (di) of 0.964. The Design Expert program obtains the yield's di by converting this response into a function ranging from 0 to 1, where 0 is considered unacceptable and 1 is ideal (Derringer & Suich, 1980).

Piepel's trace plot (Figure 3) (Cornell, 2002; Piepel et al., 2002) shows the individual effects of the mixture components, where the predicted response for each component is compared to the reference mixture (the centroid, in this case, of the experimental region, with coordinates 0.333:0.333:0.333, K^+=A:Ca^{2+}=B:Mg^{2+}=C). This Figure shows the nonlinear effect of the individual components K^+, Ca^{2+} and Mg^{2+} on the yield.

Xie et al. (2021) indican que el antagonismo entre los cationes K y Mg es común en la producción agrícola, aunque dicho antagonismo varía entre especies de plantas, edad de la hoja, órganos de fuente y demanda. Tränkner et al. (2018) mencionan que altas concentraciones de K en la SN inhiben la absorción de Mg e inducen deficiencia de este elemento en las plantas, lo cual afecta la fotosíntesis, la translocación de fotoasimilados y la fotoprotección.

Con la mezcla ternaria $x_1'(x_2')^2x_3'$ (KCa^2Mg) igual a 1/6, 2/3, 1/6, equivalente a la proporción 0.375 K^+, 0.40 Ca^{2+} y 0.225 Mg^{2+} en la SN, se obtuvo el mayor rendimiento (Figura 2). En contraste, las mezclas $(x_1')^2x_2'x_3'$ (K^2CaMg) igual a 2/3, 1/6, 1/6 y $x_1'x_2'(x_3')^2$ ($KCaMg^2$) igual a 1/6, 1/6, 2/3 fueron antagónicas al reducir el rendimiento, lo cual se refleja por los términos $-510.2(x_1')^2x_2'x_3'$ y $-2223.3x_1'x_2'(x_3')^2$. Al respecto, Colla et al. (2008) obtuvieron el rendimiento más alto de tomate hidropónico con proporciones de 0.42:0.42:16 de K^+:Ca^{2+}:Mg^{2+} en la SN y una concentración total de iones de 42 meq·L^{-1}.

Con base en el modelo de regresión para el rendimiento (Cuadro 4), se determinó que las proporciones óptimas de K^+, Ca^{2+} y Mg^{2-}, que maximizan esta variable, fueron 0.364 K^+, 0.413 Ca^{2+} y 0.223 Mg^{2+}, para obtener un rendimiento estimado de 140.22 t·ha^{-1} y una deseabilidad parcial (di) de 0.964. El programa Design Expert obtiene la di del rendimiento, al convertir dicha respuesta en una función que varía de 0 a 1, donde el 0 se considera no aceptable y 1 es el ideal (Derringer & Suich, 1980).



	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
K	1/3	1	0	0	1/2	1/2	0	2/3	1/6	1/6
Ca	1/3	0	1	0	1/2	0	1/2	1/6	2/3	1/6
Mg	1/3	0	0	1	0	1/2	1/2	1/6	1/6	2/3
t·ha⁻¹	112.2	104.3	93.8	109.3	109.6	94.3	107.5	99.4	135.8	84.5

Figure 2. Proportions of K^+, Ca^{2+} and Mg^{2+} in the ten nutrient solutions.
Figura 2. Proporciones de K^+, Ca^{2+} y Mg^{2+} en las diez soluciones nutritivas.

