# LA FIESTA DEMOCRÁTICA EN EL PERÚ: "¡NO HAY PRIMERA SIN SEGUNDA!"

# GOVERMENT ELECTIONS IN PERÚ: "THERE IS NO FIRST WITHOUT SECOND!"

Luis E. Huamanchumo de la Cuba<sup>1</sup>, Kesber Angulo Sánchez<sup>2</sup>

#### RESUMEN

Se presenta un ejercicio teórico para obtener la cantidad máxima de candidatos participantes en las elecciones presidenciales de modo que evite una segunda vuelta electoral. El método empleado consiste en obtener una función de densidad de probabilidad de la cantidad de candidatos políticos participantes a partir del promedio de los ratios de participación de preferencias políticas acotando la probabilidad de que alguien salga elegido Presidente de la República en primera vuelta en 1%.

<u>Palabras clave</u>.- Candidatos políticos, Campaña política peruana, Función de densidad de probabilidad.

#### ABSTRACT

This paper presents a theoretical exercise to obtain the maximum number of candidates to be submitted to presidential elections to avoid a second round. The method used to achieve this goal is to obtain the probability density function of the number of candidates from the average of the ratios of the political preference share, establishing the likelihood that someone to be elected president in the first round on 1%.

Key words. - Political candidates, Peruvian political campaign, Probability density function.

# INTRODUCCIÓN

La complejidad de los procesos electorales en el Perú no ha sido motivo para que se desarrollen estudios sobre la dinámica del proceso electoral más allá de estadísticas descriptivas *ex post*. Un estudio novedoso desarrollado por Huamanchumo [1] aplicando modelos de la investigación de mercados—conjoint analysis— al marketing político [2] mostró las posibilidades de implementar modelos predictivos de las decisiones de los votantes así como la posibilidad de diseñar *ex ante* el perfil del candidato político ganador. La segunda vuelta electoral es propiamente una manifestación que garantiza la elección democrática del representante político más alto y expresa la voluntad de los pueblos. Sin embargo, la segunda vuelta electoral ha

sido objeto de diversas críticas a favor y en contra [3], sustentado este último, por el hecho de que una gran cantidad de candidatos tienen una participación mínima en las preferencias de los electores sin que existan diferencias significativas entre las propuestas de gobierno [4]. En otros contextos donde la dinámica y/0 problemática electoral es distinta la investigación está orientada al análisis de la influencia en los resultados electorales de la información negativa sobre los candidatos presidenciales en el momento de la votación [5]. Estudios posteriores se han centrado en la propiedad de robustez de los resultados electorales el cual demostraba la no universalidad de estos en el conjunto total de votantes encontrándose claras evidencias de efectos negativos en el grupo de votantes no simpatizantes [6].

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup>Lic. en Estadística, Catedrático Escuela Profesional de Ingeniería Estadística (EPIES)-UNI e Instructor en la Escuela Nacional de Estadística e Informática-INEI, <sup>2</sup>Estudiante EPIES-UNI Asistente de Investigación.

Otras investigaciones han diferenciado entre planes de gobierno y políticas electorales para analizar el discurso político y sus efectos en la votación o viceversa [7]. Así, se ha logrado verificar ciertas hipótesis: por un lado, cuando las promesas electorales son creíbles las elecciones generales brindan algún grado de compromiso, por otro lado, cuando las promesas de una política moderada no son creíbles las elecciones generales son meramente una forma de decidir cual de las políticas - planes - partidarias son preferidas. La presión de la competencia electoral restringe los planes de gobierno de los partidos políticos - paradigma de Downsian.

#### ABSTRACCIÓN DEL PROBLEMA

Una primera aproximación nos permite asegurar, con un criterio de proporcionalidad, que a mayor cantidad de candidatos políticos en una contienda electoral es menor la probabilidad de que uno de estos obtenga más del 50% de la votación general en primera vuelta. Operativamente interesaría saber cuántos candidatos políticos deben participar como máximo en una contienda electoral para asegurar un resultado democrático en primera vuelta.

Si introducimos la cantidad 'K', como el número de candidatos, que es la variable de interés; y, si la participación en las preferencias del electorado son:  $P_P$ ,  $P_2$ , ...,  $P_K$ .

Asumiendo que todas las proporciones son diferentes, es decir, no hay candidatos que tienen la misma proporción, el cual es un supuesto bastante plausible y atribuimos por conveniencia un orden a éstas, de manera que:

$$p_{k} < p_{k-1} < \dots < p_{l} \tag{1}$$

Enfonces, se debe verificar que:

$$\sum_{i=1}^{K} p_i = 1 = 100\% \tag{2}$$

Tener en cuenta que  $p_1$  ecuación (1) es la proporción para el candidato con mayor preferencia. Asimismo,

de (1) podemos observar que  $p_i$  varía aleatoriamente entre  $p_{i+1}$  y  $p_{i+1}$  con una distribución dada.

Ahora, haciendo la división entre la proporción de un candidato y la proporción de su inmediato inferior, es decir,  $r_i = p_i/p_{i+1}$ , se obtendrá una variable aleatoria cuyo cociente nos indica la razón de un candidato con mayor proporción con respecto a su inmediato inferior mayor que la unidad, de esa manera,  $r_i$  es una variable aleatoria mayor que 1.

Aquí, es preciso obtener la razón promedio, que no es más que la media geométrica de las proporciones de (1).

Tabla 1. Proporciones de preferencia de los candidatos con sus respectivas razones con respecto al candidato inmediato inferior.

Proporciones	Razones
$p_1$	$p_1 / p_2 = r_1$
$p_2$	$p_2 / p_3 = r_2$
$p_3$	$p_3 / p_4 = r_3$
•	•
$p_{K-1}$	$p_{K-1} / p_K = r_{K-1}$
$p_{\scriptscriptstyle K}$	

Es evidente que la razón promedio está representada por la media geométrica. Si definimos como *r* esta media geométrica, entonces:

$$r = \sqrt[K-1]{r_1 \times r_2 \times ... \times r_{k-1}}$$
 (3)

Esta ecuación se puede escribir también así:

$$r = \sqrt[K-1]{p_1 / p_K} \tag{4}$$

Reemplazando r en los resultados para  $r_i$  especificados en la tabla 1, se obtiene los  $p_i$  en función de  $p_i$ .

Así tenemos que:

$$p_{1}$$

$$p_{2} = \frac{p_{1}}{r}$$

$$p_{3} = \frac{p_{2}}{r} = \frac{p_{1}}{r^{2}}$$

$$p_{4} = \frac{p_{3}}{r} = \frac{p_{1}}{r^{3}}$$

$$\vdots$$

$$p_{K} = \frac{p_{K-1}}{r} = \frac{p_{1}}{r^{K-1}}$$
(5)

La expresión para  $p_k$  es equivalente a la obtenida en la ecuación (4).

Reemplazando las proporciones estimadas (5) en (2), se obtiene:

$$p_1 \sum_{i=1}^{K} \frac{1}{r^{i-1}} = 1 = 100\%$$
 (6)

Resolviendo la serie cuya razón es  $r^{-1}$ , tenemos:

$$\frac{r^{-K}-1}{r^{-1}-1} = \frac{1}{p_1}$$

Despejando K, obtenemos:

$$K = -\frac{\ln\left[\frac{1}{p_1}(r^{-1} - 1) + 1\right]}{\ln r} \tag{7}$$

El modelo será restringido a que un candidato político sea ganador en la primera vuelta, es decir, la ecuación (7) quedaría condicionada a que  $p_I$  sea igual a el 50% + 1 voto.

Como el candidato político ganador será aquel cuya participación de preferencias del electorado es la mayor:  $p_{ij}$ , entonces,

$$p_1 = 50\% = 0.5 \tag{8}$$

Asumiendo en (8) que el 50% más 1 voto es despreciable para efectos de la presente investigación.

Reemplazando (8) en (7), se obtiene:

$$K = -\frac{\ln[2/r - 1]}{\ln r} \tag{9}$$

La ecuación (9) nos indica que el número de candidatos, K, depende de la razón promedio, r la proporción de un candidato y su inmediato inferior, ver ecuación (4). Por otro lado, se garantiza implícitamente que alguien gana las elecciones en primera vuelta para cualquier valor de K.