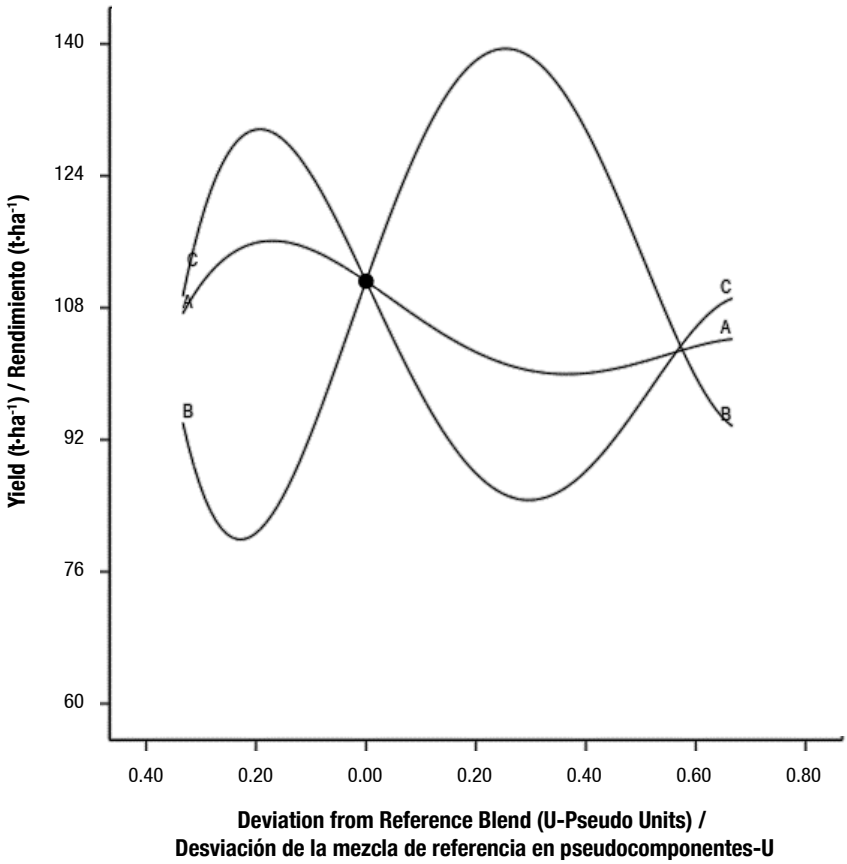


Figure 3. Piepel's plot as a function of the individual proportions of K^+ (A), Ca^{2+} (B) and Mg^{2+}(C) in nutrient solution on tomato yield. Predictions are made with respect to the reference mixture (0.333 K^+, 0.333 Ca^{2+} and 0.333 Mg^{2+}).

Figura 3. Gráfico de Piepel en función de las proporciones individuales de K^+ (A), Ca^{2+} (B) y Mg^{2+}(C) en solución nutritiva sobre el rendimiento de tomate. Las predicciones se realizan con respecto a la mezcla de referencia (0.333 K^+, 0.333 Ca^{2+} y 0.333 Mg^{2+}).

Due to the coding with U-pseudocomponents, if their values (represented on the abscissa axis in Figure 3) are to the right of the value of the reference mixture, then the values of the mixture components are lower, and vice versa. For example, by individually increasing the proportion of Ca, Mg and K (in U-pseudocomponents) in the reference mixture by 0.20, the predicted yields are 137.8, 88.2 and 102.8 t·ha^{-1}, respectively. On the contrary, by individually reducing said proportion of the mixture by 0.20, the predicted yields are 80.4, 127.6 and 114.4 t·ha^{-1}, respectively.

Conclusions

A mixture design with multifactor components was applied to formulate and optimize K^+, Ca^{2+} and Mg^{2+} in nutrient solutions for greenhouse-grown tomato. A significant effect ($P < 0.0015$) of the relative proportions of the cations on fruit yield and number was found, which was deduced from the analysis of the estimated

En la gráfica de traza de Piepel (Figura 3) (Cornell, 2002; Piepel et al., 2002) se observan los efectos individuales de los componentes de la mezcla, donde la respuesta predicha para cada componente se compara con la mezcla de referencia (el centroide, en este caso, de la región experimental, con coordenadas 0.333:0.333:0.333, K^+=A:Ca^{2+}=B:Mg^{2+}=C). En esta Figura se observa el efecto no lineal de los componentes individuales K^+, Ca^{2+} y Mg^{2+} sobre el rendimiento.

Debido a la codificación con pseudocomponentes-U, si los valores de estos (representados en el eje de las abscisas en la Figura 3) se encuentran a la derecha del valor de la mezcla de referencia, entonces los valores de los componentes de la mezcla son menores, y viceversa. Por ejemplo, al aumentar 0.20, en forma individual, la proporción de Ca, Mg y K (en pseudocomponentes- U) de la mezcla de referencia, el rendimiento predicho es 137.8, 88.2 y 102.8 t·ha^{-1}, respectivamente. Por el contrario, al reducir individualmente 0.20 dicha proporción de la

special quartic polynomial regression model. The mixture and multiple regression model considered allows optimizing the proportions of K^+, Ca^{2+} and Mg^{2+} in the nutrient solution.

End of English version

References / Referencias

Colla, G., Rouphael, Y., Cardarelli, M., Fanasca, S., & Fallovo, C. (2008). Application of two mathematical methods for optimizing the macrocation proportions of hydroponically-grown tomatoes. *Advances in Horticultural Science, 22*(1), 38-42. https://www.jstor.org/stable/42882609

Cornell, J. A. (2002). *Experiments with mixtures, designs, models, and the analysis of mixture data*. John Wiley & Sons., Inc. https://doi.org/10.1002/9781118204221

Crosier, R. B. (1984). Mixture experiments: geometry and pseudocomponents. *Technometrics, 26*(3), 209-216. https://doi.org/10.2307/1267546

De Rijck, G., & Schrevens, E. (1995). Application of mixture theory for the optimization of the composition of the nutrient solution. *Acta Horticulturae, 401*, 283-291. https://doi.org/10.17660/ActaHortic.1995.401.34