# FUNCION DE DENSIDAD DE LA CONTIENDA ELECTORAL

Centrando el problema en escoger un valor para 'r' de modo tal que permita obtener el valor apropiado de 'K' requiere que se formule el problema en términos probabilísticos [8]. En la figura 1, se observa cómo varía 'K' en función de 'r'. El valor de 'K' crece sin límite al aproximarse 'r' a 2. Así mismo, la gráfica nos indica que también es posible que algún candidato político salga elegido Presidente en primera vuelta aún cuando se presenten una cantidad muy grande de candidatos; pero, como podemos darnos cuenta, la "probabilidad" de ocurrencia de este evento es muy pequeña. Otra forma de analizar el caso es observando la relación (9); sabiendo, además, que un gran número de candidatos políticos, en el caso extremo, tiende a aproximar 'r' a 2 con la consecuente indeterminación de la mencionada relación.

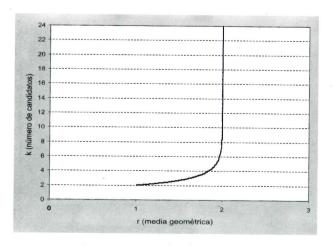


Fig. 1 K(r) Cantidad de candidatos.

¿Qué método debemos emplear para determinar un número máximo K de candidatos de manera que este evento tenga una probabilidad de ocurrencia significativa de que alguien salga elegido Presidente? o ¿hasta qué cantidad de candidatos debemos permitir en unas elecciones presidenciales de manera que si se presenta una cantidad superior a ésta, sea poco probable de que alguien salga elegido?

Estamos de acuerdo que conforme más candidatos se presenten a unas elecciones, "menos probable" será que alguien salga elegido en primera vuelta. Esto indica que la probabilidad tenderá a ser nula cuando se presenten una cantidad muy grande de candidatos. De acuerdo a este planteamiento se propone el siguiente postulado:

#### Enunciado

La probabilidad de que alguien salga elegido presidente en primera vuelta varía de forma inversa con la cantidad de candidatos que se presenten a la contienda electoral.

Se establece el siguiente evento, cuya variable aleatoria, *K*, es el número de candidatos:

$$\{K \le K_0\} \tag{10}$$

La relación anterior puede interpretarse como: el número de candidatos toma a los más el valor  $K_0$ .

Si observamos nuevamente la figura 1 podemos apreciar que esa gráfica es monótona creciente, por lo que el evento (10) es equivalente al evento  $\{r \le ro\}$  [9].

Es decir,

$$\{K \le K_0\} \equiv \{r \le r_0\} \tag{11}$$

Por lo tanto, las probabilidades de ambos eventos serán equivalentes. Entonces:

$$P(K \le K_0) = P(r \le r_0) \tag{12}$$

Ahora, si definimos como  $f(\bullet)$  a la densidad de probabilidad (dado que ry K son variables aleatorias continuas) vinculada a cualquiera de los dos eventos de (11). Entonces, del postulado tendremos que:

$$f(\bullet) \propto \frac{1}{K}$$
 (13)

Reemplazando (9) en el segundo miembro de (13) y multiplicando por la constante 'c' para lograr la igualdad, tenemos:

$$f(r) = -\frac{c \ln r}{\ln[2/r - 1]}$$
 (14)

Debemos ahora verificar si (14) cumple con las condiciones de una función de densidad siguiendo a Nguyen, H. T. et. al. [10]:

Condición I.-  $\forall r: f(r) \ge 0$ 

De (9) se puede deducir fácilmente que K > 2.

Entonces  $f(r) = \frac{c}{K} \ge 0$ , si y solo si c sea no negativo.

Condición II.- 
$$\int_{1}^{2} f(r) dr = 1$$

Operando la integración en (14) para todo su dominio, se tiene que:

$$c = 2.80516...$$

Este resultado justifica la condición I establecida arriba. A continuación, se presenta en la figura 2 la gráfica de la función de densidad de probabilidad de r.

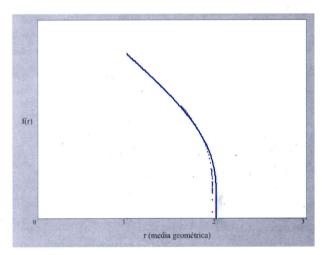


Fig. 2 Función de densidad de probabilidad de r.

# CONTRASTE DE LA HIPÓTESIS DE INVESTIGACIÓN

Dado que (14) cumple con las condiciones de una función de densidad de probabilidad, además, dado que esta función está determinada por la restricción (8), entonces, la ecuación (14) contiene información de la probabilidad de que alguien gane las elecciones en primera vuelta. Por lo tanto, la hipótesis nula vinculada a esta función es:

Ho: Alguien sale elegido en primera vuelta.

Que puede interpretarse como el evento que permite conocer una cantidad máxima de candidatos de manera que alguien gane las elecciones en primera vuelta.

El problema planteado se resolvería otorgándole una probabilidad de ocurrencia significativa a *Ho* para no ser rechazada, lo cual dependería de 'r'. Si esta probabilidad es más pequeña que el nivel de significación establecido debemos rechazarla.

Se sabe que al aproximarse 'r' a 2, K se aproxima a un valor muy grande. Entonces, la región de rechazo tiene que estar comprendido en el extremo derecho de la gráfica de la función de densidad de la figura 2, porque si un valor de r está muy cerca a 2 (K muy grande) habría muy poca probabilidad de apoyar la hipótesis nula y tendríamos que rechazarla.

Concluimos que la región de rechazo está dada por:

$$p(r \ge r_0) = \alpha$$

Donde  $r_0$  es el valor crítico.

# LA MÁXIMA CANTIDAD DE CANDIDATOS

Resolviendo el problema por el método formal de inferencia estadística, planteamos las siguientes hipótesis:

Ho: Alguien sale elegido en primera vuelta. H1: Nadie sale elegido en primera vuelta.

Asumiendo un nivel de significación (Error tipo I) de  $\alpha = 1\%$ .

El problema se resuelve no rechazando la hipótesis nula y ello implica conseguir una probabilidad de ocurrencia para dicha hipótesis mayor a 0.01 (observe la figura 3).

Es decir:

$$p(r > r_0^*) > 0.01$$

Tal que

$$r_0^* < r_0$$

Entonces:

$$p(r > r_0^*) = \int_{r_0^*}^2 f(r)dr > 0.01$$
 (15)

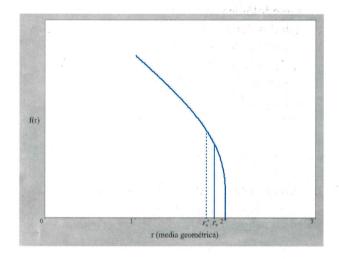


Fig. 3 Valor crítico en la función de densidad de probabilidad de r.

En la tabla 2, se presenta la ley de probabilidad de ocurrencia para valores mayores que *K*. Se puede verificar que la probabilidad de ocurrencia de que alguien gane las elecciones en primera vuelta disminuye sustancialmente a medida que se presenten más candidatos.

**Tabla 2.** Probabilidad de ocurrencia para valores mayores o iguales a K.

$r_0^*$	$K_0^*$	$P(r > r_0^*)$
1.840	4	0.082
1.928	5	0.033
1.966	6	0.013
1.984	7	0.005
1.992	8	0.002
1.996	9	0.001

#### CONCLUSIÓN

Se estableció un modelo probabilístico para la cantidad de candidatos que se deben presentar en una contienda electoral de modo que alguien gane las elecciones en primera vuelta. Las estadísticas de los procesos electorales en el Perú sustentan [11] el ejercicio teórico desarrollado. En efecto, si se presentan más de 6 candidatos es muy probable la realización de una segunda vuelta electoral con un nivel de significación del 1%.