De Rijck, G., & Schrevens, E. (1998). Multifactorial optimization of the nutrient solution for hydroponically grown chicory plants. *Scientia Horticulturae, 76*(3-4), 149-159. https://doi.org/10.1016/S0304-4238(98)00126-5

De Rijck, G., & Schrevens, E. (1999). The guidelines to optimize the macrocation and macroanion composition of nutrient solutions using mixture theory. *Journal of Agriculture Engineering Research, 72*(4), 355-362. https://doi.org/10.1006/jaer.1998.0382

Derringer, G., & Suich, E. (1980). Simultaneous optimization of several response variables. *Journal of Quality Technology, 12*(4), 214-219. https://doi.org/10.1080/00224065.1980.11980968

Fageria, V. D. (2001). Nutrient interactions in crop plants. *Journal of Plant Nutrition, 24*(8), 1269-1290. https://doi.org/10.1081/PLN-100106981

Galvan, D., Effting, L., Cremasco, H., & Conte, C. A. (2021). Recent applications of mixture designs in beverages, foods, and pharmaceutical health: A systematic review and meta-analysis. *Foods, 10*(8), 1-28. https://doi.org/10.3390/foods10081941

Gorman, J. W. (1970). Fitting equations to mixture data with restraints on compositions. *Journal Quality Technology, 2*(4), 186-194. https://doi.org/10.1080/00224065.1970.11980437

Marín, M., Valdez-Aguilar, L. A., Castillo-González, A. M., Pineda, P. J., & Galván-Luna, J. J. (2010). Modelling growth and ion concentration of *lilium* in response to nitrogen:potassium:calcium mixture solutions. *Journal of Plant Nutrition, 34*(1), 12-26. https://doi.org/10.1080/01904167.2011.531355

mezcla, los rendimientos predichos son 80.4, 127.6 y 114.4 $t \cdot ha^{-1}$, respectivamente.

Conclusiones

Se aplicó un diseño de mezclas con componentes multifactoriales para formular y optimizar los iones K^+, Ca^{2+} y Mg^{2+} en soluciones nutritivas para tomate cultivado en invernadero. Se encontró un efecto significativo ($P < 0.0015$) de las proporciones relativas de los cationes sobre el rendimiento y el número de frutos, lo cual se dedujo a partir del análisis del modelo de regresión polinomial cuártico especial estimado. El modelo de mezclas y regresión múltiple considerado permite optimizar las proporciones de K^+, Ca^{2+} y Mg^{2+} en la solución nutritiva.

Fin de la versión en español

Parra-Terraza, S., (2020). Níquel en la composición mineral y el rendimiento de pimiento morrón (*Capsicum annuum* L.) cultivado en casa sombra. *Agrociencia, 54*(3), 401-411. https://doi.org/10.47163/agrociencia.v54i3.1915

Piepel, G. F., Hicks, R. D., Szychowski, J. M., & Loeppky, J. L (2002). Methods for assessing curvature and interaction in mixture experiments. *Technometrics, 44*(2), 161-172. https://doi.org/10.1198/004017002317375118

SAS Institute (2013). *Statistical Analysis System Institute: User's guide, version 9.4*. SAS

Scheffé, H. (1958). Experiments with mixtures. *Journal of the Royal Statistical Society, 20*(2), 344-360. https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1958.tb00299.x

Schrevens, E., & Cornell, J. (1993). Design and analysis of mixture systems: Applications in hydroponic plant nutritional research. *Plant Soil, 154*, 45-52. https://doi.org/10.1007/BF00011070

Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera (SIAP). (2021, June 6). *Avances de siembras y cosechas, resumen por estados*. https://nube.siap.gob.mx/cierreagricola/

Skoog, D. A., West, D. M., Holler, F. J., & Crouch, S. R. (2001). *Química analítica,* 7ª edición. McGraw-Hill Interamericana de España S.L.

Stat-Ease (2018). *Design Expert version 11*. Stat-Ease Inc.

Tränkner, M., Tavakol, E., & Jákli, B. (2018). Functioning of potassium and magnesium in photosynthesis, photosynthate translocation and photoprotection. *Physiologia Plantarum, 163*(3), 414-431. https://doi.org/10.1111/ppl.12747

Valdez-Aguilar, L. A., & Reed, D. W. (2010). Growth and nutrition of young bean plants under high alkalinity as affected by mixtures of ammonium, potassium and sodium. *Journal Plant Nutrition, 33*(10), 1472-1488. https://doi.org/10.1080/01904167.2010.489985

Xie, K., Cakmak, I., Wang, S., Zhang, F., & Guo, S. (2021). Synergistic and antagonistic interactions between potassium and magnesium in higher plants. *The Crop Journal, 9*(2), 249-256. https://doi.org/10.1016/j.cj.2020.10.005