#### REFERENCIAS

- 1. **Huamanchumo De la Cuba, L.,** "Propuesta metodológica para un nuevo enfoque en el estudio del proceso electoral peruano mediante encuestas de opinión pública". TECNIA. Vol.12 N°2, 2002. pp. 9-16, Lima Perú.
- Huamanchumo, De la Cuba, L., "Un modelo estadístico para pruebas de producto en el contexto de la ley de congruencia, primacía y persistencia en la teoría de la elección del consumidor". TECNIA. Vol. 11 Nº 2. 2001. pp. 47-55, Lima Perú.
- 3. Asociación Civil Transparencia., "Resumen de noticias". Accesado el 13 de enero del 2009: <a href="http://www.transparencia.org.pe/documentos/resumen\_de\_noticias\_viernes\_13\_de\_enero.pdfLima\_Perú.">http://www.transparencia.org.pe/documentos/resumen\_de\_noticias\_viernes\_13\_de\_enero.pdfLima\_Perú.</a>

- 4. **Perú Político.**, "Análisis, comentarios y noticias sobre sociedad y política en el Perú"., Accesado en enero del 2009: http://www.perupolitico.com/?page\_id=243, Lima Perú.
- 5. **Aragones, E.**, "Negativity effect and the emergence of ideologies". Journal of Theoretical Politics. Vol. 9 N° 2. 1997. pp. 189-210.
- 6. **Klein, J. & Ahlumalia, R.**, "Negativity in the evaluation of political candidates". Journal of Marketing. Vol. 69. 2005. pp. 131-142.
- 7. **Lee, D., Moretti, E., Butler, M.** "Do voters affect or elect policies? Evidence from the U.S. House". Quarterly Journal of Economics. 2004. CXIX. pp. 807-859.
- 8. **Hogg, R. & Tanis, E.**, "Probability and Statistical Inference". Prentice-Hall. 6<sup>th</sup> Edition. 2001. pp. 165-176.
- 9. **Nguyen, H.T. & Rogers, G.S.**, "Fundamentals of Mathematical Statistics. Probability for Statistics". Vol. 01. Springer Verlag. 1989. pp. 27-36.
- Nguyen, H.T. & Rogers, G.S., Fundamentals of Mathematical Statistics". Statistical Inference. Vol. 02. Springer Verlag. 1989. pp. 2-7.
- 11. Perú Político, Op.cit.

Correspondencia: keansa@gmail.com

Recepción de originales: Abril 2008 Aceptación de originales: Mayo 2008

# RESEÑAS BIOGRÁFICAS DE LOS AUTORES

#### ANÍBAL VALERA PALACIOS

Realizó estudios superiores en la Universidad Nacional de Ingeniería, donde, en 1973, obtuvo el grado académico de Bachiller en Ciencias con mención en Física. Posteriormente, lo hizo en la Universidad de Stuttgart, Alemania, obteniendo el grado de Diplom-Physiker, en 1976, y el grado académico de Doctor en Física (Dr.rer.nat.), en 1979. Siguió cursos de perfeccionamiento en Alemania. En la actualidad, es Jefe del Laboratorio de Óptica y Semiconductores y profesor principal en la Facultad de Ciencias de la UNI en el campo de energía solar, dentro del cual ha expuesto trabajos de desarrollo e investigación en reuniones nacionales e internacionales.

#### EDWARD JOEL ROMERO RIVERA

Egresado de la Facultad de Ciencias de la Universidad Nacional de Ingeniería, en la especialidad de Física. Realizó trabajos, como Optimización y evaluación de un interferómetro de Mach Zehnder, Construcción y optimización de un sistema plasmático DC aplicado a la elaboración de semiconductores, Evaluación óptica de vibraciones en una estructura (Techo). Obtuvo el primer puesto en el 3er Concurso "Innovación de experimentos de Física, Química y Matemática", con el experimento "El efecto Jericó", organizado por el Instituto de Investigación de la Facultad de Ciencias de la UNI.

# JOSÉ FERNANDO FLORÍNDEZ SÁNCHEZ

Estudiante egresado de la Facultad de Ciencias de la UNI, en la especialidad de Física. Realizó los siguientes trabajos de investigación: Estudio de la resonancia en la estructura del pabellón R (UNI), Sistema interferométrico para evaluación holográfica, Uniones fotovoltaica en base de películas delgadas de diamante. Obtuvo el primer puesto en el 3er Concurso Innovación de experimentos de Física, Química y Matemática, con el experimento "El efecto Jericó", organizado por el Instituto de Investigación de la Facultad de Ciencias de la UNI.

#### LUIS EMILIO HUAMANCHUMO DE LA CUBA

Candidato a Maestro en Ciencias con mención en Ingeniería de Sistemas, Licenciado en Estadística y Economista de la Universidad del Pacífico. Especialista en diseño e implementación de sistemas de información estadístico y de indicadores para la gestión. Profesor en la Universidad Nacional de Ingeniería, en los cursos de Econometría, Análisis multivariante y Análisis de indicadores en la Escuela Profesional de Ingeniería Estadística. Instructor en la Escuela Nacional de Estadística e Informática-INEI.

#### ROBERTO PINEDA LEÓN

Ingeniero Mecánico con estudios de Maestría en Ingeniería de la Facultad de Ingeniería Mecánica de la UNI, con especialización en Ingeniería de Aplicaciones Energéticas del Gas Natural. Ha desarrollado trabajos de investigación sobre aplicaciones energéticas de las fuentes de energía renovable, especialmente sobre energía de la biomasa en el Instituto General de Investigación de la UNI, Facultad de Ingeniería Mecánica de la Universidad Pedro Ruiz Gallo de Chiclayo, Escuela Profesional de Ingeniería de Recursos Naturales y Energías Renovables de la Universidad Alas Peruanas de Lima. Consultor Nacional de Energía, como coinvestigador del CONCYTEC, participó en dos proyectos de Investigación sobre Energías Renovables.

## JOHNNY NAHUI ORTIZ

Ingeniero Mecánico egresado de la Universidad Nacional de Ingeniería, Magíster en Energías Renovables por la Universidad de Oldenburgo - Alemania (MSc. 1994). Doctor en Gestión y eficiencia energética por la Universidad de Missouri-Rolla, Estados Unidos (Ph.D., 1996). Auditor Energético certificado por la Asociación de Ingenieros de la Energía de los Estados Unidos. (C.E.M., 1999). Ha realizado cerca de 180 auditorías energéticas, en plantas industriales de Estados Unidos, México,

Brasil, Ecuador y Perú. Es especialista en Evaluación de Sistemas energéticos integrados. Actualmente, se desempeña como Consultor Internacional en Energía.

# TERESA ESTHER NÚÑEZ ZÚÑIGA

Graduada en Ingeniería Electrónica en la Universidad Nacional de Ingeniería en el año 1981, realizó estudios de Maestría y Doctorado en Ingeniería Eléctrica en la Universidad Estadual de Campinas São Paulo — Brasil, en el Departamento de Sistemas y Control de Energía, entre 1997-1999 y 1999-2002. Desde 1985, es Profesora Asociada en la Universidad Nacional de Ingeniería. Sus áreas de interés son los Filtros activos de potencia, los Armónicos en sistemas de energía, las Impedancias negativas y la Electrónica de potencia.

#### PEDRO JOSÉ ROMERO Y OTINIANO

Bachiller en Ingeniería Química e Ingeniero Químico de la Universidad Nacional Mayor de San Marcos. Desde 1999 es profesor, a tiempo parcial, en la Universidad Nacional de Ingeniería en los cursos de Programación digital: Pascal, C++, Visual basic, Matlab, Química orgánica, Laboratorio de química general i y ii. Participó en diferentes certámenes académicos nacionales e internacionales. También realizó publicaciones en revistas especializadas. En la actualidad, asesora a diferentes empresas y universidades del medio.

## ÉDER CLIDIO VICUÑA GALINDO

Obtuvo el título en Ingeniería Química en la Universidad Nacional Mayor de San Marcos y M.Sc. en Ingeniería Química en la Universidad de Puerto Rico, en 1994. Actualmente, es docente en la Universidad Nacional Mayor de San Marcos, siendo su especialidad Control de Procesos, Automatización de Procesos y Fenómenos de Transferencia. Ha realizado diversas publicaciones en revistas del medio y obtuvo premios en su especialidad.

#### LUIS DELGADO GALIMBERTI

Magíster en Arquitectura con mención en Historia y Crítica, Arquitecto con estudios en la FAUA – UNI.

Doctoren Filosofía en la Universidad Nacional Mayor de San Marcos. Obtuvo una segunda especialización profesional en Planeamiento Urbano, en la Universidad Técnica de Berlín entre 1985-1987. Ha realizado el curso de Posgrado Hábitat en el Instituto Superior de Arquitectura de la Comunidad Francesa (La Cambre) en Bruselas (1992) y su Pasantía de Investigación en la Universidad Técnica de Berlín con auspicio del DAAD 2001. Actualmente, es Decano, profesor principal e investigador en la Facultad de Arquitectura, Urbanismo y Artes de la UNI. Participó en conferencias académicas en la Universidad Libre de Berlín 2000. Logró premios en concursos de Arquitectura Nacionales y en la V y VII Bienal del CAP.

# GLORIA TERESITA HUAMANÍ HUAMANÍ

Doctora en Ingeniería (2006). MSC. en Ingeniería de Sistemas (1995). Ingeniera Industrial CIP (1988). Diploma en logística PADEESAN. Estudios de Maestría de Educación UDEP. Actualmente, es profesora principal en la Universidad Nacional de Ingeniería en Logística, creatividad empresarial e innovación, e Investigadora en tecnología de información y comunicaciones, educación virtual y sistemas productivos. Directora y editora de THEKE EPIS UNI Revista N° 01, N° 02, N° 03.

#### IRLA DORALIZA MANTILLA NÚÑEZ

Obtuvo la Licenciatura en matemáticas en la Universidad Nacional de Trujillo, La Libertad, Maestría en Ciencias con mención en matemática aplicada en la UNI. Cursó estudios de doctorado en matemática en la Universidad de Oviedo-España. Es docente de la Facultad de Ciencias de la Universidad Nacional de Ingeniería. Creó el Laboratorio de Simulación e Investigación Numérica de la Facultad de Ciencias el cual, hasta el momento, lo dirige.

#### SALOMÉ GONZALES CHÁVEZ

Doctor, Ingeniero Industrial por la Universidad de Oviedo-España. Ingeniero Mecánico Electricista por la Universidad Nacional de Ingeniería, UNI-Perú. Es Catedrático de Postgrado en la Universidad Nacional de Ingeniería y otras Universidades del Perú, Miembro del Consejo Directivo del INICTEL-UNI, Pastdecano de la Facultad de Ingeniería Mecánica de la UNI. Consultor Internacional e Investigador en Mercados energéticos, Planificación energética, Manejo estratégico de las energías renovables, Proyectos de aerogeneración, Modelos energéticos y econométricos, Optimización y ahorro energético en procesos, Sistemas de cogeneración.

#### VÍCTOR MANUEL CRUZ ORNETTA

Ingeniero Electrónico; Magíster en Ingeniería de Telecomunicaciones y Doctor en Ingeniería ambiental. Especialista en Gestión ambiental y Análisis de sistemas. Decano de la Facultad de Ingeniería Electrónica de la Universidad Nacional Mayor de San Marcos, profesor en la Universidad Ricardo Palma y ex Jefe de la División de Laboratorios e Investigador del Área de Acceso y Radio propagación del INICTEL- UNI. Desde el

año 2001, es Consejero del Proyecto Internacional Campos Electromagnéticos de la Organización Mundial de la Salud. Miembro del Panel de Expertos Latinoamericanos sobre Radiaciones No Ionizantes, auspiciado por el Instituto Edumed-Brasil, desde el año 2007 a la fecha. Ha expuesto, a nivel internacional, cursos y ponencias en Alemania, Argentina, Australia, Brasil, Chile, Ecuador, Francia, Guatemala, Honduras, México, Suiza.

#### ABEL GUTARRA ESPINOZA

Obtuvo la Licenciatura y Maestría en Física, en la Facultad de Ciencias en la Universidad Nacional de Ingeniería. Realizó estudios de Doctorado en la Universidad de Uppsala-Suecia, sustentando su tesis en marzo de 1998. Es miembro del grupo de investigación en películas delgadas y del grupo de instrumentación. Actualmente, es docente investigador en la Facultad de Ciencias-UNI.